تحليل السلاسل الزمنية لمتغيرات دالة الطلب على الواردات فى ليبيا " بعض التطبيقات العملية "

د.محمود سعيد الفاخري
أستاذ مشارك – قسم الاقتصاد
كلية الاقتصاد - جامعة قاريونس

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل دالة الطلب على الواردات فى ليبيا والتعرف على المتغيرات الأكثر تأثيرًا فى سلوكها ، وذلك بعد التأكد من سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات هذه الدالة،مما يساعد فى توجيه أدوات السياسة التجارية مستقبلا بما يحقق أهداف خطط التنمية الاقتصادية والاجتماعية ، واستعمال أسلوب التكامل المشترك للتعرف على ما إذا كانت هذه المتغيرات تميل إلى التوازن في الأمد الطويل ، ومن ثم تقدير العلاقة باستعمال نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model .

منهجية الدراسة :

لقد اعتمدت منهجية هذه الدراسة في إطارها النظري على استعراض الأسس النظرية لأدبيات التكامل المشترك ، السلاسل الزمنية ، نموذج تصحيح الخطأ ، بالإضافة إلى استعراض بعض خصائص الاقتصاد الليبي مع التركيز على إيضاح الأهمية النسبية لقطاع التجارة الخارجية وخاصة الواردات ومساهمتها في إجمالي الطلب المحلى ، و كذلك تطبيقات عملية للنتائج في كل مرحلة من مراحل الدراسة على دالة الطلب على الواردات في ليبيا ، وذلك في إطار الإجابة عن الآتي :

أولاً : كيف يمكن للباحث التأكد بأن النموذج الذي قام بتقديره هو نموذج انحدار حقيقي ، بمعنى يوجد تكامل مشترك بين عناصره وليس انحداراً زائفاً.

ثانياً: متى تتمتع سلسلة زمنية معينة لمتغير يعبر عن ظاهرة اقتصادية بالسكون، ماهى النتائج المترتبة على عدم سكونها، وما هى انعكاسات ذلك على طبيعة العلاقات بين المتغيرات .

ثالثاً : ماهى أهم خصائص الاقتصاد الليبي ، مع التركيز على إيضاح الأهمية النسبية لقطاع التجارة الخارجية وخاصة الواردات ومساهمتها فى إجمالي الطلب المحلى .

رابعاً : ما هو الأسلوب الأفضل لتقدير معادلة الطلب على الواردات فى حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الموجودة بها ، بحيث تتم المواءمة بين سلوك المتغيرات الاقتصادية فى الفترة القصيرة وسلوكها فى الفترة الطويلة و يحدث التوازن فى الأمد الطويل . مما

يساعد فى توجيه أدوات السياسة التجارية مستقبلا بما يحقق أهداف خطط التنمية الاقتصادية والاجتماعية .

مفهوم التكامل المشترك Cointgration

عند تقدير العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية باستخدام طريقة المربعات الصغرى قد يستنتج أن المعالم المقدرة ذات معنوية إحصائية وفقا للمعايير الإحصائية $[t, f, \overline{R}^2 \cdots]$ ، ومعايير الاقتصاد القياسي ((مثل عدم التجانس (Hetrosceda sity) ، الارتباط الذاتي(Autocorrelation) الاشتراك الخطى (Multicollinearity) ، و التشخيص أو التمييز(I detification)) ، مع توفر الشروط اللازمة لتطبيق طريقة المربعات الصغرى ، ومع ذلك لا يوجد أى تبرير لهذه النتائج من وجهة نظر **النظرية الاقتصادية** , ويحدث ذلك عندما يكتشف أن ما تم هو تقدير لعلاقة ارتباط أو انحدار زائف وليس علاقة انحدار حقيقية مبنية على أسس السببية ، ويبرز الانحدار الزائف خاصة عندما تأخذ المتغيرات نفس الاتجاه كما يحدث عادة عند استعمال الأسعار الجارية ، حيث تكون معظم المتغيرات مرتبطة مع بعضها البعض لعدم أخذ عامل التضخم فى الاعتبار خاصة فى البلاد التى يوجد بها تضخم مكبوت Suppressed Inflation، حيث تمنع الأسعار من الارتفاع من خلال سياسات تتمثل في وضع ضوابط وقيود تحد من الإنفاق لكي تحول دون ارتفاع الأسعار، وهذا بدوره سوف يلغى أي علاقة سببيه حقيقية مما يؤدى إلى إظهار المتغيرات غير الساكنة أكثر ارتباطا مع بعضها البعض في حين أن الحقيقة قد لاتكون كذلك. إلا أن العلاقة المشار إليها أعلاه قد تكون علاقة انحدار حقيقي وليست علاقة انحدار زائف ويحدث ذلك إذا كان هناك تصاحب بين السلسلتين ، بحيث تؤدى التقلبات في إحداهما إلى إلغاء التقلبات في السلسلة الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمهما ثابتة بمرور الزمن . بمعنى أن يكون هناك توازن طويل الأجل , ويقال في هذه الحالة بأن السلسلتين تتمتعان بخاصية التكامل المشترك Cointgration .

لقد أشار كل من Granger &New bold[5] وكذلك Holden &Perman[6] وكذلك إلى الحالة التي يمكن فيها إجراء تقدير للعلاقة دون الوقوع فى فخ الانحدار الزائف ، وذلك عندما يكون هناك تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية موضوع الدراسة ، وفى هذه الحالة سوف تتمتع المعالم المقدرة بخاصية أفضل تقدير خطى غير متحيز. ففي نموذج لانحدار الخطى البسيط :

$$C_t = \alpha + \beta Y_t + u_t \cdots\cdots\cdots (1)$$

حيث C_t الاستهلاك و Y_t الدخل المتاح U_t متغير عشوائي α, β المعالم المراد تقديرها ويلاحظ أنه إذا كانت Y_t, C_t ترتيبها على التوالي :

$$(Y_t \to I(1) \ , X_t \to I(1))$$

فإنه من الممكن أن يكون ترتيب المتغير العشوائي هو الآخر $[\mu_t \to I(1)]$ ، بمعنى وجود ارتباط ذاتي بين قيم عناصر

الإزعاج في فترات زمنية مختلفة ، بالإضافة الى عدم ثبات تبايناتها ، وفى هذه الحالة فإن السلسلة الزمنية للمتغيرين X_t , Y_t لا تتجه إلى التوازن في الأجل الطويل .

على أية حال من الممكن أن يكون ترتيب μ_t مساوياً للصفر $[\mu_t \to I(0)]$ وذلك فى حالة اتجاه السلسلة الزمنية للمتغيرين للسكون في الأجل الطويل ، بمعنى وجود تكامل مشترك بينهما ، وفى هذه الحالة يطلق على العلاقة أعلاه ، معادلة انحدار التكامل المشترك Co-Integration Regression Equation، والمعلمة عبارة عن معلمة التكامل المشترك Co-integration Coefficient أما المتغير العشوائي فهو يعبر عن مدى انحراف العلاقة المقدرة في الأجل القصير عن وضعها التوازني في الأجل الطويل: $[\mu_t = C_t - \beta Y_t]$ ، وبالتالي عادة ما يطلق عليه خطأ التوازن Equilibrium Error . وبالرغم من إمكانية تذبذب العلاقة بين Y_t, X_t في الأجل القصير فإنها تميل إلى الوضع التوازني لوجود اتجاه عشوائي متماثل بينهما Similar Stochastic Trend .C.Hill,W.Griffiths,G.Judge (1997)[8]

إذا كانت السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية التي تتكون منها ظاهرة اقتصادية معينة تتصف بخاصية التكامل المشترك فإن أغلب الدراسات تشير إلى أن النموذج الأكثر ملائمة لتقدير مثل هذه العلاقة هو نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model وهو عبارة عن عملية مواءمة بين سلوك المتغيرات الاقتصادية في الفترة القصيرة وسلوكها في الفترة الطويلة ، ومن خلال ميكانيكية تصحيح الخطأ فإن جزء من عدم التوازن في فترة معينة يتم تصحيحه في فترة لاحقة بحيث يحدث توازن طويل الأجل.

وإذا ما حاولنا تطبيق هذه الآلية على دالة الواردات في حالة وجود متغيرين هما Y_t M_t ، وكلاهما متغير داخلي ونرغب في تفسير سلوكهما من خلال نموذج للمعادلات الآنية حسب المعادلتين الآتيتين :

$$M_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 M_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots (2)$$

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 M_{t-1} + \nu_t \cdots (3)$$

حيث تشير المعادلة الأولى إلى أن الواردات في الفترة الحالية تعتمد على كل من الدخل في الفترة الحالية وحجم الواردات في الفترة الماضية ، أما المعادلة الثانية فتشير إلى ما قد تسببه الزيادة في الواردات من زيادة في معدل النمو وبالتالي زيادة في مستوى الدخل .

على أية حال إذا كان الهدف من النموذج هو الاستفادة من المعالم المقدرة في التنبؤ بسلوك المتغيرات الاقتصادية في المستقبل ، فيمكن تطبيق أسلوب متجهات الانحدار الذاتي Vector Autoregressive Models (VAR) على الشكل المختزل

مباشـــرة والـــذي توضـــحه المعـــادلتين الآتيتين:

$$M_t = \Pi_{11} + \Pi_{12} M_{t-1} + \Pi_{13} Y_{t-1} + \mu_t \quad ..(4)$$

$$Y_t = \Pi_{21} + \Pi_{22} M_{t-1} + \Pi_{23} Y_{t-1} + \nu_t \quad ....(5)$$

وللتأكـد مـن سـكون السلسـلة الزمنيـة للمتغيـرين ، يمكـن أخـذ الفـروق الأولـى لكـل منهمـا ، وذلـك بطـرح M_{t-1} مـن المعادلـة الأولـى وطـرح Y_{t-1} مـن المعادلة الثانية :

$$\Delta M_t = \Pi_{11} + (\Pi_{12} - 1) M_{t-1} + \Pi_{13} Y_{t-1} + \mu_t \quad .....(6)$$

$$\Delta Y_t = \Pi_{21} + \Pi_{22} M_{t-1} + (\Pi_{23} - 1) Y_{t-1} + \nu_t \quad .....(7)$$

ويمكن إثبات أنه لكى تكون رتبة كل من M_t ، Y_t مـن الدرجـة الأولـى $Y_t \to I(1), M_t \to I(1)$ وبينهمـا تكامل مشترك فإنه لابد من تحقق الشرط التـالى بـين معـالم المعـادلتين الأخيـرتين C.Hill ,W.Griffiths, G.Judge(1997)[6]

$$\Pi_{12} = 1 + \frac{\Pi_{13}\Pi_{22}}{\Pi_{23} - 1} \quad \therefore \Pi_{12} - 1 = \frac{\Pi_{13}\Pi_{22}}{\Pi_{23} - 1} \quad .....(8)$$

ويمكـن كتابـة مصـفوفة التـوازن للمعادلتين (6), (7)على النحو التالى :

$$\Pi = \begin{bmatrix} -(1 - \Pi_{12}) & \Pi_{13} \\ \Pi_{22} & -(1 - \Pi_{23}) \end{bmatrix} \quad ...(9)$$

المصـفوفة Π رتبتهـا r حيـث $r < n$ وحيث n عدد المعادلات،و حيث عناصر المصـفوفة توضـح حالـة التـوازن لمتجـه البيانـات فـي الأجـل الطويـل وهنـاك ثـلاث احتمالات فيما يتعلق برتبة المصفوفة Π أو مـا يتعلـق بالعلاقـة طويلـة الأجـل بـين المتغيـرات الموجودة في متجه البيانات .Fayad,M.,Holden.[9]

1. رتبـة المصـفوفة مسـاوية للصـفر $Rank(\Pi) = 0$ ، وفي هذه الحالة العلاقة عبـارة عـن متجـه انحـدار ذاتـي للشـكل ولايوجـد أي تكامـل مشـترك بـين عناصره.

2. المصـفوفة كاملـة الرتبـة $Rank(\Pi) \to r = n$ ، ممـا يعنـي وجـود عدد متساو من الأعمدة الخطية المستقلة ، وعليه فإنها ساكنة عند المستوى الأصلي ولاداعي لأخذ الفروق الأولى للمتغيرات .

3. مـن الممكـن أن تكـون للمصـفوفة رتبـة مختزلـة $((\Pi)\ has\ a\ reduced\ rank)$ ، ممـا يعنـى وجـود عـدد $r \le n-1$ مـن المتجهات التى يوجد بين عناصرها تكامل مشـترك وفـى هـذه الحالـة يمكـن تحليـل (Π) بحيث تصبح $\Pi = \alpha\beta'$

وبصـفة عامـة إذا أخـذنا فـي الاعتبـار متجـه انحـدار ذاتـى ترتيبـه p , $VAR_{(p)}$, يمكن كتابته على النحو التالي :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t \qquad .....(10)$$

حيث Y_t عبارة عن k من المتغيرات ذات الترتيب $I(1)$ غير الساكنة ، X_t عبارة عن d من المتغيرات المحددة سلفا ، ε_t عبارة عن متجه من المتغيرات العشوائية , والنموذج أعلاه يمكن كتابته على الصورة التالية:

$$\Delta\gamma_t = \Pi\gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-i} \Gamma_i \Delta\gamma_{t-i} + \mathrm{B}X_t + \varepsilon_t .....(11)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p} \mathrm{A}_i - 1, \Gamma = \sum_{j=i+1}^{p} \mathrm{A}_j .....(12)$$

وفقاً لنظرية Granger[10] إذا كانت رتبة المصفوفة Π هى r حيث $r < k$ معنى ذلك أنه يوجد عدد من المصفوفات β و α رتبة كل منه r بحيث $\Pi = \alpha\beta'$. حيث r هى عدد العلاقات التى يوجد بينها تكامل مشترك ، و حيث β عبارة عن مصفوفة تحتوى على عدد r من المتجهات التى يوجد بين عناصرها تكامل مشترك . أما محتويات المتجه α فهى عبارة عن معالم التعديل لنموذج تصحيح الخطأ ، عبارة عن مصفوفة الأوزان وتشير إلى سرعة التعديل Speed Adjustment , .

ونظرا لأن المصفوفتين β و α غير مميزتين أو غير معرفتين Not Identified ، وبالتالي لايمكن تقدير المعالم باستعمال طريقة المربعات الصغرى ، فقد استعان[11] (1988,1989) بطريقة الأرجحية الكبرى وذلك من خلال استعمال إحصائية معدل الأرجحية Likelihood Ratio (LR) لاختبار أنه يوجد على الأكثر r من المتجهات التي بوجد بينها تكامل مشترك أطلق عليه اسم Trace Statistic (TRS) ،

بالإضافة إلى اختبار آخر وهو Maximal Eigenvalue Statistic (MEV) الهدف من الاختبارين هو تحديد المتجهات التي يوجد بينها تكامل مشترك ، وعلى افتراض أنه يوجد على الأكثر r من المتجهات التي بينها تكامل مشترك ، فقد أعد جدول للقيم الحرجة لاختبار الأحجية لغاية r=5 كحد أقصى . وفى الاختبارين تتم مقارنة قيم كل من(MEV) و (TRS) بالقيم الحرجة ، ويقبل فرض وجود التكامل المشترك إذا كانت هذه القيم أكبر من القيم الحرجة ، ويمكن كتابة الاختبارين كالآتي :

$$LR_{TRS}(\tau k) = -T\sum_{i=\tau+1}^{k-1} Log(1-\lambda_i) \quad ...(13)$$

$$LR_{MEV}(\tau \tau+1) = -TLog(1-\lambda_{\tau+1}) \quad ...(14)$$

حيث τ عدد المتجهات التى يوجد بينها تكامل مشترك ، و k عبارة عن عدد المتغيرات التابعة . مع ملاحظة الآتى:

- فى اختبار (Trs) فرض العدم أن عدد المتجهات أقل من أو يساوى r حيث $r = 0, 1, 2$ وفى كل حالة نختبر فرض العدم مقابل الفرض البديل .

- بالنسبة لاختبار MEV فهو مشابه لاختبار(Trs) ولكن الاختلاف فى الفرض البديل ، حيث يتم اختبار $r = 0$ مقابل $r = 1$ ثم بعد ذلك $r = 1$ مقابل $r = 2$ وهكذا.

و بالرغم من عدم وجود إجابة شاملة عن التساؤل الخاص بالعدد الأمثل من المتجهات التي ينبغي أن يكون بينها تكامل مشترك ، إلا أن كل من David A.D. & Dennis W. J. & D.Thornton (1991)[12] أشارا إلى أنه يمكن النظر إلى المتجهات التي بينها تكامل مشترك على أنها تمثل القيود التي يفرضها النظام الاقتصادي على حركة المتغيرات الموجودة به في الأجل الطويل،عليه كلما زاد عدد المتجهات المتكاملة كان ذلك علامة على سكون النموذج .

وتجدر الإشارة إلى أن هناك العديد من الاختبارات التى جرت العادة على الاستعانة بها للتعرف على ما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات الاقتصادية ، منها على سبيل المثال ، اختبار Stock - Watson (1988)[13] واختبار Engle-Granger (1987)[14] ، واختبار الانحدار التكاملي لكل من Durbin-Watson[20] ، وبالرغم من وجود اختلاف فى بعض النواحي بين هذه الاختبارات إلا أنها جميعاً تهدف إلى تحديد التوليفة الخطية الأكثر سكون فى متجه السلاسل الزمنية . ومع ذلك فإن معظم الدراسات تشير إلى أن اختبار Johansen يعتبر أكثر شمولية ولذلك تمت الاستعانة به فى هذه الدراسة .

التقدير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ:
Error Correction Model

تم إعداد دارسات حول مجموعة من نماذج الإبطاء الموزعة تعرف بنماذج تصحيح الأخطاء ، وهى تشير إلى أن هناك دائما إمكانية لحصول توازن فى الأجل الطويل بين المتغيرات الاقتصادية بالرغم من إمكانية عدم حدوث هذا التوازن فى الأجل القصير، ومن خلال ميكانيكية تصحيح الأخطاء فإن جزء من التوازن فى فترة معينة يتم تصحيحه فى الفترة التى تليها ، وتستمر هذه العملية إلى أن يحدث التوازن فى الأجل الطويل(1987) Granger ,Engl ، فمثلا التغير فى الأسعار فى فتره معينة يعتمدعلى فائض الطلب فى الفترة السابقة،

وبالتالي يمكن أن يتم التصحيح على هذا الأساس ويمكن القول بان تصحيح الأخطاء هو عملية مواءمة بين سلوك المتغيرات الاقتصادية فى الأجل القصير وسلوكها فى الأجل الطويل . ومن الأمثلة على ذلك دالة الاستهلاك والتي يمكن أن تأخذ الشكل التالي :

Ramu Ramanathan(1992) [15]

$$y_t = kx_t \cdots\cdots(15)$$

حيث k مقدار ثابت .

ويمكن إعطاء أمثلة فى الفكر الاقتصادي لهذه العلاقة ، مثل نظرية الدخل الدائم للاقتصادي Friedman ، حيث افترض أن الاستهلاك عبارة عن نسبة من الدخل ، وكذلك نظرية Life cycle للاقتصادي Modigliani ، والتي تشير إلى أن الاستهلاك فى الأجل الطويل عبارة عن نسبة ثابته من الثروة .

ويمكن اشتقاق نموذج تصحيح الخطأ للعلاقة السابقة فى أبسط صورة كالآتي :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \chi_t + \gamma(\chi_{t-1} - Y_{t-1}) + \nu_t \cdots\cdots(16)$$

وهى تربط العلاقة بين التغير فى متغير آخر مضافاً إليها الفجوة بين المتغيرين فى فترة سابقة . وتشتمل على التعديل قصير الأجل من خلال إدراج فروق السلسلة الزمنية ، كما أنها تشتمل علي التعديل طويل الأجل من خلال احتوائها على متغيرات ذات فجوة زمنية ΔX_t ، أما γ فهى عبارة عن معامل التعديل وتشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة انحراف قيمة المتغير المستقل فى الأجل القصير عن قيمته التوازنية فى الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة . ومن المتوقع أن تكون إشارتها سالبه لأنها تشير إلى المعدل الذى تتجه به العلاقة فى الأجل القصير إلى تلك طويلة الأجل.

ذكرنا سابقا بأن نماذج متجهات الانحدار الذاتي تستعمل لإغراض التنبؤ وتأخذ فى الاعتبار أكثر من متغير خلال الفترة الزمنية موضوع الدراسة ، وقد بينت الدراسات الحديثة أنه إذا كان الهدف من بناء هذه النماذج هو الاستفادة منها فى تقدير المعالم لغرض التنبؤ بسلوك المتغيرات الاقتصادية فى المستقبل ، فمن الممكن تحوير نموذج متجه الانحدار الذاتى *VAR* إلى نموذج تصحيح الخطأ *ECM* ، وكمثال على ذلك سوف نأخذ نفس المثال السابق الذي تعرضنا له عند مناقشة موضوع التكامل المشترك ، لإيضاح العلاقة بين *VAR* و *ECM* . بالعودة إلى الشكل المختزل فى المعادلتين (4) ، (5) .

وإذا ما قمنا ا بتعريف المعالم كالآتى :

$$\beta_1 = \frac{1 - \Pi_{23}}{\Pi_{22}}, \quad \gamma_1 = \frac{\Pi_{13}\Pi_{22}}{\Pi_{23}}, \quad \gamma_2 = \Pi_{22} \cdots\cdots (17)$$

$$\Pi^*_{11} = \Pi_{11} + \gamma_1\beta_1 \quad , \quad \Pi^*_{21} = \Pi_{21} + \gamma_2\beta_1 \cdots\cdots (18)$$

وعليه يمكن كتابة المعادلتين أعلاه كما يلى :

$$\Delta M_t = \Pi^*_{11} + \gamma_1\left(M_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 Y_{t-1}\right) + \mu_t \ldots..(19)$$

$$\Delta Y_t = \Pi^*_{21} + \gamma_2\left(M_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 Y_{t-1}\right) + \nu_t \ldots..(20)$$

سكون السلاسل الزمنية

يقال أن سلسلة زمنية لمتغير ما ساكنة (Stationary) إذا كانت خصائصها لاتتغير بمرور الزمن مما يعنى أن ميل المتغير يعود إلى متوسط قيمته ثم يتذبذب حول تلك القيمة .

في حين أن حالة عدم السكون تشير إلى الحالة التي تميل فيها قيم المتغيرات إلى عدم الثبات بمرور الزمن مما يعنى أن أوساطها الحسابية تختلف باختلاف الفترة الزمنية . ففي نموذج الانحدار الذاتى التالي :

$$Y = \alpha + \rho Y_{t-1} + \mu_t \cdots\cdots\cdots (21)$$

تتحقق حالة سكون السلسلة الزمنية للمتغير Y_t إذا كانت $|\rho| < 1$ حيث ρ عبارة عن معامل الانحدار للمتغير Y_{t-1}, وتكون السلسلة غير ساكنة في حالة $|\rho| > 1$.

وينظر إلى هذه الصيغة من متجهات الانحدار الذاتى على أنها إحدى صيغ نموذج تصحيح الخطأ . Error Correction Model ، حيث تشير إلى أن التغير في الواردات والناتج القومي الإجمالى من الفترة t إلى $t-1$ يعتمد على المقدار $\left[\varepsilon_{t-1} = M_{t-1} - \alpha - \beta Y_{t-1}\right]$ وهو يعبر عن مدى انحراف المتغير العشوائي ε في الفترة $t-1$ عن الوضع التوازني في الأجل الطويل $\left(M_t = \alpha + \beta Y_t\right)$ ، عليه فإن التغير في كل من (أي التصحيح لكل من M_t Y_t) يعتمد على مدى ابتعاد النظام عن وضعه التوازني الطويل الأجل في الفترة السابقة ، وبالرغم من إمكانية تذبذب العلاقة بين M_t Y_t في الأجل القصير فإنها تميل إلى الوضع التوازني في الأجل الطويل لوجود اتجاه عشوائي متماثل بينهما Similar Stochastic Trend.

ويتحقق شرط سكون السلسلة الزمنية للمتغير بمرور الزمن في حالة توفرالاتى:

C.Hill,Griffiths,G.Judge(1993)[16]

$$E(Y_t) = \mu_t$$

$$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu_t)^2 = \sigma^2 Y$$

$$\text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu_t)(Y_{t+k} - \mu_t) = \gamma_k$$

وتشير الملاحظة الأخيرة إلى أن التغايير بين أية قيمتين لنفس المتغير تعتمد على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي تحتسب عنده التغايير أى على الفرق بين t,k وليس على t أو k.

ويمكن تحويل السلسلة الزمنية غير الساكنة إلى سلسلة ساكنة من خلال أخذ الفروق الأولى لأكثر من مرة حسب الحاجة , وعملية أخذ الفروق الأولى توضح درجة التكامل Integration ، ويرمز لها بالرمز $I(d)$, ويطلق على عدد المرات التي يجب أخذ الفروق لها للحصول على سلسلة ساكنة ترتيب التكامل Integration Order.

ويمكن أن تتخذ السلسلة الزمنية أحد الأوضاع التالية :.

1. قد تكون السلسلة الأصلية متكاملة من المرتبة الأولى (1) وذلك عندما تكون سلسلة الفروق الأولى من سلسلة السير العشوائية ساكنة . ويعبر عنها بالرمز $I(1)$.

2. وإذا كانت السلسلة الزمنية ساكنة بعد الحصول على الفروق الثانية فإن السلسلة الزمنية الأصلية متكاملة من المرتبة الثانية $I(2)$ وهكذا .....

3. أما إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية ساكنة دون أخذ الفروق الأولى فيقال أنها متكاملة من المرتبة صفر $I(0)$.

<u>وفيما يتعلق بمسألة أخذ الفروق يجدر ذكر الملاحظات التالية</u> :

أ. يجب الأخذ في الاعتبار ما قد يترتب على أخذ الفروق الأولى من نتائج قد تكون غير مناسبة ومنهاإحداث تغيرات جوهرية في طبيعة المتغير الذي تم أخذ الفروق الأولى له ، وبالتالي لابد من الموازنة بين إيجابيات و سلبيات هذا الإجراء .

ب. أن السلسلة الزمنية تكون ساكنة أو تتجة نحو السكون إذا كان معدل التذبذب قصير الأجل فيها متناقصا بما يضمن تقاربها من وضع التوازن في الأمد الطويل .

ج. أن عدد المرات التي ينبغي أخذ الفروق فيها للحصول على سلسلة زمنية ساكنة يعتمد على نتائج اختبارات السكون وهو ما سنناقشه في الجزء التالي.

اختبارات سكون السلسلة الزمنية

هناك العديد من الاختبارات التي يمكن أن تستخدم للتعرف على مدى سكون السلسلة الزمنية من عدمه ، وستتم مناقشة ثلاثة اختبارات أساسية هي : تتبع المسار الزمني للمشاهدات ، اختبار دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function، واختبار جذر الوحدة The Unit Root Test For Stationarity:

أولاً : تتبع انتشار البيانات عبر الزمن:

غالبا ما تشير بيانات السلاسل الزمنية إلى وجود عامل الاتجاه Trend والذي يعكس ظروف معينة قد تؤثر على كل المتغيرات ذات العلاقة : ويظهر الملحق رقم (1) الأشكال 1،2،3 والتي تمثل المسار الزمني لبيانات الناتج القومي الإجمالى ، الواردات ، الرقم القياسي للأسعار وجود اتجاه عام يعكس صفة عدم السكون في هذه السلاسل .

ثانياً: *اختبار دالة الارتباط الذاتي* :
Autocorrelation Function

يهدف هذا الاختبار إلى معرفة ما إذا كانت دالة الارتباط الذاتي لمتغير ما تتجه إلى الصفر عندما تزداد فترة التباطؤ ، و ذلك من خلال استعمال اختبار معامل الارتباط الخطى البسيط (وهو عبارة عن مقياس لقوة واتجاه العلاقة الخطية بين أى متغيرين) ، أى دالة الارتباط الذاتي والتي يمكن كتابتها على الصورة التالية : *Ramu Ramanathan*

$$Autocorrel\quad ation\quad function\quad = ACF\quad = \frac{COV\ (Y_T\ .Y_{T-K}\ )}{VAR\ (Y_T\ )} \ldots\ldots\ldots\ (22\ )$$

$$ACF\quad = \rho = \frac{\Sigma\ (Y_T\ - \mu_T\ )(Y_{T-K}\ - \mu_T\ )\ n-k}{\Sigma\ (Y_T\ - Y\ )^2\ \ n-1} = \frac{\lambda_k}{\lambda_0} \ldots\ldots\ldots\ (23\ )$$

حيث فرض العدم والفرض البديل كالآتى: $H_0 : \hat{\rho} = 0, \quad H_1 : \hat{\rho} \neq 0$ ، وحيث k طول الفجوة الزمنية n حجم العينة . ويتطلب سكون السلسلة الزمنية قبول فرض العدم ، بمعنى أن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر ، وبذلك تكون السلسلة الزمنية لدالة الارتباط الذاتي لها توزيع طبيعي وسطه الحسابي صفر وتباينه $1/n$ ، حيث n حجم العينة . ومن ثم فإن حدود فترة الثقة عند مستوى المعنوية 5% لعينة كبيرة الحجم هي: $\pm 1.96\sqrt{1/n}$. فإذا كانت $\hat{\rho}$ تقع داخل هذه الحدود نقبل فرض العدم $H_0 : \hat{\rho} = 0$ واذا كانت تقع خارج هذه الحدود نرفض العدم ، وتكون $\hat{\rho}$ تختلف جوهرياً عن الصفر.

ويبين الجدول رقم (1) ملحق (1) السلاسل الزمنية لكل من الناتج القومي الإجمالى (Y)، الواردات (M) والرقم القياسي للأسعار (P) تم الحصول عليها من أعداد مختلفة من الحسابات القومية ، ومن منشورات مصرف ليبيا المركزي ، وسيتم في هذه المرحلة تطبيق اختبار دالة الارتباط الذاتي للتعرف على مدى سكون السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات .

التطبيق العملي اختبار دالة الارتباط الذاتي

بتفحص بيانات السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الناتج المحلى الإجمالى و الواردات , والرقم القياسي للأسعار للجماهيرية عن الفترة 1970إلى 2002 ف للتعرف على ما إذا كانت ساكنة من عدمه وذلك من خلال دراسة سلوك دالة الارتباط الذاتي لكل متغير من هذه المتغيرات والتي تمثلها العلاقة : $\hat{\rho}_k = \lambda_k / \lambda_0$ ، حيث k عبارة عن طول فجوة التباطؤ ، حيث تميل السلسلة للسكون كلما اقتربت قيمة الدالة من الصفر. وذلك برصد كل $\hat{\rho}_k$, $\hat{\lambda}_k$ في شكل الانتشار عند مختلف الفجوات .

السلسلة الزمنية للناتج القومي الإجمالي (Y)

بالنسبة للناتج القومي الإجمالى (Y) يوضح الشكل (4) ملحق (2) ارتباط العينة Sample Corrlogram حدود فترة ثقة95% لمعامل الارتباط الذاتي ويتبين أن هذه المعاملات كانت خارج فترة الثقة عند الفجوات 4,3,2,1 ، وهى تتراوح بين 0.868 و0.443 في هذا المدى مما يشير إلى عدم توفر فرصة سكون السلسلة.

ولاختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي كمجموعة نستخدم إحصائية " Q " والتي تم تقديمها بواسطة [7] Box & Pierce، حيث أن لها توزيع χ^2 وذلك بالنسبة للعينات الكبيرة نسبيا وتتم مقارنة قيم χ^2 الجدولية وقيم " Q " المحسوبة عند مستوى معنوية معين ، فإذا كانت " Q" المحسوبة $> \chi^2$ الجدولية نرفض فرض العدم القائل بان كل معاملات الارتباط مساوية للصفر ($H_0 , \hat{\rho} = 0$) أى سكون السلسلة الزمنية . أما إذا كان العكس نقبل فرض العدم وتكون السلسلة ساكنة . وبالكشف في جداول χ^2 عند درجات حرية 12 درجة ومستوى معنوية 1% نجدها 32.00 في حين أن قيمة المحسوبة تساوى 75.729 . عليه يتم رفض فرض العدم بأن السلسلة الزمنية للناتج القومي الإجمالى ساكنة في الأمد القصير .

وبالتالي يتطلب الأمر أخذ الفروق الأولى لهذه السلسلة ثم دراسة شكل ارتباط العينة Sample Corrlogram رقم (5) ملحق (2) حيث يتضح أن هذه المعاملات كانت داخل فترة الثقة مما يشير إلى توفر فرصة سكون السلسلة . ولاختبار معنوية معاملات الارتباط الذاتي كمجموعة نستخدم إحصائية "Q" ،

وبالكشف في الجداول الخاصة χ^2 عند درجات حرية 16 درجة ومستوى معنوية 1% نجدها 32.00 في حين أن قيمتها المحسوبة تساوى 10.029 عليه يتم قبول فرض العدم بان السلسلة الزمنية للناتج المحلى الإجمالي ساكنة بعد أخذ الفروق الأولى .

السلسلة الزمنية للواردات : (M)

فيما يتعلق بالواردات نلاحظ في الشكل رقم (6) ملحق (2) أن معاملات الارتباط كانت خارج حدود فترة الثقة عند الفجوات 2,1 وهى تتراوح ما بين 0.757 و 0.504 في هذا المدى مما يشير إلى عدم توفر فرصة السكون لسلسلة الواردات في الأمد القصير ، أما فيما يتعلق باختبار معنوية معاملات الارتباط كمجموعة فيتم استخدام إحصائية " Q " كما ذكرنا سابقا . وحيث أن قيمة " Q " المحسوبة أكبر من χ^2 الجدولية ، حيث أن قيمة الأولى 78.589 في حين قيمة الثانية 32.00 عند مستوى المعنوية 1% ، عليه يتم رفض فرض العدم بأن السلسلة الزمنية للواردات ساكنة في الأمد القصير .

وللتخلص من مشكلة عدم سكون السلسلة الزمنية لدالة الواردات يتم أخذ الفروق لهذه السلسلة، وكما يتضح من الشكل رقم (7) ملحق (2) فإن جميع معاملات الارتباط تقع داخل حدود الثقة مما يشير إلى توفر فرصة سكون لسلة الزمنية للواردات . كما يؤكد ذلك اختبار"Q " حيث $\chi^2 = 8.444 < Q = 32.00$ مما يعزز قبول فرض العدم بسكون السلسلة الزمنية.

السلسلة الزمنية للرقم القياسي للأسعار (p)

يلاحظ من الشكل رقم (8) ملحق (2) أن معاملات دالة الارتباط الذاتي كانت خارج حدود الثقة عند الفجوات من 1 إلى 6 ، وهي تتراوح مابين 0.931 و 0.469 مما يشير إلى عدم سكون السلسة الزمنية في الأمد القصير ، كما يؤكد ذلك اختبار "Q"حيث $\chi^2 = 149.52 > Q = 32.00$ مما يعزز رفض فرض العدم بسكون السلسلة الزمنية ، وعند أخذ الفروق الأولى لهذه السلسلة يلاحظ اختفاء الفجوات بالكامل مما يشير إلى اتجاه السلسلة الزمنية نحو السكون ، كما يوضح ذلك الشكل رقم (9) ملحق (2)، وبالكشف في الجداول الخاصة $\left(\chi^2\right)$ عند درجات حرية 16 درجة ومستوى معنوية 1% نجدها 32.00 في حين أن قيمة Q المحسوبة تساوي 9.963 عليه يتم قبول فرض العدم بأن السلسلة الزمنية للناتج المحلي ساكنة بعد أخذ الفروق الأولى .

ثالثاً : اختبار جذر الوحدة: The Unit Root Test For Statiionarity

تبرز هذه المشكلة عندما يكون معامل الانحدار في نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى يساوي واحد . ففي النموذج $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \mu_t$ إذا كانت $\rho = 1$ فإن ذلك يشير إلى وجود

اتجاه زمني في البيانات ، وتعرف السلسلة الزمنية في هذه الحالة بسلسلة السير العشوائي Random Walk ، أما عنصر الخطأ فيعرف على أنه White Noise Error ، ويفترض في النموذج السابق أن المتغير العشوائي تتوفر فيه الشروط التالية :

$$E\mu_t = 0 \quad , \quad E(\mu_t^2) = \sigma^2_\mu \, , E(\mu_s \, \mu_t) = 0 \quad t \neq s$$

وتتم عملية تحوير النموذج بعد أخذ الفروق الأولى كالآتى :

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots(24)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \mu_t$$

$$\therefore \Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots(25)$$

$$\therefore \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots(26)$$

وعادةً ما يكتب فرض العدم والفرض البديل :

$$H_0 \quad : \rho = 1 \quad \rightarrow \gamma = 0$$
$$H_1 \quad : \rho \neq 0 \rightarrow \gamma \neq 0$$

وفى حالة تحقق فرض العدم وميل السلسلة الزمنية إلى السكون تصبح العلاقة أعلاه كالتالي: $\Delta Y_t = \mu_t$ وتوجد العديد من الاختبارات التي يمكن استخدامها للتأكد من إمكانية وجود مشكلة جذر الوحدة في حالة أخذ الفروق الأولى ، أي للتأكد من سكون أو عدم سكون السلسلة الزمنية ، ومن أهم هذه الاختبارات ؛ اختبار ديكى- فولار Dickey Fuller[17] ، يعتمد هذا الاختبار على النموذج وحجم العينة ومستوى المعنوية وهو يستخدم ثلاثة صيغ من علاقات الانحدار وهى :

1- صيغة السير العشوائي البسيطة: Simple Random Walk

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots\ldots(27)$$

2- صيغة السير العشوائي مع الحد الثابت: Random Walk With Drift

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \mu_t \ldots\ldots\ldots(28)$$

3- صيغة السير العشوائي مع حد ثابت واتجاه زمني Random Walk With Drift And Trend .

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \mu_t \ldots..(29)$$

وإذا ما تبين من اختبار Dickey Fuller أن هناك ارتباطاً ذاتياً بين عناصر الإزعاج فيتم استخدام اختبار Dickey-Augmented Fuller الموسع حيث يتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة الزمنية k ، $\left(\sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} \right)$ حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي وهو يعتمد على نفس العناصر السابقة . فمثلا فى حالة صيغة السير العشوائي مع حد ثابت و اتجاه زمني:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t \cdots (30)$$

وقد قام كل من Dickey - Fuller بحساب مايسمى tau (τ^*) حسب الصيغة التالية :

$$\tau^* = \hat{\rho} - 1 \Big/ S_{\hat{\rho}} \quad \cdots\cdots\cdots (31)$$

$$\text{أو} \quad \tau^* = \hat{\gamma} \Big/ S_{\hat{\gamma}}$$

حيث فرض العدم والفرض البديل كما ذكر سابقا:

$$H_0 \quad : \rho = 1 \quad \rightarrow \gamma = 0$$
$$H_1 \quad : \rho \neq 0 \rightarrow \gamma \neq 0$$

كما قاما بإعداد جداول أعدت خصيصا لذلك ، فإذا كانت (τ^*) المحسوب أصغر من τ الموجودة في جداول Dickey- Fuller نرفض فرض العدم $H_0: \rho=1$ ونقبل البديل ، وبالتالي تكون السلسلة الزمنية ساكنة والعكس إذا كانت (τ^*) المحسوب أكبر من τ .

نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة

في هذا الجزء من الدراسة يتم الاستعانة باختبار جذر الوحدة للتأكد من مدى سكون بيانات الناتج القومي الإجمالي ، والواردات ، والرقم القياسي للأسعار .

تبين الجداول 3،2،1 نتائج تطبيق الصيغ الثلاث للتعرف على مدى سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الثلاث في المستوى وعند أخذ الفروق الأولى عند تطبيق اختبار Dickey- Fuller ، ويتضح من تحليل البيانات أنه بالرغم من عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي كما يتضح من قيم $(D-W)$ ، إلا أن (τ^*) المحسوب أصغر من τ الحرجة عند جميع مستويات المعنوية مما يشير إلى قبول فرض العدم بعدم سكون السلسلة الزمنية بالنسبة للصيغ الثلاث ، وننتقل إلى الخطوة الثانية وهي استعمال اختبار Augmented Dickey- Fuller ، حيث تم الحصول على أفضل النتائج عندما اشتملت المعادلة على السير العشوائي والثابت كما يوضح ذلك الجداول ، حيث تشير النتائج إلى أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة عند مختلف مستويات المعنوية ، مما يشير إلى أن جميع المتغيرات ساكنة عند أخذ الفروق الأولى .

جدول (1) اختبار جذر الوحدة لسلسلة الناتج المحلى الإجمالي

الصيغ الثلاث لنموذج السير العشوائي A.D.F.	بعد أخذ الفروق		فى المستوى		القيم الحرجة		
	τ	D.W	τ	D.W	1%	5%	10%
$\Delta Y_t = \gamma \Delta Y_{t-1} + \mu_t$	-4.59	2.03	1.85	1.90	-2.60	-1.95	-1.61
$\Delta Y_t = \alpha + \gamma \Delta Y_{t-1} + \mu_t$	-5.30	1.99	-0.70	1.93	-3.60	2.96	-2.61
$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \mu_t$	-5.21	1.99	-1.72	1.80	-4.28	-3.56	-3.21

جدول (2) اختبار جذر الوحدة لسلسلة الواردات

الصيغ الثلاث لنموذج السير العشوائي A.D.F.	بعد أخذ الفروق		فى المستوى		القيم الحرجة		
	τ	D.W	τ	D.W	1%	5%	10%
$\Delta M_t = \gamma \Delta M_{t-1} + \mu_t$	-4.05	2.03	0.80	1.52	-2.60	-1.95	-1.61
$\Delta M_t = a + \gamma \Delta M_{t-1} + \mu_t$	-4.21	1.99	-1.07	1.45	-3.66	2.96	-2.61
$\Delta Y_t = a + \beta T + \rho \Delta M_{t-1} + \mu_t$	-4.14	2.00	-1.30	1.43	-4.27	-3.19	-2.89

جدول (3) اختبار جذر الوحدة لسلسلة المستوى العام للأسعار

الصيغ الثلاث لنموذج السير العشوائي A.D.F.	بعد أخذ الفروق		فى المستوى		القيم الحرجة		
	τ	D.W.	τ	D.W.	1%	5%	10%
$\Delta P_t = \gamma \Delta P_{t-1} + \mu_t$	-4.35	1.90	0.35	1.57	-2.64	-1.95	-1.61
$\Delta P_t = \alpha + \gamma \Delta P_{t-1} + \mu_t$	-4.41	1.89	-1.17	1.60	-3.66	2.96	-2.61
$\Delta P_t = \alpha + \beta T + \rho \Delta P_{t-1} + \mu_t$	-4.41	1.90	-2.65	1.95	-4.28	-3.56	-3.21

نتائج تطبيق اختبار التكامل المشترك (Johansen Test)

لقد تبين من نتائج تطبيق اختبار جذر الوحدة أن السلاسل الزمنية لكل من Y, M, P متكاملة من الترتيب الأول لكل منها $(Y \to I(1), M \to I(1), P \to I(1))$ وذلك لأنها أصبحت ساكنة بعد أخذ الفروق الأولى ، على أساس أن هذا الاختبار يركز على دراسة حالة السكون لكل متغير (أو سلسلة زمنية على حدة) . أما فيما يتعلق باختبار التكامل المشترك فهو يهتم بدراسة العلاقة التوازنية بين هذه المتغيرات في الأجل الطويل ، وعليه فبالرغم مما يبدو من تشابه بين الاختبارين ، إلا أنهما غير متماثلين ، حيث أنهما من الممكن أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من نفس الترتيب كل على حدة ، ومع ذلك ليس هناك ما يفيد أن بينها تكامل مشترك عندما يتم اختبارهما كمجموعة . ولكي نضمن وجود تكامل مشترك بين السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات مجتمعة للتعرف على إمكانية وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينها فإن ذلك يتطلب أنه تكون البواقي (Residual) الناجمة عن تقدير العلاقة بينهما متكاملة من الترتيب صفر $(\mu_i \to I(0))$ معنى ذلك أنه في نموذج الانحدار الخطى المتعدد التالي :

$$M_t = \alpha + \beta_1 Y_t + \beta_2 P_t + \mu_t$$

يتحقق التوازن في الأجل الطويل عندما:

$$\mu_t = M_t - \alpha - \beta_1 Y_t - \beta_2 P_t = 0$$
$$\therefore M_t = \alpha + \beta_1 Y_t + \beta_2 P_t$$

وعليه فإن المتغير العشوائي يقيس انحراف العلاقة المقدرة في الأجل القصير عن اتجاهها التوازني في الأجل الطويل .وللتحقق من هذا الافتراض تم تطبيق اختبار Johansen Test وفقاً للخطوات التالية David A.D. & Dennis W. J. & D.Thornton (1991)[18] :

أولاً : تحديد عدد المتجهات التي يوجد بينها تكامل مشترك وذلك من خلال مقارنة القيم المقدرة لكل من Statistic Maximal Eigenvalue Trace Statistic بالقيم الحرجة عند مستويات المعنوية المختلفة .وقد تمت مقارنة النتائج للسلاسل الزمنية للمتغيرات بدون أخذ الفروق الأولى ثم بعد أخذ الفروق الأولى وتبين الجداول رقم (4) و رقم (5) ورقم (6) ورقم (7) القيم المقدرة والقيم الحرجة لكل منها ، وكذلك فرض العدم والفرض البديل بالنسبة لعدد المتجهات كما تم توضيحه في السابق.

جدول (4) Trace Test

N.H	Alternative H.	Trace statistic	5% Critical value
$r=0$	$r\geq 1$	21.4	29.7
$r\leq 1$	$r\geq 2$	26.9	15.41
$r\leq 2$	$r=3$	1.11	3.76

جدول (5) Maximal Eigenvalue Test[6]

N.H	Alternative H.	Maximal eigenvalue statistic	5% Critical value
$r=0$	$r=1$	14.5	20.97
$r\leq 1$	$r=2$	5.9	14.07
$r\leq 2$	$r=3$	1.11	3.67

جدول (6) Trace Test

N.H	Alternative H.	Trace statistic	5% Critical value
$r=0$	$r\geq 1$	54.53	34.87
$r\leq 1$	$r\geq 2$	20.04	20.18
$r\leq 2$	$r=3$	8.59	9.16

جدول (7) Maximal Eigenvalue Test

N.H	Alternative H.	Maximal eigenvalue statistic	5% Critical value
$r=0$	$r=1$	34.49	22.04
$r\leq 1$	$r=2$	11.46	15.87
$r\leq 2$	$r=3$	8.58	9.16

ومن الجداول يتضح الآتى :

أ. عند أخذ القيم الأصلية للبيانات تشير نتائج الاختبارين ، Maximal Trace Statistic Eigenvalue Statistic إلى إمكانية قبول الافتراض بعدم وجود متجهات بينها تكامل مشترك $(H_0 : r = 0)$ فى مقابل رفض الفرض البديل $H_1; r \geq 1$ (يوجد متجه واحد على الأقل يوجد بين عناصره تكامل مشترك) وذلك عند مستوى المعنوية 5 %.

ب . وبعد أخذ الفروق الأولى لهذه المتغيرات تم الحصول على النتائج التالية:

- يشير اختبار Trace Test إلى إمكانية رفض الافتراض بعدم وجود متجهات بينها تكامل مشترك $(H_0 : r = 0)$ في مقابل الفرض البديل $H_1; r \geq 1$ (يوجد متجه واحد على الأقل يوجد بين عناصره تكامل مشترك) وذلك عند مستوى المعنوية 5 %.

- أما اختبار Maximal Eigenvalue Test فيؤكد رفض الافتراض بعدم وجود متجهات بينها تكامل مشترك $(H_0 : r = 0)$ فى مقابل الفرض البديل $(H_1; r = 1)$ وجود متجه واحد بين عناصره تكامل مشترك وذلك عند مستوى المعنوية 5 %.

ثالثا :نتائج التطبيقات على الاقتصاد الليبي :

أ- بعض خصائص الاقتصاد الليبي :

يعانى الاقتصاد في ليبيا من خلل هيكلي بسبب الاعتماد على مصدر رئيسي للدخل وهو النفط ، وهذا بدوره أدى إلى عدم تطوير القطاعات الأخرى خاصة الزراعة والصناعة ، كما أن تبنى الدولة لسياسات تقوم على دعم مستويات المعيشة مثل سياسة التوظيف في القطاع العام وسياسة الدعم بمختلف أنواعه ، وبصفة عامة تنامي الإنفاق العام غير المنتج ، كلها عوامل أدت إلى تنامي العجز في الميزانية العامة للدولة سنة بعد أخرى ، بالإضافة إلى ذلك فإن عدم قدرة القطاعات الاقتصادية (عدا النفط) على التطور بمعدلات نمو معقولة وتدنى مساهمتها في الناتج المحلى الإجمالى تولد عنه اختلال بين العرض و الطلب ، مما أدى إلى اللجوء للاستيراد ، وبالتالي في توجيه جزء كبير من عائدات النفط في تغطية قيمة الواردات .

في بداية السبعينيات وحتى أوائل الثمانينيات تم تنفيذ المشروعات التنموية التي تضمنتها خطط التنمية الاقتصادية والاجتماعية في تلك الفترة ، وما صاحب ذلك من إنفاق تنموي هائل في مختلف القطاعات ، وذلك فى ظل ظروف اقتصادية مواتية من حيث تحقق إيرادات إضافية نتيجة لارتفاع أسعار النفط ، وكذلك سكون سعر الصرف ، بالإضافة إلى الدور الذي كان يقوم به القطاع

الأهلي ، كل ذلك ساهم في نمو الاقتصاد بمعدل نمو متواضع .

مع بداية الثمانينيات شهدت هذه الفترة قيام الدولة بالإشراف المباشر على مختلف الأنشطة الاقتصادية ، كما شهدت أيضا الانخفاض الكبير في أسعار النفط مما انعكس على الأداء الاقتصادي ودفع الدولة إلى تبنى سياسات اقتصادية تهدف إلى الحد من العجز الذي ظهر في الميزانية العامة للدولة وفى ميزان العمليات الخارجية ، وقد شمل ذلك سياسة الموازنات الاستيرادية والتي كانت تهدف إلى توفير السلع الضرورية للسكان مع الأخذ في الاعتبار حصيلة النقد الأجنبي ، بالإضافة إلى قيام الدولة بالرقابة الكمية على الواردات بهدف حماية الإنتاج المحلى من ناحية وتوجيه الواردات بما يتفق ومصالح الدولة الاقتصادية .

وبالرغم من الجهود التي بذلت من أجل الدفع بعملية التنمية في مختلف المجالات ، والإجراءات التي اتخذت في سبيل تنويع الهيكل الاقتصادي وتخليص الاقتصاد من الاعتماد على مصدر أحادى للدخل ، إلا أن إخفاق السياسات الاقتصادية في تحقيق مستهدفاتها أدى إلى عدم قدرة الاقتصاد على خلق مصادر إضافية للدخل تساهم في رفع مستويات دخول الأفراد وخلق فرص عمل جديدة . ويمكن إيجاز أهم خصائص الاقتصاد الليبي في الآتي :

1. الاعتماد على مصدر رئيسي للعملة الأجنبية وهو النفط مما تسبب في معاناة الاقتصاد من خلل هيكلي ،كما انعكس ذلك أيضاً في عدم تطوير القطاعات الإنتاجية الأخرى خاصة الزراعة والصناعة وأضعف مساهمتها في الناتج المحلى الإجمالي ، وبالتالي ساهمت هي الأخرى في تعميق الخلل الهيكلي في الاقتصاد . أما الدور الذي تلعبه الواردات السلعية في سد العجز في الطلب المحلى فيمكن استنتاجه من بيانات الجدول رقم (1) الذي يوضح مدى مساهمة الواردات السلعية في إجمالي الطلب المحلى ، حيث تشير هذه البيانات إلى أن هذه النسبة بلغت أعلى معدل لها عام 1980ف ثم بدأت في الانخفاض بسبب الإجراءات الحمائية التي اتخذت في تلك الفترة.

و يتضح من بيانات الجدول رقم (2) ، مدى أهمية الدور الذي يلعبه قطاع التجارة الخارجية في الاقتصاد الليبي ، حيث تشير هذه البيانات إلى أن نسبة مساهمة هذا القطاع في الناتج المحلى الإجمالي وصلت أعلى معدل لها عام 1980 ، حيث بلغت حوالي 90% ثم بدأ هذا المعدل في الانخفاض نتيجة لما اتخذ من إجراءات حمائية تم التطرق لها ووصلت إلى أدنى معدل عام 1995 ف. ومع بداية رفع القيود الكمية على الواردات وارتفاع أسعار النفط وتثبيت سعر الصرف وما نتج عن ذلك من جهود تنموية وصل هذا المعدل إلى أعلى مستوى له عام 2005 ف .

ولاشك أن هناك العديد من الخطوات قد اتخذت لتقليل الاعتماد على النفط كمصدر رئيسي للصرف الأجنبي ، ومنها على سبيل المثال لا الحصر إصدار

مجموعة من التشريعات المنظمة لمزاولة النشاط الإقتصادى وإعادة هيكلة منشآت القطاع العام ، وتوحيد سعر الصرف وقوانين تحفيز الاستثمار الأجنبي ، إلا أن التطورات الجارية في عالم اليوم واتجاه معظم الدول للإنضمام لمنظمة التجارة العالمية أو الفضاءات القريبة منها يؤكد على ضرورة هيكلة الاقتصاد وفقاً لمتطلبات هذا القرن التي تحتم ضرورة إجراء العديد من الإصلاحات الهيكلية بطريقة تنظمه وتأخذ في الاعتبار المتغيرات الاقتصادية الدولية .

2. نتيجة لعدم قدرة القطاعات الاقتصادية على التطور بمعدلات نمو معقولة وتدنى مساهمتها في الناتج المحلى الإجمالى تولد اختلال بين العرض والطلب ، مما جعل اللجوء إلى الاستيراد هو المصدر الأساسي لتغطية العجز في الطلب المحلى ، بالإضافة إلى أن التركيز على استيراد السلع الاستهلاكية تسبب في استنفاذ جزء كبير من عائدات النفط في تغطية قيمة هذه السلع على حساب السلع الرأسمالية للقطاعات المنتجة ، ويمكن من تحليل بيانات الجدولين المشار إليهما أعلاه استنتاج الآتى :-

أ- لقد تسبب ما اتخذ من إجراءات حمائية في تذبذب حصيلة الواردات وكذلك الإنفاق على الصادرات من سنة لأخرى ، وكذلك الفارق بينهما كنسبة من الإنفاق على الناتج المحلى الإجمالى خاصة خلال الفترة 1980-2005 ف ، فقد كان هذا الفرق (أو مايسمى بفجوة الموارد) يمثل 25.6 % الإنفاق على الناتج المحلى الإجمالي 1980 وفى السنة التي تليها سجل أقل نسبة من الإنفاق وهى (9.6 %-) ، ثم استمرت في التذبذب بين الزيادة والنقصان لغاية سبة 2000 ف حيث بدأت هذه الفجوة تتسع لصالح الصادرات ووصلت إلى حوالي 46 % سنة 2005 .

ب- بتحليل هيكل الاستهلاك الإجمالى إلى شقيه الخاص والعام يتضح بأن الفارق البسيط الذي كان موجوداً بينهما في بداية الفترة ، لصالح الاستهلاك الخاص قد ازداد من 3.3% في بدايتها ليصل إلى 18% سنة 2005 وربما يعكس ذلك تزايداً في القدرة الشرائية للإفراد ، وبالتالي زيادة الطلب على السلع والخدمات .

ج - يلاحظ تزايد الأهمية بالنسبة لإجمالي الاستهلاك وتراجع الأهمية النسبة لفجوة الموارد وإجمالى الاستثمار ، حيث وصلت هذه النسبة في عام 1998 ف إلى أعلى مستوى لها (89.56%) ، ألا أن هذه الأهمية بدأت تتقلص لصالح قطاع التجارة الخارجية بعد سنة 2000 ف كما يتضح من الجدول رقم (2).

3. تنامي عجز الميزانية حيث أدى اعتماد الاقتصاد على الإيرادات النفطية في تمويل النفقات إلى انعكاسات سلبية على الميزانية العامة فقد تسبب انخفاض أسعار النفط في الثمانينيات في تدنى الإيرادات النفطية الذي أدى بدوره إلى انخفاض الإيرادات العامة للدولة

وأحدث ذلك عجزاً في الميزانية العامة ، والذي وصل إلى أعلى مستوى له عام 1984 حيث بلغ 1498 ، مليون دينار واستمر العجز في التذبذب حيث انخفض في عام 1989 حوالي 150 مليون دينار ، بالإضافة إلى العوامل الأخرى التي أثرت على سير الإنفاق العام ومنها تغيير العملة عام 1980 وإلغاء التجارة الخاصة عام 1981 ، حيث أصبحت قنوات التوزيع تتم عبر الأسواق الشعبية والجمعيات التعاونية مما اضطر الدولة في تلك الظروف إلى إعادة بناء الاقتصاد الأمر الذي ترتب عليه ضغوطا على الميزانية العامة.

إلا أن هذه الجهود كانت لها آثار سلبية هي الأخرى ، حيث أن انخفاض النفقات العامة وخاصة الاستثمارية في ظل عدم وجود دور فعال للقطاع الأهلي أدى إلى انحسار جهود التنمية ، بالإضافة إلى أن استمرار عجز الميزانية أدى إلى زيادة عبء خدمة الدين العام والمساهمة مجدداً في العجز.

وبالرغم من أن البيانات المتوفرة لاتوضح بالتفصيل مصادر تمويل الميزانية عند تحقق العجز في السنوات المختلفة ، إلا أنه غالباً مايكون هناك دور كبير للمصادر الأخرى للإيرادات وكمثال على ذلك في سنة 2000 يلاحظ أن مصادر تمويل الميزانية التسيرية حسب مصادرها كانت 40% يأتي من الإيرادات النفطية ، وأن مانسبته 33% يأتي من الإيرادات الأخرى والتي تمثل معظمها من فروقات سعر الصرف ، وهذا بالطبع مصدر غير مستقر ولايمكن الاعتماد عليه في تمويل الميزانية.

جدول(1)

مساهمة الواردات السلعية في إجمالي الطلب المحلى لبعض السنوات 1970-2005ف.

البيان	1970	1980	1985	1990	1995	2000	2005
الناتج الزراعي	33.1	236.4	342.2	482.9	933.4	1437.7	1554.5
الناتج الزراعي	22.5	210.4	421.7	457.6	743.1	889.7	799.1
ناتج التعدين والمحاجر	1.7	48.7	49.6	105.5	132.9	293.9	519.9
إجمالي الناتج السلعي	57.3	495.5	813.5	1046.0	1809.4	2621.3	2873.5
الواردات السلعية	263.0	3070.0	1938.0	2145.0	2149.0	2106.0	14238
الطلب المحلى الإجمالي	320.3	3565.5	2751.5	3191.0	3958.4	4727.3	17111.0
مساهمة الواردات فى الطلب المحلي %	82.1	86.1	70.4	67.2	54.3	45.5	83.2
مساهمة الناتج المحلي	17.9	13.9	29.6	32.8	45.7	55.5	16.8
المجموع	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

المصدر: الزنى ، عبد البارى " **خصائص وسمات الاقتصاد الليبي** " قدم في ندوة – الاقتصاد الليبي ومنظمة التجارة العالمية الفرص والتحديات - معهد التخطيط - طرابلس 30-31 /2007/1م. ، ص 7.

جدول رقم (2)

هيكل الإنفاق على الناتج المحلي الإجمالي 1980- 2005

السنوات	البيان						نسب منوية	
	الصادرات من السلع والخدمات	الواردات من السلع والخدمات	فجوة الموارد	الاستهلاك العام	الاستهلاك الخاص	إجمالي الاستهلاك	إجمالي الاستثمار	الإنفاق على الناتج المحلى الإجمالى
1980	60.1	34.5	25.6	22.4	25.7	48.1	26.3	100.0
1981	44.9	54.5	9.6-	27.2	49.7	76.8	30.8	100.0
1982	43.8	41.8	2.0	26.2	41.7	67.9	30.1	100.0
1983	41.5	37.4	4.1	26.6	40.2	66.8	29.1	100.0
1984	40.1	40.5	0.4-	37.8	36.3	74.1	26.3	100.0
1985	44.6	30.2	14.4	27.1	39.2	66.3	19.3	100.0

تابع جدول رقم (2)
هيكل الإنفاق على الناتج المحلي الإجمالي 1980- 2005

السنوات	البيان						نسب مئوية	
	الصادرات من السلع والخدمات	الواردات من السلع والخدمات	فجوة الموارد	الاستهلاك العام	الاستهلاك الخاص	إجمالي الاستهلاك	إجمالي الاستثمار	الإنفاق على الناتج المحلي الإجمالي
1986	34.5	26.6	7.9	28.8	42.2	71.0	21.1	100.0
1987	27.2	32.1	4.9-	25.9	61.9	87.8	17.2	100.0
1988	24.4	31.2	6.8-	32.5	55.6	88.1	18.7	100.0
1989	29.4	31.8	2.4-	33.5	51.8	85.3	17.1	100.0
1990	40.5	31.8	8.7	24.9	47.3	72.2	19.0	100.0
1991	34.5	31.4	3.1	27.0	56.5	83.5	13.4	100.0
1992	32.00	26.6	5.4	30.2	51.7	81.9	12.7	100.0
1993	24.4	25.0	0.6-	15.8	65.8	81.6	19.0	100.0
1994	24.2	24.6	0.4-	15.8	65.4	81.2	19.2	100.0
1995	24.4	25.1	0.7-	15.8	65.8	81.6	19.1	100.0
1996	26.4	26.1	0.3	15.5	66.1	81.6	18.1	100.0
1997	26.4	21.8	4.96	23.56	59.14	82.70	12.37	100.0
1998	26.8	20.88	1.48	26.21	63.35	89.56	11.96	100.0
1999	19.4	17.20	0.6	21.94	60.22	82.16	11.18	100.0
2000	35.0	15.0	20.0	21.0	46.0	67.0	13.0	100.0
2001	36.0	16.0	20.0	20.0	47.0	67.0	13.0	100.0
* 2002	48.0	36.0	12.0	16.0	57.0	73.0	15.0	100.0
* 2003	59.0	29.0	30.0	15.0	44.0	59.0	11.0	100.0
* 2004	67.0	27.0	40.0	12.0	38.0	50.0	10.0	100.0
* 2005	74.0	26.0	48.0	12.0	30.0	42.0	10.0	100.0

المصدر: مصرف ليبيا المركزي، النشرة الاقتصادية، إعداد مختلفة

(*) : مصرف ليبيا المركزي، إدارة البحوث والإحصاء ، النشرة الاقتصادية ، المجلد 46،الربع الثالث 2006ف.

ب- متغيرات دالة الطلب على الواردات :

لقد ركزت معظم نظريات التجارة الخارجية اهتمامها في القرن الماضي على معرفة آثار التجارة الخارجية على اقتصاديات الدول النامية ومدى ملاءمة شروط التبادل التجاري لصالح هذه الدول التي غالبا ما تصدر المواد الأولية ، ومن هنا تطورت المفاهيم المختلفة لمعدل التبادل التجاري ، وما صاحب ذلك من نظريات ، حيث أشار بعض الاقتصاديين من أمثال Robertson ,Cairn Cross إلى التجارة الخارجية كأداة أو وسيلة للنمو an engine of growth في حين أشار البعض الآخر من أمثال بريبش وسنجر إلى دور التجارة الخارجية في التدهور البعيد الأمد في شروط التبادل التجاري الدولي ، وأنها تقود إلى النمو المفقر Immiserising Growth . ومع ذلك هناك اتفاق على أهمية الدور الذي يلعبه هذا القطاع في التنمية الاقتصادية والاجتماعية في الدول النامية مع اختلاف الأهمية من بلد لآخر حسب إمكانيات كل بلد .

بالإضافة إلى معدلات التبادل التجاري (وهي في أبسط صورة لها عبارة عن الرقم القياسي لأسعار الواردات على الرقم القياسي لأسعار الصادرات) فإن هناك متغيرات أخرى أكثر أهمية في تأثيرها في الطلب على الواردات لدولة نامية مثل ليبيا ومن أهمها الدخل القومي ، حيث زيادته تودي إلى زيادة الطلب على السلع والخدمات المحلية ، ويتم سد العجز عن طريق الاستيراد ، وقد أشرنا سابقا إلى مدى مساهمة الواردات في إجمالي الطلب المحلى ، وفى حالة عدم وجود قيود على الاستيراد فإن التغيرات في الأسعار المحلية والنمو السكاني لهما تأثير كبير على حجم الطلب على السلع و الخدمات المحلية والمستوردة . كما أن السياسة التجارية التي تتبعها الدولة قد تفرض قيوداً على الواردات من خلال الرسوم الجمركية أو من خلال نظام الحصص ، وفى بعض الأحيان قد تفرض أسعار صرف مختلفة حسب طبيعة السلع المستوردة .

ونظراً لطبيعة الاقتصاد الليبي وما مر به من ظروف مختلفة يتضح أنه أكثر تأثراً بالتغيرات في مستوى الدخل والأسعار المحلية وأقل تأثراً بأسعار الواردات وذلك بسبب القيود الكمية والموازنات الاستيرادية وغيرها من الإجراءات التي كانت مطبقة معظم فترة الدراسة . وعليه سيتم إجراء اختبارات السكون وكذلك التكامل المشترك ومن ثم تقدير دالة الطلب على الواردات آخذين في الاعتبار، كل من الناتج المحلى الإجمالى (Y) ، الواردات (M) ، والأسعار المحلية (P) .

ج- تقدير دالة الواردات باستخدام الصيغة اللوغارتمية :

في المرحلة الأولى من التقدير تم استخدام العلاقات اللوغارتمية للتعرف على مدى تأثير هذه المتغيرات على دالة الطلب على الواردات وبناء على ذلك تم تقدير العلاقات التالية :

$$LnM_t = -\underset{(-1.22)}{1.63} + \underset{(2,4)}{0.42}\,LnY_t + \underset{(11.7)}{0.74}\,LnM_{t-1} \quad \cdots \bar{R}^2 = 0.89 \cdots\cdots\cdots (31)$$

$$LnM_t = \underset{(-1.30)}{-1.79} + \underset{(2.40)}{0.45}\,LnY_t + \underset{(10.8)}{0.73}\,LnM_{t-1} - \underset{(-0..58)}{0.035}\,Ln\left(P_m / P_c\right) \cdots \bar{R}^2 = 0.88 \cdots\cdots\cdots (32)$$

$$LnM_t = \underset{(1..56)}{0.79} + \underset{(2.4)}{0.29}\,LnY_t + \underset{(7.0)}{0.72}\,LnM_{t-1} - \underset{(-2.04)}{0.28}\,Ln\left(P_{m_{t-1}}\right) \cdots \bar{R}^2 = 0.89 \cdots\cdots\cdots (33)$$

تم تقدير المعادلة رقم (31)على أساس أهمية الدور الذي تلعبه الواردات فى السنة الماضية والدخل فى تقدير الدالة ، وفى المعادلة رقم (32) تم إدخال عدد من المتغيرات والتى عادة ما تشتمل عليها دالة الواردات كمتغيرات مستقلة مثل الأسعار النسبية P_m / P_c (نسبة أسعار الواردات إلى الأسعار المحلية)،وفى المعادلة رقم (33) تم إدخال الرقم القياسي لأسعار الواردات ، إلا أنه اتضح من خلال التحليل انخفاض المرنة السعرية للطلب على الواردات ، بالإضافة إلى أنها لم تؤد إلى أية زيادة فى الجزء المفسر من المتغير التابع ، وربما يرجع ذلك إلى السياسات التجارية التي اتبعت فى معظم فترة الدراسة ،مثل سياسة الموازنات الاستيرادية وسياسة دعم السلع الأساسية ، و الإجراءات الحمائية الأخرى التي اتبعت ، بالإضافة إلى عدم وجود قطاع أهلى فعال واقتصار عمليات الاستيراد فى معظم تلك الفترة على الجهات العامة ، كلها عوامل ساهمت في إضعاف الدور الذي كان يمكن أن تلعبه هذه المتغيرات فى التأثير على الواردات . وعليه تم اختيار المعادلة رقم (31) كأساس للتحليل .

تحليل النتائج :

يلاحظ تأثر الواردات فى أية سنة بحجم الواردات فى السنة السابقة لها ، حيث تشير معلمة المتغير المبطىء إلى أن حوالي 70% من التعديل أو التصحيح بين الواردات الفعلية والواردات المستهدفة يتم فى السنة الاولى ، مما يؤكد الأهمية الكبرى التي كانت تولى لهذا المتغير عندما كانت تطبق سياسة الموازنات الاستيرادية ، حيث كان يؤخذ فى الاعتبار حجمها فى السنة السابقة كعامل أساسي .

1. تبين المعادلة رقم (31) اعتماد الواردات على مستوى الدخل ويتضح ذلك من حجم مرونة الطلب الدخلية على الواردات حيث كانت (0.42) في الأمد القصير في حين بلغت قيمتها في الأمد الطويل حوالي (1.33) بمعنى أن أية زيادة في الدخل سيترتب عليها زيادة أكبر في حجم الواردات .

2. تمت مقارنة هذه النتائج بما توصلت إليه بعض الدراسات في دول أخرى جدول رقم (10) ويتبين من البيانات كبر حجم المرونة الداخلية طويلة الأجل للطلب على الواردات بالنسبة لليبيا مقارنة ببقية

الدول ، حيث تتضح أهمية الدخل في تحديد حجم الواردات وأن أية زيادة في الدخل سيترتب عليها زيادة أكبر في حجم الواردات ، كما تبين الدراسات الدور الكبير الذي تلعبه الأسعار المحلية ، وأسعار الواردات في التأثير على حجم الطلب على الواردات في بعض الدول ، أما بالنسبة لليبيا فقد اتضح كما ذكرنا سابقا محدودية دورها بسب طبيعة السياسات التجارية التي كانت سائدة .

بخاصية التكامل المشترك كمجموعة ،وتوضيح الدور الذى يلعبه الدخل كمحدد رئيسى فى دالة الواردات ، وإذا ما رغبنا الاستفادة من هذه النتائج فى التنبؤ بسلوك المتغيرات الاقتصادية فى المستقبل فإن النموذج الأكثر ملاءمة لتقدير هذه العلاقة هو نموذج تصحيح الخطأ Error Correction model وهى المرحلة التالية فى هذه الدراسة :

جدول (10) مقارنة مع نتائج بعض الدراسات الأخرى

الدراسة / الدولة	مرونة الدخل		الفترة الزمنية
	قصيرة الأجل	طويلة الأجل	
الدراسة الحالية	. 40	1.67	2002 – 1970
الكويت ، نايف (1999)	. 51	1. 1	1990 – 1963
السعودية (1990) Asseery, perdikis	. 42	1,14	1985 – 1970
الإمارات	. 62	. 88	1985 – 1970
تايلاند . Koshal et al (1993)	. 75	1.13	1085 – 1960
أندونسيا ، Koshal and Docosta	. 81	1.37	1984 – 1975

المصدر: المطيرى ، نايف [3]

4. يمكن أن نستنتج من تحليل معالم العلاقة أهمية وضع سياسات تجارية تضمن عدم تسرب الموارد المتاحة للخارج فى شكل واردات لما يسببه ذلك من آثار سلبية على الميزان التجاري ، خاصة إذا ماعرفنا أن معظم مكونات الدخل الحقيقي تأتى من الإيرادات النفطية.

بعد التأكد من أن التوليفة الخطية للمتجه الذى تتكون عناصره من السلاسل الزمنية لكل من Y, M, P تتصف

نتائج تقدير العلاقات باستعمال نموذج تصحيح الخطأ:

بما أن عملية التكامل المشترك عبارة عن عملية تصحيح ، حيث أن الانحراف عن التوازن طويل الأمد يتم تصحيحه تدريجيا من خلال سلسلة من التعديلات الجزئية فى الأمد القصير، من هنا تم اختيار الصيغ التالية من صيغ نماذج تصحيح الخطأ لتقدير العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية التى يوجد بينها تكامل مشترك :

الصيغة الأولى:

وهذه الصيغة لا تختلف عن النماذج الموجودة في المعادلتين (33) ،(34) إلا اشتمالها على المتغير P ويمكن كتابتها على الصورة التالية :

$$\Delta M_t = \omega + \phi\varepsilon_{t-1} + \nu_t \cdots\cdots\cdots (34)$$

حيث $\left(\phi = M_{t-1} - \alpha_0 - \beta_1 Y_{t-1} - \beta_2 P_{t-1}\right)$

التفسيرية، بالإضافة إلى المتغير العشوائى $(VAR\ Models)$ ، من ناحية أخرى تعتبر من نماذج تصحيح الخطأ (ECM) لاشتمالها على التعديل في الأجلين القصير والطويل كما ذكرنا سابقاً

الصيغة الثالثة : من الممكن أن يتضمن نموذج تصحيح الخطأ على سببية جرا نجر *Granger Causality* ، وهى تستخدم فى اختبار اتجاه العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية ويمكن كتابتها(فى حالة فجوة زمنية واحدة) بالشكل التالى :

$$\Delta M_t = \alpha_1 + \lambda_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta M_{t-1} + \gamma_1 \Delta P_{t-1} + \phi_1 \varepsilon_{1t-1} + \nu_{1t} \cdots\cdots\cdots (36)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_2 + \delta_2 \Delta M_{t-1} + \lambda_2 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta P_{t-1} + \phi_2 \varepsilon_{2t-1} + \nu_{2t} \cdots\cdots\cdots (37)$$

$$\Delta P_t = \alpha_3 + \gamma_3 \Delta P_{t-1} + \lambda_3 \Delta Y_{t-1} + \delta_3 \Delta M_{t-1} + \phi_3 \varepsilon_{3t-1} + \nu_{3t} \cdots\cdots\cdots (38)$$

ويلاحظ فى هذه العلاقة أن المتغير الوحيد فى الجانب الأيمن هو عنصر الخطأ العشوائى فى الفترة السابقة وفى حالة تحقق التوازن فى الأجل الطويل فإن هذا المقدار سيكون مساوياً للصفر ، أما سرعة تعديل المتغير فى اتجاهه نحو التوازن فتتم من خلال معلمة سرعة التعديل *Coefficient Of Speed Adgustment* (ϕ)

الصيغة الثانية : هذه الصيغة من نماذج تصحيح الخطأ تتضمن متجه الانحدار الذاتى وتكتب على الصورة التالية :

لقد تم الاقتصار فى هذه الدراسة على تقدير الصيغتين الأولى والثانية ، مع الأخذ فى الاعتبار الملاحظات التالية :

1. أن معلمة التعديل أو التصحيح (ϕ) تشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة في الأجل القصير نحو التوازن في الأجل الطويل ، بمعنى أنها تشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لإنحراف المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة .

$$\Delta M_t = \alpha + \lambda \Delta Y_{t-1} + \delta \Delta M_{t-1} + \lambda \Delta P_{t-1} + \phi\varepsilon_{t-1} + \nu_t \cdots\cdots\cdots (35)$$

فمن ناحية تشتمل على القيم السابقة للمتغير التابع وبعض المتغيرات

2. إن تحديد الفترة التى يستغرقها المتغير التابع حتى يصل إلى التوازن فى الأجل الطويل يعتمد على مدى سكون إشارة معدل سرعة التعديل أو التصحيح (ϕ) وكذلك على معنويتها الإحصائية ، وعليه فإن تحديد عدد الفجوات يتطلب رصد أول معلمة تصحيح سالبة وذات معنوية إحصائية للمعلمة (ϕ) ، وعندها يمكن تحديد الفترة التى يستغرقها المتغير التابع لكى يصل إلى وضع التوازن فى الأجل الطويل .

3. للتأكد من خلو النموذج من المشاكل القياسية تمت الاستعانة بالاختبارات التالية:

- اختبار $Jarque-Bera$ للتأكد من شرط تحقق افتراض التوزيع الطبيعي لعناصر الإزعاج .

- اختبار LM للتأكد من عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي في حالة نماذج الإبطاء الموزعة .

- اختبار $White-Test$ للتحقق من افتراض تجانس التباين .

4. ولتحديد الفترة التى يستغرقها المتغير التابع لكى يصل إلى الوضع التوازني تم إجراء ثلاثة اختبارات وفقا للصيغ التالية :

$$1-\Delta M_t = f(\varepsilon_{t-1}) \cdots\cdots\cdots\cdots (39)$$

$$2-\Delta M_t = f(\Delta Y_{t-1}, \Delta M_{t-1}, \Delta P_{t-1}, \varepsilon_{t-1}) \cdots\cdots\cdots\cdots (40)$$

$$3-\Delta M_t = f(\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \Delta M_{t-1}, \Delta M_{t-2}, \Delta P_{t-1}, \Delta P_{t-2}, \varepsilon_{t-1}) \cdots\cdots\cdots\cdots (41)$$

$$\left.\begin{aligned} \Delta M_t &= 17.10 - \underset{(-2.9)}{0.645}\ \varepsilon_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} &= \left(\Delta M - \underset{(-6.7)}{0.52}\ \Delta Y_{t-1} + \underset{(1.36)}{1065.8}\ \Delta P_{t-1} + 103.98\right) \end{aligned}\right\} \cdots\cdots\cdots (42)$$

$$\left.\begin{aligned} \Delta M_t &= 21.10 - .01\Delta Y_{t-1} - .04\Delta M_{t-1} + 828.6\Delta P_{t-1} - \underset{(-2.9)}{0.641}\varepsilon_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} &= \left(\Delta M_{t-1} - \underset{(-6.55)}{0.49}\Delta Y_{t-1} + \underset{(4.08)}{2878.5}\Delta P_{t-1} + 47.5\right) \end{aligned}\right\} \cdots\cdots (43)$$

تحليل النتائج :

1. يلاحظ أنه بالنسبة للمعادلتين (41)،(42) معنوية حد تصحيح الخطأ عند مستوى المعنوية 95% مع الإشارة السالبة المتوقعة ، كذلك المعلمة (ϕ) حسب المتوقع حيث أن الإشارة سالبة تشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة في الأجل القصير إلى التوازن في الأجل الطويل ، بمعنى أن الواردات تتعدل نحو قيمتها التوازنية بنسبة 0.64 تقريبا ، وهي تعكس سرعة تعديل مرتفعة نحو التوازن، حيث تستغرق حوالي 1.6 سنة باتجاه قيمتها التوازنية ، وذلك بعد أثر أية صدمة في النموذج نتيجة للتغير في محددات الواردات حسب العلاقة أعلاه .

2. تم استخدام الصيغة اللوغارتمية بعد أخذ الفروق الأولى وتم الحصول على القيمة $(\phi = -0.62)$ بالنسبة لمعلمة التعديل (ϕ) ، كما تم الحصول على نتائج متقاربة عند التقدير باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد $(UECM)$ ، حيث يشتمل هذا الأخير على تقدير معالم النموذج على المدى القصير والطويل في معادلة واحدة ، وتتم صياغته ضمن إطار نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDLM) .

3. تم رصد التصحيح الثالث من خلال أخذ الفجوة الثانية للمعادلة رقم (43) ، وتبين زيادة قيمة معلمة التصحيح مع احتفاظها بنفس الإشارة السالبة $(\phi = -0.89)$ ، بالإضافة إلى أنها ذات معنوية إحصائية عند مستوى المعنوية 95 %.

أخيراً تجدر الإشارة إلى أنه من الممكن الاستفادة من هذه المعلومات في التنبؤ بسلوك هذه المتغيرات في الأجل القصير ، وذلك من خلال استخدام نماذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل *ARIMA Models* ، أو ما يعرف بمنهجية بوكس –جينكز Box-Jenkins Methodology ، ومن الممكن أن يكون بحثاً آخر انطلاقاً مما توصلت إليه هذه الدراسة .

المراجع :

أولاً : المراجع العربية

1. شيرنيلام ، فرانسيس "الاقتصاد الدولي " ترجمة د.محمد عزيز ، د.محمود الفاخري ، منشورات جامعة قاريونس ، 1991ف.

2. فياض ، محمد و فتحي ، المجبري" النفقات **العامة ونمو الناتج المحلى الإجمالى للقطاع غير النفطى: تقويم التجربة الليبية 1980-1999"** مجلة البحوث الاقتصادية ، منشورات مركز بحوث العلوم الاقتصادية، المجلد الرابع عشر ، العددالأول ، يونيو 2003 ف ص36-63 .

3. المطيري ، نايف **" تحليل دالة الطلب على الواردات الإجمالية في دولة الكويت "**مجلة دراسات الخليج والجزيرة العربية ، مجلس النشر العلمي ، جامعة الكويت ، العدد 94 ، 1999ف. ص19-39

4. مصرف ليبيا المركزي :التقارير السنوية 2003، 2004 ، 2005 ، 2006 .

5. الزني ، عبدالباري **" خصائص وسمات الاقتصاد الليبي "** قدم في ندوة – الاقتصاد الليبي ومنظمة التجارة العالمية الفرص والتحديات - معهد التخطيط – طرابلس 30-31 /2007/1م. ، ص 7.

ثانيا: المراجع الأجنبية

1. C. Granger and P. New bold (1974) , "Spurious Regression in Economics", Journal of Econometrics , 14 ,111-120 .

2.Nelson,C.R.,Plosser,C.I.(1982) ,Trends and Random Walks in Macroeconomic Series :Some Evidence and Implication ",Journal of Monetary Economics ,10,139-162.

3.C. Granger and P. Newbold (1986) ", Some Recent Development in a Concept of Causality", Journal of Econometrics , 39 ,199-211.

4.C. Granger and P. Newbold, Forecasting Economic Time Series (New York: Academic Press, 1977), p. 206.

5. Holden,D., Perman,R.",Unit Root and Co integration for the Economist ",in B. ,Bhaskara ,R. (ed) ",Cointegration For The Applied Economist", The Macmillan Press LTD.

6.Griffiths,W.R., Hill R.C.,Judg ,G. (1993) ", Learning and Practicing Econometrics ,New York : John Wiley and Son ,chapters 20 ,21 .

7. Griffiths,W.R., Hill R.C.,Judg ,G. (1997)", Undergraduate Econometrics ", New York : John Wiley and Son , pp.340-343

8. Fayad , M. Holden,K. ", Stationarity , and Co-integration :An Introductory Survey

9. Engle ,R. C. Granger (1987),",cointegration and Error Correction: Representation ,Estimation and Testing ", Econometrica, 35 ,PP.251-276 .

10. Johansson's.(1988) "Statistical Analysis Of Co integration Vectors", Journal of Dynamics and Control , 12 ,231-254.

11. David A. Dickey, Dennis W. Jansen and Daniel L. Thornton; "A Primer On Co integration with an Application to Money and Income", Federal Bank of St Louis, March/April,(1991), pp. 58-78.

12. Stock , J.H. , Watson.M.(1988) ",Testing For Common Trends", Journal of American Statistical Association 83 ,1097-1107.

13. Engle ,R. C. Granger (1987),",cointegration and Error Correction: Representation ,Estimation and Testing ", Econometrica, 35 ,PP.251-276 .

14. Ramanathan, Ramu ",Introductory Econometrics With Applications", New York ,Harcourt Brace Jovanovich College Publishers ,S. ED. 1992.

15. Box ,G., D. Pierc (1970) ,"Distribution of Residual Autocorrelation in Autoregressive Moving Average Time Series Models ", Journal of American Statistical Association , 65 , PP.15091526.

16. Dickey, D. ,Fuller, W . (1979) ", Distributions of The Estimators For Autoregressive Time Series With a Unit Root ", Journal of American Statistical Association , 75 ,427-431.

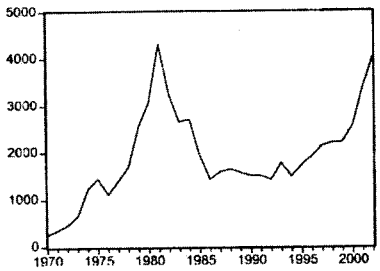
17. Quantitative Micro Software (2000) ",Eviews4 ,User Guide",

18.Doroodian K. 1994 "An Examination of Traditional Aggregate Import Demand Function For Saudi Arabia" Applied Economics 26 :909-915

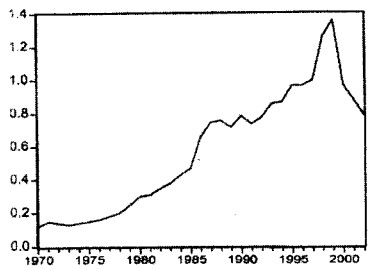
19. Elsamadisy , E. m. 1996 "Changing Oil Prices , Non-Prices Rationing , And The Demand for Total Imports In Kuwait " Gulf And .

ملحق رقم (1)

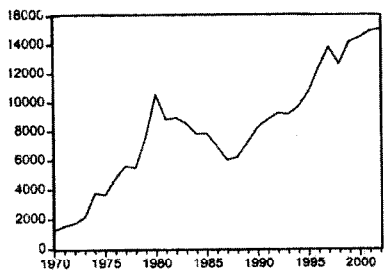
(1) سلسلة M



(2) سلسلة P



(3) سلسلة Y



ملحق رقم (2)

Correlogram of Y

(4)الشكل

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.868	0.868	27.293	0.000
		2	0.739	-0.686	47.858	0.000
		3	0.591	-0.081	60.522	0.000
		4	0.443	-0.129	68.324	0.000
		5	0.335	0.072	72.884	0.000
		6	0.199	-0.214	74.057	0.000
		7	0.083	-0.013	74.964	0.000
		8	0.011	0.059	74.988	0.000
		9	-0.042	0.024	75.054	0.000
		10	-0.057	0.034	75.229	0.000
		11	-0.033	0.141	75.276	0.000
		12	-0.029	-0.111	75.324	0.000
		13	-0.010	-0.016	75.344	0.000
		14	0.009	0.081	75.347	0.000
		15	0.038	0.068	75.438	0.000
		16	0.065	-0.057	75.729	0.000

Correlogram of D(Y)

(5)الشكل

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.014	0.014	0.0085	0.926
		2	-0.045	-0.045	0.0801	0.961
		3	0.146	0.147	0.9780	0.831
		4	-0.112	-0.122	1.3657	0.850
		5	0.092	0.026	1.3675	0.926
		6	0.101	0.068	1.7505	0.938
		7	-0.252	-0.243	4.7891	0.686
		8	-0.226	-0.235	7.0596	0.530
		9	-0.093	-0.144	7.4673	0.589
		10	-0.056	0.008	7.6231	0.666
		11	-0.006	-0.015	7.6252	0.746
		12	-0.036	-0.057	7.6957	0.808
		13	-0.176	-0.177	9.4716	0.736
		14	-0.043	-0.097	9.5815	0.792
		15	0.011	-0.120	9.5899	0.845
		16	0.080	-0.022	10.029	0.865

Correlogram of M

(6)الشكل

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.757	0.757	20.886	0.000
		2	0.504	-0.162	30.168	0.000
		3	0.293	-0.067	33.470	0.000
		4	0.096	-0.129	33.662	0.000
		5	-0.054	-0.070	33.971	0.000
		6	-0.154	-0.060	34.980	0.000
		7	-0.275	-0.200	38.356	0.000
		8	-0.380	-0.139	46.010	0.000
		9	-0.429	-0.079	53.880	0.000
		10	-0.464	-0.127	64.210	0.000
		11	-0.468	0.006	72.851	0.000
		12	-0.345	0.186	76.168	0.000
		13	-0.136	-0.117	77.243	0.000
		14	-0.042	-0.003	77.351	0.000
		15	0.048	-0.008	77.505	0.000
		16	0.126	0.025	78.599	0.000

Correlogram of D(M)

(7)الشكل

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.211	0.211	1.5695	0.210
		2	0.058	0.013	1.6896	0.430
		3	0.052	0.039	1.7918	0.617
		4	-0.070	-0.084	1.9849	0.739
		5	-0.172	-0.149	3.1726	0.673
		6	0.060	0.127	3.2782	0.773
		7	0.036	0.021	3.3366	0.852
		8	-0.105	-0.123	3.8367	0.872
		9	0.010	0.025	3.8416	0.922
		10	-0.076	-0.162	4.1279	0.941
		11	-0.189	-0.121	5.9523	0.877
		12	-0.031	0.038	6.0084	0.916
		13	-0.107	-0.149	6.6577	0.919
		14	-0.009	0.078	6.6623	0.947
		15	-0.135	-0.208	7.8329	0.930
		16	-0.065	-0.091	8.4441	0.935

Correlogram of P

(8)الشكل

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.931	0.931	31.277	0.000
		2	0.844	-0.169	57.819	0.000
		3	0.761	-0.002	80.113	0.000
		4	0.656	-0.229	97.232	0.000
		5	0.555	0.020	109.83	0.000
		6	0.468	0.022	119.35	0.000
		7	0.379	-0.008	125.74	0.000
		8	0.295	-0.018	129.74	0.000
		9	0.213	-0.086	131.93	0.000
		10	0.129	-0.062	132.77	0.000
		11	0.058	0.019	132.95	0.000
		12	-0.024	-0.187	132.98	0.000
		13	-0.119	-0.139	133.79	0.000
		14	-0.208	-0.093	136.43	0.000
		15	-0.280	0.064	141.48	0.000
		16	-0.344	-0.029	149.52	0.000

Correlogram of D(P)

(9)الشكل

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.169	0.169	1.4250	0.232
		2	-0.183	-0.218	2.9192	0.232
		3	-0.085	0.010	3.2757	0.351
		4	-0.059	-0.095	3.5156	0.475
		5	-0.074	-0.052	3.7380	0.588
		6	0.034	0.035	3.7883	0.705
		7	-0.109	-0.171	4.3035	0.742
		8	-0.002	0.086	4.3037	0.827
		9	0.059	-0.023	4.4634	0.878
		10	-0.081	-0.161	4.7846	0.906
		11	0.135	0.206	5.7304	0.893
		12	0.144	0.085	6.8547	0.867
		13	-0.013	0.044	6.8638	0.903
		14	-0.233	-0.247	9.1485	0.821
		15	-0.004	0.027	9.1491	0.864
		16	-0.073	-0.112	9.3532	0.899