تقدير محددات الطلب على الواردات المصرية

أحمد فتحي خليل الخضراوي

مدرس الاقتصاد – كلية التجارة

جامعة دمياط

٢٠١٣

الملخص

استهدف البحث تحليل أثر الأسعار النسبية والدخل الحقيقي وسعر الصرف والاحتياطيات من النقد الأجنبي على الواردات المصرية، وذلك باستخدام نموذج التعديل الجزئي partial adjustment model، وقد تم تطبيق النموذج عن الفترة ١٩٩١- ٢٠١٠، وقد كشفت نتائج تقدير النموذج إلى أن الأسعار النسبية هي المتغير الأساسي المؤثر على الواردات المصرية في المدى القصير (-.9704) والطويل (-1.879)، يليه متغير سعر الصرف، حيث بلغ أثره الفوري (0.5214) وفي المدى الطويل (1.01)، ويمكن القول إلى أن عدم جوهرية معلمات الدخل الحقيقي والاحتياطيات من النقد الأجنبي في دالة الطلب على الواردات المصرية ليس نتيجة لأن واردات مصر لاتستجيب لهذه المتغيرات أساساً، وإنما يرجع إلى أن السلطات الحكومية تعطي أهمية ضئيلة للتكاليف الناجمة عن محاولات التكيف مع اختلال الواردات. كما يمكن القول بأن مصر تعطي أولوية كبيرة لتجنب الاختلال في احتياطياتها الدولية وهو ماقد يفسر تعرض مصر لاختلالات كبيرة في وارداتها. كما أشارت نتائج التحليل إلى أن توازن الواردات في نموذج التعديل الجزئي يميل إلى الاستقرار في المدى الطويل، وذلك لأن المرونة الذاتية للواردات في الأجل القصير موجبة وأقل من الواحد، وأن المرونة الذاتية الحركية تتناقص مع الزمن مما يؤدي إلى اقتراب المسار الزمني للواردات من المستوى التوازني لها. كما أشارت النتائج إلى أن عدد السنوات اللازمة لتغطية الفجوة بين الواردات الفعلية والواردات المرغوبة هو 14.5 سنه.

١ – مقدمة

تشير الدراسات النظرية والتطبيقية، إلى أن سلوك الواردات الإجمالية دائماً ما يتحدد بمستوى النشاط الاقتصادي الكلي وأسعار البدائل المحلية للواردات. وبالنظر إلى واردات الدول النامية عموماً ومصر بصفة خاصة، نجد أنها تتألف في معظمها من واردات السلع والمعدات والبضائع الرأسمالية، وهي واردات لاتوجد لها بدائل محلية، وهو ما يرجع في الأساس إلى عدم تمتع الاقتصاد بصفة عامة بالقدرات التنافسية اللازمة التي تمكنه من إنتاج وبيع هذه السلع. إن أهمية هذا الأمر تتضح في إطار المقولة الأساسية بأن الواردات تتفاعل بشكل أسرع من الصادرات مع تحرر منظومة التجارة الدولية، وهو ما يؤدي على المدي القصير إلى اختلال في الحساب الجاري يدفع نحو الحاجة إلى محاولة التكيف مع هذا الاختلال من خلال العمل على زيادة التدفقات الرأسمالية بالاقتراض من الخارج أو الحصول على منح ومساعدات من الخارج أو السحب من احتياطياته الدولية، وهو ما قد يعرض الجهود المرتبطة بسياسات التنمية الاقتصادية للخطر وتعميق الاختلال بالحساب الجارى للدولة. إن القدرة على التنبؤ وتقليص الفارق بين المستوى الفعلي والمستوى المرغوب للواردات، سيمكن صانعي السياسات ومتخذي القرار من اتخاذ القرارات السليمة من حيث سرعة عملية التحرر التجاري، وتجنب التكاليف الناجمة عن عملية التكيف مع هذه الاختلالات والتقلبات غير المتوقعة ومن ثم تحقيق الاستدامة الشاملة.

٢ – تحديد المتغيرات وصياغة النموذج:

على الرغم من تعدد واختلاف المتغيرات المستخدمة في الدراسات التطبيقية المتعلقة بدراسة محددات الطلب على الواردات من دولة إلى أخرى، إلا أن هناك اتفاقاً عاماً على أن متغيري الدخل والأسعار النسبية يمثلان المحددات الرئيسية في هذه الدوال، وذلك، انطلاقاً من أن الأثار المرتبطة بالعوامل الأخرى تندرج ضمن هذين العاملين (Hong P: 1999)، من هذه الدراسات Bahmani-Oskooee, M. and Niroomand, F.: 1998, Masih, R. and Masih, A. M. M.: 2000, Paresh K. and Seema N: 2005, T.C.Tang: 2003, Kwabena A. and Samantha M.: 2001, Athokorala and Menon: 1995; Gafar J.S:1995.، وتضيف بعض الدراسات متغيرات تفسيرية أخرى إلى جانب الدخل والأسعار النسبية، كالاحتياطي من النقد الأجنبي (Casesar C.: --)، التعريفة الجمركية (Jacueline D. and Christopher K.: 1993)، سعر الصرف والصادرات ومعدل التضخم (Zelal K.: 1999)، بالإضافة إلى متغير السكان كمحدد للواردات (Kwabena A. and Samantha M.: 2001). ويرى (Leamer and Stern: 1970) أنه لا توجد معايير محددة لاختيار نوعية المتغيرات المستخدمة في تقدير محددات الطلب على الواردات.

إنطلاقاً مما سبق عرضه لأدبيات تقدير دالة الواردات وطبيعة المتغيرات المسخدمة فيها، وفي ظل الافتراض بأن السلطات الحكومية تنسق جهودها بالشكل الذي يجعل التكاليف الكلية الناجمة عن عمليتي التكيف والاختلال أقل مايمكن، يحاول هذا البحث بناء نموذج آني قصير الأجل لدراسة أثر

الأسعار النسبية والدخل الحقيقي والاحتياطيات وسعر الصرف على المسار الزمني للواردات. ويتم تطبيق النموذج على الاقتصاد المصري باستخدام بيانات الفترة ١٩٩١ – ٢٠١٠.

٢-١ نموذج التعديل الجزئي للواردات:

يستهدف نموذج التعديل الجزئي partial adjustment model تقدير مرونة الواردات في الأجلين القصير والطويل بالنسبة لعدد من المتغيرات، وبالتحديد الأسعار النسبية والدخل الحقيقي والاحتياطيات من النقد الاجنبي وسعر الصرف الحقيقي، ثم تقدير المرونة الذاتية للواردات في الفترة (t) بالنسبة للواردات في الفترة (t-1)، وذلك لبيان مدى استقرار المسار الزمني للورادات المصرية .

٢-١-١ الافتراضات الاساسية لنموذج التعديل الجزئي:

يفترض نموذج التعديل الجزئي وجود قيمة توازنية للواردات، وهي القيمة طويلة الأجل أو المستوي المرغوب للواردات. وحيث أن المستوى الفعلي للواردات لن يتعادل بالضرورة مع المستويات المرغوبة لها فستكون هناك محاولات مستمرة من قبل السلطات لتعديل المستويات الفعلية للواردات اتجاه المستوى المرغوب في كل فترة زمنية. ففي كل فترة زمنية تحاول السلطات أن تقترب أكثر فأكثر من المستوى المرغوب للواردات، وهو مايعني أن التعديل الذي يتم في أي فترة لن يَسد الفجوة القائمة بين المستوى الفعلي وبين المستوى المرغوب للواردات، ولكن هذ التعديل سيكون جزئياً ولهذا، سمي النموذج بنموذج التعديل الجزئي.

٢-٢ اشتقاق النموذج:

تستند عملية اشتقاق النموذج المستخدم على عدد من الافتراضات. **أولاً**، أن السلطات الحكومية تستخدم أساليب الأمثلية المقيدة Constrained Optimization، حيث تحاول أن تجعل التكاليف الكلية لعمليتي التكيف والاختلال أقل مايمكن مع الوفاء بالمستويات المستهدفة للواردات. **ثانياً**، أن المستوى التوازني للواردات (M^*) يتحدد من دالة الواردات طويلة الأجل، والتي تتكون متغيراتها المستقلة من الأسعار النسبية (P) والدخل (RY) والاحتياطيات من النقد الأجنبي (R) وسعر الصرف (RER). وتتحدد الأسعار النسبية بسعر الواردات بالدولار مضروباً في سعر الصرف ومقسوماً على سعر البدائل المحلية للواردات. أمّا الدخل الحقيقي فيمكن التعبير عنه بالناتج المحلي الحقيقي. ومن ثم تأخذ دالة الواردات التوازنية طويلة الأجل الصورة التالية:

$$M^* = a_0 - a_1 P + a_2 RY + a_3 R + a_4 RER \qquad (1)$$

٢-٣ المنطق الاقتصادي لنموذج التعديل الجزئي للواردات:

إذا كانت الواردات الفعلية (M) تنحرف عن المستوى المرغوب (M^*) فإن هذا الانحراف ينجم عنه نوعين من التكاليف:

النوع الأول: تكاليف التكيف أو مايطلق عليه، تكاليف التعديل الفعلي: (The actual cost of adjustment)

وهو نتاج انحراف الواردات في الفترة (t) عن الواردات في الفترة ($t-1$)، ويأخذ الصورة التالية:

$$(M_t - M_{t-1})$$

النوع الثاني: تكاليف الاختلال أو مايطلق عليه تكاليف تعديل اختلال التوازن: (The cost of disequilibrium)

وهو نتاج انحراف الواردات الفعلية عن مستواها التوازني، ويأخذ الصورة التالية:

$$(M_t - M_t^*)$$

إن استخدام التعبير ($Mt - Mt_{-1}$) للتعبير عن تكلفة التكيف إنما يشير إلى أن التكيف ظاهرة طبيعية، وأن المجتمع لن يتحمل بأية تكاليف متى كانت ($Mt - Mt_{-1}$) حيث يكون المجتمع قد اكتسب عادة التأقلم مع هذا التغير الذي يمكن التنبؤ به. ولكن، إذا كانت (Mt) تتفاوت من فترة إلى أخرى بحيث يصعب التنبؤ بها، فإن ذلك يحمل المجتمع بتكلفة يقيسها الفرق ($Mt - Mt_{-1}$)مرجحاً بأهميته النسبية في دالة التكاليف.

وبالنسبة لتكلفة الاختلال، فإنها تقاس بانحراف المتغير عن مستواه التوازني، أي بالفرق ($M - M^*$) مرجحاً بأهميته النسبية في دالة التكاليف. وتعكس معاملات دالة التكاليف الأهمية النسبية التي توليها السلطات الحكومية لكل عنصر من عناصر التكاليف، والتي تتأثر بأهداف السياسة الاقتصادية وكذلك بالوضع المالي للدولة. وكما يلاحظ فإن مجموع هذه المعاملات كأوزان نسبية يجب أن يساوي الواحد الصحيح، أي أن:

$$(a_1 + a_2 + a_3 + a_4) = 1$$

على ضوء ماسبق، يمكن صياغة المشكلة التي تواجه السلطات الحكومية بناءاً على هذين النوعين من التكاليف، بحيث تصاغ دالة التكاليف الكلية على الصورة التالية:

$$C_t = b_1(M_t - M_t^*)^2 + b_2(M_t - M_{t-1})^2 \qquad (2)$$

ومن ثم فإن الهدف الاقتصادي هو البحث عن مستوى الواردات الذي يدني تكاليف الانحراف في الواردات الفعلية عن المستوى المرغوب للواردات، وبتدنية التكاليف الكلية (C_t) بالنسبة للمستوى الفعلي للورادات (M)، ومساواة المشتقة بالصفر نحصل على:

$$\frac{\partial C_t}{\partial M_t} = 2b_1(M_t - M_t^*) + 2b_2(M_t - M_{t-1}) = 0 \qquad (3)$$

ومن الشرط الضروري للتدنية في (٣) يمكن اشتقاق فرض التعديل الجزئي partial-adjustment hypotheses، فبإعادة الترتيب نحصل على:

$$(b_1 + b_2)(M_t - M_{t-1}) = b_1(M_t^* - M_{t-1}) \qquad (4)$$

والشرط الكافي لتدنية تكاليف تعديل الواردات الفعلية فى اتجاه الواردات المرغوبة هو:

$$\frac{\partial C_t}{\partial M_t}(\frac{\partial C_t}{\partial M_t}) = (2b_1 + 2b_2) > 0$$

ومن المعادلة (٤) يمكن اشتقاق الفرض الاساسي للتعديل الجزئي للواردات والذي يحدد العلاقة بين المستوى الفعلي للواردات ومستواها المرغوب طويل الأجل وذلك في الصيغة التالية:

$$(M_t - M_{t-1}) = (\frac{b_1}{(b_1 + b_2)})(M_t^* - M_{t-1}) \qquad (5)$$

وبإضافة حد الخطأ العشوائي (ε) نحصل علي الصيغة الاحتمالية للفرض الأساسي للتعديل الجزئي:

$$+ \varepsilon_t(M_t - M_{t-1}) = (\frac{b_1}{(b_1 + b_2)})(M_t^* - M_{t-1}) \qquad (6)$$

وكما يلاحظ فإن المقدار $(b_1 / (b_1 + b_2))$ في المعادلة (٥) موجب وأقل من الواحد، وذلك لأنه في أي فترة زمنية لاتتعدل الواردات الفعلية تعديلاً كاملاً بحيث تعادل المستوى المرغوب للواردات طويلة الأجل، وهو ماقد يرجع إلى البطء في سلوك المتغيرات الاقتصادية أو وجود فجوات إبطاء زمني أو غيرها.

وبوضع المقدار $(1-f) = b_1 / (b_1 + b_2)$، فإن الفرض الأساسي للتعديل الجزئي يصبح:

$$(M_t - M_{t-1}) = (1-f)(M_t^* - M_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (7)$$

$$\text{حيث: } 1 > (1-f) > 0$$

وبالنظر إلى المعادلة (١) لنموذج التعديل الجزئي للواردات، نجد أنها تنطوي على الواردات المرغوبة طويلة الأجل (M^*) ومن ثم فهي معادلة غير قابلة للتقدير، فالمتغير (M^*) هو متغير غير مشاهد، وحتى نحول المعادلة (١) إلى معادلة قابلة للتقدير تنطوي على متغيرات مشاهدة، نستخدم المعادلة (٧)، فمن (٧) نجد أن:

$$M_t = (1-f)M_t^* + fM_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (٨)$$

من (٨) نجد أن القيمة المتوقعة للواردات الفعلية في الفترة (t) هي المتوسط المرجح لكل من مستوى الواردات المرغوبة (M^*) والمستوى الفعلي للواردات في الفترة السابقة (M_{t-1})، وأوزان الترجيح هي $[(1-f), f]$. وذلك بافتراض أن عنصر الخطأ العشوائي يتمتع بالخواص الاحتمالية المعتادة بمتوسط يساوي الصفر وتباين ثابت.

وبالتعويض في المعادلة (1) بالمعادلة (8) نحصل على المعادلة القابلة للتقدير:

$$M_t = (1-f)(a_0 - a_1 P + a_2 RY + a_3 R + a_4 RER) + fM_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (٩)$$
$$= a_0(1-f) - a_1(1-f)P_t + a_2(1-f)RY_t + a_3(1-f)R_t + a_4(1-f)RER + fM_{t-1} + \varepsilon_t$$

وتمثل المعادلة (٩) معادلة التعديل الجزئي قصيرة الأجل للواردات القابلة للتقدير وذلك لأنها تنطوي على متغيرات مشاهدة للفترة (t) والفترة ($t-1$). وبتقدير المعادلة نحصل على المعلمات المختزلة ($a_0(1-f)$, $a_1(1-f)$, $a_2(1-f)$, $a_3(1-f)$, $a_4(1-f)$, f)، ومنها نحصل على المعلمات الهيكلية (a_0, a_1, a_2 , a_3, a_4). وحيث أن عنصر الخطأ Error Terms (ε_t) الذي ألحق بالمعادلة (٩) هو نتاج مجموعة من المتغيرات ذات الطبيعة العشوائية للمستويات التوازنية المستهدفة للواردات، لذلك، قد يكون منطقياً الافتراض بوجود ارتباط ذاتي Serial Correlation. فمع وجود القيمة المبطئة للواردات (M_{t-1}) ضمن المتغيرات التنفسيرية فإن إحصائية (Durbain-w) المقدرة لاتصلح لاختبار فرض العدم (بعدم وجود ارتباط متزامن بين قيم الحد العشوائي للانحدار) لأنها تكون متحيزة تجاه قيمتها المثلى وهي (٢)، بما يؤدي إلى قبول فرض العدم، ولهذا نستخدم احصائية (Breusch-Godfrey serial correlation LM test) لاختبار فرض العدم الخاص بوجود ارتباط ذاتي بين قيم الحد العشوائي.

ونلاحظ أنه كلما اقترب معامل التعديل $(1-f)$ من الواحد الصحيح، فإن ذلك يعني أن (b_2) صغيرة جداً بالمقارنة بقيمة (b_1) وهو ما يعني أن تكاليف اختلال الواردات (تكاليف تعديل M_t تجاه M_t^*) أعلى بكثير من تكاليف التكيف (التعديل الفعلي) للواردات (تكاليف تعديل M_t تجاه M_{t-1})، أمّا إذا اقترب معامل التعديل $(1-f)$ من الصفر، فإن ذلك يعني أن (b_1) صغيرة جداً بالمقارنة بقيمة (b_2) وهو ما يعني أن تكاليف التكيف للواردات أعلى بكثير من تكاليف اختلال الواردات.

ويمكننا معامل التعديل من تحديد عدد الفترات الزمنية اللازمة لسد نسبة من الفجوة بين الواردات المرغوبة والواردات الفعلية، فبعد فترة زمنية واحدة سيتم تغطية نسبة من الفجوة هي $(1-f)$، بينما تظل النسبة (f) من الفجوة بدون تغطية، وبنهاية الفترة الثانية سيتم تغطية مقدار يعادل $[(1-f) + f\ (1-f)]$ وهو مايعادل $(1-f^2)$ وهو مايعني أن تتبقى نسبة من الفجوة تعادل (f^2)، ومن ثم نجد أنه بعد عدد من الفترات مقدارها (n) سيتم تغطية مانسبته $(1-f^n)$ من الفجوة، ولهذا يمكن القول بأن:

حيث: (μ) تمثل نسبة التغطية $\mu = (1-f^n)$

ومنها:

$$f^n = (1-\mu)$$

وبأخذ لوغريتم الطرفين نجد أن:

$$n\log f = \log(1-\mu)$$

ومن المعادلة يمكن حساب عدد الفترات (n) اللازمة لتغطية نسبة (μ) بين الواردات الفعلية والواردات المرغوبة، حيث:

$$n = \frac{\log(1-\mu)}{\log f} \qquad (١٠)$$

٢-٤ تقدير المعلمات الهيكلية (طويلة الأجل):

إذا كانت المتغيرات في المعادلة (٩) مقاسة في صورة لوغارتمية، فإن (a_i) ستكون هي المرونة طويلة الأجل للواردات بالنسبة لمتغير تفسيري معين، ونجد أن هذه المرونة تفترض إتمام عملية التعديل الجزئي للواردات الفعلية اتجاه الواردات المرغوبة بحيث تقترب الواردات الفعلية من الواردات المرغوبة. فبعد فترة زمنية طويلة تصبح (n) كبيرة جداً، وحيث أن (f) أكبر من الصفر وأصغر من الواحد الصحيح، فإن (f^n) تقترب من الصفر مع اقتراب (n) من مالانهاية، ومن ثم تصبح المرونة طويلة الأجل للواردات بالنسبة لمتغير تفسيري معين (التي تضمن إتمام عملية التعديل الجزئي) هي:

$$a_i(1-f^n) = a_i$$

ولتقدير المعلمات الهيكلية، نستطيع الحصول عليها بدلالة المعلمات المختزلة، فبعد تقدير المعلمات المختزلة (قصيرة الأجل) لمعادلة التعديل الجزئي للواردات (المعادلة (٩)) سنحصل على قيمة المعلمة (f)، وهي معلمة الواردات المبطئة (M_{t-1})، ومنها نستطيع الحصول على المعلمات الهيكلية طويلة الأجل للواردات، وذلك كما يلي:

$$a_i = \frac{a_i(1-f)}{(1-f)}$$

حيث $(i=1,2,3,4)$ لكل من الأسعار النسبية والدخل الحقيقي والاحتياطيات وسعر الصرف الحقيقي على التوالي، وذلك في معادلة الواردات طويلة الأجل رقم (١).

ممّا سبق، نستطيع تحديد المرونات قصيرة وطويلة الأجل للواردات بالنسبة لكل متغير من المتغيرات التفسيرية، فالمرونة قصيرة الأجل للواردات بالنسبة للأسعار النسبية مثلاً، تظهر في المعادلة (8) بالمقدار $[a_1(1-f)]$، أما المرونة طويلة الأجل فهي (a_1). والمرونة (a_1) تعني بأن تغير الأسعار النسبية بنسبة (1%) يؤدي إلى تغير الواردات بنسبة $[a_1(1-f)]$ في الأجل القصير، وبنسبة $(a_1\%)$ في الأجل الطويل. وبالمثل، فإن المرونة طويلة الأجل للواردات بالنسبة للدخل الحقيقي هي (a_2)،

وتعني أن التغير في الدخل الحقيقي بنسبة (1%) يؤدي إلى تغير الوارادات بنسبة [$a_2(1-f)$] في الأجل القصير، وبنسبة (a_2%). وكذا بالنسبة للاحتياطيات وسعر الصرف الحقيقي.

ونظراً لاختلاف المستوى الفعلي للواردات (M) عن المستوى المرغوب لها (M^*)، فإن المرونة طويلة الأجل (a_1) تكون أكبر باستمرار من المرونة قصيرة الأجل [$a_1(1-f)$]، وهو مايشير إلى إمكانية التغلب على أسباب الاختلال وتعديل أكبر جزء ممكن بين المستويين الفعلي والمرغوب للواردات.

٣- تطبيق النموذج:

تمثل المعادلة (٩)، المعادلة المستخدمة في التقدير، ولكن باستخدام الصيغة اللوغارتمية لكل من الواردات (LM)، والأسعار النسبية (LP)، والدخل الحقيقي (LRY)، والاحتياطي من النقد الأجنبي (LR)، وسعر الصرف الحقيقي ($LRER$)، والواردات المبطئة لفترة زمنية واحدة (LOM). وبالتالي فإن الصيغة المستخدمة في التقدير تأخذ الصورة التالية:

$$LM = a_0(1-f) - a_1(1-f)LP_t + a_2(1-f)LRY_t + a_3(1-f)LR_t + a_4(1-f)LRER + fLOM + \varepsilon_t$$

تتمثل أولى خطوات تقدير النموذج في اختبار الارتباط الذاتي بين قيم الحد العشوائي. من هذا المنطلق نجد أنه نظراً لوجود القيمة المبطئة للواردات ضمن المتغيرات التفسيرية للواردات (LOM)، فمن المتوقع وجود ارتباط ذاتي بين قيم الحد العشوائي، ولهذا سيتم استخدام الاحصائية Breusch-Godfrey serial correlation LM test، ولكي نحسب احصائية LM نحتاج إلى البيانات التالية:

أ) عدد المشاهدات (N).

ب) معامل التحديد (R^2).

ولهذا فإن إحصائية LM هي:

$$LM = N * R^2$$

وبتقدير النموذج، وجد أن قيمة إحصائية (LM) هي:

$$LM = 1.277478$$

وحيث أن:

P. Value > .05 .2589 > .05

فإننا نرفض فرض العدم بوجود ارتباط ذاتي بين قيم الحد العشوائي، والنموذج لايعاني من الارتباط الذاتي.

٣-١ التفسير الاقتصادي لمعامل التعديل ($1-f$):

من النموذج المقدر، نجد أن معامل الواردات المبطئة (M_{t-1}) هو (f)، ومنه يمكن إيجاد معامل التعديل، فمن النموذج المقدر نجد أن:

f=0.4836

وبالتالي فإن معامل التعديل يساوي:

$(1-f)$ =1 − 0.4836 = .5164

وتشير قيمة معامل التعديل إلى أن (b_1) كبيرة بالمقارنة مع (b_2)، وعلى الرغم من ذلك فإن الفرق بينهما صغير للغاية، حيث أن قيمة المعلمتين تقترب من (.47 , .44) على التوالي بفارق لايتعدي (7%). ومن ثم فإن تكاليف اختلال الواردات (وهي تكاليف تنجم عن انحراف الواردات الفعلية عن مستواها التوازني) أكبر (بمقدار صغير) من تكاليف تكيف الواردات (وهي تكاليف تنجم عن انحراف الواردات في الفترة (t) عن مستواها في الفترة ($t-1$)).

ومن معامل التعديل يمكن استنتاج عدد السنوات اللازمة لتغطية الفجوة بين الواردات الفعلية والواردات المرغوبة، فعدد السنوات اللازمة لتغطية نسبة (100%) من الفجوة هي:

$$n = \frac{\log(1-\mu)}{\log f}$$

$$n = \frac{\log(1-100\%)}{\log .4836} = 14.5 Years$$

وبالتالي فإن عدد السنوات اللازمة لتغطية (100%) من الفجوة بين المستوى المرغوب للواردات والمستوى الفعلي لها، هو (14.5) سنه.

٣-٢ مرونات الواردات في الأجلين القصير و الطويل:

يوضح الجدول (1) بالملحق مخرجات الكمبيوتر ونتائج التقدير، فيعطي المعاملات المقدرة لمعادلة الواردات قصيرة الأجل (المرونات قصيرة الأجل)، والتي تمثِل المعاملات المختزلة. ويلاحظ أن إشارات جميع المعاملات المقدرة تتفق مع الإشارات التي تم توقعها في ضوء التحليل المتقدم. وأهم ماتجدر الإشارة إليه أن معامل كلاً من الواردات المبطئة (LOM) والأسعار النسبية (LP) وسعر الصرف الحقيقي (LRER)، معاملات معنوية. أمّا المعامل المقدر للدخل الحقيقي (LRY)، ومعامل الاحتياطيات من النقد الأجنبي (LRES)، غير معنويين حتي عند (10%) بمعنى أنهما لايختلفان معنوياً عن الصفر عند (10%)، كما أن ثابت الانحدار غير معنوي أيضاً عند (10%). وأخيراً فإن النموذج يظهر تمثيلاً جيداً للبيانات Good Fit حيث يزيد معامل التحديد عن 80% .

يشير الجدول (2) بالملحق إلى المعاملات الهيكلية طويلة الأجل (والخاصة بنموذج تعديل الواردات طويلة الأجل (المعادلة (١))) والتي تم تقديرها بدلالة المعاملات المختزلة قصيرة الأجل. وبناءً على ذلك فإن المرونة طويلة الأجل هي:

$$a_i = \frac{a_i(1-f)}{(1-f)}$$

ومن ثم يصبح النموذج طويل الأجل على الصورة التالية:

$$LM_t = -11.656 - 1.8791LP + .5315LRY + .5274LRES + 1.01LRER \quad (11)$$

وتُظهر البيانات أن المرونات طويلة الأجل أكبر من المرونات قصيرة الأجل، كما هو متوقع، كما أن المرونات التي كانت غير معنوية في الأجل القصير، تظل أيضاً غير معنوية في الأجل الطويل، ومن ثم تصبح مرونة الواردات بالنسبة لكل من الأسعار النسبية وسعر الصرف الحقيقي، المرونات المعنوية الوحيدة أيضاً في الأجل الطويل.

٣-٣ مرونة الواردات بالنسبة لسعر الصرف و الأسعار النسبية:

تشير البيانات إلى أن مرونة الواردات بالنسبة لسعر الصرف (في الأجل القصير) معنوية جداً عند مستوى (1%) وأن القيمة المقدرة لهذا المعامل هي (0.5214)، وتعني، أن كل تغير في سعر الصرف بنسبة (10%) يؤدي إلى تغير في الواردات بنسبة (5.214)، ومن ثم فإن الواردات تكون غير مرنة بالنسبة لسعر الصرف في الأجل القصير، حيث تكون الواردات أقل قدرة على التكيف مع التغيرات التي تطرأ على سعر الصرف. أمّا في الأجل الطويل فإن المرونة هي (1.01) أكبر من الواحد الصحيح، ممّا يدل على أن الواردات أصبحت حساسة للتغيرات في سعر الصرف في الأجل الطويل، فإذا تغير سعر الصرف الحقيقي بنسبة (10%) فإن الواردات تتغير في نفس الاتجاه بنسبة (10.1%) في الأجل الطويل (حيث تتكيف الواردات في الأجل الطويل للتغيرات في سعر الصرف في فترات سابقة)، ممّا يدل على أن التغيرات في سعر الصرف الحقيقي تلعب دوراً جوهرياً في التأثير على الواردات.

كما أن مرونة الواردات بالنسبة للأسعار النسبية (في الأجل القصير) معنوية جداً عند مستوى (1%)، وأن القيمة المقدرة لهذا المعامل (.9704-)، وتعني، أن كل تغير في الأسعار النسبية بنسبة (10%) يؤدي إلى تغير الواردات بنسبة (9.704)، ومن ثم فإن الواردات تقترب من أن تكون متكافئة المرونة بالنسبة للأسعار النسبية في الأجل القصير. أمّا في الأجل الطويل فإن المرونة هي (1.879-) أكبر من الواحد الصحيح، ممّا يدل على أن الواردات أصبحت أكثر حساسية للتغيرات في الأسعار النسبية في الأجل الطويل، فإذا تغيرت الأسعار النسبية بنسبة (10%) فإن الواردات تتغير في نفس الاتجاه بنسبة (18.79%) في الأجل الطويل (حيث تتكيف الواردات في الأجل الطويل للتغيرات

في الأسعار النسبية في فترات سابقة)، ممّا يدل على أن التغيرات في الأسعار النسبية تلعب دوراً جوهرياً في التأثير على الواردات.

٣-٤ المسار الزمني للواردات:

توضح نتائج النموذج المقدر، مرونة الواردات (M_t) بالنسبة للواردات المبطئة (M_{t-1})، وتمثل المرونة الذاتية للواردات. وتنبع أهمية هذه المرونة في أنها تعكس أثر السلوك الماضي للواردات على سلوك الواردات في الفترة الحالية، بمعنى أنها تعكس نسبة التغير في الواردات في الفترة (t) الناجمة عن تغير الواردات في فترة سابقة ($t-1$) بنسبة (1%). ومن ثم فهي تساعدنا من تحديد مدى ونطاق التقلب في الواردات.

فمن النموذج المقدر، عرفنا أن المعاملات المعنوية، اقتصرت على معامل لوغاريتم الأسعار النسبية وسعر الصرف والواردات المبطئة، فإذا وضعنا قيم المعاملات غير المعنوية (الدخل الحقيقي (LRY) والاحتياطيات (LRES)) تساوى الصفر (حيث أنهم لايختلفون معنوياً عن الصفر)، يصبح النموذج المقدر على الصورة:

$$LM_t = -0.9704LP + 0.5214LRER + 0.4836LM_{t-1} \qquad (12)$$

فإذا افترضنا أن قيم الأسعار النسبية (P) وسعر الصرف (ER) كانت على التوالي (.347 , 3.472)، ومن ثم فإن اللوغاريتم الطبيعي لهذه القيم هي:

$$LP = -1.058430499$$

$$LRER = 1.244730797$$

$$\therefore LM_t = 1.696103594 + 0.4836LM_{t-1}$$

وبإعادة كتابة هذه المعادلة عى الصورة:

$$LM_t - 0.4836LM_{t-1} = 1.676103594$$

وهذه المعادلة هي معادلة فروق غير متجانسة من الدرجة الأولى للواردات، وصورتها الرمزية وفقاً لنموذج التعديل الجزئي هي:

$$LM_t - fLM_{t-1} = a_i(1-f) \qquad (13)$$

حيث:

f: مرونة الواردات في الفترة (t) بالنسبة لمستوى الواردات في فترة سابقة(t −1).

$a_i\,(1-f)$: مرونة الواردات بالنسبة للأسعار النسبية وسعر الصرف في الأجل القصير.

وبوضع $c = a_i\,(1-f)$، وبحل المعادلة (13) بالنسبة للواردات (LM_t) يمكن تحديد المسار الزمني للواردات، وبالتالي ما إذا كانت الواردات تقترب أو تبتعد مع الزمن عن المستوى التوازني لها. كما ستمكننا (f) (مرونة الواردات في الفترة (t) بالنسبة للواردات في الفترة السابقة (t−1)) أو المرونة الذاتية للواردات، من تحديد مدي الانحراف عن المستوى التوازني لها.
وحل هذه المعادلة سيأخذ الصورة التالية:

$$LM_t = A(f)^t + (\frac{c}{1-f}) \qquad (14)$$

وكما نلاحظ فإن المعادلة تتكون من جزئين، الأول $[A(f)^t]$ ويمثل الانحراف في المسار الزمني للواردات عن المستوى التوازني، والثاني $(c\ /1-f)$ ويمثل المستوى التوازني للواردات طويل الأجل المتداخل زمنياً intertemporal equilibrium level.

ونهاية هذا الحل عندما $(t\to\infty)$ هي:

$$1nLM_{t_{t\to\infty}} = 1n_{t\to\infty}A(f)^t + (\frac{c}{1-f}) = (\frac{c}{1-f})$$

وحيث أن القيم المقدرة هي: f=0.4836 ، c = 1.676103594، فإن القيمة التوازنية طويلة الأجل للوغاريتم الواردات تكون:

$$LM_t = \frac{1.676103594}{(1-0.4836)} = 3.245746696$$

أي أن الواردات التوازنية طويلة الأجل هي:

$$M^* = 25.68087871$$

أي أن قيمة الواردات التي يجب أن تسود في الأجل الطويل هي (25.681)، في ظل افتراض بأن قيمة كل من الأسعار النسبية وسعر الصرف كانت على التوالي (347. , 3.472).

وحتى نحدد مدى استقرار الواردات حركياً في ظل نموذج التعديل الجزئي في ظل ثبات العوامل المؤثرة علية (الأسعار النسبية وسعر الصرف)، فإننا نقف عند الحد $[A(f)^t]$ بالمعادلة (14) والذي يمثل الانحراف عن المستوى التوازني، وحيث أنه يعتمد على (f) والتي تمثل المرونة الذاتية للواردات، فإن عنصر الزمن سوف يجعل من قيمة (f) مرونة ذاتية حركية، ومن ثم فإن مدى ابتعاد المسار الزمني للواردات عن المسار التوازني ومن ثم استقراره، سوف يعتمد على قيمة (f)، فإذا كانت:

١. $|f|>1$: فإن ذلك يعني أن الواردات مرنة ذاتياً، ومن ثم المرونة الحركية $(f)^t$ تكون متزايدة مع الزمن، ومن ثم يبتعد المسار الزمني للواردات عن المسار التوازني، ولن يكون التوازن مستقراً.

٢. $|f|<1$: فإن هذا يعني أن الواردات تكون غير مرنة ذاتياً. ومن ثم فإن المرونة الحركية الذاتية $(f)^t$ تكون متناقصة مع الزمن، وتؤول الواردات في النهاية إلى المستوى التوازني.

وحيث أن قيمة المرونة الذاتية (f=0.4836)، فإن المرونة الحركية $(f)^t$ تكون متناقصة مع الزمن بما يؤدي إلى تتناقص الدالة المكملة مع الزمن، ومن ثم استيفاء شرط استقرار التوازن، وذلك بافتراض ثبات العوامل المؤثرة على الواردات.

٤- الملخص والنتائج:

استهدف هذا البحث تحليل أثر الأسعار النسبية والدخل الحقيقي وسعر الصرف والاحتياطيات من النقد الأجنبي على الواردات المصرية، وذلك باستخدام نموذج التعديل الجزئي partial adjustment model، وقد تم تطبيق النموذج عن الفترة ١٩٩١- ٢٠١٠، وقد كشفت نتائج تقدير النموذج إلى أن الأسعار النسبية هي المتغير الأساسي المؤثر على الواردات المصرية في المدى القصير (-.9704) والطويل (-1.879)، يليه متغير سعر الصرف، حيث بلغ أثره الفوري (0.5214) وفي المدى الطويل (1.01)، ويمكن القول، أن عدم جوهرية معلمات الدخل الحقيقي والاحتياطيات من النقد الأجنبي في دالة الطلب على الواردات المصرية ليس نتيجة لأن واردات مصر لاتستجيب لهذه المتغيرات أساساً، وإنما يرجع إلى أن السلطات الحكومية تعطي أهمية ضئيلة للتكاليف الناجمة عن محاولات التكيف مع اختلال الواردات. وهو ماقد يشير إلى أن مصر تعطي أولوية كبيرة لتجنب الاختلال في احتياطياتها من النقد الأجنبي وهو ماقد يفسر تعرض مصر لاختلالات كبيرة في وارداتها. كما أشارت نتائج التحليل إلى أن توازن الواردات في نموذج التعديل الجزئي يميل إلى الاستقرار في المدى الطويل، وذلك لأن المرونة الذاتية للواردات في الأجل القصير موجبة وأقل من الواحد، وأن المرونة الذاتية الحركية تتناقص مع الزمن مما يؤدي إلى اقتراب المسار الزمني للواردات من المستوى التوازني لها. كما أشارت النتائج إلى أن عدد السنوات اللازمة لتغطية الفجوة بين الواردات الفعلية والواردات المرغوبة هو 14.5 سنه.

الملحق

الجدول (1): النموذج المقدر

Dependent Variable: LOG(M)				
Method: Least Squares				
Date: 04/17/13 Time: 05:57				
Sample (adjusted): 1992 2010				
Included observations: 19 after adjustments				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed				
bandwidth = 3.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.019350	7.705791	-0.781146	0.4487
LOG(M(-1))	0.483568	0.113128	4.274518	0.0009
LOG(RY)	0.274486	0.276991	0.990957	0.3398
LOG(P)	-0.970428	0.257084	-3.774752	0.0023
LOG(RER)	0.521373	0.138538	3.763396	0.0024
LOG(RES)	0.272384	0.183463	1.484678	0.1615
R-squared	0.841111	Mean dependent var		9.997059
Adjusted R-squared	0.779999	S.D. dependent var		0.171161
S.E. of regression	0.080282	Akaike info criterion		-1.954464
Sum squared resid	0.083787	Schwarz criterion		-1.656220
Log likelihood	24.56741	Hannan-Quinn criter.		-1.903990
F-statistic	13.76359	Durbin-Watson stat		1.385134
Prob(F-statistic)	0.000083			

الجدول (2): المعاملات الهيكلية (طويلة الأجل) عن الفترة ١٩٩١-٢٠١٠

ثابت الانحدار	a_0	-11.656
معامل الأسعار النسبية LP	a_1	-1.8791
معامل الدخل الحقيقي LRY	a_2	.5315
معامل الاحتياطيات LRES	a_3	.5274
معامل سعر الصرف LRER	a_4	1.01

الجدول (3): اختبار الارتباط الذاتي

Breusch –Godfrey serial correlation LM test

F-statistic	0.864986	Prob. F(1,12)	0.3707
Obs*R-squared	1.277478	Prob. Chi-Square(1)	0.2584

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/24/13 Time: 12:35

Sample: 1992 2010

Included observations: 19

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3188.886	8731.232	0.365228	0.7213
M(-1)	-0.113835	0.206783	-0.550507	0.5921
P	-2634.014	9043.318	-0.291266	0.7758
RGDP	-0.010251	0.068568	-0.149497	0.8836
RES	3.61E-08	1.74E-07	0.207282	0.8393
RER	145.8543	447.1831	0.326162	0.7499
RESID(-1)	0.341901	0.367617	0.930046	0.3707

R-squared	0.067236	Mean dependent var	0.000000
Adjusted R-squared	-0.399147	S.D. dependent var	1508.643
S.E. of regression	1784.507	Akaike info criterion	18.08898
Sum squared resid	38213569	Schwarz criterion	18.43693
Log likelihood	-164.8453	Hannan-Quinn criter.	18.14787
F-statistic	0.144164	Durbin-Watson stat	1.674127
Prob(F-statistic)	0.986834		

المصادر والمراجع

١- مصادر البيانات:

www.wdi.org (World Development Indicator)

٢- المراجع:

1. 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.
2. Bahmani-Oskooee, M. (1985), "Demand for and Supply of International Reserves: a Simutaneous Approach". Journal of post Keynesian Economics 7 Summer, pp 493-503.
3. Bahmani-Oskooee, M. and Niroomand, F. (1998), "Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited", Economics Letters, 61(1), 101-109.
4. Chiang A. (1984), "Fundamental Methods of Mathematical Economics", 3rd., Edit McGraw-Hill Book Company., New York.
5. 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.
6. Greene W. (2003), "Econometric Analysis", 5th edit., Prentice Hall; New Jersey.
7. Hemphill,W.L. (1974), "The Effectof Foreign Exchange Receipts on Imports of Less Developed Countries", IMF Staff Papers, 21 November.
8. 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.
9. Islam N. (1961), "Experiments in Econometric Analysis of an of an Import Demand Function", Pakistan Economic Journal, 11 September, pp 21-38, and December, pp 1-19.
10. Kmenta J. (1986), "Elements of Econometrics"; 2nd. Edit., Macmillan Publishing CO.
11. Kraugman, P., and Obstfeld (1994), "International Economics: Theory and Policy" , Scott, Foresman and Company, London.
12. 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.
13. Leamer E.E. and R.M. Stern (1970), "Quantitative International Economics", Allyn and Bacon, Boston, pp. 2-40.

14. Masih R. and Masih, A. M. M. (2000), "A reassessment of long-run elasticities of Japanese import demand", Journal of Policy Modelling, 22(5), 625-639.
15. 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.
16. Riccardo F. Lant P. and Fernando C. (1988), 'Import Demand in Developing Countries", Country Economics Department, The world Bank, November, working paper 122.
17. T.C. Tang (2003), "Japanese aggregate import demand function: reassessment from ‘bounds’ testing approach", Japan and the World Economy, 15(4), 419-436.
18. T.C. Tang (2008), "Aggregate Import Demand Function For Japan a Cointegration Re-Investigation", Asian Business and Economic Research Unit, Discussion Paper 63.