البحوث

تحليل «لدالة الطلب» على الواردات الإجمالية في دولة الكويت

د. نايف حمد المطيري*

مقدمة:

يعاني الاقتصاد الكويتي من بعض الاختلالات الهيكلية من أهمها الاعتماد الكبير والمتزايد على العالم الخارجي بالدرجة التي أصبح فيها تحقيق نوع من الاستقلال الاقتصادي الذاتي أمرا مستحيلا ، ويتمثل هذا الاعتماد في الحصول على الإيرادات الحكومية ـ التي تعتبر المحرك الأساسي للنشاط الاقتصادي في البلاد ـ المتأتية من بيع سلعة البلاد الرئيسية وهي النفط سواء في صورته الخام أو المكرره ، وفي الحصول على ما تحتاجه البلاد من مستلزمات استهلاكية وإنتاجية متمثلا في الواردات التي تغطي ٩٥٪ من احتياجات البلاد السلعية منذ السبعينيات وكذلك في الحصول على الأيدي العاملة اللازمة نظرا لتخلف عرض العمالة المحلية عن الطلب المتزايد على العمالة الذي شهدته البلاد منذ الأزمة النفطية الأولى في عام ١٩٧٣ ، وأخيرا في الحاجة إلى استثمار الفوائض النفطية التي تراكمت أثناء السبعينيات وأوائل الثمانينيات والتي أخذت طريقها إلى الأسواق العالمية نظرا لضيق الطاقة الاستيعابية للاقتصاد ، وكانت هذه الاستثمارات وعوائدها المصدر الوحيد لتمويل حصة الكويت في حرب التحرير وتمويل احتياجات البلاد على أثر توقف إنتاج النفط خلال الفترة ١٩٩٠ ـ ١٩٩٢ كما أن عوائدها لا تزال المصدر الرئيسي لتمويل عجز الميزانية العامة الذي لا يزال مستمرا .

وباستعراض بيانات قطاع التجارة الخارجية ، يلاحظ أن الصادرات باستثناء بعض السنوات خلال منتصف الثمانينيات والتي تراجعت بها قيمة الصادرات على أثر الانخفاض في أسعار النفط ، كانت تنمو بنسب أكبر من الواردات حيث كانت نسبة إجمالي الصادرات إلى الواردات في ازدياد نسبي إذ كانت ١٤٪ و١٥٪ للأعوام ٨٧ و٨٨ و٨٩ على التوالي ولكن في العام ٩٢ وهو العام الذي يلي عام التحرير انعكس هذا الوضع حيث ارتفعت الواردات بنسبة ١٥٪ وهذا

(*) أستاذ مساعد في قسم الاقتصاد ـ كلية العلوم الإدارية ـ جامعة الكويت

ينسجم مع واقع البلاد واحتياجاتها في مرحلة إعادة البناء وما تتطلبه من استعادة البنية الاقتصادية ومستلزماتها السلعية ، ولا يزال الميزان التجاري يسجل فائضا منذ أوائل السبعينيات باستثناء الفترة ٩١ ـ ١٩٩٢ التي شهدت تراجع الصادرات النفطية نظرا لتوقف الإنتاج النفطي على أثر حرق آبار النفط أثناء الغزو العراقي لدولة الكويت ، ولكن مع استمرار السياسة الحالية تصبح عملية تحقيق فائض في الميزان التجاري معتمدا على التطورات التي ستشهدها أسواق النفط العالمية والتي على أساسها سيتحدد معدل النمو في كمية الصادرات .

وفي المقابل قد يصبح المحافظة على هذا الفائض ممكنا إذا ما رغبت الحكومة في تبني عدد من الوسائل التي تستهدف ترشيد الاستهلاك والحد من الواردات ، ويأتي في مقدمة هذه الوسائل محاولة التأثير على أسعار الواردات من خلال فرض مزيد من الرسوم الجمركية مما يسهم كذلك في زيادة حصيلة الدولة من إيرادات الرسوم وهو ما يمثل أيضا أحد الخيارات المطروحة حاليا أمام الحكومة لمعالجة مشكلة العجز وتحقيق نوع من التوازن بين الموارد المالية المتاحة والالتزامات المالية ، وتظهر عندئذ أهمية الدراسات التطبيقية التى تسعى إلى تقدير حجم المرونات الدخلية والسعرية للطلب على الواردات وتصبح نتائج هذه الدراسات مدخلا رئيسيا في عملية صنع القرارات التي تتناول قضية إعادة هيكلة سياسات التجارة الخارجية بهدف ترشيد الواردات وزيادة حصيلة الدولة من الرسوم الجمركية .

وعليه فإن هذه الدراسة تهدف إلى تحليل سلوك دالة الطلب على الواردات في الكويت في محاولة لتقدير مرونات الطلب الدخلية والسعرية قصيرة وطويلة الأجل وإبراز أهميتها لأغراض توجيه السياسة العامة فيما يتعلق بالواردات ، وتعتبر هذه الدراسة إضافة لعدد من الدراسات السابقة التي تناولت هذا الموضوع .(Metwally and Abdel-Rahman, 1985; Asseery and Perdikis, 1990' El Samadisy, 1996) غير أنها تختلف لكونها أولا ، تسعى لتطبيق بعض الاختبارات الحديثة في مجال الاقتصاد القياسي بهدف تحليل السلاسل الزمنية للمتغيرات المستخدمة في الدراسة لمعرفة مدى سكونها (Stationarity) أو ما إذا كان يوجد بينها تكامل مشترك (Cointegration) كوسيلة لتحديد الهيئة الملائمة (Proper Transformation) لهذه المتغيرات قبل القيام بتقدير النموذج المستهدف ، وثانيا تستخدم بيانات سنوية للفترة ١٩٧٠ ـ ١٩٩٥ وهي فترة أطول نسبيا وأكثر حداثة من تلك المستخدمة في الدراسات السابقة .

بالإضافة إلى المقدمة السابقة ستتضمن الدراسة أربعة أجزاء أخرى ، يقدم الجزء التالي خلفية موجزة عن طبيعة وتطور الواردات في الكويت موزعة حسب أقسام السلع الرئيسية فيما يستعرض الجزء الثالث والرابع على التوالي دالة الطلب على الواردات المستهدف تقديرها

واختبارات أحادية الجذر والتكامل المشترك المزمع تطبيقها على المتغيرات المستخدمة في الدراسة ، ستجرى مناقشة نتائج الدراسة في الفصل الخامس فيما سيتضمن الفصل الأخير الخاتمة .

تطورات الواردات للفترة ١٩٧٠ ـ ١٩٩٣

تلعب الواردات دورا أساسيا في مواجهة فائض الطلب الناشئ عن تخلف الإنتاج المحلي عن الطلب الكلي ويمثل ذلك أحد سمات اقتصاديات الدول النفطية ومن بينها الكويت ، وقد شهدت العقود الثلاثة الماضية توجها تصاعديا لقيمة الواردات كنسبة من إجمالي الناتج المحلي حيث تزايدت هذه النسبة من ٦,٢ بالمئة في عام ١٩٧٠ إلى حوالي ٢٥ بالمئة في عام ١٩٨٩ ، فخلال تلك الفترة تضاعفت القيمة الإجمالية للواردات حوالي ٨ مرات حيث زادت من ٢٢٣ مليون دينار في عام ١٩٧٠ إلى ١٨٤٩ مليون دينار في عام ١٩٨٩ ، وعلى الرغم من أن جزءا لا بأس به من هذه الزيادة يمكن أن يعزى إلى الارتفاع الكبير في معدلات التضخم العالمية إلا أن غالبية هذه الزيادة تعود أساسا إلى تزايد عدد السكان الذي أدى إلى تضاعف الإنفاق الاستهلاكي الخاص عدة مرات بالإضافة إلى برامج التنمية ومشاريع البنية الأساسية التي شهدتها البلاد خلال تلك الحقبة .

وبالنظر إلى مكونات الواردات خلال الفترة ١٩٧٠ ـ ١٩٩٣ يلاحظ عدم وجود تغير كبير في ترتيب أقسام السلع الرئيسية كنسبة من إجمالي الواردات فقد حافظ كل قسم على ترتيبه ، ويأتي في المقدمة دوما قسم الآلات ومعدات النقل وبنسب تتراوح بين ٣٣٪ و٤٣٪ من إجمالي الواردات باستثناء العامين ١٩٩١ و١٩٩٢ فقد ارتفعت قيمة الواردات من هذا القسم كثيرا وبلغت ٥٧٨ و٩٣٣ مليون دينار كويتي على التوالي في العامين المذكورين وأصبحت نسبتها تمثل ٥٨٪ و٤٤٪ من إجمالي الواردات في حين شهدت تراجعا في العام ١٩٩٣ لتعود إلى مستوياتها السابقة ، ويمكن تفسير الارتفاع الكبير في استيراد الآلات ومعدات النقل خلال العامين ١٩٩١ و١٩٩٢ إلى الدمار الكبير الذي أصاب قطاع النقل عموما أثناء الغزو العراقي لدولة الكويت ، وتأتي البضائع المصنوعة في المرتبة الثانية وبنسب تتراوح بين ١٩٪ و٢٤٪ يليها المصنوعات المنوعة وبنسب تتراوح بين ١٣٪ و١٨٪ ، ثم الأغذية والحيوانات الحية بين ١٢٪ و١٧٪ ، في حين تأتي في المرتبة الأخيرة مستوردات الزيوت والشحوم الحيوانية والنباتية وبنسبة تقل عن ١٪ ، الجدول (١) يبين تطور الواردات حسب الأقسام الرئيسية للتصنيف الدولي الموحد لبعض السنوات المختارة خلال الفترة ١٩٧٠ / ١٩٩٣ .

جدول (١)

تطور الواردات حسب الأقسام الرئيسية للتصنيف الدولي الموحد خلال الفترة ١٩٧٠ ـ ١٩٩٣

(القيمة بالمليون دينار)

	١٩٧٠		١٩٧٥		١٩٨٠		١٩٨٥		١٩٨٩		١٩٩٣	
الأقسام السلعية	القيمة	٪	القيمة	٪	القيمة	٪	القيمة	٪	القيمة	٪	القيمة	٪
الأغذية والحيوانات الحية	٣٧,٨	١٦,٩	١٠٦,١	١٥,٣	٢٢٩,٩	١٣,٠	٢٦٦,٤	١٦,٠	٣٢٠,٣	١٧,٣	٢٨٢,٢	١٣,٢
المشروبات والتبغ	٥,٧٢	٢,٦	٩,٠٥	١,٣	٢٢,١	١,٢	٢٣,٨٢	١,٤	٢٤,٩	١,٣	٢٩,١	١,٤
المواد الخام غير المعدة للأكل باستثناء المحروقات	٣,٤٠	١,٥	٨,٤٢	١,٢	٢٩,٤	١,٦	٢٢,٥٨	١,٣	٢٥,٨	١,٤	٢٧,١	١,٣
الوقود المعدني ومواد التشحيم	١,٥٨	٠,٧	٤,٠٩	٠,٦	١٣,٤	٠,٧	٧,٥١	٠,٤	١٧,٧	٠,٩	٩,٥١	٠,٤
الزيوت والشحوم الحيوانية والنباتية	٠,٦١	٠,٣	٢,٤٩	٤,٤	٦,٥	٠,٤	٦,٤٦	٠,٤	١٠,٣	٠,٥	٧,٢٩	٠,٤
المواد الكيماوية	١٠,٣٥	٤,٦	٢٦,٨١	٣,٩	٧٤,٣	٤,٢	٩٨,٨٧	٥,٩	١٤٢,٣	٧,٦	١٣٢,٢	٦,٢
البضائع المصنوعة	٤٧,٥١	٢١,٣	١٢٣,٧٦	١٧,٨	٤٣٣,٢	٢٤,٥	٣٢٠,٣٩	١٩,٣	٤٠٧,٨	٢٢,١	٣٩٦,٩٨	١٨,٦
الآلات ومعدات النقل	٨٠,٠٧	٣٥,٩	٣١٦,٢١	٤٥,٦	٦٣٨,١	٣٦,٢	٦٤٦,٤٨	٣٩,٠	٥٤٦,٣	٢٩,٥	٩٠٢,٥	٤٢,٤
مصنوعات منوعة	٣٥,٨	١٦,٠	٩٢,٠١	١٣,٣	٣٠٧,٣	١٧,٤	٢٦٦,٣٠	١٦,٠	٣١٨,٤	١٧,١	٣٢٠,٢	١٥,١
بضائع غير مصنفة	٠,٣٨	٠,٢	٤,٢٥	٠,٦	١٠,٣	٠,٦	٢,٣٥	٠,١٤	٣٥,٣	١,٩	١٥,٩٢	٠,٧
الجملة	٢٢٣,٢٦	١٠٠,٠	٦٣٩,١٥	١٠٠,٠	١٧٦٤,٩	١٠٠,٠	١٦٦١,١٢٣	١٠٠,٠	١٨٤٩,٤	١٠٠,٠	٢١٢٣,٨٤	١٠٠,٠

المصدر : الكويت ـ وزارة التخطيط . المجموعة الإحصائية السنوية ، أعداد مختلفة .

النموذج:

استنادا إلى الأدبيات في هذا المجال (Melo and Vogt, 1984' Gafar, 1988, Asseery, and Perdikis, 1990; Koshal et al. 1993 وآخرون) فإن كمية الواردات المستهدفة (M^*) في الفترة t هي دالة في كل من أسعار الواردات (Pm)في الفترة t والأسعار المحلية Pd في الفترة t ومستوى الدخل الحقيقي (Y) في الفترة t ويمكن التعبير عن ذلك رياضيا بالصورة التالية[١] :

$$M^*_t = F(P_{mt}, P_{dt}, Y_t) \qquad (1)$$

وبما أن حصة دولة الكويت في حجم الواردات العالمية متواضعة ولا تتجاوز ١٪ وهي نسبة الحد الأدنى المحددة من قبل صندوق النقد الدولي (IMF) لاعتبار اقتصاد الدولة كبير الحجم ، فإن عرض الواردات بالنسبة للكويت يعتبر تام المرونة الأمر الذي يجعل النموذج أعلاه خاليا من أي تحيز (Simultaneous) بحيث يمكن تقدير معلمات الطلب بمعزل عن معلمات العرض[٢] ، كما أن بعض الدراسات في هذا المجال حاولت التغلب على مشكلة الترابط الخطي المتعدد (Multi-collinarity) التي قد تنشأ بين (P_m) و(P_d) ولجأت في سبيل ذلك إلى استخدام الأسعار النسبية (P_m/P_d) ، لكن ذلك من شأنه أن يجعل نتائج الدراسة محدودة بحيث يصعب معه تقدير مدى استجابة المستهلك للتغيرات التي قد تحدث في كل من أسعار الواردات والأسعار المحلية بصورة مستقلة ، مع العلم أنه يمكن التأكد من خلو النموذج من هذه المشكلة من خلال التشخيص الدقيق لنتائجه .

ولم تتفق الأدبيات حول هيئة الدالة المستخدمة ، ومع وجود بعض الدراسات التي استخدمت الهيئة الخطية ، فإن الكثير من الدراسات لجأت إلى استخدام الدالة غير الخطية للتعبير عن دالة الطلب خاصة تلك الدراسات المتعلقة بالتجارة الخارجية (على سبيل المثال لا الحصر Boylan et al, 1980, Koshal et al, 1993) ، وفي دراسة منفصلة بين خان وروس (Khan and Ross,

---

(١) بعض المتغيرات مثل السكان ومعدل الصرف وحجم الطاقة المستغلة لم يتم إضافتها إلى النموذج لكونها وجدت غير معنوية (Insignifacant) في التقدير الأولي للنموذج .

(٢) في حالة افتراض أن عرض الواردات غير تام المرونة الأمر الذي ينطبق على حالة البلدان ذات الحجم الكبير وفقا لاعتبارات (IMF) ، فإن تقدير معلمات الطلب على الواردات بمعزل عن عرض الواردات يجعل هذه التقديرات متحيزة ولا يمكن الاعتماد عليها ، فمثلا تقدير مرونة الطلب السعرية سوف يصبح أقل من التقدير الحقيقي (Underestimated) وذلك لكونها المتوسط المرجح لكل من المرونة السعرية للعرض الموجبة القيمة والمرونة السعرية للطلب السالبة القيمة .

(1975 أن من الناحية التطبيقية فالدالة اللوغاريتمية ذات أفضلية على الدالة الخطية وهذا يعود أساسا إلى عدم وجود ثبات في الاستجابة (Non - Constant Response) بين الواردات والتغيرات التي تحدث في الأسعار والدخل ، وبناء عليه فإن هذه الدراسة سوف تستخدم الدالة اللوغاريتمية معبرا عنها أولا بالصيغة المضاعفة (Multiplicative Form) كما يلي :

$$M^* = B_o\,(P_{mt})^{B1}\,(P_{dt})^{B2}\,(Y_t)^{B3}\,U_t \qquad (2)$$

حيث $B_1 < o$, $B_2 > o$, $B_3 > o$ و U_t خطأ عشوائي له صفة التوزيع الطبيعي[٣] .

وتفترض الدالة أعلاه أن كمية الواردات المستهدفة تستجيب أو تتعدل آنيا (Instantaneous Adjustment) أي في نفس الفترة للتغيرات التي تحدث في الأسعار أو الدخل الحقيقي لكن الواقع العملي يشير إلى غير ذلك حيث إن الاستجابة تحدث ولكن بعد فترة من الزمن ويحدث ذلك لعدد من الأسباب من أهمها أن هناك مسافة فاصلة بين كل من المصدرين والمشترين (المستوردين) في البلد المعني في الدراسة بحيث تستغرق عملية نقل المعلومات والشحن والتسليم فترة من الزمن تختلف بحسب بعد البلد المصدر عن البلد المستورد ، أضف إلى ذلك أن عملية التبادل التجاري بين الطرفين تتم وفق عقود زمنية مما يعني معه أن كلا من المصدرين والمشترين لا يستجيبون للتغيرات في الأسعار والدخل بشكل فوري وإنما بعد فترة من الزمن عند انقضاء فترة التعاقد وبدء فترة جديدة تأخذ بعين الاعتبار التغيرات الجديدة في الأسعار .

ومن ذلك نتستنتج أن كمية الواردات المستهدفة لا يمكن تحقيقها خلال نفس الفترة ولكن بعد فترة من الزمن ، وتسمى هذه المرحلة بمرحلة التعديل أو التصحيح (Adjustment Process) التي يمكن التعبير عنها على النحو التالي :

$$\Delta M_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \left(\frac{M_t^*}{M_{t-1}}\right)^{\delta} \qquad (3)$$

حيث M_t و M_{t-1} تمثل كمية الواردات الفعلية خلال الفترة الحالية t والفترة السابقة t-1 على

(٣) من الناحية النظرية فمن معلمة الدخل B_3 وهي الميل الحدي للاستيراد Marginal Propensity to Import هي موجبة لأن كمية الواردات تتزايد مع تزايد الدخل ولكن هناك بعض الأدلة العلمية التي قد تدفع باتجاه احتمال أن تكون B_3 سالبة ذلك أن الورادات تمثل الفرق بين الاستهلاك والإنتاج مما يعني معه أن تزايد الإنتاج أو الدخل قد يؤدي إلى تضييق الفجوة بين الاستهلاك والإنتاج وبالتالي تقل الواردات .

التوالي في حين يعرف δ بمعامل التعديل أو التصحيح (Cofficient of Adjustment) الذي تنحصر قيمته بين الواحد والصفر ((1 ≥ δ ≥ 0) ، فإذا كان 0 = δ فإن ذلك يشير إلى أن كمية الواردات الفعلية سوف تتساوى مع كمية الواردات المستهدفة آنيا (أي خلال نفس الفترة) بينما إذا كانت 1 = δ فإن كمية الواردات المستهدفة سوف لن يتم تحقيقها أو الوصول إليها . وبإحلال (٢) محل كمية الواردات المستهدفة (M^*) في (٣) وتبسيطها ثم إعادة ترتيب بنودها نحصل على ما يلي :

$$M_t = (B_o)^{\delta} (P_{mt})^{\delta B1} (P_{dt})^{\delta B2} (Y_t)^{\delta B3} (M_{t-1})^{1-\delta} U^{\delta}_t \quad (4)$$

ولتسهيل عملية تقدير المعادلة (٤) يتم إعادة كتابتها بالصيغة التجميعية (Additive Form) من خلال أخذ اللوغاريتم لطرفي المعادلة فتصبح كما يلي :

$$Ln\ M_t = \delta Ln\ B_o + \delta B_1\ Ln\ P_{mt} + \delta B_2\ Ln\ P_{dt} + \delta B_3\ Ln\ Y_t + (1-\delta) Ln\ M_{t-1} + \delta u_t \quad (5)$$

أو

$$Ln\ M_t = a_o + a_1\ Ln\ P_{mt} + a_2\ Ln\ P_{dt} + a_3\ Ln\ Y_t + a_4\ Ln\ M_{t-1} + e_t \quad (6)$$

حيث $a_o = \delta Ln\ B_o$, $a_1 = \delta B_1$, $a_2 = \delta B_2$, $a_3 = \delta B_3$, $a_4 = 1-\delta$, $e_t = \delta u_t$

التكامل والتكامل المشترك Integration and Cointegration

أوضحت الإضافات الجديدة في أدبيات الاقتصاد القياسي أن معظم المتغيرات الاقتصادية غير ساكنة (Non - Stationary) أي أنها لا تتمتع بوسط وتباين خطأ (Error Variance) ثابتا مع مرور الزمن ، وتسمى هذه الحالة متغيرات أحادية الجذر (Unit Root) أو متكاملة من الرتبة واحد (Integrated of Order) بينما نجد أن فوارقها الأولى (First - Differences) ساكنة (Stationary)أي صفرية الجذر أو متكاملة من الرتبة صفر (انظر على سبيل المثال Nelson and Plosser, 1982) .

وبافتراض أن المتغيرات تحت الدراسة Y, P_d, P_m, M وجدت جميعها غير ساكنة أي أحادية الجذر وبالتالي أن أي مزيج خطي (Linear Combination) بين هذه المتغيرات قد ينتج عنه سلسلة زمنية غير ساكنة ولكن من المحتمل أيضا أن ينتج عنه سلسلة زمنية ساكنة وإذا تحقق ذلك يقال إن هذه المتغيرات يوجد بينها تكامل مشترك (Cointegrated) ، ويقصد بالتكامل المشترك

بين المتغيرات أنها لا تبتعد عن بعضها البعض أي أن هناك علاقة توازنية بينها على المدى الطويل (Granger, 1998) .

وإذا وجد أن متغيرات النموذج في مستوياتها (Levels) غير ساكنة وبنفس الوقت يغيب عنها التكامل المشترك (Non - Cointegrated) فإن طريقة المربعات الصغرى (The Ordinary Least Squares Ols) التي تستخدم مستويات المتغيرات لتقدير معلمات النموذج سوف تعطي نتائج مضللة وهذه تعرف بظاهرة الانحدار الزائف (Spurious Re-gression) فعلى سبيل المثال نجد أن قيم t تميل إلى الإشارة إلى وجود علاقة بين المتغيرات بينما تلك العلاقة غير موجودة فعليا ، وفي ظل هذه الظروف يستلزم الأمر الاختبار العملي لمختلف السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلة في النموذج للتأكد من أنها ساكنة في مستوياتها أو يوجد تكامل مشترك بينها في حالة عدم سكون مستوياتها وذلك قبل القيام بتقدير معلمات المعادلة(٦) .

(Phillips, 1987))

وتتضمن الأدبيات الحديثة للاقتصاد القياسي العديد من الاختبارات لآحادية الجذر ويمثل اختبار ديكي وفولر (Dickey - Fuller Test) أحد أهم هذه الاختبارات ولكنه تعرض لكثير من الانتقادات لكونه يفترض أن الخطأ العشوائي له صفة التوزيع الطبيعي في حين هناك الكثير من الأدلة التي تؤيد عدم ثبات تباين الخطأ (Heteroscadasticity) ، وقد كان ذلك دافعا لاستخدام صيغته الموسعة (Augmenled Dickey - Fuller Test) من خلال إضافة مزيد من الفروق إلى معادلة الاختبار لضمان أن الخطأ العشوائي يتمتع بصفة التوزيع الطبيعي[٤] ، كذلك لجأ الاقتصاديون إلى استخدام بعض الاختبارات الأخرى التي تتصف بخلوها من مشاكل الترابط الذاتي (Serial Correlation) وعدم ثبات تباين الخطأ (Heteroscadasticity) ومن أشهر هذه الاختبارات اختبار فيلبس وبيرون (Phillips and Perron, 1988) الذي يأخذ الصيغة التالية :

$$X_t = \hat{u} + B\left(t - \frac{T}{2}\right) + \hat{a}X_{t-1} + \hat{u}_t \qquad (7)$$

(٤) يأخذ اختبار ديكر وفولر الصيغة التالية :

$$\Delta X_t = b_0 + b_1 X_{t-1} + \Sigma^n_{i=1} b_i \Delta X_{t-i} + e_t$$

حيث X عبارة عن المتغير المرغوب باختبار درجة سكونه و e_t عبارة عن خطأ عشوائي له صفة التوزيع الطبيعية وفي حالة حذف الجزء الذي يشتمل على الفارق في الجانب الأيمن من المعادلة نحصل على الصيغة الأصلية غير الموسعة لاختبار ديكي وفولر ، وترفض فرضية العدم التي تفترض وحدة الجذر في مستوى (Level) المتغير X_t (أي أن المتغير غير ساكن) إذا ما وصلت b_1 إلى قيمة معنوية .

حيث X_t عبارة عن المتغير المرغوب اختباره مثل Ln M, Ln P_d, Ln P_m, Ln Y وT عبارة عن حجم العينة المستخدمة بالدراسة ، ويتم اختبار فرضية العدم التي تفترض وحدة الجذر في مستوى المتغير X_t (أي أن المتغير غير ساكن) وترفض هذه الفرضية إذا ما وصلت a(معلمة X_{t-1}) إلى قيمة معنوية ، أما إذا قبلت فرضية العدم فإن المتغير يكون غير ساكن في مستواه ، وقد جرى تطبيق هذا الاختبار إضافة إلى اختبار ديكي وفولر بصيغته الموسعة على المتغيرات المستخدمة بالدراسة وهي LnY, Ln P_d, Ln P_m, Ln M وقد جاءت النتائج كما هي موضحة في الجدول(٢) لتؤكد عدم سكونها حيث وجد أن قيمة t لمعلمة المتغير X_{t-1} في قيمتها المطلقة أقل من القيم المعنوية Critical Values عند مستويات ١ في المائة (٣,٧٣-) و٥ في المائة (٢,٩٩-) على التوالي المدونة في فولر (Fuller, 1976, table 8.5.2) .

وبعد التأكد من أن جميع المتغيرات غير ساكنة في مستوياتها ، جرى اختبار سكونها في فوارقها أي الفارق الأول للمتغير X_t ، وتشير النتائج الموضحة في الجدول (2) أن قيم t لمعلمة المتغير X_{t-1} لجميع المتغيرات تفوق في قيمتها المطلقة (أكثر سالبية من القيم المعنوية عند مستويات ١ و 5 في المائة على التوالي) مما يؤكد أن جميع المتغيرات ساكنة في فوارقها الأولى ، وبعد التحقق من سكون المتغيرات في فوارقها الأولى ، نقوم باختبار التكامل المشترك متبعين طريقة إنجل وكرينجر (Engle and Granger, 1987) التي تقوم أولا على تقدير معادلة الانحدار التكاملي (Cointegrating Regression) على النحو التالي :

$$Ln\ M_t = d_o + d_1\ Ln\ P_{mt} + d_2\ Ln\ P_{dt} + d_3\ Ln\ Y_t + e_t \qquad (8)$$

حيث et عبارة عن الخطأ العشوائي أو بواقي (Residuals) المعادلة ، ثانيا : اختبار البواقي بغية التأكد من سكونها من خلال تطبيق اختبارات أحادية الجذر على متغيرات النموذج ، فإذا وجد أن هذه البواقي تمثل سلسلة زمنية ساكنة فإن متغيرات النموذج تصبح متكاملة (Cointegrated) أي أن هناك علاقة هيكلية بينها على المدى الطويل .

ومن الضروري الإشارة إلى أن القيم المعنوية المأخوذة من فولر ١٩٧٦ ليست مناسبة لاختبار معنوية البواقي (e_t's) وتحديد أن استخدام قيم المعنوية المدونة في فولر سوف تظهر البواقي المقدرة (Estimated Residuals) أكثر سكونا من البواقي الحقيقية (Real Residuals) . وبهذه الحالة فإن قيم المعنوية في فولر هي أقل مما يجب لإثبات وجود العلاقة التكاملية بين المتغيرات ،

جدول (٢)

نتائج اختبار وحدة الجذر للمتغيرات

المتغيرات	المستويات (Levels)		الفوارق (Differences)	
	ADF	PP	ADF	PP
LnM	-٢,٦٠	-٢,٠٨	-٣.١٣*	-٣,٤٧*
LnPm	-١,٨٤	١,٩٦	-٣,٥٣*	-٤,٤٣**
LnPd	-١,٢٦	٢,١٧	-٤.١٦**	-٢,٨٢
LnY	-٢,١٢	-٢,٤١	-٥,١٤**	-٤.١٣**

البيانات المستخدمة : بيانات سنوية ١٩٧٠ ـ ١٩٩٥ .

ملاحظات : ADF = الصيغة الموسعة لاختبار ديكي وفولر وPP = اختبار فيلبس وبيرون .

* معنوية عند مستوى ٥ في المائة .

** معنوية عند مستوى ١ في المائة .

وللتغلب على هذه المشكلة تلجأ الدراسة إلى استخدام القيم المعنوية المدونة في أنجل ، ويو (An-gle and Yoo, 1987) والتي تأخذ في الاعتبار عدد المتغيرات الموجودة في معادلة الانحدار التكاملي .

وبتقدير معادلة الانحدار التكاملي (٨) للفترة ١٩٧٠ ـ ١٩٩٥ تم الحصول على النتائج التالية (قيم t بين الأقواس) .

$$Ln\ M_t = 6.99 - 0.624\ Ln\ P_{mt} + 1.83\ Ln\ P_{dt} + 0.566\ Ln\ Y_t \qquad (9)$$

$$(2.43)\ (-1.94) \qquad (4.61) \qquad (2.12)$$

$$R^2 = 0.781 \qquad DW = 2.13$$

وتشير النتائج إلى أن جميع المتغيرات ذات معنوية عالية كما تخلو من مشكلة الارتباط الذاتي كما يتضح من قيمة ديربون واتسون DW ، وعند تطبيق اختبارات أحادية الجذر على بواقي المعادلة ، وجد أنها تكون سلسلة زمنية ساكنة ذلك لأن معامل المتغير Xt-1 في (٧) والذي يساوي ٧١ , ٤ـ هو ذو معنوية عالية بالمقارنة مع ٣٥ , ٤ـ التي تمثل قيمة المعنوية المدونة في إنجل ويو عند مستوى ٥ في المائة المناسب لعدد المتغيرات وحجم العينة ، وقد تم بناء على ذلك رفض

فرضية العدم التي تفترض أن المتغير غير ساكن ، وبهذه الحالة تصبح هناك علاقة تكاملية بين المتغيرات مما يستلزم معه تقدير معادلة النموذج(٦) باستخدام مستويات المتغيرات على الرغم من عدم سكونها وذلك حفاظا على العلاقة الهيكلية التي وجدت بين المتغيرات والتي ربما يتم إتلافها في حالة الحصول على فوارق المتغيرات الأولى التي وجدت ساكنة .

نتائج النموذج:

تم تقدير المعادلة (٦) مستخدمين بيانات سنوية للفترة ١٩٧٠ ـ ١٩٩٥ وبعد إضافة متغير وهمي (D) ليأخذ في الاعتبار التأثير المفاجئ الذي طرأ على قيمة الواردات خلال فترة إعادة البناء والإعمار بعد التحرير مباشرة ، ويأخذ D قيمة واحد في السنتين ١٩٩٢ و١٩٩٣ وصفر في السنوات الأخرى[٥] ، وقد تم التقدير باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS) وباستعمال مستويات المتغيرات وذلك بناء على النتائج التي تم التوصل إليها حول وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الداخلة في النموذج كما تم شرحه في الجزء السابق من الدراسة .

وقد أعطى النموذج نتائج جيدة (جدول ٣) حيث إن معلمات المتغيرات وجدت جميعها معنوية عند مستوى لا يقل عن ٥ في المائة ، كما أن إشارات هذه المعلمات جاءت متفقة مع ما تشير إليه النظرية الاقتصادية في هذا المجال ، معامل التحديد (Coefficient of De-termination)R^2 وكذلك adj R^2 قد أعطت نسبا مرتفعة نسبيا مشيرا بذلك إلى أن المتغيرات الداخلة في النموذج تفسر أكثر من ٨٠ في المائة من التغيرات التي حصلت في قيمة الواردات خلال فترة الدراسة ، كما أن إحصائية Durbin -h التي وجدت تساوي ٠,٢٠٨ هي أقل من قيمة المعنوية للتوزيع الطبيعي عند مستوى ٥ في المائة مما يعني معه إمكانية قبول فرضية العدم التي تفترض عدم وجود ارتباط ذاتي وبناء عليه فإن النموذج يخلو من مشكلة الارتباط

(٥) تم إضافة العديد من المتغيرات الوهمية الأخرى لتأخذ في الاعتبار التغيرات المفاجئة في قيمة الواردات إما بسبب الارتفاع المفاجئ في أسعار الواردات بعد الأزمة النفطية الأولى في ١٩٧٣ والأزمة النفطية الثانية في الفترة ١٩٧٩ ـ ١٩٨٠ أو الانخفاض الذي حصل لقيمة الواردات خلال السنتين ١٩٩٠ و١٩٩١ بسبب الغزو العراقي الغاشم ، غير أن جميع هذه المتغيرات وجدت غير معنوية (Insignificant) مما يعني أنه لم يحصل أي نقلة هيكلية (Structural Shift) في دالة الواردات الأمر الذي استدعى حذف هذه المتغيرات وإعادة تقدير النموذج مرة أخرى .

الذاتي[٦] ، قيمة معامل التعديل δ الذي وجد موجبا وأقل من ١ تبين أن ٥ ,٤٨ في المائة من التعديل أو التصحيح (بين الواردات الفعلية والواردات المستهدفة) سوف يحدث في السنة الأولى ، أو بعبارة أخرى أن عملية التعديل سوف تحتاج إلى ما يزيد قليلا عن سنتين وهو ما يعتبر معقولا ومتفقا مع نتائج الكثير من الدراسات التي أجريت في هذا المجال (انظر على سبيل المثال . (Asseery Perdikis; 1990, Doroodian, et al, 1994) .

جدول (٣)
ملخص نتائج النموذج [معادلة (٦)]

المتغير	المعلمة	احصائية t.
الثابت	٩,٤٩	٣,٣٤**
LnP_{mt}	-٠,٤١٦	-٢,٢٣*
$Ln\ P_{dt}$	٢,٤٥	٣,٤٩**
LnY_t	٠,٥١٣	٢,٧٣*
$Ln\ M_{t-1}$	٠,٥١٥	٤,٨٦**
D	٠,١٢٩	٢,١٢*
R^2	٠,٨٦٦	
adj - R^2	٠,٨٣١	
DW	١,٨٩	
Durbin -h	٠,٢٠٨	
F - Statistic	٢٤,٦٦**	

ملاحظة :

* معنوية عند مستوى ٥ في المائة

** معنوية عند مستوى ١ في المائة .

---

(٦) في حالة أن المتغير التابع مع فترة إبطاء يدخل في النموذج كمتغير مستقل كما يحدث مع Mt - 1 في هذا النموذج فإن اختبار ديربون واتسون DW يعطي دائما قيمة قريبة من ٢ حتى مع وجود مشكلة الارتباط الذاتي في النموذج ، الأمر الذي يعني عدم صلاحية DW لاختبار مشكلة الارتباط الذاتي . ويلجأ الاقتصاديون في هذه الحالة إلى استخدام اختبار Durbin - h كبديل لاختبار DW والذي يأخذ الصيغة الرياضية التالية :

$$h = \left(1 - \frac{DW}{2}\right) \sqrt{\frac{T}{1 - T[VAR(B)]}}$$

حيث T عبارة عن حجم العينة المستخدمة بينما VAR(B) يمثل معامل التباين لمعلمة المتغير التابع المبطأ (Lagged endog-enous Variable) . وتفترض فرضية العدم خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي ، ويتم رفض فرضية العدم إذا ما وصلت قيمة h إلى قيمة معنوية (مستخدمين جدول التوزيع الطبيعي باعتبار أن h ذات توزيع طبيعي Normally Distributed) ويتعذر استخدام اختبار h في الأحوال التي يصبح فيها معامل التباين لمعلمة B أكبر من الواحد صحيح .

ويلاحظ من نتائج تقدير النموذج أن معلمات المتغيرات Y, P_d, P_m تمثل على التوالي المرونة السعرية ومرونة السعر التبادلية والمرونة الدخلية للطلب على الواردات في الأجل القصير ، بينما يمكن الحصول على المرونات في الأجل الطويل بعد قسمة المرونات في الأجل القصير على واحد ناقصا قيمة معلمة المتغير التابع المبطأ (M_{t-1}) ، وقد جرى تدوين هذه المرونات إضافة إلى معلمات بيتا (Beta) في جدول (٤) ، ويظهر من هذه المرونات أن المرونة السعرية للطلب على الواردات تساوي ٤٢ , ٠ـ في الأجل القصير و٨٨ , ٠ـ في الأجل الطويل الأمر الذي يشير إلى أن الطلب على الواردات فيما يتعلق بأسعار الواردات غير مرن سواء في الأجل القصير أو الطويل وهذه نتائج مشابهة للنتائج التي توصل إليها كل من (Asseery and Perdikis. 1990) بالنسبة للكويت والإمارات العربية وكذلك (Koshal et al, 1993) لتايلاند و(Koshal and Decosta, 1989) لأندونيسيا (انظر جدول (٥) الذي يتضمن مقارنة مع نتائج بعض الدراسات الأخرى التي أجريت في هذا المجال) لكنها أقل من حجم المرونات التي توصل إليها كل من (Asseery and Perdikis, 1990) بالنسبة للسعودية ، وانخفاض مرونة الطلب فيما يتعلق بأسعار الواردات ربما يعود إلى ارتفاع مستوى الدخل الفردي مما جعل نسبة ما ينفق من الدخل على إجمالي السلع والخدمات بما فيها المستوردات منخفضا ، وبالتالي فإن ارتفاع أسعار هذه السلع سوف لن يؤثر كثيرا على ميزانية المستهلك وهذا بدوره يضعف الدافع لتخفيض الطلب على الواردات(٧) ، مرونة الطلب فيما يتعلق بأسعار السلع الأخرى (المنتجة محليا) فيلاحظ أنها تساوي ٥ , ٢ في الأجل القصير و٢١ , ٥ في الأجل الطويل وهو ما يعني أن استجابة المستهلك للتغيرات في أسعار السلع المحلية تكون أكبر من استجابته لتغيرات مماثلة في أسعار الواردات .

(٧) تنخفض مرونة الطلب السعرية للسلعة لعدة عوامل أهمها : قلة عدد البدائل للسلعة ، كون السلعة ضرورية ، عدم توافر الوقت الكافي أمام المستهلك للبحث عن بدائل وانخفاض نسبة ما ينفق من الدخل على السلعة ، فكلما كانت نسبة الدخل المخصصة للإنفاق على السلعة كبيرة ، أصبحت المرونة عليها عالية ، فالطلب على السيارات مثلا يتوقع أن يكون موقع اهتمام المستهلك مقارنة بالطلب على الأحذية ويعود ذلك إلى أن المبلغ المخصص لشراء السيارة يشكل نسبة أكبر بكثير من الدخل من المبلغ المخصص لشراء نوع معين من الأحذية ، وبالتالي فإن رد فعل المستهلك تجاه خصم بنسبة ١٢ في المائة على السلعتين قد يدفعه إلى شراء السيارة أكثر من اهتمامه بشراء الأحذية .

بالنسبة لمرونة الطلب الدخلية ، فقد وجد أنها تساوي ٠,٥١ في الأجل القصير و١,١ في الأجل الطويل مما يشير إلى أن الطلب على الواردات يميل إلى أن يصبح متكافئ المرونة في الأجل الطويل أو بعبارة أخرى إن زيادة في الدخل الحقيقي سيترتب عليها زيادة شبه مساوية في الطلب على الواردات مع مرور الزمن ، وهذه النتائج تقريبا مماثلة لنتائج كثيرا من الدراسات التي أجريت في هذا المجال كما يظهر من جدول (٥) ، ويلاحظ من قيم معلمات بيتا (Beta Coefficients) أن أسعار السلع البديلة (المحلية) تمثل أكبر العوامل المفسرة للتغيرات التي حدثت في الطلب على الواردات خلال الفترة الزمنية للدراسة (١٩٧٠ ـ ١٩٩٥) ويلي ذلك في الأهمية الدخل الحقيقي ثم أسعار الواردات ذاتها بينما يأتي أقل العوامل أهمية في تفسير المتغيرات في الطلب على الواردات قيمة الواردات المبطأة (m_{t-1})[٨]

جدول (٤)
المرونات في الأجل القصير والأجل الطويل
ومعلمات بيتا (Beta)

المتغير	المرونة في الأجل القصير	المرونة في الأجل الطويل	معلمة بيتا (Beta)
السعر (P_m)	-٠,٤٢	-٠,٨٨	٠,١٧٦
السعر البديل (P_d)	٢,٥	٥,٢١	٣,٤٩
الدخل (Y)	٠,٥١	١,١	٠,٢٢
المتغير التابع المبطأ (M_{t-1})	-	-	٠,١٢

(٨) تعرف قيمة معلمة بيتا لأي متغير على أنها تساوي قيمة معلمة المتغير المقدرة مضروبة في قيمة الانحراف المعياري لهذا المتغير ومقسوما على قيمة الانحراف المعياري للمتغير التابع الذي يمثل في هذه الحالة الطلب على الواردات (M_t) .

جدول (٥)

مقارنة مع نتائج بعض الدراسات الأخرى

الدراسة : الدولة	مرونة السعر	مرونة الدخل			الفترة الزمنية
	قصيرة الأجل	طويلة الأجل	قصيرة الأجل	طويلة الأجل	
الدراسة الحالية : الكويت	-٠,٤٢	-٠,٨٨	٠,٥١	١,١	١٩٧٠-١٩٩٥
El Samadisy (1996) : الكويت*	-٦,٧٢	-	١,٩٥	-	١٩٧٠-١٩٩٠
Doroodian (1994) : السعودية	-٠,٦٨	-١,٤٥	٠,٢٢	٠,٤٧	١٩٦٣-١٩٩٠
Asseery and Perdikis (1990) : الكويت**	-٠,٤٦	-٠,٧٢	٠,٨٢	١,٢٨	١٩٧٠-١٩٨٥
السعودية	-١,٣٠	-٣,٤٩	٠,٤٢	١,١٤	
الإمارات	-٠,٣٤	-٠,٤٨	٠,٦٢	٠,٨٨	
Kashal et al. (1993) : تايلاند	-٠,٧٣	-٠,٨٠	٠,٧٥	١,١٣	١٩٦٠-١٩٨٥
Koshal and Docosta (1989) : اندونيسيا	-٠,٤٥	٠,٧٧	٠,٨١	١,٣٧	١٩٧٥-١٩٨٤

ملاحظات :

* استخدمت الدراسة نموذج مختلف لتقدير الطلب على الواردات من خلال إضافة بعض المتغيرات الأخرى مثل الطاقة المستغلة (Capacity Utilization) وتجاهلت بعض المتغيرات المهمة مثل المتغيرات التابع المبطأ (M_{t-1}) .

** بدلا من الفصل بين أسعار الواردات والأسعار المحلية ، استخدمت الدراسة الأسعار النسبية $\left(\frac{Pm}{Pd}\right)$.

الخاتمة:

قامت الدراسة بتقدير دالة الطلب على الواردات في دولة الكويت مستخدمة بذلك بيانات سنوية للفترة الزمنية ١٩٧٠ ـ ١٩٩٥ ، وبناء على معلمات النموذج فقد جرى احتساب مرونات الطلب في الأجلين القصير والطويل ، وبمراجعة نتائج الدراسة لوحظ أن الطلب على الواردات فيما يتعلق بأسعارها غير مرن في كل الأجلين مما يشير معه أن أسعار الواردات لعبت دورا محدودا في تحديد حجم الطلب على الواردات منذ السبعينيات وقد أكد ذلك نتائج قياس معلمات بيتا الذي وجد أن أسعار الواردات كانت أقل العوامل أهمية باستثناء المتغير التابع المبطأ (M_{t-1}) في تفسير التغيرات التي حصلت في الطلب على الواردات خلال الفترة الزمنية للدراسة .

في المقابل فإن أسعار السلع المحلية كان مؤثرا في تحديد قيمة الواردات استنادا إلى مرونة الطلب فيما يتعلق بهذه الأسعار التي وجدت مرتفعة وتتضاعف مع مرور الزمن ، فارتفاع أسعار السلع المحلية بمقدار ١ في المائة وبافتراض بقاء العوامل الأخرى المؤثرة دون تغيير من شأنه أن يؤدي إلى زيادة في حجم الواردات تصل إلى ٥ , ٢ و٢ , ٥ في المائة في الأجل القصير والطويل على التوالي ، وفي ظل هذه النتيجة تصبح عملية الحرص على استقرار الأسعار المحلية أمرا في غاية الأهمية بالنسبة للاقتصاد الكويتي حاضرا ومستقبلا ذلك إن ارتفاع أسعار السلع المحلية قد يؤثر سلبا على الميزان التجاري على اعتبار أن زيادة السلع المحلية سيترتب عليه زيادة كبيرة في حجم السلع المستوردة مما يقلص بالتالي حجم الفائض في الميزان التجاري الذي يتمتع به الاقتصاد الكويتي على مدى العقود الماضية باستثناء السنتين ١٩٩١ و١٩٩٢ اللتين شهدتا عجزا من جراء توقف الإنتاج النفطي والصادرات النفطية ، هذا ومن المحتمل أن يعزى جزء من الزيادة التي تحققت في حجم الواردات منذ بداية السبعينيات إلى الزيادة في أسعار السلع المحلية على الرغم من أن الاقتصاد الكويتي لم يشهد ارتفاعا كبيرا في معدل التضخم طوال الفترة المنصرمة كما هو الحال في كثير من البلدان النامية والصناعية بل كان معدل التضخم متواضعا ولم يتجاوز في المتوسط ٥ , ٢ في المائة .

مرونة الطلب الدخلية في الأجل الطويل التي وجدت تساوي ١ , ١ تشير إلى أن الطلب على الواردات متكافئ المرونة تقريبا فيما يتعلق بالدخل الحقيقي وعليه يمكن القول إن أي زيادة في الدخل الحقيقي سيترتب عليها زيادة شبه مماثلة في الطلب على الواردات وهنا يمكن التأكيد أن

جزءا كبيرا من الزيادة المتحققة في حجم الواردات منذ السبعينيات يعود أساسا إلى الزيادة المضطردة التي تحققت في الدخل الحقيقي الذي ميز تلك الفترة ، بينما في المقابل يمكن القول إن تأثير الزيادة في الدخل الحقيقي المتحققة من ارتفاع معدل النمو الاقتصادي على الميزان التجاري تميل لأن تصبح شبه محايدة أو ربما سلبية ذلك أن زيادة الدخل الحقيقي بنسبة ١ في المائة والمتأتية أساسا من زيادة الصادرات سيترتب عليها زيادة في حجم الواردات بنسبة تفوق قليلا ١ في المائة مؤدية بذلك إلى خفض فائض الميزان التجاري ، وهنا وجب أن يدرك صناع القرار في الكويت أن الارتفاع في الدخل الحقيقي والذي يأتي غالبا من زيادة الصادرات النفطية ، ليس من الضروري أن يؤدي إلى زيادة في فائض الميزان التجاري بل في الغالب سيؤدي إلى تخفيض في هذا الفائض .

ملحق: مصادر البيانات

استخدمت الدراسة بيانات سنوية تغطي الفترة ١٩٧٠ ـ ١٩٩٥ . وتم الحصول عليها من المصادر التالية :

* وزارة التخطيط . المجموعة الإحصائية السنوية . أعداد مختلفة ـ الكويت .

* بنك الكويت المركزي . النشرة الإحصائية الفصلية . الأعداد ١٩٧٥ ـ ١٩٩٥ . الكويت .

المصـادر

أولا : المصادر العربية :

بنك الكويت المركزي :

الأعداد ١٩٧٥ ـ ١٩٩٥ النشرة الإحصائية الفصلية . الكويت .

وزارة التخطيط :

أعداد مختلفة المجموعة الإحصائية السنوية . الكويت .

ثانيا : المصادر الأجنبية :

Asseery, A and Perdikis, N.

1990

"Estimating the Aggregate Import Demand Functions of the GCC Member States for the Period 1970 - 1995". The Middle East Business and Econimic Review 2 (2): 1 - 8.

Boylan et al.

1980

"The Functional From of the Aggregate Import Demand Equation". Journal of International Economics 10: 561 - 566.

Doroodian, K. et al.

1994

"An Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Function for Saudi Arabia". Applied Economics 26: 909 - 915.

Elsamadisy, E.M.

1996

"Changing Oil Prices, Non - Price Rationing, and the Demand for Total Imports in Kuwait". Gulf and Arab Peninsula Studies 81: 151 - 173.

Engle, R and Granger, C.

1987
"Cointegration and Error Cerrection: Representation, Estimation, and Testing". Econometrica. 49: 251 - 276.
Engle, R. and Yoo, B.
1987
"Forecasting and Testing in Cointegrated System". Journal of Econometrics 35: 143 - 159.
Fuller, W.
1976
Introduction to Statistical Time Series. New York: Wiley.
Gafar, J.
1988
"The Determinant of Import Demand in Trinidad and Tobago". Applied Economics 20: 303 - 313.
Granger, C.
1988
"Causality, Contegration, and Control". Journal of Economic Dynamics and Control" 12: 551 - 559.
Khan, N. and Ross, K.
1977
"The Functional From the Aggregate Import Equation". Journal of International Economics 7: 149 - 160.
Koshal, R. et al.
1993
"The Behavior of Demand and Supply of Thai Imports". Journal of Asian Economics 4: 363 - 373.
Koshal R. and Decosta, J.
1989
"Exports and Import Elasticities: A Case of Indonesia". Paper and Proceedings of the Pan - Pacific Conference 6: Australia.
Metwally, M. and Abdel - Rahman, A. 1985
"Determinants of Aggregate Expenditure of the Member States of the Gulf Coop-

eration Council". Asian Economic Review 27 (1): 14- 31.

Melo, O. and Vogt, M.

1984

"Determinants of the Demand for Imports of Venezuela". Journal of Development Economics 14: 351 - 358.

Nelson, C. and Plosser, C.

1982

"Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Services". Journal of Monetary Economics 10: 139 - 162.

Phillips, P.

1987

"Time Services Regression With a Root". Econometrica 55: 277 - 301.

Phillips, P. and Perron, P.

1988

"Testing for a Unit Root in Time Series Regression". Biometrica 75: 335 - 346.

التعاون

مجلة فصلية فكرية شاملة محكّمة تصدر عن الشئون الاعلامية
بالامانة العامة لمجلس التعاون لدول الخليج العربية

رئيس التحرير
الدكتور احمد عبدالملك

صدر العدد الأول
في ربيع الآخر ١٤٠٦هـ - يناير ١٩٨٦م

- تخدم قضايا دول المجلس واهتماماتها الاقليمية والعربية والانسانية بصورة عامة.
- تقبل الدراسات والبحوث والمقالات المعمقة ذات الصلة بهذه القضايا في جميع المجالات السياسية والاقتصادية والاجتماعية والثقافية والاعلامية.
- تشمل على بحث أو دراسة محكمة تثرى بتعليقين لباحثين متخصصين، اضافة الى الابواب الثابتة الأخرى تحت عنوان : بحوث ـ آراء ووجهات نظر/ تقارير/ وثائق/ عرض كتب/ يوميات مجلس التعاون/ ببليوغرافيا مجلس التعاون/ احصاءات مجلس التعاون.

يحررها نخبة من الباحثين والمختصين

يمنح المشارك مكافأة مالية وفق نظام المكافآت الخاصة بالمجلة

توجه جميع المراسلات الى : رئيس التحرير - مجلة التعاون
ص. ب : ٧١٥٣ - الرياض: ١١٤٦٢
هاتف : ٤٨٨٠٤١٢ (٩٦٦١)
فاكس : ٤٨٢٩١٠٩ (٩٦٦١)