تصحيح الخطأ والتكامل المشترك و الطلب على الواردات الكلية في المملكة العربية السعودية

حفلت الأدبيات الاقتصادية بدراسات كثيرة حول دوال الطلب الكلية الساكنة والحركية على الواردات. وتناولت هذه الدراسات دولاً متقدمة ونامية مختلفة في هياكلها الاقتصادية ومتباينة في درجات نموها الاقتصادي. وهدفت هذه الدراسات البحث عن المتغيرات والعوامل التي تحدد مستوى الطلب الكلي على الواردات، بالإضافة إلى سعيها لتقدير مرونات الطلب على الواردات في الأجل القصير وفي الأجل الطويل على حد سواء. ونهجت تلك الدراسات اتجاهين مختلفين: يندرج أولهما في إطار الاقتصاد القياسي التقليدي لتقدير نموذج قياسي بمعادلة انحدار واحدة، وينتمي الثاني إلى الاتجاه الحديث في تحليل السلاسل الزمنية واختبار استقرارها وتكاملها المشترك.

وتسعى هذه الدراسة إلى تحليل سلوك الطلب على الواردات الكلية في المملكة العربية السعودية وذلك باتباع منهجيتين متكاملتين. الأولى تقليدية غرضها تصميم دوال الطلب الساكنة والديناميكية على الواردات الكلية في المملكة. وبالاعتماد على هذه الدوال ستقدر مرونات الطلب الكلية على الواردات في كل من الأجلين القصير والطويل. والثانية حديثة نطبق من خلالها أساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة درجة استقرارها وتكاملها المشترك. وقد غطت هذه الدراسة الفترة الزمنية ١٩٧٠-١٩٩٤، واعتمدت على بيانات الحسابات القومية السنوية المقيمة بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٤ التي تنشرها مؤسسة اصدار النقد العربي السعودي، واستكملت من إحصاءات الأمم المتحدة.

وتكتسب دراسة وتحليل دالة الطلب على 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 أهمية الأسعار النسبية للواردات كمتغير تفسيري لمستوى الطلب على الواردات، وسنحاول في هذه الدراسة اختبار مدى أهمية الأسعار النسبية في المملكة في التأثير على مستوى الطلب الكلي على الواردات فيها. ويتوقع أن يعاني تقدير دوال الطلب على الواردات الكلية في المملكة من بعض المشكلات القياسية نتيجة للخصوصيات التي تحكم عدم انتظام تدفق الدخل النفطي والواردات والتي نلخص أهمها على النحو التالي:

١ – أهمية عوائد النفط: تشكل عوائد النفط المصدر الرئيس للدخل في المملكة، ونتيجة لتقلب أسعار النفط العالمية، تتقلب مستويات الدخل. فقد تراوحت نسبة الناتج المحلي النفطي بالأسعار الثابتة إلى الناتج المحلي الإجمالي خلال فترة الدراسة بين ٣٣.٦% عام ١٩٨٥ و ٧٨% عام ١٩٧٣.

٢ - أهمية الواردات وعدم استقرارها: تشغل الواردات أهمية خاصة في الاقتصاد السعودي، حيث ارتفعت قيمة الواردات من السلع والخدمات خلال الفترة ١٩٧٠-١٩٩٤ من ١١.٨٦٢ مليار ريال إلى ٢١٢.٦١ مليار ريال بالأسعار الثابتة، وذلك بمعدل نمو سنوي متوسط ثابت قدره ٨.٢% سنوياً.

٣ – تقلب نسبة الواردات إلى الناتج المحلي: يقدر متوسط نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة خلال فترة الدراسة بـ ٢٦.٧%. ويلاحظ عدم استقرار هذه النسبة وتقلبها بين حد أدنى يساوي ٦.١% عام ١٩٧١ وحد أعلى يقدر بـ ٥٨% عام ١٩٨٣.

٤ – ارتفعت نسبة الواردات إلى الناتج المحلي غير النفطي بالأسعار الثابتة بصورة مطردة من حد أدنى قدره ٢٣.٤% عام ١٩٧٠ إلى حد أعلى قدره ٩٧.٨% عام ١٩٨٤، ثم انخفضت بصورة مطردة اعتباراً من عام ١٩٨٥ لتصل إلى ٤٠.٣% عام ١٩٩٤. وقد أدى هذا التطور إلى التمييز بين فترتين جزئيتين، الأولى ١٩٧٠-١٩٨٤ وتتصف بتزايد نسبة الواردات إلى الناتج المحلي غير النفطي، والثانية ١٩٨٥-١٩٩٤ وتتصف بانخفاض النسبة المذكورة. وقد برر هذا التفريق إدخال متغير صوري يفرق بين سلوك الطلب على الواردات الكلية خلال كل من هاتين الفترتين الجزئيتين.

٥ – نتيجة لتقلب العوائد النفطية بصورة ملحوظة بين فترة وأخرى ، فقد تقلبت الواردات نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي بصورة أقل من تقلبها نسبة للناتج المحلي غير النفطي، وتبين ارتباط الواردات الكلية بالمملكة بالناتج المحلي غير النفطي أكثر من ارتباطها بالناتج النفطي. لذلك، تم إدراج الناتج المحلي 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 ٤٥% من مجموع السكان في المملكة عام ١٩٩٢، 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 مقومة بالدولار الأمريكي إضافة إلى حجم الإنتاج النفطي. كما ترتبط ورادات المملكة مقيمة 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 وعلى وارداتها الحقيقية. وبالطبع 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 ١٩٧٠-١٩٧٧، نتيجة لارتفاع معدلات التضخم في المملكة. ثم عادت الأسعار النسبية للواردات للارتفاع بصورة طفيفة خلال الفترة ١٩٧٨-١٩٨٩ بسبب الاستقرار النسبي لكل من الأسعار المحلية والرقم القياسي لأسعار الواردات. ومنذ

عام ١٩٩٠ (حرب الخليج الثانية) ارتفع الرقم القياسي لأسعار الواردات بصورة ملحوظة (من ١٠٧ عام ١٩٨٩ إلى ١٢٧ عام ١٩٩٠). وبمرافقة ذلك الارتفاع باستقرار نسبي في مستوى الأسعار المحلية، فقد ارتفعت الأسعار النسبية للواردات بشكل ملحوظ خلال الفترة ١٩٩٠-١٩٩٤.

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

تقسم هذه الدراسة إلى ثلاثة أقسام. يتناول القسم الأول النماذج التقليدية لدوال الطلب على الواردات الكلية. ويهتم القسم الثاني بتطبيق أسلوب تصحيح الخطأ على دوال الطلب على الواردات. ويخصص القسم الثالث لاختبار منهج جوهانسن للتكامل المشترك لتحليل سلوك الطلب على الواردات الكلية في المملكة.

أولاً: النماذج التقليدية لدوال الطلب على الواردات الكلية

تأخذ دوال الطلب على الواردات الكلية الشكل العام التالي:

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

حيث يمثل :

M_t : الطلب على الواردات الكلية في السنة (t).

Y_t : الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في السنة (t).

P_t : الأسعار النسبية للواردات في السنة (t).

Z_t : المتغيرات التفسيرية الأخرى في السنة (t).

U_t : حد الخطأ العشوائي في السنة (t).

وتفيد العلاقة (١)، أن التغيرات في الواردات الكلية تفسرها التغيرات في الناتج المحلي الإجمالي، والأسعار النسبية للواردات، ومتغيرات تفسيرية أخرى كعدد السكان وحجم التمويل وحصيلة الصادرات وموجودات الدولة من النقد الأجنبي والزمن ومتغيرات صورية تأخذ في اعتبارها خصوصيات الطلب على الواردات، إضافة إلى حد الخطأ الذي يعبر عن المتغيرات الأخرى غير المدرجة صراحة في النموذج وعن أخطاء القياس والتحديد.

يمكن أن تأخذ دالة الطلب على الواردات الكلية الشكل الخطي التالي:

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + u_t \qquad \{2\}$$

حيث يتوقع أن تكون: $\alpha_1 < 0, \ \ \alpha_2 > 0$.

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

$$M_t = \gamma_0 P_t^{\gamma_1} Y_t^{\gamma_2} e_t \qquad \{3\}$$

وبإجراء تحويلة خطية لوغاريتمية للعلاقة (٣) ، يكون:

$$\ln M_t = \ln \gamma_0 + \gamma_1 \ln P_t + \gamma_2 \ln Y_t + \varepsilon_t \qquad \{4\}$$

وهناك مبررات نظرية للحصول على مرونة طلب سعرية سالبة للواردات الكلية أي $\gamma_1 < 0$، أما بالنسبة لمرونة الطلب الدخلية فهناك غموض يكتنف اشارتها الجبرية حيث نتوقع غالباً أن تكون من 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 على الواردات.

وتبنى العلاقتان (٢) و(٤) على افتراضين ضمنيين. يفيد الأول وقوع المستوردين دائماً على دالة الطلب أي أن الطلب المرغوب فيه M_t^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 على الواردات، أي أن التغير في الطلب على الواردات، يتناسب خطياً مع الفرق بين الطلب المرغوب فيه على الواردات في الفترة t والطلب الفعلي على الواردات في الفترة t-1، أي أن :

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

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

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

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

ويمكن كتابة العلاقة (٦) بالشكل التالي:

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

حيث : $\delta\alpha_0 = \beta_0 , \delta\alpha_1 = \beta_1 , \delta\alpha_2 = \beta_2 , (1-\delta) = \beta_3$ ، ويلاحظ أن β_1 و β_2 تمثلان على التوالي الميلين الحديين للواردات بالنسبة للسعر والدخل.

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

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

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

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

ويمكن كتابة العلاقة (٩) بالشكل المختصر التالي:

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

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

وتدل λ_1 و λ_2 على مرونات 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 على الورادات الكلية M_t ، والناتج المحلي الإجمالي غير النفطي Y_t بالأسعار الثابتة لعام ١٩٨٤، 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 $P_t = P_{mt} / P_{dt}$. كما أدرج متغير صوري في دالة الطلب يأخذ بالاعتبار تغير سلوك الطلب خلال الفترتين الجزئيتين ١٩٧٤-١٩٨٤ و ١٩٨٥-١٩٩٤. وقد تم تحديد فترة الانكسار عبر اختبار Chow الذي بينت إحصائيته حدوث انكسار معنوي في دالة الواردات عام ١٩٨٥ فقد بلغت قيمة إحصائية Chow المحسوبة ١٤.٩٦.

وتبين من تقدير دوال الطلب الكلية على الواردات في المملكة العربية السعودية ، باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، أن الصيغة اللوغاريتمية الخطية للدوال تعطي نتائجاً أفضل من الدوال الخطية العادية، لذلك سيقتصر عرض النتائج على الدوال اللوغاريتمية .

وقد أدى تقدير النموذج التوازني السكوني طويل الأجل، المسمى بمعادلة التكامل المشترك (Cointegrating equation) رقم (٤) ، للحصول على النتائج التالية:

$$\ln \hat{M}_t = 1.256 - 1.072 \ln P_t + 1.681 \ln Y_t - 0.478\text{D} \qquad \{9\}$$

(1.147) (-5.827) (25.697) (-7.019)

$\overline{\text{R}}^2 = 0.987$ DW = 1.207 F = 584.75 S.E.R = 0.1

ويتبين أن المرونة السكونية السعرية للطلب على الواردات تختلف جوهرياً عن الصفر وتساوي –١.٠٧٢، أما المرونة السكونية الدخلية للطلب على الواردات فتساوي ١.٦٨١. ويلاحظ أن تأثير الأسعار النسبية للوردات والدخل غير النفطي معنوي بمستوى دلالة ١% في تفسير الطلب على الواردات، وأن الاشارات الجبرية لهذه المرونات السكونية طويلة الأجل متفقة مع النظرية الاقتصادية.

وقد أدى تقدير النموذج التوازني الديناميكي رقم (٧) بطريقة المربعات الصغرى العادية للحصول على النتائج التالية:

$$\ln \hat{M}_t = 1.65 - 0.776 \ln P_t + 0.974 \ln Y_t - 0.347\text{D} + 0.395 \ln M_{t-1} \qquad \{10\}$$

(1.41) (-2.957) (3.814) (-4.394) (2.736)

$\overline{\text{R}}^2 = 0.984$ F = 368.8 $\text{LM}_{(1)} = 3.025$ $\text{LM}_{(2)} = 2.717$ S.E.R = 0.109

(0.10) (0.09)

ويتبين من نتائج التقدير أن جميع المعلمات المقدرة لمتغيرات النموذج معنوية إحصائياً بمستوى دلالة ٥%، وبالتالي فهده المعلمات مختلفة بصورة جوهرية عن الصفر. كما يدل اختبار مضاعف لاغرانج معاناة النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي الخطي من الدرجة الأولى و من الدرجة الثانية.

ويلاحظ أن مرونة الطلب الدخلية على الواردات الكلية بالأجل القصير تساوي ٠.٩٧٤، وأن مرونة الطلب السعرية في الأجل القصير تساوي -٠.٧٧٦، وتتفق إشارتاهما الجبريتان مع النظرية الإقتصادية حيث أن المرونة الدخلية موجبة والمرونة السعرية سالبة. أما في الأجل الطويل فتقدر مرونة الطلب الدخلية على الواردات بـ ١.٦١ في حين تساوي المرونة السعرية –١.٢٨. وتزيد المرونات السعرية والدخلية للواردات في الأجل الطويل بالقيمة المطلقة عن المرونات المقابلة لها في الأجل القصير. ويتضح أن الطلب على الواردات في الأجل الطويل مرن بالنسبة للأسعار النسبية والناتج المحلي غير النفطي لأن هذه المرونات تزيد بقيمتها المطلقة عن الواحد الصحيح.

أما فيما يتعلق بمعامل التكيف الجزئي فيساوي ٠.٣٩٥، بمعنى أن الإختلالات في مستوى الطلب على الواردات يتم تصحيحها سنوياً بنسبة ٣٩.٥%. كما يدل ذلك أيضاً على أن طول فترة التكيف تساوي ١.٦٥ سنة.

ثانياً: دالة الطلب على الواردات ونموذج تصحيح الخطأ

ترتبط صحة النتائج السابقة بتقدير دوال الطلب التقليدية على الواردات الكلية بافتراض استقرار أو سكون السلاسل الزمنية لكل من الطلب على الواردات والأسعار النسبية والناتج المحلي الإجمالي غير النفطي. ذلك لأن عدم استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات سيؤدي إلى أخطاء في تحديد النماذج القياسية. وبالتالي، فمن المفروض إعادة النظر في 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 في دالة الطلب على الواردات (الواردات، الأسعار النسبية، والناتج المحلي الإجمالي غير النفطي)، وأخيراً سنطبق مفهوم التكامل المشترك على دالة الطلب على الواردات باستخدام منهج Engle & Granger المعروف بآلية تصحيح الخطأ.

اعتماداً على نظرية Wold، يمكن تمثيل السلسلة الزمنية المستقرة التي ليس لها مكونات محددة (Box & Jenkens 1970) بعدد لانهائي من المتوسطات المتحركة بسياق منته من الانحدار الذاتي للمتوسطات المتحركة (ARMA). وبشكل مبدئي، يعد كثير من السلاسل الزمنية الاقتصادية من السياقات غير المستقرة القابلة للتكامل المشترك. فإذا تطلب أخذ d فرق لسلسلة زمنية X غير مستقرة حتى تصبح سلسلة مستقرة، تدعى 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 أي 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 Y_t, X_t بحيث تتحقق العلاقة $Z_t \sim I(d-b), b>0$ فإن X_t و Y_t تكون متكاملتين. ولا يشترط أن تكون المتغيرات الداخلة في المتجه Z_t من درجة التكامل نفسها. فقد بين جوهانسن أنه إذا كان $Y_t \sim I(1)$ و $X_t \sim I(0)$ فإن و $\overline{X} = \sum_{j=0}^{P} X_{t-j}$ و X_t متكاملتان تكاملاً مشتركاً فسيكون لهما تمثيل تصحيح خطأ من الشكل التالي:

$$a(L)\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda(Y_t - \alpha_1 X_t) + b(L)\Delta X_t + c(L)\varepsilon_t \qquad \{11\}$$

حيث a(L), b(L), c(L) كثيرات حدود مستقرة. وتكون هذه النماذج طرقاً شيقة 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 (٢و٤) يمكن أن تستخدمان مباشرة في اختبار التكامل المشترك. فإذا كانت المتغيرات المشمولة في دالة الطلب على الواردات متكاملة تكاملاً مشتركاً، فإن النموذجين (٢ و٤) 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 فيما إذا كان للسلاسل الزمنية الداخلة في دالة الطلب على الواردات جذر الوحدة. وفي أدبيات التكامل المشترك، فإن اختبارات جذر الوحدة الأكثر شيوعاً هي اختبار ديكي فوللر(١٩٧٩و١٩٨١) وبارجافا (١٩٨٦) وفيليس بيرون (١٩٨٨)، وبيرون (١٩٨٦ و ١٩٨٨). وتتفق هذه الاختبارات بطرق معالجتها لمعلمة القاطع μ. ويأخذ نموذج اختبار فرضية جذر الوحدة في ظل فرضية العدم الشكل التالي:

$$X_t = \mu + \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \{12\}$$

بينما يأخذ النموذج في ظل الفرض البديل الشكل:

$$X_t = \mu + \theta(t - T/2) + \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \{13\}$$

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

اعتماداً على اختبار ديكي فوللر الموسع تستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معلمات العلاقة التالية:

$$\Delta X_t = \mu + \theta t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t \qquad \{14\}$$

حيث يتم اختيار P بشكل يقلل الارتباط الذاتي بين البواقي. فإذا كان للسلسلة جذر الوحدة فإن $\gamma = \alpha - 1$. ويمكن إجراء اختبار ديكي فوللر الموسع بمقارنة إحصائية t المحسوبة لمعامل المتغير X_{t-1}

بالقيم الحرجة التي حسبها فوللر (١٩٧٦) أو بالجداول الموسعة ليدكي وفوللر والتي لخصها Guilkey & Schmidt (١٩٨٩) ورمز لها بـ τ_t .

يبين الجدول رقم (١)، قيم t لمعامل المتغير المتباطىء الذي تم الحصول عليه باجراء الانحدار على المعادلة (١٤) والمسماة بـ قيم 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%.

جدول (١): اختبار جذر الوحدة ديكي -فوللر (ADF) وفيليبس بيرون (PP) بادخال الزمن والقاطع كمتغير في النموذج

n	$\ln M_{t-1}$		$\ln P_{t-1}$		$\ln Y_{t-1}$	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
0	-0.441	-0.44١	-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	-2.٢84	-1.781	-2.521	-0.512

من أجل عدد المشاهدات=٢٥:

القيم الحرجة لاختبار ديكي-فوللر كالتالي:١%=-٤.٣٧٤، ٥%=-٣.٦٠٣، ١٠%=٣.٢٣٧

القيم الحرجة لاختبار فيليب-بيرون كالتالي:١%=-٤.٣٩٤، ٥%=-٣.٦١٢،١٠%=٣.٢٤٢

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

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

جدول (٢): اختبار جذر الوحدة ديكي -فوللر (ADF) وفيليبس بيرون (PP) للفرق الأول

n	$\ln M_{t-1}$		$\ln P_{t-1}$		$\ln Y_{t-1}$	
	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	-3.9.34	-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=52 كالتالي:

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 اختباري ADF و PP تزيد عن القيم الحرجة بمستوى دلالة ٥%، مما يعني عدم امكانية رفض فرضية استقرار متغيرات الواردات والأسعار النسبية والناتج المحلي غير النفطي . وباختصار، فإن السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات الثلاثة من الدرجة I(1) مما يعني بإمكانية تكاملها تكاملاً مشتركاً.

وبناء على نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات النموذج (٩)، يتضح أن إحصائية CRDW ديربن واتسون للتكامل المشترك تساوي ١.٢٠٧، وأن بقية إحصائيات النموذج t و F إحصائيات متحيزة (Engel & Granger , 1987) بينما لا تتأثر المعلمات المقدرة (Stocks 1985). وتساوي القيمة الحرجة لـ CRDW التي حسبها Engel & Granger كالتالي: ٠.٥١١ بمستوى دلالة ١%، و٠.٣٨٦ بمستوى دلالة ٥%، و٠.٣٢٢ بمستوى دلالة ١٠%. ومن الواضح أن دالة الطلب على الواردات الكلية قابلة للتكامل المشترك بمستوى دلالة ١%.

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

$$\Delta R_t = \alpha R_{t-1} \qquad \{16\}$$

حيث R بواقي انحدار التكامل المشترك المحسوب وفق المعادلة (١٥)، كما حسب اختبار ديكي فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) التالي:

$$\Delta R_t = \alpha R_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta \Delta R_{t-1} \qquad \{17\}$$

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

جدول (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 تساوي ١.٩٥٦ والقيمة الحرجة لاختبار PP تساوي 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 على الواردات الكلية مستقرة بمستوى دلالة ٥% لأن القيم المحسوبة لإحصائية ADF و PP تزيد عن القيمة الحرجة، مما يعني أن متغيرات النموذج (١٥) متكاملة تكاملاً مشتركاً.

وانطلاقاً من كون متغيرات دالة الطلب على الواردات الكلية متكاملة تكاملاً مشتركاً، فمن الممكن القيام بالمرحلة الثانية لمنهج Engle & Granger في التكامل المشترك والمتمثلة في آلية تصحيح الخطأ (Error Correction Mechanism) أو مايرمز له اختصارا بـ ECM. حيث يتلخص هذا النموذج بأبسط صوره بالعلاقة التالية:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_1 (y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + \gamma_0 \Delta x_{t-1} + u_t \qquad \{18\}$$

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

$$\Delta \ln M_t = -0.058 - 0.566 \Delta \ln P_{t1} + 2.401 \Delta \ln Y_t - 0.282 \Delta D - 0.462 EC_{t-1}$$

$$(-2.254) \quad (-2.756) \quad (8.420) \quad (-3.306) \quad (-2.119) \qquad \{19\}$$

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

$$ARCH_{(1)} = 0.228 \quad LM_{(1)} = 2.249 \quad LM_{(2)} = 1.235$$

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

وفي هذا التمثيل، فإن إحصائية t للمتغير المتباطىء EC_{t-1} المقدر من انحدار التكامل المشترك معنوية بمستوى دلالة ١%. وهذا دليل إضافي على أن المتغيرات المتضمنة في دالة الطلب على الواردات الكلية متكاملة تكاملاً مشتركاً. ويلاحظ أن جميع المتغيرات المدرجة في العلاقة (١٩) معنوية بمستوى دلالة 5%. وبالإضافة إلى هذه النتائج فقد تم إيراد معامل التحديد المصحح المساوي ٠.٨٤٨، وإحصائية بروتش جودفري (Breusch Godfery) المساوية ٢.٢٤٩ للارتباط الذاتي من الدرجة الأولى، وإحصائية آرش (ARCH) لاختلاف التباين الانحداري الشرطي، وهذه الإحصائيات معنوية جميعاً بمستوى دلالة ١%.وتدل هذه النتائج جميعاً على مصداقية النموذج المقدر واجتيازه للاختبارات الإحصائية اللازمة.

ويستنتج من تقديرات النموذج (١٩)، أن مرونة الواردات الديناميكية في الأجل القصير بالنسبة للأسعار النسبية تساوي –٠.٥٦٦، بينما تقدر مرونة الواردات الديناميكية في الأجل القصير بالنسبة للناتج المحلي غير النفطي بـ ٢.٤٠١.

ونظراً لأن حد الخطأ المقدر سالب الاشارة الجبرية ومعنوي إحصائياً، فمن الممكن تفسيره على انه يقيس نسبة اختلال التوازن في المتغير التابع التي يمكن تصحيحها من فترة زمنية لأخرى. وهكذا يبين معامل تصحيح الخطأ المساوي ٠.٤٦٢ أن ٤٦.٢% من اختلال التوازن في الطلب على الواردات في

المملكة يمكن تصحيحها من فترة زمنية لأخرى. وبالطبع يمكن مقارنة حد تصحيح الخطأ بمعامل التكيف الجزئي الذي قدر سابقاً بـ ٠.٤١ .

ثالثاً: الطلب على الواردات وطريقة جوهانسن للتكامل المشترك:

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

يفضل أسلوب الإمكانية العظمى (اختبار جوهانسن) Maximum likelihood procedure المقترح من قبل Johansen (1988.1991) و Johansen and Juselius (1990) 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 (1990) Gonzalo من خلال تجارب مونت كارلو Monte Carlo أن منهج جوهانسن يفضل على أسلوب انجل وجرانجر ذي الخطوتين حتى في حالة نموذج بمتغيرين.

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك، اقترح Johansen (1988,1991) ، و Juselius and Johansen (1990) ، إجراء اختبارين. الأول اختبار الأثر Trace 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:

$$-2\ln Q = -T\sum_{i=r+1}^{p}\ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad \{20\}$$

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

$$-2\ln Q = -T\ln(1-\lambda_{r+1}) \qquad \{21\}$$

ويجري اختبار فرضية العدم التي تنص على وجود r من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرضية البديلة التي تنص على وجود r+1 من متجهات التكامل المشترك.

توضح نتائج اختباري الأثر والقيمة العظمى الملخصة في الجدول (٣)، أن من الممكن بسهولة رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود التكامل المشترك وذلك عند مستوى دلالة يساوي ٥%. وهذا يعني أن كامل هيكل الطلب على الواردات متكامل تكاملاً مشتركاً مع الأسعار النسبية للواردات والناتج المحلي غير النفطي. كما تعني هذه النتيجة وجود توليفة خطية ساكنة بين الطلب على الواردات والأسعار النسبية للواردات والناتج المحلي غير النفطي، على الرغم من كون الطلب على الواردات والأسعار النسبية

للواردات والناتج المحلي غير النفطي - كل على حده - غير ساكنة. وتؤكد هذه النتيجة أخيراً وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات مما يعني أن هذه المتغيرات لا تبتعد عن بعضها كثيراً بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً .

جدول رقم (٤): اختبارات التكامل المشترك

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

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

واعتماداً على نتائج الجدول السابق، وحيث أن القيمة المحسوبة لنسبة الإمكانية (LR) (٧٤) تزيد عن القيمة الحرجة (٦٢.٩٩) بمستوى دلالة ٥%، فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك. وبصورة مقابلة بما أن 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 يساوي:

$$\ln M_t = -2.127 - 0.707 \ln P_t + 2.11 \ln Y_t - 0.169 D - 0.045 t$$
$$(0.158) \quad (0.159) \quad (0.097) \quad (0.016) \qquad \{22\}$$
$$\text{Log likelihood} = 167.01$$

(القيم بين الأقواس تمثل الأخطاء المعيارية)

وهذا يعني أن مرونة الطلب الديناميكية السعرية على الواردات الكلية في الأجل البعيد تساوي-٠.٧٠٧ في حين أن مرونة الطلب الدخلية الديناميكية طويلة الأجل على الواردات تساوي ٢.١١.

ملخص البحث

وباختصار ، مكنت هذه الدراسة من تقدير دوال الطلب على الواردات في المملكة العربية السعودية خلال الفترة ١٩٧٠-١٩٩٤. وقد تبين أن الناتج المحلي النفطي بالأسعار الثابتة، والأسعار النسبية للواردات ذات تأثير معنوي في تفسير التغير الطلب على الواردات في جميع النماذج المقدرة. حيث قدرت مرونة الطلب الدخلية التوارزنية على الواردات بـ ١.٦٨١، كما كانت المرونة السعرية معنوية ومختلفة بصورة جوهرية عن الصفر وتساوي –١.٠٧٢. أما المرونة الدخلية غير التوازنية للطلب على الواردات فتساوي ٠.٩٧٤ في الأجل القصير و١.٦١ في الأجل الطويل، والمرونة السعرية غير التوازنية في الأجل القصير تساوي –٠.٧٧٦ وفي الأجل الطويل تساوي –١.٢٨.

وقد تبين من تطبيق أسلوب أنجل وجرانجر ذي المرحلتين للتكامل المشترك، أن اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الورادات والناتج غير النفطي والأسعار النسبية لم تمكن من قبول فرضية استقرار هذه السلاسل الزمنية. ودل اختبار حد الخطأ ذو الإشارة الجبرية السالبة والمعنوي إحصائياً أن متغيرات دالة الطلب على الواردات متكاملة تكاملاً مشتركاً، حيث يتم تصحيح الاختلالات التوارزنية للطلب على 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 وضح اختبار جوهانسن للتكامل المشترك رفض فرضية عدم وجود أي متجه للتكامل المشترك، وقبول فرضية وجود متجهين للتكامل المشترك مما يعني 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 في تفسير التغيرات في مستوى الطلب على الواردات. وقد تبين أن تقدير المرونات السعرية كانت معنوية إحصائياً باستخدام أساليب التقدير المختلفة كما كان الطلب على الواردات الكلية مرن في الأجل الطويل.

أما بالنسبة للناتج المحلي غير النفطي، فقد بينت نتائج التقدير ارتباط مستوى الواردات طردياً بمستوى الناتج غير النفطي، مما يعني أن التنمية الاقتصادية التي حدث في المملكة العربية السعودية خلال الخمسة وعشرين سنة الماضية لم تفلح بإحلال الإنتاج المحلي محل الواردات التي استمرت بالتزايد مع ارتفاع مستويات الدخل. ويلاحظ من ارتفاع المرونة الدخلية للطلب على للواردات أن التنمية الاقتصادية في المملكة قد تترافق بارتفاع مستويات الواردات نتيجة لارتفاع الأسعار المحلية بسبب رفع الإعانات الانتاجية تمهيداً لانضمام المملكة إلى منظمة التجارة العالمية، وارتفاع الأجور وتكاليف الانتاج نتيجة لإحلال العمالة الوطنية محل العمالة الوافدة.

المراجع

Asseery, A. a.,"Unit Roots and Cointegration Theory with Application to the Real Money Demand Functions of the Industrial World. Phd Thesis,Wales U.K (1990).

Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., and Hendry, D. " Cointegration Error-Correction, and Econometric Analysis of Non-Stationary Data," Oxford, 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.

Breusch, T. S.," Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models", Australian Economic Papers, Vol. 17. pp. 334-355, (1987).

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), 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), 427-431.

Dickey, D. A., and Rossana, R.. J.," Cointegrated Time Series:A Guide to Estimation and Hypothesiss Testing", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.56,3,(1994).pp325-353.

Domowitz, I. and El-badawi, I.," An Error Correction Approach to Money Demand: The Case of Sudan", Journal of Development Economics. Vol.26, pp. 257-275. (1987).

Engle, R., and Granger, C. W. J.," Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, Vol. 55, (1987), 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 Methodes of Estimating Long-Run Equilibrium Rleationship",

Journal of Econometrics, Vol 60, (1994), 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., " SpuriousRegression in Econometrics" Jpurnal of Econometrics, Vol.2 pp.111-120,(1974).
Griliches, Z.,"Distributed Lags: A Survey", Econometrica, Vol.35. pp. 16-49,January (1967).
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 Gragner and Engle Two-Step Procedure to United Kingdom Aggregete 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.
--------, Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection.", Journal of Monetary Economics, Vol.7(1981), pp.85-106.

Johansen S., and Juselius, K., " Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demande for Money," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol., 52, (1990), 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 Autoregressive 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, 2nd ed. New York, John Wieley and Sons, 1985.
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 Cointegration Tests" in R.F. Engle and C.W.J. Granger (ed.), Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford, Oxford University Press, 1991.
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), 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.
Phillips, P.C. B., "Understandang Spurious Regression in Econometrics", Journal of Econometrics, Vol. 33 (1986), pp. 311-340.
---------, "Time Series Regression with Unit Root", Econometrica, Vol. 55,(1978), 277-301.
Phillips, P.C.B and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, Vol.75, (1988), 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 73-103.
----------- " Tests for Unit Roots: A Monte-Carlo Investigation" Journal of Buisness and Economic Statistics, Vol. 7 (1989), pp. 147-159.

Toda, H.Y., and Phillips, P.C.B.,"Vector Autoregression and Causality, Disscution Paper No 977, Cowles Foundation, New Haven CT. (1991).

ملخص الدراسة

تصحيح الخطأ والتكامل المشترك و الطلب على الواردات الكلية في المملكة العربية السعودية

د. ممدوح الخطيب الكسواني
قسم الاقتصاد، كلية العلوم الإدارية، جامعة الملك سعود
ص.ب: ٢٤٥٩ الرياض ١١٤٥١ – المملكة العربية السعودية

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل الطلب على الواردات الكلية في المملكة العربية السعودية خلال الفترة ١٩٧٠-١٩٩٤، اعتماداً على بيانات سنوية. استخدمت هذه الدراسة نموذج تصحيح الخطأ وأسلوب التكامل المشترك. وقد برهنت على وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين الواردات الكلية والناتج المحلي غير النفطي والأسعار النسبية للواردات. وتبين في جميع النماذج المقدرة وبما يتفق مع النظرية الاقتصادية ،

أن مرونات الواردات الكلية بالنسبة للناتج المحلي غير النفطي موجبة الإشارة الجبرية، وأن مرونات الواردات الكلية بالنسبة للأسعار النسبية ذات إشارة جبرية سالبة. ويتضح اعتماداً على نماذج التكامل المشترك أن الطلب على الواردات الكلية مرن بالنسبة للناتج المحلي غير النفطي في الأجلين القصير والطويل، في حين أن هذا الطلب غير مرن بالنسبة للأسعار في الأجلين القصير والطويل.

ABSTRACT

Error Corrrection , Johansen Cointegration and

Aggregate Import Demand in Saudi Arabia

Mamdouh ALKHATIB ALKSWANI
Associate Professor. Economic Dept. College of Admi. Sc.
King Saud University. P.O.Box: 2459 Riyadh 11451. Saudi Arabia

This paper provides a study of aggregate import demand in Saudi Arabia during the period 1970-1994. Using Johansen cointegration tests and error correction modeling, results shows that there exists a stationary long-run demand relationship for aggregate import. The non-oil income elasticities of import demand are positives in all estimated models while the relative price elasticities are negatives.