



# الإدارة المعاصرة

دورية علمية متخصصة وصحية

يصدرها كل ثلاثة أشهر معهد الإدارة العامة

الرياض - المملكة العربية السعودية

في هذا العدد:

- الطلب من الواردات الكلية  
السمودية باستخدام تصحيح الخطأ  
والتكامل المشترك .

د. محمود الخطيب الكسواني

- استخدام طريقة المركبات الأساسية  
في تحليل المؤشرات المالية في سوق  
الأسهم - حالة تطبيقية : سوق الأسهم السعودية .

د. محمد كبه كبه

- بناء الفريق : دراسة ميدانية لآراء  
المديرين حول مدى توفر سمات العمل  
كفريق في الأجهزة الحكومية  
لمحافظات الشمال في الأردن .

د. نعيم عقله نصير

أ. راند إسماعل عبانة

- دراسة اختبارية لبعض محددات  
تمهيد الدخل في الشركات المساهمة  
الكويتية .

د. علي محمد حسن هويدي

- نموذج تقييم أنظمة المعلومات  
الاستراتيجية كأداة تنافسية في  
المصارف : دراسة حالة .

أ. أميل عقيل بونسل

د. عبدالستار محمد العلي

• المجلد الثامن والثلاثون • العدد الثاني • ربيع الآخر ١٤١٩ هـ • أغسطس ١٩٩٨ م

## الطلب من الواردات الكلية السعودية باستخدام تصحيح الخطأ والتكامل المشترك

د. ممدوح الخطيب الكسواني \*

### المقدمة :

حفلت الأدبيات الاقتصادية بدراسات كثيرة حول دوال الطلب الكلية الساكنة والحركية من الواردات . وقد تناولت هذه الدراسات دوالاً متقدمة ونامية مختلفة في هياكلها الاقتصادية ، ومتباينة في درجات نموها الاقتصادي . كما هدفت إلى البحث عن المتغيرات والعوامل التي تحدد مستوى الطلب الكلي من الواردات ، بالإضافة إلى سعيها لتقدير مرونة الطلب من الواردات في الأجلين : القصير والطويل على حد سواء . ونهجت تلك الدراسات اتجاهين مختلفين : يندرج أولهما في إطار الاقتصاد القياسي التقليدي لتقدير نموذج قياسي بمعادلة انحدار واحدة ، وينتمى الاتجاه الثاني إلى الاتجاه الحديث في تحليل السلاسل الزمنية واختبار استقرارها وتكاملها المشترك .

### ١ - أهمية الدراسة :

تكتسب دراسة وتحليل دالة الطلب من الواردات في المملكة أهمية خاصة نظراً لاعتماد الاقتصاد السعودي على التجارة الدولية لتأمين العديد من السلع والمواد الأولية عبر قنوات الواردات ، ولاتباع المملكة سياسة فتح الأسواق وحرية الاستيراد من أنحاء العالم كافة . أما من الناحية القياسية ، فقد بينت بعض الدراسات التطبيقية عدم

\* أستاذ الاقتصاد المشارك بقسم الاقتصاد - كلية العلوم الإدارية - جامعة الملك سعود - الرياض .

أهمية الأسعار النسبية للواردات كمتغير تفسيري لمستوى الطلب من الواردات .  
وسنحاول في هذه الدراسة اختبار مدى أهمية الأسعار النسبية في المملكة في التأثير  
على مستوى الطلب الكلى من الواردات فيها .

## ٢ - أهداف الدراسة :

تسعى هذه الدراسة إلى تحليل سلوك الطلب من الواردات الكلية في المملكة العربية  
السعودية بالتعرف على المتغيرات المحددة للطلب الكلى من الواردات . وتهدف إلى  
تقدير الدوال السكونية والحركية في الأجلين القصير والبعيد للواردات الكلية ، وذلك  
بغية تقدير مرونة الطلب من الواردات الكلية بالنسبة للدخل والأسعار النسبية في  
الأجلين القصير والبعيد .

## ٣ - منهج الدراسة :

تقوم هذه الدراسة باتباع منهجيتين متكاملتين : الأولى تقليدية غرضها تصميم  
دوال الطلب الساكنة والديناميكية من الواردات الكلية في المملكة ، وباعتماد على هذه  
الدوال ستقدر مرونة الطلب الكلية من الواردات في كل من الأجلين القصير والطويل .  
والثانية حديثة تطبق من خلالها أساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة درجة  
استقرارها وتكاملها المشترك .

## ٤ - الفروض والتساؤلات :

تفترض هذه الدراسة أن الطلب من الواردات الكلية في المملكة العربية السعودية  
يتحدد بمتغيرين أساسيين : أولهما الناتج المحلي غير النفطي بالأسعار الثابتة ،  
والثاني الأسعار النسبية للواردات . وتفترض كذلك وجود علاقة طردية بين الطلب من  
الواردات الكلية ومستوى الدخل غير النفطي ، وعلاقة عكسية بين الطلب الكلى من  
الواردات والأسعار النسبية للواردات . وتحاول هذه الدراسة إثبات وجود علاقة توازنية  
طويلة الأجل بين الطلب من الواردات الكلية وكل من الناتج المحلي الحقيقي غير النفطي  
والأسعار النسبية للواردات .

## ٥ - الإطار الزمني للدراسة ومصادر بياناتها :

غطت هذه الدراسة الفترة الزمنية من (١٩٧٠ - ١٩٩٤م) واعتمدت على بيانات الحسابات القومية السنوية المقيّمة بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٤م التي تنشر في تقارير مؤسسة إصدار النقد العربي السعودي <sup>(١)</sup> ، واستكملت من نشرة الحسابات القومية التي تنشرها وزارة المالية والاقتصاد الوطني <sup>(٢)</sup> ، وكذلك من إحصاءات الأمم المتحدة <sup>(٣)</sup> .

## ٦ - الدراسات السابقة :

تناولت كثير من الدراسات دوال الطلب من الواردات الكلية بالتقدير والتحليل في دول عديدة ، وأدرجت في تلك الدوال متغيرات مختلفة كالدخل الحقيقي ، والأسعار النسبية ، والاحتياطي من النقد الأجنبي ، وأسعار الصرف ، والمتغيرات المتباطئة والصورية . ونذكر منها على سبيل المثال : دراسة (Khan, 1974) التي حلت الطلب من الصادرات والواردات في الدول النامية <sup>(٤)</sup> ، وأجرى (Khan and Ross, 1975) دراسة قياسية للطلب من الواردات في أربع عشرة دولة بهدف قياس المرونات السعرية والدخلية . وبينت هذه الدراسة أن المرونة السعرية منخفضة في إحدى عشرة دولة ، وأنها تزيد عن الواحد في ثلاث دول ، أما مرونة الطلب بالنسبة للدخل الحالي فكانت مرتفعة في جميع الدول باستثناء الولايات المتحدة <sup>(٥)</sup> . وقام (Khan and Ross, 1977) بتقدير دوال الطلب من الواردات في ثلاث دول صناعية هي : الولايات المتحدة وكندا واليابان <sup>(٦)</sup> . وهدفت الدراسة إلى تحديد شكل دالة الطلب من الواردات باعتبار أن الدخل الحقيقي والأسعار النسبية هما المحددان الأساسيان لمستوى الطلب من الواردات ، وأضيفت متغيرات متباطئة لإعطاء النماذج صيغة ديناميكية . كما بينت الاختبارات الإحصائية المطبقة أن الدوال اللوغاريتمية أفضل من الدوال الخطية من حيث تمثيلها للبيانات المستخدمة . ودراسة (Aries and Afifi, 1987) التي تناولت تقديراً لدالة الطلب من الواردات لثلاثين دولة نامية <sup>(٧)</sup> ، ودراسة (Kamperis G. 1989) التي قدرت دالة الواردات الكلية لقبرص <sup>(٨)</sup> . ودراسة (Asseery and Perdakis, 1991) التي هدفت إلى تفسير الطلب من الصادرات والواردات لقبرص بمتغيري الدخل الحقيقي

والأسعار النسبية وذلك باستخدام أسلوبى تصحيح الخطأ والتكامل المشترك ، واختبار (بيرون لانكسار) تلك الدوال عام ١٩٧٤م نتيجة للغزو التركي لهذه الدولة <sup>(٩)</sup> .

أما فى إطار الاقتصاد السعودى ، فتجدر الإشارة إلى دراستين مهمتين ، الأولى دراسة مختار متولى وآخرين بعنوان : «دراسة قياسية لنمو ومحددات واردات المملكة العربية السعودية من دول العالم المختلفة» المنشورة فى مجلة العلوم الإدارية عام ١٩٨٦م ، وقد غطت الفترة من (١٩٦٦ - ١٩٨٢م) <sup>(١٠)</sup> . وعرضت هذه الدراسة هيكل واردات المملكة من خمس وأربعين دولة ، وقدرت معدل نموها الأسى ، وقدرت عدداً من الدوال لتحديد الميل الحدى للواردات ومرونة الواردات بالنسبة للدخل والأسعار النسبية لكل دولة على حدة . والثانية دراسة (Asseery and Perdakis, 1990) بعنوان «تقدير دوال الطلب الكلية لدول أعضاء مجلس التعاون الخليجى» المنشورة فى مجلة (The Middle East Business and Economic Review) والتي هدفت إلى تقدير دوال الطلب من الواردات الكلية لكل من دول مجلس التعاون الخليجى (ومنها السعودية) للفترة من (١٩٧٠ - ١٩٨٥م) ، وقدرت دوال سكونية وحركية للطلب باعتبار الدخل والأسعار النسبية كمتغيرات تفسيرية للنماذج ، إضافة إلى استخدام الصيغ الخطية واللوغاريتمية . وقد تبين أن الدخل الحقيقى والأسعار النسبية هى متغيرات معنوية إحصائياً لتفسير مستويات الطلب من الواردات فى دول مجلس التعاون الخليجى . ومقارنة بهاتين الدراستين ، تتصف الدراسة الحالية باعتمادها على سلسلة زمنية طويلة تغطى الفترة من (١٩٧٠ - ١٩٩٤م) ، وانتهاجها الأساليب الحديثة فى تحليل السلاسل الزمنية . ولا مجال لمقارنة نتائج هذه الدراسة بالدراسات السابقة ؛ لاختلاف الفترة الزمنية ، ومنهجية التحليل ، وأساليب القياس المطبقة ، والمتغيرات التفسيرية المتضمنة فى النماذج .

ولئن اشتركت معظم الدراسات فى تركيزها على أهمية الدخل الحقيقى وعلاقته الطردية بمستوى الطلب من الواردات الكلية ، إلا أن هذه الدراسات لم تكن مجمعة على دور الأسعار النسبية للواردات التى كانت معنوية فى بعض الدراسات وغير معنوية فى بعضها الآخر . ويعود السبب فى ذلك إلى عوامل متعددة تتميز بها ظروف الدول عن بعضها البعض ، ومنها : طبيعة التضخم الداخلى والتضخم الخارجى ، وهيكل الطلب المحلى وارتباطه بالإنتاج المحلى أو المستورد ، وحجم الواردات ونسبتها إلى

الإنتاج المحلى ، وطبيعة عائدات الدولة من العملات الأجنبية ، والنظام النقدى والمالى ، وأنظمة الاستيراد ومدى انفتاحها على العالم الخارجى ، والتعريفات الجمركية المعمول بها ، .... إلخ .

ويتوقع أن يعانى تقدير دوال الطلب من الواردات الكلية فى المملكة من بعض المشكلات القياسية نتيجة للخصوصيات التى تحكم عدم انتظام تدفق الدخل النفطى والواردات ، والتى نلخص أهمها على النحو التالى :

١ - أهمية عوائد النفط : تشكل عوائد النفط المصدر الرئيس للدخل فى المملكة ، ونتيجة لتقلب أسعار النفط العالمية ، تتقلب مستويات الدخل . فقد تراوحت نسبة الناتج المحلى النفطى بالأسعار الثابتة إلى الناتج المحلى الإجمالى خلال فترة الدراسة بين (٦, ٣٣٪) عام ١٩٨٥م و (٧٨٪) عام ١٩٧٣م<sup>(١٢)</sup> .

٢ - أهمية الواردات وعدم استقرارها : تشغل الواردات أهمية خاصة فى الاقتصاد السعودى ، حيث ارتفعت قيمة الواردات من السلع والخدمات خلال الفترة (١٩٧٠ - ١٩٩٤م) من (١١, ٨٦٢) مليار ريال إلى (٢١٢, ٦١) مليار ريال بالأسعار الثابتة ، وذلك بمعدل نمو سنوى متوسط ثابت قدره (٢, ٨٪) سنوياً<sup>(١٣)</sup> .

٣ - تقلب نسبة الواردات إلى الناتج المحلى : يقدر متوسط نسبة الواردات إلى الناتج المحلى الإجمالى بالأسعار الثابتة خلال فترة الدراسة بـ (٧, ٢٦٪) ، ويلاحظ عدم استقرار هذه النسبة وتقلبها بين حد أدنى يساوى (١, ٦٪) عام ١٩٧١م وحد أعلى يقدر بـ (٥٨٪) عام ١٩٨٣م<sup>(١٤)</sup> .

٤ - ارتفعت نسبة الواردات إلى الناتج المحلى غير النفطى بالأسعار الثابتة بصورة مطردة من حد أدنى قدره (٤, ٢٣٪) عام ١٩٧٠م إلى حد أعلى قدره (٨, ٩٧٪) عام ١٩٨٤م ، ثم انخفضت بصورة مطردة اعتباراً من عام ١٩٨٥م لتصل إلى (٣, ٤٠٪) عام ١٩٩٤م . وقد أدى هذا التطور إلى التمييز بين فترتين جزئيتين ، الأولى من (١٩٧٠ - ١٩٨٤م) وتتصف بتزايد نسبة الواردات إلى الناتج المحلى غير النفطى ، والثانية من (١٩٨٥ - ١٩٩٤م) وتتصف بانخفاض النسبة المذكورة . وقد برر هذا التفريق إدخال متغير صورى يفرق بين سلوك الطلب من الواردات الكلية خلال كل من هاتين الفترتين الجزئيتين<sup>(١٥)</sup> .

٥ - نتيجة لتقلب العوائد النفطية بصورة ملحوظة بين فترة وأخرى ، فقد تقلبت الواردات بالنسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي بصورة أقل من تقلبها بالنسبة للناتج المحلي غير النفطي ، وتبين ارتباط الواردات الكلية بالملكة بالناتج المحلي غير النفطي أكثر من ارتباطها بالناتج النفطي . لذلك ، تم إدراج الناتج المحلي غير النفطي بالأسعار الثابتة في دالة الواردات بدلاً من الناتج المحلي الإجمالي .

٦ - تنهج المملكة سياسة اقتصادية مفتوحة للواردات ، حيث تتدفق عليها الواردات من أنحاء العالم كافة دون قيود تذكر . ونتيجة لوجود نسبة عالية من السكان الأجانب بلغت (٢٧,٣٧٪) من مجموع السكان في المملكة عام ١٩٩٢م<sup>(١٦)</sup> ، فقد ارتبطت الأنماط الاستهلاكية للسكان الأجانب بالواردات نتيجة لعدم تمكن المملكة من إنتاج الاحتياجات المختلفة والمتباينة للسكان الأجانب ، إضافة إلى اللجوء للواردات لتلبية احتياجات السكان السعوديين من السلع غير المنتجة محلياً .

٧ - ترتبط عوائد النفط الحقيقية في المملكة بكل من أسعار النفط الجارية مقيّمة بالدولار الأمريكي إضافة إلى حجم الإنتاج النفطي ، كما ترتبط واردات المملكة مقيّمة بالأسعار الثابتة بالقيمة الحقيقية للدولار الأمريكي نتيجة لارتباط سعر صرف الريال السعودي بالدولار الأمريكي . لذلك فمن المتوقع أن يؤثر تقلب سعر صرف الدولار الأمريكي بصورة مزدوجة وضمنية على كل من الدخل الحقيقي للمملكة و وارداتها الحقيقية . وبالمطبع فقد تم أخذ هذا المتغير بعين الاعتبار بصورة ضمنية من خلال الأسعار النسبية للواردات .

٨ - تعد التعريفات الجمركية المطبقة على الواردات في المملكة مرتفعة بمقارنتها بمثيلاتها في دول مجلس التعاون الخليجي ، مما أدى إلى تدفق سلع عديدة من دول مجلس التعاون الخليجي باتجاه المملكة لانخفاض أسعار هذه السلع نسبياً في تلك الدول .

٩ - انخفضت الأسعار النسبية للواردات خلال الفترة من (١٩٧٠ - ١٩٧٧م) ، نتيجة لارتفاع معدلات التضخم في المملكة . ثم عادت الأسعار النسبية للواردات للارتفاع بصورة طفيفة خلال الفترة من (١٩٧٨ - ١٩٨٩م) بسبب الاستقرار النسبي لكل من الأسعار المحلية والرقم القياسي لأسعار الواردات . ومنذ عام

١٩٩٠م (حرب الخليج الثانية) ارتفع الرقم القياسى لأسعار الواردات بصورة ملحوظة من (١٠٧) عام ١٩٨٩م إلى (١٢٧) عام ١٩٩٠م . ويمرافقة ذلك الارتفاع باستقرار نسبى فى مستوى الأسعار المحلية ، فقد ارتفعت الأسعار النسبية للواردات بشكل ملحوظ خلال الفترة من (١٩٩٠ - ١٩٩٤م) <sup>(١٧)</sup> .

وبذلك ، فإن العوامل السابقة سوف تطبع العلاقة بين مستوى الواردات فى المملكة والمتغيرات المؤثرة فيه . وبشكل خاص ، يتطلب التحليل القياسى إدخال متغير صورى يأخذ فى الحسبان تطور الواردات بالأسعار الثابتة ، حيث تم التمييز بين فترتين مختلفتين : الأولى من ١٩٧٠م حتى ١٩٨٤م ، والثانية من ١٩٨٥م حتى ١٩٩٤م .

بعد أن استعرضنا أهمية الدراسة وأهدافها ومنهجيتها ، نتناول فيما يلى النماذج التقليدية لدوال الطلب من الواردات الكلية ، يليها تطبيق أسلوب تصحيح الخطأ على دوال الطلب من الواردات ، ثم اختبار منهج جوهانسن للتكامل المشترك لتحليل سلوك الطلب من الواردات الكلية فى المملكة ، وأخيراً نختم الدراسة بملخص لأهم نتائج البحث .

### النماذج التقليدية لدوال الطلب من الواردات الكلية :

تأخذ دوال الطلب من الواردات الكلية الشكل العام التالى <sup>(١٨)</sup> :

$$M_t = f(Y_t, P_t, Z_t, U_t) \quad \{1\}$$

حيث يمثل :

$M_t$  = الطلب من الواردات الكلية فى السنة (t) .

$Y_t$  = الناتج المحلى الإجمالى الحقيقى فى السنة (t) .

$P_t$  = الأسعار النسبية للواردات فى السنة (t) .

$Z_t$  = المتغيرات التفسيرية الأخرى فى السنة (t) .

$U_t$  = حد الخطأ العشوائى فى السنة (t) .

وتفيد العلاقة (١) أن التغيرات فى الواردات الكلية تفسرها التغيرات فى الناتج المحلى الإجمالى ، والأسعار النسبية للواردات ، ومتغيرات تفسيرية أخرى كعدد السكان ، وحجم التمويل ، وحصيلة الصادرات ، وموجودات الدولة من النقد الأجنبى ،

والزمن ، ومتغيرات صورية تأخذ في اعتبارها خصوصيات الطلب من الواردات ، إضافة إلى حد الخطأ الذي يعبر عن المتغيرات الأخرى غير المدرجة صراحة في النموذج وعن أخطاء القياس والتحديد .

ويمكن أن تأخذ دالة الطلب من الواردات الكلية الشكل الخطي التالي :

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + u_t \quad (2)$$

حيث يتوقع أن تكون :  $a_1 < 0, a_2 > 0$  .

وتفترض الصيغة الخطية استجابة ثابتة لتغيرات الواردات الكلية نتيجة لتغيرات الأسعار النسبية للواردات و/أو الناتج المحلي الإجمالي . أما إذا كانت تلك الاستجابة غير ثابتة فيفضل استخدام الدالة الأسية التي تأخذ الشكل التالي :

$$M_t = \gamma_0 P_t^{\gamma_1} Y_t^{\gamma_2} e_t \quad (3)$$

وبإجراء تحويل خطية لوغاريتمية للعلاقة (٣) ، يكون :

$$\ln M_t = \ln \gamma_0 + \gamma_1 \ln P_t + \gamma_2 \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

وهناك مبررات نظرية للحصول على مرونة طلب سعرية سالبة للواردات الكلية ، أي  $\gamma_1 < 0$  ، أما بالنسبة لمرونة الطلب الدخلية فهناك غموض يكتنف إشارتها الجبرية ، حيث نتوقع غالباً أن تكون إشارة جبرية موجبة ، ولكن من الممكن أن تأخذ إشارة جبرية سالبة إذا عمدت الدولة إلى انتهاج سياسة تنموية لإحلال الواردات ، حيث يترافق ارتفاع مستوى الناتج المحلي الإجمالي مع انخفاض الطلب من الواردات .

وتبنى العلاقتان (٢) و (٤) على افتراضين ضمنيين ، يفيد الأول وقوع المستوردين دائماً على دالة الطلب أي أن الطلب المرغوب فيه  $M^d$  يساوي الطلب الفعلي  $M_t$  ، ويفيد الثاني أن عرض الواردات تام المرونة بحيث يمكن معاملة أسعار الواردات على أنها متغيرات خارجية في دالة الطلب .

ومن الممكن استخدام أسلوب التكيف الجزئي لتفسير التغير في الطلب من الواردات ، أي أن التغير في الطلب من الواردات يتناسب خطياً مع الفرق بين الطلب المرغوب فيه على الواردات في الفترة  $t$  والطلب الفعلي على الواردات في الفترة  $t-1$  ، أي أن :

$$\Delta M_t = \delta (M_t^d - M_{t-1}) \quad (5)$$

حيث  $0 \leq \delta \leq 1$  و  $\Delta M = M_t - M_{t-1}$  .

وبإدماج أسلوب التكيف الجزئي في دالة الطلب الخطية (٤) ، نحصل على الصيغة التالية :

$$M_t = \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 P_t + \delta\alpha_2 Y_t + (1-\delta)M_{t-1} + u_t \quad \{6\}$$

ويمكن كتابة العلاقة (٦) بالشكل التالي :

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 M_{t-1} + u_t \quad \{7\}$$

حيث  $\beta_3 = (1 - \delta)$  ،  $\delta\alpha_0 = \beta_0$  ،  $\delta\alpha_1 = \beta_1$  ،  $\delta\alpha_2 = \beta_2$  ،  $\beta_2$  و  $\beta_1$  يمثلان على التوالي الميلين الحديين للواردات بالنسبة للسعر والدخل .

وبافتراض تناسب التكيف الجزئي هندسياً مع التغير في الطلب من الواردات ، فتأخذ صيغة التكيف الجزئي الهندسية الشكل الآتي :

$$(M_t / M_{t-1}) = (M_t^d / M_{t-1}^d)^\delta \quad \{8\}$$

حيث يمثل الثابت  $\delta$  معامل التكيف الجزئي ، وبتعويض العلاقة (٨) في العلاقة (٤) نحصل على المعادلة التالية :

$$\ln M_t = \delta \ln \gamma_0 + \delta \gamma_1 \ln P_t + \delta \gamma_2 \ln Y_t + (1-\delta) \ln M_{t-1} + \varepsilon_t \quad \{9\}$$

ويمكن كتابة العلاقة (٩) بالشكل المختصر التالي :

$$\ln M_t = \lambda_0 + \lambda_1 \ln P_t + \lambda_2 \ln Y_t + \lambda_3 \ln M_{t-1} + \varepsilon_t \quad \{10\}$$

حيث :  $\lambda_0 = \delta \ln \gamma_0$  ،  $\lambda_1 = \delta \gamma_1$  ،  $\lambda_2 = \delta \gamma_2$  ،  $\lambda_3 = (1-\delta)$

وتدل  $\lambda_1$  و  $\lambda_2$  على مرونة الواردات في الأجل القصير بالنسبة للسعر والدخل ، أما المرونات طويلة الأجل فتقدر على التوالي بـ  $(\lambda_1 / 1 - \lambda_3)$  و  $(\lambda_2 / 1 - \lambda_3)$  .

وقد تم قياس الطلب من الواردات الكلية  $M_t$  ، والناتج المحلي الإجمالي غير النفطي  $Y_t$  بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٤ م ، كما احتسب المتغير  $P_t$  بقسمة الأرقام القياسية لأسعار الواردات  $P_{mt}$  على الأسعار المحلية معبراً عنها بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك  $P_d$  أي أن  $P_t = P_{mt} / P_d$  . كما أدرج متغير صوري في دالة الطلب يأخذ في الاعتبار تغير سلوك الطلب خلال الفترتين الجزئيتين (١٩٧٤ - ١٩٨٤ م) و (١٩٨٥ - ١٩٩٤ م) . وقد تم تحديد فترة الانكسار عبر اختبار Chow الذي بينت إحصائياته حدوث انكسار معنوي في دالة الواردات عام ١٩٨٥ م حيث بلغت قيمة إحصائية Chow المحسوبة (١٤,٩٦) .

ولاختبار العلاقة بين الطلب من الواردات والدخل الحقيقي والأسعار النسبية إذا كانت خطية أم غير خطية فمن اللازم إجراء اختبار الخطية . ويتم ذلك بطرق متعددة تعتمد على إعطاء الدالة شكلاً أسياً ثم اختبار المتغيرات ، فإذا كان الأس لا يختلف جوهرياً عن الصفر فعندها تكون الدالة خطية ، ويتحول النموذج إلى نموذج انحدار خطي عادي . أما إذا كان الأس لا يختلف بصورة جوهريّة عن الواحد . فإن الدالة تأخذ شكلاً غير خطي . ويمكن بالتالي اعتبار الشكل الخطي حالة خاصة من الدالة الأساسية وذلك بإجراء تحويلة بوكس كوكس التالية <sup>(١٩)</sup> (Kmenta, 1986, P. 517) .

$$\left(\frac{M^{\lambda}-1}{\lambda}\right)=\alpha_0+\alpha_1\left(\frac{Y^{\lambda}-1}{\lambda}\right)+\alpha_2\left(\frac{P^{\lambda}-1}{\lambda}\right)+\mu_t \quad \{11\}$$

وتتلخص فرضية العدم والفرض البديل بالشكل الآتي :

$$H_0: \lambda = 1$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

وفى بعض الأحيان ، تكون الصيغة اللوغاريتمية الخطية هي البديل الوحيد للصيغة الخطية العادية . وعندها تكون القيم المناسبة للمعامل  $\lambda$  فى العلاقة (١١) هي :  $\lambda = 1$  و  $\lambda = 0$  . وفى العينات الكبيرة ، يكون ملائماً إجراء ما يسمى باختبار (PE) الذى قدمه (MacKinnon, White and Davidson) والمعتمد على الفرضين التاليين <sup>(٢٠)</sup> :

$$H_0: M_t = \alpha + \beta Y_t + \gamma P_t + \varepsilon_{0t} \quad \{12a\}$$

$$H_A: \ln M_t = \sigma + \omega \ln Y_t + \delta \ln P_t + \varepsilon_{1t} \quad \{12b\}$$

وبدمج العلاقتين (12a) و (12b) ، يمكن كتابة العلاقة التالية :

$$\pi(M_t - \alpha - \beta Y_t - \gamma P_t) + (1 - \pi)(\ln M_t - \sigma - \omega \ln Y_t - \delta \ln P_t) = \varepsilon_t \quad \{13\}$$

حيث  $\pi = 1$  عندما تكون  $H_0$  صحيحة ، و  $\pi = 0$  عندما تكون  $H_A$  صحيحة . ويقسمة

طرفى العلاقة (13) على  $\pi$  ، وتعويض  $\varepsilon_{1t}$  بما تساويه فى العلاقة (12b) . و  $\varepsilon_{0t}$  بما تساويه فى العلاقة (12b) وترتيب الحدود ، نحصل على العلاقة التالية :

$$M_t = \alpha + \beta Y_t + \gamma P_t + \theta_0 \varepsilon_{1t} + \varepsilon_t \quad \{14a\}$$

حيث  $\theta_0 = (\pi - 1) / \pi$  وتساوى الصفر في ظل فرضية العدم  $H_0$  . ولاختبار  $H_0$  مقابل الفرضية  $H_A$ ، نعوض  $(\varepsilon_{1t})$  بـ  $(\hat{\varepsilon}_{1t})$  بعد تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية للنموذجين (12a) و (12b) . ونحسب  $(1n\hat{M}_t - 1nM_t)$  ومن ثم يستخدم اختبار  $t$  لاختبار معنوية المعامل  $(\theta_0)$  .

ولقبول إمكانية أن تكون الصيغتان غير صحيحتين ، نقلب دورى الفرضيتين  $H_0$  و  $H_A$  ، ونشكل النموذج التالي :

$$1nM_t = \sigma + \omega 1nY_t + \delta 1nP_t + \theta_1 \varepsilon_{0t} + \varepsilon_{1t} \quad \{14b\}$$

حيث  $\theta_1 = -(\pi - 1) / \pi$  تساوى الصفر في ظل الفرضية  $H_A$  . ويجرى اختبار معنوية المعامل  $(\theta_1)$  بصورة مشابهة لما ورد سابقاً .

وبتطبيق خطوات الاختبار السابقة ، نحصل على النموذجين التاليين للصيغة الخطية واللوغاريتمية :

$$\begin{aligned} M_t &= 177.161 - 1.465P_t + 0.585Y_t \\ 1nM_t &= 6.818 - 1.902 \ln P_t + 1.318 \ln Y_t \end{aligned} \quad \{15\}$$

وبتقدير  $(\hat{\varepsilon}_{1t})$  وإدراجه في الصيغة اللوغاريتمية ، و  $(\hat{\varepsilon}_{0t})$  وإدراجه في الصيغة الخطية ، نتوصل إلى النموذجين التاليين :

$$\begin{aligned} 1nM_t &= 6.823 - 1.904 \ln P_t + 1.318 \ln Y_t - 0.0002\hat{\varepsilon}_{1t} \\ &\quad (4.924) \quad (-7.35) \quad (17.96) \quad (-0.049) \end{aligned} \quad \{16\}$$

$$\begin{aligned} M_t &= 186.878 - 1.726P_t + 0.656Y_t - 15.421\hat{\varepsilon}_{0t} \\ &\quad (1.336) \quad (-3.281) \quad (15.710) \quad (-3.521) \end{aligned}$$

ويتضح أن معامل المتغير  $(\hat{\varepsilon}_{1t})$  لا يختلف بصورة جوهرية عن الصفر في حين يختلف معامل المتغير  $(\hat{\varepsilon}_{0t})$  جوهرياً عن الصفر ، مما يحمل على قبول الفرضية  $H_0$  ورفض الفرضية  $H_A$  ، بمعنى قبول الصيغة اللوغاريتمية ورفض الصيغة الخطية . لذلك سوف تستخدم الصيغة اللوغاريتمية بدلاً من الصيغة الخطية في تقدير دوال الطلب من الواردات في المملكة .

وقد أدى تقدير النموذج التوازنى السكونى طويل الأجل ، المسمى بمعادلة التكامل المشترك رقم (٤) ، للحصول على النتائج التالية :

$$\ln \hat{M}_t = 1.256 - 1.072 \ln P_t + 1.681 \ln Y_t - 0.478D \quad \{17\}$$

$$(1.147) \quad (-5.827) \quad (25.697) \quad (-7.019)$$

$$R^2 = 0.987 \quad DW = 1.207 \quad F = 584.75 \quad S.E.R = 0.1$$

ويتبين أن المرونة السكونية السعرية للطلب من الواردات تختلف جوهرياً عن الصفر وتساوى (-٠.٧٢) ، أما المرونة السكونية الدخلية للطلب من الواردات فتساوى (١.٦٨١) . ويلاحظ أن تأثير الأسعار النسبية للواردات والدخل غير النفطى معنوى بمستوى دلالة (١٪) فى تفسير الطلب من الواردات ، وأن الإشارات الجبرية لهذه المرونات السكونية طويلة الأجل متفقة مع النظرية الاقتصادية .

كما أدى تقدير النموذج التوازنى الديناميكى رقم (٧) (بصورته اللوغاريتمية) بطريقة المربعات الصغرى العادية للحصول على النتائج التالية :

$$\ln \hat{M}_t = 1.65 - 0.776 \ln P_t + 0.974 \ln Y_t - 0.347D + 0.395 \ln M_{t-1} \quad \{18\}$$

$$(1.41) \quad (-2.957) \quad (3.814) \quad (-4.394) \quad (2.736)$$

$$R^2 = 0.984 \quad F = 368.8 \quad LM_{(1)} = 3.025 \quad LM_{(2)} = 2.717 \quad S.E.R = 0.109$$

$$(0.10) \quad (0.09)$$

ويتبين من نتائج التقدير أن جميع المعلمات المقدرة لمتغيرات النموذج معنوية إحصائياً بمستوى دلالة (٥٪) ، وبالتالي فهذه المعلمات مختلفة بصورة جوهريّة عن الصفر . كما يدل اختبار (مضاعف لاغرانج) على عدم معاناة النموذج من مشكلة الارتباط الذاتى الخطى من الدرجة الأولى أو من الدرجة الثانية .

ويلاحظ أن مرونة الطلب الدخلية من الواردات الكلية فى الأجل القصير تساوى (٠.٩٧٤) . وأن مرونة الطلب السعرية فى الأجل القصير تساوى (-٠.٧٧٦) ، وتتفق إشارتهما الجبريتان مع النظرية الاقتصادية ، حيث إن المرونة الدخلية موجبة والمرونة السعرية سالبة . أما فى الأجل الطويل فتقدر مرونة الطلب الدخلية من الواردات بـ (١.٦١) فى حين تساوى المرونة السعرية (-١.٢٨) ، وتزيد المرونات السعرية والدخلية للواردات فى الأجل الطويل بالقيمة المطلقة عن المرونات المقابلة لها فى الأجل القصير . ويتضح أن الطلب من الواردات فى الأجل الطويل مرّن بالنسبة للأسعار النسبية والنتائج المحلى غير النفطى لأن هذه المرونات تزيد بقيمتها المطلقة عن الواحد الصحيح .

أما فيما يتعلق بمعامل التكيف الجزئي فيساوى (٠,٣٩٥) ، بمعنى أن الاختلافات في مستوى الطلب من الواردات يتم تصحيحها سنوياً بنسبة (٣٩,٥٪) ، كما يدل ذلك أيضاً على أن طول فترة التكيف تساوى (١,٦٥) سنة .

### دالة الطلب من الواردات ونموذج تصحيح الخطأ :

ترتبط صحة النتائج السابقة بتقدير دوال الطلب التقليدية على الواردات الكلي بافتراض استقرار أو سكون السلاسل الزمنية لكل من الطلب من الواردات والأسعار النسبية والنتائج المحلى الإجمالى غير النفطى . ذلك لأن عدم استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات سيؤدى إلى أخطاء فى تحديد النماذج القياسية . وبالتالي ، فمن المفروض إعادة النظر فى تلك النتائج على ضوء منهجية جديدة تقوم على أساس عدم استقرار السلاسل الزمنية . لذلك سنقوم أولاً بالتعرف على مفهوم استقرار السلاسل الزمنية وتكاملها المشترك ، ثم نختبر استقرار السلاسل الزمنية المندرجة فى دالة الطلب من الواردات (الواردات ، الأسعار النسبية ، والنتائج المحلى والإجمالى غير النفطى) ، وأخيراً سنطبق مفهوم التكامل المشترك على دالة الطلب من الواردات باستخدام منهج Engle & Granger المعروف بألية تصحيح الخطأ<sup>(٢١)</sup> .

واعتماداً على نظرية Wald ، يمكن تمثيل السلسلة الزمنية المستقرة التى ليس لها مكونات محددة (Box & Jenkins 1970)<sup>(٢٢)</sup> بعدد لانهاى من المتوسطات المتحركة بسياق منته من الانحدار الذاتى للمتوسطات المتحركة (ARMA) . وبشكل مبين ، يعد كثير من السلاسل الزمنية الاقتصادية من السياقات غير المستقرة القابلة للتكامل المشترك . فإذا تطلب أخذ  $d$  فرقاً لسلسلة زمنية  $x$  غير مستقرة حتى تصبح سلسلة مستقرة ، فتدعى السلسلة عندها سلسلة متكاملة من الدرجة  $d$  ويرمز لذلك بـ  $X_t \sim I(d)$  .

وإذا كانت هناك سلسلتان زمنيتان  $X_t$  و  $Y_t$  كلاهما متكاملة من الدرجة  $d$  أى  $I(d)$  ، فإن أية متوافقة خطية من الشكل  $Z_t = Y_t - aX_t$  ستكون متكاملة من الدرجة  $d$  حيث  $a$  عدد ثابت . ويدل تمثيل Granger على أنه إذا كانت السلسلتان  $X_t$  ،  $Y_t$  بحيث تتحقق العلاقة  $Z_t \sim I(d-b)$  ،  $b > 0$  فإن  $X_t$  و  $Y_t$  تكونان متكاملتين . ولا يشترط أن تكون المتغيرات الداخلة فى المتجه  $Z_t$  من درجة التكامل نفسها ، فقد بين جوهانسن أنه إذا كان  $Y_t \sim I(1)$  و  $X_t \sim I(0)$  و  $\bar{X} = \sum_{j=0}^{\infty} X_{t-j}$  و  $X_t$  متكاملتين تكاملاً مشتركاً

فسيكون لهما تمثيل تصحيح خطأ من الشكل التالي (٢٣) :

$$a(L)\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda(Y_t - \alpha_1 X_t) + b(L)\Delta X_t + c(L)\varepsilon_t \quad \{19\}$$

حيث  $a(L)$ ,  $b(L)$ ,  $c(L)$  كثيرات حدود مستقرة . وتكون هذه النماذج طرقاً شائعة لنمذجة وتمثيل السلاسل الزمنية المتكاملة . وتقوم نماذج تصحيح الخطأ بتوفيق الصيغ الديناميكية طويلة الأجل  $(Y_t - \alpha X_t)$  مع الصيغ الديناميكية قصيرة الأجل .

وحسب تحليل Engle & Granger فإن المعادلتين (٢ و ٤) يمكن أن تستخدماً مباشرة في اختبار التكامل المشترك . فإذا كانت المتغيرات المشمولة في دالة الطلب من الواردات متكاملة تكاملاً مشتركاً ، فإن النموذجين (٢ و ٤) يعطيان تقديرات توازنية في الأجل الطويل . وبالتالي يمكن الحصول على تقديرات متناسقة للمرونات مباشرة من تلك النماذج .

تتلخص المرحلة الأولى لاختبار التكامل المشترك وفق منهج Engle & Granger بفحص ما إذا كان للسلاسل الزمنية الداخلة في دالة الطلب من الواردات جذر الوحدة . وفي أدبيات التكامل المشترك ، فإن اختبارات جذر الوحدة الأكثر شيوعاً هي : ديكي فولر (١٩٧٩ و ١٩٨١) (٢٤) ، وبارجافا (١٩٨٦) (٢٥) ، وفيليب بيرون (١٩٨٨) (٢٦) ، وبيرون (١٩٨٦ و ١٩٨٨) (٢٧) . وتتفق هذه الاختبارات في طرق معالجتها لمعلمة القاطع  $\mu$  . ويأخذ نموذج اختبار فرضية جذر الوحدة في ظل فرضية العدم الشكل التالي :

$$X_t = \mu + \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \{20\}$$

بينما يأخذ النموذج في ظل الفرض البديل الشكل :

$$X_t = \mu + \theta(t - T/2) + \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \{21\}$$

حيث يمثل  $X_t$  اللوغاريتم الطبيعي للسلسلة الزمنية ، وفي ظل فرضية العدم فإن :  $a = 1, \theta = 0$  ، في حين يمثل  $T$  عدد المشاهدات . وسوف نعتمد في هذا البحث على اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) واختبار فيليب بيرون (PP) لاختبار فرضية استقرار السلاسل الزمنية .

واعتماداً على اختبار ديكي فولر الموسع تستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معلمات العلاقة التالية :

$$\Delta X_t = \mu + \theta t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^P \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (22)$$

حيث يتم اختيار P بشكل يقلل الارتباط الذاتى بين البواقي . فإذا كان للسلسلة جذر الوحدة فإن  $\gamma = a - 1$  . ويمكن إجراء اختبار ديكي فولر الموسع بمقارنة إحصائية t المحسوبة لمعامل المتغير  $X_{t-1}$  بالقيم الحرجة التى حسبها فولر (١٩٧٦)<sup>(٢٨)</sup> أو بالجدول الموسعة لديكي وفولر التى يرمز لها بـ  $\tau_1$  .

ويبين الجدول رقم (١) قيم t لمعامل المتغير المتباطئ الذى تم الحصول عليه بإجراء الانحدار على المعادلة (٢٢) المسماة بقيم ADF المحسوبة ، وتقل هذه القيم المحسوبة بصورة ملحوظة عن القيم الحرجة ، وبالتالي لا يمكن رفض فرضية جذر الوحدة بالنسبة لكل سلسلة زمنية بمستوى دلالة (٥٪) .

#### الجدول (١) : اختبار جذر الوحدة ديكي - فولر (ADF) وفيليب بيرون

(PP) بإدخال الزمن والقاطع كمتغير فى النموذج

n	lnM <sub>t-1</sub>		lnP <sub>t-1</sub>		lnY <sub>t-1</sub>	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
0	- 0.441	- 1.044	- 1.789	- 1.789	- 0.018	- 0.018
1	- 2.062	- 0.653	- 2.034	- 1.836	- 2.245	- 0.294
2	- 2.079	- 0.756	- 2.319	- 1.840	- 2.784	- 0.437
3	- 1.652	- 0.787	- 2.284	- 1.781	- 2.521	- 0.512

من أجل عدد المشاهدات = ٢٥ :

القيم الحرجة لاختبار ديكي - فولر كالتالى : ١٪ = - ٢.٢٧٤ ، ٥٪ = - ٢.٦٠٢ ، ١٠٪ = - ٢.٢٢٧ .

القيم الحرجة لاختبار فيليب - بيرون كالتالى : ١٪ = - ٤.٢٩٤ ، ٥٪ = - ٢.٦١٢ ، ١٠٪ = - ٢.٢٤٢ .

ويقترح معيار Newey - West<sup>(٢٩)</sup> أخذ فترتى تباطؤ لجميع المتغيرات فى اختبار فيليب بيرون (PP) ، بينما يجب اختيار فترة تباطؤ واحدة للواردات ، وفترتين للدخل ، وبدون تباطؤ للسعر ، وذلك حسب معيار AIC فى اختبار ADF . ويتضح - اعتماداً على بيانات الجدول (١) - عدم إمكانية رفض فرضية جذر الوحدة لمتغيرات الواردات والأسعار النسبية والناتج المحلى غير النفطى ، مما يفيد بأن لهذه السلاسل الزمنية جذر الوحدة ، وأنها غير مستقرة فى مستواها .

وفى الجدول رقم (٢) ، تم اختبار فرضية جذر الوحدة بالاعتماد على الفروق الأولى للمتغيرات وذلك باستبعاد متغير الزمن والقاطع من العلاقة .

## الجدول (٢)

### اختبار جذر الوحدة ديكي - فولر (ADF) وفيليب بيرون (PP) للفرق الأول

n	lnMt <sub>t-1</sub>		lnPt <sub>t-1</sub>		lnY <sub>t-1</sub>	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
0	- 2.382	- 2.382	- 3.936	- 3.936	- 2.536	- 2.536
1	- 2.568	- 2.441	- 2.826	- 3.934	- 2.555	- 2.539
2	- 3.219	- 2.517	- 2.844	- 3.946	- 2.488	- 2.556
3	- 2.776	- 2.511	- 2.222	- 3.915	- 2.227	- 2.567

القيم الحرجة للفروق من أجل عدد المشاهدات = ٢٥ كالتالى :

اختبار ADF : ١٪ = - ٢,٦٦٤ ، ٥٪ = - ١,٩٥٦ ، ١٠٪ = - ١,٦٢٣ .

اختبار PP : ١٪ = - ٢,٦٦٥ ، ٥٪ = - ١,٩٥٦ ، ١٠٪ = - ١,٦٢٣ .

ونلاحظ كذلك أن قيم ADF و PP المحسوبة تقل عن القيم الحرجة بمستوى دلالة (٥٪) وذلك اعتماداً على اختبار متغيرات المستوى . أما بالاعتماد على متغيرات الفرق الأول ، فإن القيم المحسوبة لكل من اختبارى ADF و PP تزيد عن القيم الحرجة بمستوى دلالة (٥٪) ، مما يعنى عدم إمكانية رفض فرضية استقرار متغيرات الواردات والأسعار النسبية والنتائج المحلى غير النفطى . وباختصار ، فإن السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات الثلاثة من الدرجة (1) إما معنى إمكانية تكاملها تكاملاً مشتركاً .

وبناءً على نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات النموذج (٩) ، يتضح أن إحصائية CRDW ديرين واتسون للتكامل المشترك تساوى (١,٢٠٧) ، وأن بقية إحصائيات النموذج t و F إحصائيات متحيزة (Engel & Granger, 1987)<sup>(٢٠)</sup> بينما لا تتأثر المعلومات المقدرة (Stock 1987)<sup>(٢١)</sup> . وتساوى القيمة الحرجة لـ CRDW التى حسبها Engel & Granger كالتالى : (٠,٥١١) بمستوى دلالة (١٪) و (٠,٢٨٦) بمستوى دلالة (٥٪) ، و (٠,٢٢٢) بمستوى دلالة (١٠٪) . ومن الواضح أن دالة الطلب من الواردات الكلية قابلة للتكامل المشترك بمستوى دلالة (١٪) .

وبما أن إحصائية CRDW ليست كافية لضمان وجود التكامل المشترك ، فقد أجرى الانحدار المساعد بدون قاطع التالي (Dickey - Fuller) :

$$\Delta R_t = aR_{t-1} \quad \{23\}$$

حيث R بواقي انحدار التكامل المشترك المحسوب وفق المعادلة (١٧) ، كما حسب اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey - Fuller) التالي :

$$\Delta R_t = \alpha R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta \Delta R_{t-i} \quad \{24\}$$

وكانت قيم ADF المحسوبة لحد الخطأ لبواقي انحدار التكامل المشترك على النحو التالي :

### الجدول (٣)

اختبار جذر الوحدة لحد الخطأ لبواقي انحدار التكامل المشترك

p	ADF	PP
0	- 2.217	- 2.217
1	- 3.098	- 2.432
2	- 2.590	- 2.399
3	- 2.193	- 2.77

القيمة الحرجة لاختبار ADF تساوى (١,٩٥٦) والقيمة الحرجة لاختبار PP تساوى (١,٩٥٥) بمستوى دلالة (٥٪) يعتمد إبطاء بفترتين حسب معيار Newey - West ، وبفترة واحدة حسب معيار AIC .

ويتبين من الجدول (٣) أن البواقي التي تم الحصول عليها من انحدار دالة الطلب من الواردات الكلية مستقرة بمستوى دلالة (٥٪) ، لأن القيم المحسوبة لإحصائية ADF و PP تزيد عن القيمة الحرجة ، مما يعنى أن متغيرات النموذج (١٧) متكاملة تكاملاً مشتركاً . وانطلاقاً من كون متغيرات دالة الطلب من الواردات الكلية متكاملة تكاملاً مشتركاً ، فمن الممكن القيام بالمرحلة الثانية لمنهج Engle & Granger فى التكامل المشترك والمتمثلة فى آلية تصحيح الخطأ أو ما يرمز له اختصاراً بـ ECM . حيث يتلخص هذا النموذج بأبسط صورة فى العلاقة التالية :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1(y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + \gamma_0 \Delta x_{t-1} + u_t \quad \{25\}$$

وبعد تجريب عدة بدائل ديناميكية ، تم التوصل إلى التقدير التالى :

$$\Delta 1nM_t = - 0.058 - 0.566\Delta 1nP_t + 2.401\Delta 1nY_t - 0.282\Delta D - 0.462EC_{t-1} \\ (- 2.254) \quad (- 2.756) \quad (8.420) \quad (- 3.306) \quad (- 2.119) \quad \{26\}$$

$$\bar{R}^2 = 0.848 \quad DW = 1.58 \quad F = 33.02 \quad SER = 0.078$$

$$ARCH(1) = 0.228 \quad LM(1) = 2.249 \quad LM(2) = 1.235$$

$$(0.64) \quad (0.152) \quad (0.125)$$

وفى هذا التمثيل ، فإن إحصائية t للمتغير المتباطئ  $EC_{t-1}$  المقدر من انحدار التكامل المشترك معنوية بمستوى دلالة (١٪) . وهذا دليل إضافى على أن المتغيرات المتضمنة فى دالة الطلب من الواردات الكلية متكاملة تكاملاً مشتركاً . ويلاحظ أن جميع المتغيرات المدرجة فى العلاقة (٢٦) معنوية بمستوى دلالة (٥٪) . وبالإضافة إلى هذه النتائج فقد تم إيراد معامل التحديد المصحح المساوى (٠,٨٤٨) ، وإحصائية بروتش جودفرى (Breusch Godfery) <sup>(٢٧)</sup> المساوية (٢,٢٤٩) للارتباط الذاتى من الدرجة الأولى ، وإحصائية أرش (ARCH) لاختلاف التباين الانحدارى الشرطى ، وهذه الإحصائيات معنوية جميعاً بمستوى دلالة (١٪) . وتدل هذه النتائج جميعاً على مصداقية النموذج المقدر واجتيازه للاختبارات الإحصائية اللازمة .

ويستنتج من تقديرات النموذج (٢٦) أن مرونة الواردات الديناميكية فى الأجل القصير بالنسبة للأسعار النسبية تساوى (- ٠,٥٦٦) ، بينما تقدر مرونة الواردات الديناميكية فى الأجل القصير بالنسبة للنواتج المحلى غير النفطى بـ (٢,٤٠١) .

ونظراً لأن حد الخطأ المقدر سالب الإشارة الجبرية ومعنوى إحصائياً ، فمن الممكن تفسيره على أنه يقيس نسبة اختلال التوازن فى المتغير التابع التى يمكن تصحيحها من فترة زمنية لأخرى . وهكذا يبين معامل تصحيح الخطأ المساوى (٠,٤٦٢) أن (٤٦,٢٪) من اختلال التوازن فى الطلب من الواردات فى المملكة يمكن تصحيحها من فترة زمنية لأخرى . وبالطبع يمكن مقارنة حد تصحيح الخطأ بمعامل التكيف الجزئى الذى قدر سابقاً بـ (٠,٤١) .

## الطلب من الواردات وطريقة جوهانسن للتكامل المشترك :

يعد اختبار (أنجل وجرانجر) للتكامل المشترك كافياً لو كان الاهتمام منصباً فقط على فحص أثر حد تصحيح الخطأ على الطلب من الواردات لفترتين متقاربتين (مثلاً  $t-1, t$ ) ، أما وأن الاهتمام ينصب على كامل هيكل الطلب من الواردات فمن المفيد جداً استخدام تحليل التكامل المشترك متعدد المتغيرات لجوهانسن لتحقيق هذا الهدف .

يفضل أسلوب الإمكانية العظمى (اختبار جوهانسن) المقترح من قبل Johansen (1991, 1988) <sup>(٣٣)</sup> و Johansen and Juselius (1990) <sup>(٣٤)</sup> عندما يزيد عدد المتغيرات محل الدراسة عن متغيرين لإمكانية وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك . ولا تقتصر ميزة اختبار جوهانسن على حالة المتغيرات المتعددة ، بل أثبت (Ginzalo 1990) <sup>(٣٥)</sup> من خلال تجارب (مونت كارلو) أن منهج جوهانسن يفضل على أسلوب أنجل وجرانجر ذي الخطوتين حتى في حالة نموذج بمتغيرين .

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك ، اقترح Johansen (1991, 1988) <sup>(٣٦)</sup> ، و Johansen and Juselius (1990) <sup>(٣٧)</sup> ، إجراء اختبارين ، الأول اختبار الأثر لاختبار فرضية أن هناك على الأكثر  $q$  من متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غير المقيد  $r = q$  ، وتحسب إحصائية نسبة الإمكانية لهذا الاختبار على النحو التالي :

$$-2 \ln Q = -T \sum_{r=1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_r) \quad \{27\}$$

حيث  $\lambda_{r+1}, \dots, \lambda_p$  هي أصغر قيم المتجهات الذاتية  $p-r$  . وتنص فرضية العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوى على الأكثر  $r$  . أى أن عدد هذه المتجهات يقل أو يساوى  $r$  حيث  $r = 0, 1, 2, 3$  في حالة دالة الطلب من الواردات الكلية الجارى تحليلها . والثانى هو اختبار القيمة الذاتية القصوى ( $\lambda_{\max}$ ) الذى تحسب إحصائيته وفق العلاقة التالية .

$$-2 \ln Q = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad \{28\}$$

ويجرى اختبار فرضية العدم التى تنص على وجود  $r$  من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرضية البديلة التى تنص على وجود  $r+1$  من متجهات التكامل المشترك .

توضح نتائج اختبارى الأثر والقيمة العظمى المخصصة فى الجدول (٣) ، أنه من الممكن بسهولة رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود التكامل المشترك وذلك عند مستوى دلالة يساوى (٥٪) ، وهذا يعنى أن كامل هيكل الطلب من الواردات متكامل تكاملاً مشتركاً مع الأسعار النسبية للواردات والنواتج المحلى غير النفطى . كما تعنى هذه النتيجة وجود توليفة خطية ساكنة بين الطلب من الواردات والأسعار النسبية للواردات والنواتج المحلى غير النفطى ، على الرغم من كون الطلب من الواردات والأسعار النسبية للواردات والنواتج المحلى غير النفطى - كل على حدة - غير ساكنة . وتؤكد هذه النتيجة أخيراً وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات مما يعنى أن هذه المتغيرات لا تبتعد عن بعضها كثيراً بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً .

#### جدول رقم (٤) : اختبارات التكامل المشترك

قيم المتجه Eigenvalue : $\hat{\lambda}_i$	القيمة العظمى $\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$	الأثر $\lambda_{trace} = -T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$	القيمة الحرجة لاختبار القيمة ٪٥	القيمة الحرجة لاختبار الأثر ٪٥	فرضية العدم
٠.٦٩٨٥١٧	٢٧.٥٧٧٩٦	٧٤.٠٠٩٠٥	٣١.٤٦	٦٢.٩٩	$r \leq 0$
٠.٦١٨٧١٦	٢٢.١٧٦٨٥	٤٦.٤٣١٠٩	٢٥.٥٤	٤٢.٤٤	$r \leq 1$
٠.٥٢١٨١٧	١٦.٩٦٨٥٢	٢٤.٢٥٤٢٤	١٨.٩٦	٢٥.٣٢	$r \leq 2$
٠.٢٧١٥٠٢	٧.٢٨٥٧٢	٧.٢٨٥٧٢	١٢.٢٥	١٢.٢٥	$r \leq 3$

القيم الحرجة مستخرجة من : M. Osterwald - Lenum, p.468.

واعتماداً على نتائج الجدول السابق ، وحيث إن القيمة المحسوبة لنسبة الإمكانية (LR) (٧٤) تزيد عن القيمة الحرجة (٦٢.٩٩) بمستوى دلالة (٥٪) ، فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود أى متجه للتكامل المشترك . وبصورة مقابلة ، فنظراً لأن القيمة المحسوبة لنسبة الإمكانية (٢٤.٢٥) تقل عن القيمة الحرجة (٢٥.٣٢) بمستوى دلالة (٥٪) ، فإننا لا نستطيع رفض فرضية العدم القائلة بوجود متجهين للتكامل المشترك . كما يؤكد اختبار القيمة العظمى وجود هذين المتجهين ، ونجد أن المتجه الأول للتكامل المشترك الناتج من ذلك يساوى :

$$\ln M_t = -2.127 - 0.707 \ln P_t + 2.11 \ln Y_t - 0.169D - 0.045I \quad \{29\}$$

(0.158)      (0.159)      (0.097)      (0.016)

$$\text{Log likelihood} = 167.01$$

(القيم بين الأقواس تمثل الأخطاء المعيارية)

وهذا يعنى أن مرونة الطلب الديناميكية السعرية من الواردات الكلية فى الأجل البعيد تساوى (-٠,٧٠٧) ، فى حين أن مرونة الطلب الدخلية الديناميكية طويلة الأجل من الواردات تساوى (٢,١١) .

### الملخص :

وباختصار ، فقد مكنت هذه الدراسة من تقدير دوال الطلب من الواردات فى المملكة العربية السعودية خلال الفترة من (١٩٧٠ - ١٩٩٤ م) . وقد تبين أن الناتج المحلى غير النفطى بالأسعار الثابتة ، والأسعار النسبية للواردات ذات تأثير معنوى فى تفسير التغير فى الطلب من الواردات فى جميع النماذج المقدرة . حيث قدرت مرونة الطلب الدخلية التوازنية من الواردات بـ (١,٦٨١) ، كما كانت المرونة السعرية معنوية ومختلفة بصورة جوهرية عن الصفر وتساوى (-١,٠٧٢) ، أما المرونة الدخلية غير التوازنية للطلب من الواردات فتساوى (٠,٩٧٤) فى الأجل القصير و (١,٦١) فى الأجل الطويل ، والمرونة السعرية غير التوازنية فى الأجل القصير تساوى (-٠,٧٧٦) وفى الأجل الطويل تساوى (-١,٢٨) .

وقد تبين من تطبيق أسلوب أنجل وجرانجر ذى المرحلتين للتكامل المشترك ، أن اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الواردات والناتج غير النفطى والأسعار النسبية لم تمكن من قبول فرضية استقرار هذه السلاسل الزمنية . ودل اختبار حد الخطأ ذو الإشارة الجبرية السالبة والمعنوى إحصائياً أن متغيرات دالة الطلب من الواردات متكاملة تكاملاً مشتركاً ، حيث يتم تصحيح الاختلالات التوازنية للطلب من الواردات من فترة زمنية لأخرى بنسبة (٤٦,٢٪) ، بينما قدرت المرونة الدخلية قصيرة الأجل بـ (٢,٤٠١) ، والمرونة السعرية قصيرة الأجل بـ (-٠,٥٦٦) .

كما أوضح اختبار جوهانسن للتكامل المشترك رفض فرضية عدم وجود أى متجه للتكامل المشترك ، وقبول فرضية وجود متجهين للتكامل المشترك ، مما يعنى أن هيكل الطلب بكامله متكامل تكاملاً مشتركاً خلال فترة الدراسة . وتبين أن مرونة الطلب الدخلية طويلة الأجل تقدر بـ (٢,١١) ، بينما قدرت المرونة السعرية بـ (-٠,٧٠٧) .

وقد أيدت نتائج التقدير معنوية الأسعار النسبية فى تفسير التغيرات فى مستوى الطلب من الواردات . وقد تبين أن تقديرات المرونات السعرية كانت معنوية إحصائياً باستخدام أساليب التقدير المختلفة ، كما كان الطلب من الواردات الكلية مرناً فى الأجل الطويل .

أما بالنسبة للناتج المحلى غير النفطى ، فقد بينت نتائج التقدير ارتباط مستوى الواردات طردياً بمستوى الناتج غير النفطى ، مما يعنى أن التنمية الاقتصادية التى حدثت فى المملكة العربية السعودية خلال الخمسة والعشرين سنة الماضية لم تقلح فى إحلال الإنتاج المحلى محل الواردات التى استمرت فى التزايد مع ارتفاع مستويات الدخل . ويلاحظ من ارتفاع المرونة الدخلية للطلب من الواردات أن التنمية الاقتصادية فى المملكة قد تترافق مع ارتفاع مستويات الواردات نتيجة لارتفاع الأسعار المحلية بسبب رفع الإعانات الإنتاجية تمهيداً لانضمام المملكة إلى منظمة التجارة العالمية ، وارتفاع الأجور وتكاليف الإنتاج نتيجة لإحلال العمالة الوطنية محل العمالة الوافدة .

## الهوامش

- (١) مؤسسة إصدار النقد العربي السعودي : التقرير السنوي الثالث والثلاثون ، ص ص . (٢٥٧ - ٢٦٥) ، الرياض ١٩٩٧ م ، وأعداد متفرقة أخرى .
- (٢) وزارة المالية والاقتصاد الوطنى ، مصلحة الإحصاءات العامة : «الحسابات القومية فى المملكة العربية السعودية» ، جدول (١٠) ، الرياض ١٩٩٣ م ، وأعداد متفرقة .
- (٣) I.M.F. : Balances of Payments Statistics, **Yearbook**, IMF, New York, Different Issues .
- I.M.F., : International Financial Statistics, **Yearbook**, IMF, New York, Different Issues .
- Khan, M. S., : Import and Export Demand in Developing Countries, **I.M.F. Staff Papers**, 1974, 21, pp. 678 - 693 .
- Khan, M. S. and Ross, K. Z., : "Cyclical and Secular Income Elasticities of the Demand for Import", **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 57, 1970, pp. 357 - 361 .
- Khan, M., S. and Ross, K. Z., : "The Functional Form of the Aggregate Import Demand Function", **Journal of International Economics**, No. 7, 1977, pp. 149 - 160 .
- Arize A., and Afifie, R., : "An Econometric Examination of Import Demand Function in Third Developing Countries", **Journal of Post Keynesian Economics**, 9, pp. 604 - 616 .
- Kamperis, G. : "Estimates of the Demand for Imports", **Cyprus Journal of Economics**, 2 (1), 1989, pp. 53 - 58 .
- Asseery, A. A., and Perdakis, N., : "An Error Correction Approach to Estimating the International Trade Flows of Cyprus", **The Cyprus Journal of Economics**, Vol. 4, June, 1991, pp. 14 - 29 .
- (١٠) مختار متولى وآخرون : «دراسة قياسية لنمو ومحددات واردات المملكة العربية السعودية من دول العالم المختلفة» ، **مجلة العلوم الإدارية** ، م ١١ (٢) ، ص ص . (٢٤١ - ٢٦٧) ، ١٩٨٦ م .
- (١١) Asseery, A. A. and Perdakis, N. : "Estimating the Aggregate Import Demand Functions Of the G.C.C.' s Member States for the Period 1970 - 1985", **The Middle East Business and Economic Review**, 2, 1990, pp. 1 - 8 .
- (١٢) مؤسسة إصدار النقد العربي السعودي : التقرير السنوي الثالث والثلاثون ، ١٩٩٧ م ، جدول رقم (٥) ، ص . (٢٦٣) .
- (١٣) المصدر السابق ، جدول (٤) ، ص (٢٦٢) .

- (١٤) المصدر السابق .
- (١٥) المصدر السابق .
- (١٦) وزارة التخطيط ، مصلحة الإحصاءات العامة : «التناجز التفصيلية للتعداد العام للسكان والمساكن في المملكة العربية السعودية ١٤١٣هـ - ١٩٩٢م» ، الرياض ، بدون تاريخ .
- (١٧) مؤسسة إصدار النقد العربي السعودي : التقرير السنوي الثالث والثلاثون ، جدول (٤) ، ص. (٢٥٢) ، الرياض ١٩٩٧ م .
- (١٨) Asseery, A. A. and Perdakis, N. : "Estimating the Aggregate Import Demand Functions of The G.C.C.'s Member States for the Period 1970 - 1985", **The Middle East Business and Economic Review**, 2, 1990, pp. 1 - 8.
- (١٩) Kmenta, J., : **Elements of Econometrics**, Macmillan, 1986. pp. 517 - 522 .
- (٢٠) Mackinnon, J., White, H., and Davidson, R., : "Tests for Model Specification in Presence of Alternative Hypothesis : Some Further Results", **Journal of Econometrics**, 21 January 1983, pp. 53 - 70.
- (٢١) Engle, R., and Granger, C. W. J., : "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, Vol. 55, (1987), pp. 251 - 276 .
- (٢٢) Box, G. E. and Jenkins, G. M., : **Time Series Analysis, Forecasting and Control**, Revised Edition, San Francisco, Holden Dan, 1976, p. 326.
- (٢٣) Enders, W., : **Applied Econometrics**, J. Wiley, 1995, p. 365.
- (٢٤) Dickey, D. A. and Fuller, W. A., : "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 74, (1979), pp. 427 - 431.
- : "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, Vol. 49, (1981), pp. 1057 - 1072.
- : "Autoregression Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association** Vol. 26 (1979), pp. 427 - 431.
- (٢٥) Bhargava, A. S. : "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", **Review of Economic Studies**, Vol. 53, 1986, pp. 369 - 384.
- (٢٦) Phillips, P. C. B and Perron, P., : **Testing for a Unit Root in Time Series Regression**, **Biometrika**, Vol. 75, (1988), pp. 335 - 346.
- (٢٧) Perron, P. : "The Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, 57, (1989), PP. 1361 - 1401.
- Perron, P., : "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Further Evidence From a New Approach", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 1988, pp. 297 - 332.
- (٢٨) Fuller, W. A. : **Introduction to Statistical Time Series**, New York, J. Wiley, 1976.

Newey, W., and West, K., : "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", **Econometrica**, 55, (1987), pp. 703 - 708. (٢٩)

Engle, R. and Granger, C. W. J., : "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, Vol. 55, (1987), pp. 251 - 276. (٣٠)

Stock, J. H., : "A Symptotic Proprieties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", **Econometrica**, 55, (1987), pp. 1035 - 56. (٣١)

Breusch T. S., and Godfery, L.G., : "Data and Transformation Test", **Economic Journal**, 96, pp. 47 - 58. (٣٢)

Johansen, S., : "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, (1988), pp. 321 - 54. (٣٣)

Johansen S., : "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models", **Econometrica**, 59, (1991), pp. 1551 - 80. (٣٤)

Johansen S., and Juselius, K., : "Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol., 52, (1990), pp. 169 - 210. (٣٥)

----- : "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 12, (1988), pp. 231 - 254. (٣٦)

----- : Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian. (٣٧)

Gonzalo, C. : "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship", **Journal of Econometrics**, Vol. 60, (1994), pp. 203 - 233. (٣٨)

Johansen, S., : "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, (1988), pp. 321 - 54. (٣٩)

Johansen S., : "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models", **Econometrica**, 59, (1991), pp. 1551 - 80. (٤٠)

Johansen S., and Juselius, K., : "Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** Vol., 52, (1990), pp. 169 - 210. (٤١)

----- : "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 12, (1988), pp. 231 - 254. (٤٢)

----- : "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", **Econometrica**, 59, (1991), PP. 1551 - 80. (٤٣)

## المراجع

### أولاً - المراجع العربية :

- مختار متولى وآخرون : «دراسة قياسية لنمو ومحددات واردات المملكة العربية السعودية من دول العالم المختلفة» ، مجلة العلوم الإدارية ، م ١١ (٢) ، ص . ص ٢٤١ - ٢٦٧ ، ١٩٨٦ م .
- مؤسسة إصدار النقد العربي السعودي : التقرير السنوي ، أعداد متفرقة .
- وزارة التخطيط ، مصلحة الإحصاءات العامة : «النتائج التفصيلية للتعداد العام للسكان والمساكن في المملكة العربية السعودية ١٤١٣هـ - ١٩٩٢م» ، الرياض ، بدون تاريخ .
- وزارة المالية والاقتصاد الوطني ، مصلحة الإحصاءات العامة : «الحسابات القومية في المملكة العربية السعودية» ، الرياض ، أعداد متفرقة .

### ثانياً - المراجع الأجنبية :

- Asseery, A. A. and Perdakis, N. : "Estimating the Aggregate Import Demand Functions Of the G.C.C.' s Member States for the Period 1970 - 1985", **The Middle East Business and Economic Review**, 2, 1990, pp. 1 - 8 .
- Asseery, A. A., and Perdakis, N., : "An Error Correction Approach to Estimating the International Trade Flows of Cyprus", **The Cyprus Journal of Economics**, Vol. 4, June, 1991, pp. 14 - 29 .
- Arize A., and Afifie, R., : "An Econometric Examination of Import Demand Function in Third Developing Countries", **Journal of Post Keynesian Economics**, 9, pp. 604 - 616 .
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., and Hendry, D. : **Cointegration Error-Correction and Econometric Analysis of Non-Stationary Data**, Oxford University Press, 1993.
- Bhargava, A. S., : "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", **Review of Economic Studies**, Vol. 53, 1986, pp. 369 - 384.
- Box, G.E and Jenkins, G. M., : **Time Series Analysis, Forecasting and Control**, Revised Edition, San Francisco, Holden Dan, 1976,
- Breusch, T. S. : "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models", **Australian Economic Papers**, Vol. 17. pp. 334 - 355, (1987).
- Breusch T. S., and Godfery, L.G., : "Data and Transformation Test", **Economic Journal**, 96, pp. 47 - 58.

- Davidson, J., : "Identifying Cointegrating Regressions by the Rank Condition", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 56, 1, (1994), pp. 105 - 110.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., : "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association** Vol. 74, (1979), pp. 427 - 431.
- : "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, Vol. 49, (1981), pp. 1057 - 1072.
- : "Autoregression Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 26 (1979), pp. 427 - 431.
- Dickey, D. A., and Rossana, R. J., : "Cointegrated Time Series : A Guide to Estimation and Hypothesis Testing", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 56, 3, (1994), pp. 325 - 353.
- Enders, W., : **Applied Econometrics**, J. Wiley, 1995, p. 365.
- Engle, R., and Granger, C. W. J., : "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, Vol. 55, (1987), pp. 251 - 276 .
- Engle, R. and Yoo, B. S., : "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", **Journal of Econometrics**, Vol. 35, (1987), pp. 143 - 159.
- Gonzalo, C., : "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship", **Journal of Econometrics**, Vol. 60, (1994), pp. 203 - 233.
- Granger, C. W. J., : "Development in the Study of Cointegrated Variables", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 48 (1986), pp. 213 - 228.
- Granger, C.W.J., and Newbold, P., : "Spurious regression in Econometrics", **Journal of Econometrics**, Vol. pp 111-120,(1974) .
- Griliches, Z., : "Distributed Lags: A Survey", **Econometrica**, Vol. 35, January (1967), pp. 16-49.
- Hakkio, C., and Rush, M., "Cointegration : How Short is the Short-Run?", **Journal of International Money and Finance**, Vol. 10 (1991), pp. 571-581.
- Hall, S. : "An Application of Granger and Engle Two-Step Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Rate", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 48, (1986), pp. 229-239.
- Hsiao, C. : "Causality Tests in Econometrics", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 1 (1979), pp. 321-239.
- I.M.F. : Balances of Payments Statistics, **Yearbook**, IMF, New York, Different Issues .
- I.M.F., : International Financial Statistics, **Yearbook**, IMF, New York, Different Issues .

- Johansen, S. : "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, (1988), pp. 321 - 54.
- Johansen S., : "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models", **Econometrica**, 59, (1991), pp. 1551 - 80.
- Johansen S., and Juselius, K. : "Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol., 52, (1990), pp. 169 - 210.
- : Statistical Analysis of Cointegration Vectors, **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 12, (1988), 231 - 254.
- : "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Autotegressive Models", **Econometrica**, Vol. 59 (1991), pp. 1551 - 1580.
- Judge, G. C. Griffiths, W. E., Hill, R. C., Luthepohl, H., H., and Lee, T. C, **The Theory and Practice of Econometrics**, 2<sup>nd</sup> ed. New York, John Wiley and Sons, 1985.
- Kamperis, G. : "Estimates of the Demand for Imports", **Cyprus Journal of Economics**, 2 (1), 1989, pp. 53 - 58 .
- Khan, M. S. : "Import and Export Demand in Developing Countries", **I.M.F. Staff Papers**, 1974, 21, pp. 678 - 693 .
- Khan, M., S. and Ross, K. Z. : "The Functional Form of the Aggregate Import Demand Function", **Journal of International Economics**, No. 7, 1977, pp. 149 - 160 .
- Khan, M. S. and Ross, K. Z., : "Cyclical and Secular Income Elasticities of the Demand for Import", **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 57, 1970, pp. 357 - 361 .
- Kmenta, J., : **Elements of Econometrics**, Macmillan, 1986. pp. 517 - 522 .
- Leybourne, S. J. and McCabe, B. P. M. : "A Simple test for Cointegration", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 55, 2, (1993), pp. 97-103.
- : "Testing for Unit roots: a simple alternative to Dickey-Fuller", **Applied Economics**, Vol. 29, (1994), pp. 721-729.
- Mackinnon, J., "Critical Values for Conintegration Tests in R. F. Engle and C. W. J. Granger (Ed.)", **Long-run Economir Relationships : Readings in Cointegration**, Oxford, Oxford University Press, 1991.
- Mackinnon, J., White, H. and Davidson, R. : "Tests for Model Specification in Presence Of Alternative Hypothesis : Some Further Results", **Journal of Econometrics**, 21, January 1983, pp. 53 - 70.

- Murray, T. and Ginman, P. : "An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model", **Review of Economics and Statistics**, 1976, pp. 75-80.
- Nelson, C. and Plosser, C. : "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", **Journal of Monetary Economics**, Vol. 10 (1982), pp. 139 - 162 .
- Newey, W., and West, K. : A simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, **Econometrica**, 55, (1987), pp. 703 - 708.
- Osterwald-Lenum, M., A Note With Quantile of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 45. (1992) , pp. 461-471.
- Perron, P. : "The Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, 57, (1989), pp. 1361 - 1401.
- Perron, P., : "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Further Evidence From a New Approach", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 1988, pp. 297 - 332.
- Phillips, P. C. B., "Understanding Spurious Regression in Exonometrics", **Journal of Econometrics**, Vol. 33 (1986), pp. 311-340.
- : "Time Sries Regression With Unit Root", **Econometrica**, Vol. 55, (1978), pp. 277-301.
- Phillips, P. C. B and Perron, P., : **Testing for a Unit Root in Time Series Regression**, *Biometrika*, Vol. 75, (1988), pp. 335 - 346.
- Schwert, G. W., "Effects of Model Specification on Tests for Unit Root in Macroeconomics Data", **Journal of Monetary Economics**, Vol. 20 (1987), pp. 37-103.
- : "Tests for Unit Roots: A Monte-Carlo Investigation, **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol. 7 (1989), pp. 147-159.
- Stock, J. H. : "A symptotic Proprieties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", **Econometrica**, 55, (1987), pp. 1035 - 56.
- Toda, H. Y., and Phillips, P. C. B. : "Vector Autoregression and Causality", **Discussion Paper No 977**, .Cowles Foundation, New Haven CT, (1991).