أثر الصدمات الاقتصادية الخارجية على الصادرات المصرية

د. مجدي الشوربجي *
قسم الاقتصاد
كلية الإدارة والاقتصاد
جامعة مصر للعلوم والتكنولوجيا

المستخلص

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر الصدمات الاقتصادية الخارجية على الصادرات المصرية خلال الفترة 2000 – 1977 في الأجلين القصير والطويل. ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام دوال استـجابة النبضـة Impulse Response Functions (IRFs) ومكـونات التبـاين Variance Decompositions (VDCs) المقدرة من نموذج تصحيح الخطأ ذو المتجة Vector Error-Correction Model (VECM) بطريقة Johansen. وتشير نتائج الدراسة إلي أن الصادرات السلعية الإجمالية المصرية تأثرت بالصدمات الاقتصادية الخارجية في الأجلين القصير والطويل . وتتلخص أهم استنتاجات هذه الدراسة في (1) ضعف الطلب الأجنبي على الصادرات السلعية الإجمالية المصرية. (2) أن الجزء الأكبر من الزيادة في قيمة هذه الصادرات يرجع بدرجة كبيرة إلي الزيادة في أسعار السوق العالمية للسلع غير الوقودية المصدرة وليس إلي الزيادة في الكميات المصدرة من هذه السلع. لذلك ينبغي على واضعي السياسة العمل على تطبيق السياسات الاقتصادية الكلية والهيكلية بالشكل الذي يؤدي إلي زيادة التنافسية الدولية للصادرات المصرية ، وتنويع المنتجات التصديرية ، وزيادة اتساع نطاق التعاون التجاري الدولي .

* Mailing Address: Dr. Magdy A. El-Shourbagui , Department of Economics, Misr University for Science and Technology, 6th of October City, Al-Motamayez District, Egypt. Tel: (202) 202-2623. Fax: (202) 835-4699. E-mail: mshourbagui@yahoo.com.

1. مقدمة

تشير الأحداث الاقتصادية الجارية إلي تزايد انتشار الصدمات الاقتصادية الخارجية في معظم اقتصاديات دول العالم مع تزايد تحررها الاقتصادي واندماجها في النظام الاقتصادي العالمي ، وفي ظل العولمة الاقتصادية لن تكون هناك دولة آخذة في النمو أو متقدمة بعيدة عن التعرض للصدمات الاقتصادية الخارجية في الوقت الذي تعجز فيه دول كثيرة عن مواجهة هذه الصدمات .

ومن أمثلة الصدمات الاقتصادية الخارجية الشائعة : الزيادة في سعر البترول الخام ، والتقلبات في الأسعار العالمية للسلع غير الوقودية (انخفاض أسعار السلع غير الوقودية المصدرة، وأرتفاع أسعار السلع غير الوقودية المستوردة المستخدمة كمدخلات في إنتاج الصناعات المحلية) ، وانخفاض الطلب الأجنبي على صادرات الدول الآخذة في النمو الراجع إلي الركود أو الكساد في الدول الصناعية المتقدمة.

وقد تم دراسة موضوع الصدمات الاقتصادية الخارجية بواسطة العديد من الباحثين باستخدام عدة مناهج : أولها منهاج تحليل مكونات الحسابات الاقتصادية الكلية Macroeconomic Accounting Decompositions (انظر على سبيل المثال : Balassa and McCarthy, 1984 ; McAleese and McCarthy, 1989; McCarthy et al., 1995; McCarthy and Dhareshwar, 1992; Balassa, 1986). وثانيهما منهاج تحليل التوازن العام الجمعي Computable General Equilibrium (CGE) (انظر على سبيل المثال : Elbadawi and Schmidt-Hebbel, 1991; Devarajan et al.,1993; Go,1991; Mendoza,1992,). وثالثهما منهاج نموذج الانحدار الذاتي Vector Autoregressive (VAR) أو نموذج تصحيح الخطأ ذو المتجه Vector Error-Correction Model (VECM) (انظر على سبيل المثال : Kandil,2000; Buckle et al.,2002; Dungey, 2001; Zhang et al., 2003 Eltony, 2001;) .

ويتمثل الهدف الرئيسي لهذه الدراسة في قياس وتحليل أثر الصدمات الاقتصادية الكلية الخارجية على الصادرات السلعية المصرية في الأجلين القصير والطويل خلال الفترة من عام 1977 حتي عام 2000 . وتتمثل الصدمات الاقتصادية الخارجية التي سوف يتم تناولها في هذه الدراسة في صدمتين هما : انخفاض الطلب الأجنبي على الصادرات

المحلية ، والتقلبات في الأسعار العالميـة للـسلع غيـر الوقوديـة . إن الزيـادة فـي الطلـب الأجنبي في بقية دول العالم على السلع غيـر الوقوديـة سـوف يـؤدي إلـي زيـادة الطلـب الخارجي على صادرات الدول الآخذة فـي النمـو مـن الـسلع غيـر الوقوديـة ، ممـا يـؤدي إلي زيـادة قيمـة الـصـادرات الـسـلعية لهـذه الـدول (Hunt, 1995, p. 24). ومن ناحية أخرى يترتب على زيادة الطلـب الأجنبـي حـدوث زيـادة فـي الـصادرات السلعية الإجمالية ، مما يؤدي إلـي زيـادة النـاتج المحلـي الإجمـالي بالأسـعار الجاريـة ، الأمر الذي يؤدي جزئياً إلي زيادة الطلب على السلع المحلية القابلـة للتـصدير ، ممـا يـؤدي إلي انقاص الفائض المخصص للتصدير من هذه الـسلع ، الـذي يـؤدي بـدوره فـي النهايـة إلـي نقـص الـصـادرات الـسلعية المحليـة (De Roos and Russell, 2000, p. 1.) أمـا التقلبات في الأسعار العالمية للسلع غير الوقودية فتـؤثر علـى الـصادرات الـسلعية المحليـة من خلال تأثيرها على جانب الطلـب المحلـي. فالزيـادة المفاجئـة فـي الأسـعار العالميـة للسلع غير الوقودية المصدرة سوف تؤدي إلـي زيـادة قيمـة الـصادرات الـسلعية لاقتـصاد ما، إذا كانت هذه السلع تمثل بنداً أساسياً فـي صـادرات هـذا الاقتـصاد (Kandil, 2000, p. 3).

ولتحقيق هدف الدراسـة ، سوف يتم استخـدام دوال اسـتجابة النبضـة Impulse Response Functions (IRFs) ومكونات التباين Variance Decompositions (VDCs) المقدرة من نموذج تصحيح الخطأ ذو المتجة Vector Error-Correction Model (VECM) بطريقة Johansen . ولهذا فإن هذه الدراسة تمثل مساهمة في المنهاج الثالث للدراسات التجريبية السابقة. وسوف يتم إجراء كافة الاختبارات والتقديرات باستخدام حزمتين من برامج الاقتصاد القياسي هما : EViews 3.1 ، و EasyReg International , 2001

وتشير نتائج الدراسة إلي أن الصادرات السلعية الإجمالية المصرية تأثرت بالصدمات الاقتصادية الخارجية في الأجلين القصير والطويل . وقد تم تقسيم الدراسة إلي خمـسة أجـزاء رئيـسية : الجزء الأول يضم المقدمة . والجزء الثاني يختص بتقديم استعراضاً مرجعياً للصدمات الاقتصادية الخارجية مع التركيز على الدراسات التي استخدمت نموذج VAR أو VECM . والجزء الثالـث يتم فيه عرض منهجية الدراسة . والجزء الرابع يتم فيه اختيار المتغيرات وتحديد مصادر بياناتها

مع عرض وتحليل للنتائج التجريبية. أما الجزء الخامس ، ففيه يتم عرض الملخص والخلاصة وأهم الاستنتاجات .

2. الدراسات التجريبية السابقة

يتناول هذا الجزء من الدراسة استعراضاً مرجعياً لبعض الدراسات التجريبية السابقة التى تم فيه دراسة الصدمات الاقتصادية الخارجية سواء باستخدام VAR أو VECM .

1.2. دراسة Kandil (2000)

قامت Kandil(2000) بدراسة أثر الصدمات الاقتصادية الكلية الداخلية والخارجية على كل من معدل نمو متوسط نصيب الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ، ورصيد الحساب الجاري ، ورصيد الموازنة العامة للدولة ، مع ايضاح استجابات السياسات المحلية حيالها ، لعدد 18 دول عربية منها 8 دول مصدرة للبترول و 10 دول غير مصدرة للبترول ، خلال الفترة 1997 - 1971 ، باستخدام VECM متبعة منهج بيانات السلاسل الزمنية المقطعية أو ما يطلق عليه Panel Data Approach . وأشارت نتائج هذه الدراسة إلي أنه في الأجل القصير تعرضت الدول محل الدراسة للصدمات الاقتصادية الداخلية والخارجية ، بينما في الأجل الطويل ، فقد كانت آثار الصدمات الاقتصادية الخارجية أكبر بالمقارنة بآثار الصدمات الاقتصادية الداخلية. كما أشارت النتائج إلي إمكانية استخدام السياسات المحلية لتخفيف حدة أوتعويض الآثار السلبية للصدمات الخارجية .

2.2. دراسة Eltony (2001)

قام Eltony (2001) بدراسة أثر صدمة سعر البترول على المتغيرات الاقتصادية الكلية لهذه المتغيرات للاقتصاد الكويتي ، مستخدماً بيانات ربع سنوية خلال الفترة 1998:4 – 1984:1 ، بواسطة تطبيق VAR , VECM. وأشارت هذه الدراسة إلي وجود علاقة سببية أحادية الآتجاه تسير من كل من أسعار البترول ، وايرادات البترول ، والإنفاق الحكومي إلي المتغيرات الأخري . كما أشارت نتائج هذه الدراسة إلي أنه يمكن أن تستخدم السياسة المالية بفعالية أكثر لتثبيت الاقتصاد المحلي بعد صدمة أسعار البترول .

3.2. دراسة Dungey (2000)

غير أن Dungey (2000) قام بدراسة أثر الصدمات المحلية والدولية على الأداء الاقتصادي المحلي ، مع بيان دور السياسة النقدية المحلية في استراليا ، خلال فترة التسعينات ، باستخدام نموذج VAR هيكلي . حيث خلصت الدراسة إلي أنه يمكن تحقيق أقصي عائد أو أدني خسارة للاقتصاد المحلي ، بواسطة الاستجابة الفعالة للسياسة النقدية المحلية تجاه الصدمات المحلية والدولية .

4.2. دراسة Duckle et al. (2002)

تناولت دراسة Duckle et al. (2002) قياس أثر الصدمات المحلية والدولية على الاقتصاد المحلي ، مع بيان الاستجابات الديناميكية لهذا الاقتصاد في مواجهة هذه الصدمات في نيوزيلندا ، مستخدماً بيانات ربع سنوية خلال الفترة 2002:1 – 1983:1 ، بواسطة تطبيق نموذج VAR هيكلي. وأشارت نتائج هذه الدراسة إلي أن الصدمات الدولية كانت لها تأثير أكبر على الدورة التجارية لنيوزيلندا بالمقارنة بالصدمات المحلية خلال الفترة محل الدراسة . كما أشارت النتائج إلي وجود ردود فعل واضحة وملحوظة للمتغيرات الاقتصادية المحلية تجاه الصدمات المحلية والدولية التي حدثت خلال الفترة المذكورة .

3. منهجية الدراسة

يمكن بيان منهجية الدراسة في الخطوات التالية :

1.3. نموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه

نموذج الانحدار الذاتي ذو المتجه Vector Autoregressive (VAR) هو نموذج متعدد المتغيرات يتم من خلاله تفسير القيم الجارية لكل متغير داخلي بواسطة القيم الماضية لكل من هذا المتغير والمتغيرات الأخري لهذا النموذج (Jacobs and van der Horst, 1996, p. 2). ويأخذ هذا النموذج الشكل التالي [لمزيد من التفاصيل عن نموذج VAR العام ، انظر Lütkepohl (2000):

$$Y_t = a_0 + a_1\, t + \sum_{j=1}^{p} \Gamma_j \; + Y_{t-1} + U_t$$
$$t = 1,2,.....,T \qquad (1)$$
$$j = 1,2,.....,p$$

حيث أن :

Y = متجه المتغيرات الداخلية التي تمثل عدد المتغيرات الاقتصادية الكلية للنموذج (nx1).

n = عدد متغيرات النموذج.

a_0 = متجه الحد الثابت (nx1).

t = الاتجاه العام.

T = عدد المشاهدات المستخدمة في الانحدار.

Γ = مصفوفة المعاملات التي تمثل آثار المتغيرات في الأجل القصير (nxn) .

U = متجه حدود الخطأ العشوائي التي يفترض عدم ارتباط قيمها ، وأنها تتبع توزيعاً معتدلاً وسطه الحسابي يساوي صفر وتباينه ثابت (nx1).

p = فترة الإبطاء المثلي ، وهي الفترة الزمنية التي تضمن عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي أو حدود الأخطاء العشوائية .

2.3. اختبار سكون المتغيرات

إن الخطوة الأولي بعد تحديد نموذج VAR هو تحديد رتبة التكامل المشترك لكل متغيرات هذا النموذج . ولتحقيق ذلك سوف يتم اختبـار جـذر الوحـدة Unit Root لكل متغير على حدة باستخدام اختبار Dickey – Fuller الموسع (Dickey and Augmented Dickey –Fuller (ADF) .Fuller,1979,1981)

ويمكن تطبيق اختبار ADF لاختبار سكون متغير ما في مستواه باستخدام المعادلة التالية :

$$\Delta Y_t = b_0 + b_1\, Y_{t-1} + \alpha\, t + \sum_{i=1}^{p} c_i \; \Delta Y_{t-1} + e_t \qquad (2)$$

حيث أن :

Δ = التغير (الفروق الأولي).

Y = المتغير المراد اختبار سكون سلسلته الزمنية.

Y_{t-1} = Y ذو فترة إبطاء سنة واحدة.

e = حد الخطأ العشوائي.

ويتوقف شكل الصيغة المقدرة لهذه المعادلة على مقدار p المختار. وحتي يمكن الحصول على مقدار p الأمثل لمعادلة تطبيق الاختبار سوف يتم اختيار مقدار p الـذي يعطـي أقـل قيمـة لمعيـار Schwartz Bayesian Schwartz Bayesian Criterion (SBC) (Schwartz,1978) الذي يحسب كما يلي :

$$SBC = Log\hat{\sigma}^2 + [m(LogT)]/T \qquad (3)$$

حيث أن :

Log = اللوغاريتم الطبيعي.

$\hat{\sigma}^2$ = تباين حد الخطأ المقدر.

m = عدد معاملات الانحدار في النموذج المقدر بما في ذلك الحد الثابت.

ويتم اختبار فرضية العدم ($H_0 : b_1 = 0$) التي تفترض أن مستوي المتغير Y_t غير ساكـن (بمعني أن السلسلة الزمنية لهذا المتغير تحتوي على جذر الوحدة) بمقارنة القيمة المطلقة لإحصائية – t المحسوبة لمعامل الانحدار المقدر للمتغير Y_{t-1} ($\hat{b}_1$) – الناتجة من تقدير المعادلة رقم (2) باستخدام مقدار p الأمثل الذي يتم اختياره وفقاً لمعيار SBC السابق بيانه – بالقيمة المطلقة الحرجة (الجدولية) المناظرة المحسوبة في Mackinnon (1991) عند مستوي معنوية معين. فإذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية – t المحسوبة أكبر من القيمة المطلقة لإحصائية – t الجدولية ، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة ($H_1 : b_1 < 1$) ، ومن ثم يكون المتغير محل الاختبار ساكن في مستواه ـ مما يعني خلو السلسلة الزمنية لهذا المتغير من جذر الوحدة. وفي هذه الحالة يقال أن هذه السلسلة أنها متكاملة من الرتبة صفر ، أي $I(0)$. أما إذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية – t المحسوبة أقل من القيمة المطلقة لإحصائية – t الجدولية ، يتم قبول فرضية العدم القائلة بأن المتغير محل الاختبار غير ساكن في مستواه. وفي هذه الحالة يعاد تطبيق اختبار ADF لاختبار سكون المتغير في الفروق الأولي لقيمه. فإذا تم رفض فرضية العدم ، فإن Y_t يكون ساكناً في الفروق الأولي أو متكاملاً من الرتبة الأولي ، أي $I(1)$. لاحظ أنه إذا كانت الفروق الأولي لقيم المتغير تحتوي على جذر الوحدة ، فإنه سوف يعاد تطبيق الاختبار مرة أخري لاختبار سكون المتغير في الفروق الثانية لقيمه ، وهكذا.

3.3. اختبار التكامل المشترك متعدد المتغيرات

يستلزم إجراء اختبار التكامل المشترك متعدد المتغيـرات ، أن تكـون الـسلاسل الزمنيـة لهـذه المتغيرات جميعها متكاملة من نفس الرتبة . فعلي سبيل المثال ، ينبغي أن تكون كل سلسلة مـن هذه السلاسل متكاملة من الرتبة الأولي ، أي $I(1)$. ولهذا ، فإن الهدف من إجراء اختبار جذر الوحدة هو تحديد رتبة التكامل المشترك لكل متغير من المتغيرات المستخدمة في الدراسة ، وذلك حتي يمكن تطبيق اختبار التكامل المشترك بين هذه المتغيرات. ومن ثم ، بعد معرفة هذه الرتبة ، تتمثل الخطوة التالية في التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة بواسطة اختبار التكامل المشترك متعدد المتغيرات.

ومن أهم اختبارات التكـامل المشـترك متعـدد المتغيرات اختبـار Johansen (J – J) الذي يستـخدم طريقة الإمكـان Johansen and Juselius,1990;1992) and Juselius) الأعـظم ذات المعلومـات الكامـلة Full Information Maximum Likelihood (FIML) التي تعالج كل المتغيرات في النموذج كمتغيرات داخلية . ولبيان هذا الاختبار يتم إعادة كتابة المعادلة رقم (1) في شكل نمـوذج تصـحيح الخطـأ ذو المتجه Vector Error-Correction Model (VECM) كما يلي :

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \prod Y_{t-p} + U_t' \quad (4)$$
$$i = 1,.....,p-1$$

حيث تشير $\prod$ إلي مصفوفة المعاملات التي تمثل آثار المتغيرات في الأجل الطويل (nxn) . ويشار لرتبة هذه المصفوفة بالرمز r . حيث تحدد r عدد متجهات التكامل المشترك. وفي حالة $0 < r < n$ فإن هذه المصفوفة تتكون من مصفوفتين هما α ، β' (أي أن : $\prod = \alpha\beta'$) . إن β تمثل مصفوفة متجهات التكامل المشترك (nxr) ، وهي تقيس العلاقة بين متغيرات المتجه في الأجل الطويل، التي يفترض أنها متكاملة من الرتبة الأولي ، أي $I(1)$ (ولهذا يتم استخدام قيم الفروق الأولي لهذه المتغيرات في نموذج VAR) ، بينما β' تمثل المصفوفة المدورة المناظرة للمصفوفة (rxn) ، في حين α تمثل مصفوفة معاملات حد تصحيح الخطأ (nxr) ، وهي تقيس علاقة التكيف من الأجل القصير إلي الأجل الطويل. لاحظ

ان $\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \ \Delta Y_{t-i}$ تمثل مكون VAR باستخدام قيم الفروق الأولي للمتغيرات ، بينما يمثل $\prod Y_{t-p}$ مكون تصحيح الخطأ باستخدام القيم الأصلية للمتغيرات .

وحتي يمكن تطبيق اختبار J – J ينبغي أولاً تحديد مقدار p الأمثل في نموذج VAR الذي يشمل متغيرات الدراسة ، مع إضافة متغير الاتجاه العام. وسوف يتم ذلك باختيار مقدار p الذي يعطي أقل قيمة لكل من معيار SBC السابق ذكره ومعيار (Hannan – Quinn Criterion [Hannan – Quinn (Hannan and Quinn,1979) HQC] الذي يحسب كما يلي :

$$HQC = Log\hat{\sigma}^2 + 2m[Log(LogT)]/T \qquad (5)$$

وبتقدير نموذج VECM يمكن اختبار عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة من عدمه وإيجاد عدد متجهات التكامل المشترك المعنوية إحصائياً باستخدام اختبارين مختلفين لنسبة الإمكان Likelihood Ratio (LR) هما : اختبار أثر Trace Test (λ_{trace}) ، واختبار القيم الذاتية العظمي Maximum Eigenvalues Test ($\lambda_{\max}$). هذين الاختبارين يتم حسابهما كما يلي :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{p} Ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (6)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -TLn(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (7)$$

حيث تشير $\hat{\lambda}'s$ إلي القيم الذاتية العظمي المقدرة من $\prod$.

إن فرضية العدم للاختبار الأول(λ_{trace}) تتمثل في أن عدد متجهات التكامل المشترك أقل أو يساوي r مقابل الفرضية البديلة($r \le n$) . فعلى سبيل المثال ، يمكن استخدام قيمة إحصائية هذا الاختبار في اختبار $H_0 : r \le o$ مقابل $H_1 : r \le 1$ ، واختبار $H_0 : r \le 1$ ضد $H_1 : r \le 2$ ، وهكذا . أما فرضية العدم للاختبار الثاني($\lambda_{\max}$) فتتمثل في أن عدد متجهات التكامل المشترك يساوي r مقابل الفرضية البديلة $r = r+1$. فعلى سبيل المثال ، يمكن استخدام قيمة إحصائية هذا الاختبار في اختبار $H_0 : r = 0$ مقابل $H_1 : r = 1$ ، و $H_0 : r = 1$ ضد $H_1 : r = 2$ ، وهكذا .

ويتم اختبار فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات بواسطة مقارنة قيم إحصائيات الاختبار المحسوبة بقـم إحصائيات الاختبار الجدولية المناظرة الواردة في Johansen and Juselius (1990) أو Ostewald – Lenum (1992) عند مستوي معنوية معين. فإذا كانت قيمة إحصائيات الاختبار المحسوبة أكبر من قيمة إحصائيات الاختبار الجدولية ، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة القائلة بأن هناك تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة (بمعني أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات) ، ومعرفة عدد متجهات هذا التكامل .

4.3. كيفية تقدير دوال استجابة النبضة ومكونات التباين

أن دوال استجابة البنضة Impulse Response Functions (IRFs) تقيس أثر الصدمة التي يتعرض لها متغير داخلي ما داخل نموذج VAR أو VECM على القيم الحاليـة والمـستقبلية للمتغيـرات الداخلية الأخري لهذا النموذج . وهناك طريقتين لقياس أثر الصدمة أولهما قياس أثـر الـصدمة بمقدار انحراف معياري واحد ، وثانيهما قياس أثر الصدمة بمقدار وحدة واحدة . . ونظراً لأنه سوف يتم استخدام المقياس الأول ، فسوف يتم الإشارة إلي هذا المقياس فـي هـذا الجـزء مـن الدراسة.

أما مكونات التباين Variance Decompositions (VDCs) ، فتقيس الأهمية النسبية للمتغير فـي تفسير تباين أخطاء التنبؤ للمتغيرات في النموذج محل الدراسة . وبعبارة أخري ، فهـي تعكـس المساهمة النسبية للتغير في متغيرما في تفسير التغير في المتغيرات الأخرى كل على حدة.

ويمكن الحصول على دوال استجابة النبضة ومكونات التباين من خـلال تحويـل VECM الـذي توضحه المعـادلة رقم (4) إلي نمـوذج المتوسـط المتحـرك ذو المتجـــــه Vector Moving Average (VMA) (Schumacher,2001, p. 353 & 354; Kouassi et al., 1997, pp. 8 - 10; www.uwasa.fi/~sjp/Teaching/Afts/Lectures/etsc2.pdf, p. 80 – 88 ; www.ub.rug.nl/eldoc/dis/eco/c.horvath/c3.pdf, p. 58 & 59) كما يلي (لاحظ إنه تم استبعاد t الواردة في VECM هنا للتبسيط) :

$$\Delta Y_t = \tau_0 + \sum_{j=0}^{\infty} A_j U_{t-j} \qquad (8)$$
$$= a_0 + A_0 U_t + A_1 U_{t-1} + A_2 U_{t-2} + ...$$

حيث أن :

A_j = مصفوفة معاملات نموذج VMA (nxn) .

U = متجه الصدمات الاقتصادية الهيكلية الكلية أو متجه حدود الخطأ العشوائي كما سبق ذكـره (nx1) .

وتوضح هذه المعادلة أن المتجه ΔY_t يعتمد فقط على البواقي أو حدود الخطـأ . فعلـى سـبيل المثال ، يمثل المعامل A_0 أثر الصدمة في الفترة الزمنية t (U_t) على ΔY_t ، بينمـا يمثـل المعامل A_1 أثر الصدمة في الفترة الزمنية t بعد فترة زمنية واحدة (U_{t-1}) علـى ΔY_{t+1} ، في حين يمثل المعامل A_2 أثر الصدمة في الفترة الزمنية t بعد فترتين زمنيتين (U_{t-1}) علـى ΔY_{t+2} ، و هكذا .

ومن ثم يمكن الحصول على أثر U_t على Y_t بعد أفق زمني معين(s) للتنبؤ بواسطة المعادلة التالية :

$$\frac{\partial Y_{t+1}}{\partial U_t} = A_s \qquad (9)$$

يتضح من هذه المعادلة أن المصفوفة A_S تمثل الآثار الحدية أو استجابة النموذج لحدوث صـدمة بمقدار انحراف معياري واحد في الفترة الزمنية t في كل متغير من المتغيرات التي يتضمنها هذا النموذج .

ونظراً لأن الصف i والعمود j للمصفوفة A_S يحدد أثر حـدوث صـدمة بمقـدار انحراف معياري واحد في المتغير العمودي في الفترة الزمنية t (U_{jt}) على المتغير الـصفي في الفترة الزمنية $t+s$ ($Y_{i,t+s}$) ، فإن استجابة $Y_{i,t+s}$ لحدوث صـدمة بمقـدار انحراف معياري واحد في $Y_{j,t}$ يمكن الحصول عليها من خلال المعادلة التالية :

$$\frac{\partial Y_{i\ ,\ t+s}}{\partial U_{j\ ,\ t}} = A_{ij\ ,\ s} \qquad (11)$$
$$s = 0,1,.....,\infty$$

لاحظ أن استجابة Y_i لحدوث صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في Y_j التي تعطى بشكل تتابعي ($A_{ij\ ,\ 1}$; $A_{ij\ ,\ 2}$; $A_{ij\ ,\ 3}$; .... ; $A_{ij\ ,\ s}$) تعرف باسم دالة مضاعف النبضة Impulse Multiplier Function .

لاحظ أيضاً ان معاملات المصفوفة A_s ($A_{ij\ ,\ s}$) تمثل معاملات استجابة النبـضة التـي يطلق عليها الاقتصاديين اصطلاح "المـضاعفات الديناميكيـة" Dynamic Multipliers . كمـا يلاحظ أن الرسم البياني لقيم معاملات هذه المصفوفة كدالة في s يطلق عليه التعبير البياني لدوال استجابة النبضة. وتعكس هذه المضاعفات أثر الصدمة في الأجل القصير في الفترة الزمنية t . ونظراً لأن المتجه Y_t يمثل مجموع الفروق المتراكمة ابتداءاً من القيمة المبدئية أي :

$$Y_{t+s} = Y_{t-1} + \Delta Y_t + \Delta Y_{t+1} + ... + \Delta Y_{t+s} \qquad (12)$$

فإن أثر الصدمة في الأجل الطويل في الفترة الزمنية t هو عبارة عن مجموع استجابات النبـضة من 0 إلي s أو هو مجموع عنصر العمود(j) في المصفوفة A (معاملات المصفوفة A_j) لكل صدمة على حدة ، أي :

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial U_t} = \sum_{i=0}^{s} A_j \qquad (13)$$

ويتم حساب مكونات تباين خطأ التنبؤ بواسطة الصدمات التي يتعرض لها المتغيـر Y_j كما يلي :

$$\sum_{k=0}^{s} A^2_{ij\ ,\ k}\ , \qquad (14)$$
$$k = 0,1,.....,s$$

كما يتم حساب الأهمية النسبية للمتغير j في تفسير التغير في المتغير i عند فترات زمنية مختلفة بواسطة المعادلة التالية :

$$R^2_{ij\ ,\ s} = 100\left(\frac{\sum_{k=0}^{s-1} A^2_{ij\ ,\ k}}{\sum_{u=1}^{n}\sum_{k=0}^{s-1} A^2_{iu\ ,\ k}}\right) \qquad (15)$$

$$u = 1\ ,\ .....\ ,\ n$$

حيث أن :

u = الصدمة الاقتصادية الهيكلية الكلية .

n = عدد الصدمات الاقتصادية الهيكلية الكلية (عدد متغيرات النموذج) .

يتضح مما سبق أن دوال استجابة النبضة توضح آثار الصدمة التي يتعرض لها متغير داخلي ما على المتغيرات الأخري في نموذج VECM ، بينما مكونات التباين فتوضح الأهمية النسبية لكل متغير من متغيرات هذا النموذج في تفسير التغير في متغير داخلي معين داخل النموذج المذكور .

4. البيانات والنتائج التجريبية

1.4 . اختيار المتغيرات ومصادر البيانات

يمكن تعريف المتغيرات المستخدمة في الدراسة على النحو التالي :

Y_t = الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الجارية بالمليون دولار.

X_t = قيمة الصادرات السلعية الإجمالية بالمليون دولار.

IP_t = قيمة الإنتاج الصناعي المحلي بالمليون جنيه .

XY_t = قيمة الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي [(X_t / Y_t)*100] .

Y^w = الناتج العالمي. للتعبير عن هذا المتغير ، تم استخدام الرقم القياسي للإنتاج الصناعي لعدد 22 دولة صناعية (100 = 1995) لكي يعكس صدمة الطلب الأجنبي .

P^{nfc}_t = أسعارالسوق العالمية للسلع غير الوقودية. للتعبير عن هذا المتغير ، تم استخدام الرقم القياسي لمتوسط أسعار السوق العالمية للسلع غير الوقودية مرجحة على أساس أنصبتها من الصادرات السلعية العالمية (100 = 1995).

أما بالنسبة لمصادر البيانات ، فقد تم الحصول علي بيانات IP_t من أعداد مختلفة للنشرة الاقتصادية للبنك الأهلي المصري ، كما تم الحصول على بيانات Y_t من CD-ROM البنك الدولي الخاصة بالمؤشرات الاقتصادية العالمية الصادرة عام 2002 . أما باقي بيانات المتغيرات ، فقد تم الحصول عليها من الإحصاءات المالية الدولية (online)التي يصدرها صندوق النقد الدولي . ويشير الحرف L أمام المتغير إلي اللوغاريتم الطبيعي.

2.4. نتائج اختبارات السكون للمتغيرات

يوضح الجدول رقم (1) نتائج تطبيق اختبار ADF لمستويات المتغيرات المستخدمة في الدراسة ، وللفروق الأولي لقيمها. وقد تم اختيار فترة الإبطاء المناسبة عند التطبيق باستخدام معيار SBC كما سبق ذكره .

جدول رقم(1) نتائج اختبار Dickey-Fuller (ADF) الموسع

المتغيرات	إحصائية ADF test	القيم الحرجة		
		1%	5%	10%
1. المستويات				
XY_t	-2.6745 (1)	-4.4415	-3.6330	-3.2535
LY^w_t	-3.1852 (1)	-4.4415	-3.6330	-3.2535
LP^{nfc}_t	-2.7402 (2)	-4.4691	-3.6454	-3.2602
IP_t	-0.5831 (1)	-4.4415	-3.6330	-3.2535
2. الفروق الأولي				
ΔXY_t	-3.2829*** (1)	-4.4691	-3.6454	-3.2602
ΔLY^w_t	-3.7961** (1)	-4.4691	-3.6454	-3.2602
ΔLP^{nfc}_t	-4.9830* (1)	-4.4691	-3.6454	-3.2602
ΔIP_t	-3.2716*** (1)	-4.4691	-3.6454	-3.2602

ملاحظات :

- الرقم بين الأقواس يشير إلي فترة الإبطاء المثلى المستخدمة عند تطبيق اختبار ADF .
- إن فرضية العدم (H_0) تتمثل في أن المتغير يحتوي على جذر الوحدة . بمعنى أن المتغير غير ساكن .

* يرفض فرضية العدم عند مستوي دلالة قدره 1%

** يرفض فرضية العدم عند مستوي دلالة قدره 5% .

*** يرفض فرضية العدم عند مستوي دلالة قدره 10% .

وتبين من هذا الجدول سكون الفروق الأولي لقيم كل متغير من المتغيرات محل الاختبار . ومن ثم يمكن القول بأن جميع المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة الأولي ، أي $I(1)$.

3.4. نتائج اختبارات التكامل المشترك متعدد المتغيرات

نظراً لأن اختبار جذر الوحدة أكد على أن جميع المتغيرات المستخدمة في الدراسة كانت متكاملة من الرتبة الأولي كما سبق ذكره ، فقد تم إجراء اختبار J – J لتحديد مدي وجود تكامل مـشترك بين هذه المتغيرات من عدمه. ولتحديد فترة الإبطاء المثلي (مقدار p الأمثل) لإجـراء هـذا الاختبار ، تم تقدير نموذج VAR يشمل متغيرات الدراسة بالإضافة إلي متغيـر الاتجـاه العـام وحساب قيمة معياري SBC و HQC السابق ذكرهما ، فتبين أنه يـساوي 3 . ومـن ثـم فـإن مقدار p الأمثل المستخدم في تقدير VECM يساوي 2 .

ويوضح الجدول رقم (2) نتائج تطبيق اختبارات $\lambda_{\max}$ و λ_{trace} للتكامـل المـشترك بـين المتغيرات محل الدراسة .

جدول رقم (2) : نتائج اختبار Johansen للتكامل المشترك متعدد المتغيرات

الفرضيات		إحصائية	القيم الحرجة			إحصائية	القيم الحرجة		
H_0	H_1	$\lambda_{\max}$	20%	10%	5%	λ_{trace}	20%	10%	5%
$r=0$	$r=1$	73.9*	26.1	29.0	31.5	125.4*	54.5	59.0	62.7
$r\le 1$	$r=2$	29.8*	20.5	23.1	25.4	51.5*	35.7	39.0	42.4
$r\le 2$	$r=3$	17.9**	14.7.	16.9	19.2	21.7***	20.3	23.0	25.4
$r\le 3$	$r=4$	3.8	8.6	10.6	23.5	3.8	8.6	10.6	12.5

ملاحظات :

* يرفض فرضية العدم عند مستوي دلالة قدره 5% .

** يرفض فرضية العدم عند مستوي دلالة قدره 10% .

*** يرفض فرضية العدم عند مستوي دلالة قدره 20% .

ويلاحظ من هذا الجدول أنه عندما تم اختبار فرضية العدم ($r=0$) مقابـل الفرضـية البديلـة المتمثلة في $r=1$ ، تبين أن القيمة المحسوبة لإحصائية كل من الاختبارين المذكورين كانت أكبر من القيمة الحرجة لإحصائيتهما عند مستوي 5% ، ولهذا تم رفض فرضية العدم. ويستنتج مـن ذلك أن هناك متجه مشترك واحد على الأقل للعلاقة بين المتغيرات محل الاختبار.

كما يلاحظ انه عند اختبار فرضية العدم المتمثلة في $r\le 3$ ، $r\le 2$ ، $r\le 1$ مقابـل الفرضـية البديلة المتمثلة في $r=4$ ، $r=3$ ، $r=2$ على الترتيب من اليسار إلي اليمين ، اتـضح أن

القيمة المحسوبة لإحصائية كل من الاختبارين المستخدمين كانت أقل من القيمة الحرجة لإحصائيتهما عند مستوي 5% بالنسبة لفرضية العدم $r \leq 3$ ، وعلى ذلك تم قبول لفرضية العدم المتمثلة في $r \leq 3$. تتضمن هذه النتيجة أن هناك ثلاثة متجهات للتكامل المشترك بين المتغيرات المستخدمة في الدراسة. وفي حالة وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك للعلاقة بين هذه المتغيرات ، يتم اختيار متجه مشترك واحد وتفضيله على الآخر إذا كانت إشارات وقيم المعاملات المقدرة لهذا المتجه تتفق مع ما هو متوقع طبقاً للنظرية الاقتصادية (Bahmani-Oskooee and Brooks , 1999 and Loizos and Thompson, 2001) . ولهذا ، فقد تم اختيار متجه التكامل المشترك الأول لاتفاق الإشارات المقدرة لمعاملات هذا المتجه مع ما هو متوقع نظرياً. ويحتوي الجدول رقم (3) متجه التكامل المشترك المختار.

جدول رقم(3) : تقديرات متجه التكامل المشترك

XY_{t-1}	$LY^{w}{}_{t-1}$	$LP^{nfc}{}_{t-1}$	IP_{t-1}	t	Constant
1.0000	-11.1504 (-2.8430)	-21.9877 (-12.7044)	-6.78E-05 (-13.4149)	1.1474 (7.8238)	125.7287

ملاحظة : القيم بين الأقواس تمثل قيم إحصائية – t

ويمكن كتابة هذا المتجه في شكل معادلة توضح العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة كما يلي :

$$XY_t = -125.7287 + \underset{(-2.8430)}{11.1504} LY^{W}{}_{t-1} + \underset{(-12.7044)}{21.9877} LP^{nfc}{}_{t-1} \quad (16)$$

$$+ \underset{(-13.4149)}{6.78E-05} IP_{t-1} - \underset{(-7.2838)}{1.1474} t$$

ويتضح من هذه المعادلة معنوية المعاملات واتفاق إشاراتها مع ماهو متوقع نظرياً .

4.4. نتائج تقدير دوال استجابة النبضة ومكونات التباين

نظراً لوجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة على النحو الذي تم ايضاحه في البند السابق ، فقد تم استخدام نموذج تصحيح الخطأ ذو المتجه (VECM) لتقدير دوال استجابة النبضة Impulse

Response Function (IRFs) ومكونات التباين Variance Decomposition (VDCs) . لاحظ أن VECMيشمل حد تصحيح الخطأ ذو فترة إبطاء سنة واحدة كمتغير مستقل الذي تم استخراجه من تحليل التكامل المشترك السابق . ويوضح الجدول رقم (4) تقديرات استجابات النبضة للصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي (XY_t) خلال مدى زمني يتراوح من سنة حتي أربعة عشر سنة

جدول رقم (4) : تقديرات استجابات النبضة للصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي المستخرجة من VECM

الفترة الزمنية (s)	استجابات النبضة الناتجة عن صدمة بمقدار انحراف معياري واحد في المتغيرات التالية :			
	XY_t	$LY^w{}_t$	$LP^{nfc}{}_t$	IP_t
1	0.384	0.000	0.000	0.000
2	-0.171	-0.324	0.626	-0.249
3	-0.159	-0.615	1.128	-0.259
4	0.234	0.028	1.142	0.015
5	0.171	0.056	0.990	0.054
6	-0.043	-0.120	0.923	0.001
7	0.305	0.219	0.726	0.146
8	0.257	0.254	0.710	0.128
9	-0.008	-0.170	0.866	-0.013
10	0.213	0.021	0.830	0.065
11	0.285	0.191	0.755	0.097
12	-0.022	-0.150	0.874	-0.037
13	0.117	-0.072	0.871	0.018
14	0.304	0.214	0.771	0.112
1- 100 الأثر في الأجل الطويل+	14.370	0.989	82.318	3.688

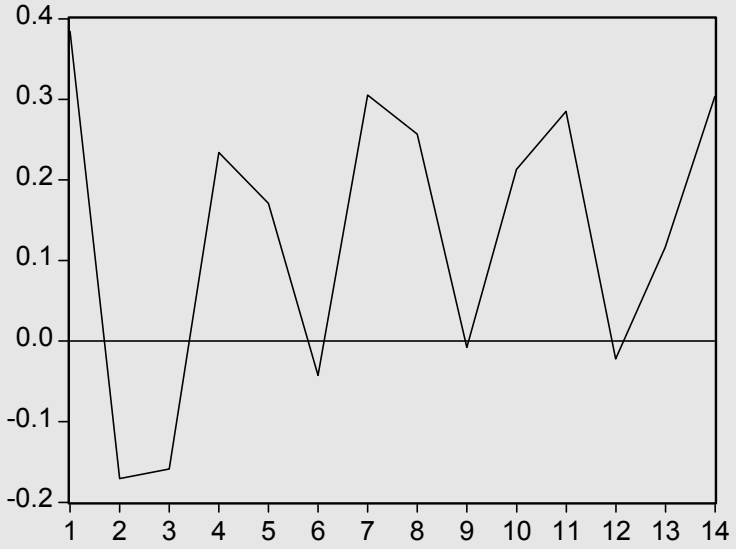
+ تم حساب استجابة النبضة التراكمية بعد 100 سنة ليعكس الأثر في الأجل الطويل داخل الدراسـة التاليـة : Araji and White, 1999, p. 9.

ويتضح من هذا الجدول ما يلي :

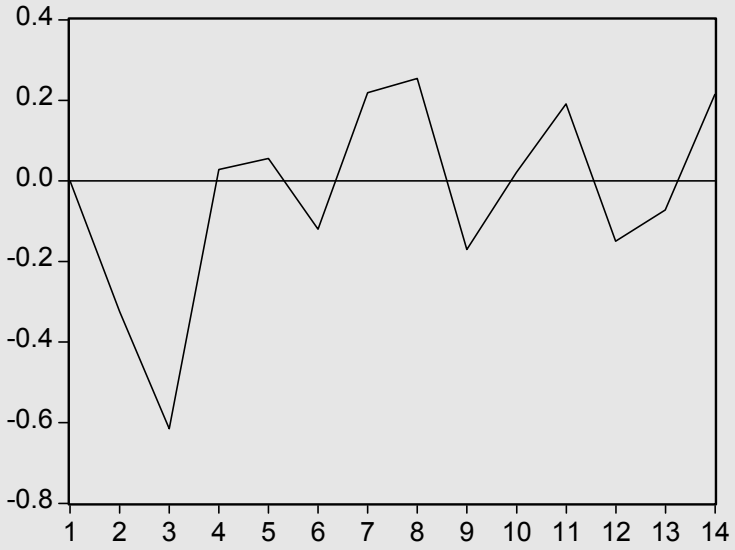
- إن الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي (XY_t) تأثرت بالصدمات المحلية والخارجية في الأجلين القصير والطويل . ففي الأجل القصير كان أثر أسعار السوق الدولية للسلع غير الوقودية (LP^{nfc}_t) موجباً على طول الخط في كل سنة من سنوات الفترة الزمنية للجدول ، بينما تنوع أثر باقي المتغيرات بين الموجب والسالب خلال نفس السنوات (انظر الشكل البياني التالي) . أما في الأجل الطويل (بعد 100 سنة) ، فقد كان أثر كافة المتغيرات المحلية والخارجية علي XY_t موجباً مؤكداً على وجود العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة التي أظهرها نتائج اختبار التكامل المشترك متعدد المتغيرات كما سبق بيانه .

شكل رقم (1) : استجابات الصادرات السلعية الإجمالية
كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي الناتجة عن صدمة
بمقدار انحراف معياري واحد في الصدمات المختلفة

(a.1) استجابة المتغير XY_t للمتغير XY_t



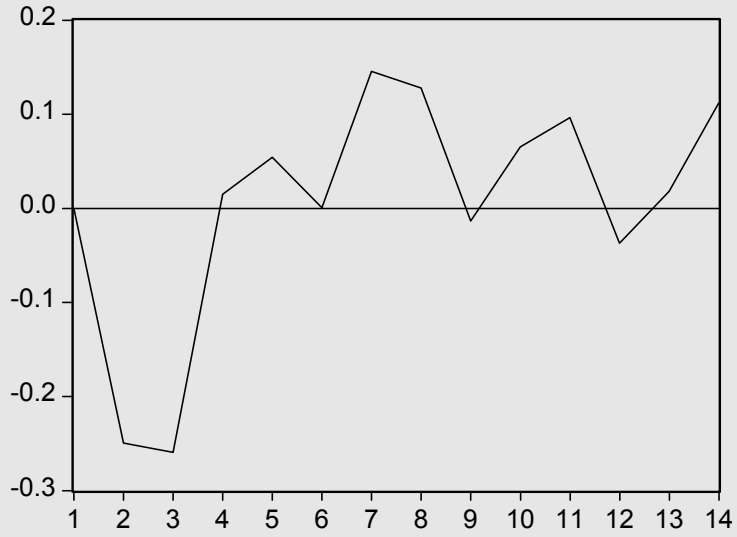
(b.1) استجابة المتغير XY_t للمتغير $LY^w{}_t$



(c.1) استجابة المتغير XY_t للمتغير $LP^{nfc}{}_t$

الصفحة الأولى

(d.1) استجابة المتغير XY_t للمتغير IP_t



- إن الطلب الإجنبي الممثل بالإنتاج الصناعي العالمي(LY^w_t) كان له أثـراً سـالباً علـى XY_t خلال الفترات الزمنية التالية : الثانية ، الثالثة ، السادسة ، التاسعة ، الثانية عـشر ، الثالثة عشر . ويعني ذلك أن الزيادة في LY^w_t أدت إلي نقص XY_t خـلال هـذه الفترات الزمنية . ويرجع السبب في ذلك إلي أن الزيادة في الطلب الأجنبي يترتـب عليهـا حدوث زيادة في الصادرات ، مما يؤدي إلي حدوث زيادة في الدخول النقدية ، الأمـر الـذي يدفع المستهلكين المحليين لزيادة طلبهم على السلع المحلية القابلة للتصدير ، مما يؤدي بدوره إلي انقاص الفائض المخصص للتصدير ، وهو ما يترتب عليه نقص الـصادرات . ويؤكـد ذلك أن أثر الإنتاج الصناعي المحلي (IP_t) على XY_t كان سالباً خلال نفـس الفتـرات المذكورة بإستثناء الفترتين السادسة والثالثة عشر . ويمكن تفسير ذلك بأن الزيادة في الطلب الأجنبي يترتب عليها حدوث زيادة في IP_t ، مما يؤدي إلي حدوث زيادة في الـصادرات

السلعية الإجمالية ، الأمرالذي يؤدي إلي حدوث زيادة في الناتج المحلي الإجمـالي بالأسـعار الجارية ، التي تؤدي جزئياً إلي زيادة الطلب المحلي على السلع الصناعية القابلة للتـصدير ، وهوما يؤدي إلي انقاص الفائض المخصص للتصدير من هذه السلع ، ومن ثم حدوث نقـص في الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي . أما بخصوص الفترتين السادسة والثالثة عشر ، فقد لوحظ أن قيمة معامل استجابة النبضة للمتغير XY_t الناتجة من التغير في IP_t في كل فترة من الفترتين المذكورتين كانت أقل بالمقارنة بمثيلتهـا الموجبـة الخاصة بمعظم سنوات الفترة محل العرض بالجدول ، مما يدل على ضعف مساهمة الإنتـاج الصناعي في زيادة الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمـالي خـلال الفترتين المذكورتين .

- أن قيمة معامل استجابة النبضة للمتغير XY_t الناتجة من التغير في $LY^w{}_t$ كانت ضئيلة خلال سنوات الفترة محل العرض . فعلى سبيل المثال ، بلغت هذه القيمـة 0.028 ، 0.056 في الفترتين الرابعة والخامسة على الترتيب . ويعني ذلك أن الزيادة في $LY^w{}_t$ بنسبة 1% سوف يؤدي إلي زيادة XY_t بنسبة 0.03% ، 0.06% تقريباً في نفس الفترتين على الترتيب .
- أن أثر أسعار السوق العالمية للسلع غير الوقودية ($LP^{nfc}{}_t$) كان له أثراً موجبـاً خـلال جميع سنوات الفترة محل العرض . ويعني ذلك أن الأثر الصافي للمتغير $LP^{nfc}{}_t$ على XY_t كان موجباً . وبعبارة أخري يمكن القول بأن الأثر الموجب للمتغير $LP^{nfc}{}_t$ على المتغير XY_t كان أكبر من الأثر السالب له على نفس المتغير . أن الزيادة في $LP^{nfc}{}_t$ باعتبارها زيادة في أسعار السلع المستوردة سوف تؤدي إلي نقص XY_t . أما الزيادة فـي $LP^{nfc}{}_t$ باعتبارها زيادة في أسعار السلع المصدرة فسوف تؤدي إلـي زيـادة XY_t . فبالنسبة للأثر السالب للمتغير $LP^{nfc}{}_t$ على XY_t فتفسيره يتمثل في أن الزيـادة فـي أسعار السلع المستوردة التي تمثل نسبة كبيرة من المـدخلات اللازمـة لتـصنيع المنتجـات التصديرية يترتب عليها زيادة تكاليف الإنتاج في القطاعات المنتجة للسلع التصديرية ، ممـا يؤدي إلي نقص الكمية المعروضة المتاحة للتصدير من ناحية وضعف القدرة التنافسية لهـذه السلع في السوق العالمية من ناحية أخرى ، الأمر الذي يؤدي في النهاية إلي نقص الصادرات

السلعية الإجمالية كنسبة من النـاتج المحلـي الإجمـالي . أمـا بالنـسبة للأثـر الموجـب للمتغير $LP^{nfc}{}_t$ على XY_t فتفسيره يتمثل في أن الزيادة في أسعار الـسلع التـصديرية سوف تؤدي إلي زيادة قيمة الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي إذا كانت هذه السلع تمثل بنداً رئيسياً في هذه الصادرات .

- تذبذت القيمة الموجبة لمعامل استجابة النبضة للمتغيـر XY_t الناتجـة عـن التغيـر فـي $LP^{nfc}{}_t$ بين الارتفاع والانخفاض خلال سنوات الفترة محل العـرض . ويعكـس ذلـك التقلبات وعدم الاستقرار في أسعار السوق العالمية للسلع غير الوقودية. فعلى سبيل المثال ، كانت القيمة الموجبة لهذا المعامل في الفترة الثانية 0.626 ، ثم أصبحت 1.128 في الفتـرة الثالثة ، ثم انخفضت لتصبح 0.990 في الفترة الخامسة ، ثم أصـبحت 0.923 فـي الفتـرة السادسة ، ثم انخفضت لتصبح 0.710 في الفترة الثامنة ، ثم ارتفعت لتـصبح 0.866 فـي الفترة التاسعة ، وهكذا الحال في بقية الفترة محل العرض .
- إن القيمم الموجبة لمعامل استجابة النبـضة للمتغيـر XY_t الناتجـة عـن التغيـر فـي $LP^{nfc}{}_t$ كانت كبيرة نسبياً . خلال سنوات الفترة محل العرض . ويعني ذلك أن الجـزء الأكبر من الزيادة في الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي ترجـع بدرجة كبيرة إلي الزيادة في الأسعار العالمية لهذا الصادرات وليس إلي الزيادة في كمياتهـا . ويؤكد ذلك ضعف مساهمة كل IP_t و $LY^w{}_t$ في زيادة XY_t بصفة عامة .

ويوضح الجدول رقم (5) نتائج مكونات التباين خلال أربع عشر سنة .

جدول رقم (5) : الانحرافات المعيارية لمكونات التباين لتفسير التغيرفي الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي المقدرة من VECM

الفترة الزمنية (s)	الخطأ المعياري المقدر	نسبة تباين خطأ التنبؤ المفسر بواسطة الصدمات في المتغيرات التالية:			
		XY_t	$LY^w{}_t$	$LP^{nfc}{}_t$	IP_t
1	0.3844	100.000*	0.000	0.000	0.000
2	0.8577	24.049*	14.282*	53.220*	8.449*
3	1.5746	8.152*	19.495*	67.138*	5.215*
4	1.9594	6.961*	12.610*	77.323*	3.374
5	2.2031	5.893*	10.039*	81.338*	2.730
6	2.3919	5.031*	8.768*	83.885*	2.316
7	2.5319	5.942*	8.572*	83.089*	2.397
8	2.6572	6.330*	8.696*	82.566*	2.408
9	2.8001	5.701*	8.200*	83.928*	2.171
10	2.9291	5.738	7.499*	84.730*	2.033
11	3.0459	6.182*	7.327*	84.510*	1.981
12	3.1725	5.703	6.977*	85.481*	1.839
13	3.2929	5.419	6.524	86.347*	1.710
14	3.4042	5.866	6.501	85.925*	1.708

ترتيب المتغيرات في VECM من اليسار إلي اليمين كان كما يلي : $XY_t \;\; LY^w{}_t \;\; LP^{nfc}{}_t \;\; IP_t$

* تشيرإلي أن القيمة المقدرة لنسبة تباين خطأ التنبؤ المفسر بواسطة كل متغير يساوي على الأقل ضعف الخطـأ المعياري المقدر. ويدل ذلك تحقق المعنوية الإحصائية لهذه القيمة .

ويتضح من هذا الجدول ما يلي :

- إن علامة * الموجودة بجانب القيم المقدرة لنسبة تباين خطأ التنبؤ المفسر بواسطة كل متغيـر كانت تساوي على الأقل ضعف الخطأ المعياري المقدر ، مما يدل علـى وجـود المعنويـة الإحصائية لهذه القـيم (Kouass, 1977 , p. 12; Wheeler, 1999, p. 5) . وطبقاً لذلك يلاحظ أن جميع القيم المقدرة لنسبة تباين خطأ التنبؤ المفسر بواسطة كافة المتغيرات كانت لها معنوية إحصائية باستثناء IP_t خلال السنوات من الفترة الرابعة حتي نهاية الفترة الزمنية للجـدول ،

LY^{w}_{t} خلال الفترتين الآخيرتين للجدول ، XY_t في الفترة العاشرة ، والفترات الزمنية الثلاثة الآخيرة للجدول . ويعكس هذا ضعف المساهمة النسبية للتغير في كـل مـن IP_t و LY^{w}_{t} في تفسير التغير في XY_t خلال الفترات الزمنية الخاصة بكل منهما، التى كانت فيها القيم المقدرة لنسبة تباين خطأ التنبؤ المفسر بواسطتهما غير معنوية إحصائياً . بمعني أن تأثير IP_t على XY_t كان تأثيراً ضئيلاً خلال السنوات بين الفترتين الخامـسة والرابعـة عشر . وكذلك أن تأثير LY^{w}_{t} على XY_t كان تأثيراً ضـئيلاً أيـضاً خـلال الفتـرتين الآخيرتين للجدول .

- إن الأهمية النسبية (نسبة تباين خطأ التنبؤ المفسر) لـصدمة LP^{nfc}_{t} فـي تفـسير التغير XY_t كانت أكبر خلال سنوات الفترة الزمنية للجدول بالمقارنة بمثيلتها الخاصة بباقي متغيرات الدراسة خلال نفس الفترة الزمنية . فقد بلغت هذه الأهمية النسبية 53.2% ، 67.1% ، 77.3% في السنة الثانية والثالثة والرابعة على الترتيب . ثم أصبحت تمثـل أكثر من 80% سنوياً ابتداءاً من السنة الخامسة وحتي نهاية الفترة الزمنية للجدول .
- أن صدمة الطلب الأجنبي الممثلة بالإنتاج الصناعي العالمي (LY^{w}_{t}) تأتي في المرتبة الثانية من حيث الأهمية النسبية في تفسير التغير في XY_t في كل سنة مـن سـنوات الفترة الزمنية للجدول – باستثناء السنة الثانية – بعد LP^{nfc}_{t} .
- تناقص المساهمة النسبية لقطاع الصادرات السلعية المصرية في تفسير التغير في XY_t ابتداءاً من السنة الثانية وحتي السنة السادسة ومن السنة الحادية عشر وحتي نهاية الفتـرة الزمنية للجدول . ويرجع ذلك جزئياً إلي تناقص الأهمية النسبية لكل مـن LY^{w}_{t} والإنتاج الصناعي المصري (IP_t) في تفسير التغير في XY_t خلال نفس الـسنوات . ويؤكد ذلك عدم المعنوية الإحصائية للقيم المقدرة لنسبة تباين خطأ التنبؤ المفسر بواسـطة كل من المتغير LY^{w}_{t} ، و IP_t خلال نفس السنوات تقريباً .

5. الملخص والخلاصة وأهم الاستنتاجات

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر الصدمات الاقتصادية الخارجية على الصادرات المصرية خلال الفترة 2000 – 1977 في الأجلين القصير والطويل. ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام دوال استجابة النبضة(Impulse Response Functions (IRFs ومكونات التباين Variance Decompositions (VDCs) المقدرة من نموذج تصحيح الخطأ ذو المتجة Vector Error-Correction Model (VECM) بطريقة Johansen .

وتتلخص نتائج هذه الدراسة في الآتي :

- أن الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي تأثرت بالصدمات الاقتصادية الخارجية [صدمة الطلب الأجنبي (الإنتاج الصناعي العالمي) ، صدمة شروط التجارة (أسعار السوق العالمية للسلع غير الوقودية)] والإنتاج الصناعي المحلي في الأجلين القصير والطويل .
- إن التغير في الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي تم تفسيره جيداً بواسطة التغير في أسعار السوق العالمية للسلع غير الوقودية.
- إن صدمة الطلب الأجنبي الممثلة بالإنتاج الصناعي العالمي تأتي في المرتبة الثانية من حيث الأهمية النسبية في تفسير التغير في الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي بعد صدمة أسعار السوق العالمية للسلع غير الوقودية.
- ضعف المساهمة النسبية للتغير في كل من الإنتاج الصناعي المحلي والطلب الأجنبي في تفسير التغير في الصادرات السلعية الإجمالية كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي .

لذلك ينبغي على واضعي السياسة العمل على ما يلي :

- صياغة السياسات الاقتصادية الكلية (السياسة المالية ، السياسة النقدية ، السياسة التمويلية ، سياسة التجارة الخارجية ، سياسة سعر الصرف) والهيكلية (سياسة العمالة ، سياسة الاستثمار في البنية الاساسية المادية والمالية ، سياسة تنمية القدرات التكنولوجية الذاتية ، وسياسة تحسين وتبسيط الإجراءات الإدارية) بالشكل الذي يؤدي إلي زيادة التنافسية الدولية للصادرات السلعية المصرية .

- تطوير المنتجات التصديرية القائمة وابتكار منتجات تصديرية جديدة في المجالين الزراعي والصناعي ، مع تشجيع الاستثمارات المحلية والأجنبية في الأنشطة التصديرية المتعلقة بهذين المجالين .
- زيادة اتساع نطاق التعاون التجاري بين دول العالم من خلال تفعيل اتفاقيات التجارة الثنائية والمتعددة الأطراف .

المراجع

Araji, A. A. and Whire, F. C. (1998), "The impact of Agricultural Research on United States Exports," ***Research Bulletin***, No. 155, University of Idaho, http://info.ag.uidaho.edu/Resources/PDFs/RES0155.pdf

Bahmani-Oskooee, Mohsen and Brooks, Taggert J. (1999), "Cointegration Approach to Estimating Bilateral Trade Elasticities Between U.S. and Her Trading Partners", ***International Economic Journal***, 13(4), Winter, 119-128.

Balassa, B. A (1986), "Policy Shocks in Developing Countries," ***American Economic Review***, 76(2):75-78.

_____ and McCarthy, F. Desmond (1984), "Adjustment Policies in Developing Countries, 1979 - 83: An Update," ***World Bank Staff Working Paper***, No. 675, Washington, D.C.

Buckle, R. A. ; Kim, K. ; Kirkham, H. ; McLellam , N.and Sharma, J. (2002),"A structural VAR model of the New Zealand business cycle," http://www.treasury.govt.nz/workingpapers/2002/twp02-26.pdf

De Roos, N. and Russell, B. (2000), "The Exports Transmission Mechanism of Foreign Business Cycles to Australia," ***Working Paper***, No. 110, Dundee: Department of Economic Studies, University of Dundee, http://www.dundee.ac.uk/economan/discussion/DDPE_110.pdf

Devarajan, Shantayanan, Lewis, Jeffrey D., and Robinson Sherman (1993), "External Shocks, Purchasing Power Parity, and the Equilibrium Real Exchange Rate," ***World Bank Economic Review***, No. 1& 7, 45 - 63.

Dickey, David A. and Fuller, Wayne A. (1979), "Distributions of Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," ***Journal of the American Statistical Association***, 74, June, 427-431.

Dungey, Mardi (2001), "International Shocks and the Role of Domestic Policy in Australia," ***Discussion Paper***, No. 443, http:// arc.cs.odu.edu:8080/dp9/getrecord/oai_dc/oai:anu:00000985

Elbadawi, Ibrahim and Schmidt-Hebbel, Klaus (1991), "Macroeconomic Adjustment to Oil Shocks and Fiscal Reform: Simulations from Zimbabwe, 1988-1995," ***World Bank Staff Working Paper***, No.772, Washington, D.C.

Eltoney, M. Nagy (2001), "Statistical Oil Price fluctuations and their Impact on the Macroeconomic Variables of Kuwait: A Case Study Using VAR Model for Kuwait," http://www.arab-api.org/wps9908.pdf.

Go, Deffin S. (1991), "External Shocks Adjustment Policies, and Investment Illustrations from Forward Looking CGE Model of the Philippines," ***World Bank Policy Research Working Papers***, No. 737, Washington, D.C.

Hannan, E. J., and Quinn, B. G. (1979), "The Determination of the Order of an Autoregression," ***Journal of the Royal Statistical Society***, series B, 41, 190-195.

Hunt, Bent (1995), "The Effect of Foreign Demand shocks on the Canadian Economy: An Analysis Using QPM," http://www.bank-banque-canada.ca/publications/review/r954b.pdf

Jacob, Jan; van der Horst, Albert (1996), "Var-ing the Economy of the Netherlands," ***CCSO Series***, No. 24, http://www.eco.rug.nl/ccso/zip-file/ccso24.zip

Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," ***Journal of Economic Dynamics and Control***, 12(2/3), June-September, 231-254.

_____and Juselius, Katarina (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," ***Oxford Bulletin of Economics and Statistics***, 52(2), May, 169-210.

_____ (1992), "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," ***Journal of Econometrics***, 53(1-3), 211-44.

Kandil, Magda (2000), "Macroeconomic Shocks and Dynamics in the Arab World," http:// www.erf.org.eg/html/finance9.pdf

Kouassi, E. ; Decaluwe, B.; Kapombe, C. M. and Colyer, D. (1997), "Temporal Causality and the Dynamic Interaction between Terms of Trade and Current Account Deficits in Co-integrated VAR Processes: Further Evidence from Ivorian Time Series," http://www.sceco.umontreal.ca/publications/etext/9703.pdf

Loizos, Konstantinos and Thompson, John (2001), "The Demand for Money in Greecee: 1962 to 1998," http://www. users.hol.gr/~ianlos/The_Demand_for_Money_in_Greece_1962-1998.pdf.

Lütkepohl, H. (2001), "Vector Autoregressions," in B. H. Baltagi (ed.), ***A Companion to Theoretical Econometrics***, Blackwell Publishers.

MacKinnon, James G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests," in: Robert F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), ***Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration***, Oxford: Oxford University Press, 267-276.

McAleese, D. and McCarthy, F. Decsmond (1989), "Adjustment and External Shocks in Ireland," ***World Bank Policy Research Working Papers***, No.262, Washington, D.C.

McCarthy, F. Desmond and Dhareshwar, Ashok M. (1992), "Economic Shocks and the Global Environment," ***World Bank Policy Research Working Papers***, No.870, Washington, D.C.

_____; Pant, Chandra; Zheng, Kangbin; and Zanalda, Giovanni (1995), "External Shocks and Performance Responses during Systematic Transition: The Case of Ukraine," http://www.ukma.kiev.ua/univ/fac/FNS/ecology/ukr/pdf/ukraine.pdf

Mendoza, Enriue G. (1992), "The Effects of Macroeconomic Shocks in a Basic Equilibrium Framework," ***IMF Staff Papers***, No. 39, 4,855 – 889.

Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quintiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases," ***Oxford Bulletin of Economics and Statistics***, 54(3), August, 461-472.

Schumacher, Christian (2001), "Trend and Cycle in the Euro-Area: A Permanent – Transitory Decomposition Using a Cointegrated VAR Model," http://www.diw.de/english/publikationen/vierteljahrshefte/docs/papers/v_01_3_5.pdf

Schwarz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model," ***Annals of Statistics***, 6, 461-464.

Wheeler, M. (1999), "The Macroeconomic Impacts of Government Debt: An Empirical Analysis of the 1980s and 1990s," ***Atlantic Economic Journal***, 27(3), 273-284, http://www.iaes.org/journal/aej/sept_99/wheeler.htm

Zhang, Zhaoyong, Sato, Kiyotaka, McAleer, Michael (2003), "Asian Monetary Integration: A structural VAR Approach," http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/03research02dp.html.

الصفحة الأولى