التنبؤ بسعر الصرف التوازنى للجنية المصرى باستخدام نماذج الانحدار الذاتي لمتجه المتغيرات مع تصحيح الخطأ (VEC)

د/ أمال السيد عبد الغني مبارك
مدرس بقسم الاحصاء التطبيقي والتأمين
كلية التجارة بدمياط – جامعة المنصورة

١- المقدمة

يعتبر تحليل الانحدار الذاتى لمتجه من المتغيرات Vector auto regression (VAR) من النماذج الهامة التى تفيد فى التنبؤ بأنظمة السلاسل الزمنية التى تحتوى على علاقات بينية متبادلة Systems of interrelated time series وتحليل التأثير الديناميكى لحدود الخطأ العشوائى فى أنظمة هذه المتغيرات ، فكثيرا ما تخفق النظريات الاقتصادية فى الوصول الى توصيف محكم للعلاقة الديناميكية بين المتغيرات ، كما تكون عملية التقدير والاستدلال معقدة حيث تظهر المتغيرات الداخلية Endogenous variables فى كلا جانبى المعادلات. فأسلوب VAR يتضمن نمذجة كل متغير داخلى فى النظام بوضعه فى صورة دالة فى القيم السابقة لكل المتغيرات الداخلية . ويعتبر التنبؤ بسعر الصرف التوازنى من الحالات التى يصعب معها بناء نموذج هيكلى بسيط حيث يحتاج الوصول الى تنبؤ دقيق أن نأخذ فى الاعتبار العلاقات المتبادلة بين عدد من المتغيرات التى تؤثر وتتأثر بسعر الصرف التوازنى مثل نسبة أعباء خدمة الدين الخارجى الى الصادرات السلعية والخدمية ، وكذلك تطور رصيد ميزان المدفوعات والذى يعكس المعاملات الاقتصادية بين الاقتصاد المحلى و العالم الخارجى. كما أن أغلب السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات الاقتصاد الكلى قد تحتوى على جذر الوحدة مما يتطلب تطويرطريقة تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة. ولقد أوضح Engle and Granger (1987) أن تركيبة خطية من متغيرين أو أكثر من السلاسل غير الساكنة (والتى لكل منها جذر الوحدة) قد تكون ساكنة .وفى حالة تواجد مثل هذه التركيبة الخطية الساكنة ، فان هذه المتغيرات تكون مشتركة التكامل Co integrated وتسمى التركيبة الخطية الساكنة بمعادلة التكامل المشترك Co integrating equation والتى قد تفسر على أنها علاقة التوازن طويل الأجل بين المتغيرات . ويسمى النموذج بنموذج تصحيح متجه الخطأ vector error correction (VEC) model وهو نموذج VAR مقيد بوجود تكامل مشترك بين المتغيرات ، ولذلك فهو مناسب فى حالة السلاسل الزمنية غير الساكنة والمعروف عنها أنها مشتركة التكامل . حيث يقيد توصيف نموذج VEC السلوك طويل الاجل للمتغيرات الداخلية endogenous variables بحيث تتقارب نحو علاقات التكامل المشترك بينما يسمح بمدى واسع من الديناميكية فى الاجل القصير . ولقد عرف مصطلح التكامل المشترك بمصطلح تصحيح الخطأ حيث يتم تصحيح الانحراف عن التوازن طويل الاجل تدريجيا من خلال سلسلة من التضبيطات الجذئية قصيرة الأجل Series of partial short-run adjustments التى يجب أن يؤخذ فى الاعتبار عند توصيفها التغيرات الأخرى بخلاف الاتجاه العام و التى يمكن أن تؤثر فى سلوك السلسلة الزمنية . ولقد كان نموذج الانفاق الاستهلاكى الذى اقترحه Davidson , Hendry ,Srba , and Yeo (1978) مثالا على هذه العلاقة حيث تبين انه بينما يظهر كلا من الاستهلاك و الدخل جذر الوحدة فانه على المدى الطويل يميل الاستهلاك لأن يصبح نسبة ثابتة من الدخل تقريبا ، ولذلك فان الفرق بين لوغاريتم الاستهلاك و لوغاريتم الدخل يبدو يكون عملية ثابتة . وهناك العديد من التطبيقات الأخرى الهامة لفكرة التكامل المشترك ، مثال ما اقترحه Kremers (1989) من أن الحكومات يتم الضغط عليها سياسيا لتحتفظ بميزانيتها فى صورة نسبة ثابتة تقريبا من اجمالي الدخل القومى للدولة (GNP) ، ومن ثم يكون ((log(debt)- log(GNP)) عملية ساكنة حتى لو لم يكن كل مكون (debt او GNP) كذلك بصورة منفردة . كذلك ما لاحظه Campbell and Shiller(1988,b) من أنه اذا كانت $Y_{2t} \sim I(1)$ وكان Y_{1t} هو تنبؤ معقول لقيم Y_2 فى المستقبل ، فان Y_1 و Y_2 سوف يكونا ذى تكامل مشترك co integrated . وهناك تطبيقات هامة أخرى قدمها King ,Plosser , Stock , and Watson (1991) و Ogaki (1992) و Ogaki and Park (1992) .

مما سبق تتضح مشكلة البحث فى كيفية توصيف النموذج VEC المناسب للتنبؤ بحيث يؤخذ فى الاعتبار التغيرات الموسمية والتغيرات قصيرة الاجل بجانب العلاقات التكاملية المشتركة Co integration بين المتغيرات الداخلية endogenous variables فى النموذج .

٢- هدف البحث:

يهدف البحث الى تقديم نموذج تصحيح متجه الخطأ VEC للتنبؤ بسعر الصرف التوازنى للجنيه المصرى مقابل الدولار الأمريكى ؛ يأخذ فى الاعتبار التغيرات الموسمية والتغيرات قصيرة الاجل بجانب العلاقات التكاملية المشتركة Co integration بين المتغيرات ذات الصلة التى تؤثر وتتأثر بسعر صرف الجنيه المصرى .

٣- أهمية البحث :

ان التنبؤ بأنظمة السلاسل الزمنية التى تحتوى على علاقات بينية متبادلة و تحليل الانحراف عن علاقات التوازن طويلة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية وتوضيح آلية توصيف النماذج المناسبة لهذه الأنظمة له أهميته على المستوى النظرى و التطبيقى وللباحث الاحصائى والاقتصادى بصفة عامة لاسيما عند التعامل مع متغيرات الاقتصاد الكلى التى يغلب علي السلاسل الزمنية الخاصة بها نمط عدم السكون بالاضافة الى التكامل المشترك بين المتغيرات و بعضها البعض . كما أن للتنبؤ بسعر الصرف التوازنى للجنيه المصرى أهميته الخاصة لما له من تأثير على العديد من المتغيرات الاقتصادية حيث يؤثر التغير الحادث فيه على ميزان المدفوعات و معدل التبادل الدولى و مستويات الأسعار المحلية و حجم الاستثمار و الادخار القوميين و عبء المديونية الخارجية ، فهو أحد أهم أدوات تفعيل السياسة الاقتصادية للدولة و من ثم له تأثيره البالغ على عملية التخطيط الاقتصادى و اتخاذ القرارات .

٤- مجال وحدود البحث :

يهتم البحث بالتنبؤ بسعر الصرف التوازنى للجنيه المصرى مقابل الدولار الأمريكى ، وذلك باستخدام بيانات ربع سنوية تتعلق بهذا المتغير وعدد من المتغيرات التي تؤثر وتتأثر بسعر الصرف التوازني ، تتمثل في :-

١. نسبة أعباء خدمة الدين الخارجى الى الصادرات السلعية والخدمية.
٢. رصيد ميزان المدفوعات والذى يعكس المعاملات الاقتصادية بين الاقتصاد المحلى و العالم الخارجى .

وقد تم استخدام بيانات ربع سنوية تغطى الفترة من الربع الأول من عام ١٩٩٨ وحتى الربع الثالث من عام ٢٠١٠

٥- توصيف النموذج :

يقال لمتجه السلاسل الزمنية Y_t ذو الرتبة (nx1) أنه ذو تكامل مشترك اذا كانت كل سلسلة مأخوذة منفردة هى I(1) ؛ بمعنى أنها غير ساكنة ولها جذر الوحدة ، بينما تكون بعض التوليفات الخطية للسلاسل الزمنية $a'Y_t$ ساكنة أى I(0) وذلك لمتجه غير صفرى (a) من الرتبة (nx1) .وكمثال بسيط لمتجه من المتغيرات مشتركة التكامل نسوق النظام ثنائى المتغيرات التالى:

$$y_{1t} = \gamma y_{2t} + u_{1t} \ldots (1)$$

$$y_{2t} = y_{2,t-1} + u_{2t} \ldots (2)$$

حيث u_{1t} و u_{2t} هى عمليات عشوائية بحتة غير مرتبطة ذاتيا uncorrelated white noise processes . ويمكن عرض Δy_{2t} فى معادلة توضح نموذج السير العشوائى كما يلى :

$$\Delta y_{2t} = u_{2t} \ldots (3)$$

بينما وباخذ الفروق للمعادلة (1) نحصل على

$$\Delta y_{1t} = \gamma \Delta y_{2t} + \Delta u_{1t}$$

$$= \gamma u_{2t} + u_{1t} - u_{1,t-1} \ldots (4)$$

وهذا الجانب الأيمن يمكن كتابته فى صورة نموذج MA(1) التالي : $\Delta y_{1t} = \upsilon_t + \theta \upsilon_{t-1}$

حيث υ_t هي عملية متغيرات عشوائية بحتة و $\theta \neq -1$ و $\gamma \neq 0$ و $E(u_{2t}^2) \rangle 0$ ومن ثم فإن كلا من y_{1t} و y_{2t} تكون عمليات I(1) processes ، ولذلك فإن التركيبة الخطية $(y_{1t} - \gamma y_{2t})$ تكون ساكنه.

لذلك نستطيع أن نقول أن متجه المتغيرات Y_t يكون ذو تكامل مشترك Co integrated عندما $a' = (1 , -\gamma)$. مع ملاحظة أن أيا من y_{1t} و y_{2t} سوف يتحرك عشوائيا الا أن y_{1t} يجب أن يبقى داخل مسافة ثابتة من γy_{2t} وهذه المسافة يتم تحديدها بالانحراف المعيارى لـ u_{1t} . فالتكامل المشترك يعنى أنه بالرغم من ان العديد من التطورات يمكن أن تسبب تغيرات دائمة أو مستمرة فى العناصر الفردية لمتجه المتغيرات Y_t ، الا أن هناك علاقة توازن معينة طويلة الأجل تربط العناصر الفردية لمتجه المتغيرات Y_t مع بعضها ، ويتم التعبير عن هذه العلاقة بواسطة التوليفة الخطية $a'Y_t$. وبافتراض ان $\varepsilon_{2t} \equiv u_{2t}$ هو خطأ التنبؤ بقيمة y_{2t} باستخدام القيم بفترات ابطاء lagged values لكل من y_1 و y_2 ، بينما $\varepsilon_{1t} \equiv \gamma u_{2t} + u_{1t}$ هو خطأ التنبؤ بقيمة y_{1t} ؛ يمكن كتابة الجانب الأيمن من المعادلة (4) كمايلى:

$$(\gamma u_{2t} + u_{1t}) - u_{1,t-1} = \varepsilon_{1t} - (\varepsilon_{1,t-1} - \gamma \varepsilon_{2,t-1})$$

$$= (1 - L)\varepsilon_{1t} + \gamma L \varepsilon_{2t}$$

وباحلال هذا الجانب الأيمن فى المعادلة (4) وكتابتها فى صورة مصفوفات مع المعادلة (3) نحصل على عرض المتوسطات المتحركة للمتجه $(\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t})'$ كما يلى:

$$\begin{bmatrix}\Delta y_{1t}\\ \Delta y_{2t}\end{bmatrix} = \psi(L)\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\end{bmatrix} \quad ...(5)$$

حيث :

$$\psi(L) = \begin{bmatrix}1-L & \gamma L\\ 0 & 1\end{bmatrix}$$

وسيكون نموذج VAR لبيانات الفروق (إن وجد) على الشكل التالى :

$\phi(L)\Delta Y_t = \varepsilon_t$ حيث $\phi(L) = [\psi(L)]^{-1}$ ولكن المصفوفة $\psi(L)$ لها جذر الوحدة على النحو التالى

$|\psi(1)| = \begin{vmatrix}1-1 & \gamma\\ 0 & 1\end{vmatrix} = 0$ ولذلك فان مصفوفة مشغل المتوسطات المتحركة $\psi(L)$ تكون غير قابلة للانقلاب noninvertible و لذلك لايوجد متجه انحدار ذاتى ذو رتبة منتهية يمكن أن يصف ΔY_t . ومن ثم فانه يجب تعديل نموذج VAR بادخال مستويات بفترات ابطاء lagged levels مع تغيرات بفترات ابطاء lagged changes . بحيث يصبح نموذج VAR لمتجه ΔY_t على النحو التالى :

$$\begin{bmatrix}\Delta y_{1t}\\ \Delta y_{2t}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 & -\gamma\\ 0 & 0\end{bmatrix}\begin{bmatrix}y_{1,t-1}\\ y_{2,t-1}\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\gamma u_{2t} + u_{1t}\\ u_{2t}\end{bmatrix} \quad ...(6)$$

وأما عن المتجه غير الصفرى a ؛ The co integrating vector ، فانه من الواضح انه ليس وحيدا not unique حيث يمكن أن يكون ba هو أيضا co integrating vector و b هى اى عدد غير صفرى . فاذا تواجد أكثر من متغيرين فى المتجه Y_t يكون من الممكن ان يوجد متجهين غير صفريين من الرتبة (n ×١) ؛ هما a_1 و a_2 ،بحيث يكون $a_1'Y_t$ و $a_2'Y_t$ كلاهما ساكنا حيث a_1 و a_2 مستقلين خطيا . وفى الواقع قد يوجد $h < n$ متجها مستقلا كل برتبة (n ×١) ؛ $(a_h, ..., a_2, a_1)$ بحيث يصبح $A'Y_t$ متجها ساكنا من الرتبة (h×١) و A' هى مصفوفة من الرتبة (h ×n) حيث :

$$A' = \begin{bmatrix}a_1'\\ a_2'\\ .\\ a_h'\end{bmatrix} \quad .....(7)$$

فلقد أوضح Philips(1991) أنه بافتراض وجود متجه Y_t من الرتبة (h ×1) يتميز بوجود عدد h من علاقات التكامل المشترك ، فانه من الممكن أن نرتب المتغيرات $(y_{1t}, y_{2t}, ..., y_{nt})$ بطريقة يمكننا معها عرض علاقات التكامل المشترك باستخدام المصفوفة A' ذات الرتبة (h x n) على الشكل التالى:

$$A' = \begin{bmatrix}1 & 0 & ....0 & -\gamma_{1,h+1} & -\gamma_{1,h+2} & \cdots & -\gamma_{1,n}\\ 0 & 0 & ... & 0 & -\gamma_{2,h+1} & -\gamma_{2,h+2} & \cdots & -\gamma_{2,n}\\ . & . & ... & . & . & . & ... & .\\ . & . & ... & . & . & . & ... & .\\ 0 & 0 & ... & 1 & -\gamma_{h,h+1} & -\gamma_{h,h+2} & \cdots & -\gamma_{h,n}\end{bmatrix} = [I_h \quad -\Gamma']$$

حيث Γ' هى مصفوفة معاملات من الدرجة (h x n) و g = n-h . وبفرض ان $Z_t = A'Y_t$ ساكنة $_{(h\times 1)}$

وأن $\mu_1^* \equiv E(Z_t)$ موجودة ، وان $Z_t^* \equiv Z_t - \mu_1^*$ وأننا نستطيع أن نقسم Y_t كما يلى نحصل $Y_t = \begin{bmatrix}Y_{1t}\\ (h\times 1)\\ Y_{2t}\\ (g\times 1)\end{bmatrix}$ $_{(n\times 1)}$

بذلك على الصيغة التالية

$$Z_t^* + \mu_1^* = [I_h \quad -\Gamma'] \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix}$$

والتى يمكن اعادة صياغتها على النحو التالى :

$$\underset{(h\times 1)}{Y_{1t}} = \underset{(h\times g)}{\Gamma'} \underset{(g\times 1)}{Y_{2t}} + \underset{(h\times 1)}{\mu_1^*} + \underset{(h\times 1)}{Z_t^*} \qquad .....(8)$$

وبفرض أن $\delta \equiv E(\Delta Y_t)$ فان $u_t \equiv \Delta Y_t - \delta$ ومن ثم نستطيع أن نعرض ΔY_{2t} باستخدام الصفوف الأخيرة والتى عددها g صف من ΔY_t كما يلى:

$$\underset{(g\times 1)}{\Delta Y_{2t}} = \underset{(g\times 1)}{\delta_2} + \underset{(g\times 1)}{u_{2t}} \qquad .....(9)$$

حيث δ_2 و u_2 تشير الى العناصر الأخيرة والتى عددها g فى المتجهات δ و u ذات الدرجة ($n \times 1$).

المعادلتان (8) و(9) يكونان معا ما يسمى بالعرض المثلثى لفيليبس (1991) Philips's triangular representation الذى يشرح فيه نموذجا يضم عدد h من علاقات التكامل المشترك.

و غالبا عندما تكون هناك قناعة عملية بان متغيرات معينة سوف تكون مشتركة التكامل co integrated أو ان التركيبة الخطية $a' Y_t$ تكون ساكنة لمتجه معين معروف a مثلما افترض Davidson , Hendry ,Srba , and Yeo (1978) ان الاستهلاك هو نسبة مستقرة من الدخل بحيث يأخذ المتجه a القيمة $a = (1-1)'$ على سبيل المثال ؛ فانه يمكن استخدام هذه القيمة مباشرة فى اختبار وجود التكامل المشترك بين المتغيرات . وذلك بعد اختبار ما اذا كان كل مكون فى المتجه Y_t هو I(1) على حده ام لا أولا .

(٥-١) اختبارات جذر الوحدة Unit root tests

يتم اختبار كل سلسلة على حده للتاكد من كون السلسلة ساكنة ام لا ومن نتيجة الاختبار نستطيع الحكم على السلسلة وما اذا كانت I(0) أم I(1) أو I(2) . ونهتم هنا باكثر اختبارات جذر الوحده استخداما وهى إختبار ديكي فولر المزيد وإختبار فيليبس – بيرون

- اختبار ديكي فولر المزيد The Augmented Dickey-Fuller (ADF) test

بالأخذ فى الاعتبار عملية AR(1) التالية : $y_t = \mu + \rho\, y_{t-1} + \varepsilon_t$

حيث μ و ρ معالم النموذج ، كما يفترض أن ε_t هى عملية متغيرات عشوائية بحتة white noise process. فإن y ستكون سلسلة ساكنة اذا كان $-1 \le \rho \le 1$ أما اذا كانت $\rho = 1$ فان السلسلة تصبح غير ساكنة حيث ستكون عملية سير عشوائى بانحراف A random walk with drift وسيزيد تباين y مع الزمن ويؤول الى ما لا نهاية . فاذا كانت القيمة المطلقة لـ ρ اكبر من الواحد فان السلسلة تكون سريعة التغير أو متفجرة explosive ، ولذلك فان فرض سكون السلسلة يمكن ان يقيم عن طريق اختبار ما اذا كانت القيمة المطلقة لـ ρ أقل من الواحد أم لا. ويكون فرض العدم هو $H_0 : \rho = 1$ فى مقابل الفرض البديل $H_1 : \rho < 1$ حيث تفقد السلسلة المتفجرة المدلول الاقتصادى . ويجرى الاختبار عن طريق تقدير المعادلة $\Delta y_t = \mu + \gamma\, y_{t-1} + \varepsilon_t$ والتى نتجت من طرح y_{t-1} من كلا الجانبين فى النموذج AR(1) حيث $\gamma = \rho - 1$ ومن ثم يمكن كتابة فرض العدم والفرض البديل على النحو التالى: $H_0 : \gamma = 0$, $H_1 : \gamma < 0$

ولقد أشار Dickey-Fuller(1979) الى أن التوزيع فى ظل فرض العدم ليس معياريا ، ويتم محاكاة القيم الحرجة لأحجام العينة المختارة . كما قدم Mackinnon(1991) مجموعة كبيرة من جداول المحاكاة أكثر من تلك التى قدمها Dickey-Fuller ، حيث أصبح من الممكن حساب القيم الحرجة للاختبار لأى حجم عينة ولأى عدد من المتغيرات على الجانب الأيمن . وفى حالة نموذج AR(P) وباستخدام الفروق الأولى :

$$\Delta y_t = \mu + \gamma\, y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + ... + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

والذى أطلق عليه Dickey-Fuller اسم التوصيف المزيد The augmented specification؛ تكون فروض الاختبار $H_0 : \gamma = 0$, $H_1 : \gamma < 0$. ويظل الاختبار متاحا حتى وان احتوى النموذج على مكون (MA) .

- اختبار فليبس – بيرون Phillips-Perron (PP) test

اقترح Phillips and Perron (1988) طريقة لا معلمية للسيطرة على الارتباط التسلسلى ذو الدرجة الأعلى فى السلسلة ؛حيث تبين أنه فى حالة نموذج AR(1) التالى: $\Delta y_t = \alpha + \beta\, y_{t-1} + \varepsilon_t$ وبينما يصحح اختبار

ADF للارتباط التسلسلى من الدرجة الأعلى عن طريق اضافة حدود من الفروق الأولى بفترات ابطاء للجانب الأيمن ، فان اختبار PP يضع تصحيح لا معلمى للاحصاء t باستخدام التقدير التالى:

$$\omega^2 = \gamma_0 + 2\sum_{j=1}^{q}(1-\frac{j}{q+1})\gamma_j \qquad ;\gamma_j = \frac{1}{T}\sum_{t=j+1}^{T}\hat{\varepsilon}_t\,\hat{\varepsilon}_{t-j}$$

حيث q هى عدد الفجوات lags التى تؤخذ فى الاعتبار للارتباط الذاتى . ويتم حساب الاحصاء PP t-statistic كما يلى :

$$t_{pp} = \frac{\frac{1}{\gamma_0^2}\,t_b}{\omega} - \frac{(\omega^2-\gamma_0)\,T\,S_b}{2\,\omega\,\hat{\sigma}}$$

حيث t_b و S_b هما الاحصاء t والخطأ المعيارى لـ β أما $\hat{\sigma}$ فهو الخطأالمعيارى لانحدار الاختبار . كما أن التوزيع التقاربى للاحصاء PP t-statistic هو نفسه الخاص باحصاء ADF t-statistic .

وأخيرا . . يمكن اللجوء كذلك الى الطرق البيانية للكشف عن سكون السلسلة الزمنية بجانب الاختبارات الموضحة أعلاه ، كفحص التمثيل البياني للسلسلة ودوال الارتباط الذاتي Autocorrelation Functions.

(٥- ٢) اختبار التكامل المشترك co integration test

لتحديد ما اذا كانت هناك علاقة تكامل مشترك أم لا بين مجموعة من السلاسل الزمنية غير الساكنة، ولتوصيف علاقات التكامل المشترك ؛التوازن طويل الأجل ، ان وجد ،فاننا نستطيع أن نستخدم طريقة Johansen's method القائمة على اختبار القيود المفروضة فى التكامل المشترك على نموذج VAR .

ولتوضيح هذا الإختبار سنفترض نموذج VAR على الصورة :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + ... + A_p Y_{t-p} + B\chi_t + \varepsilon_t$$

حيث Y_t متجه يضم K من المتغيرات غير الساكنة؛I(1) ، χ_t متجه يتكون من d من المتغيرات الخارجية ، و ε_t هو متجه حدود الخطأ . كما نستطيع أن نعيد كتابة النموذج السابق كما يلى :

$$\Delta Y_t = \Pi\, Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i\,\Delta Y_{t-i} + B\,\chi_t + \varepsilon_t$$

حيث $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$ و $\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I$

ولقد أوضح Granger أنه اذا كانت مصفوفة المعاملات Π لها رتبة rank r حيث $r < k$ فانه يوجد مصفوفتان α و β وكلاهما من الدرجة $k \times r$ ولكل منهما رتبه r بحيث $\Pi = \alpha\,\beta'$ وتكون $\beta' Y_t$ ساكنة. أما r فهى عدد.علاقات التكامل المشترك (أو رتبة التكامل المشترك co integrating rank) المستقلة خطيا والتى من صفر وحتى k-1 علاقة ، ويكون كل عمود فى المصفوفة β هو co integrating vector . كما تعرف عناصر المصفوفة α بمعالم الضبط adjustment parameters فى نموذج تصحيح حد الخطأ VEC أما $\alpha\beta' Y_{t-1}$ فيشار اليه على أنه حد تصحيح الخطأ. ويلاحظ أنه فى طريقة Johansen's method يتم تقدير المصفوفة Π فى الشكل غير المقيد وعندئذ يتم اختبار ما اذا كان من الممكن رفض القيود المفهومة ضمنيا بواسطة الرتبة المخفضة للمصفوفة Π أم لا.

(٥- ٣) فروض الاتجاه المحدد Deterministic trend assumptions

كل من السلاسل الزمنية موضع الدراسة ومعادلات التكامل المشترك قد تحتوى على مقادير ثابتة intercepts واتجاهات محددة Deterministic trends . ولذلك فإنه عند اختبار الرتبة المخفضة reduced rank test يجب أن يتم أخذ خمس حالات ممكنة فى الاعتبار هى:

١- السلاسل الزمنية Y ليس لها اتجاهات محددة ومعادلات التكامل المشترك لاتتضمن مقادير ثابتة:

$$H_2(r): \Pi\, Y_{t-1} + B\,\chi_t = \alpha\,\beta' Y_{t-1}$$

٢- السلاسل الزمنية Y ليس لها اتجاهات محددة ومعادلات التكامل المشترك تتضمن مقادير ثابتة:

$$H_1^*(r): \Pi\, Y_{t-1} + B\,\chi_t = \alpha\,(\beta' Y_{t-1} + \rho_0)$$

٣- السلاسل الزمنية Y تحتوى على اتجاهات خطية linear trends ومعادلات التكامل المشترك تتضمن فقط مقادير ثابتة:

$$H_1(r): \Pi\, Y_{t-1} + B\,\chi_t = \alpha\,(\beta' Y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_\perp \gamma_0$$

٤- كلا من السلاسل الزمنية Y و معادلات التكامل المشترك يحتوى على اتجاهات خطية :

$$H^{*}(r): \Pi Y_{t-1} + B\chi_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp}\gamma_0$$

٥- السلاسل الزمنية Y تحتوى على اتجاهات تربيعية quadratic trends و معادلات التكامل المشترك تتضمن اتجاهات خطية :

$$H(r): \Pi Y_{t-1} + B\chi_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp}(\gamma_0 + \gamma_1 t)$$

و $\alpha_{\perp}$ هى مصفوفة ((k-r) × k)غير وحيدة non-unique بحيث $\alpha'\alpha_{\perp} = 0$.

ويتم الاختبار بحساب احصاء الاختبار the likelihood ratio (LR) test statistic التالى:

$$Q_r = -T\sum_{i=r+1}^{k}\log(1-\lambda_i) \qquad ; r = 0,1,2,...,k-1$$

حيث λ_i هى القيمة المميزة الكبرى رقم i the i_th largest eigenvalue . ويطلق على Q_r كذلك اسم trace statistic ويستخدم لاختبار فرض العدم بوجود r من علاقات التكامل المشترك فى مقابل الفرض البديل بعدم وجود علاقات تكامل مشترك ، حيث يعنى الفرض البديل أن مصفوفة المتغيرات هى full rank بمعنى أن جميع المتغيرات الداخلية فى نموذج VAR ساكنة. ويتم مقارنة احصاء الاختبار بالقيم الحرجة التى وضعها osterwald-lenum(1992) .

٦- تقدير نموذج الانحدار الذاتى مع تصحيح الخطأ (VEC)

نتناول تقدير المتجه الذى يضمن سكون التركيبة الخطية فى المتغيرات ،بالاضافة الى تقدير الانحدار عندما يتواجد أكثر من علاقة تكامل مشترك ، كذلك سنعرض تقدير الانحدار عندما لا تتواجد علاقة تكامل مشترك .

(٦-١) تقديرالمتجه الذى يضمن سكون التركيبة الخطية فى المتغيرات:

Estimating the co integrating vector

اذا لم يقترح النموذج النظرى للنظام الديناميكى قيمة معينة للمتجه الذى يضمن سكون التركيبة الخطية للمتغيرات ؛ المتجه a ، فان أحد الطرق لاختبار وجود التكامل المشترك أساسا هو تقدير المتجه a أولا باستخدام OLS . فاذا كان $z_t = a' Y_t$ عملية ساكنة فسيكون:

$$T^{-1}\sum_{t=1}^{T} Z_t^2 = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(a' Y_t)^2 \xrightarrow{p} E(Z_t^2) \quad ....(10)$$

وعلى النقيض من ذلك ، اذا لم يكن a هو المتجه الذى يضمن سكون التركيبة الخطية فى المتغيرات فان $Z_t = a' Y_t$ ستكون I(1) وسوف يؤول الاحصاء فى المعادلة (10) الى ما لا نهاية . هذا يقترح امكانية الحصول على تقدير متسق للمتجه a عن طريق اختيار a بحيث يخفض الاحصاء فى المعادلة (10) . وبفرض أنه كان معلوما أن المتجه a يحتوى على معامل غير صفرى للعنصر الأول الخاص بـ Y_t ؛ أى أن $a_1 \neq 0$ ، فانه من الممكن بصفة خاصة أن نضع $a_1 = 1$ ونضع باقى العناصر قيما سالبة وهو مااصطلح على تسميته بالتطبيع The normalization :

$$\begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ . \\ a_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ -\gamma_2 \\ -\gamma_3 \\ . \\ -\gamma_n \end{bmatrix} \qquad .....(11)$$

فى هذه الحالة يكون الهدف هو اختيار $(\gamma_2, \gamma_3, ..., \gamma_n)$ بحيث يتم تصغيرقيمة الاحصاء التالي:

$$T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(a' Y_t)^2 = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(y_{1t} - \gamma_2 y_{2t} - \gamma_3 y_{3t} - .... - \gamma_n y_{nt})^2 \quad .....(12)$$

وستتم عملية التصغير هذه بواسطة انحدار المربعات الصغرى OLS للعنصر الأول فى المتجه Y_t على باقى العناصر:

$$y_{1t} = \gamma_2 y_{2t} + \gamma_3 y_{3t} + ... + \gamma_n y_{nt} + u_t \qquad ... (13)$$

كذلك نستطيع الحصول على التقديرات $\gamma_2, \gamma_3 ..... \gamma_n$ اذا احتوت المعادلة (13) على مقدار ثابت constant :

$$y_{1t} = \alpha + \gamma_2 y_{2t} + \gamma_3 y_{3t} + ... + \gamma_n y_{nt} + u_t \qquad ... (14)$$

(٦-٢) تقدير الانحدار عندما يتواجد أكثر من علاقة تكامل مشترك:

The regression estimating when there is more than one co integrating relation

بالأخذ فى الاعتبار العرض العام التالى لنظام يضم h من علاقات التكامل المشترك

$$Y_{1t} = \mu_1^* + \Gamma' Y_{2t} + Z_t^* \qquad ...(15)$$

$$\Delta Y_{2t} = \delta_2 + u_{2t} \qquad ...(16)$$

حيث يحتوى المتجه Y_{1t} على h عنصر الاولى من Y_t بينما يضم Y_{2t} عدد g عنصر المتبقية . وحيث أن $Z_t^* = (Z_{1t}^*, Z_{2t}^*, ..., Z_{ht}^*)'$ تكون ساكنة فى التغاير بمتوسط يساوى الصفر؛ فاننا نستطيع أن نعرف $\beta_2, \beta_3, ..., \beta_h$ لتكون معاملات المجتمع المرتبطة بالعلاقة الخطية التالية :

$$Z_{1t}^* = \beta_2 Z_{2t}^* + \beta_3 Z_{3t}^* + ... + \beta_h Z_{ht}^* + u_t \qquad ..... \quad (17)$$

و u_t لها متوسط صفر وغير مرتبطة مع Z_{2t}^* ، Z_{3t}^* ، ..... ، Z_{ht}^* . فقد أوضح Wooldridge(1991) أن بواقى العينة $\hat{u}_t$ الناتجة من تقدير OLS تتقارب احتماليا من بواقى المجتمع u_t المرتبطة بالعلاقة الخطية (17) . كما اوضح أنه؛ وبصفة عامة، فى حالة أى نموذج انحدار على الصورة $Y_t = \alpha + X'\beta + u$ ؛ اذا كان Y_t و X_t كلاهما I(0) فان هذه تكون علاقة انحدار خطى لـ Y_t على X_t وسوف يؤدى تقدير المربعات الصغرى الى تقديرات متسقة لمعاملات تلك العلاقة الخطية . وفى الحالة الاكثر عمومية حيث Y_t و X_t يمكن ان تكون I(0) أو I(1) فان الشرط الازم لضمان الحصول على تقديرات متسقة هو أن تكون البواقى $u_t = Y_t - \alpha - X_t'\beta$ عملية ساكنة لها متوسط صفر وغير مرتبطة مع كل التركيبات الخطية الساكنة لـ X_t .

(٦-٣) تقدير الانحدار عندما لا تتواجد علاقة تكامل مشترك:

بفرض أن Y_t هو متجه (n ×١) مقسم على النحو التالى :

$$Y_{t\,(n\times 1)} = \begin{bmatrix} Y_{1t\,(1\times 1)} \\ Y_{2t\,(g\times 1)} \end{bmatrix} \qquad ....(18)$$

حيث (n-1) = g ، وبفرض الانحدار التالى:

$$Y_{1t} = \alpha + \gamma' Y_{2t} + u_t \qquad ...(19)$$

و $\hat{u}_t$ بواقى العينة المرتبطة بتقدير OLS للمعادلة (19) فى عينة حجمها T ؛

$$\hat{u}_t = Y_{1t} - \hat{\alpha}_T - \hat{\gamma}_T' Y_{2t} \qquad ; \quad t = 1,2,...,T$$

حيث $\begin{bmatrix} \hat{\alpha}_T \\ \hat{\gamma}_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T & \sum Y_{2t}' \\ \sum Y_{2t} & \sum Y_{2t} Y_{2t}' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum Y_{1t} \\ \sum Y_{2t} Y_{1t} \end{bmatrix}$ ، والبواقى $\hat{u}_t$ يمكن أن توضع فى انحدار بدون مقدار ثابت على النحو التالى:

$$\hat{u}_t = \rho\, \hat{u}_{t-1} + e_t \qquad , t = 2,3,....,T \qquad ...(20)$$

$$\hat{\rho}_T = \frac{\sum_{t=2}^{T} \hat{u}_{t-1}\hat{u}_t}{\sum_{t=2}^{T} \hat{u}^2{}_{t-1}} \qquad .....(21)$$

ويمكن حساب الاحصاء Philips's z_ρ statistic (1987) كما يلى:

$$Z_{\rho,T} = (T-1)(\hat{\rho}_T - 1) - (\frac{1}{2}).\{(T-1)^2.\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_T}^2 \div S_T^2\}.\{\hat{\lambda}_T^2 - \hat{C}_{0,T}\} \qquad ....(22)$$

حيث يتم حساب $\hat{\lambda}_T^2$ باستخدام تغايرات العينة على النحو التالى:

$$\hat{C}_{j,T} = (T-1)^{-1} \sum_{t=j+2}^{T} \hat{e}_t \hat{e}_{t-j} \quad , j = 0,1,2,....,T-2 \quad \text{حيث} \quad \hat{\lambda}_T^2 = \hat{C}_{0,T} + 2.\sum_{j=1}^{q}[1 - j/(q+1)]\,\hat{C}_{j,T}$$

و q تشير الى عدد التغايرات المستخدمة. فاذا كان المتجة Y_t لا يتضمن تكامل مشترك فان المعادلة (19)

ستكون عبارة عن انحدار زائف spurious regression وستكون قيمة $\hat{\rho}_T$ قريبة من الواحد الصحيح.
وبطريقة مشابهة، يمكن حساب الاحصاء Philips's z_t statistic المرتبط ببواقى الانحدار الذاتى فى المعادلة (20) كما يلى :

$$Z_{t,T} = (\hat{C}_{0,T}/\hat{\lambda}_T^2)^{\frac{1}{2}} . t_T - (\frac{1}{2}).\{(T-1) .\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_T} \div S_T\}.\{\hat{\lambda}_T^2 - \hat{C}_{0,T}\}/\hat{\lambda}_T \quad ....(23)$$

وتحسب قيمة الاحصاء t_T لاختبار الفرض $\rho = 1$ كما يلى: $t_T = (\hat{\rho}_T - 1)/\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_T}$.
أيضا وكبديل، يمكننا ان نضيف التغيرات فى البواقى بفترات ابطاء لمعادلة الانحدار (20) كما يلى:

$$\hat{u}_t = \zeta_1 \Delta\hat{u}_{t-1} + \zeta_2 \Delta\hat{u}_{t-2} + ... + \zeta_{p-1} \Delta\hat{u}_{t-p-1} + \rho\, \hat{u}_{t-1} + e_t \quad ...(24)$$

حيث يتم تقدير هذه المعادلة باستخدام OLS وحساب الاحصاء t لاختبار الفرض $\rho = 1$

٧- الدراسة التطبيقية

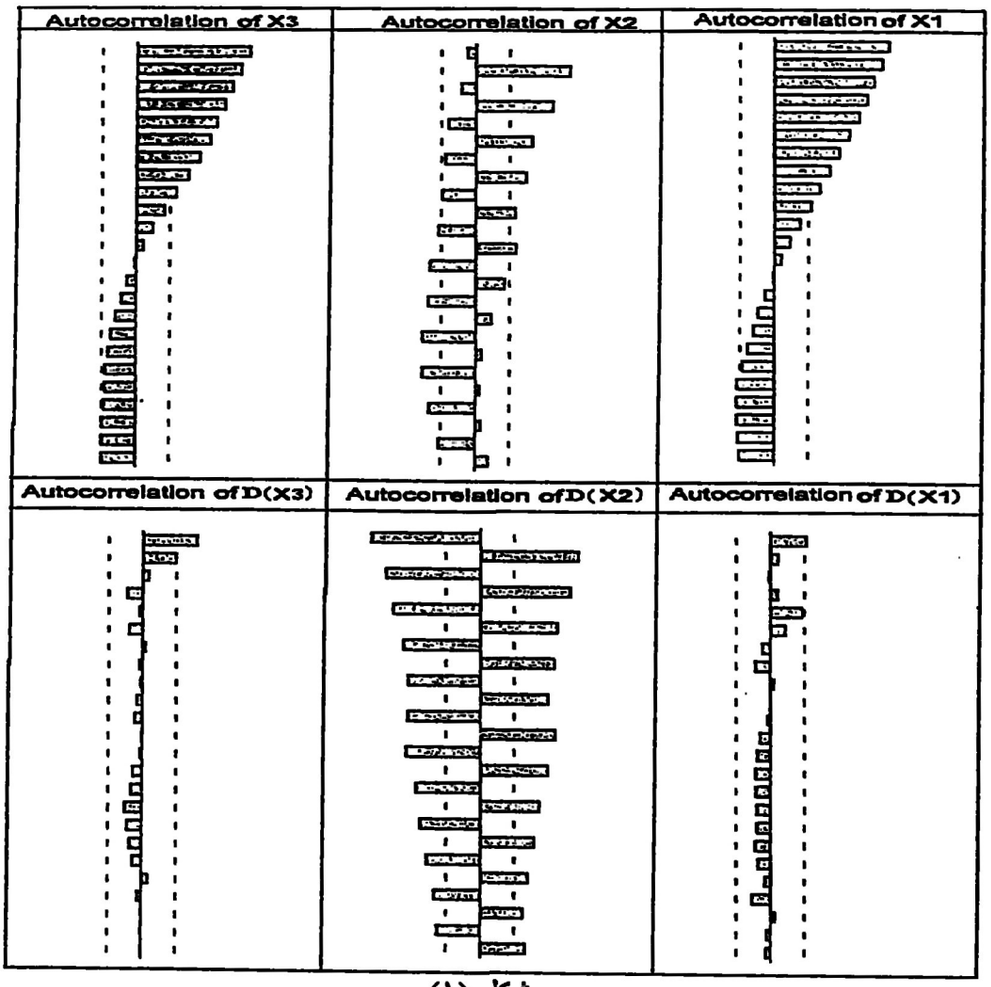
تم استخدام بيانات ربع سنوية تغطي الفترة من الربع الأول لعام ١٩٩٨ وحتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠ عن المتغيرات التالية :

X1 : متوسط سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي
X2 : نسبة أعباء خدمة الدين الخارجي الى الصادرات السلعية والخدمية.
X3 : رصيد ميزان المدفوعات

حيث تم استخدام البيانات عن الفترة من الربع الأول لعام ١٩٩٨ وحتى الربع الأول لعام ٢٠٠٨ كفترة تقدير للنموذج بينما تم استخدام البيانات من الربع الثاني لعام ٢٠٠٨ وحتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠ كفترة تنبؤ وقد تم اجراء الدراسة التطبيقية باستخدام برنامج Eviews-7 .

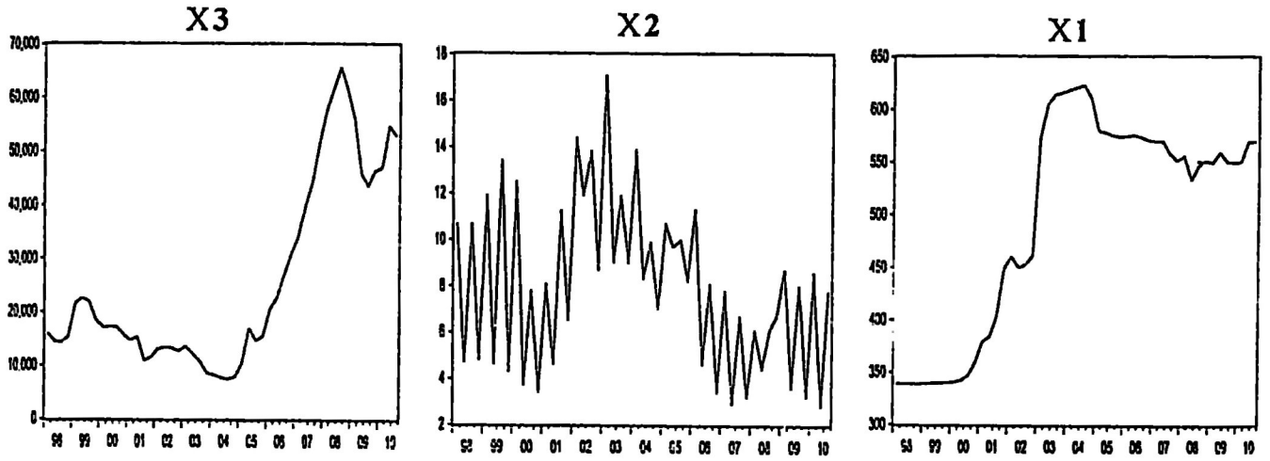
٧-١ اختبار سكون السلاسل الزمنية لمتجه المتغيرات:

تم اجراء اختبار جذر الوحدة Unit root test لكل سلسلة على حده وذلك فى مستوياتها الاصلية in the level وقد أشارت نتائج الاختبار الى قبول فرض العدم الخاص بوجود جذر الوحدة للمتغيرات X_1 و X_2 و X_3 فى حين تم رفض هذا الفرض عند اعادة اجراء الاختبار مع أخذ الفروق الاولى لكل سلسلة ، مما يدل على أن جميع المتغيرات هى I(1)
كما تبين من فحص معاملات الارتباط الذاتى للسلاسل الزمنية المختلفة ؛ شكل (١) ، أنها جميعا تتناقص ببطء فى اتجاهها نحو الصفر بينما تسقط بسرعة نحو الصفر عند أخذ الفروق الاولى لكل سلسلة زمنية مما يشير الى عدم سكون هذه السلاسل الزمنية وأنها جميعا I(1) وهذا ما يؤكده أيضا التمثيل البياني للسلاسل الزمنية المختلفة حيث يتضح وجود اتجاه عام بها ؛شكل (٢).



شكل (١)

معاملات الارتباط الذاتي للسلاسل الزمنية الأصلية في متجه المتغيرات وللفروق الأولى لها



شكل (٢)

التمثيل البياني للسلاسل الزمنية الخاصة بمتجه المتغيرات

٧-٢ اختبار التكامل المشترك:

لاختبار وجود علاقة تكامل مشترك أو أكثر بين مجموعة المتغيرات غير الساكنة x1, x2, x3 ومن ثم توصيف علاقة التوازن طويل الأجل بين هذه المتغيرات؛ تم استخدام طريقة Johansen's method وذلك بالأخذ فى الاعتبار الفروض الخمس الممكنة للاتجاه Deterministic trend assumptions السابق عرضها ، وقد كانت نتائج هذا الاختبار على النحو التالى:

١. عند افتراض وجود الحالة الأولى والتى تقرر أن متجه المتغيرات ليس به اتجاه محدد Deterministic trend وأن معادلات التكامل المشترك لا تتضمن مقادير ثابتة؛ تم رفض الفرض بعدم وجود تكامل

مشترك بين المتغيرات x1, x2, x3 وذلك عند مستوى معنوية 1% بينما يتم قبول الفرض بوجود علاقة تكامل مشترك معنوية واحدة بين المتغيرات الثلاث عند مستوى معنوية 1% و5%.

٢. عند افتراض وجود الحالة الثانية والتى تقرر أن متجه المتغيرات ليس به اتجاه محدد وأن معادلات التكامل المشترك تتضمن مقادير ثابتة ؛ تم أيضا رفض الفرض بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات x1, x2, x3 وذلك عند مستوى معنوية 1% بينما يتم قبول الفرض بوجود علاقة تكامل مشترك معنوية واحدة بين المتغيرات الثلاث عند مستوى معنوية 1% و5%.

٣. تم قبول الفرض بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات x1, x2, x3 وذلك عند افتراض وجود الحالات الثلاث الأخيرة للاتجاه المحدد والسابق عرضها فى (٣-٥)

كما تم اجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرين x1, x2 وكذلك بين المتغيرين x1, x٣ وقد كانت النتائج تشير الى وجود علاقة تكامل مشترك معنوية بين المتغيرين x1, x٣ عند مستويات المعنوية 1% و5% وذلك فى الحالتين الأولى والثانية فقط من حالات الاتجاه المحدد. بينما لا توجد علاقة تكامل مشترك معنوية بين المتغيرين x1, x٢ وذلك فى أيى من حالات الاتجاه الخمس حيث يتم قبول الفرض بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين x1, x٢ عند مستويات المعنوية 1% و5% .

ونظرا لأن الاختبار هو طرف واحد أيمن فانه يتم رفض فرض العدم بوجود عدد r من علاقات التكامل المشترك اذا كانت قيمة احصاء الاختبار أكبر من القيمة الحرجة المناظرة .

مما سبق يمكننا أن نقر بوجود علاقة تكامل مشترك معنوية واحدة بين المتغيرات X_3, X_2, X_1 فى النموذج وذلك فى الحالتين الأولى والثانية من حالات الاتجاه المحدد ، كما توجد علاقة تكامل مشترك معنوية بين المتغيرين X_3, X_1 وذلك في الحالتين الأولى والثانية فقط من حالات الاتجاه المحدد.

٧- ٣ تقدير النموذج:

فى ضوء ما تم الوصول اليه من نتائج فى المرحلة السابقة فقد تم تقدير النماذج التالية :-

أولا : تقدير نموذج للتنبؤ فى ظل وجود تكامل مشترك بين المتغيرات x1, x2, x3

١. نموذج يأخذ فى الاعتبار وجود علاقة تكامل مشترك واحدة توضح علاقة التوازن طويل الأجل بين المتغيرات x1, x2, x3 مع عدم احتواء متجه المتغيرات على اتجاه محدد وعدم احتواء معادلة التكامل المشترك على مقدار ثابت ،وقد كانت النتائج على النحو التالى:

```
D(X1) = - 0.0661749470071 * [ X1(-1) - 31.0571172419 * X2(-1) - 1.21610455791 * X3(-1) ]
        + 0.380747495316 * D(X1(-1)) - 0.023490505981 * D(X1(-2)) - 0.210668251223 * D(X1(-3))
        + 0.160732182055 * D(X1(-4)) - 1.76101792781 * D(X2(-1)) - 1.5383457811 * D(X2(-2))
        + 1.57510881617 * D(X2(-3)) + 2.72663838946 * D(X2(-4)) - 0.687788129689 * D(X3(-1))
        - 0.799048350119 * D(X3(-2)) + 0.217631669564 * D(X3(-3)) - 0.0656593171872 * D(X3(-4))
                                                                                    — (25)

D(X2) = 0.0108386740798 * [ X1(-1) - 31.0571172419 * X2(-1) - 1.21610455791 * X3(-1) ]
      - 0.00812808845429 * D(X1(-1)) + 0.0168616752977 * D(X1(-2)) - 0.0181959228378 * D(X1(-3))
      + 0.0236508815793 * D(X1(-4)) - 0.320175942862 * D(X2(-1)) + 0.236494169879 * D(X2(-2))
      + 0.181423278441 * D(X2(-3)) + 0.395696082184 * D(X2(-4)) + 0.0766793963557 * D(X3(-1))
      - 0.00750628830716 * D(X3(-2)) + 0.162544501752 * D(X3(-3)) + 0.0487642991837 * D(X3(-4))
                                                                                    — (26)

D(X3) = - 0.0701915719975 * [ X1(-1) - 31.0571172419 * X2(-1) - 1.21610455791 * X3(-1) ]
        - 0.128705550229 * D(X1(-1)) + 0.121048179292 * D(X1(-2)) - 0.071089065141 * D(X1(-3))
        - 0.0250100119656 * D(X1(-4)) - 1.72610313907 * D(X2(-1)) - 1.60239250924 * D(X2(-2))
        - 0.746898776548 * D(X2(-3)) + 0.356186624125 * D(X2(-4)) - 0.0715691356039 * D(X3(-1))
        - 0.284239859039 * D(X3(-2)) - 0.118359131386 * D(X3(-3)) - 0.450730897267 * D(X3(-4))
                                                                                    — (27)
```

حيث تم تقدير معادلة التكامل المشترك the co integrating equation كما يلى:

$$x_{1,t-1} = 31.0571172419\ x_{2,t-1} + 1.2160415579\ 1x_{3,t-1} + e_{x_{1,t-1}}$$

s.e	(6.78355)	(0.12264)
t	[-4.57830]	[-9.91614]

و $e_{x_{1,t-1}}$ هى البواقى من معادلة التوازن طويل الأجل وقد تم ادخال البواقى فى نموذج تصحيح الخطأ the error-correction model فيما بين القوسين [ ] فى معادلات D(X1) و D(X2) و D(X3) بجانب الحدود التى تمثل تضبيطات قصيرة الأجل short term adjustments والتى تعتمد على الفروق بفترات ابطاء Differences with lags من ١ الى ٤ .وتوضح المعادلات (25)، (26)، (27) امكانية التنبؤ بأيى من المتغيرات الثلاث فى حال تغير المتغيرين الأخرين .

٢. نموذج يأخذ فى الاعتبار وجود علاقة تكامل مشترك واحدة توضح علاقة التوازن طويل الأجل بين المتغيرات x1, x2, x3 مع عدم احتواء متجه المتغيرات على اتجاه محدد و احتواء معادلة التكامل المشترك على مقدار ثابت ،وقد كانت النتائج على النحو التالى:

D(X1) = - 0.0211376057917 * [X1(-1) - 43.9572491978 * X2(-1) - 0.664915516653 * X3(-1) + 641.659012821] + 0.369921053397 * D(X1(-1)) + 0.0412635382487 * D(X1(-2)) - 0.271592736181 * D(X1(-3)) + 0.223664064918 * D(X1(-4)) - 1.07131054097 * D(X2(-1)) - 0.674589775733 * D(X2(-2)) + 2.35795268034 * D(X2(-3)) + 2.75237745917 * D(X2(-4)) + 0.0622450729275 * D(X3(-1)) - 0.122430768012 * D(X3(-2)) + 1.08725368603 * D(X3(-3)) ÷ 0.579101957665 * D(X3(-4))

--- (28)

D(X2) = 0.00375413785006 * [X1(-1) - 43.9572491978 * X2(-1) - 0.664915516653 * X3(-1) + 641.659012821] - 0.0061742381117 * D(X1(-1)) + 0.00576089584817 * D(X1(-2)) - 0.00804402869209 * D(X1(-3)) + 0.0130882308581 * D(X1(-4)) - 0.422257475719 * D(X2(-1)) + 0.101260422964 * D(X2(-2)) + 0.0603938725875 * D(X2(-3)) + 0.39732393872 * D(X2(-4)) - 0.0499555601322 * D(X3(-1)) - 0.121460470068 * D(X3(-2)) + 0.0156425859345 * D(X3(-3)) - 0.0603340956187 * D(X3(-4))

--- (29)

D(X3) = 0.0366208106271 * [X1(-1) - 43.9572491978 * X2(-1) - 0.664915516653 * X3(-1) + 641.659012821] - 0.103676964736 * D(X1(-1)) + 0.0896955704125 * D(X1(-2)) - 0.100700076727 * D(X1(-3)) - 0.00984079942293 * D(X1(-4)) + 1.20589209443 * D(X2(-1)) + 0.575144591346 * D(X2(-2)) + 1.53725216966 * D(X2(-3)) + 1.56485270433 * D(X2(-4)) - 0.0418838639877 * D(X3(-1)) - 0.19977396117 * D(X3(-2)) - 0.099241956662 * D(X3(-3)) - 0.473217762158 * D(X3(-4))

--- (30)

حيث تم تقدير معادلة التكامل المشترك كما يلى :

$$x_{1,t-1} = 43.9572491978\ x_{2,t-1} + 0.6649155166\ 53 x_{3,t-1} + 641.659012821 + e_{x_{1,t-1}}$$

s.e	(13.0380)	(190.590)	(190.590)
t	[-3.37147]	[3.36669]	[3.36669]

ثانيا : تقدير نموذج للتنبؤ فى ظل وجود تكامل مشترك بين المتغيرين x1, x3

٣. نموذج يأخذ فى الاعتبار وجود علاقة تكامل مشترك توضح علاقة التوازن طويل الأجل بين المتغيرات X_3, X_1 مع عدم احتواء متجه المتغيرات على اتجاه محدد وعدم احتواء معادلة التكامل المشترك على مقدار ثابت ،وقد كانت النتائج على النحو التالى:

D(X1) = - 0.00812850912512 * [X1(-1) - 3.40549229678 * X3(-1)) + 0.406178419639 * D(X1(-1)] - 0.069191448772 * D(X1(-2)) - 0.270150745327 * D(X3(-1)) - 0.166366487923 * D(X3(-2))

--- (31)

D(X3) = - 0.0112460043341 * [X1(-1) - 3.40549229678 * X3(-1)) - 0.10522839846 * D(X1(-1)] +0.0961538125471 * D(X1(-2)) + 0.0404676914266 * D(X3(-1)) - 0.0362576215913 * D(X3(-2))

--- (32)

وقد تم تقدير معادلة التكامل المشترك كما يلى :

$$x_{1,t-1} = 3.40549229\ \ 678\ x_{3,t-1} + e_{x_{1,t-1}}$$

s.e	(0.59414)
t	[-5.73185]

٤. نموذج يأخذ فى الاعتبار وجود علاقة تكامل مشترك توضح علاقة التوازن طويل الأجل بين المتغيرات x1, x3 مع عدم احتواء متجه المتغيرات على اتجاه محدد و احتواء معادلة التكامل المشترك على مقدار ثابت ،وقد كانت النتائج على النحو التالى:

$$D(X1) = -0.0374922429232 * [X1(-1) - 1.30784933442 * X3(-1) - 396.598081968] + 0.418669918229 * D(X1(-1)) - 0.0897062841638 * D(X1(-2)) - 0.709696447994 * D(X3(-1)) - 0.559973441043 * D(X3(-2)) \quad \text{--- (33)}$$

$$D(X3) = -0.0295617656793 * [X1(-1) - 1.30784933442 * X3(-1) - 396.598081968] - 0.107727755015 * D(X1(-1)) + 0.0906799117586 * D(X1(-2)) - 0.097734134778 * D(X3(-1)) - 0.164900670776 * D(X3(-2)) \quad \text{--- (34)}$$

وقد تم تقدير معادلة التكامل المشترك كما يلى :

$$x_{1,t-1} = 1.30784933\ 442\ x_{3,t-1} + 396.598081\ 968 + e_{x_{1,t-1}}$$

s.e	(0.35133)	(158.503)
t	[-3.72255]	[-2.50214]

وبمقارنة المعايير Log likelihood ، Akaike information criterion ، Schwarz criterion تبين أفضلية النموذج الثاني إذا اردنا بناء نموذج للتنبؤ في ظل وجود تكامل مشترك بين المتغيرات الثلاث X_3, X_2, X_1 وأفضلية النموذج الرابع إذا أردنا بناء نموذج للتنبؤ في ظل وجود تكامل مشترك بين المتغيرين X_3, X_1 فقط . وبذلك نكون قدمنا نموذجين للتنبؤ حيث يمكننا الأول من التنبؤ بسعر الصرف في ضوء التغير الحادث في كل من نسبة أعباء خدمة الدين الخارجي الى الصادرات ورصيد ميزان المدفوعات ، بينما يمكننا النموذج الثاني من التنبؤ بسعر الصرف في ضوء التغير الحادث في رصيد ميزان المدفوعات المصري بمفردة

٧- ٤ التنبؤ

تم استخدام النموذج الثاني والنموذج الرابع في التنبؤ بسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الامريكي خلال الفترة من الربع الثاني لعام ٢٠٠٨ حتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠

وجدول ١ التالي يوضح التنبؤات من كلا النموذجين

المشاهدة	X1	التنبؤ باستخدام النموذج الثاني	التنبؤ باستخدام النموذج الرابع
2008Q2	533.31	571.3835	553.3545
2008Q3	546.59	592.3585	551.9189
2008Q4	551.37	620.1981	559.6852
2009Q1	549.5	634.1839	569.0781
2009Q2	559.64	623.5725	578.2037
2009Q3	550.27	616.4846	587.5788
2009Q4	550	613.2821	596.7035
2010Q1	550.55	621.3705	605.7306
2010Q2	569.64	641.0141	614.9364
2010Q3	570	661.2709	624.3226

جدول ١

التنبؤ بسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الامريكي

وبهدف قياس درجة دقة التنبؤ من هذين النموذجين؛ تم حساب أحد المعايير الاحصائية التى تستخدم لقياس دقة التنبؤ وهو معيار الجذر التربيعى لمتوسط مربعات أخطاء التنبؤ .

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum(x_{1i} - \hat{x}_{1i})^2}$$

والذى أشارت نتائجه الى أفضلية التنبؤات المتحصل عليها من النموذج الرابع عن تلك المتحصل عليها من النموذج الثانى حيث كان قيمة معيار RMSPE من النموذج الرابع هى 35.279 بينما كانت قيمته فى حالة النوذج الثانى 68.095 ،ومن الجدير بالذكر أن اختيار النموذج الأنسب للتنبؤ يخضع كذلك لاعتبارات يضعها الواقع العملى والتطبيق الاقتصادى وما اذا كان الهدف هو التنبؤ بسعر صرف الجنية X_1 فى ضوء علاقة التكامل المشترك مع كل من نسبة أعباء خدمة الدين الخارجى الى الصادرات X_2 ورصيد ميزان المدفوعات

المصرى X_3 . أم التنبؤ بسعر صرف الجنيه المصرى x1 فى ضوء علاقة التكامل المشترك مع رصيد ميزان المدفوعات المصرى X_3 فقط .

٨- الخلاصة والنتائج

إن السياسات الاقتصادية والمالية لاتؤتي ثمارها المرجوة الا اذا بنيت على أساس توقعات سليمة للأوضاع في المستقبل أخذين في الاعتبار العلاقات المشتركة لمتغيرات الاقتصاد الكلي وبعضها البعض. ولذلك اهتم هذا البحث بتوضيح آلية توصيف النماذج المناسبة للتنبؤ بأنظمة السلاسل الزمنية التي تحتوي على علاقات تكاملية مشتركة والتي يغلب على السلاسل الزمنية الخاصة بها نمط عدم السكون، حيث لايوجد متجه انحدار ذاتي ذو رتبة منتهيه يمكن أن يصف متجه المتغيرات في هذه الحالة . كما تخفق النظريات الاقتصادية في الوصول الى توصيف محكم للعلاقة الديناميكية بين المتغيرات وتكون عملية التقدير معقدة نظرا لظهور المتغيرات الداخلية في كلا جانبي المعادلات ، مما يتطلب تطوير طريقة تحليل السلاسل الزمنية بحيث تأخذ في الاعتبار العلاقات المتبادلة بين عدد من المتغيرات غير الساكنة . ولقد تم تحليل السلاسل الزمنية الخاصة بثلاث متغيرات هي سعر الصرف التوازني للجنيه المصري مقابل الدولار الامريكي ، ونسبة أعباء خدمة الدين الخارجي الى الصادرات السلعية والخدمية ، ورصيد ميزان المدفوعات المصري وذلك لتوصيف نموذج الانحدار الذاتي لمتجه هذه المتغيرات مع تصحيح الخطأ (VEC model) . ولقد أوضحت الدراسة أن هناك علاقة توازن طويل الأجل بين المتغيرات الثلاث ولقد ظهر أثر السلوك الموسمي لتلك المتغيرات في ظهور التغيرات بفترات ابطاء من ١الى ٤ في النماذج المقدرة وكان أفضل تقدير لمعادلة التكامل المشترك التي توصف العلاقة بين المتغيرات الثلاث هو

$$x_{1,t-1} = 43.9572491978x_{2,t-1} + 0.664915516653x_{3,t-1} + 641.659012821 + e_{x_{1,t-1}}$$

وقد تم توصيف نموذج تصحيح الخطأ في ضوء هذه العلاقة . كما أوضحت الدراسة وجود علاقة توازن طويل الأجل بين سعر صرف الجنيه المصري ورصيد ميزان المدفوعات وكان أفضل تقدير لمعادلة التكامل المشترك التي توصف هذه العلاقة هو $x_{1,t-1} = 1.30784933442\, x_{3,t-1} + 396.598081968 + e_{x_{1,t-1}}$

حيث تم توصيف نموذج تصحيح الخطأ للمتجه المكون من هذين المتغيرين بناء على هذه العلاقة . ولقد أظهرت النتائج أفضلية التنبؤات المتحصل عليها من هذا النمزج الأخير مما يعد مؤشرا لأهميته في عملية التنبؤ ، غير أنه يجب التأكيد على أن إختيار النموذج الأنسب ينبغي أن يتم كذلك في ضوء الاعتبارات التي يضعها الواقع العملي والتطبيق الاقتصادي وما إذا كان الهدف هو دراسة علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات الثلاث أم بين متغيرين فقط.

Summary

The economic and financial policies does not lead to desired results only if built on the basis of accurate projections of the situation in the future, taking into account the mutual relations and co integration of macroeconomic variables and each other. Therefore; this research interested in to clarify the mechanism characterization of appropriate models for forecasting systems of the time series that contains complementary relationships, mainly on the time series that own nonstationarity pattern since we does not have a vector auto regression of finite rank could describe vector of variables in this case. The economic theories fail to reach the tight characterization of the relationship between the dynamic variables and the process of appreciation of the complex due to the emergence of endogenous variables on both sides of the equations; which requires the development of the method of analyzing time series to take into account the mutual relations between numbers of nonstationary variables. in this research we analyze the time series of three variables are the exchange rate equilibrium of the pound against the U.S. dollar, and the proportion of the burden of external debt service to exports of goods and services, and the net of Egyptian balance of payments in order to characterize the vector auto regressive of these variables with the error correction (VEC model). The study showed that there is a long-run equilibrium relation tying the three variables together and has been shown the impact of the seasonal behavior of these variables in the emergence of lag changes of 1 to 4 periods in the models estimated. The study also showed the presence of long-run equilibrium relationship between the Egyptian pound exchange rate and the net of balance of payments. But it must be stressed that the selection of most appropriate model should be as well as in light of the considerations established by the practice and application of economic and whether the goal is to study the co integration between the three variables or between two variables only.

References المراجع

1.Arlen David Schmidt (2008):"Pairs Trading: A Co-integration Approach". university of Sydney.

2.Baillie, Richard T., and David D.selover (1987):"co integration and models of exchange rate determination." International journal of forecasting 3: 43-51.

3.Campbell, John Y., and Robert J. Shiller (1988,b):" stock prices, earnings, and expected dividends." Journal of Finance, 43-3, pp. 661-676.

4.D.Uysal, M.C.Ozahim and S. Ozahim (2010):" CO-integration Analysis of Economic development and Democracy: The case of Turkey". Current research Journal of Economic 2(3):102-111.

5.Davidson and Mackinnon (1993):"estimation and inference in econometrics." pp. 715-730.

6. Davidson, Hendry, Srba, and Yeo (1978):" Econometric modeling of the aggregate time series relationship between consumers expenditure and income in the U.K." Economic Journal 88: pp.661-692.

7.Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979):" Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root." journal of the American statistical association, 74, pp. 427-431.

8. Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981):"likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root" econometrica, vol.49, No.4, pp.1057-1072.

9.Engle, Robert F., and granger C.W.J.(1987):" co integration and error correction: Representation, Estimation, and Testing. "Econometrica Vol. 55 No. 2, pp. 251-276.

10. Hamilton J. (1994):" Time series analysis ".john wiley&sons.pp.571-629.

11. James G.Mackinnos (2010):"Critical values for CO-integration Tests." Queen's economics Deparment, QED, Workingpaper No.1227, Queen's University, Canada.

12. Kremers, Jeroen (1989):" U.S. federal indebtedness and the conduct of fiscal policy." Journal of monetary economics 33, pp. 219- 238.

13. Matteo Mogliani (2010):"Residual-based Tests for CO-integration and Multiple Deterministic structural Break: A Monte Carlo study". Paris school of Economics, France.

14. Ogaki, Masao (1992):"Engel's Law and Co-integration." Journal of political economy, vol. 100-5, pp. 1027-1046.

15. Ogaki, Masao and Joon Y. Park (1997):"A Co integration approach to Estimating preference parameters." Journal of Econometrics vol.82-1, pp. 107-134.

16. Phillips, P.C.B.and Perron (1988):" tests for a unit root in time series regression." Biometrica 75, 335-346.

17. Sqrem Johansen (2011): An extension of CO-integration to fractional autoregressive processes". Center for Research in Econometric Analysis of time series, CREATES, Aarhus University, Denemark.

18. Walter enders (2004):" applied econometric time series".2nd edn.john wiley&sons, pp.355-405.

ملحق (١)
بيانات البحث

X1	X2	X3	المشاهدة
623.11	9.9	432	2004Q3
610.64	7	445.3	2004Q4
579.51	10.7	453.8	2005Q1
578.24	9.6	466.8	2005Q2
575.44	10	470	2005Q3
573.7	8.1	473.9	2005Q4
574.69	11.3	490.3	2006Q1
575.79	4.5	509.5	2006Q2

X1	X2	X3	المشاهدة
338.74	10.7	207.3	1998Q1
338.9	4.7	210.79	1998Q2
338.92	10.7	222.04	1998Q3
338.8	4.8	233.62	1998Q4
339.01	11.9	244.16	1999Q1
339.58	4.59	254.42	1999Q2
339.62	13.4	267.79	1999Q3
339.91	4.3	276.66	1999Q4

340.8	12.5	285.17	2000Q1
342.26	3.7	286.64	2000Q2
346.68	7.8	300.3	2000Q3
359.39	3.4	311.56	2000Q4
379	8.1	316.64	2001Q1
384.4	4.5	321.9	2001Q2
403.58	11.3	331.7	2001Q3
449	6.5	334	2001Q4
460.37	14.4	344.5	2002Q1
450	11.9	360.1	2002Q2
453.23	13.8	363.6	2002Q3
461.4	8.6	370.2	2002Q4
572.83	17.1	392.4	2003Q1
605.04	9	387.4	2003Q2
614.19	11.9	401	2003Q3
615.99	9	408.7	2003Q4
618.31	13.9	412	2004Q1
620.86	8.3	422	2004Q2

573.59	8.1	513.4	2006Q3
570.8	3.4	525.4	2006Q4
569.66	7.8	522.5	2007Q1
569.67	2.9	531.2	2007Q2
558.42	6.7	552.2	2007Q3
551.45	3.2	567.8	2007Q4
555.9	6.1	595.3	2008Q1
533.30	4.4	571	2008Q2
546.59	6.1	621.5	2008Q3
551.37	6.7	661.8	2008Q4
549.5	8.6	690.2	2009Q1
559.64	3.6	695.3	2009Q2
550.27	8	729.3	2009Q3
550	3.2	746.8	2009Q4
550.54	8.6	750.9	2010Q1
569.64	2.8	774.5	2010Q2
570	7.8	775.4	2010Q3

X_1 سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الامريكي

X_2 نسبة أعباء خدمة الدين الخارجي الى الصادرات السلعية والخدمية

X_3 رصيد ميزان المدفوعات

المصدر : - الاصدارات المتاحة على شبكة المعلومات والصادرة عن مركز دعم واتخاذ القرار بمجلس الوزراء

- الاعداد المختلفة من المجلة الاقتصادية للبنك المركزي المصري والصادرة خلال الفترة من ١٩٩٨- ٢٠١٠