محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ

دكتور/ عابد بن عابد العبدلي(*)

١ - مقدمة:

تحظى التجارة الخارجية باهتمام كبير لدي الاقتصاديين، وذلك نظرا لمساهمتها الفاعلة في عملية التنمية الاقتصادية في اقتصاديات الدول لاسيما الدول النامية منها. ويشكل جانب الواردات من السلع والخدمات في التجارة الخارجية جزءاً هاماً للاقتصاد المحلي، حيث يحصل من خلاله على السلع والخدمات التي لايتمكن من إنتاجها وعرضها بميزة نسبية أفضل من الدول الأخرى. كما أن الواردات تسهم أيضا في نمو مكونات الناتج المحلي الإجمالي، فهي تعزز المستوى المعيشي للأفراد من خلال إنفاقهم الاستهلاكي على السلع والخدمات المستوردة، إضافة إلى أنها ترفع مستوى الاستثمار المحلي وزيادة المقدرة الإنتاجية للقطاعات الاقتصادية من خلال السلع الرأسمالية الأجنبية.

والمملكة العربية السعودية كدولة إسلامية وعضو مؤسس في منظمة المؤتمر الإسلامي، تتبنى سياسة الاقتصاد المفتوح، حيث يعتمد اقتصادها إلى حد كبير على القطاع الخارجي. وقد بلغت درجة انفتاحه على الاقتصاد العالمي (نسبة التجارة الخارجية للناتج المحلي) في عام ٢٠٠٥م نحو ٧٧ر٨ ٪ مقارنة بنسبة ٦٨ر٢ ٪ في عام ٢٠٠٤م، مما يدل على أهمية الاقتصاد الخارجي في ديناميكية الاقتصاد المحلي. ويعتمد جزء كبير من اقتصاد المملكة على ما يستورده من السلع والخدمات الأجنبية سواء في شكل منتجات للاستهلاك النهائي على مستوى الأفراد، أو في شكل مواد خام وسلع وسيطة لأغراض الإنتاج المحلي على مستوى قطاع الأعمال.

(*) أستاذ مساعد بقسم الاقتصاد الإسلامي - جامعة أم القرى بمكة المكرمة - المملكة العربية السعودية.
البريد الالكتروني: drabid2000@hotmail.com

١/١. أهمية الدراسة:

نظراً لأهمية حجم الواردات والدور الحيوي الذي تلعبه في تحديد مستوى التجارة الخارجية والنمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية، إضافة إلى آثارها التي تنعكس على قطاعات مختلفة مثل تحديد وضع ميزان المدفوعات، حجم الاستهلاك والاستثمار والإنتاج المحلي، فان تحديد وتحليل العوامل المؤثرة في حجم الواردات، في إطار مفهوم نماذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، يقود إلى معرفة سلوكها كما يعتبر إسهاما علميا يضاف إلى أدبيات الاقتصاد السعودي. إضافة إلى ذلك، فإن هذه الدراسة تسهم أيضاً في إثراء أدبيات الاقتصاد الإسلامي لاسيما في جانبه التطبيقي لكون المملكة العربية السعودية دولة إسلامية وعضو في منظمة المؤتمر الإسلامي.

٢/١. أهداف الدراسة:

يهدف البحث إلى تقدير وتحليل محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية كدولة إسلامية وعضو فاعل في منظمة المؤتمر الإسلامي. وتحديدا، سوف يتم توظيف تقنيات تحليل التكامل المشترك الحديثة (cointegration) ونموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model) لاسيما طريقة (Bounds Testing Approach) لاختبار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ في تقدير محددات الطلب على وارداتها خلال الفترة (١٩٦٠-٢٠٠٥م)، ومن ثم تقدير الآثار (قصيرة وطويلة المدى) للمتغيرات التفسيرية على حجم الواردات.

٣/١. هيكل وخطة الدراسة:

من أجل تحقيق أهداف البحث فإن الدراسة سوف تنقسم إلى ستة أجزاء، حيث نتناول في الجزء الأول مقدمة تشمل أهمية البحث وأهدافه، وفي الجزء الثاني نستعرض بعض الملامح النظرية المتعلقة بمحددات الواردات بشكل عام، ثم يليه الجزء الثالث حيث نستعرض أهم الدراسات السابقة المماثلة مع التركيز على الدراسات التي تناولت واردات المملكة في السابق ثم تلك التي تناولت الدول

الإسلامية ومن ثم الدارسات المتعلقة بالدول الأخرى، وفي الجزء الرابع، سوف نركز على خصائص وتطور الواردات في المملكة العربية السعودية مع بيان مكوناتها واستخداماتها ومصادرها، وبعد ذلك في الجزء الخامس، نقوم بصياغة وبتقدير نموذج الدراسة مع بعض التفصيل في تحليل خواص السلاسل الزمنية والتكامل المشترك وصياغة نماذج تصحيح الخطأ، وأخيراً في الجزء السادس نختتم الدراسة بذكر النتائج التي تم التوصل إليها واستخلاص التوصيات الهامة.

٢- ملامح نظرية هامة حول محددات الطلب على الواردات:

على المستوى النظري، تحفل النظرية الاقتصادية بزخم كبير من الأدبيات ذات الصلة بدراسة وتحليل سلوك الطلب على الواردات. وتشير هذه الأدبيات إلى أن مستوى الواردات التوازني يتحدد نتيجة لتفاعل الطلب والعرض في سوق الواردات من السلع والخدمات. ويتم مواجهة الطلب على الواردات من مصدرين، هما: العرض الأجنبي ممثلا في الواردات، والعرض المحلي من البدائل. ويقرر بعض الاقتصاديين بأن معرفة محددات عرض الواردات تكون أكثر تعقيدا وصعوبة من محددات الطلب عليها (Leamer and Stern: 1970). ويتم تجاوز الصعوبات المتعلقة بتعريف دوال عرض الواردات بافتراض أن مرونة العرض لانهائية (infinite elasticity of supply)، وعليه يصبح مستوى الواردات التوازني مرتبط فقط بالتغيرات في الطلب (Murray and Ginman: 1976, p.75). ومع ذلك فان هذا الافتراض ربما لا ينطبق على العرض المحلي من البدائل، وعند أخذ العرض المحلي في الاعتبار، فإن دوال الطلب على الواردات تمثل دوال طلب فائضة (Jacqueline D. et. al: 1993).

وفي النموذج التقليدي يكون حجم الواردات دالة في كل من الدخل الحقيقي وأسعار الواردات كنسبة إلى أسعار السلع المنتجة محليا، أو ما يسمى بالأسعار النسبية، كما في الصيغة التالية:

$$M = \left(\frac{P_m}{P_y}, \frac{Y}{P_y} \right)$$

حيث (M) تمثل حجم الواردات، و(P_m) أسعار الواردات، و (P_y) أسعار السلع المنتجة محليا ، و(Y) الدخل النقدي المحلي. وهذا النموذج التقليدي لدالة الطلب على الواردات يعتبر أكثر النماذج المقيدة في أدبياتها النظرية.

ووفقا للاتجاهات الحديثة في الفكر الاقتصادي حول محددات الطلب على الواردات، يؤكد اغلب الاقتصاديين أهمية عامل الدخل القومي كمحدد رئيسي للواردات في الاقتصاديات المفتوحة، وأن ارتباطه بالواردات في أغلب الأحوال يكون طردياً. ويعلل الاقتصاديون أهمية الدخل في تحديد الواردات، بان الفرضية التقليدية لدالة الطلب على الواردات مبنية على أسس النظرية الجزئية، وتحديداً نظرية طلب المستهلك القائمة على هدف تعظيم المنفعة (Caesar C.: --)، وأن هذه الفرضية تنسحب على طلب الواردات، وبالتالي فإن طلب المستهلك على الواردات يتأثر بالدخل وبأسعار الواردات نفسها وأسعار السلع الأخرى، ويشكل مجموع طلب الأفراد على الواردات إجمالي الطلب على الواردات في الاقتصاد (Harrod and Hague: 1963). ومن الناحية النظرية، من الممكن أن تكون مرونة الطلب على الواردات بالنسبة للدخل مرونة سالبة، فطالما أن الواردات هي فائض الاستهلاك المحلي عن العرض المحلي، فإن مرونة الواردات الدخلية ممكن أن تكون سالبة إذا كان العرض المحلي له مرونة دخلية أكبر من مرونة الاستهلاك المحلي الدخلية. وبالرغم من ذلك، فإن الدراسات التطبيقية غالباً تؤكد عكس ذلك لاسيما وأن الباحثين عادة يفترضون أن معامل الدخل في معادلة طلب الواردات يأخذ إشارة موجبة على أساس أن الواردات هي سلع عادية في الاستهلاك. وعلى نفس أساس النظرية الجزئية، فإن أسعار الواردات تعتبر أيضا من المحددات الهامة في دالة الطلب على الواردات. ويقرر كل من (Cave and Jones: 1994) بأن ارتفاع سعر الواردات يصاحبه انخفاض في الطلب عليها ، ويُعلل ذلك بثلاثة أسباب، أولها : أثر الإحلال (Substitution effect) في الاستهلاك ، أي انتقال الطلب على البدائل المحلية مما يؤدي إلى انخفاض الواردات، وثانياً : أثر الدخل (Income effect) أي أن ارتفاع أسعار الواردات يقود إلى انخفاض الدخل الحقيقي وبالتالي

انخفاض الواردات، وثالثا : أثر الإنتاج (Production effect) حيث أن ارتفاع أسعار الواردات يؤدي إلى جذب الموارد من القطاعات الأخرى إلى قطاع الواردات التنافسي الأمر الذي يقود إلى انخفاض إجمالي الواردات.

ومن ناحية أخرى، يرى بعض الاقتصاديين أن الطلب على الواردات يتأثر بشكل مباشر بطبيعة السياسات التجارية التي تنتهجها الدولة من خلال التعريفات الجمركية والقيود الأخرى مثل نظام الحصص والتراخيص والحظر (Caesar C.: --). فالسياسات التجارية المتعلقة بالرقابة على الواردات، على سبيل المثال، تؤدي إلى فجوة تفصل بين أسعار عارضي الواردات وبين أسعارها محليا، وهذا يؤدي إلى ارتفاع أسعار الواردات محليا، وبالتالي انخفاض حجم الواردات (Musgrave R. A. and P. B.Musgrave: 1989) (Kindleberger: 1973). ومع ذلك يعتقد أن أثر ميزان المدفوعات ربما يجعل السياسة التجارية في نهاية الأمر تقود إلى زيادة حجم الواردات. فعلى سبيل المثال، التعريفات الجمركية تحد من الإنفاق على السلع الخارجية، ونتيجة لذلك يزداد الإنفاق على السلع المحلية – على افتراض أن ما لا ينفق في الخارج لا يُدخر محليا. وبالتالي، فإن زيادة الإنفاق محليا، الناتج عن تخفيض الإنفاق على الواردات، تفضي إلى زيادة الدخل محليا حتى يصل إلى مستوى يتطلب عنده المزيد من الإنفاق على الواردات بالقدر الذي يعيد توازن ميزان المدفوعات. وعليه يمكن القول أن انخفاض الواردات نتيجة لتعريفات الجمركية قد يقود في نهاية المطاف إلى فائض في الواردات.

وفيما يتصل بمفهوم تحرير التجارة، والذي اكتسب حديثا اهتماما كبيرا من قبل الاقتصاديين والمنظمات الدولية، يمكن لنا إلقاء الضوء بشكل مختصر حول أثرها على الواردات. ففي هذا الإطار يرى (Dornbusch: 1992) أن الأسعار المحلية للواردات ترتبط بمعدل سعر الصرف والسياسة التجارية من خلال الصيغة التالية:

$$Pd = E.Pw\ (1+t)$$

حيث (t) معدل الحماية الاسمي، و(Pd) مستوى الأسعار المحلية، و(Pw) مستوى الأسعار في العالم الخارجي، و(E) سعر الصرف معرف بسعر الوحدة من العملة الأجنبية مقابل الوحدات من العملة المحلية. وفي ظل ثبات الأسعار المحلية، فإن المتوقع أن سياسة تحرير التجارة تقود تدريجيا إلى زيادة الدخل الحقيقي دون إحداث اختلال في ميزان المدفوعات، وفي ظل هذه الفرضية فإن ذلك لا يؤدي بالضرورة إلى ارتفاع الواردات. وبالرغم من ذلك، فإن الدول النامية غالبا ما تقاوم انخفاض قيمة عملاتها مما يؤدي ظاهريا إلى خفض تكاليف وارداتها – انخفاض أسعار الواردات نسبة إلى الأسعار المحلية. وعلى ذلك فإن سياسة تحرير التجارة في الغالب تؤدي إلى ارتفاع في مستوى الواردات.

٣- الدراسات السابقة:

هناك دراسات كثيرة ومتعددة تناولت دالة الطلب على الواردات في دول مختلفة، شملت الدول المتقدمة والنامية على حد سواء. وكانت الصياغة التقليدية لنموذج تقدير الطلب على الواردات في المدى الطويل، استخدام لوغاريتم إجمالي الواردات كمتغير تابع ولوغاريتم كل من الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة والأسعار النسبية (نسبة أسعار الواردات إلى الأسعار المحلية) ومتغيرات أخرى مختلفة تتعلق بخصائص كل دولة، كمتغيرات مستقلة (Salas: 1982; Goldstien and Khan: 1985; Gafar: 1988; Sarnad: 1988).

وسوف نتناول في هذا الجزء أهم تلك الدراسات التطبيقية، وخصوصا تلك المتعلقة بالدول الإسلامية (أعضاء منظمة المؤتمر الإسلامي) إن وجد، وكذلك بعض الدراسات التي تناولت الدول النامية الأخرى، وذلك لكون المملكة العربية السعودية دولة إسلامية، وهي أيضا مصنفة ضمن الدول النامية.

ففي دراسة مبكرة على المملكة العربية السعودية قام (Doroodian, et. al.,: 1994) بتقدير دالة طلب الواردات في المملكة العربية السعودية في الصيغة الخطية اللوغارتمية خلال الفترة (١٩٦٣ـ١٩٩٠م)، ووجدوا أن الدخل وأسعار الواردات نفسها وأسعار البدائل المحلية ذات تأثير معنوي على حجم الواردات،

وكشفت النتائج بعدم مرونة الواردات الدخلية في المدى القصير والطويل، حيث بلغت (٠ر٢٢) و (٠ر٤٧) على التوالي، بينما كانت مرنة بالنسبة لسعرها في المدى الطويل (١ر٤٥-)، وكذالك أظهرت مرونة تقاطعية في المدى القصير بنحو (١ر٣) وبنحو (٢ر٩) في المدى الطويل بالنسبة لأسعار البدائل المحلية، مما يؤكد حساسية الطلب على الواردات بالنسبة للمنتجات المحلية البديلة. كما قام (محمد خياط: ١٤١٢هـ) بتقدير دالة الطلب على واردات المملكة خلال الفترة (١٩٦٩-١٩٩٧م)، وتناولت الدراسة تقدير دالة الطلب على الواردات على المستوى الكلي وكذلك على مستوى مجموعات السلع المستوردة مقاسه بالطن، وقد استخدم كل من الدخل القومي الحقيقي ومؤشر الأسعار المحلية ومؤشر أسعار الواردات وسعر الصرف كمتغيرات تفسيرية في دالة الطلب، وذلك باستخدام منهج نموذج التعديل الجزئي. وتوصلت نتائج الدراسة، على المستوى الكلي ومجموعات السلع، إلى أهمية كل من مؤشري أسعار الواردات والأسعار المحلية، حيث كانت مرونة الأخير عالية على المدى القصير والطويل، بينما كانت أسعار الواردات مرنة فقط على المدى الطويل، بينما أوضحت النتائج عدم أهمية متغيري الدخل وسعر الصرف كمحددين للواردات، ورغم ظهورهما بالإشارات المتوقعة إلا إنهما غير معنويين إحصائيا. وبالرغم من شمولية الدراسة إلا أن المأخذ عليها هو تجاهلها تحليل خواص السلاسل الزمنية الممتدة عبر الفترة (١٩٦٩-١٩٩٧م) والتحقق من مدى سكونها وما إذا بينها علاقة توازنية على المدى الطويل، وهو الذي سوف يتم معالجة في هذا البحث.

وفي دراسة أخرى حول الطلب على الواردات في المملكة ضمن عينة شملت دول مجلس التعاون، قام (Yousuf H. et. al.,: --) بتوظيف نموذج التعديل الجزئي في تقدير أثر كل من الدخل والأسعار النسبية على إجمالي الواردات لكل دولة من دول المجلس. وقامت الدراسة بفحص خواص السلاسل الزمنية للبيانات، واتضح أنها غير ساكنة المستوى ولكن ساكنة في الفرق الأول ماعدا الأسعار النسبية لكل من السعودية والبحرين كانت ساكنة في المستوى، كما كشفت نتائج اختبار بواقي الانحدار لكل دولة عن وجود تكامل مشترك بين الواردات وكل من الدخل والأسعار

النسبية. وعلى ضوء هذه النتائج تم استخدام نموذج التعديل الجزئي لتقدير معادلة الانحدار لكل دولة على حده، واستنتجت الدراسة حول محددات الطلب على واردات المملكة، أن الطلب على الواردات فيها لم يكن مرنا بالنسبة للدخل (٠ر٢٣٧) في المدى القصير ولكنه مرنا على المدى الطويل (١ر٣٣٩). ومن ناحية أخرى، ظهرت الواردات منخفضة المرونة بالنسبة للأسعار النسبية في المدى القصير (-٠ر٠٧٠) وكذلك في المدى الطويل (-٠ر٣٩٥).

وعلى مستوى دول مجلس التعاون الخليجي ظهرت عدة دراسات مبكرة تناولت دالة الطلب على الواردات، واغلبها استنتج أن الطلب على الواردات دالة فقط في الدخل الحقيقي (انظر: Metwally et al: 1985). ثم تلا ذلك عدد من الدراسات على الدول نفسها، ووجدت بالإضافة إلى الدخل أن متغير الأسعار النسبية - نسبة مؤشر أسعار الواردات إلى مؤشر الأسعار المحلية - كان أيضا محدداً هاما في دالة طلب الواردات في دول المجلس (انظر: Shaltout: 1987; Asseery et al: 1990 and 1993; Elsamadisy:1995; Mohammad: 1998). ويظهر أن اغلب نتائج هذه الدراسات اعتمدت إما على صياغة نماذج المدى الطويل بتقدير العلاقة بين مستوى المتغيرات الداخلة في النموذج، أو بالطريقة التقليدية في تقدير دالة الطلب على الواردات، وهي نماذج التعديل الجزئي (Partial adjustment Models). في حين أن الدراسات الحديثة أصبحت تتبنى وعلى نطاق واسع طرق قياسية حديثة في تقدير دالة الطلب على الواردات من خلال توظيف مفهوم التكامل المشترك بين متغيرات الدالة ونماذج تصحيح الخطأ والتي تأخذ في الحسبان تحليل ديناميكية العلاقة التوازنية طويلة المدى وكذلك الكشف عن الآثار طويلة وقصيرة المدى لكل متغير على الواردات (Annie R: 2000).

وعلى مستوى الدول الإسلامية الأخرى، اختبر (Festus O.: 1999) محددات إجمالي الواردات ومكوناتها لنيجيريا خلال الفترة (١٩٥٣- ١٩٨٩م). ومع أن صياغة النموذج التي تبنتها الدراسة اعتمدت على دالة الطلب التقليدية للواردات ودالة همفل (Hemphill: 1974) القائمة على فرضية أن الوحدات

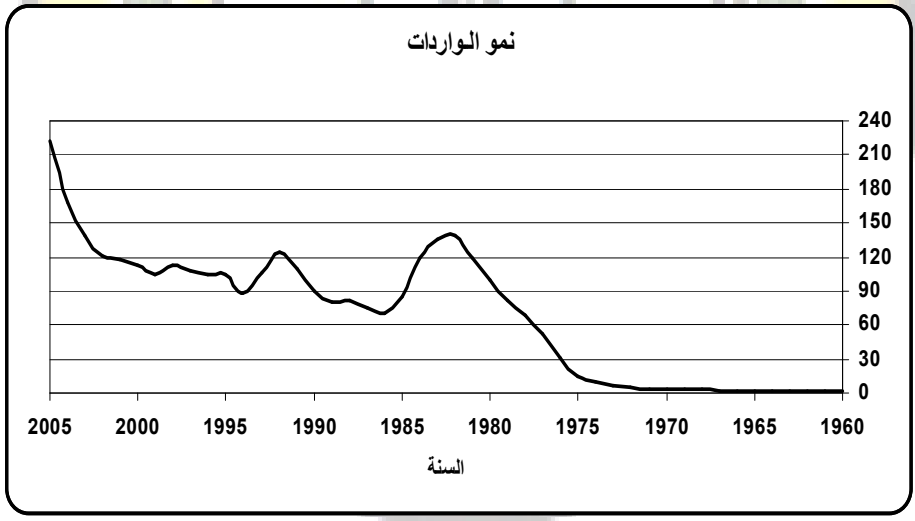
الاقتصادية تهدف إلى تدنية تكاليف الانحرافات بين القيم الفعلية والمرغوبة لكل من مستويات الواردات والصرف الأجنبي، إلا أن طريقة التقدير أخذت في الاعتبار مفهوم التكامل المشترك وتصحيح الخطأ. وقد كشفت النتائج أن عوامل مثل عوائد الصرف الأجنبي والأسعار النسبية والدخل الحقيقي تعتبر محددات رئيسية في سلوك إجمالي واردات نيجيريا، كما أن قرارات الاستيراد تتأثر في المدى القصير بمدى توافر الصرف الأجنبي. وفي دراسة حول تركيا، قام (Zelal et. Al: 1999) بتقدير دالة الطلب على وارداتها، باستثناء الواردات النفطية، من واقع بيانات ربع سنوية على مدى الفترة (الربع الأول من ١٩٨٧ـ الربع الأول من ١٩٩٩م))، مستخدما نموذج انجل - جرانجر ذو المرحلتين (Engle-Granger two-step method) في تحليل التكامل المشترك وتصحيح الخطأ. واشتمل دالة الطلب على متغير الدخل (الناتج المحلي الإجمالي) ومعدل سعر الصرف الاسمي موزونا بمتوسط سلة من العملات وتحديدا الدولار الأمريكي والمارك الألماني، وحركة الاحتياطي من الصرف الأجنبي، ومؤشر سعر الاستهلاك كمحددات رئيسية للطلب على الواردات غير النفطية لتركيا. وفي تقدير النموذج طويل الأجل تم عزل الآثار الموسمية باستخدام متغيرات صورية، كما تم إدراج متغير صوري في نموذج تصحيح الخطأ ليعكس نمو الصادرات في عام ١٩٩٨م. وقد كشفت نتائج الدراسة عن وجود أثر على المدى الطويل لكل من الدخل ومعدل سعر الصرف الاسمي ومعدل التضخم والاحتياط الأجنبي، على حجم الواردات، مع أن نتائج التقدير لم تظهر مرونة للواردات بالنسبة للدخل وأسعار البدائل المحلية. بينما على المدى القصير، اتضح تلاشى تأثير الاحتياطي الأجنبي ومعدل التضخم على حجم الواردات. وفي إطار البلدان الإسلامية، تناول (Kwabena A. et. al :2001) تحليل محددات إجمالي الطلب على الواردات في بروناي دار السلام خلال الفترة (١٩٦٤- ١٩٩٧م) باستخدام نموذج لوغاريتمي مزدوج تضمن إجمالي قيمة الواردات كمتغير تابع وكل من متوسط دخل الفرد وإجمالي السكان ومؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي، كمتغيرات مستقلة. وقد استخدم مؤشر سعر الصرف الفعلي الحقيقي

كمتغير ينوب عن متغير الأسعار النسبية. كما أن تقدير النموذج كان على افتراض أن التغير في الواردات يحدث فوريا دون فترات مبطئة، وقد اختبر هذا الافتراض بإضافة متغير الواردات مبطأ بفترة واحدة على يمين المعادلة، إلا أن معلمته لم تظهر معنوية إحصائيا، وعلى ذلك استنتج أن التغيرات في الواردات نتيجة للتغير في المتغيرات المستقلة تتحقق في الفترة نفسها. واستنتجت الدراسة أن متغير السكان كان أهم محددات الطلب على الواردات وبمرونة عالية (٢ر٩٢)، ويأتي بعده متغير سعر الصرف الفعلي الحقيقي بمرونة (-٠ر٦٧)، ثم متغير متوسط دخل الفرد بمرونة (٠ر٢٢). ووفقا لنتائج التقدير أكدت الدراسة أن معدل سعر الصرف يمثل أهم الأدوات المتاحة لدى صناع السياسة لتحقيق أهداف معينة ذات صلة بالواردات، حيث أن تبني سياسة تعويم العملة يتوقع أن تنجح في خفض فائض الطلب على الواردات، وزيادة درجة الانسجام مع أوضاع الأسواق الدولية. ومما يؤخذ على هذه الدراسة أنها أهملت نواحي فنية متعلقة بفحص خواص السلاسل الزمنية للمتغيرات التي اعتمدت عليها في التقدير، لاسيما في ظل إمكانية وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة الأمر الذي ينطوي على وجود علاقة توازنية في المدى الطويل وتفاعل حركي لتصحيح اختلال التوازن بين الواردات ومحدداتها في المدى القصير. وفي دراسة تتعلق بماليزيا قام كل من (Tang and Mohammod: 2000) بتقدير دالة الطلب على الواردات باستخدام طريقة جوهانسن (Johansen) للتكامل المشترك خلال الفترة (١٩٧٠ـ ١٩٨٨م) إلا أنهم لم يجدوا علاقة توازنية طويلة المدى بين متغيرات الدالة. وتلا ذلك محاولة لكل من (Tang and Nair: 2002) في إعادة دراسة دالة الطلب على الواردات في ماليزيا، ووجدوا علاقة تكامل مشترك بين الواردات وكل من الدخل والأسعار النسبية. وكشفت نتائج التقدير عن مرونة الواردات في المدى الطويل بالنسبة لكل من الدخل (١ر٥) والأسعار النسبية (-١ر٣).

٤- خصائص وتطور واردات المملكة العربية السعودية:

تعتبر المملكة من البلدان المستهلكة، وتعتمد إلى حد كبير على الواردات من السلع والخدمات في قطاعاتها الاستهلاكية والإنتاجية. وقد صاحب نمو العائدات البترولية نموا مطردا في الواردات انطلاقا من أوائل السبعينيات نتيجة ارتفاع أسعار النفط الحادة وحتى أوائل الثمانينيات، حيث بلغت مداها في عام ١٩٨٢م بنحو ١٤٠ مليار ريال، ثم بدأت في الانخفاض نظرا لتدهور أسعار البترول في عقد الثمانينات، حيث انخفضت إلى مستوى ٧٠ مليار في عام ١٩٨٦م، وهي السنة التي تراجعت فيها أسعار النفط بشكل حاد. وبعد تلك الفترة ومع تحسن أسواق النفط، بدأت في الارتفاع التدريجي والتذبذب في بعض السنوات، حتى عام ٢٠٠٠م، حيث حافظت على استمرار نموها، وبلغت بحلول عام ٢٠٠٥م ما يقارب ٢٢٣ مليار ريال.

شكل (١) نمو واردات المملكة خلال الفترة ١٩٦٠-٢٠٠٥م.

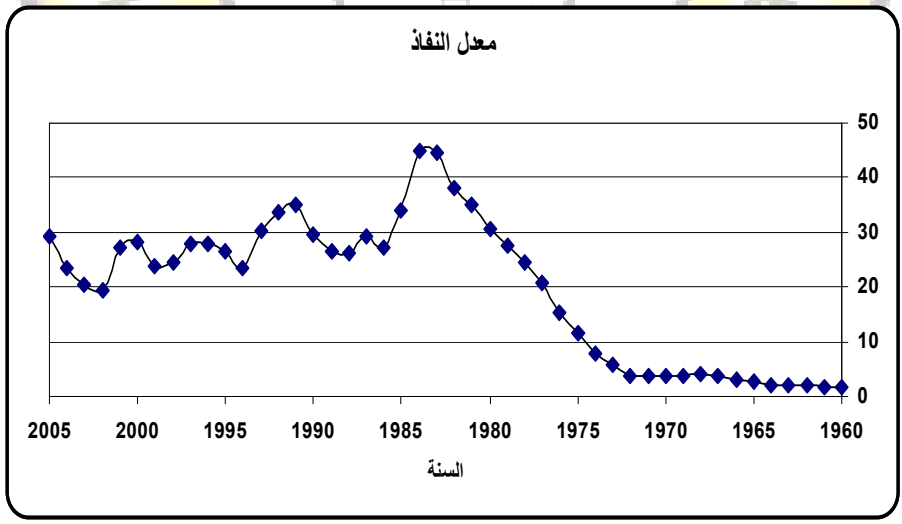


وحسب إحصائيات منظمة التجارة الدولية المتاحة (WTO: 2004) احتلت السعودية مرتبة التاسعة والثلاثين من حيث إجمالي الواردات بين أكبر دول مستوردة في عام ٢٠٠٣م، والمرتبة السادسة والعشرين في حالة استثناء التجارة البينية لدول الاتحاد الأوربي. وقد قدرت إجمالي وارداتها بنحو ٣٦ر٣ مليار دولار،

وقد بلغت نسبتها من إجمالي واردات العالم ٥ر٠ ٪، وهي أعلى نسبة سجلتها حتى ٢٠٠٥م. أما حجم الواردات من الخدمات فقد احتلت المرتبة السابعة والثلاثين بنحو ٧ر٩ مليار دولار وبحصة من إجمالي واردات العالم الخدمية بلغت ٤ر٠ ٪، وعند استثناء دول الاتحاد الأوربي تصبح المملكة في مرتبة الرابعة والعشرين على مستوى العالم.

وبمقارنة الواردات مع الناتج المحلي، نلاحظ أن أعلى نسبة بلغتها كانت ٥ر٤٤٪ في عام ١٩٨٥م، وهذا يعكس ارتفاع معدل نفاذ (اختراق) الواردات للاقتصاد المحلي مما يدل على نزعة الاقتصاد نحو الاقتصاد العالمي، وذلك مقارنة مع ما قبل ١٩٧٥م حيث لم يتجاوز معدل نفاذ الواردات ٥ ٪. ومع ذلك انخفضت هذه النسبة بعد عام ١٩٨٥م بشكل تدريجي وربما يعود إلى انخفاض المقدرة الاستيرادية للاقتصاد نتيجة لانخفاض عوائد البترول ومن ثم الناتج المحلي. والملاحظ أيضاً أن نسبة الواردات استمرت في الانخفاض حتى ما بعد عام ٢٠٠٠م رغم تصاعد الواردات، وهذا يمكن تفسيره: أولا بارتفاع الناتج المحلي بنسب أكبر من الواردات، وثانيا بطئ استجابة الواردات للتغيرات في الدخل.

شكل (٢) معدل نفاذ الواردات إلى الاقتصاد المحلي (نسبة الواردات إلى الناتج المحلي الإجمالي)



وبالنظر إلى مكونات الواردات في جدول (١)، نجد أن الآلات والأجهزة والمعدات الكهربائية تتصدر قائمة الواردات خلال الفترة (٩٧-٢٠٠٥م) وبنسب مئوية متفاوتة (٥٣-٧ر٢٢٪)، وهذه المواد تشتمل على سلع رأسمالية مما يدل على سيطرة قطاع الأعمال على الطلب على الواردات (مؤسسة النقد العربي السعودي: ١٤٢٧هـ). كما تشير هذه النسب أيضا، برغم قصر المدة وتفاوتها من فترة إلى أخرى، إلى مستوى يعتد به من التركز السلعي متمثلا في الآلات والمعدات الكهربائية في هيكل واردات المملكة. ويليها المواد الغذائية في المرتبة الثانية حيث تراوحت حصتها في الواردات بين (٣ر١٥-١٧٪) خلال الفترة نفسها. ثم تأتي المنتجات الكيمائية والمعدنية في المرتبة الثالثة بنسبة تتراوح بين (٧ر١٢-٧ر١٣٪)، ثم المنسوجات والملبوسات بنسب تتراوح بين (٨ر٤-٣ر٧٪)، وبنفس النسب تقريبا للمجوهرات والأحجار والتحف حيث تتراوح بين (٦ر٤-٩ر٩٪). وأخير تأتي الجلود والأخشاب والأوراق بنسب أقل تتراوح بين (٣ر٢-٥ر٣٪).

جدول (١) نسبة واردات المملكة حسب مكوناتها الرئيسية خلال الفترة (٩٧-٢٠٠٥م).

النوع	٩٧-١٩٩٩م	٢٠٠٠-٢٠٠٢م	٢٠٠٣-٢٠٠٥م
آلات وأجهزة ومعدات كهربائية	٤٦.٣	٥٣	٢٢.٧
مواد غذائية	١٧	١٦.٥	١٥.٣
منتجات كيميائية ومعدنية	١٢.٦	١٣	١٣.٧
منسوجات وملبوسات	٧.٣	٦.٥	٤.٨
مجوهرات وأحجار وتحف	٧.٣	٤.٦	٩.٩
جلود وأخشاب وورق	٣.٣	٣.٥	٢.٣
سلع أخرى	٦	٢.٩	١٠

المصدر: مؤسسة النقد العربي السعودي، التقرير السنوي، أعداد: ٣٧ – ٤٢، خلال الأعوام ٢٢-١٤٢٧هـ، الإدارة العامة للأبحاث الاقتصادية والإحصاء.

وبالنظر إلى استخدامات الواردات، يكشف جدول (٢) أن المواد الوسيطة والرأسمالية تشكل نسب عالية من إجمالي واردات المملكة خلال السنوات الثلاث الأخيرة، حيث تراوحت نسبة السلع الوسيطة بين (٩ر٤٢-٤٤٪)، والسلع

الرأسمالية بين (٦ر١٧ـ ٨ر١٨٪) خلال الفترة. وهذه الإحصائيات تشير إلى نمو وسيطرة قطاع الأعمال على إجمالي الواردات، إذ تشكل كل من السلع الوسيطة والرأسمالية مدخلات ومستلزمات للقطاعات الإنتاجية في الاقتصاد المحلي. في حين أن طلب القطاع الاستهلاكي تراوحت حصته في الواردات بين (٣ر٣٧ـ ٨ر٣٨٪) خلال الفترة، وهي تأتي في المرتبة الثانية بعد طلب قطاع الأعمال إذا ما أخذنا مجموع نسب كل من السلع الوسيطة والرأسمالية في الحسبان.

جدول (٢) نسبة الواردات حسب استخدام المواد خلال الفترة (٢٠٠٣-٢٠٠٥م).

المواد	٢٠٠٣م	٢٠٠٤م	٢٠٠٥م
مواد استهلاكية	٣٨.٨	٣٨.٤	٣٧.٣
مواد وسيطة	٤٢.٩	٤٤	٤٣.٩
مواد رأسمالية	١٨.٢	١٧.٦	١٨.٨

المصدر: وزارة الاقتصاد والتخطيط، الكتاب الإحصائي السنوي: إحصاءات التجارة الخارجية ٢٠٠٥م، مصلحة الإحصاءات العامة و المعلومات، ٢٠٠٥م.

وبالنسبة للهيكل الجغرافي لمصادر واردات المملكة على مدى العقدين الماضيين، نلاحظ من جدول (٣) أن اغلب واردات المملكة العربية السعودية تأتي من دول أوربا الغربية بمتوسط عام يبلغ ٣٧.٧٪ والدول الآسيوية غير العربية والإسلامية (١ر٢٦٪) ثم دول أمريكا الشمالية (٣ر١٩٪). في حين أن مجموعات الدول الأخرى وهي الدول الإسلامية والعربية بما فيها دول مجلس التعاون وكذلك دول أمريكا الجنوبية ودول اوقيانوسيا وأوربا الشرقية وغيرها من الدول الأخرى، لاتشكل مصدراً رئيسا لواردات المملكة حيث لم يتجاوز متوسط حصتها في الواردات ٣٪.

جدول (٣) نسبة واردات المملكة حسب مصدرها خلال الفترة (٨٤-٢٠٠٥م)

مجموعة الدول	٨٤-١٩٨٨م	٨٩-١٩٩٣م	٩٤-١٩٩٨م	٩٩-٢٠٠٥م	المتوسط الهندسي
دول أوربا الغربية	٤٠.٠	٤٠.٩	٣٦.٠	٣٤.٣	٣٧.٧
دول آسيوية غير عربية وإسلامية	٣٠.٥	٢٥.١	٢٤	٢٥.٣	٢٦.١
أمريكا الشمالية	١٧.٤	٢٠.٩	٢٢.٠	١٧.٤	١٩.٣
دول إسلامية غير عربية	٣.٠	٣.٩	٤.٧	٤.٧	٤.٠
دول الجامعة العربية الأخرى	٢.١	٢.٧	٣.١	٣.٥	٢.٨
دول مجلس التعاون	١.٨	١.٩	٣.٠	٤.٣	٢.٦
أمريكا الجنوبية	١.٦	١.٩	٢.٤	٣.٢	٢.٢
اوقيانوسيا	١.٨	١.٢	١.٦	٣.٣	١.٨
دول أوربا الشرقية	٠.٩	٠.٩	١.٢	٢.٢	١.٢
دول أخرى	٠.٦	٠.٣	٠.٩	٠.٨	٠.٦
الدول الإفريقية غير العربية والإسلامية	٠.٣	٠.٣	١.١	١.٠	٠.٥

المصدر: مؤسسة النقد العربي السعودي، التقرير السنوي الثاني والأربعون، ١٤٢٧هـ (٢٠٠٦م).ص. ٤١٣-٤١٥.

وتكشف هذه البيانات إلى حد ما تركزا جغرافيا لمصادر واردات المملكة، حيث نجد أن اغلب وارداتها تأتي من دول أوربا الغربية خلال العقدين الماضيين بمتوسط يبلغ ٧ر٣٧٪، كما نلاحظ أيضا أن مستوى هذا التركز كان عاليا في الثمانينات وبداية التسعينات بنحو ٤٠٪ و٩ر٤٠٪ على التوالي، إلا أنه بعد ذلك اتجه للانخفاض. والجدير بالملاحظة، أنه في مقابل ذلك نلحظ نموًّ، وإن كان متواضعا، في واردات المملكة من دول أخرى لاسيما الدول الإسلامية وكذلك العربية ودول مجلس التعاون، وربما يعكس ذلك جهود هذه الدول في تعزيز ودعم التجارة البينية بينها.

٥- نموذج الدراسة:

كما سبق فإن الدراسة تهدف إلى تقدير محددات الطلب على الواردات في المملكة العربية السعودية في إطار مفهوم التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، متضمنا تقدير آثار المتغيرات التفسيرية في المدى القصير والطويل على الواردات.

٥/١. تحديد المتغيرات وصياغة النموذج:

رغم اختلاف نماذج محددات الطلب على الواردات في الدراسات التطبيقية من دولة لأخرى، إلا أن هناك اتفاقا عاما على أن متغيرا الدخل والأسعار النسبية يعتبران محددان رئيسان في دوال الطلب على الواردات لاسيما في اقتصاديات السوق المفتوح، لان آثار بقية العوامل الأخرى تندرج ضمن هذين العاملين ولو حتى نظريا (Hong P.: 1999). وتبدأ صياغة هذا النموذج في هذه الدراسات على أن قيمة الواردات الحقيقية (M_t) دالة في كل من الدخل ممثلا بالناتج المحلي الإجمالي (GDP_t) وأسعار الواردات نفسها ممثلا بمؤشر أسعار الواردات (P_t^m) والأسعار المحلية ممثلا بمؤشر سعر الاستهلاك (P_t^d)، وفق الصيغة التالية:

$$M_t = f(GDP_t, P_t^m, P_t^d) \quad \text{.....(5.1)}$$

ونظراً لاحتمال ظهور مشكلة الارتباط المتعدد (Multicollinearity) في تقدير معادلة (5.1) بين الأسعار أو بين مؤشر الأسعار المحلية والدخل المحلي، يتم قسمة الطرف الأيمن على الأسعار المحلية (P_t^d) (Goldstein and Khan: 1985). ويصبح النموذج كالتالي:

$$M_t = f\left(\frac{GDP_t}{P_t^d}, \frac{P_t^m}{P_t^d}\right) \quad \text{.....(5.2)}$$

أي أن قيمة الواردات الحقيقية دالة في كل من الدخل الحقيقي والأسعار النسبية (نسبة مؤشر أسعار الواردات إلى مؤشر الأسعار المحلية). وهذه الصياغة تم

استخدامها بشكل واسع في الدراسات التطبيقية السابقة التي تناولت محددات الطلب على الواردات في مختلف الدول (انظر على سبيل المثال: T.C. Tang: 2003; Paresh K. and Seema N:. 2005; Athokorala and Menon: (1995); Gafar J.S.: (1988,1995; Kwabena A. and Samantha M.: (2001) . وتضيف بعض الدراسات التطبيقية متغيرات تفسيرية أخرى بجانب الدخل والأسعار النسبية كمحددات للطلب على الواردات، وتختلف طبيعة هذه المتغيرات حسب منهج الدراسة والدول محل الدراسة. ومن هذه المحددات التفسيرية الإضافية على سبيل المثال، حجم الصادرات ومعدل التضخم ومعدل سعر الصرف (Zelal K.:1999)، ومعدل الحماية أو التعريفات الجمركية (Jacueline D. and Christopher K.: 1993) . والبعض، بدلا من الناتج المحلي، استخدم مكوناته مثل: الاستهلاك الخاص والعام والإنفاق الاستثماري بجانب الصادرات (T.C. Tang: 2002)، بينما آخرون أضافوا متغير السكان كمحدد للواردات (Kwabena A. and Samantha M.: 2001) . كما أن عوائد الصرف الأجنبي والاحتياطات الدولية كانتا من ضمن المحددات الهامة في دالة الطلب على الواردات في دراسات أخرى (Caesar C.: --) .

وفيما يتعلق بالصياغة الدالية لتقدير محددات الطلب على الواردات، يقترح (Khan and Ross: 1977; Salas: 1982) أن الصياغة اللوغاريتمية الخطية لها أفضلية على الصياغة الخطية. وهناك أدلة تطبيقية تدعم هذا الرأي، حيث استعرض (Marquez: 1989) الدراسات التطبيقية خلال الفترة (١٩٤١م - ١٩٩١م) ووجد أن من بين ١١٠ دراسة تطبيقية حول تقدير محددات الطلب على الواردات، ٧٤ دراسة تبنت الصياغة اللوغاريتمية وافترضت أنها الصياغة الأنسب. ومع ذلك، يؤكد (Leamer and Stern: 1970) أنه لا يوجد معايير محددة لاختيار الصياغة الدالية ونوعية المتغيرات في تقدير محددات الطلب على الواردات.

وعلى ضوء ما تقدم من استعرض لصياغة النموذج وتحديد المتغيرات في أدبيات تقدير دالة الطلب على الواردات، وبعد محاولات تضمنت استخدام صيغ مختلفة وكذلك إدراج العديد من المتغيرات التفسيرية، فقد تبين أفضلية الصيغة

اللوغاريتمية واختيار ثلاثة محددات تفسيرية لتقدير النموذج الأساس لمحددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية، وينطوي على العلاقة طويلة المدى وفق الآتي :

$$InM_t = a_0 + a_1 InGDP_t + a_2 InRP_t + a_3 InRES_t + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

t :1960,….,2005

حيث (InM_t) : اللوغاريتم الطبيعي للواردات الحقيقية من السلع والخدمات، وتم الحصول على القيمة الحقيقية بقسمة قيمة الواردات على مؤشر أسعار الواردات، و($InGDP_t$) : اللوغاريتم الطبيعي للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وتم الحصول على القيمة الحقيقية بقسمته على الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI)، وكلا الواردات والناتج المحلي الإجمالي مقاسه بالعملة المحلية وهي الريال السعودي. و($InRP_t$) : اللوغاريتم الطبيعي للأسعار النسبية – وهو مؤشر أسعار الواردات كنسبة من مؤشر الأسعار المحلية ممثل بالرقم القياسي لأسعار المستهلك، و($InRES_t$) : اللوغاريتم الطبيعي لصافي الاحتياطات الدولية باستثناء الذهب وتشمل الصرف الأجنبي ووحدات حقوق السحب الخاصة، ومقاسه بالدولار بالأسعار الثابتة (١٩٩٥=١٠٠)، وأخيرا (ε_t) : حد الخطأ العشوائي مع افتراض تحقيقه الخواص الإحصائية التقليدية ـ بوسط يساوي الصفر وتباين ثابت. وقد تم استخلاص البيانات من مصادر متعددة، وهي تغطي الفترة (١٩٦٠م– ٢٠٠٥م)(*).

(*) تم جمع البيانات من مصادر محلية ودولية، وهي:

– مؤسسة النقد العربي السعودي، التقرير السنوي، الإدارة العامة للأبحاث الاقتصادية والإحصاء، الأعداد (٣٧–٤٢)، الفترة (١٤٢٢هـ/٢٠٠١م – ١٤٢٧هـ/٢٠٠٦م).

– وزارة الاقتصاد والتخطيط، الكتاب الإحصائي السنوي، مصلحة الإحصاء العامة، الأعداد (٣٦–٤٠)، الفترة (١٤٢١هـ/٢٠٠م – ١٤٢٤هـ/٢٠٠٤م)

- International Monetary Fund (2001), International Financial Statistics, Vol.: LIV.

- The World Bank (2003), World Development Indicators; WDI (2003), CD-ROM.

٢/٥. التوقعات المسبقة لمحددات نموذج الدراسة:

كما اشرنا أعلاه فإن نموذج الدراسة الأساس المزمع تقديره هو نموذج (5.3) وصياغته هي :

$$InM_t = a_0 + a_1 InGDP_t + a_2 InRP_t + a_3 InRES_t + \varepsilon_t$$

t :1960,….,2005

وبما أن المتغيرات في قيمتها اللوغاريتمية، فإن المعالم الجزئية تعبر عن مرونة الواردات بالنسبة للمتغيرات التفسيرية على المدى الطويل. ومن المتوقع أن تكون علاقاتها الاتجاهية:

$$a_1 , a_3 > 0, \quad a_2 < 0$$

حيث تعبّر (a_1) عن مرونة الواردات بالنسبة للدخل، والمتوقع أن الزيادة في الدخل تؤدي إلى زيادة الطلب على الواردات، وهذه العلاقة الطردية تكشف أيضا عن مدى الانعكاس السلبي الذي قد يلحق الميزان التجاري نتيجة لزيادة الإنفاق الخارجي الناجم عن زيادة الدخل بدلا من امتصاصها محليا. وتتحقق هذه العلاقة إذا كانت الواردات تعتبر مثل أي سلعة في دالة طلب المستهلك أو إذا لم يكن هناك إنتاج محلي بديل للسلعة، وفي هذه الحالة تصبح دالة الطلب على الواردات هي دالة الطلب للسلعة نفسها. وعلى خلاف ذلك، فقد تكون العلاقة عكسية إذا كان هناك سلع محلية بديلة نسبيا للسلع المستوردة (Magee: 1975). وبالرغم من أن اغلب نتائج الدراسات التطبيقية تكشف عن علاقة طردية بين الدخل والطلب على الواردات، إلا أن هناك بعض الدراسات الحديثة قد كشفت عن علاقة عكسية بين الدخل والواردات مثل دراسة (Sinha: 2001) على الهند وسيريلانكا، وقد علل ذلك في حالة الهند بأنها تتميز، منذ زمن طويل، بمنتجات محلية بديلة للواردات. وبالنسبة للمعامل (a_3) تمثل مرونة الواردات بالنسبة لحجم احتياطات الدولة من الصرف الأجنبي، ويعتبر من المحددات الهامة في الطلب على الواردات لاسيما في الدول النامية، حيث يتوقع أن تراكم الصرف الأجنبي لدى الدولة يعزز تمويل الواردات، أي أن العلاقة بينهما طردية (Zelal K.:1999). وفيما يتعلق بمعامل

(a_2) فيمثل مرونة الواردات بالنسبة للأسعار النسبية، وحسب نظرية الطلب، فإن ارتفاع أسعار الواردات تؤدي إلى انخفاض الطلب عليها، بينما ارتفاع الأسعار المحلية تؤدي ارتفاع الطلب على الواردات، وبالتالي فانه من المتوقع أن تكون العلاقة عكسية بين أسعار الواردات، كنسبة إلى الأسعار المحلية، والطلب الحقيقي على الواردات (Paresh K. and Seema N.: 2005).

٣/٥. مفهوم نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model):

يقوم مفهوم نموذج تصحيح الخطأ على فرضية مؤداها أن هناك علاقة توازنية طويلة المدى، تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للواردات في إطار محدداتها. وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنية على المدى الطويل، إلا أنه من النادر أن تتحقق، ومن ثم فقد تأخذ الواردات قيما مختلفة عن قيمتها التوازنية، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن (Equilibrium error)[1]. ويتم تعديل أو تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل، ولذلك جاءت تسمية هذا النموذج، بنموذج تصحيح الخطأ (Luke K.: 2004) (أحمد الناقة: ١٩٩٩). وعلى ذلك يفترض نموذج تصحيح الخطأ وجود نوعين من العلاقات بين الواردات كمتغير تابع ومحدداتها كمتغيرات تفسيرية، وهي:

(١) علاقة طويلة المدى (long-run relationship)، أي علاقة توازنية على المدى البعيد بين الواردات كمتغير تابع ومحدداتها وهي: الدخل الحقيقي (GDP)، والأسعار النسبية (RP)، والاحتياطي الأجنبي (RES) كمتغيرات تفسيرية، وتقاس العلاقة هنا بمقياس مستوى متغيرات النموذج.

---

(١) يستخدم القياسيون مصطلح التوازن (equilibrium) للدلالة على وجود علاقة طويلة المدى بين متغيرات متكاملة أو غير ساكنة، بينما عند الاقتصاديين يستخدم للدلالة على مستوى توازني تتساوى عنده القيم الفعلية والمرغوب فيها. ولذلك مفهوم التكامل المشترك، أو لعلاقة التوازنية، في نماذج تصحيح الخطأ لا يتطلب بالضرورة أن يكون هذا التوازن متولد بفعل عوامل السوق أو القرارات السلوكية للأفراد (Narsid M.A: 2005 pp.5-6).

(٢) علاقة قصيرة المدى (short-run relationship)، وهي العلاقة الآنية أو المباشرة التي تظهر بين الواردات ومحدداتها في كل فترة زمنية، وتقاس من خلال التغيرات فيما بينها في كل فترة.

وتقدير نموذج تصحيح الخطأ يتطلب أولا : التحقق من مدى سكون (stationarity) مستوى متغيرات النموذج، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده عن طريق اختبار جذر الوحدة، وثانيا : التأكد من وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج، ويتم ذلك من خلال اختبار التكامل المشترك (cointegration) بين هذه المتغيرات.

٤/٥. اختبارات جذر الوحدة (unit root tests):

يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لكل من الواردات (InM_t) والدخل ($InGDP_t$) والأسعار النسبية ($InRP_t$) والاحتياطي الأجنبي ($InRES_t$) خلال الفترة (١٩٦٠- ٢٠٠٥م)، والتأكد من مدى سكونها[1]، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده. ولاختبار سكون (stationarity) السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة فإن ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة (unit root test). ورغم تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا أننا سوف نستخدم اختبارين، وهما : اختبار ديكي- فوللر (Dickey and Fuller: 1979)، واختبار فيلب ـ بيرن (Phillip-Perron: 1988). ويمكن توضيح اختبار ديكي ـ فوللر من خلال المعادلة التالية :

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t \quad \ldots\ldots (5.4.1)$$

حيث تشير (Δ) إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية (y_t)، ويتم اختبار فرض العدم (Null hypothesis) بأن المعلمة ($H_0: \delta = 0$) أي بوجود جذر وحدة في السلسلة، بمعني أنها غير ساكنة، في مقابل الفرض البديل ($H_1: \delta < 0$) أي سكون

(٢) السلسلة الزمنية الساكنة هي التي تظل متوسطاتها وتباينها وتغايرها ثابتة مع مرور الزمن. (انظر على سبيل المثال: G.S Maddala,1992, Introduction to Econometrics

السلسلة، وإذا كانت (δ) معنوية وأقل من الصفر (δ < 0) فإننا نقبل الفرض البديل بعدم وجود جذر وحدة (unit root)، أي أن المتغير ساكن أو مستقر (stationary). ويمكن أن يضاف إلى معادلة (5.4.1) متغير الزمن (t)، وإذا كان حد الخطأ (u_t) في النموذج أعلاه يعاني من الارتباط الذاتي (autocorrelation)، فيمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطأة، وتصبح معادلة اختبار جذر الوحدة كالآتي:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{.....(5.4.2)}$$

وهذا النموذج يوصف باختبار ديكي- فوللر الموسع (Augmented Dickey-Fuller test)، حيث تصبح (ε_t) غير مرتبطة ذاتياً وتتميز بالخواص المرغوبة (White noise). ولتحديد طول الفجوات الزمنية (m) المناسبة يتم عادة استخدام معايير مثل (Akaike Info Criterion). ويتم اختبار الفرض العدمي (δ =0) أو بوجود جذر وحدة من خلال مقارنة إحصائية (τ) المقدرة للمعلمة (δ) مع القيم الجدولية لـ (Dickey and Fuller) والمطورة أيضا بواسطة (Mackinnon:1991)[1]. فإذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية (τ)[2] المقدرة تتجاوز القيمة المطلقة لـ (DF) أو (Mackinnon) فإنها تكون معنوية إحصائيا، وعليه نرفض الفرض العدمي بوجود جذر الوحدة، أي أن السلسلة الزمنية ساكنة (stationary)، وإذا كانت أقل من القيمة الجدولية فإنه لا يمكن رفض فرض جذر الوحدة، أي أن السلسلة غير ساكنة (non-stationary)، وبالتالي نقوم باختبار سكون الفرق الأول (first difference) للسلسلة، وإذا كان غير ساكن نكرر الاختبار للفرق من درجة أعلى .. وهكذا. والمعادلة المقدرة في اختبار جذر الوحدة

(٣) القيم الجدولية لـ (ADF) تم احتسابها ضمن مخرجات برنامج (EViews) المستخدم في هذه الدراسة، وهذه القيم تختلف حسب عدد حدود الفرق المبطأ الداخلة في نموذج الاختبار، والتي قد تم حسابها تلقائيا وفق معيار Akaike (AIC) بحد أقصى ٩ فترات.

(٤) قيم (τ) المحسوبة في هذا الاختبار عادة تكون سالبة.

هي صيغة دوكي - فوللر الموسع (ADF) في (5.4.2). وبالنسبة لاختبار فيلب - بيرن (Phillip-Perron: 1988) فيعتمد تقديره على نفس معادلة (5.4.1)، إلا أنه يختلف عن اختبار (DF) في طريقة معالجة وجود الارتباط التسلسلي من الدرجة الأعلى، حيث يقوم بعملية تصحيح غير معلمية (nonparametric) لإحصائية (τ) للمعلمة (δ)، بينما اختبار (DF) يواجه مشكلة الارتباط التسلسلي بعملية تصحيح معلمية من خلال إضافة حدود الفروق المبطأة للمتغير على يمين المعادلة كما في (5.4.2). ومن المعلوم، أن اختبار (ADF test) قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي (Autoregressive (AR) process) بينما اختبار (PP test) قائم على افتراض أكثر عمومية، وهي أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية (Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)). ولذا يرى (Hallam D. and Zanoli R.: 1993, p.160) أن اختبار (PP test) له قدرة اختبارية أفضل وهو أدق من اختبار (ADF test) لاسيما عندما يكون حجم العينة صغير. وفي حالة تضارب وعدم انسجام نتائج الاختبارين فإن الأفضل الاعتماد على نتائج اختبار (PP test) (Obben J.: 1998, p. 114). ونتائج الاختبارين ملخصة في جدول (٤) و (٥).

جدول (٤) اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية باستخدام:
. (Augmented Dickey-Fuller (ADF) and (DF) unit root tests

السلسلة الزمنية	المستوى		الفرق الأول	
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه
الواردات	- ١.٦٩٧ (١)	- ١.٦٥٢ (١)	- ٣.٠٢٢ (٠)*	- ٣.١٤٣ (٠)
الناتج المحلي الإجمالي	- ١.٥٠٩ (١)	- ٢.٥٣٧ (٢)	- ٣.١٦٧ (٠)*	- ٣.٢٤٦ (٠)
الاحتياطي الأجنبي	- ٢.٣١٠ (٠)	- ٠.٥٠٣ (٠)	- ٥.٣١٤ (٠)**	- ٦.٠٦٤ (٠)**
الأسعار النسبية	- ٢.٤٧٥ (١)	- ٢.٣٥٥ (١)	- ٣.٨٧٦ (٠)**	- ٣.٩٤٩ (٠)*

* معنوية عند مستوى ٥ % حسب القيم الجدولية لـ (MacKinnon: 1996).
** معنوية عند مستوى ١ % حسب القيم الجدولية لـ (MacKinnon: 1996).
( ) طول فترة الإبطاء المناسبة آليا وفق معيار (Schwartz Info Criterion) بحد أقصى ٩ فترات.

جدول (٥) اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية باستخدام:
(Phillip-Perron (PP) unit root test)

السلسلة الزمنية	المستوى		الفرق الأول	
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه
الواردات	- ١.٩٠٧ (٤)	- ١.٠٦٦ (٤)	- ٣.٠٨١ (١)*	- ٣.١٤٢ (٢)
الناتج المحلي الإجمالي	- ١.٤٠٣ (٤)	- ١.٤٠٤ (٤)	- ٣.٢٢٥ (٣)*	- ٣.٣٠٧ (٣)*
الاحتياطي الأجنبي	- ٢.٢٠٤ (٣)	- ٠.٥٢٩ (٢)	- ٥٥.٣١٧ (٢)**	- ٦.٠٣٢ (٤)**
الأسعار النسبية	- ٢.٥٥١ (١)	- ١.٩٤٨ (٢)	- ٣.٧٤٣ (٤)**	- ٣.٧٩٣ (٥)*

* معنوية عند مستوى ٥ % حسب قيم (adj. t-Statistic) الجدولية لـ (MacKinnon: 1996).
** معنوية عند مستوى ١ % حسب قيم (adj. t-Statistic) الجدولية لـ (MacKinnon: 1996).
( ) العدد الأمثل لفترات الارتباط التسلسلي في اختبار (PP) وفق الاختيار الآلي (Newey-West) باستخدام طريقة (Bartlett Kernel).

وعلى ضوء نتائج الاختبارين، نلاحظ أن إحصائية (τ) المقدرة للمعلمة (δ) غير معنوية مما يدل على أن مستوى المتغيرات غير ساكن، وبتطبيق الاختبارات على الفرق الأول للمتغيرات كشفت نتائج الاختبارين عن رفض الفرض العدمي بوجود جذر وحدة عند مستوى معنوية ٥٪ وبعضها عند ١٪، لاسيما في حالة الانحدار بدون اتجاه. وعليه يمكن الاستنتاج بأن السلاسل الزمنية وهي: الواردات والدخل والأسعار النسبية والاحتياطي الأجنبي هي سلاسل غير ساكنة المستوى ولكنها ساكنة الفرق، وكل متغير على حده يعتبر متكامل من الدرجة الأولي (InM_t, $InGDP_t$, $InRP_t$, $InRES_t$ ~IN (1)) طالما أن الفرق الأول لكل منها متكامل من الدرجة الصفر (ΔInM_t, $\Delta InGDP_t$, $\Delta InRP_t$, $\Delta InRES_t$ ~IN (0)). وهذه النتائج تنسجم مع النظرية القياسية التي تفترض أن اغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية تكون غير ساكنة في المستوى ولكنها تصبح ساكنة في الفرق الأول (Enders: 1995).

٥/٥. اختبار التكامل المشترك (cointegration test):

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتضح أن كل متغير على حده متكامل من الدرجة الأولى ((Each is IN(1))، أي أنها غير ساكنة في المستوى

ولكنها ساكنة في الفرق الأول. وتركز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة (non-stationary)، حيث يشير كل من (Engle and Granger: 1987) إلى إمكانية توليد مزيج خطي يتصف بالسكون ((IN(0)) من السلاسل الزمنية غير الساكنة. وإذا أمكن توليد هذا المزيج الخطي الساكن، فإن هذه السلاسل الزمنية غير الساكنة في هذه الحالة تعتبر متكاملة من نفس الرتبة (cointegrated)، وبالتالي فإن يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار، ولا يكون الانحدار في هذه الحالة زائفا (spurious) (B.Bhaskara : 1994)، وتوصف بالعلاقة التوازنية في المدى البعيد. وتكوين المزيج الخطي من نموذج الدراسة (5.3) هو كالآتي:

$$\varepsilon_t = InM_t - a_0 - a_1 InGDP_t - a_2 InRP_t - a_3 InRES_t \quad \text{.....(5.5.1)}$$

وعلينا أن نتحقق فيما إذا كان هذا المزيج الخطي (ε_t) أي أن ($InM_t - \alpha - b_1InGDP_t - b_2InRP_t - b_3InRES_t$)، والمتولد من متغيرات النموذج، متكامل من الدرجة الصفرية IN(0)، أي أنه سلسلة زمنية ساكنة. فإذا كان هذا المزيج متكامل من الدرجة صفر، فإن متغيرات النموذج ($InM_t, InGDP_t, InRP_t, InRES_t$) تحقق التكامل المشترك أي أنها متكاملة من نفس الدرجة.

٥/٥/١. اختبار التكامل المشترك بطريقة انجل وجرانجر (Engle-Granger Test):

يبدأ اختبار انجل - جرانجر للتكامل المشترك أولا بتقدير انحدار العلاقة طويلة المدى كالآتي:

$$InM_t = a_0 + a_1 InGDP_t + a_2 InRP_t + a_3 InRES_t + \varepsilon_t \quad \textbf{(5.5.1.1)}$$

و تسمى بمعادلة انحدار التكامل المشترك (cointegration regression)، ثم الحصول على بواقي الانحدار المقدرة ($\hat{\varepsilon}_t$)، وهي المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة المدى. وينصب الاختبار على التحقق من أن هذا المزيج الخطي ($\hat{\varepsilon}_t$) ساكن أي متكامل من الدرجة الصفر ($\hat{\varepsilon}_t$ ~ IN(0)) وفق الآتي:

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \alpha + \delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \quad \text{.....(5.5.1.2)} \quad e_t \sim IN(0)$$

فإذا كانت إحصائية (τ) لمعلمة ($\hat{\varepsilon}_{t-1}$) معنوية فإننا نرفض الفرض العدمي ($\Delta\hat{\varepsilon}_t$ ~I(1)) بوجود جذر وحدة في البواقي ونقبل الفرض البديل بسكون البواقي أو ($\Delta\hat{\varepsilon}_t$ ~I(0))، وبالتالي نستنتج بأن متغيرات النموذج بالرغم من أنها سلاسل زمنية غير ساكنة إلا أنها متكاملة من نفس الرتبة (cointegrated). وبتقدير نموذج الانحدار المشترك (5.5.1.1) حصلنا على النتائج في (5.5.1.3):

$$InM_t = -25.3489 + 1.6835\ InGDP_t - 0.3872\ InRP_t + 0.2151 InRES_t \quad \text{.....(5.5.1.3)}$$

t : (-8.2695)** (14.7670)** (-1.8132)* (4.5907)**

(R^2: 0.98) (Ajd R^2: 0.98) (S.R: 0.2304) (SSR: 2.2304) (F-statistic: 819.349) (DW: 0.363)

❖ معنوي عند ١٠٪، ❖❖ معنوي عند ١ ٪

وبعد الحصول على بواقي الانحدار تم تقدير (5.5.1.2) لاختبار جذر الوحدة، باستخدام كل من (ADF test) و(PP test) وحصلنا على النتائج في جدول (٦)

جدول (٦) اختبار التكامل المشترك باستخدام (ADF test) و (PP test).

	ADF test		PP test	
	قاطع	قاطع واتجاه	قاطع	قاطع واتجاه
إحصائية (t)	٣.٤٧١ - (٢)**	٣.٧٦٢ - (٢)*	٢.٢٨٦ - (١)	٢.٣٧٠ - (١)
فرض جذر الوحدة	رفض	رفض	قبول	قبول
القرار	CI ~ (0)	CI ~ (0)	NOT CI ~ (0)	NOT CI ~ (0)

القيم الجدولية للتكامل المشترك معدلة لاختبار سكون البواقي، وتم الحصول عليها ضمن مخرجات برنامج (EViews 4.1)

** معنوي عند مستوى ٥ % ، * معنوي عند مستوى ١٠ %

وكما نلاحظ من الجدول، أن فرضية جذر الوحدة لم نتمكن من رفضها باستخدام اختبار (PP test)، بينما يمكن رفضها وفقا لاختبار (ADF test) عند مستوى ٥٪ و١٠٪، مما تتدل على وجود تكامل مشترك بين الواردات ومحدداتها.

ونتيجة لتضارب نتائج هذين الاختبارين وعدم تقديم قرار حاسم حول مدى تحقق التكامل المشترك، فإن ذلك يتطلب اللجوء إلى اختبارات أخرى للتكامل المشترك.

٢/٥/٥. اختبار التكامل المشترك بدلالة داربون واتسون (CRDW Test):

وهذا اختبار بديل وسريع يمكن استخدامه لمعرفة مدى تحقق تكامل مشترك بين الواردات ومحدداتها. ولتطبيق اختبار (CRDW Test) نقوم باستخدام قيمة (DW) المقدرة في معادلة انحدار التكامل المشترك السابقة في (5.5.1.3)، وهي تساوي (DW: 0.363)، ونختبر الفرضية العدمية وهي أن (d = 0) بدلا من (d=2). وإذا كانت قيمة (D.W) المحسوبة في معادلة المدى الطويل أقل من القيم الجدولية عند مستوى المعنوية المحدد، فإننا نرفض فرضية التكامل المشترك بين متغيرات النموذج، وإذا تجاوزتها فإننا نقبل فرضية وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (D.N. Gujarati: 1995). وقد قدم كل من (Sargan Bhargava: 1983) القيم الجدولية كما يلي:

جدول (٧) القيم الجدولية لإحصائية (DW) للتكامل المشترك.

مستوى المعنوية	١ %	٥ %	١٠ %
القيمة الجدولية (CRDW)	٠.٥١١	٠.٣٨٦	٠.٣٢٢
الفرض العدمي (لا يوجد تكامل مشترك)	قبول	قبول	رفض
قيمة (Durbin-Watson) المقدرة = (٠.٣٦٣) *			

* معنوي عند مستوى ١٠ %

وهنا قيمة (D.W) المحسوبة = ٠ر٣٦٣ وهي معنوية عند مستوى ١٠ ٪، وليست معنوية عند ١٪ و٥٪. وعند مستوى معنوية ١٠٪ نستطيع أن نرفض الفرض العدمي القائل بعدم وجود تكامل مشترك، ونقبل الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج.

٣/٥/٥. اختبار التكامل المشترك بطريقة جوهانسن-جسلس (Johansen-Juselius cointegration test):

يتفوق هذا الاختبار على اختبار انجل وجرانجر للتكامل المشترك السابق، نظرا لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والاهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشف عن ما إذا كان هناك تكاملا مشتركا فريدا، أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، وهذا له أهميته في نظرية التكامل المشترك، حيث تشير إلى أنه في حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد، فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تظل مثارا للشك والتساؤل (S.G. Hall: 1986). ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك، يقترح (Johansen:1988,1991 ; Johansen and Juselius: 1990) اختبار إحصائيتين، وهما، الأول: اختبار الأثر (Trace test - λtrace) حيث يختبر فرضية العدم القائلة بأن عدد متجهات التكامل المشترك الفريدة يقل عن أو يساوي العدد (q) مقابل الفرض البديل (q = r)، ويحسب بالصيغة:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{p} In(1-\hat{\lambda}_i) \quad .....(5.5.3.1)$$

حيث ($\lambda r+1, \ldots, \lambda n$) تمثل أقل المتجهات الكامنة (eigenvectors) (p-r). وتشير فرضية العدم أن عدد متجهات التكامل المشترك الكامنة يساوي أو يقل عن (r). والثاني: اختبار القيمة الكامنة العظمى (Maximal eigenvalue) ويحسب من الصيغة التالية:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -TIn(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad .....(5.5.3.2)$$

ويقوم هذا الاختبار باختبار فرضية العدم القائلة بأن هناك (r) متجه للتكامل المشترك مقابل الفرض البديل بوجود (r + 1) متجه للتكامل المشترك (ممدوح الكسواني: ١٤٢٢هـ). وقد تم إجراء اختبار التكامل المشترك بين متغيرات النموذج باستخدام طريقة (Johansen-juselius) مرة باستخدام الاتجاه ومرة بدون الاتجاه، وحصلنا على النتائج في جدول (٨). وكما نلاحظ عند اختبار الفرض

العدمي ابتدأ من (r = 0) أي بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج ، نجد أن إحصائية الاختبارين (Trace test) و (Maximal eigenvalue) معنوية عند مستوى ١٪ وتقترح بأن متجه التكامل المشترك (r = 1) ، مما يعني وجود تكامل مشترك واحد وفريد بين الواردات والدخل والأسعار النسبية والاحتياطي الأجنبي . ويمكن الاعتماد على نتائج هذا الاختبار بوجود تكامل مشترك وفريد بين متغيرات النموذج ، مما يعني أن المتغيرات ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ لتقدير الآثار قصيرة وطويلة المدى بين الواردات ومحدداتها .

جدول (٨) اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن-جيسلس

(Johansen-juselius Maximum likelihood Cointegration Tests)*

Maximal Eigenvalue Test							
Null	Alternative	Statistic		مستوى معنوية ٥ %		مستوى معنوية ١ %	
		اتجاه	بدون اتجاه	اتجاه	بدون اتجاه	اتجاه	بدون اتجاه
r = 0	**r = 1 ****	**42.17**	**38.81**	**31.46**	**28.14**	**36.65**	**33.24**
r ≤ 1	r = 2	21.53	15.65	25.54	22.00	30.34	26.81
r ≤ 2	r = 3	8.85	6.11	18.96	15.76	23.65	20.20
Trace Test							
r = 0	**r ≥ 1 ****	**78.09**	**63.21**	**62.99**	**53.12**	**70.05**	**60.16**
r ≤ 1	r ≥ 2	35.91	24.40	42.44	34.91	48.45	41.07
r ≤ 2	r ≥ 3	14.36	8.74	25.32	19.96	30.45	24.60

(*) تم إجراء الاختبار باستخدام برنامج (EViews 4.1) والقيم الجدولية مستخلصة من (Osterwald-Lenum: 1990)

(r) يشير إلى عدد متجهات التكامل المشترك. (**) تشير إلى رفض الفرض العدمي بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك، وتشير كل من احصائية (Maximal Eigenvalue Test) و (Trace) قبول الفرض البديل بوجود متجه تكامل مشترك واحد عند مستوى ٥% و١% سواء في ظل وجود اتجاه أو عدم وجوده.

٦/٥. تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM Estimation):

بعد التأكد من السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة أنها غير ساكنة في المستوى وساكنة في الفرق، ومن ثم التحقق من أنها جميعا متكاملة تكاملاً

مشتركاً ، يتضح أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الواردات (InM_t) وكل من الدخل ($InGDP_t$) والأسعار النسبية ($InRP_t$) والاحتياطي الأجنبي ($InRES_t$) . وحسب (Engle and Granger: 1987) فإن المتغيرات التي تحقق التكامل المشترك تعكس علاقة توازنية طويلة الأجل، وعليه ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، والذي ينطوي على إمكانية اختبار وتقدير العلاقة في المدى القصير والطويل بين متغيرات النموذج، كما أنه يتفادى المشكلات القياسية الناجمة عن الارتباط الزائف (Spurious correlation) . وسوف نقوم باستخدام منهجين في تقدير نموذج تصحيح الخطأ وفق الآتي :

٥/٦/١. تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة الخطوتين لانجل وجرانجر(Engel-Granger two step method):

ويقوم منهج انجل وجرانجر على مرحلتين، الأولي : تقدير نموذج العلاقة التوازنية على المدى الطويل، ويسمى انحدار التكامل المشترك . والثانية : تقدير نموذج تصحيح الخطأ ليعكس العلاقة في المدى القصير ـ أو التذبذب قصير المدى حول اتجاه العلاقة في المدى البعيد ، ويتم تقدير هذا النموذج قصير المدى بإدخال البواقي المقدرة في انحدار المدى الطويل كمتغير مستقل مبطأ لفترة واحدة .ونموذج العلاقة التوازنية على المدى الطويل هو :

$$InM_t = a_0 + a_1 InGDP_t + a_2 InRP_t + a_3 InRES_t + \varepsilon_t \quad \text{.....(5.6.1.1)}$$

والذي يفترض وجود علاقة تكاملية مشتركة (Cointegration Relationship) بين الواردات وكل من الدخل والأسعار النسبية والاحتياطي الأجنبي ، من خلال التأكد من سكون بواقي انحدار التكامل المشترك ($\varepsilon_t \sim IN(0)$) . وبعد التحقق من ذلك في اختبارات التكامل المشترك ، يتم في الخطوة الثانية حسب (Engel-Granger two step method) بتقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام البواقي المقدرة في انحدار التكامل المشترك ، ويرمز له (ECT_t) :

$$ECT_t = InM_t - (\hat{a}_0 + \hat{a}_1 InGDP_t + \hat{a}_2 InRP_t + \hat{a}_3 InRES_t) \quad \text{.....(5.6.1.2)}$$

ويسمى بحد تصحيح الخطأ (Error Correcting Term) ، ويضاف كمتغير مستقل مبطأ لفترة واحدة في نموذج علاقة المدى القصير بجانب فروق المتغيرات الأخرى غير الساكنة، كما يلي :

$$\Delta InM_t = b_0 + \sum_{i=1}^{n} b_{1i}\Delta InM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{2i}\Delta InGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{3i}\Delta InRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} b_{4i}\Delta InRES_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{...}(5.6.1.3)$$

ولذلك يسمى بنموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model)[١]، حيث يأخذ في الاعتبار التفاعل الحركي في المدى القصير والطويل بين الواردات ومحدداتها . وأساسا ، ظهور (ECT_{t-1}) في (5.6.1.3) تعكس الفرضية المسبقة بأن قيمة الواردات الفعلية في المدى القصير في (5.6.1.3) لا تتساوى مع قيمتها التوازنية في المدى الطويل في (5.6.1.1)، ولذلك فإنه في المدى القصير يكون هناك تصحيح جزئي من هذا الاختلال . وهنا يمثل معامل حد تصحيح الخطأ (λ) معلمة تعديل القيم الفعلية للواردات باتجاه قيمها التوازنية من فترة لأخرى، وتحديدا تقيس نسبة اختلال التوازن في الفترة السابقة (t-1) التي يتم تصحيحها أو تعديلها في الفترة (t) . وقد تم تقدير نموذج العلاقة التوازنية سابقا كما في (5.5.1.3) وإدراج البواقي المقدرة مبطأة لفترة واحدة في نموذج المدى القصير (5.6.1.3)، ثم تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ وحصلنا على النتائج في جدول (٩) .

(٥) لا يوجد أساس نظري يحدد عدد فترات الإبطاء في نموذج تصحيح الخطأ، وإنما يؤخذ في الاعتبار مراعاة درجات الحرية، ويمكن استخدام اختبار (LM: Lagrange Multipliers) لاختبار فرضية عدم وجود ارتباط تسلسلي (Serial Autocorrelation) في البواقي، وعندما يشير اختبار (LM) بعدم وجود مشكلة ارتباط يمكن إيقاف إدخال فترات أبطأ إضافية للمتغيرات.

جدول (٩) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ للمحددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية باستخدام طريقة المرحلتين لأنجل – جرانجر

(Engel-Granger two step method)

المتغير التابع: Δ لوغاريتم الواردات (ΔInM)			
المتغيرات التفسيرية	المعلمات	إحصائية (t)	p. value
Constant	0.0358 *	1.7729	0.0842
ΔInM_{t-1}	0.1740 *	1.7676	0.0851
$\Delta InGDP_t$	0.5095 **	2.0971	0.0427
$\Delta InRP_t$	-0.2308 ***	-2.9919	0.0039
$\Delta InRES_t$	0.1148 ***	3.0758	0.0048
ECM_{t-1}	-0.3354 ***	-3.9128	0.0004
(R^2: 0.80) (Ajd R^2: 0.77) (SR: 0.0955) (SSR: 0.3470) (F-statistic: 30.644) (DW: 1.57)) (Durbin h test= 1.88) ⇒ -1.96 < 1.88 < 1.96, at 5 percent level.			

* معنوي عند ١٠%، ** معنوي عند ٥ %، *** معنوي عند ١ %

ويتضح من خلال الإحصائيات المصاحبة في جدول (٩) سلامة النموذج إحصائيا بشكل عام ، وتظهر إحصائية (Durbin h test) معنوية عند ٥٪، كدلالة على خلو النموذج من الارتباط التسلسلي في حالة إدراج المتغير التابع مبطأ لفترة واحدة كمتغير تفسيري. وللتأكد من خلو نموذج تصحيح الخطأ من المشاكل القياسية، فقد تم استخدام عدة اختبارات كما في جدول (١٠)، ومنه نجد أن النموذج قد تجاوز كافة إحصائيات فحص البواقي، مثل تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبواقي باستخدام (Jarque-Bera)، وخلوه من الارتباط التسلسلي باستخدام اختبار (LM) حتى الدرجة الثالثة، وعدم وجود اختلاف تباين حتى الدرجة الثالثة باستخدام (ARCH test) وكذلك باستخدام (White test)، وعدم ظهور مشكلة خطأ التحديد للنموذج باستخدام (Ramsey RESET Test).

جدول (١٠) إحصائيات فحص بواقي النموذج:

Statistics	Estimated Value	Probability
Normality (Jarque-Bera)	1.15	(0.561)
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	[1]: 2.822 [2]: 1.975 [3]: 1.451	(0.072) (0.135) (0.238)
ARCH Test	[1]: 0.081 [2]: 0.740 [3]: 0.512	(0.776) (0.483) (0.675)
White Heteroskedasticity Test	[no cross terms]: 1.121 [cross terms]: 1.247	(0.375) (0.302)
Ramsey RESET Test	[1]: 2.318 [2]: 2.415 [3]: 1.572	(0.136) (0.103) (0.213)

وعلى ضوء نتائج نموذج تصحيح الخطأ في جدول (٩)، نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ (ECT_{t-1}) عند مستوى ١٪، مع الإشارة السالبة المتوقعة، وهذا تأكيد أيضا على وجود علاقة توازنية طويلة المدى في نموذج (5.6.1.1). وتشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ (ـ ٣٣٥٤ر٠) إلى أن الواردات تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة (t-1) تعادل ٣٣ر٥٤٪. وبعبارة أخرى، أن الواردات تصحّح من اختلال قيمتها التوازنية المتبقية من كل فترة ماضية بنحو ٣٣ر٥٤٪. أي أنه عندما تنحرف الواردات، خلال المدى القصير في الفترة (t-1)، عن قيمتها التوازنية في المدى البعيد، فإنه يتم تصحيح ما يعادل ٣٣ر٥٪ من هذا الانحراف أو الاختلال في الفترة (t). ومن ناحية أخرى، فإن نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل منخفضة نحو التوازن، بمعنى أن الواردات تستغرق ما يقارب ٢ر٩ سنوات (١ ÷ ٣٣٥٤ر٠) باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر أي صدمة في النظام (النموذج) نتيجة للتغير في محدداتها وهي: الدخل و الأسعار النسبية والاحتياطي الأجنبي. وباستخدام نتائج تقدير نموذج (5.5.1.3) ونموذج

(5.6.1.3) نحصل على مرونات الواردات بالنسبة لمحدداتها على المدى الطويل والقصير كما في جدول (١١).

جدول (١١) مرونات الواردات قصيرة وطويلة الأجل المقدرة باستخدام طريقة المرحلتين لأنجل-جرانجر (Engel-Granger two step method).

المتغيرات	المرونة قصيرة الأجل	المرونة طويلة الأجل
الدخل (GDP)	٠.٥٠٩	١.٦٨٤
الأسعار النسبية (RP)	- ٠.٢٣٠	- ٠.٣٨٧
الاحتياطي الأجنبي (RES)	٠.١١٤	٠.٢١٥

ومن جدول (١٠) نلاحظ أن إشارات المعلمات المقدرة جاءت حسب المتوقع، أي أن الواردات تتأثر طرديا بالدخل والاحتياطي الأجنبي وعكسيا بالأسعار النسبية. وتظهر الواردات غير مرنة بالنسبة لمحدداتها في المدى القصير والطويل إلا في حالة الدخل فتظهر مرنة بالنسبة للدخل على المدى الطويل. ومن النتائج نلاحظ أن الزيادة في الدخل المحلي بنسبة ١٪ تؤدي إلى زيادة مباشرة في الطلب على الواردات بنسبة ٥ر٠٪، ويستمر أثرها في المدى البعيد حتى تصل ٧ر١٪. وهذا ربما يدل على اعتماد الواردات بشكل كبير على حجم الدخل المحلي. وبالنسبة لأثر الأسعار النسبية نجد أن ارتفاع أسعار الواردات كنسبة من الأسعار المحلية بمعدل ١٪ يؤدي إلى خفض الطلب على الواردات بنسبة ٢٣ر٠٪ في المدى القصير و٣٩ر٠٪ على المدى الطويل. أما أثر الاحتياطي الأجنبي نلاحظ أن ارتفاع بنسبة ١٪ تؤدي إلى زيادة فورية في الطلب على الواردات بنسبة ١١ر٠٪، وعلى المدى البعيد بنسبة ٢٢ر٠٪.

٢/٦/٥. تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) مع اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج تحليل الحدود (Bounds analysis procedure):

وفي هذا الجزء سوف نقدر محددات الطلب على واردات المملكة باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)، وهو منهج بديل لطريقة انجل وجرانجر

ذي الخطوتين، وينطوي على تقدير معالم النموذج على المدى القصير والطويل في معادلة واحدة. وتتم صياغة نموذج (UECM) ضمن إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة – autoregressive distributed lag (ARDL) model – ويأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta InM_t = a_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta InM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_i \Delta InGDP_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} d_i \Delta InRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} e_i \Delta InRES_{t-i} + \lambda_1 InM_{t-1} + \lambda_2 InGDP_{t-1} + \lambda_3 InRP_{t-1} + \lambda_4 InRES_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \text{.....(5.6.2.1)}$$

ولتحديد طول فترات الإبطاء الموزعة (n) يستخدم عادة معياري (AIC) و (SC)، حيث يتم اختيار طول الفترة التي تدني قيمة (AIC) و (SC). وتكون معلمة المتغير التابع المبطأ لفترة واحدة في يمين المعادلة (λ_1) هي معلمة التعديل أو حد تصحيح الخطأ. بينما تعبر معلمات الفروق الأولى (b_i , c_i , d_i , e_i) عن مرونة الواردات بالنسبة للمتغيرات التفسيرية على المدى القصير. ويمكننا أن نشتق معلمات المدى الطويل، وهي الثابت ومرونة الواردات بالنسبة للمتغيرات التفسيرية على المدى الطويل، وفق الآتي:

$$M = \left(\frac{a_0}{\lambda_1}\right) + \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right) GDP + \left(\frac{\lambda_3}{\lambda_1}\right) RP + \left(\frac{\lambda_4}{\lambda_1}\right) RES \quad \text{..... (5.6.2.2)}$$

ويتميز هذا المنهج (UECM) عن طريقة انجل وجرانجر بأنه يعزل خواص العلاقة في المدى البعيد عنها في المدى القصير ،إضافة إلى فصل معلمة حد تصحيح الخطأ أو معلمة التعديل. ومن ناحية أخرى، يتميز منهج (UECM) بخواص أفضل في حالة العينات الصغيرة، وتعد معلماته المقدرة في المدى القصير والطويل أكثر اتساقا من تلك التي في الطرق الأخرى مثل طريقة جوهانسن (Johansen: 1988) وجوهانسن ـ جسلس (Johansen and Juselius: 1990) وانجل ـ جرانجر (Engel and Granger: 1987) لاسيما في أدبيات دوال الطلب على الواردات (Paresh K. and Seema N.: 2005). ولاختبار مدى تحقق التكامل المشترك بين المتغيرات في

إطار نموذج (UECM)، يقدم (Pesaran et al: 2001) منهجا حديثا لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، وتعرف هذه الطريقة بـ (bounds testing approach)[1] أو ما يمكن وصفها بطريقة اختبار الحدود أو النطاق. وتتميز هذه الطريقة، عن الطرق التقليدية، أولا: بإمكانية تطبيقها سواء كانت المتغيرات التفسيرية متكاملة من درجة الصفر (I(0)) أو متكاملة من الدرجة الأولى (I(1)) أو كان بينهما تكامل مشترك من نفس الرتبة، وثانيا: يمكن تطبيقها أيضا في حالة العينات الصغيرة على خلاف الطرق التقليدية مثل طريقة انجل - جرانجر وجوهانسن - جسلس حيث لا تكون نتائجها موثوقة في حالة العينات الصغيرة (Cheung and Lai: 1993, p.316). وتعتمد هذه الطريقة على اختبار (Wald test) وإحصائية (F-statistic)، حيث يتم اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج من خلال فحص معنوية مستوى المتغيرات المبطأة (InM_{t-1}, $InGDP_{t-1}$, $InRP_{t-1}$, $InRES_{t-1}$) في نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (5.6.2.1)، أي اختبار (H_0: $\lambda_1=\lambda_2=\lambda_3=\lambda_4=0$)، مقابل الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين مستوى متغيرات النموذج (H_1: $\lambda_1\neq\lambda_2\neq\lambda_3\neq\lambda_4\neq0$). وهنا يتم مقارنة إحصائية (F) المقدرة مع القيم الجدولية التي اقترحها (Pesaran et al: 2001) وليس قيم (F) الاعتيادية، وهي عبارة عن قيمتين جدولية، قيمة تمثل الحد الأعلى في حالة كون متغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى (I(1))، وقيمة تمثل الحد الأدنى في حالة التكامل من درجة الصفر (I(0)). فإذا تجاوزت قيمة (F) المحسوبة قيمة الحد الأعلى فإنه يمكن رفض الفرض العدمي القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بينها دون الحاجة لمعرفة رتبة التكامل، أما إذا كانت أقل من الحد الأدنى فإنه لا يمكن رفض فرضية العدم، وفي حالة وقعت قيمة (F) بين الحدين فإنه لا يمكن اتخاذ قرار حاسم، وبالتالي فإنه لابد من فحص خواص السلاسل الزمنية

(١) اغلب الدراسات التطبيقية الحديثة استخدمت هذا المنهج، انظر على سبيل المثال بعض الدراسات حول الواردات : (Tang and Nair: 2002; T.C Tang:2003; Paresh K. and Seema N. 2005)

لمعرفة درجة التكامل قبل اتخاذ القرار. ويعتمد اختبار (F) هنا على عدد المتغيرات التفسيرية، وفيما إذا كان نموذج (ARDL) يتضمن على ثابت واتجاه. وللتحقق مما إذا كان هناك تكاملا مشتركا واحدا وفريدا بين متغيرات النموذج، أي تحقق التكامل المشترك فقط عند انحدار متغير الواردات على الدخل والأسعار النسبية والاحتياطي الأجنبي، سوف نقدر نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد باستخدام كل متغير من متغيرات النموذج الأربعة على انه متغير تابع كالآتي :

$$\Delta InM_t = a_{0M} + \sum_{i=1}^{n} b_{iM}\Delta InM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{iM}\Delta InGDP_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} d_{iM}\Delta InRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} e_{iM}\Delta InRES_{t-i} + \lambda_{1M} InM_{t-1} + \lambda_{2M} InGDP_{t-1} + \lambda_{3M} InRP_{t-1} + \lambda_{4M} InRES_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \ldots(5.6.2.3)$$

$$\Delta InGDP_t = a_{0GDP} + \sum_{i=1}^{n} b_{iGDP}\Delta InGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{iGDP}\Delta InM_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} d_{iGDP}\Delta InRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} e_{iGDP}\Delta InRES_{t-i} + \lambda_{1GDP} InGDP_{t-1} + \lambda_{2GDP} InM_{t-1} + \lambda_{3GDP} InRP_{t-1} + \lambda_{4GDP} InRES_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad ..(5.6.2.4)$$

$$\Delta InRP_t = a_{0RP} + \sum_{i=1}^{n} b_{iRP}\Delta InRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{iRP}\Delta InGDP_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} d_{iRP}\Delta InM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} e_{iRP}\Delta InRES_{t-i} + \lambda_{1RP} InRP_{t-1} + \lambda_{2RP} InGDP_{t-1} + \lambda_{3RP} InM_{t-1} + \lambda_{4RP} InRES_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad .....(5.6.2.5)$$

$$\Delta InRES_t = a_{0RES} + \sum_{i=1}^{n} b_{iRES}\Delta InRES_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_{iRES}\Delta InGDP_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} d_{iRES}\Delta InM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} e_{iRES}\Delta InRP_{t-i} + \lambda_{1RES} InRES_{t-1} + \lambda_{2RES} InGDP_{t-1} + \lambda_{3RES} InM_{t-1} + \lambda_{4RES} InRP_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad .....(5.6.2.6)$$

ويتم اختبار إحصائية (F) لمعلمات مستوى المتغيرات المبطأ في ظل الفرض العدمي القائل بعدم وجود تكامل مشترك في كل نموذج على التوالي :

$F_M(M/GDP,RP,RES) \Rightarrow H_0 = \lambda_{1M} = \lambda_{2M} = \lambda_{3M} = \lambda_{4M} = 0$

$F_{GDP}(GDP/M,RP,RES) \Rightarrow H_0 = \lambda_{1GDP} = \lambda_{2GDP} = \lambda_{3GDP} = = \lambda_{4GDP} = 0$

$F_{RP}(RP/GDP,M,RES) \Rightarrow H_0 = \lambda_{1RP} = \lambda_{2RP} = \lambda_{3RP} = = \lambda_{4RP} = 0$

$F_{RES}(RES/GDP,RP,M) \Rightarrow H_0 = \lambda_{1RES} = \lambda_{2RES} = \lambda_{3RES} = \lambda_{4RES} = 0$

مقابل الفرض البديل لكل نموذج على التوالي وهو :

$F_M(M/GDP,RP,RES) \Rightarrow H_1 = \lambda_{1M} \neq \lambda_{2M} \neq \lambda_{3M} \neq \lambda_{4M} \neq 0$

$F_{GDP}(GDP/M,RP,RES) \Rightarrow H_1 = \lambda_{1GDP} \neq \lambda_{2GDP} \neq \lambda_{3GDP} \neq \lambda_{4GDP} \neq 0$

$F_{RP}(RP/GDP,M,RES) \Rightarrow H_1 = \lambda_{1RP} \neq \lambda_{2RP} \neq \lambda_{3RP} \neq \lambda_{4RP} \neq 0$
$F_{RES}(RES/GDP,RP,M) \Rightarrow H_1 = \lambda_{1RES} \neq \lambda_{2RES} \neq \lambda_{3RES} \neq \lambda_{4RES} \neq 0$

وقبل تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (5.6.2.1) علينا أولا أن نتحقق من وجود التكامل المشترك باستخدام طريقة تحليل الحدود أعلاه. وبإجراء اختبار (Wald test) لمستوى المتغيرات المبطأة في المعادلات (5.6.2.3 – 5.6.2.6) حصلنا على النتائج في جدول في جدول (١٢).

جدول (١٢) نطاق القيم الجدولية لـ (*F*-statistic): مع قاطع وبدون اتجاه*.

k	0.100		0.050		0.010	
	Lower bounds *I* (0)	*Upper bounds* *I* (1)	*Lower bounds* *I* (0)	*Upper bounds* *I* (1)	*Lower bounds* *I* (0)	*Upper bounds* *I* (1)
3	2.72	3.77	3.23	4.35	4.29	5.61
Computed *F*-statistic (Wald test):						
$F_M(M/GDP,RP,RES)$= 7.1019 ***			$F_{GDP}(GDP/M,RP,RES)$= 0.7605			
$F_{RP}(RP/GDP,M,RES)$= 3.4960			$F_{RES}(RES/GDP,RP,M)$= 1.5678			

*From Pesaran et. al. (2001), Table CI. Iii: case III: unrestricted intercept and no trend (three regressors, *k* =3)

*** Significant at 1 %

وبمقارنة إحصائية (F) المحسوبة مع نطاق القيم الجدولية لـ(Pesaran) لثلاثة متغيرات تفسيرية (k=3) مع ثابت وبدون اتجاه، نلاحظ أن قيمة ($F_M(M/GDP,RP,RES)$= 7.1019) بالنسبة للمعادلة (5.6.2.3)، أي عندما تكون الواردات (M) فقط متغير تابع، معنوية وتجاوزت الحد الأعلى للقيم الجدولية عند مستوى ١٪ (٥ر٦١)، مما يعني رفض فرضية العدم ـ بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج:

$$F_M(M/GDP,RP,RES) \Rightarrow H_0 = \lambda_{1M} = \lambda_{2M} = \lambda_{3M} = \lambda_{4M} = 0$$

وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك:

$$F_M(M/GDP,RP,RES) \Rightarrow H_1 = \lambda_{1M} \neq \lambda_{2M} \neq \lambda_{3M} \neq \lambda_{4M} \neq 0$$

بينما في الحالات الأخرى لم تتجاوز قيمة (F) الحد الأعلى للقيم الجدولية، مما يعني عدم رفض فرضية العدم. وعلى ذلك يمكن الاستنتاج بأن هناك تكاملا مشتركا فريدا يتحقق فقط عند انحدار متغير الواردات (M_t) على كل من الدخل (GDP_t) والأسعار النسبية (RP_t) والاحتياطي الأجنبي (RES_t)، كما في نموذج (5.6.2.1) وصيغته:

$$\Delta InM_t = a_0 + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta InM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c_i \Delta InGDP_{t-1} + \sum_{i=0}^{n} d_i \Delta InRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} e_i \Delta InRES_{t-i} + \lambda_1 InM_{t-1} + \lambda_2 InGDP_{t-1} + \lambda_3 InRP_{t-1} + \lambda_4 InRES_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

وبتقدير هذا النموذج - نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد - حصلنا على نتائج التقدير كما في جدول (١٣).

جدول (١٣) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) لمحددات الطلب على واردات المملكة.

المتغير التابع: Δ لوغاريتم الواردات (ΔlnM)			
المتغيرات التفسيرية	المعلمات	إحصائية (t)	p-value
Constant	*** -7.1538	-2.8198	0.0078
ΔInM_{t-1}	*** 0.2902	2.8841	0.0066
$\Delta InGDP_t$	** 0.6021	2.2320	0.0319
$\Delta InRP_t$	** -0.2676	-2.4217	0.0206
$\Delta InRES_t$	*** 0.1228	3.0165	0.0047
InM_{t-1}	** -0.3069	-2.4387	0.0198
$InGDP_{t-1}$	** 0.4112	2.6443	0.0120
$InRES_{t-1}$	* 0.0536	1.9020	0.0652
(R^2: 0.78) (Ajd R^2: 0.73) (S.E: 0.1028) (SSR: 0.3807) (F-statistic: 18.443) (DW: 1.91) (Durbin h test= 1.517) ⇒ -1.96 < 1.517 < 1.96, at 5 percent level.			

* معنوي عند ١٠%، ** معنوي عند ٥ %، *** معنوي عند ١ %

وعلى ضوء الإحصائيات المحسوبة، نلاحظ المقدرة التفسيرية للنموذج من خلال معامل التحديد المعدل تبلغ ٧٣٪، بينما بلغت المعنوية الكلية للنموذج من خلال إحصائية (F) ١٨ر٤ وهي معنوية عند ١٪. وتشير إحصائية داربون واتسون المعدلة للانحدار الذاتي (Durbin h test) إلى خلو النموذج من الارتباط التسلسلي عند مستوى ٥٪. بالإضافة إلى ذلك، جدول (١٤) يعرض مزيدا من الإحصائيات التشخيصية لبواقي نموذج تصحيح الخطأ المقدر، وتشير هذه الاختبارات إلى سلامة النموذج وخلوه من المشاكل القياسية، من حيث تحقق التوزيع الطبيعي للبواقي من خلال اختبار (Jarque-Bera) بقيمة احتمالية (٠ر٤٣٤)، وعدم وجود ارتباط تسلسلي في البواقي حتى الدرجة الثالثة باستخدام (LM Test)، وكذلك رفض فرضية اختلاف التباين حتى الدرجة الثالثة باستخدام (ARCH Test) وكذلك باستخدام (White test)، كما أن اختبار (Ramsey RESET Test) يرفض فرضية وجود مشكلة خطأ تحديد النموذج حتى الرتبة الثالثة.

جدول (١٤) إحصائيات فحص بواقي النموذج.

Statistics	Estimated Value	Probability
Normality (Jarque-Bera)	1.66	(0.434)
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	[1]: 1.113 [2]: 0.616 [3]: 0.418	(0.298) (0.545) (0.741)
ARCH Test	[1]: 0.005 [2]: 0.669 [3]: 0.380	(0.942) (0.517) (0.767)
White Heteroskedasticity Test	[no cross terms]: 1.060 [cross terms]: 0.666	(0.428) (0.812)
Ramsey RESET Test	[1]: 1.566 [2]: 1.607 [3]: 1.186	(0.219) (0.215) (0.330)

وبالنظر إلى نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (5.6.2.1) في جدول (١٣)، نلاحظ أن فترات الإبطاء المناسبة هي فترة واحدة (n=1) وفق معيار(AIC) و(SC)، وقد تم إسقاط متغير الأسعار النسبية المبطأ فترة واحدة ($InRP_{t-1}$) نظرا لعدم معنويته. وتكشف نتائج التقدير معنوية معالم النموذج على المدى القصير والطويل عند ١٪ و٥٪ و١٠٪، وتظهر معلمة التعديل (λ_1) وهي معلمة المتغير التابع المبطأ لفترة واحدة على يمين المعادلة، معنوية عند مستوى ٥٪ وتأخذ الإشارة السالبة المتوقعة، وبالتالي تؤكد على وجود آلية تصحيح الخطأ في النموذج.

- **تحليل ومناقشة النتائج:**

على ضوء نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد كما في جدول (١٢)، نلاحظ أن معلمة التعديل تبلغ (-٠ر٣٠٦٩)، وهي تشير إلى أن الواردات تتعدل في الفترة (t) بما يعادل ٣٠,٧٪ من اختلال قيمتها التوازنية في الفترة (t-1)، أي أن الواردات تستغرق نحو ٢ر٣ سنوات نحو قيمتها التوازنية في المدى الطويل بعد أثر الصدمة في النظام (النموذج)، وهي تمثل سرعة التعديل للتوازن، وهي إلى حد ما بطيئة، بمعنى أن اختلال التوازن في الفترة الماضية لا يتم تصحيحها بالكلية خلال السنة، وهذا يمكن تفسيره بوجود عقبات أو سياسة تجارية متحفظة نحو الواردات، مما يجعلها تستغرق وقتا للتعديل.

وتؤكد نتائج تقدير النموذج، إلى حد ما، النتائج التي توصلنا إليها بطريقة انجل - جرانجر، حيث تكشف الطريقتان نفس النتائج تقريبا - من حيث نسبة تصحيح اختلال التوازن (-٠ر٣٠٧ـ ٥ر٣٣٪) وكذلك تقارب المرونات في المدى القصير والطويل، ماعدا متغير الأسعار النسبية فإن أثره على الواردات يتلاشى على المدى البعيد باستخدام التقدير غير المقيد. ونظرا للخصائص المرغوبة لهذه الطريقة فإن نتائجها تكون أكثر دقة وبالتالي يمكن الاعتماد عليها. ومن نتائج التقدير وباستخدام الصيغة (5.6.2.2) نعرض مرونة الواردات بالنسبة لمحدداتها في المدى القصير والطويل كما في جدول (١٥).

جدول (١٥) مرونات الواردات قصيرة وطويلة الأجل المقدرة باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)

المتغيرات	المرونة قصيرة الأجل	المرونة طويلة الأجل
الدخل (GDP)	٠.٦٠٢	١.٣٣٩
الأسعار النسبية (RP)	- ٠.٢٦٨	-
الاحتياطي الأجنبي (RES)	٠.١٢٣	٠.١٧٥

وكما نلاحظ من الجدول أعلاه، فإن الواردات لم تظهر مرنة بالنسبة لمحدداتها في المدى القصير والطويل باستثناء الدخل في المدى الطويل. وتكشف النتائج أن أهم محددات الطلب على الواردات هو الدخل (GDP) في المدى القصير والطويل، حيث بلغت معلمته في المدى القصير (٠ر٦٠) أي أن التغير في الدخل بنسبة ١٪ يؤدي في المدى القصير ـ مع ثبات المحددات الأخرى ـ إلى أثر فوري يتمثل في زيادة الواردات بنحو (٠ر٦٠٪)، في حين تصبح الواردات مرنة بالنسبة للدخل على المدى الطويل حيث بلغت المرونة نحو (١ر٤)، بمعنى أن الزيادة بنسبة ١٪ في الدخل يتزايد أثرها على الواردات في المدى البعيد لتصل إلى نحو (١ر٤٪)، وهذا يمكن تفسيره بأن الوكلاء والمستوردين يحتاجون إلى فترة زمنية لكي تتفاعل قراراتهم مع زيادة الدخل، وهذه النتيجة تنسجم مع اغلب الدراسات التطبيقية التي تؤكد على أهمية الدخل في تحديد الواردات (انظر: Annie Rogers: 2000; Doroodian et al: 1994; Yousuf H. et al....). وعلى ضوء هذه العلاقة التوازنية بين الدخل وحجم الواردات، فإن زيادة الدخل قد تنعكس سلبا على ميزان المدفوعات من خلال زيادة الطلب على الواردات، إلا أنه في حالة دولة بترولية مثل المملكة العربية السعودية، فإن أغلب دخلها مصدره الصادرات البترولية مما يجعلها في اغلب الأحيان تحقق فائضا في الحساب الجاري (مؤسسة النقد العربي السعودي: التقرير السنوي: ١٤٢٧هـ) ومن المتوقع أن ذلك يخفف من الضغط على ميزان المدفوعات.

وبالنسبة لمتغير الأسعار النسبية (RP) نلاحظ أنه حضي بالإشارة السالبة المتوقعة، إلا أن أثره على الواردات يكون فقط على المدى القصير حيث تؤدي الزيادة في أسعار الواردات نسبة للأسعار المحلية بنسبة ١٪ إلى انخفاض الواردات بنسبة ٢٧ر٠٪، وهي غير مرنة في المدى القصير، ومن ذلك نستنتج بأن الطلب على الواردات غير مرن بالنسبة للأسعار الأجنبية، وهذا يمكن أيضا تفسيره بأن مكونات واردات المملكة تعد ضرورية للاقتصاد المحلي لاسيما ذات الأغراض الإنتاجية، وقد لاحظنا سابقا أن المواد ذات الأغراض الإنتاجية كالمواد الوسيطة التي تستورد كمدخلات في إنتاج سلع محلية وكذلك السلع الرأسمالية تصدرت واردات المملكة خلال السنوات الأخيرة (٢٠٠٣م ـ ٢٠٠٥م) بنسب عالية تراوحت بين (١ر٦١٪ ـ٧٥ر٦٢) من إجمالي الواردات (انظر جدول ٢). وقد جاءت هذه النتيجة على خلاف بعض الدراسات السابقة (انظر: Yousuf H. et. al: --). ويلي الأسعار النسبية كمحدد للواردات متغير الاحتياطي الأجنبي (RES) حيث ظهرت إشارته موجبة حسب المتوقع، وله تأثير معنوي في الطلب على الواردات على المدى القصير والطويل، إلا أن معامله على المدى القصير والبعيد غير مرن، حيث ظهرت مرونته الفورية (المدى القصير) بنحو (١٢٣ر٠) وعلى المدى البعيد بنحو (١٧٥ر٠)، وهذا يعني أن الزيادة في الاحتياطي الأجنبي بنسبة ١٪ تفضي في المدى القصير بزيادة الواردات بنسبة (١٢٣ر٠٪) وعلى المدى البعيد بنحو (١٧٥ر٠٪)، وبالرغم من انخفاض أثر الصرف الأجنبي في المدى القصير والطويل إلا أن بعض الدراسات أثبتت أهميته كمحدد للواردات لاسيما في البلدان النامية (Erlat G. and Erlat H: 1991).

٦. النتائج:

استهدفت هذه الدراسة تقدير محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية باستخدام تقنيات قياسية حديثة في تحليل التكامل المشترك ونماذج تصحيح الخطأ، خلال الفترة (١٩٦٠م ـ ٢٠٠٥م). وكمدخل تأصيلي لموضوع البحث استعرضت الدراسة بعض الملامح النظرية الهامة المتعلقة بمحددات

الطلب على الواردات، حيث أشارت هذه الأدبيات إلى أهمية كل من الدخل والأسعار النسبية كمحددات رئيسة للطلب على الواردات، كما أن طبيعة السياسات التجارية التي تنتهجها الدول تلعب دوراً هاماً في التأثير على وارداتها.

وعلى ضوء استعراض الدراسات السابقة المتعلقة بواردات المملكة العربية السعودية، كانت نتائج هذه الدراسات إلى حد ما متباينة، إلا أن ذلك يمكن تفسيره باختلاف المنهج القياسي الذي اتبعته كل دراسة وكذلك الفترة الزمنية التي غطتها الدراسة، إضافة إلى ذلك، فإن بعض هذه الدراسات ركزت على متغيرات معينة كمحددات للواردات، والبعض الأخر تناول الواردات على المستوى الجزئي، أي دراسة المكونات السلعية للواردات. ومن خلال استعراض خصائص وتطور واردات المملكة العربية السعودية، اتضح أهميتها للاقتصاد المحلي سواء الواردات للأغراض الاستهلاكية أو الإنتاجية، وقد ساعدت عوائد النفط في نمو وتطور الواردات منذ السبعينيات خلال القرن الماضي حتى تجاوز معدل النفاذ أو اختراق الواردات للاقتصادي المحلي ما يقارب ٤٥٪ في عام ١٩٨٥م. وقد أوضحت الدراسة خلال الفترة تركزا سلعيا في هيكل واردات المملكة لصالح بعض السلع المستوردة مثل الآلات والمعدات الكهربائية والمواد الغذائية، ومن ناحية أخرى بينت الدراسة أن قطاع الأعمال يستحوذ على النسبة الكبرى من الواردات على شكل مواد وسيطة ومواد رأسمالية، مما يشير إلى اعتماد القطاعات الإنتاجية على القطاع الخارجي. وعلى صعيد مصادر واردات المملكة، كشفت الدراسة عن تركز جغرافي لمصادر الواردات حيث يتضح أن أغلب وارداتها لا تزال تأتي من دول أوربا الغربية.

وبالنسبة لتقدير محددات الطلب على الواردات في المملكة العربية السعودية، اتضح بعد عدة محاولات أن متغير الدخل والأسعار النسبية والاحتياطي الأجنبي هي المحددات الأنسب لإجمالي الواردات، كما أن الصياغة اللوغاريتمية للتقدير كانت الأفضل خلال فترة الدراسة (١٩٦٠م ـ ٢٠٠٥م). وقد تم استخدام عدة اختبارات قياسية وهي (ADF) و (DF) و (PP) لفحص مدى سكون متغيرات النموذج، وكشفت نتائج الاختبارات عن سكون المتغيرات في الفروق الأول مما أكد

على أن كل سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الأولى، وللتأكد من وجود علاقة توازنية بين المتغيرات على المدى البعيد تم استخدام عدد من اختبارات التكامل المشترك وهي طريقة انجل- جرانجر ذي الخطوتين، واختبار التكامل المشترك بدلالة داربون واتسون (CRDW Test)، وطريقة جوهانسن - جسلس (Johansen-Juselius cointegration test)، ثم أخيرا استخدام منهج تحليل الحدود (Bounds analysis procedure) الحديثة ضمن إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة (ARDL)، وقد كشفت أهم هذه الاختبارات عن وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج مما يدل على وجود علاقة توازنية على المدى البعيد، لاسيما اختباري (جوهانسن - جسلس) وطريقة منهج تحليل الحدود اللذين دلا على وجود تكامل مشترك فريد، أي بتحقق التكامل المشترك فقط عند انحدار الواردات على كل من الدخل والأسعار النسبية والاحتياطي الأجنبي. وعلى ضوء هذه الاختبارات، تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة (انجل - جرانجر) وكذلك باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)، وقد كشفت نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام الطريقتين عن وجود آلية تصحيح الخطأ في النموذج. وباستخدام طريقة انجل وجرانجر (Engel-Granger two step method) تم تقدير العلاقة التوازنية طويلة الأجل وقصيرة الأجل، واتضح أن الدخل أهم محددات الواردات في المدى القصير (٠ر٥) والطويل (١ر٦)، يليه متغير الأسعار النسبية حيث بلغ أثره الفوري (٠ر٢٣-) وفي المدى الطويل (٠ر٣٨-) ثم الاحتياطي الأجنبي حيث كان أثره الفوري (٠ر١١) وعلى المدى البعيد (٠ر٢١)، واتضح أن الواردات غير مرنة بالنسبة لمحدداتها ما عدا الدخل على المدى البعيد، إذ بلغت مرونتها الدخلية نحو (١ر٧)، كما أشارت نتائج التقدير إلى أن قيمة الواردات تصحح اختلال توازنها من كل فترة سابقة بنحو (٣٣ر٥٪) باتجاه قيمتها التوازنية، وأن فترة التعديل تستغرق ما يقارب ٣ سنوات. وباستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) والذي يتفوق على طريقة انجل وجرانجر، تم تقدير العلاقة التوازنية على المدى البعيد والمدى القصير بين الواردات ومحدداتها، وكشفت نتائج التقدير أثر المحددات على الواردات في المدى القصير والطويل، وقد انسجمت النتائج إلى حد ما مع طريقة

انجل وجرانجر مع اختلاف طفيف في المعلمات، إضافة إلى عدم معنوية أثر الأسعار النسبية في الواردات على المدى البعيد ، وقد أظهرت النتائج أيضا عدم مرونة الواردات بالنسبة لمحدداتها ما عدا الدخل على المدى البعيد ، وكشف معامل تصحيح الخطأ عن أن الواردات تصحح اختلال توازنها من كل فترة سابقة بنحو (٧ر٣٠٪) مما يعني أنها تستغرق نحو (٢ر٣) سنوات لتعديل قيمتها باتجاه القيمة التوازنية بعد كل صدمة في النظام (النموذج)، وعلى ضوء المرونات في المدى القصير والطويل اتضح أيضا أن الدخل أهم محدداتها يليه الأسعار النسبية في المدى القصير ثم أخيراً الاحتياطي الأجنبي. وهذه النتائج في الواقع تؤكد في الدرجة الأولى اعتماد واردات المملكة العربية السعودية على الدخل، وربما يؤدي ذلك على المدى البعيد إلى أثار سلبية على ميزان المدفوعات، كما أن عدم مرونة الأسعار النسبية تدل على أهمية الواردات للاقتصاد المحلي مما قد يؤدي إلى رفع تكلفة الواردات على حساب الاقتصاد المحلي.

وعلى ضوء هذه النتائج يمكن استخلاص بعض التوصيات، وأهمها ضرورة تنويع مصادر الدخل في الاقتصاد المحلي من خلال استغلال كافة الموارد الاقتصاد المتاحة، وذلك من أجل تخفيف الاعتماد على عوائد النفط والتي تشكل مصدراً رئيسا لتمويل الواردات. ومن ناحية أخرى، عند صياغة السياسات التجارية لابد من الأخذ في الاعتبار أثر متغير الدخل على الواردات نظراً لأهميته كمحدد للواردات في المدى البعيد ، لأنه من ناحية يفضي إلى استنزاف جزء كبير من الدخل في الإنفاق على الواردات على حساب ا لإنتاج المحلي، ومن ناحية أخرى لاسيما في حالة انخفاض عوائد النفط قد تكون له آثارا سلبية على ميزان المدفوعات. كما ينبغي التنويه أن استخدام سعر الصرف كمحدد للواردات لم يظهر له تأثيرا معنوي عند إدخاله في النموذج، ولعل هذا يعكس استقرار سعر صرف العملة المحلية لاسيما وأن الشريك التجاري الرئيسي للملكة العربية السعودية هي الولايات المتحدة الأمريكية، ويتميز سعر صرف الريال بالثبات والاستقرار مع الدولار الأمريكي.

- المراجع العربية:

١- أحمد أبو الفتوح الناقة (١٩٩٩م) ، استخدام نموذج تصحيح الخطأ في تقدير محددات الإحلال النقدي في مصر، مجلة كلية التجارة للبحوث العلمية، جامعة الإسكندرية، مجلد : ٣٦، عدد : ٢ ، ص ص. ٣٠٣- ٣٤٥ .

٢- محمد نجيب غزالي خياط (١٤٢١هـ/ ٢٠٠٠م)، تقدير دالة الطلب على واردات المملكة العربية السعودية (١٩٦٩ـ١٩٩٧م)، مجلة جامعة الملك عبدالعزيز، الاقتصاد والإدارة، مجلد : ١٤ ، عدد : ٢ ، ص ص ٣ـ٣٤ .

٣- ممدوح الخطيب الكسواني (١٤٢٢هـ)، العلاقة بين عجزي الموازنة والحساب الجاري في المملكة العربية السعودية، دراسات اقتصادية: السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، جامعة الملك سعود، مجلد : ٣ ، عدد : ٦ ، ص ص. ٢١ـ٧١ .

- المراجع الأجنبية:

4- Annie Rogers. (2000), An Analysis of the Determinants of Fiji's Imports, *Reserve Bank of Fiji*: *Working Paper (2000/03),* Economics Department, pp.1-30.

5- Asseery A. and Perdikis N.(1993), The Functional Form of the Aggregate Import Demand Function: The Case of the GCC Countries, *The Middle East Business and Economic Review*, Vol.: 5, No.: 1, January, pp. 34-38.

6- Asseery, A. and Perdikis N. (1990), Estimating the Aggregate Import demand Function of the GCCs Member States for the period 1970-1985, *The Middle East Business and Economic Review*, Vol.: 2, No.: 2, pp.1-8.

7- Athukorala P. and Menon J. (1995), Modeling Manufactured Imports: Methodological Issues with Evidence from Australia, *Journal of policy Modeling*, Vol.: 17, No.: 6, December, pp. 667-675.

8- Caesar Cheelos (--), Determinants of Imports Demand in Zambia, *Electronic Publications from University of Zambia*, Lusaka, Published on the Internet by the SAP- Project at http://www.iaup.org/iaup/sap/.

9- Cave R.E. and R.W. Jones (1994), World Trade and Payments: An Introduction, Boston, Little Brown and Co.

10- Cheung Y. W. and Lai K. S. (1993), Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, V:55, No.:3, pp. 313-328.

11- Damodar N. Gujarati (1995), Basic Econometrics, 3rd ed. McGraw-Hill Inc. International Edition.

12- Deaton A. Muellbauer J. (1980), Economics and Consumer Behavior, Cambridge University Press, Cambridge.

13- Dornbusch R. (1992), The Case for Trade Liberalization in Developing Countries, Journal of Economic Perspectives, Vol.: 6, No: 1, pp. 69-85.

14- Doroodain, K. eta l. (1994), An Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Function for Saudi Arabia, *Applied Economics*, Vol.: 26, No: 9 (September), pp. 909-915.

15- Elsamadisy, E. M. (1995), An Extend Model of Import Demand for GCC Countries Applied to Kuwaiti Data, *Journal of the Social Sciences*, Kuwait University, (Summer) Vol.: 23, No.: 3, pp. 263-292.

16- Enders S. (1995), Applied Econometrics Time-Series, Lowa, John Wiley and Sons.

17- Engle R.F. and C.W.J. Granger (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica, Vol.: 55, pp. 251-276.

18- Erlat G. Erlat H. (1991), An Empirical Study of Turkish Export and Import Function, CBRT and METU.

19- Festus O. Egwaikhide (1999), Determinants of Imports in Nigeria: A dynamic specification, *African Economic Research Consortium*, Research Paper 91, Nairobi, Nigeria, pp. 1-35.

20- Gafar J. (1988), The Determinants of Import Demand in Trinidad and Tobago: 1967-84, *Applied Economics*, No.: 20, pp. 303-313.

21- Gafar J.S (1995), Some Estimates of the Price and Income Elasticities of import demand for three Caribbean Countries, *Applied Economics*, Vol.: 27, No.:11, November, pp. 1045-1048.

22- Goldstien M. and Khan (1985), Income and Price Effects in Foreign Trade, In R.W. Jones and P.B. Kenen, Eds, *Handbook of International Economics*, Vol.: 2, North Holland, Amsterdam.

23- Granger C. W. J. (1986), Development in the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.: 48, No.: 3. pp. (213-228).

24- Hallam D. and Zanoli R. (1993), Error-correction models and agricultural supply response, *European Review of Agricultural Economics*, Vol.: 2, No.: 20, pp. 151-166.

25- Harrod R. and D. C. Hague (1963), International Trade Theory in a Developing World, New York, St. Martin's Press, inc.

26- Hong P. (1999), Import Elasticities Revisited, Department of Economics and Social Affaires, Discussion Paper No.: 10, United Nations, Available from http://www.un.org/esa/papres.htm.

27- J.D. Sargan and A. S. Bhargava (1983), Testing Residuals from Least Squares for Being Generated by Gaussian Random Walk, *Econometrica*, Vol.: 51, pp. 153-174.

28- Jacqueline Dwyer and Christopher Kent (1993), A re-examination of the determinants of Australia's imports, Research Discussion Paper (9312), *Economic Research Department*, Reserve Bank of Australia, pp. 1-31.

29- Khan M. S. and K. Z. Ross (1977), The Functional Form of the Aggregate Import Equation, *Journal of International Economics*, Vol.: 7, pp. 149-160.

30- Kwabena A. and Samantha M. (2001), Analysis of the Determinants of Aggregate Import Demand in Brunei Darussalam from 1964 to 1997, *Asian Economic Journal*, Vol.: 15, No: 1, pp. 61-70.

31- Leamer E.E. and R.M. Stern (1970), Quantitative International Economics, Allyn and Bacon, Boston, pp. 2-40.

32- Luke Keele (2004), Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data, Department of Politics and International Relations, Nuffield College and Oxford University.

33- Marquez J. (1989), Income and Price Elasticities of Foreign Trade Flows: Econometrics Estimation and Analysis of the U.S. Trade Deficit in L.R. Klein and J. Marquez (eds.), *Economics in Theory and Practice: An Eclectic Approach*, Kluwer Academic Publishers, the Netherlands, pp. 126-176.

34- Metwally. M. M. and Abdel-Rahman, M. M. (1985), Determinants of Aggregate Expenditures of the Member States of the Gulf Cooperation Council, *Asian Economic Review*, Vol. 27, No.:1, pp. 14-31.

35- Mohammad, Y. H. (1998), The Demand for Import in Kuwait, *Journal of Business Studies*, ---

36- Murray T. and P.J. Ginman (1976), An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model, *The Review of Economics and Statistics*, LVIII, (1), pp. 75-80.

37- Narsid M.A. (2005), Cointegration, error correction model and future spot rates, Department of Economics, University of Illinois, pp. 1-20.

38- Obben J. (1998), The demand for money in Brunei, *Asian Economic Journal*, Vol.: 2, No: 12, pp. 109-121.

39- Paresh K. and Seema N. (2005), Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework, *Economic Modelling*, Vol.: 22, pp. 423-438.

40- Pesaran M.H, Shin Y. and Smith R.J. (2001), Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationships, Unpublished and revised version, Working Paper Series, Nos. 9622 and 9907, Department of Applied Economics, University of Cambridge. Available at:
(http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1r1.pdf)

41- Phillip P.C.B. and Perron P. (1988), Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, Vol.: 75, pp. 335-346.

42- S.G. Hall (1986), An application of the Granger & Engle two-step estimation procedure to United Kingdom aggregate wage, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vo: 48, No: 3, pp. 229-239.

43- Salas J. (1982), Estimation of the structure and elasticities of Mexican imports in the period 1961-1979, *Journal of development Economics*, No: 10, pp. 297-311.

44- Sarnad K. (1988), The Functional Form of the Aggregate Import Demand Equation: Evidence from Developing Countries, *Pakistan Development Review*, No: 27, pp. 309-315.

45- Shaltout, H. M (1987), An Econometrics Model of UAE Imports, 1972-1985, *The Administration and Political Science Review*, Special Issue (November), No: 4, pp.17-39.

46- Sinha D. (2001), A note of elasticities in Asian countries, The International Trade Journal, Vol.: XV, No: 2, pp. 221-237.

47- T.C. Tang (2002), Determinants of Import Demand in Thailand: A View from Expenditure Components and Bounds Testing Approach, Monash University Malaysia, Malaysia.

48- T.C. Tang (2003), Japanese aggregate import demand function: reassessment from the "bounds" testing approach, Japan *and the World Economy*, Vol.: 15, pp. 419-436.

49- Tang T.C and Mohammod H.A (2000), An aggregate import demand function for Malaysia: a cointegration and error correction analysis, *Utara Management Review*, No: 1, pp. 43-57.

50- Tang T.C. and Nair M. (2002), A cointegration analysis of Malaysian import demand function: reassessment from the bounds test, *Applied Economics Letters*, No: 9, pp. 269-293.

51- World Trade Organization (2004), International Trade Statistics, (www.wto.org.)

52- Yousuf H. and Mohammad I. (--), Demand for Imports in the GCC Countries, Working Paper: 9901, pp. 1-30.

53- Zelal, et. al (1999), Estimating an Import Function for Turkey, The Central Bank of the Republic of Turkey (Research Development), Discussion Paper No: 9909, pp. 1-27.