جامعة محمد بوضياف بالمسيلة

كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

محاضرات في مقياس تحليل السلاسل الزمنية باستخدام برنامج EVIEWS

مع امثلة محلولة

موجهة لطلبة ماستر اقتصاد كمي

اعداد الاستاذ مصطفى جاب الله

السنة الجامعية :2019-2020

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نماذج اريما ARIMA وطريقة بوكس جيكينز:

مقدمة:

في هذا الفصل سنناقش تقدير معادلة واحدة بطريقة مختلفة عن الفصول السابقة. في تلك الفصول تم مناقشة سلوك المتغير التابع باستخدام عدد من المتغيرات المفسرة . في تحليل السلاسل الزمنية نبدأ تحليل المعلومات التي يمكن التحصيل عليها من المتغير نفسة . تحليل سلسلة زمنية واحدة يسمى سلسلة زمنية احادية المتغير univariate time series في هذا الموضوع الهدف من تحليل السلاسل الزمنية هو اسر واختبار ديناميكية البيانات، في الاقتصاد القياسي للسلاسل الزمنية يمكن ان يكون هناك نماذج سلسلة زمنية متعددة المتغيرات سوف يتم مناقشتها في فصول قادمة.

كما ذكر سابقا الاقتصاد القياسي التقليدي ركز على استخدام النظرية الاقتصادية ودراسة العلاقات المعاصرة من اجل شرح العلاقات بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة. من الآن فصاعدا نستخدم مسمى الاقتصاد القياسي التقليدي لتمييزه عن الاقتصاد القياسي الحديث.

المتغيرات المتباطئة يتم تعريفها بين آونة وأخرى ولكن ليس بمنهجية محددة او على الأقل ليس بطريقة تحاول تحليل الديناميكية او الهيكل الزماني للبيانات. هناك عدة جوانب لتحليل لسلسلة الزمنية ولكن هناك موضوع مشترك لها وهو استخدام كامل للهيكل الديناميكي للبيانات، المقصود هو استخراج كل ما يمكن من معلومات من المعلومات التاريخية للسلسلة الزمنية. المبدأين الأساسين لتحليل السلسلة الزمنية هي التنبؤ والنموذجة الديناميكية. التنبؤ مختلف عن بناء نموذج هيكلي وتفهم الاقتصاد او اختبار فرضية. هو مهتم ببناء نماذج تنبؤ فعالة. تعمل عادة باستغلال العلاقات المتبادلة التي وجدت عبر الزمن لمتغير واحد. النمذجة الديناميكية في الجانب الآخر مهتمة بالبناء الهيكلي للاقتصاد واختبار الفرضيات, وذلك لتفهم العملية يجب ان اسر عملية التكيف التي قد تكون طويلة ومعقدة. منذ بداية الثمانينات اساليب حديثة طورت في التنبؤ لذلك سوف نبدأ هذا الفصل بنماذج اريما ARIMA.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نماذج اريما ARIMA

BOX and Jenkins (1976) عرف نماذج اريما المصطلح يعني:

AR=autoregressive انحدار ذاتي.

I-integrated متكاملة.

MA=moving average المتوسط المتحرك.

الاجزاء التالية ستعرض اصدارات مختلفة لنماذج اريماARIMA وستقدم مفهوم السكون، سنبدأ بشرح ابسط نموذج نموذج الارتباط الذاتي من الدرجة 1 ثم نستمر لمسح نماذج اريماARIMA. واخيرا طريقة بوكس جيكينز لاختيار النموذج ثم يليه عرض للتنبؤ.

السكون:

أي سلسلة زمنية يمكن ان تولد من عملية عشوائية و مجموعه من البيانات مثل البيانات في الجدول التالي لاجمالي الناتج المحلي للجزائر:

GROSS DOMESTIC PRODUCT (GDP)							
السنة	gdp	السنة	gdp	السنة	gdp	السنة	gdp
1970	22.57	1980	546.6	1990	437.33	2000	706.66
1971	30.5	1981	622.18	1991	491.85	2001	686.3
1972	38.26	1982	524.2	1992	510.46	2002	707.07
1973	53.53	1983	445.21	1993	494.91	2003	804.65
1974	159.72	1984	420.39	1994	503.05	2004	938.77
1975	163.67	1985	376.32	1995	533.5	2005	1182.51
1976	225.35	1986	322.02	1996	590.75	2006	1335.58
1977	260.96	1987	320.93	1997	617.9	2007	1442.57
1978	272.27	1988	330.52	1998	546.65	2008	1786.14
1979	375.47	1989	357.06	1999	603.59	2009	1397.49

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الجدول يعتبر خاص (عينة) كامنة وراء عملية عشوائية. الفرق بين عملية عشوائية وخاصتها هو مشابه للفرق بين المجتمع والعينة في دراسات مقطعية. كما نستخدم بيانات العينة لعمل استدلال عن المجتمع، في السلسلة الزمنية يستخدم البيانات الخاصة لبناء استدلال عن العملية العشوائية الكامنة وراءها. نوع من العملية العشوائية لاقى اهتماما كبيرا في تحليل السلاسل الزمنية هو ما يسمى العملية العشوائية الساكنة.

عملية عشوائية تسمى ساكنة عندما يكون المتوسط والتباين ثابت عبر الزمن وقيمة التغاير بين فترتين زمنيتين يعتمد على المسافة او المتباطئة بين فترتين زمنيتين وليس الوقت الزمني الحقيقي التي حسب فيها التغايير. لشرح هذا اذا كانت Y سلسلة زمنية عشوائية لها الخصائص التالية:

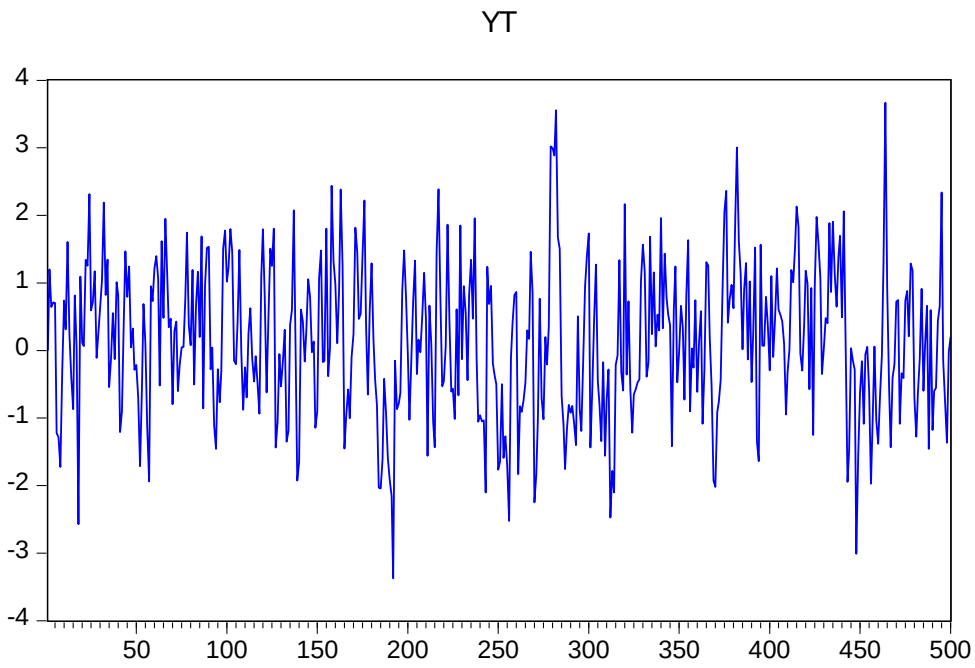
حيث ترمز γ للتغاير او التغاير الذاتي عن المتباطئة k التغاير بين القيمة Yt و Y_{t+k} أي بين قيمتين للفترة بينهما. اذا كانت k=0 نحصل على γ_0 والتي تعني التباين للقيمة Y ويساوي $= \sigma^2$: أذا كانت k=1 و γ_1 هو التغاير بين قيمتين لY نوع التغاير الذي تحدثنا عنة في فصل الارتباط الذاتي .

لنفرض اننا نقلنا اصل Y من Yt الى Y_{t+m} . الآن اذا كانت Y ساكنة، فأن المتوسط، التباين، والتغاير الذاتي للقيمة Y_{t+m} يجب ان يكون هو نفسة للقيمة Yt . بالاختصار اذا كانت السلسلة الزمنية ساكنة ، فأن المتوسط ، التباين والتغاير الذاتي سيبقون ثابتين عند أي فترة زمنية.

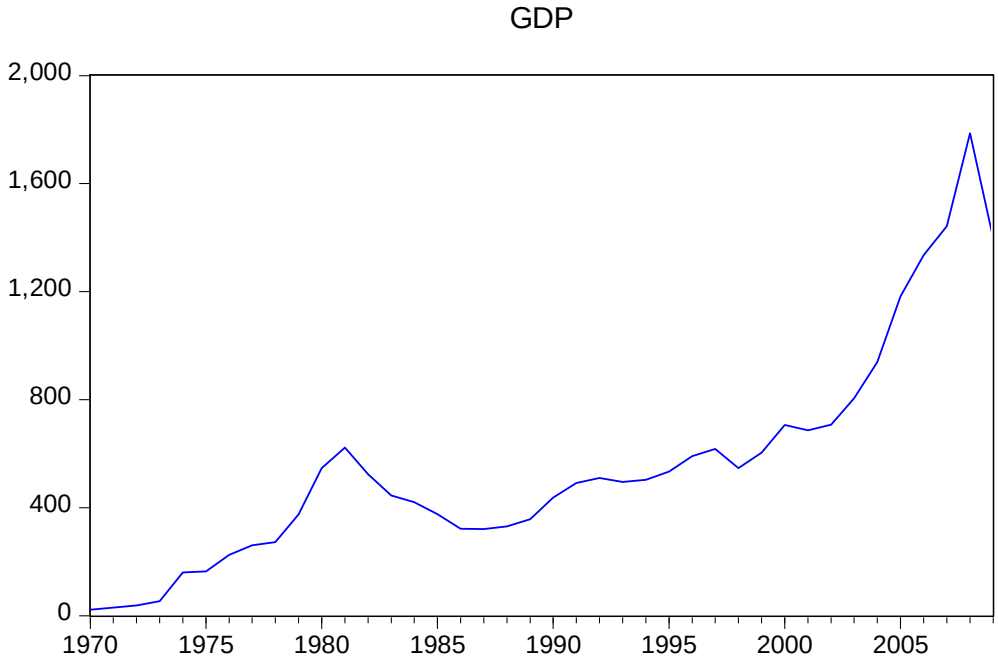
أذا كانت السلسلة الزمنية غير ساكنة كما عرفناها، تسمى سلسلة زمنية غير ساكنة، تكون أحيانا ناتجة لنقلة في المتوسط.

الشكل 10.1

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر



الشكل 10.2



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الشكل 10.1و 10.2 مثال لسلسلة زمنية ساكنة وسلسلة زمنية غير ساكنة.

اختبارات السكون باستخدام دالة الارتباط الذاتي مبني على correlogram

اختبار بسيط للسكون مبني على ما يسمى دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation function (ACF)

دالة $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$

عندما k=0 فأن $_0 = 1$

حيث ان كل من التغاير والتباين تقاس بنفس الوحدة فأن الارتباط الذاتي من غير وحدات وتتراوح قيمتة بين +1 و -1 كأي معامل ارتباط اذا تم رسم الشكل البياني لقيمة الارتباط الذاتي نحصل على مايعرف ب ارتباط الذاتي للمجتمع. حيث اننا في الواقع نحصل على عينة للعملية العشوائية فأنة يمكن حساب دالة الارتباط الذاتي للعينة $\widehat{\rho}_k$ لحساب دالة الارتباط الذاتي يحسب التغاير ومن ثم التباين

حيث تشيرn الى حجم العينة و$\overline{Y}$ متوسط العينة.

رسم الدالة بيانيا مقابل المتباطئات يسمى Sample Correlogram إذا انحدرت قيمة ببطيء فهذا يدل على إن السلسلة الزمنية غير مستقره ويمكن فحص الرسم البياني ρk للتحقق من استقرار الدالة وكذلك

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

يمكن استخدام اختبار إحصاء Q ماذا كان معامل الارتباط الذاتي ρk يساوي الصفر أي لا توجد علاقة بين المتباطئات

اختبار إحصاء Q لـ بوكس وبيرز Box and Pierce

$$Q = n\sum_{k=1}^{m}\hat{\rho}_k^2$$

nحجم العينة و m طول المتباطئات. يتوزع اختبار Q حسب توزيع كاي χ2 بدرجة حرية df =m إذا كانت اختبار يفوق القيمة الجد وليه نرفض فرضية العدم أن معاملات التباطىء تساوي الصفر.

اختبار آخر لاختبار ماذا كانت المعاملات تساوي الصفر هو اختبار إحصاء LB) LJung-Box)

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}\left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}\right) \sim \chi_m^2$$

الشكل 10.3

عند المستوى Sample: 1970 2009

Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |****** |	. |****** |	1	0.880	0.880	33.384	0.000

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

. |***** |	**| . |	2	0.700	-0.332	55.070	0.000
. |**** |	. |*. |	3	0.554	0.124	69.002	0.000
. |*** |	.*| . |	4	0.412	-0.181	76.906	0.000
. |** |	. |*. |	5	0.301	0.121	81.254	0.000
. |** |	. |. |	6	0.222	-0.056	83.695	0.000
. |*. |	. |. |	7	0.169	0.074	85.152	0.000
. |*. |	. |. |	8	0.134	-0.034	86.100	0.000
. |*. |	. |. |	9	0.097	-0.039	86.615	0.000
. |. |	. |. |	10	0.068	0.022	86.871	0.000
. |. |	. |*. |	11	0.068	0.100	87.140	0.000
. |. |	. |. |	12	0.073	-0.045	87.457	0.000
. |. |	. |. |	13	0.056	-0.063	87.653	0.000
. |. |	. |. |	14	0.036	0.002	87.739	0.000
. |. |	. |. |	15	0.020	-0.005	87.765	0.000

Sample: 1970 2009 الفروق الأولى

Included observations: 39

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. |. |	. |. |	1	-0.016	-0.016	0.0111	0.916
. |. |	. |. |	2	0.067	0.067	0.2054	0.902
. |. |	. |. |	3	0.051	0.054	0.3230	0.956
.*| . |	.*| . |	4	-0.120	-0.123	0.9767	0.913
. |. |	.*| . |	5	-0.057	-0.069	1.1276	0.952
.*| . |	.*| . |	6	-0.093	-0.083	1.5478	0.956
.*| . |	.*| . |	7	-0.083	-0.067	1.8917	0.966
. |. |	. |. |	8	0.027	0.028	1.9282	0.983

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

.|. |	.|. |	9	-0.064	-0.060	2.1491 0.989
.|. |	.*|. |	10	-0.057	-0.084	2.3258 0.993
.|*. |	.|*. |	11	0.109	0.086	3.0066 0.991
.|. |	.|. |	12	0.005	0.016	3.0081 0.995
.|. |	.*|. |	13	-0.042	-0.076	3.1150 0.997
.|. |	.|. |	14	-0.015	-0.056	3.1294 0.999
.|. |	.|. |	15	0.039	0.054	3.2300 0.999

الشكل 10.3 يوضح دالة الارتباط الذاتي لأجمالي الناتج المحلي للسعودية من عام 1970-2009 ، تظهر قيمة الارتباط الذاتي الى 15متباطئة. كيف يوضح شكل الدالة ان السلسلة الزمنية ساكنة؟ من الملاحظ انا يبدأ بقيمة مرتفعه 0.880 عند المتباطئة واحد. ثم يبدأ يتناقص تدريجيا. هذا النوع من الارتباط الذاتي عموما مؤشر ان السلسلة الزمنية غير ساكنة. بالمقارنة السلسلة الزمنية تكون غير ساكنة هو احتمال ان يكون الارتباط الذاتي عند أي متباطئة من صفر هو صفر. بينما السلسلة الزمنية احتمال ان يكون صفر اكبر من 5%

-اختبار ديكي فولر Dickey-Fuller : اختبار جذر الوحدة:

u_t تتبع الفروض الخاصة بالنموذج الكلاسيكي، وسط صفري، وتباين ثابت والتغاير يساوي الصفر، هذه الخواص تجعل الخطأ العشوائي u_t أن يسمى White Noise

إذا كان معامل الانحدار بين Yt وY_{t-1} يساوي الواحد وهذا يسمى بجذر الوحدة. أي تكون غير ساكنة

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

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

إذا كانت تساوي الواحد فان السلسة الزمنية يقال أنها ذات جذر وحده أو ما يعرف بالمسار العشوائي random walk أي عندما تكون تتبع المسار العشوائي أي أن السلسلة الزمنية غير مستقره.

ويعبر عن معادلة جذر الوحدة بالتالي

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = (\rho - 1)_1 Y_{t-1t} + u_t$$

$$\delta = (\rho - 1)$$

$$\Delta Y_t = \delta_1 Y_{t-1t} + u_t$$

نقوم باختبار احتواء المتغير على جذر الوحدة آي نقوم بأجراء الاختبار التالي:

السلسلة الزمنية غير ساكنة $H_0 : \delta_1 = 0$

السلسلة الزمنية ساكنة $H_A : \delta_1 < 0$

إذا كانت δ_1 اقل من الصفر نرفض فرضية العدم بعدم استقرار الدالة ونستنتج أن الدالة ساكنة

$$t = \frac{\delta_1 - 0}{Se(\delta)}$$

الاختبار الإحصائي هو t

إلا أن قيم t لا تتبع جدول t بل هناك جدول خاص يسمى بجدول ديكي فيلر.(1979) Dickey Fuller والتي طورت من قبل ما كنون (1991) MacKinnon نقارن القيمة المحسوبة والقيمة الجدلية حيث نرفض فرضيه العدم إذا كانت القيمة المحسوبة أعلى من القيمة الجد وليه. يجري اختبار ديكي فيلر بإجراء المعادلات الثلاث التالية:

اختبار ديكي فيلر DF $\Delta Y_t = \delta_1 Y_{t-1t} + u_t$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

اختبار ديكي فيلر DF بوجود قاطع $\Delta \mathbf{Y_t} = \delta_0 + \delta_1 \mathbf{Y_{t-1t}} + \mathbf{u_t}$

اختبار ديكي فيلر DF مع قاطع ومتجهة زمني T. $\Delta \mathbf{Y_t} = \delta_0 + \delta_1 \mathbf{Y_{t-1t}} + \delta_2 \mathbf{T} + \mathbf{u_t}$

إذا كان الخطأ العشوائي يتصف بوجود الارتباط الذاتي فانه يمكن استخدام ديكي فيلر الموسع حيث يتضمن الاختبار متباطئات االفروق:

اختبار ديكي فيلر الموسع ADF $\Delta \mathbf{Y_t} = \delta_0 + \delta_1 \mathbf{Y_{t-1t}} + \delta_2 \mathbf{T} + \sum_{\mathbf{i=1}}^{\mathbf{m}} \Delta \mathbf{Y_{t-1}} + \mathbf{u_t}$

حيث تتضمن المعادلة قيم متباطئة للفروق بعدد يمكن الخطأ العشوائي بان يكون مستقل (لا يوجد ارتباط الذاتي).

Null Hypothesis: GDP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-0.044794**	0.9484
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	**-2.938987**	
	10% level	-2.607932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP)

Method: Least Squares

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Sample (adjusted): 1971 2009

Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.002123	0.047402	-0.044794	0.9645
C	36.38616	30.95879	1.175309	0.2474

R-squared	0.000054	Mean dependent var	35.25436
Adjusted R-squared	-0.026971	S.D. dependent var	110.2454
S.E. of regression	111.7223	Akaike info criterion	12.31983
Sum squared resid	461829.1	Schwarz criterion	12.40514
Log likelihood	-238.2367	Hannan-Quinn criter.	12.35044
F-statistic	0.002007	Durbin-Watson stat	1.639084
Prob(F-statistic)	0.964512		

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.786159	0.0004
Test critical values:	1% level	-3.615588	

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

5% level	-2.941145
10% level	-2.609066

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1972 2009

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP(-1))	-1.028128	0.214813	-4.786159	0.0000
C	37.27884	20.88734	1.784757	0.0827

-

R-squared	0.388870	Mean dependent var	10.43632
Adjusted R-squared	0.371895	S.D. dependent var	142.7647
S.E. of regression	113.1455	Akaike info criterion	12.34642
Sum squared resid	460868.4	Schwarz criterion	12.43261
Log likelihood	-232.5820	Hannan-Quinn criter.	12.37709
F-statistic	22.90731	Durbin-Watson stat	1.621576
Prob(F-statistic)	0.000029		

درجة التكامل Degree of integration :

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

درجة التكامل تختبر ماذا كانت السلسلة الزمنية مستقره في المستويات I(0) أو مستقره في الاختلاف الأول I(1) أو في الاختلاف الثاني I(2). ويتم معرفة درجة التكامل بأجراء اختبار ديكي فيلر على الاختلاف الأول $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ والاختلاف الثاني $\Delta\Delta Y_t = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1}$ فإذا كان الاختلاف الأول مستقر والدالة غير مستقره في المستويات يقال أنها متكاملة من الدرجة الأولى.. I(1) واغلب السلاسل الزمنية الاقتصادية الغير مستقره تكون متكاملة من الدرجة الأولى

<u>هل اجمالي الإنتاج المحلي للجزائر مستقر؟</u>

	المستوى		الفروق الأولى	
	قاطع	قاطع ومتجة	قاطع	قاطع ومتجة
القيم الحرجية	2.938987-	3.529758-	2.941145-	3.533083-
GDP	0.044794-	1.398059-	4.786159-	4.710758-

عند المستوى قيمة اختبار ديكي فيلر اقل من القيمة الحرجة أي ان السلسلة الزمنية غير مستقرة، عند الفروق الأولى قيمة الاختبار الاحصائي اعلى من القيمة الحرجة نرفض فرضية العدم ان السلسلة الزمنية غير مستقرة ونستنتج انها مستقرة عند الفروق الأولى.

نماذج الانحدار الذاتي للسلاسل الزمنية من الدرجة الأولى.

ابسط نموذج للسلسلة الزمنية هو الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1)

للتبسيط لاتتضمن قاطع و تمثل $|\phi| < 1$ والعشوائي يمثل ضجيج ابيض*(White Noise)* الافتراض خلف نموذج الانحدار الذاتي من الدجة الأولى ان سلوك السلسلة الزمنية Y_t يحدد غالبا من قبل قيمها للفترة الزمنية السابقة. أي ان ماسوف يحدث في الفترة *T* يعتمد على مايحدث في الفترة *t-1* . وكذلك ماسوف يحدث في الفترة *T+1* سوف يتحدد بسلوك السلسلة الزمنية في الفترة الحالية.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نماذج الانحدار الذاتي من الدرجة اعلى من الواحد:*AR(P)*

لتعميم نموذج الانحدار من الدرجة الأولى*AR(1)* نستخدم*AR(p)* الرقم داخل القوس يمثل درجة عملية الانحدار الذاتي. على سبيل المثال *AR(2)* سيكون من الدرجة الثانية

وكذلك *AR(p)* سيكون انحدار ذاتي من الدرجة *P* كما يلي:

أو باستخدام رمز الجمع:

واخيرا باستخدام متباطئة المشغل*Lag Operator* والذي يمتلك الخاصية يملك$\square_{\square-\square} = \square_{\square}^{\square}$

يمكن كتابة نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة *p* كما يلي

السكون في نموذج الانحدار الذاتي:

شرط كون *AR(p)* ساكنة هو اذا كان جذر *P* للمعادلة كثيرة الحدود

يكون اكبر من الواحد في القيمة المطلقة حيث تشير *Z* للمتغير الحقيقي. من الممكن التعبير عنها

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

بالمصطلحات التالية حل معادلة كثيرة الحدود يجب ان يكون خارج دائرة جذر الوحدة. لاثبات ذلك باستخدام *AR(1)*

حيث ان الجذر أعلى من الواحد اذا

اذا $|\phi| < 1$

نماذج المتوسط المتحرك*Moving Average (MA)*:

نموذج المتوسط المتحرك في ابسط أشكاله هو من الدرجة الأولى وهو بالشكل التالي:

MA(1) نموذج المتوسط المتحرك من الدرجة الأولى يتضمن أن *Yt* تعتمد على قيمة المتغير العشوائي الحالي ويعتبر *ut* ضجيج ابيض<

نموذج المتوسط المتحرك من درجة *(q)*

وباستخدام متباطئة المشغل

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

لأن *MA(q)* تعرف انها متوسط متحرك ثابت ومن ذلك يتبع ان المتوسط المتحرك ساكن مادامت *q* محدودة.

نماذج *ARMA*:

جمع نماذج الانحدار الذاتي ونماذج المتوسط المتحرك نتحصل على سلسلة زمنية جديدة تسمى *ARMA(p,q)*

$$\square_{\square} = \square_1\square_{\square}$$

وتكتب باستخدام صيغة الجمع

او باستخدام متباطئة المشغل

$$\square_{\square}(1$$

شرط السكون يتعامل مع جزء *AR(p)* . بناء على ذلك على كون

تكامل السلسلة الزمنية ونماذج *ARIMA*:

نماذج *ARMA* تكون فقط مع سلاسل زمنية *Yt* ساكنة. هذا يعني ان يكون المتوسط والتباين والتغاير ثابت عبر الزمن. ولكن معظم السلاسل الزمنية والمالية تمتلك متجه عبر الزمن وكذلك المتوسط لـ*Yt* خلال سنة واحدة سيختلف عن المتوسط في سنة أخرى. هكذا المتوسط لمعظم السلاسل الزمنية الاقتصادية والمالية غير ثابت عبر الزمن. مما يشير ان السلاسل الزمنية غير ساكنة لتجنب هذه المشكلة وللحصول على سلاسل زمنية ساكنة نحتاج لإزالة المتجه من البيانات الأصلية ويتم ذلك من خلال استخدام الفروق

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

معظم السلاسل الزمنية عند الفروق الأولى. فاذا كانت ساكنة في الفروق الأولى تسمى متكاملة من الدرجة الأولى *I(1)* وهذا يكمل المصطلح *ARIMA* اذا كانت السلسلة الزمنية غير ساكنة في الفروق الأولى يجب أخذ الفروق الثانية.

اذا كانت السلسلة الزمنية ساكنة في الفروق الثانية تسمى متكاملة من الدرجة الثانية *I(2)*

وبصفة عامة اذا كانت السلسلة الزمينة اخذت لها الفروق من الدرجة *d* لتكون ساكنة فنه يقال انها متكاملة من الدرجة *d* أي *I(d)* لذا يسمى نموذج *ARIMA(p,d,q)* حيث تشير *p* الى عدد متباطئات المتغير التابع *(AR)* و*d* عدد المرات التي تؤخذ فيها الفروق للحصول على سكون السلسلة الزمنية و *q* عدد متباطئات حد الخطأ.

مثال لنموذج *ARIMA*

اختيار النموذج باستخدام طريقة بوكس جينكينز *Box-Jenkins* :

بكوكس جبنكينز *(1976)* اقترحوا طريقة الثلاث مراحل لنموذجة السلسلة الزمنية. الثلاث مراحل تتضمن، التمييز (التعريف)، التقدير، فحص النموذج.

مرحلة التمييز اختبار *correlogram*:

يتم باستخدام الرسم البياني لدالة الارتباط الذاتي *ACF* ودالة الارتباط الذاتي الجزئي *PACF* باستخدام الرسم البياني لتسلسل *Yt* مع الزمن *T* يقدم معلومات مفيدة بخصوص القيم المتطرفة والقيم المفقودة والتغيرات الهيكلية للبيانات. كما ذكر سابقا معظم السلاسل الاقتصادية والمالية غير ساكنة وفي الغالب المتغيرات تمتلك متجه قد يكون متزايدا او متناقصا يتسكع بدون قيمة متوسط او تباين ثابت. يمكن تصحيح القيم المتطرفة او المفقودة في هذه المرحلة، متعارف علية ان يتم استخدام الفروق الأولى.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

مقارنة لدالة الارتباط الذاتي *ACF* ودالة الارتباط الذاتي الجزئي*PACF* قد يؤدي الى اقتراح نماذج ممكنة. نظريا اذا كانت السلسلة الزمنية غير ساكنة لن تتناقص بقوة او اظهار علامات الاضمحلال (التناقص). لتحويلها الى دالة ساكنة كما ذكر سابقا باستخدام الفروقات الأولى.

عند الحصول على سلسلة زمنية مستقرة الخطوة الثانية هي تعريف *p,q* لنموذج *ARIMA* لعملية *MA(q)* فان دالة الارتباط الذاتي *ACF* ستظهر مقدرات مختلفة معنويا عن الصفر الى متباطئة *q* ثم تنخفض فجأة. اما دالة الارتباط الذاتي الجزئي*PACF* لسلسلة *MA(q)* سوف تنخفض بسرعة اما بطريقة اسي او بطريقه الظل.

بالمقارنة *AR(P)* لدالة الارتباط الذاتي *ACF* سوف تتناقص بسرعة، اما بتناقص اسي او بجيب . بينما الارتباط الذاتي الجزئي*PACF* ستظهر تموج (ارتباط ذاتي معنوي) للمتباطئات حتى قيمة *p* ثم تتناقص فجأة.

اذا كلاهما *ACF* و*PACF* لم يحددون نقطه ينقطع فيها، سيكون هناك سلسلة مختلطة في هذه الحالة سيكون من الصعب او المستحيل تحديد درجة *AR* و*MA* ستكون *ACF* و*PACF* متراكبة *(superimposed)*. مثالا اذا اظهرت كلا*ACF* و*PACF* علامات تناقص اسي متباطئ فان *ARMA(1,1)* قد نعرف. اذا اظهرت *ACF* ثلاث موجات معنوية عند المتباطئة 1 ،2 و 3 اذا تناقص اسي *AMA(3,1)* الجدول 10.1 يقدم مجموعات من *ACF* و*PACF* تسمح بتحري درجة *ARMA*. بصفة عامة من الصعب تحري عملية مخلوطة او اكثر من 1 لذا فانة من المهم تقدير وفحص النموذج.

جدول 10.1 *ACF* و*PACF* الممكنة لـ*ARMA(p,q)*

	PACF	*ACF*
MA(1)	تناقص سواء ظل او اسي	موجة عند المتباطئة واحد
AR(1)	موجة عند المتباطئة واحد	تناقص سواء جيب او اسي
ARMA(1,1)	موجة عند المتباطئة واحد يتبعها تناقص سواء ظل او اسي	موجة عند المتباطئة واحد يتبعها تناقص سواء ظل او اسي
ARMA(1,2)	موجة عند المتباطئة واحد يتبعها تناقص سواء ظل او اسي	موجة عند المتباطئتين واحد واثنين يتبعها تناقص سواء ظل او

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

		اسي
ARMA(2,1)	موجة عند المتباطئتين واحد واثنين يتبعها تناقص سواء ظل او اسي	موجة عند المتباطئة واحد يتبعها تناقص سواء ظل او اسي
ARMA(2,2)	موجة عند المتباطئتين واحد واثنين يتبعها تناقص سواء ظل او اسي	موجة عند المتباطئتين واحد واثنين يتبعها تناقص سواء ظل او اسي

التقدير:

عند هذه المرحلة يتم تقدير معاملات النموذج ويتم اختبارها. ثم يتم مقارنة النماذج باستخدام *Akaika Information Creteria(AIC)* وكذلك *Schwarz Bayesian criterion(SBC)* في هذه المرحلة يجب التأكد ان النموذج ساكن.

حيث ان السلسلة الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى *I(1)* سنحاول ان نعرف (نميز) السلسة الزمنية يجب النظر الى قيم *ACF* و *PACF* اذا كانت تختلف عن الصفر باستخدام فترة الثقة

الخطأ المعياري لدالة الارتباط الذاتي *ACF* هو

تحت فرضية العدم ان $\hat{\rho}_k \geq$ [illegible] $= 0$ سيكون الخطأ المعياري

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

النقاط في الشكل حول معامل الارتباط هو فترة الثقة والتي تشير الى $\pm 2\sqrt{\frac{1}{T}}$ الشكل 10.4 للفروق الاولى يشير الى *ARIMA(3,1,2)*

فحص النموذج:

اختبار جودة النموذج

مثال لطريقة بوكس جينكينز:

Date: 03/17/12 Time: 18:36

Sample: 1970 2009

Included observations: 35

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
**|. |	**|. |	1	-0.310	-0.310	3.6672	0.055
.*|. |	**|. |	2	-0.170	-0.294	4.7947	0.091
.|** |	.|*. |	3	0.268	0.131	7.6966	0.053
.|. |	.|*. |	4	0.069	0.204	7.8928	0.096
.*|. |	.|*. |	5	-0.098	0.101	8.3058	0.140
.|. |	.|. |	6	0.006	-0.009	8.3075	0.216
.|. |	.|. |	7	0.044	-0.052	8.3987	0.299
.|. |	.|. |	8	-0.013	-0.041	8.4066	0.395

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

.|. |	.|. |	9	-0.020	-0.016	8.4265 0.492
.|. |	.|. |	10	0.003	-0.002	8.4270 0.587
.|. |	.|. |	11	-0.001	-0.002	8.4270 0.675
.|. |	.|. |	12	-0.011	-0.009	8.4336 0.750
.|. |	.|. |	13	-0.008	-0.014	8.4375 0.814
.|. |	.|. |	14	-0.005	-0.016	8.4394 0.865
.|. |	.|. |	15	-0.008	-0.016	8.4437 0.905
.|. |	.|. |	16	-0.010	-0.016	8.4500 0.934

الشكل 10.4 دالة Correlgrom للفروق الأولى.

وبعد حساب *ACF* و*PACF* والاطلاع على الشكل نجد *ACF* تنقطع عند المتباطئة 4 مما يقترح ان السلسلة ساكنة عند الفروق الأولى كما أن الاحتمالية *prop.* اكبر من 5% مما يشير الى قبول فرضية العدم ان معامل الارتباط الذاتي يساوي الصفر.

	PACF	*ACF*
ARMA(3,3)	موجات عند المتباطئه *3* و 4 يتبعها اضمحلال	موجات عند المتباطئه 3 يتبعها اضمحلال

تقدير النموذج *ARMA(2,1)*

Dependent Variable: DLGDPF

Method: Least Squares

Date: 03/17/12 Time: 21:59

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Sample (adjusted): 1976 2009

Included observations: 34 after adjustments

Convergence achieved after 17 iterations

MA Backcast: 1975

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.057881	0.012318	4.699012	0.0001
AR(1)	0.347043	0.144489	2.401870	0.0227
AR(2)	-0.534594	0.133966	-3.990514	0.0004
MA(1)	0.997817	0.008294	120.3075	0.0000

R-squared	0.752688	Mean dependent var	0.062465
Adjusted R-squared	0.727957	S.D. dependent var	0.081906
S.E. of regression	0.042720	Akaike info criterion	-3.358157
Sum squared resid	0.054751	Schwarz criterion	-3.178585
Log likelihood	61.08866	Hannan-Quinn criter.	-3.296917
F-statistic	30.43473	Durbin-Watson stat	1.293293
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.17+.71i	.17-.71i
Inverted MA Roots	-1.00	

تقدير النموذج *ARMA(1,1)*

Dependent Variable: DLGDPF

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Method: Least Squares

Date: 03/17/12 Time: 21:58

Sample (adjusted): 1975 2009

Included observations: 35 after adjustments

Convergence achieved after 11 iterations

MA Backcast: 1974

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061347	0.021332	2.875884	0.0071
AR(1)	0.175358	0.159529	1.099224	0.2799
MA(1)	0.996470	0.017038	58.48362	0.0000

R-squared	0.621278	Mean dependent var	0.059714
Adjusted R-squared	0.597608	S.D. dependent var	0.082317
S.E. of regression	0.052217	Akaike info criterion	-2.985001
Sum squared resid	0.087252	Schwarz criterion	-2.851685
Log likelihood	55.23751	Hannan-Quinn criter.	-2.938980
F-statistic	26.24738	Durbin-Watson stat	1.619606
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.18
Inverted MA Roots	-1.00

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نماذج *ARIMA* هي نماذج احصائية لها علاقة بالنماذج الاقتصادية ولكنهم ليسوا نماذج اقتصادية هذا يجعلة من الصعب الاختيار بين نماذج مختلفة خصوصا اذا كان التحديد متقارب والمقدرات متقاربة من الادوات المساعدة في اختيار النموذج معيار اكيكا *Akika information criterion (AIC)* ومعيار سشوارز *Schwarz information criterion (SIC)* كلا المعيارين مبنية على تباين البواقي $\hat{\sigma}^2$. يفضل الحصول على نموذج يتضمن اصغر تباين للبواقي. ولكن من المعروف ان تباين البواقي يتناقص بزيادة عدد المتغيرات المفسرة. لنموذجين مبنين على نفس السلسلة الزمنية يتم اختيار النموذج الذي يمتلك اقل قيمة من *AIC, SIC* . قيم المعيار ممكن شرحها نسبيا. لأن السلسة الزمنية تستخدم باطوال مختلفة يتم تطبيع المعيار بقسمتة على عدد المشاهدات المستخدمة بتقدير النموذج. معيار *AIC, SIC* يعرف كالتالي:

معيار *SIC* يعتبر خيار بدلا من *AIC* لها نفس المعنى ولكن و لكن تعطي ثقل لعدد المعاملات *k* لهذا السبب *SIC* سوف تعطي نموذج ابسط من *AIC* وهذه ميزة هذه المعايير لا تستخدم لمقارنة نماذج التي تستخدم مستوى مختلف من الفروقات.

المثال استخدم نموذجين *ARIMA(2,1) ARIMA(1,1)* مبدئيا تم تحديد *p,q* بالاطلاع على دالة *ACF,PACF* ثانيا يتم اختيار *p,q* على ضوء نتائج تقدير النموذج من الاطلاع على تقدير النموذجين نجد ا كلا المعيارين *AIC, SIC* ذا قيمة اصغر في النموذج *ARIMA(1,1)* كما أن *inverted roots* الجذر المقلوب يجب ان يكون ضمن دائرة الوحدة.

فحص النموذج يتضمن اختبار *Q-statistic* يت اختبار ماذا كانت البواقي تتبع عملية الضجيج الأبيض المعادلة كالتالي:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث تمثل $\hat{\rho}_k^2$ مربع بواقي معامل الارتباط الذاتي عند المتباطئة k . عند فرضية عدم الضجيج الأبيض للبواقي للنموذج$ARMA(p,q)$ فأن اختبارQ يتبع توزيع كاي$\chi^2_{(K-p-q)}$

بالاطلاع على نتائج اختبار Q في الشكل 10.4 نجد انم فرضية العدم للبواقي بانها ذات ضجيج ابيض لا يمكن رفضها.

نماذج متجه الانحدارالذاتي واختبارات السببية:

12.1نماذج متجه الانحدارالذاتي.

12.2اختبارات السببية.

مثال التطورالمالي والنموالاقتصادي.

تقديرنماذج الانحدارالذاتي واختبارات السببية فيE-Views

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نماذج متجه الانحدار الذاتي VAR :

مقدمة :

من الشائع جدا في الاقتصاد ان يكون هناك نماذج فيها بعض المتغيرات ليست فقط متغيرات مفسرة لمتغير تابع، ولكن هي ايضا تُفَسر بالمتغيرات التي كانت تفسرها. في هذه الحالة نحصل على نماذج المعادلات الآنية. والتي يجب تحديد أي منها داخلية والمتغيرات الخارجية او المددة سابقا.

انتقد Sims(1980) قرار التمييز بين المتغيرات. وفقا لـ Sims اذا كان هناك آنية بين عدد من المتغيرات اذا يجب ان تعامل جميع المتغيرات بنفس الطريقة. بمعنى آخر يجب ان لايكون هناك تمييز بين المتغيرات الداخلية والخارجية, بناء على ذلك عند نبذ هذا الفصل, جميع المتغيرات تعامل كمتغيرات داخلية، هذا يعني في شكلها المخفض كل معادلة تأخذ نفس المتغيرات مما يقود الى بناء نماذج متجه الانحدار الذاتي VAR .

نموذج متجةالانحدارالذاتيVAR

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

عندما لا نكون واثقين ان المتغير في النموذج يوصف انه خارجي، كل متغير يجب ان يعامل متناظر، مثالا على ذلك السلسلة الزمنية y_t التي تتأثر بالمتغيرات الحالية والمتغيرات السابقة لـ x_t وآنيا السلسة الزمنية x_t تكون سلسلة تتأثر بالقيمة الحالية والقيم المحددة سابقا للسلة الزمنية y_t في هذه الحالة النموذج البسيط ثنائي المتغير يكون كالتالي:

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + u_{yt} \qquad 12.1$$

$$x_t = \beta_{20} + \beta_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + u_{xt} \qquad 12.2$$

حيث نفترض y_t, x_t مستقرة، u_{yt}, u_{xt} حد الخطأ الغير مرتبطة ذاتيا ,وتتصف بانها ذات ضجيج ابيض. المعادلتين *12.1,12.2* تشكل نموذج متجه الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى لأن اطول متباطئة هي واحدة. هذه المعادلات ليست معادلات ذات شكل مخفض *reduced form* حيث ان y_t لها تأثير مباشر (معاصر *contemporaneous*) على x_t معطى بالمعامل β_{21} و x_t لها تأثير مباشر(معاصر) على y_t معطى β_{12}، بأعاده كتابة النظام باستخدام المصفوفات نتحصل على التالي:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11}\gamma_{12} \\ \gamma_{21}\gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{bmatrix} \qquad 12.3$$

$$\boldsymbol{\beta z_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_t^{-1} + u_{t-1}} \qquad \text{أو } 12.4$$

حيث ان:

بضرب طرفي المعادلة في $\boldsymbol{-1}$ نتحصل على:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

$$\boldsymbol{z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t} \quad 12.5$$

حيث ان

للتبسيط يمكن استخدام الرموز a_{i0} العنصر اللمتجه $\boldsymbol{A_0}$:و a_{ij} العنصر من الصف i والعمودj للمصفوفة $\boldsymbol{A_1}$ و $\boldsymbol{e_{it}}$ تمثل العنصر i من المتجه e_t باستخدام هذه الرموز يمكن كتابة نموذج VAR كالتالي.

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + \gamma a_{12}x_{t-1} + e_{1t} \quad 12.6$$

$$x_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + e_{2t} \quad 12.7$$

للتفريق بي نموذج متجه الانحدارVAR الاصلي12.1 12.2 والنظام الذي تحصلنا علية في معادلة 12.6, 12.7 يسمى الأول نظام بدائي او هيكلي بينما الثاني نظامVAR في شكل معياري او مخفضreduced form . من المهم ان نشير الى ان حد الخطأ e_{1t} وe_{2t} تتكون من صدمتين shocks u_{yt} وu_{xt} حيث تشير

$\boldsymbol{e_t = B^{-1}u_t}$ يمكن الحصول على

$$e_{1t} = (u_{yt} + \beta_{12}u_{xt})/(1 - \beta_{12}\beta_{21}) \quad 15.8$$

$$e_{2t} = (u_{xt} + \beta_{21}u_{yt})/(1 - \beta_{12}\beta_{21}) \quad 15.9$$

حيث ان u_{xt},u_{yt} عملية ذات ضجيج ابيض، يتبع من ذلك ان كلا من e_{1t} وe_{2t}ايضا عملية ذات ضجيج ابيض.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

خصائص نماذج الانحدار الذاتي *VAR*

نموذج *VAR* لها بعض الخصائص الجيدة. أولا, منها انها بسيطة وانه لا يلزم التفريق بين المتغيرات الداخلية والخارجية. ثانيا, التقدير سهل حيث كل معادلة تقدر باستخدام م ص ع . ثالثا، التنبؤ باستخدام نماذج *VAR* افضل من تلك التي يتحصل عليها من المعادلات الآنية.

ولكن نماذج *VAR* تعرضت لبعض الانتقادات. اولا، انها غير مبنية على النظرية الاقتصادية فليس هناك تقييد على أي من معاملات النموذج فكل متغير يسبب الآخر. ولكن باستخدام الاختبارات الإحصائية يمكن تقدير النموذج والتخلص من المعاملات التي تظهر غير معنوية من اجل الحصول على نموذج قد يحوي النظرية. الاختبارات تستخدم ما يسمى باختبار السببية. انتقاد آخر، هو فقد درجات الحرية باستخدام متباطئات عديدة. اخيرا بالحصول على المعاملات من الصعب ترجمة النتائج وذلك لنقص الخلفية النظرية.

للتغلب على هذه الانتقادات، المؤيدين لنموذج *VAR* قاموا بتقدير ما يسمى دالة نبض الاستجابة *impulse response function*. دالة نبض الاستجابة تختبر استجابة المتغير التابع في نموذج *VAR* الى الصدمات في حد الخطأ.

تفيد دالة نبض الاستجابة في دراسة التفاعل بين المتغيرات في نموذج الانحدار الذاتي. هذه الدوال تمثل ردة فعل المتغيرات للصدمات التي يتعرض لها النظام. عادة لا يكون واضح أي الصدمات ذات الصلة لدراسة مشكلة اقتصادية محددة. لذلك تستخدم المعلومات الهيكلية لدراسة مشكلة اقتصادية محددة. نماذج الانحدار الذاتي الهيكلية وتقدير نبض الاستجابة يناقش بتوسع في التكامل المشترك.

في الاقتصاد الحديث دالة نبض الاستجابة تصف ردة فعل الاقتصاد عبر الزمن لصدمات خارجية ويتم نمذجتها في سياق نماذج الانحدار الذاتي *VAR* . الصدمات تعامل كمتغيرات خارجية من وجهة نظر الاقتصاد الكلي متضمنةً الانفاق الحكومي، الضرائب ومتغيرات السياسة المالية الأخرى. التغير في قاعدة النقود والمتغيرات الأخرى في السياسة النقدية، التغير في الانتاجية، التغيرات التكنولوجية . دالة نبض الاستجابة تصف ردة فعل المتغيرات الداخلية عبر الزمن مثل الانتاج ، الاستهلاك، الاستثمار البطالة عند وقت الصدمة والفترات الزمنية اللاحقة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الصعوبة هنا هو تعريف الصدمات, النظرة العامة هي نرغب في صدم الخطأ الهيكلي, الخطأ الموجود في المعادلة 12.1 و 12.2. ولكن نلاحظ فقط خطأ الشكل المخفض في المعادلة 12.6 12.7 والتي تتكون من مجموعه من الأخطاء الهيكلية. لذا يجب فصل الأخطاء الهيكلية, هذا يعرف بمشكلة التمييز (التعريف) هناك العديد من الطرق لعمل ذلك ، يمكن الرجوع اليها في كتب أكثر تقدم.

اختبارات السببية:

تم ذكر انه من مميزات نموذج *VAR* انه يمكن تطبيق اختبارات السببية. السببية في الاقتصاد مختلفة في معناها عن السببية في أي استعمالات أخرى. تشير الى مقدرة متغير بالتنبؤ (وبذلك يسبب) للمتغير الآخر. نفترض ان هناك متغيرين y_t, x_t يؤثران كل منهما على الآخر بمتباطئة موزعة. العلاقة بين المتغيرين يمكن اسرها بنموذج *VAR*. في هذه الحالة من الممكن ان نقول أ) y_t تسبب x_t , ب) x_t ,تسبب y_t ، ج) هناك رد فعل ثنائي الاتجاه(السببية بين المتغيرات) د) المتغيران مستقلان. يجب ايجاد الطريقة المناسبة والتي تسمح باكتشاف علاقة السببية والتأثير بين المتغيرات.

Granger(1969) طور اختبار بسيط لتعريف السببية كما يلي: المتغير y_t يقال انه يسبب x_t *Granger*. اذا كانت x_t , يمكن ان يتنبأ بها باستخدام القيم المتباطئة للمتغير y_t . سوف نتبع باختبار سببية جرنجر ثم يتبعها اختبار ثاني طور من قبل *Sims(1972)*

اختبار سببية جرنجر:

اختبار سببية جرنجر في حالة متغيرين مستقرين y_t, x_t يتضمن في الخطوة الأولى تقدير نموذج الانحدار الذاتي *VAR* :

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث يفترض ان كلا e_{1t} وe_{2t}غير مرتبطتين وذات ضجيج ابيض. في هذا النموذج يمكن ان نتحصل على الحالات التالية:

حالة 1) متباطئة x في المعادلة *12.10* قد يكون احصائيا مختلف عن صفر كمجموعه. ومتباطئة yفي 12.11 غير مختلفة عن صفر احصائيا، في هذه الحالة نقول ان x_t , تسبب y_t.

حالة 2) المتباطئة y في المعادلة 12.11 قد تكون احصائيا مختلفة عن الصفر كمجموعه، والمتباطئة x في المعادلة 12.10 ومتباطئة في المعادلة 12.10 غير مختلفة احصائيا عن الصفر، في هذه الحالة تكون y_t تسبب x_t ,

حالة 3) كلا مجموعة من x وy احصائيا مختلفة عن الصفر في المعادلة 12.10و 12.11 وبالتالي يكون هناك رد فعل ثنائي الاتجاه.

حالة 4) كلا مجموعة من x وy غير مختلفة عن الصفر احصائيا في المعادلة 12.10و 12.11 وبالتالي تكون كل من x وy مستقلتان عن بعضهما.

اختبار سببية جرنجر يتضمن الاجراءات التالية، أولا، يتم تقدير نموذج *VAR* بالمعادلات 12.10و12.11. يتم فحص معنوية المعاملات ثم يطبق اختبار الازالة (شطب)*deletion test* اولا المتباطئات x في المعادلة 12.11. وفقا لنتيجة اختبار الازالة قد نصل نتيجة عن اتجاه السببية بناء على الحالات الأربع.

بطريقة تحليلية اكثر ولحالة معادلة وحدة سوف نختبر المعادلة 12.10 ثم نطبق الطريقة على المعادلة 12.11

خطوة 1:يقدر انحدار yt على متباطئات y

ثم يتحصل على*Residual sum of squares (RSS)* لهذا الانحدار (الانحدار المقيد) ويسمى RSS_R

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

خطوة 2: يقدر انحدار y_t على متباطئات y بالإضافة الى متباطئات x في النموذج التالي:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \qquad 12.13$$

ثم يتحصل على RSS لهذا الانحدار (الانحدار الغير المقيد) ويسمى $RSSu$

خطوة 3: تحدد فرضية العدم الفرضية البديلة:

خطوة 4: تحسب قيمة احصاء F لاختبار والد $Wald\ test$ على قيود المعاملات معطى بالتالي:

حيث $m,n-k$ حيث $k=m+n+1$

خطوة 5: اذا تجاوزت قيمة F المحسوبة قيمة F الحرجة (الجدولية), نرفض فرضية العدم.

مثال:

التطورات المالية والنمو الاقتصادي:

الهدف هنا هو فحص تاثير التطور المالي وسوق الاسهم على النمو الاقتصادي في المملكة المتحدة. (*Asteriou and Price 2000)* اهمية العلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي معترف بها في حقل

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

اقتصاديات التنمية. ولكن ماذا كان النظام المالي مع التشديد على سوق الأسهم مهم في النمو الاقتصادي. اكدت الابحاث على اهمية النظام المالي في تعبئة التوفير، تخصيص راس المال، ..

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/08/12 Time: 21:57

Sample: 1/01/1990 12/31/1999

Included observations: 2610

Dependent variable: R_FTSE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_STOCK1	4.330362	2	0.1147
R_STOCK2	0.506590	2	0.7762
R_STOCK3	1.792883	2	0.4080
All	5.798882	6	0.4461

Dependent variable: R_STOCK1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	1.002366	2	0.6058
R_STOCK2	4.438242	2	0.1087
R_STOCK3	1.713987	2	0.4244
All	6.547766	6	0.3647

Dependent variable: R_STOCK2

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	4.732726	2	0.0938
R_STOCK1	6.447668	2	0.0398
R_STOCK3	17.03170	2	0.0002
All	24.44092	6	0.0004

Dependent variable: R_STOCK3

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	2.613544	2	0.2707
R_STOCK1	0.940452	2	0.6249
R_STOCK2	1.667499	2	0.4344
All	4.908218	6	0.5556

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/08/12 Time: 21:44

Sample: 1/01/1990 12/31/1999

Included observations: 2610

Dependent variable: R_FTSE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_STOCK1	4.330362	2	0.1147

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

R_STOCK2	0.506590	2	0.7762
R_STOCK3	1.792883	2	0.4080
All	5.798882	6	0.4461

Dependent variable: R_STOCK1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	1.002366	2	0.6058
R_STOCK2	4.438242	2	0.1087
R_STOCK3	1.713987	2	0.4244
All	6.547766	6	0.3647

Dependent variable: R_STOCK2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	4.732726	2	0.0938
R_STOCK1	6.447668	2	0.0398
R_STOCK3	17.03170	2	0.0002
All	24.44092	6	0.0004

Dependent variable: R_STOCK3

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	2.613544	2	0.2707
R_STOCK1	0.940452	2	0.6249

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

R_STOCK2	1.667499	2	0.4344
All	4.908218	6	0.5556

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/12 Time: 21:52

Sample: 1/01/1990 12/31/1999

Included observations: 2610

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	R_FTSE	R_STOCK1	R_STOCK2	R_STOCK3
R_FTSE(-1)	0.073909	0.026654	0.052065	0.061738
	(0.01959)	(0.03175)	(0.03366)	(0.03820)
	[3.77369]	[0.83939]	[1.54682]	[1.61634]
R_FTSE(-2)	-0.043335	-0.019181	-0.055069	-0.005584
	(0.01959)	(0.03176)	(0.03367)	(0.03821)
	[-2.21213]	[-0.60391]	[-1.63567]	[-0.14615]
R_STOCK1(-1)	0.002804	0.036453	0.000610	0.022188
	(0.01289)	(0.02091)	(0.02216)	(0.02515)
	[0.21748]	[1.74374]	[0.02751]	[0.88234]
R_STOCK1(-2)	-0.026765	-0.028422	0.056227	0.009408
	(0.01290)	(0.02091)	(0.02216)	(0.02515)
	[-2.07544]	[-1.35936]	[2.53691]	[0.37404]

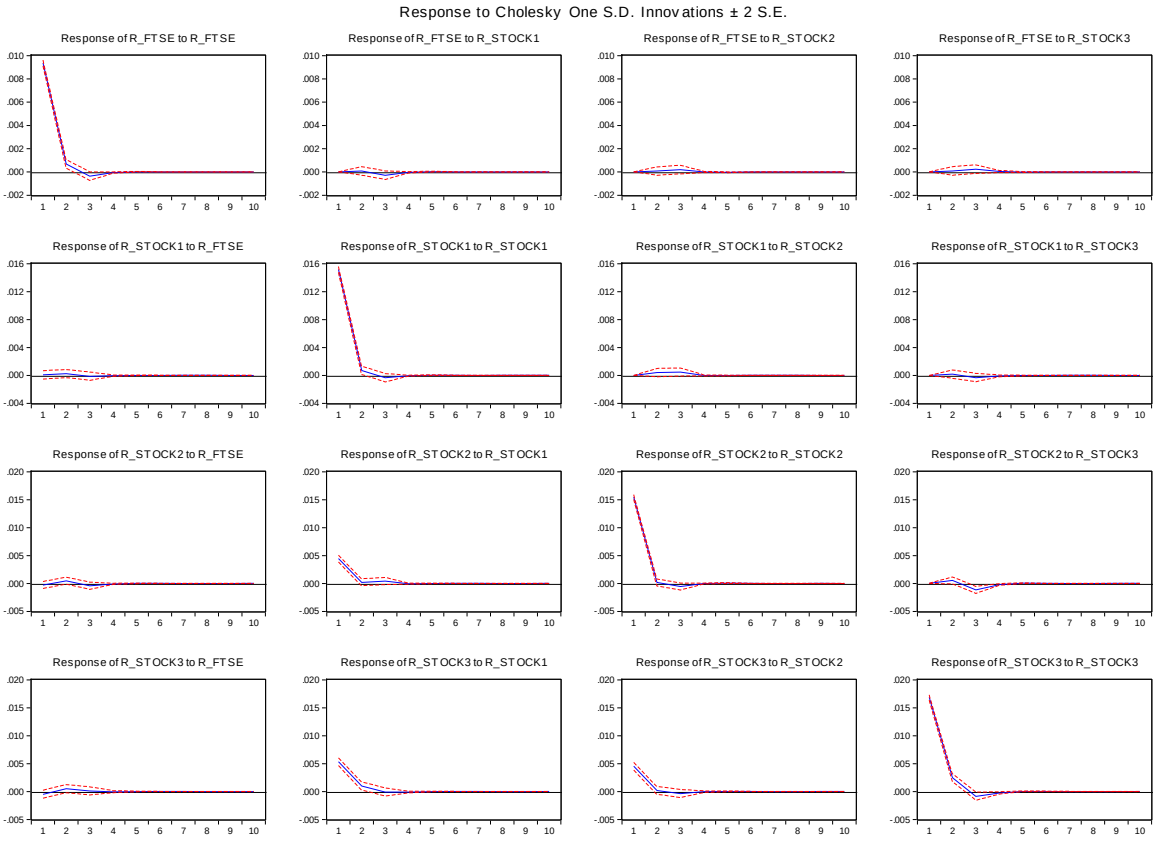
SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

R_STOCK2(-1)	0.003126	0.022653	0.001967	-0.030041
	(0.01225)	(0.01986)	(0.02106)	(0.02390)
	[0.25514]	[1.14034]	[0.09344]	[-1.25719]
R_STOCK2(-2)	0.008136	0.035131	-0.015181	-0.006935
	(0.01226)	(0.01988)	(0.02108)	(0.02392)
	[0.66344]	[1.76691]	[-0.72031]	[-0.28998]
R_STOCK3(-1)	0.004981	0.009964	0.031874	0.145937
	(0.01088)	(0.01763)	(0.01869)	(0.02121)
	[0.45799]	[0.56503]	[1.70519]	[6.87994]
R_STOCK3(-2)	0.012926	-0.021913	-0.073698	-0.071633
	(0.01087)	(0.01762)	(0.01868)	(0.02120)
	[1.18931]	[-1.24356]	[-3.94544]	[-3.37944]
C	0.000368	3.46E-05	0.000172	0.000504
	(0.00018)	(0.00030)	(0.00032)	(0.00036)
	[1.99918]	[0.11602]	[0.54520]	[1.40563]
R-squared	0.009126	0.005269	0.010114	0.024353
Adj. R-squared	0.006078	0.002209	0.007069	0.021352
Sum sq. resids	0.228332	0.600202	0.674418	0.868468
S.E. equation	0.009369	0.015191	0.016103	0.018273
F-statistic	2.994316	1.722159	3.321798	8.115318
Log likelihood	8490.567	7229.332	7077.190	6747.180
Akaike AIC	-6.499285	-5.532821	-5.416238	-5.163356
Schwarz SC	-6.479054	-5.512590	-5.396006	-5.143125
Mean dependent	0.000391	3.99E-05	0.000148	0.000565

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

S.D. dependent	0.009398	0.015208	0.016160	0.018471

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.38E-15
Determinant resid covariance	1.36E-15
Log likelihood	29857.44
Akaike information criterion	-22.85168
Schwarz criterion	-22.77075



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

طريقة التقدير:

للمعادلة *15.1, 15.2* يمكن حلها بطريقة المعادلات الآنية التي تم دراستها في الفصل السابع .

اما الشكل الثاني نظام *VAR* في شكل معياري او مخفض *reduced form* في المعادلة *12.6, 12.7* فيقدر كل معادلة بطريقة م ص ع

مثال:

$$C_t = \beta_0 + \beta Y_t + \varepsilon_t \qquad 15.10$$

$$Y_t = C_t + I_t \qquad 15.11$$

كما تم توضيحه في المعادلات الآنية *C,Y* متغيرات داخلية ، بينما *I* متغير خارجي أي يتحدد خارج النظام أعلاه كما ان المتغيرات الداخلية تختلف عن متباطئات المتغيرات الداخلية والتي تسمى متغيرات محدد سابقا، ان تحديد المتغيرات في نظام يختلف عن تحديد المتغيرات في معادلة واحدة حيث تعتبر المتغير في يسار المعادلة متغير داخلي والمتغيرات في يمين المعادلة متغيرات خارجية،

الآنية الملاحظة لها نتائج مهمة في نموذجة الاقتصاد القياسي انه من الواضح ان هناك ارتباط ذاتي بين المتغير *Y* وحد الخطأ في المعادلة *15.10* لذا يحل النظام باستخدام المعادلة *12.412.3,*

$$C_t = \beta * \alpha + \beta * \beta I_t + \beta * \varepsilon_t \qquad 15.13$$

$$Y_t = \beta * \alpha + \beta * I_t + \beta * \varepsilon_t \qquad 15.14$$

حيث $\beta * = \frac{1}{1-\beta}$ نموذج هيكلي يحل بأن تكون المتغيرات الداخلية على يمين المعادلة كدالة للمتغيرات المحددة سابقا كما توضح المعادلتين *15.13, 15.14* عادة يسمى هيكل مخفض للنموذج *reduced form* لتوضيح المعادلات القادمة نسمي هذا هيكل مخفض مقيد وبالرموز *restricted reduced form (RRF)* معاملات *RRF* يرمز لها عادة $\pi_{11}\pi_{12}\pi_{21}$ *etc* ,ومع هذه الرموز يكون الهيكل المخفض المقيد كالتالي:

$$C_t = \pi_{11} + \pi_{12} I_t + v_{1t} \qquad 15.15$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

$$Y_t = \pi_{21} + \pi_{22} I_t + v_{2t} \qquad 15.16$$

اذا قارنا *(15.13.15.14)* مع *(15.15 .15.16)* ان شكل المعاملات يملي نوع من القيود على معالم النموذج في هذه الحالة فأن $\pi_{11} = \pi_{21}$ وكذلك

$(\pi_{22} - \pi_{12}) = 1$ يتبع ذلك ان معرفة معاملات الشكل المخفض يساعد على استرداد المعاملات في المعادلة *15.11, 15.12* النظام الأصلي بالتحديد فأن $\beta = \pi_{12}/\pi_{22}$ وكذلك$\alpha = \pi_{21}/\pi_{22}$

امكانية استرداد معامل النموذج الأصلي من معرفة قيم معاملات الشكل المخفض المقيد نسمى مشكلة التعريف التمييز.

استقرار الدوال و التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ:

مقدمة:

هناك فرق بين السلسلة الزمنية المستقرة والغير مستقرة. في السلاسل الزمنية المستقرة الصدمات ستكون مؤقتة، وتأثيرهم عبر الزمن سوف يتلاشى كما تعود لقيم المتوسط في المدى الطويل. من جهة أخرى، السلاسل الزمنية الغير مستقرة سوف تتضمن عناصر دائمة. بناء على ذلك، المتوسط و/ او التباين لسلسلة زمنية غير مستقرة سوف تعتمد على الزمن، والتي تقود الى حالات تكون السلسلة الزمنية أ) ليس لها متوسط طويل الأجل بحيث تعود الية السلسة؛ و ب) التباين سوف يعتمد على الزمن وسوف يصل الى ما لا نهاية كما يصل الزمن ما لا نهاية.

جذر الوحدة والانحدار الزائف:

باعتبار نموذج الانحدار الذاتي

$$y_t = \varphi y_{t-1} + e_t \qquad 13.1$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث تكون e_t ذات ضجيج ابيض وشرط الاستقرار ان تكون $|\varphi| < 1$، وبصفة عامة، هناك ثلاث حالات ممكنة:

حالة 1): $|\varphi| < 1$ بناء على ذلك تكون السلسلة مستقرة، رسم بياني بحيث تكون $\varphi = 0.67$ في الشكل 13.1.

حالة 2): $|\varphi| > 1$ تكون السلسلة منفجرة. رسم بياني للسلة بحيث تكون $\varphi = 1.62$ في الشكل 13.2

حالة 3)): $|\varphi| = 1$ تكون السلسة ذات جذر وحدة وغير مستقرة. الشكل 13.3

لرسم الاشكال الثلاثة يستخدم برنامج *E-views*

لعينة 500 مشاهدة وغير زمنية

Sample 1 1

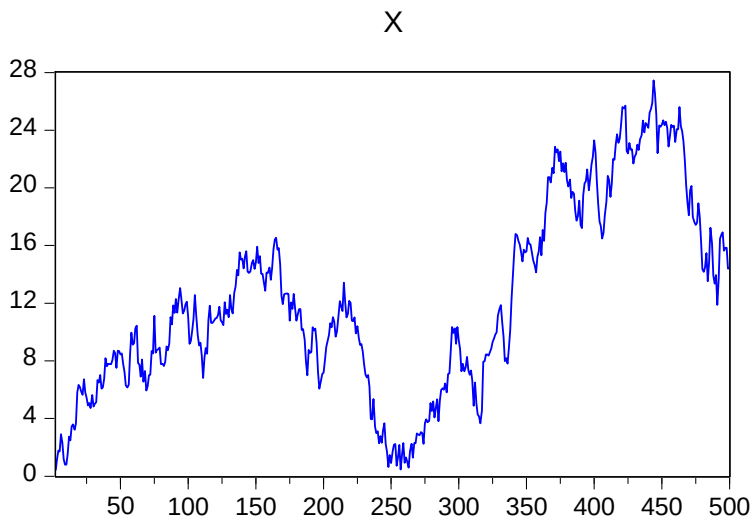
gen x=0 , gen z=0 Gen y=0

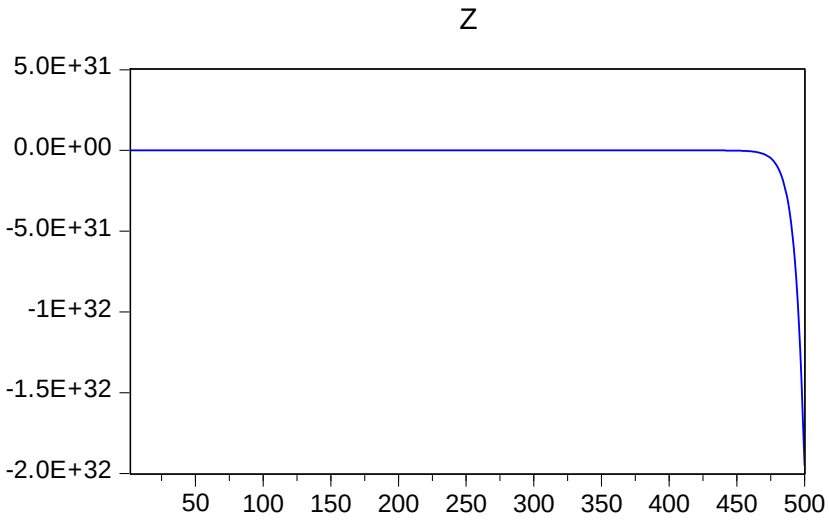
Sample 2 500

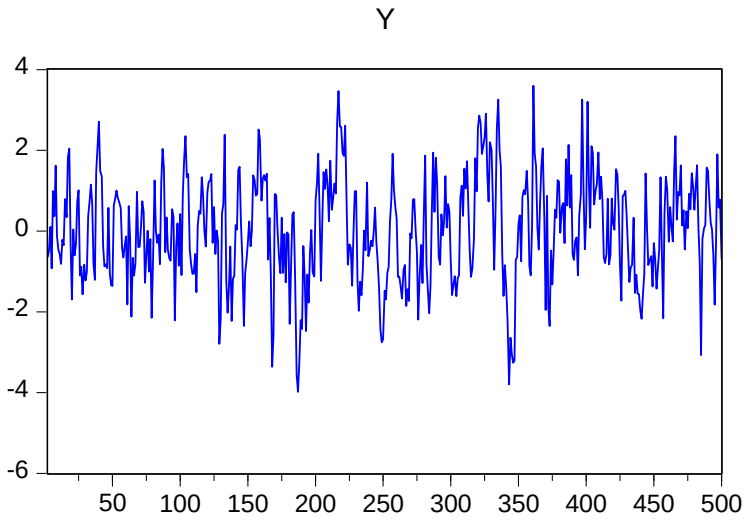
*Gen x=x(-1) +nrnd gen z=1.16*z(-1) + nrnd ، Gen y=0.67*y(-1) + nrnd*

Plot z Plot x Plot y

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر







SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

اذا اذا كانت $|\varphi| = 1$ اذا تتضمن$\mathrm{y_t}$ جذر الوحدة. بالحصول على $\varphi = 1$، وبطرح y_{t-1} من طرفي المعادلة

$$\Delta \mathrm{y_t} = e_t \qquad 13.2$$

وحيث ان e_t عملية ذات ضجيج ابيض، اذا فأن$\Delta \mathrm{y_t}$ سلسلة زمنية مستقرةأ ي انه عن عمل الفروق تتحصل على سلسلة مستقرة.

تعريف 1: A سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة الأولى $y_t \sim I(1)$ وتتضمن جذر الوحدة اذا كانت غير y_t مستقر و$\Delta \mathrm{y_t}$ مستقرة.

بصفة عامة السلسلة الزمنية الغير مستقرة قد تحتاج الى اخذ الفروق اكثر من مرة واحدة لتصبح مستقرة، اذا كانت السلسة الزمنية A تصبح مستقرة بعد عدد d من الفروق يقال انها متكاملة من الدرجة d.

تعريف 2: A سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة d $y_t \sim I(d)$ اذا كانت y_t غير مستقرة ولكن $\Delta^{\mathrm{d}} \mathrm{y_t}$ مستقرة حيث $\Delta \mathrm{y_t} = y_t - y_{t-1}$ و$\Delta^{\mathrm{d}} \mathrm{y_t} = \Delta(\Delta \mathrm{y_t}) = \Delta \mathrm{y_t} - \Delta \mathrm{y_{t-1}}$== وهكذا.

الانحدار الزائف:

معظم السلاسل الزمنية للاقتصاد الكلي ذات متجه وبناء على ذلك معظمها غير مستقرة، مثال اجمالي الناتج المحلي، للمملكة المتحدة. شكل 16.4. المشكلة مع البيانات الغير مستقرة ان طريقة المربعات الصغرى العادية تؤدي الى نتائج غير صحيحة. في هذه الحالات من الممكن الحصول على معاملا تحديد مرتفع R^2 وقيم مرتفعة من احصاء t احيانا يكون اعلى من 4 بينما المتغيرات المستخدمة في التحليل لا تربطها أي علاقة.

العديد من السلاسل الزمنية يكمن ورائها معدل نمو قد يكون او لا يكون ثابت على سبيل المثال اجمالي الناتج المحلي، عرض النقود، مؤشر الاسعار تميل الى النمو عند معدل سنوي منتظم. هذه السلاسل غير

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

مستقرة كما يتزايد المتوسط. ولكن انها ليست متكاملة، كما انها لاستقر عند أي مستوى من اخذ الفروق. هذا يعطي سبب رئيسي لا خذ اللوغاريتمات للبيانات قبل اخضاعها لاي تحليل قياسي. اذا اخذنا اللوغاريتم للسلسة الزمنية، التي تتضمن معدل نمو متوسط، لنتحول الى سلسلة تتبع متجه خطي ومتكاملة، لنفرض ان هناك سلسلة X والتي تتزايد بمعدل 10% للفترة الزمنية.

الآن معامل المتباطئة هو واحد وكل فترة زمنية يتزايد بقيمة ثابتة تساوي log(1.1) وهي بالطبع، القاطع، وهذه السلسلة الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى.

وللتعميم خذ في الاعتبار النموذج التالي:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t \qquad 13.3$$

حيث تمثل u_t حد الخطأ. في حالة كون السلسلة الزمنية غير مستقرة، النتائج التي تحصل من هذا الانحدار تكون زائفه هذا التعبير تم تقديمة من قبل Granger and Newbold,(1974) بناء على ذلك سميت هذه الانحدارات بالانحدارات الزائفة .

الفكرة خلف ذلك بسية جدا. عبر الزمن نتوقع ان السلسلة الزمنية سوف تتجول، كما في الشكل 13.3, لذلك أي سلسلة زمنية طويلة ، سوف يكون هناك توجه سواء الى اعلى او الى اسفل. أذا اخذنا في الاعتبار سلسلتين زمنيتين ليس بينهما أي علاقة وكلاهما غير مستقرتين، سوف نتوقع انهما سوف يتجهان معا الى اعلى او الى اسفل معا، او احدهما تتجه الى اعلى والأخرى الى اسفل. اذا اجري الانحدار لاحدهما على الأخرى سوف نجد علاقة سوف نجد اما علاقة موجبة اذا كانتا تتجهان في نفس الاتجاه او علاقة سالبة اذا كانت احداهما تتجه في عكس الأخرى, مع انه في الحقيقة لا يوجد علاقة بينهما. هذا هو جوهر الانحدار الزائف.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الانحدار الزائف عادة له معامل تحديد مرتفع R^2 و قيم احصاء t تعطي نتائج معنوية، ولكن النتيجة قد لا يكون لها معنى اقتصادي. هذا يأتي من ان نتائج الانحدار قد لا تكون متسقة. وبناء على ذلك نتائج الاختبارات الاحصائية غير صحيحة

Granger and Newbold,(1974) قاما باستخدام تحليل مونت كارلو Monte Carlo ببناء عدد كبير من سلسلتين زمنيتين $y_t.x_t$ تتضمن جذر الوحدة باتباع المعادلتين التاليتين:

$$y_t = y_{t-1} + e_{yt} \qquad 13.4$$

$$x_t = x_{t-1} + e_{xt} \qquad 13.5$$

حيث e_{yt}،e_{xt} ولدت بقيم متوزعة توزيعا طبيعيا.

حيث انy_t، x_t مستقلتان عن بعضهما، أي انحدار بينهما سوف لا يعطي نتائج معنوية. ولكن، عنما قام *Granger and Newbold*, بعمل انحدار قيم مختلفة من y_t، x_t كما هو في المعادلة*16.3* ، تفاجأ بإيجاد انهما لا يستطيعان رفض فرضية العدم ان $\beta_2 = 0$ لما يقارب 75% من الحالات. كما وجدا ان معامل التحديد للانحدار R^2 يأخذ قيم مرتفعه ، كما ان اختبار دربن واتسون ذو قيم منخفضة.

لتطبيق الانحدار الزائف يمكن اتباع الخطوات التالية في برنامج *E-Views*

Sample 1 1

Gen y=0 gen x=0 ,

Sample 2 500

Gen x=x(-1) +nrnd

Gen y=y(-1) +nrnd

Scat y x

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Equation y c x

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 04/18/12 Time: 17:35

Sample: 1 300

Included observations: 300

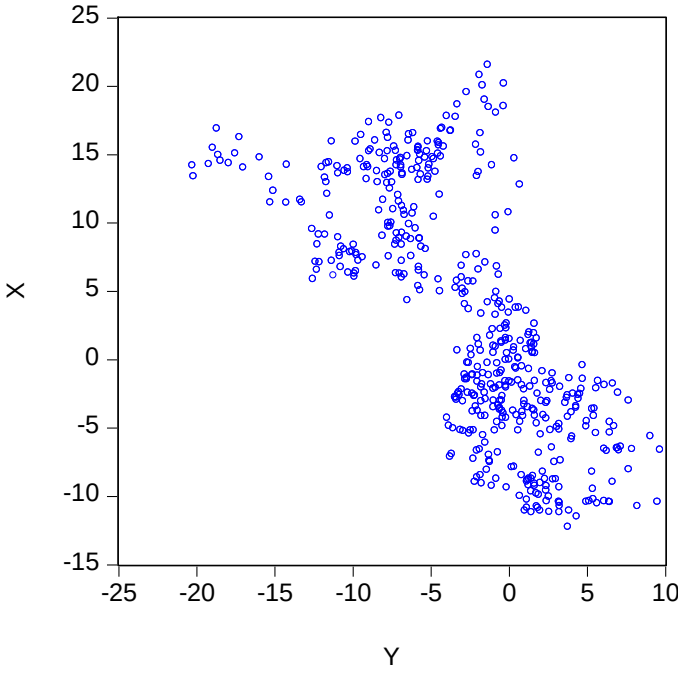
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	-0.277211	0.034542	-8.025218	0.0000
C	-0.013879	0.191622	-0.072431	0.9423

R-squared	0.177714	Mean dependent var	0.884211
Adjusted R-squared	0.174954	S.D. dependent var	2.966120
S.E. of regression	2.694187	Akaike info criterion	4.826714
Sum squared resid	2163.076	Schwarz criterion	4.851406
Log likelihood	-722.0072	Hannan-Quinn criter.	4.836596
F-statistic	64.40413	Durbin-Watson stat	0.126102
Prob(F-statistic)	0.000000		

$$y_t = -0.01 - 0.277x_t + u_t$$

T= -0.072 -8.025 $R^2 = 0.177$ $DW = 0.126$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر



$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t \qquad 13.6$$

Granger and Newbold اقترحا القاعدة التالية للكشف ما اذا كان هناك انحدار زائف فأنه اذا كانت $R^2 \cong 1$ او $R^2 > DW$ فأن الانحدار لابد ان يكون زائف. لفهم الانحدار الزائف يجري تطبيقه على بيانات حقيقية، بأجراء الانحدار الاستهلاك الخاص لوغاريتم على لوغاريتم اجمالي الناتج الحقيقي وقاطع:

Dependent Variable: LC

Method: Least Squares

Date: 04/19/12 Time: 19:57

Sample: 1970 2009

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	1.095206	0.057130	19.17033	0.0000
C	-1.631153	0.346390	-4.709001	0.0000

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

R-squared	0.906289	Mean dependent var	4.921975
Adjusted R-squared	0.903823	S.D. dependent var	1.141644
S.E. of regression	0.354052	Akaike info criterion	0.809959
Sum squared resid	4.763398	Schwarz criterion	0.894403
Log likelihood	-14.19918	Hannan-Quinn criter.	0.840491
F-statistic	367.5016	Durbin-Watson stat	0.327556
Prob(F-statistic)	0.000000		

$$LC_t = -1.63 + 1.09LGDP + u_t \qquad 13.7$$

-4.7 19.17 $R^2 = 0.90 \quad DW = 0.32$

ماهو الانحدار الزائف:

مصدر مشكلة الانحدار الزائف تأتي اذا كان كل من x وy كلهما مستقر فأن أي أي جمع خطي لهما سوف يكون مستقر، جمع خطي مهم لهما هو بالطبع حد خطأ المعادلة، فاذا كان المتغيرين مستقرين سوف يكون حد خطأ المعادلة مستقر ويتبع توزيع جيد. ولكن عندما يكونان المتغيرين غير مستقرين ، اذا بالطبع لن يكون هناك ضمان ان حد الخطأ سيكون مستقر. في الواقع، كقاعدة عامة(مع انه ليس دائما) حد الخطأ سيصبح غير مستقر، وعند حدوث ذلك فأن الفرض الاساسي ل م ص ع انتهك. اذا كان حدود الخطأ غير مستقرة نتوقع ان تتجول وتصبح في النهاية ذات حجم كبير. ولكن حيث ان م ص ع تقدر معاملها على اساس التي تجعل مجموع مربعات الخطأ اصغر ما يمكن. سوف تختار أي معامل يعطي اصغر خطأ لذا سوف تنتج أي قيم للمعاملات.

للتبسيط نختبر سلوك t في المعادلة 13.6 $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$ كالتالي:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

$$u_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$$

بأ بعاد القاطع β_1 والذي سوف يؤثر فقط على تسلسل u_t بإ زحاف المتوسط.

اذا تم الحصول على x_t و y_t من المعادلتين 13.4 و 13.5

مع القيمتين المبدأيتين $x_0 = 0$ و $y_0 = 0$ نتحصل على

كيف تم الحصول على 16.8 النتيجة حصلت من حل المعادلة 13.4 و 13.5 اذا عوضنا بقيمة *y1* قيمة y في الفترة الأولى في المعادلة 13.4 ستكون تساوي :

وبالاستمرار بالتعويض $y_3 = y_2 + e_{y3} = \quad y_0 + e_{y1} + e_{y2} + e_{y3}$

اذا تكررت العملية الى t من المرات سنتحصل على

وحيث ان $y_0 = 0$ اذا

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

وبهذا يكون حد الخطأ t عبارة عن جمع بين الأخطاء المتراكمة كما هو واضح في المعادلة 13.8

اختبارات جذر الوحدة

مقدمة :

اختبار درجة التكامل هو اختبار لعدد جذر الوحدة، ويتبع الخطوات التالية:

الخطوة 1: اختبار y_t اذا كانت مستقرة. اذا كان الجواب نعم فأن $y \sim I(0)$ اذا كان الجواب لأ فأن $y_t \sim I(d) \quad d > 0$

الخطوة 2: يتم اخذ الفروق الأولى لـ y_t $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ واختبار Δy_t ماذا كانت مستقرة. اذا كان الجواب نعم اذا $y_t \sim I(1)$ اذا كان الجواب لا تكون $y_t \sim I(d) \quad d > 1$

الخطوة 3: يؤخذ الاختلافات الثانية لـ y_t $\Delta^2 y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1}$ واختبار $\Delta^2 y_t$ اذا كانت مستقرة تكون السلسلة $y_t \sim I(2)$ اذا كان الجواب لا $y_t \sim I(d) \quad d > 2$ وهكذا حتى نصل الى درجة الفروق التي تستقر عندها السلسلة.

اختبار ديكي فيلر:

Dickey and Fuler (1979,1980) ابتكر طريقة لاختبار لعدم استقرار السلسلة الزمنية. لاختبار لعدم الاستقرار مرادف لاختبار وجود جذر الوحدة

الاختبار يكون كالتالي وهو مبني على نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

يتم اختبار ماذا كانت Ø تساوي 1 ومن هنا جذر الوحدة. فرضية العدم , $\emptyset=1$:$_0$ والفرضية البديلة $H_1: \emptyset<1$,

شكل آخر للاختبار يمكن الحصول علية بطرح y_{t-1}

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t \qquad 13.9$$

حيث تمثل $\gamma = (\rho - 1)$ وفرضية العدم , $H_0: \rho = 0$ والفرضية البديلة $H_0: \rho < 0$

حيث انه اذا كانت $\rho = 0$ فان السلسلة تتبع مسار عشوائي.

Dickey and Fuler (1979) اقترحا معادلتين للانحدار يمكن ان تستخدم لاختبار جذر الوحدة. الأولى تتضمن قاطع في السلسة ذات المسار العشوائي كالتالي:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + u_t \qquad 13.10$$

والمعادلة الثانية تسمح للنموذج بأن يتضمن متجه زمني غير عشوائي.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + u_t \qquad 13.11$$

اختبار DF للاستقرار هو t للمعامل لمتباطئة المتغير التابع $t-1$ للمعادلات.13.9, 13.10، 13.11 لكن الاختبار لا يتبع توزيع t التقليدي ولكن يتضمن قيم جدولية تم حسابها من قبل Dickey and Fuller.

MacKinnon (1991) جدول القيم الحرجة لكل النماذج الثلاثة ، في الجدول 13.1

الجدول 13.1 القيم الحرجة لاختبار ديكي فيلر.

%10	%5	%1	النموذج

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

-1.62	-1.94	-2.56	
-2.57	-2.86	-3.43	
-3.13	-3.41	-3.96	

القيم الحرجة مأخوذة من *Mackinnon(1991)*

في كل الحالات الثلاث الاختبار يركز على $0 = \square$. الاختبار الإحصائي قيمة *T* لمتباطئة المتغير التابع. اذا كانت القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية فأن فرضية العدم ان السلسة الزمنية غير مستقرة يتم قبولها ونستنتج انه غير مستقرة.

اختبار ديكي فيلر الموسع:*The Augmented Dickey-Fullller*

حيث ان حد الخطأ في معادلة ديكي فيلر غالبا لا يكون ذا ضجيج ابيض. ديكي فيلر وسع الطريقة باقتراح تعديل للاختبار ليتضمن متباطئات اضافية للمتغير التابع من اجل التخلص مت الارتباط الذاتي. طول المتباطئات في الحالات الثلاث يتحدد اما بمعيار اكيكا *Akaika information criterion(AIC)* او بمعيار شوارتز*Schwartz Bayesian criterion (SBC)* او باستخدام اختبار الارتباط الذاتي مضروب لاجرانج *LM* , الثلاث حالات الممكنة تعطى بالمعادلات التالية:

الاختلاف بين الثلاث معادلات هو وجود القاطع والمتجه الزمني. القيم الحرجة هي نفسها المعطاة في الجدول 13.1.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

لتحديد أي من المعادلات الثلاث يجب تطبيقها *Doldado et al (1990)* اقترحوا طريقة للبدأ من المعادلة *13.14* ثم استخدام المعادلات 13.13 ، 13.12 . يترح ايضا رسم شكل بياني للبيانات وملاحظة ماذا كانت السلسلة تتضمن قاطع او متجة زمني.

اختبار فيليب بيرون: *The Philips-Perron*:

توزيع اختبار ديك فيلر وديكي فيلر الموسع مبني الافتراضات ان حد الخطأ مستقل احصائيا و يتضمن تباين ثابت. لذلك عن استخدام طريقة ديكي فيلر يجب ان نتأكد ان حد الخطأ غير مرتبط وانه يتضمن تباين ثابت. فيليب و بيرون *(1988)* طورا تعميم لطريقة ديكي فيلر تسمح بوجود ارتباط ذاتي في حد الخطأ. ان طريقة فيليب بيرون هي تعديل لا حصاء t لديكي فيلر ليأخذ في الاعتبار قيود اقل على حد الخطأ.

اختبار *KPSS*:

اختبار *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992)* ابتكروا اختبار مكمل لديكي فيلر لاختبار الاستقرار. حيث فرضية العدم ان السلسلة الزمنية مستقرة عكس اختبار ديكي فيلر الذي تكون فيه فرضية العدم غير مستقرة.

يفترض انه ليس هناك متجه

حيث y_t مستقرة و x_t مسار عشوائي حيث تكون $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$:

اذا كان التباين يساوي صفر ، اذا $x_t = x_0 \quad \forall$ لكل t و y_t مستقرة. وباستخدام انحدار بسيط تكون المعادلة :

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t \qquad 13.15$$

الاختبار هو

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث تمثل $\sum_{i=1}^{t} = S_t$ و σ^2 مقدرة لتباين ε_t

KPSS هو اختبار مضروب لاجرانج لفرضية ان السلسلة لها مسار عشوائي بتباين صفر. اختبار *KPSS* اختبار مكمل لاختبار ديكي فيلر. القيم الحرجة في الجدول 13.2:

الجدول 13.2: القيم الحرجة لاختبار *KPSS*

	10%	*5%*	*1%*
قاطع	*0.347*	*0.463*	*0.730*
قاطع ومتجه زمني	*0.119*	*0.146*	*0.210*

التكامل المشترك:

مقدمة:

غالبا ما تتضمن دراسات الاقتصاد الكلي متغيرات غير مستقرة مثل الدخل، الطلب على النقود، الاسعار، التجارة، وسعر الصرف. من تحليل السلاسل الزمنية فانه يستوجب استخدام الفروق لتحويلها الى سلاسل مستقرة. ولكن هذا ليس هو الحل الأمثل. هناك مشكلتان رئيسيتان عند استخدام الفروق، اذا كان النموذج محدد بطريقة صحيحة للعلاقة بين ε_t و $t.$ على سبيل المثال ويتم اخذ الفروق لكلا المتغيرين، اذا ضمنيا سوف نأخذ الفروق لحد الخطأ في الانحدار. هذا سوف ينتج سلسلة غير معكوسة من المتوسطات المتحركة لحدود الخطأ وسوف يقدم سلسلة من الصعوبات في التقدير. ألمشكلة الثانية انه اذا تم اخذ الفروق للمتغيرات فأن النموذج لا يعطي حل فريد للعلاقة طويلة الأجل. بهذا نعني انه اذا تم أخذ قيمة محددة لـ x اذا فأنه بغض النظر عن القيمة التي بدأنا بها لـ y الحل الحركي لـ y سوف يميل الى

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

التقاء عند نقطة واحدة. وهكذا لمثال اذا كانت $\beta = 0.5$ فأنه عند $x=10$ فأن $y=5$. ولكن اذا كان النموذج في الفروقات الأولى على سبيل المثال، اذا $\Delta y_t = 0.5(\Delta y_{t-1} - \Delta y_{t-1})$

فاذا كانت x=10 لا نستطيع حل قيمة y بدون معرفة القيم السابقة لـy و x وهكذا فأن الحل لـ y ليس فريد لمعطى x. الرغبة في ايجاد نموذج يشمل كلً من خصائص المدى القصير والمدى الطويل وفي نفس الوقت ويبقي على الاستقرار في كل المتغيرات ادى الى اعادة النظر في مشكلة الانحدار باستخدام متغيرات محسوبة في المستوى.

الفكرة الرئيسية لهذا الجزء تأتي من شرحنا للانحدار الزائف للمعادلة 13.8 والتي وضحت ان المتغيرين الغير مستقرين يكون حد الخطأ عبارة عن جمع بين الأخطاء المتراكمة ، هذا التراكم من حدود الأخطاء عادة يسمى متجه عشوائي وعادة نتوقع انهما يتحدان لتكوين عملية غير مستقرة. ولكن في الحالة التي تكون فيها x و y بينهما علاقة نتوقع انهما سوف يتحركان معا . لذلك تكون متجه العشوائيين متشابهين. وعند وضعهما معا ينبغي ان نجد مجموعه منهما تزيل عدم الاستقرار. في حالات خاصة نقول ان المتغيرين متكاملين. نظريا ينبغي ان يحدث هذا عندما تكون هناك علاقة تربط المتغيرين. لذا فالتكامل المشترك يصبح طريقة قوية للكشف عن العلاقات الاقتصادية.

التكامل المشترك اصبح متطلب اساسي لأي نموذج اقتصادي مبني على بيانات سلاسل زمنية غير مستقرة. اذا كانت المتغيرات لا تتكامل تكامل مشترك لدينا مشكلة الانحدار الزائف والعمل القياسي يكون بلا معنى. من ناحية أخرى اذا ابطل المتجه العشوائي اذا يحصل لدينا تكامل مشترك.

النقطة الرئيسية هنا، اذا كان هناك حقا علاقة طويلة الأجل بين X,Y اذا على الرغم من ان المتغيرات متزايدة عبر الزمن الا انه سيكون هناك متجه مشترك يربطها معا. للحصول على التوازن او علاقة طويلة الأجل موجودة، يتطلب ذلك تجمع خطي للمتغيرين X,Y يكون مستقر I(0) . التجمع الخطي لـX و Y يمكن أن تؤخذ مباشرة من تقدير المعادلة التالية:

بأخذ البواقي

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

اذا كانت $\varepsilon_t \sim I(0)$ فأن المتغيران يكونان متكاملان تكامل مشترك.

التكامل المشترك: نهج رياضي

بعبارة أخرى، بالنظر في مجموعة من اثنين من المتغيرات X, Y التي هي متكاملة من الدرجة الأولى $[X,Y] \sim I(1)$ اذا افترضنا ان هناك متجه $[\alpha_1, \alpha_2]$ الذي يعطي مزيج خطي من $[X,Y]$ الذي هو مستقر ويرمز له بالتالي:

$$\alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t = \varepsilon_t \sim I(0) \qquad 13.16$$

اذا يكون مجموع المتغيرات $[X,Y]$ ويسمى مجموعة التكامل، ومتجه المعاملات $[\alpha_1, \alpha_2]$ يسمى بمتجه التكامل. مانحن مهتمون به العلاقة طويلة الأجل التي لا تكون:

$$\varepsilon_t^* = \alpha \varepsilon_t \qquad 13.17$$

لنرى كيف يأتي هذا من طريقة التكامل المشترك، يمكن تطبيع المعادلة 13.16 لا لتعطي:

$$Y_t = -\frac{\alpha_2}{\alpha_1} X_t + \varepsilon_t \qquad 13.18$$

حيث تشير $\varepsilon_t + \frac{\alpha_2}{\alpha_1} X_t = -\varepsilon_t^*$ يمكن ترجمتها كالعلاقة طويلة الاجل او قيم التوازن لـ Y_t (مشروط على قيم X) سوف نعود لهذه النقطة عند مناقشة ميكانيكية تصحيح الخطأ.

لسلسلة زمنية ثنائية المتغيرات الاقتصادية، التكامل المشترك عادة $I(1)$ في كثير من الأحيان تظهر نفسها اكثر او اقل متواز شكل في السلسة الزمنية .

كما ذكر في وقت سابق نحن نبحث عن الكشف عن العلاقة طويلة الأجل او علاقة التوازن هذا هو اساسا ما مفهوم التكامل المشترك.

مغهوم التكامل المشترك قدم للمرة الأولى من قبل *Granger(1981)* وأضاف له *Phillips (1986,1987)* و *Engle and Granger (1987),* و *Engle and Yoo(1987)* و *Johansen (1988, !991, 1995 a),* و *Stock and*

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Watson (1988), Phillips and Ouliaris(1990) وآخرين. بالعمل في أطار نظام من متغيرين مع متجه تكامل مشترك واحد على الأكثر، *Engel and Granger(1987)* قدما تعريف التكامل المشترك بين متغيرين.

التعريف1: السلاسل الزمنية Y و X يقال بانهما متكاملتان من الدرجة d,b حيث

$$d \geq b \geq 0$$

وتكتب $(X_t, Y_t) \sim CI(d, b)$ اذا (أ) كلا السلسلتين متكاملتين من الدرجة d و (ب) يوجد مجموع خطي من هذه المتغيرات مثل $\beta_1 X_t + \beta_2 Y_t$ الذي هو متكامل من الدرجة $d-b$ المتجه $[\beta_1, \beta_2]$ يطلق علية متجه التكامل المشترك.

ولتعميم التعريف ليستخدم في حالة n من المتغيرات كما يلي:

التعريف 2: اذا كانت Y_t ترمز لعدد $1 \times n$ متجه للسلاسل $Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}, \ldots \ldots Y_{nt}$

و(أ) كل Y_{it} متكاملة من الدرجة (d) و (ب) يوجد عدد $1 \times n$ متجة β بحيث $(d - b) \sim Z_t$ اذا تكون $Z_t \sim CI(d, b)$

للتحليل القياسي، عندما تتحول السلسلة تتحول مع استخدام متجه التكامل المشترك لتصبح مستقرة، ذلك هو عندما $d \equiv b$ و معاملات التكامل يمكن ان تعرف كمعالم العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات. الجزء التالي سوف يتعامل مع هذه الحالات:

نماذج تصحيح الخطأ:

مقدمة :

كما ذكر سابقا، عندما يكون هناك متغيرات غير مستقرة في نموذج الانحدار قد نحصل على نتائج زائفه. لذا اذا كانت Y و X كلاهما متكاملتان من الدرجة واحد $I(1)$ اذا قدرنا الانحدار:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

لن نتحصل على نتائج مرضية لـ $\beta_1, \beta_2,$

طريقة واحدة لحل هذه باستخدام الفروقات لضمان الاستقرار للمتغيرات، بعد عمل هذا $\Delta\varepsilon_t \sim I(0)$ و $\Delta\varepsilon_t \sim I(0)$ ونموذج الانحدار سيكون:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta X_t + \Delta u_t \qquad 13.20$$

في هذه الحالة نموذج الانحدار سيعطينا مقدرات صحيحة لكل من المعاملات β_1, β_2 ومشكلة الانحدار الزائف تكون حلت. لكن ما لدينا من المعادلة *13.20* هو العلاقة في الاجل القصير بين المتغيرات ، العلاقة طويلة الاجل هي

ان ΔY_t غير ملزمة بأن تعطينا معلومات عن سلوك النموذج في الاجل الطويل، من المعلوم ان الاقتصاديين مهتمين بالعلاقات طويلة الاجل، هذا يكون مشكلة كبيرة، ومفهوم التكامل المشترك و ميكانيكية تصحيح الخطأ مفيدة لحل ذلك.

كما ذكر سابقا فأن كل من Y و X كلاهما متكاملتان من الدرجة واحد *I(1)* في حالة خاصة يكون هناك مجموع خطي لـ Y و X هو *I(0)* اذا تكون Y و X متكاملتان تكامل مشترك. اذا في هذه الحالة فأن انحدار المعادلة 13.19 غير زائف ويعطينا مجموع خطي هو:

والتي تربط Y و X في الاجل الطويل.

نموذج تصحيح الخطأ *ECM*

اذا كانت Y_t, X_t متكاملة تكامل مشترك، من حيث التعريف $u_t \sim I(0)$ اذا يمكن التعبير عن العلاقة بين Y_t, X_t بنموذج تصحيح الخطأ كما هو موضح:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

$$\Delta Y_t = a_0 + b_1 \Delta X_t - \pi \hat{u}_{t-1} + e_t \quad 13.21$$

مما سيكون له الآن ميزة انه يتضمن كل من معلومات العلاقة طويلة الاجل وقصيرة الاجل. في هذا النموذج b_1 تأثير مضاعف(تأثير قصير الأجل) التي تقيس التأثير الفوري للتغير في X_t سوف يكون على التغير في Y_t. من ناحية أخرى π هي اثر ردود الفعل، او تأثير التكيف، و يوضح كم من اختلال التوازن يجرى تصحيحه- هذا هو المدى الذي يؤثر أي اختلال في التوازن من الفترة السابقة على التكيف في Y_t. بالطبع

وبناء على ذلك فأن β_2 تمثل استجابة المدى الطويل والتي تقدر بمعادلة 13.19>

المعادلة 13.21 وتؤكد الطريقة الاساسية للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ. مشكلة الانحدار الزائف تحدث لأننا نستخدم بيانات غير مستقرة، ولكن المعادلة 13.21 كل متضمنتاها مستقرة، الفروق لـ Y_t, X_t مستقرة لا نها *I(1)* والبواقي مستقرة . لذلك المعادلة 13.21 تتطابق مع افتراضات الانحدار الخطي الكلاسيكي لذا يطبق م ص ع لتقدير النموذج.

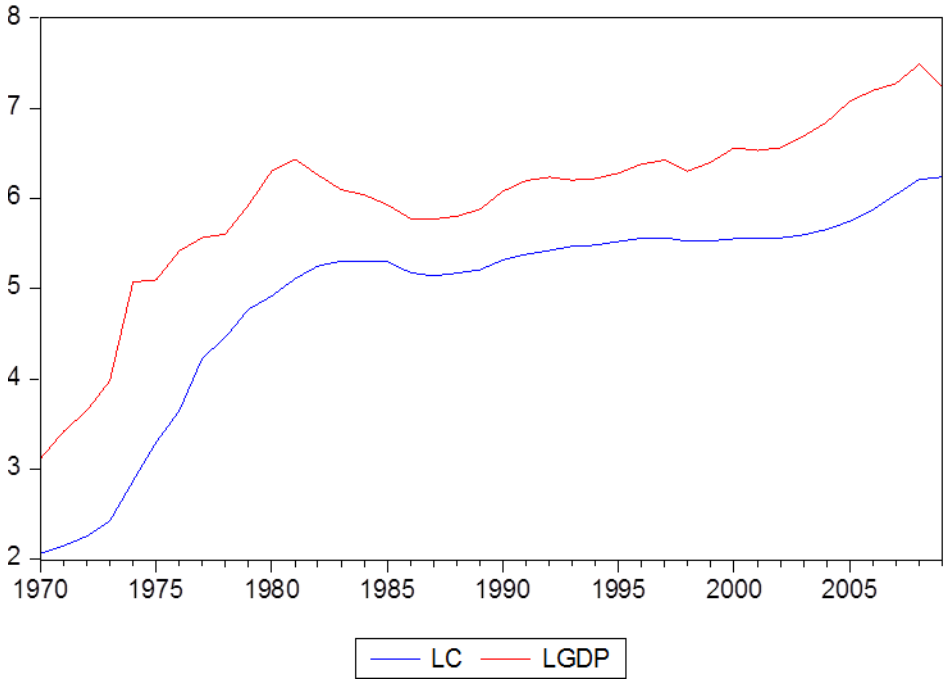
ميزات نموذج تصحيح الخطأ:

نموذج تصحيح الخطأ مهم وواسع الانتشار للأسباب التالية:

1 - هو نموذج مناسب لقياس تصحيح اختلال التوازن في الفترة السابقة.
2 - اذا كان هناك تكامل مشترك، يصاغ باستخدام الفروق الأولى والتي تزيل المتجه من المتغيرات الداخلة في النموذج، ويحل مشكلة الانحدار الزائف.
3 - ميزة مهمة هي امكانية بناء النموذج باستخدام من عام الى محدد في نمذجه القياسي.
4 - الميزة الاخيرة والاكثر اهمية تأتي من الحقيقة ان حد خطأ اختلال التوازن هي متغير مستقر اي ان حالة التكيف في الاجل الطويل تمنع حد الخطأ من ان يكون كبيرا.

الشكل : بيانات المملكة العربية السعودية لوغاريتم الاستهلاك الخاص ولوغارينم اجمالي الناتج المحلي

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر



اختبارات التكامل المشترك:

التكامل المشترك لمعادلة واحدة: طريقة انجل جرنجر

Granger(1981) قدما ربط بين السلسلة الغير مستقرة ومفهوم العلاقة طويلة الاجل: هذا الربط هو مفهوم التكامل المشترك *Engle and Granger(1987)* اضاف مزيدا الى مفهوم التكامل با دخال اختبار وجود علاقة التكامل المشترك (العلاقة طويلة الأجل، علاقة التوازن)

لفهم هذه الطريقة والتي تسمى عادة *(*طريقة انجل وجرنجر ذات المرحلتين *EG)* انظر الى التالي:

a. اذا كانت $Y_t \sim I(0)$ و $X \sim I(1)$ اذا يوجد مزيج خطي لهذه السلسلتين:

ستنتج سلسلة زمنية دائما *I(1)* أو غير مستقرة، هذا يحدث لأن سلوك السلسلة الغيرة

مستقرة *I(1)* سيهيمن على سلوك السلسة المستقرة *I(0)*

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

b. اذا كان هناك سلسلتين كانت $Y_t \sim I(1)$ و $X_t \sim I(1)$ بشكل عام سيكون هناك مزيج خطي للسلسلتين الزمنيتين:

وستكون ايضا *I(1)* ، ولكن ، وان كان هذا هو الأرجح، هناك استثناءات لهذه القاعدة، ويمكن أن نجد في حالات نادرة هناك مزيجا فريدا من هذه السلسلة، كما المعادلة 13.23 يكون *I(0)* إذا كان هذا هو الحال، نقول ان Y_t و X_t متكاملتان تكامل مشترك من الدرجة *(1,1)*.

الآن المشكلة كيف تقدر المعاملات في للعلاقة التوازنيه في الأجل الطويل ونتحقق ما إذا كان لدينا التكامل المشترك، انجل و جرنجر اقترحوا طريقة واضحة تنطوي على أربع خطوات:

الخطوة 1: اختبار درجة التكامل للمتغيرات.

من المتطلبات الضرورية للتكامل المشترك ان يكونا المتغيرين متكاملان من نفس الدرجة. و بالتالي الخطوة الأولى اختبار كل متغير لتحديد درجة التكامل. يمكن تطبيق اختبار *DF* و*ADF* لتحديد عدد جذور الوحدة (إن وجدت) لكل متغير. يمكننا تمييز ثلاث حالات الأمر الذي سيؤدي إما ان نتوجة إلى الخطوة التالية أو سيقترح التوقف.

(*a*) كلا المتغيرين مستقرين *I(0)* ، ليس من الضرورة المضي قدما، حيث انه يمكن تطبيق طرق تقدير السلاسل الزمنية التقليدية.

(*b*) اذا كانت المتغيرات متكاملة من درجة مختلفة، من الممكن استنتاج انهما غير متكاملتين.

(*c*) اذا كانا المتغيران متكاملة من الدرجة نفسها، نمضي قدما للخطوة الثانية.

الخطوة 2: تقدير العلاقة طويلة الأجل.

اذا كانت نتائج الخطوة الأولى تشير ان كلا المتغيران متكاملان من نفس الدرجة(عادة في الاقتصاد *I(1)* الخطوة الثانية ان تقدر العلاقة التوازنية للآجل الطويل بالشكل التالي:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

و الحصول على البواقي للمعادلة.

اذا لم يكن هناك تكامل مشترك النتائج المتحصل عليها ستكون زائفه. ولكن اذا كانت المتغيرات متكاملة تكامل مشترك، فأن مقدرات متسقة لمعاملات التكامل المشترك.$\acute{\beta}_2$.

الخطوة 2: تحقق من وجود التكامل المشترك ، درجة تكامل البواقي.

لتحديد ما إذا كان في الواقع المتغيرات متكاملة تكامل مشترك، يرمز للبواقي المقدرة من المعادلة برمز $\hat{e}_t$,وبذلك تكون $\hat{e}_t$ هي السلسة للبواقي المقدرة للعلاقة طويلة الأجل. اذا كان هذه الانحراف عن هذا التوازن مستقر اذا ان Y_t و X_t متكاملتان تكامل مشترك.

نقوم با جراء اختبار ديكي فيلر على سلسلة البواقي لتحديد درجة التكامل. شكل اختبار ديكي فيلر هو:

حيث ان $\hat{e}_t$ بواقي لا تتضمن قاطع او متجه زمني. القيم الحرجة تكون سالبة وعادة ما تكون حول -3.5 القيم الحرجة موجودة في الجدول 13.3

الجدول 13.3: القيم الحرجة لاختبار فرضية العدم انه لا يوجد تكامل مشترك.

	10%	*5%*	*1%*
لا يوجد متباطئات	*-3.3*	*-3.37*	*-4.07*
يوجد متباطئات	*-2.91*	*-3.17*	*-3.73*

ملاحظة مهمة: انه من الأهمية ملاحظة ان القيم الحرجة لاختبار التكامل المشترك (ديكي فيلر للبواقي) مختلفة عن القيم الحرجة التي تستخدم لديكي فيلر لاختبار استقرار السلسة الزمنية. في الواقع من أجل أن نحصل على نتيجة أكثر قوة فيما يتعلق باختبار التكامل المشترك، فأن القيم الحرجة تكون سالبة اكثر من القيم التقليدية لاختبار ديكي فيلر. *Engel and Granger (1987)* في بحثهما قاما بتطبيق محاكاة مونت

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

كارلو لبناء القيم الحرجة لختبار التكامل المشترك. هذه القيم موضحة في الجدول 13.3. هناك مجموعتين من القيم الحرجة الأولى بدون متباطئات لحد الخطأ. والثانية تتضمن متباطئات ، مجموعه اكثر شمولا للقيم الحرجة موجودة في *Mackinnon(1991)* الذي هو المصدر الرئيسي.

عيوب طريقة انجل وجرنجر:

واحدة من أفضل الميزات لاختبار انجل و جرنجر انه سهل للفهم وللتطبيق. ولكن هناك عدد من العيوب:

1 - عند تقدير العلاقة طويلة الأجل، فأن تحديد المتغير الذي على يسار المعادلة واستخدام الآخر كمُفسر فأن الاختبار لا يحدد السبب الذي على ضوؤه تم تحديد أي منهما كتابع والآخر كمُفسر. على سبيل المثال، في حالة متغيرين فقط Y_t و X_t (حيث $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_{1t}$) او اختيار العكس $(X_t = \alpha + \beta Y_t + u_{2t})$. يمكن ملاحظة انه عتد اختبار التكامل المشترك على البواقي انه ليس هناك اختلاف بين u_{1t}, u_{2t} . عمليا في الاقتصاد، من النادر ان نجد عينة كبيرة، لذلك من الممكن ان نجد انحدار يبدي تكاملا مشتركا بينما الآخر لا . ومن الواضح أن هذه الميزة غير مرغوب فيها لاختبار انجل وجرنجر, والمشكلة تزداد تعقيدا عندما يكون هناك اكثر من متغيرين.

2 - اذا كان هناك اكثر من متغيرين، قد يكون هناك أكثر من علاقات تكامل مشترك, وطريقة انجل وجرنجر باستخدام البواقي من علاقة وحيدة لا يستطيع التعامل مع هذه الإمكانية. لذلك مقطة مهمة جدا انه لا يقدم لنا عدد متجهات التكامل المشترك.

3 - ان الاختبار يعتمد على مقدرات لخطوتين. الأولى لتقدير البواقي والثانية لتقدير الانحدار للسلسلة الزمنية للسلسلة لمعرفة ماذا كانت السلسة مستقرة. لذلك فأن أي خطأ في الخطوة الأولى سوف ينتقل في الخطوة الثانية.

كل هذه المشاكل حلت في طريقة يوهانسون.

التكامل المشترك في معادلات متعددة وطريقة يوهانسون:

كما ذكر سابقا اذا كان هناك اكثر من متغيرين في النموذج, هناك امكانية ان يكون اكثر من متجه للتكامل المشترك. هذا يعني ان المتغيرات في النموذج من الممكن ان يكونوا اكثر من علاقة توازنيه . بشكل عام، لـ *n*

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

عدد من المتغيرات يكون هناك *n-1* متجهات تكامل مشترك. بناء على ذلك عندما تكون *n=2* التي هي ابسط الحالات اذا وجد تكامل مشترك يكون هناك متجه تكامل فريد.

عند *n>2* وبافتراض وجود علاقة تكامل مشترك واحدة، يكون هناك اكثر من علاقة يسبب مشكلة لا يمكن حلها بطريقة انجل وجرنجر الذي يعتمد على معادلة واحدة. لذلك طريقة اخرى بديلة لطريقة لنجل وجرنجر ضرورية، وهي طريقة يوهانسون للمعادلات المتعددة.

لعرض هذه الطريقة، من المفيد ان نوسع نموذج تصحيح الخطأ للمعادلة الوحدة الى آخر متعدد المتغيرات. اذا افترضنا ان هناك ثلاث متغيرات، Y_t وX_t و W_t والتي يفترض انها متغيرات داخلية. أي اننا نستخدم رموز المصفوفات بحيث $Z_t = [Y_t, X_t, W_t]$

$Z_t =$

والذي يشابه نموذج المتباطئات ِالموزعة ARDL لمتغيرين:

$Y_t = a +$

لذا نستطيع ان نكون متجه نموذج تصحيح الخطأ *VECM* كما يلي:

$\Delta Z_t = \Gamma_1$

حيث $\Gamma_i = (I - A_1 - A_2 - \cdots A_k)\ (i = 1,2, \ldots k-1)$

و $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \cdots A_k)$

هنا نريد فحص مصفوفة Π 3×3 ان مصفوفة Π هي مصفوفة 3×3 لاننا افترضنا ان هناك 3 متغيرات في $Z_t = [Y_t, X_t, W_t]$ أن مصفوفة Π تتضمن معلومات تتعلق بالعلاقة طويلة الأجل، نفكك Π الى $\Pi = \alpha\hat{\beta}$ حيث تمثل α سرعة التكيف لمعاملات التوازن بينما $\hat{\beta}$

ستكون مصفوفة العلاقة طويلة الأجل.

بناء على ذلك يكون حد الخطأ Z_{t-1} $\hat{\beta}$ مماثل لحد الخطأ في حالة المعادلة الوحيدة،

ماعدا ان Z_{t-1} $\hat{\beta}$ يتضمن الى *n-1* متجهات في نظام المتعدد المتغيرات.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

للتبسيط، نفترض ان $k=2$ أي انه لدينا متباطئتين ,النموذج كما يلي:

او

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_t \\ \Delta W_t \end{bmatrix} = \Gamma$$

وبتحليل الجزء من نموذج تصحيح الخطأ الذي يمثل

$$\Pi_1 Z_{t-1}=[a_{11}\beta_{11}+a_{12}\beta_{12}] \quad [a_{11}\beta_{21}+a_{12}\beta_{22}] \quad [a_{11}\beta_{31}+a_{12}\beta_{32}] \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ W_{t-1} \end{bmatrix} 13.30$$

حيث تمثل Π_1 الصف الأول من المصفوفة Π

من الممكن كتابة المعادلة 13.30

$$\Pi_1 Z$$

والذي يوضح عدد متجهين مع معاملات سرعة التكيف.

مميزات نهج متعدد المعادلات:

من نتهج متعدد المعادلات نستطيع الحصول على كلا المتجهين من المعادلة 13.31، بينما من المعادلة البسيطة نحصل فقط على مزيج خطي للعلاقتين طويلة الأجل.

حتى مع وجود متجه واحد للتكامل المشترك(على سبيل المثال المتجه الأول فقط) بدلا من الأثنين الا أننا نحصل مع نهج المتعدد المعادلات نحصل على سرعة التكيف الثلاث $[a_{11} \quad a_{21} \quad a_{31}]$ فقط

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

عندما تساوي $a_{21} = a_{31} = 0$ يوجد متجه تكامل واحد. عند ذلك نستطيع ان نقول ان طريقة متعدد المعادلات مماثل (اختزل ليكون مماثل) لطريقة المعادلة الفريدة، وبناء على ذلك لا يكون هناك خسارة من عدم نمذجه المحددات ΔW_t , ΔX_t

ولذلك فانه الفائدة ذكر ان ذ$a_{21} = a_{31} = 0$ هذا مكافئ لكونW_t , X_t خارجية ضعيفة. لتلخيص ذلك نستطيع اان نقول عندما تكون المتغيرات على يمين المعادلة في المعادلة الفريدة خارجية ضعيفة تعطي المعادلة الوحيدة نفس النتائج للطريقة متعددة المعادلات.

للعودة الى طريقة يوهانسون مرة أخرى.

لاختبار سلوك مصفوفة Π تحت ظروف مختلفة،

الحالة 1: بافتراض ان متجه Z_t مستقر. هنا لا يوجد مشكلة الانحدار الزائف ويمكن تطبيق نموذج الانحدار الذاتي *VAR* .

الحالة 2: عندما لا يكون هناك تكامل مشترك وبذلك تكون مصفوفة Π مكونة من $n \times n$ اصفار لأنه لا يوجد علاقات خطية بين المتغيرات في Z_t في هذه الحالة يستخدم نموذج الانحدار الذاتي *VAR* في الاختلافات الأولى بدون عناصر العلاقة طويلة الأجل كنتيجة لعدم وجود علاقة طويلة الأجل.

الحالة 3: عندما يكون هناك $n - 1$ علاقات تكامل مشترك من الشكل $\hat{\beta}\ Z_{t-1} \sim I(0)$

في حالة خاصة حيث يوجد $r \leq (n-1)$ متجه تكامل مشترك في β. هذا ببساطة يعني ان اعمدة r في β مشكلة مزيج خطي مستقل من المتغيرات في Z_t كل منها مستقر, وبالطبع سيكون هناك $(n-1)$ متجهات عشوائية مشتركة ضمن Z_t.

حيث ان $\Pi = \alpha\hat{\beta}$ و في الحالة 3، بينما المصفوفة تتضمن $n \times n$ ابعاد α وβ تتضمن $n \times r$. هذا يفرض رتبة من الدرجة r على المصفوفة Π. والتي تفرض r فقط من الصفوف الخطية المستقلة في المصفوفة. لذلك ضمن ذلك المصفوفة Π كاملة الرتبة، مجموعه مقيدة r لمتجهات التكامل المشترك

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

معطاة بـ $\alpha\hat{\beta}$,رتبة مختزلة للانحدار، من هذا النوع، موجودة في الابحاث الاحصائية لسنوات، لكن تم تعريفها من قبل الاقتصاد القياسي الحديث ومرتبطة بتحليل البيانات الغير مستقرة بواسطة Johansen 1988 .

بالعودة الى الثلاث حالات اعلاة ، وفيما يتعلق برتبة المصفوفة Π نجد:

الحالة 1: عندما تكون المصفوفة Π كاملة الرتبةfull rank(وجود r=n اعمدة خطية مستقلة) أي ان المتغيرات في Z_t مستقرة I(0).

الحالة 2: عندما تكون رتبة المصفوفة Π تساوي الصفر (لا يوجد اعمدة خطية مستقلة) اذا لا يوجد علاقة تكامل مشترك.

الحالة 3: عندما تكون رتبة المصفوفة Π مختزلة reduced rank أي أن $r \leq (n-1)$ اعمدة خطية مستقلة وبناء على ذلك هناك $r \leq (n-1)$ علاقات تكامل مشترك.

Johansen (1988) طور طريقة لاختبار رتبة المصفوفة Π وزود ذلك بطريقة لتقدير المعاملات α وβ من خلال طريقة عرفت بانحدار الرتبة المختزلةreduced rank regression, ولكن الاجراء الفعلي معقد كثيرا ويمكن الرجوع الى cutherston, Hall and Taylor (1992) لتفصيلا اكثر.

خطوات طريقة يوهانسون العملية:

الخطوة 1: اختبار درجة التكامل للمتغيرات.

الخطوة الاولى لطريقة يوهانسون هي اختبار درجة التكامل للمتغيرات المتضمنة في الدراسة. كما ذكر سابقاً معظم السلاسل الزمنية الاقتصادية غير مستقرة وبناء على ذلك تكون متكاملة. الواقع، المسألة هنا ان هناك متغيرات غير مستقرة , من اجل الكشف عن ماذا كان بينهم علاقة (او علاقات) تكامل مشترك وتجنب الانحراف الزائف. من الواضح ان النتيجة المرغوبة لن نجد المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة. وبعد ذلك المضي قدما مع اختبار التكامل المشترك. ولكن، من المهم التأكيد على ان هذه الحالة ليست دائما موجودة. وذلك حتى لو كانت الحالة ان المتغيرات خليط من I(0), I(1) و I(2) موجودة علاقات التكامل المشترك قد تكون موجودة. تضمن هذه المتغيرات, سوف يؤثر على نتائج الباحثين يجب

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ان يكون هناك المزيد من الدراسة لهذه الحالة مع العلم ان هناك طريقة أخرى يمكن تطبيقها في حالة ان تكون المتغيرات خليط من I(1)وI(0), يمكن استخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك.

Peasron et al (2001) سوف يتم شرحة في الجزء الأخير من الفصل.

على سبيل المثال بتضمين متغير I(0) ز في شكل المتعدد المتغيرات لكل متغير I(0) متضمن في النموذج سيزداد عدد علاقات التكامل المشترك . ذكرنا سابقا ان طريقة يوهانسون يهتم باختبار رتبة المصفوفة Π (هذا هو ايجاد عدد الاعمدة الخطية المستقلة في Π) وحيث ان كل متغير مستقر, هو بنفسة يشكل علاقة تكامل مشترك وبناء على ذلك يشكل متجه خطي مستقل في Π.

المسائل تكون اكثر تعقيدا عندما تتضمن متغيرات I(2) . مثال، نموذج يتضمن متغيرين متكاملين من الدرجة , I(1) ومتغيرين متكاملين من الدرجة I(2) . هناك امكانية ان يكونا المتغيرين المتكاملين من الدرجة I(2) متكاملين تكامل مشترك بعلاقة بدرجة I(1) ومن ثم يتكاملان مع احد المتغيرات المتكاملة من الدرجةI(1) ليكون متجه تكامل آخر. بشكل عام، حالات مع المتغيرات ذات درجات مختلفة من التكامل معقدة كثيرا. ولكن الجانب الإيجابي انه في الغالب ان متغيرات الاقتصاد الكلي تكون متكاملة من الدرجة I(1) . للتوسع في هذا الموضوع يمكن الرجوع الى(1995b) Johansen والتي طورت طريقة للتعامل مع المتغيرات المتكاملة من الدرجة I(2) .

الخطوة 2: تحديد عدد المتباطئات المناسبة في النموذج.

مسألة ايجاد طول المتباطئة الأمثل مهم جدا لأننا نحتاج ان نتحصل على حد خطأ خالي من الارتباط الذاتي واختلاف التباين وذو وسط صفري . تحديد طول المتباطئة يتأثر بحذف المتغيرات التي قد تؤثر على سلوك الاجل القصير. هذا لان المتغيرات المحذوفة تكون فورياً جزء من حد الخطأ . بناء على ذلك يجب ان يكون هناك فحص دقيق للبيانات والعلاقة التي تربط بينها قبل بدأ عملية التقدير، لتقرير ماذا كان هناك مجال لتضمين متغيرات اضافية. من الشائع ان يتم تضمين النموذج متغير صوري ليأخذ في الاعتبار أي صدمة في النظام.

الطريقة الأكثر شيوعا في اختيار طول المتباطئة الامثل هي تقدير نموذج VAR بتضمين جميع المتغيرات (بدون فروق). يقدر نموذج VAR بعدد كبير من المتباطئات، ثم يتم تخفيض المتغيرات بواسطة القيام بأعاده تقدير النموذج لمتباطئة واحدة اقل (تقدير النموذج بـ 12 متباطئة ومن ثم 11 ومن ثم 10 حتى صفر)

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

في كل من هذه النماذج يتم فحص النموذج باستخدام معيار AIC و SBC اضافة الى اختبارات الارتباط الذاتي واختلاف التباين و ARCH والتوزيع الطبيعي للبواقي. وبشكل عام النموذج الذي يخفض قيم معيار AIC و SBC يتم اختيارة كالنموذج الذي يمثل طول المتباطئات الأمثل. ينبغي ان يجتاز النموذج بنجاح كل اختبارات فحص النموذج.

الخطوة 3: اختيار النموذج فيما يتعلق بالعناصر القطعية Deterministic component في النظام المتعدد المتغيرات.

وثمة جانب آخر مهم في تشكيل النموذج الحركي هو ماذا يتضمن النموذج قاطع او متجه زمني اما في الاجل القصير او الاجل الطويل او كلاهما. الحالة العامة VECM يتضمن كل الاختيارات، كما هو بالمعادلة التالية:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1$$

لهذه المعادلة يمكن ان تتضمن قاطع (بمعامل $\mu 1$) و/ أو متجه (بمعامل $\delta 1$) في نموذج الأجل الطويل (معادلة التكامل المشترك(CE) و قاطع (بمعامل $\mu 2$) و/ أو متجه (بمعامل $\delta 2$) في نموذج الاجل القصير (نموذج VAR)

بشكل عام، هناك خمسة نماذج محددة, بينما الأول والخامس غير واقعية، الا ان كل الخمسة معروضه بغرض تضمين الحالات كلها .

النموذج 1:لا يوجد قاطع او متجه زمني في CE او VAR $(\delta_1 = \delta_2 = \mu_1 = \mu_2 = 0$

في هذه الحالة لا يوجد عناصر قطعية في البيانات او في علاقة التكامل المشترك. ولكن هذا من النادر ان يحدث في الواقع، خصوصا القاطع ضروري لاعتبارات التكيف في وحدات القياس في المتغيرات $Z_{t-1} 1\, t$

النموذج 2: قاطع ولا يوجد متجه زمني في CE ، لا يوجد قاطع او متجه زمني في VAR $(\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$) هذه الحالة عندما لا يكون هناك متجه خطي في البيانات، وبناء على ذلك سلسلة الفروق الأولى لها متوسط صفري. في هذه الحالة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

يكون القاطع فقط في العلاقة طويلة الأجل (علاقة التكامل المشترك) لاعتبارات التكيف في وحدات القياس في المتغيرات $Z_{t-1}1\,t$

النموذج 3: قاطع في CE و VAR ، لا يوجد متجه في CE و VAR

$\delta_1 = \delta_2 = 0$ في هذه الحالة لا يوجد متجه زمني في البيانات في المستوى، ويفترض ان القاطع في CE الغي بالقاطع في VAR بالإبقاء على قاطع فقط في نموذج العلاقة قصيرة الأجل.

النموذج 4: قاطع في CE و VAR ، متجه زمني في CE ولا يوجد متجه زمني في VAR أي $\delta_2 = 0$ في هذا النموذج متجة متضمناً في CE كمتغير مستقر في الاتجاه يأخذ في الاعتبار النمو الخارجي (أي التطور التقني)، كما نسمح للقطاع في كلتا الحالتين لا يوجد متجه في العلاقة قصيرة الاجل.

النموذج 5: قاطع ومتجه من الدرجة الثانية في CE ومتجه خطي في VAR . النموذج يسمح بوجود متجه خطي في نموذج قصير الأجل و متجه من الدرجة الثانية في CE . لذلك في هذا النموذج الاخير، لا يوجد قيود صفرية على القاطع او المتجه في الاجل القصير او الاجل الطويل. ولكن من الصعب ترجمة هذا النموذج من منظور اقتصادي، خصوصا ان المتغيرات ادخل كمتباطئات لان نموذج كهذا يتضمن زيادة دائمة او نقصان دائم لمعدل التغيير.

السؤال أي من الخمسة نماذج مناسب في حالة اختبار التكامل المشترك، كما اشير سابقا ان النموذج 1 والنموذج 5 من النادران تحدث، وكذلك غير محتملة من ناحية النظرية الاقتصادية بناء على ذلك الاختيار يتم بين النماذج الثلاث الباقية (نموذج 2، 3 ، 4) Johansen 1992 اقترح ان يتم اختبار فرضية مشتركة لكل من درجة الرتبة وعنصر القطعية، باستخدام ما يسمى Pantula principle مبادئ بانتيولا . مبادئ بانتيولا تتضمن تقدير كل النماذج الثلاثة وعرض النتائج من من اكثر الفرضيات تقييدا (r عدد علاقات التكامل المشترك = صفر و نموذج 2) الى اقلها قيودا على الفرضية (أي r عدد المتغيرات داخل VAR -1 أي n-1 ونموذج 4). طريقة اختيار النموذج تتكون من الانتقال من اكثر النماذج تقييدا وفي كل مرحلة مقارنة احصاء اختبار الأثر Trace Test بالقيم الحرجة، والتوقف فقط عندما تكون فرضية العدم انه لا يوجد تكامل مشترك مرفوضه للمرة الاولى.

الخطوة 4: تحديد رتبة المصفوفة Π او عدد متجهات التكامل المشترك.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

وفقا لـ Johansen (1988) و Johansen and Juselius(1990) ، هناك طريقتان (ومعها الاختبار الاحصائي) لتحديد عدد علاقات التكامل المشترك، وكلاهما تتضمن تقدير المصفوفة Π. هذه مصفوفة $k \times k$ برتبة r . الطريقة تستند على مقترحات حول الجذور المميزة Eigenvalues .

(أ) احدى الطرق تختبر فرضية العدم، ان رتبة المصفوفة (Π) تساوي r مقابل فرضية ان الرتبة تساوي r+1 . لذلك فرضية العدم ان هناك متجهات تكامل مشترك يصل الى r علاقات تكامل مشترك، مع اقتراح آخر ان هناك (r+1) متجهات.

الاختبار مبني على جذور مميزه Eigenvalues يحصل عليها من اجراءات التقدير. الاختبار يتكون من ترتيب الجذور المميزة Eigenvalues ترتيب تنازلي واختبار ماذا كانت معنويا مختلفة عن الصفر. لفهم طريقة الاختبار، يفترض اننا حصلنا n جذور مميزة يرمز لها $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \cdots > \lambda_n$. اذا كانت المتغيرات غير متكاملة تكامل مشترك. رتبة المصفوفة (Π) تساوي صفر وكل الجذور المميزة تساوي صفر. وبناء على ذلك $(1 - \hat{\lambda}_i)$ سوف يساوي 1 وحيث ان ln(1)=0 كل من الجذور يساوي صفر و لا يوجد تكامل المشترك. من ناحية أخرى، اذا كانت رتبة المصفوفة Π تساوي 1 اذاً $0 < \lambda_1 < 1$ اذا سيكون الجذر الأول

$(1 - \hat{\lambda}_1)<0$ بينما كل الاختبارات سوف تساوي صفر. لا اختبار كم عدد الجذور المميزة التي تختلف عن الصفر هذا الاختبار يستخدم الاحصاء التالي:

كما ذكر سابقا، احصاء الاختبار مبني على الحد الأعلى للجذور المميزة Maximum Eigenvalue ويسمى احصاء الجذور المميزة ويرمز له λ_{max}.

(ب) الطريقة الأخرى مبنية على اختبار نسبة الاحتمال likelihood ratio test للأثر للمصفوفة وبسبب ذلك يسمى احصاء الأثر trace statistic. أختبار الأثر يختبر ماذا يزداد الأثر بإضافة جذور مميزة اكثر من r . فرضية العدم في هذه الحالة هي عدد متجهات التكامل المشترك اقل من او تساوي r . من التحليل السابق يكون واضحا انه عندما تكون كل $\hat{\lambda}_i = 0$ اذا يكون احصاء

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الأثر مساوي للصفر. في الجانب كلما كانت الآخر الجذور المميزة قريبة من للواحد كلما كانت $ln(1-\hat{\lambda}_i)$ سالبة. وبناء على ذلك تزداد قيمة احصاء الأثر. الاحصاء محسوب بالتالي:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n}\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad 13.33$$

الطريقة المعتادة العمل نزولا ويتوقف عند القيمة r ، والتي مرتبطة بإحصاء الاختبار. التي تزيد عن القيم الحرجة. القيم الحرجة لكلا الاختبارين متوفرة من Johansen and Juselius(1990) وتكون متوفرة من البرنامج الإحصائي Eviews و Microfit بعد اجراء اختبار يوهانسون.

الخطوة 5: اختبار ضعف خارجية المتغيرات Weak exogeneity

بعد تحديد عدد متجهات التكامل المشترك، نشرع باختبار ضعف خارجية المتغيرات. تذكر ان المصفوفة Π تحتوي على معلومات عن العلاقة طويلة الأجل، والمصفوفة $\Pi = \alpha\acute{\beta}$ حيث تمثل α سرعة التكيف للمعاملات و β مصفوفة معاملات العلاقة طويلة الأجل. من ذلك يكون واضحا عندما يكون هناك $r \leq n-1$ متجهات تكامل مشترك في β هذه اتوماتيكلي يعني ان هناك على الأقل (n-r) اعمدة في α تساوي صفر. عندما يتحدد عدد متجهات التكامل المشترك يجب ان نختبر ماذا كانت المتغيرة خارجية ضعيفة.

ميزة مفيدة جدا لاختبار يوهانسون للتكامل المشترك انه يسمح باختبار شكل مقيد لمتجهات التكامل المشترك. بأخذ الحالة المعطاة بالمعادلة13.34

$$\begin{bmatrix}\Delta Y_t\\ \Delta X_t\\ \Delta W_t\end{bmatrix} =$$

في هذه المعادلة يمكن اختبار ضعف خارجية المتغيرات بالنسبة لمعاملات الأجل الطويل هو مساوي لاختبار أي من الصفوف يساوي صفر. المتغير Z هو متغير خارجي ضعيف اذا هو دالة للمتغير المتباطئ ، والمعاملات في المعادلة التي تولد Z مستقلة من المعاملات التي تولد المتغيرات الأخرى في النظام. اذا اخذنا المتغير Y في المعادلة 13.34 هو دالة فقط للمتغيرات المتباطئة. لكن في الشكل العام أعلاه معاملات متجهات التكامل المشترك β يتضح انها مشتركة لكل المعادلات

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

و من ذلك فأن المعاملات التي تولد Y لا تكون مستقلة من هؤلاء اللاتي يولدون X و W حيث انهم نفس المعاملات. ولكن اذا كان الصف الأول من مصفوفة α يساوي صفر في اختبار لضعف خارجية المتغيرات المقابلة. اذا وجد ان المتغير خارجي ضعيف من الممكن أسقاطه كمتغير داخلي من النظام. هذا يعني ان كل المعادلة للمتغير تُسقط، مع انها سوف تستمر في الجانب الأيمن من المعادلة للمعادلات الآخر.

الخطوة 6: اختبار القيود الخطية في متجهات التكامل المشترك.

من الميزات المهمة لطريقة يوهانسون انه يسمح بتقدير معاملات المصفوفات α ، β ثم اختبار القيود الخطية الممكنة في المصفوفات، خصوصا في المصفوفة β، المصفوفة التي تحوي معاملات الأجل الطويل، هذه مهمة جدا لأنها تسمح باختبار فرضيات محددة بخصوص التنبؤ النظري من النظرية الاقتصادية، لذلك على سبيل المثال اذا جرى اختبار علاقة الطلب على النقود، من الممكن ان نرغب في اختبار القيود للعلاقة طويلة الأجل بين النقود والسعر. او الحجم النسبي لمرونة الدخل ومرونة سعر الفائدة للطلب على النقود وهكذا. لتفاصيل اكثر بخصوص اختبار القيود في طريقة يوهانسون، Enders(1995) و Harris(1997)

طريقة يوهانسون في Eviews

الخطوة 1: تحديد درجة التكامل باستخدام الاختبارات المذكورة في الفصل.

الخطوة 2: تحديد طول المتباطئات E-vies لا يتضمن تحديد المتباطئات ولكن يجب بناء نموذج بمتباطئات كبيرة الحجم ثم تقدير النموذج تنازليا ومقارنة معيار AIC وSBC .

ثم اجراء Pantula principle مبادئ بانتيولا لتحديد أي من النماذج الثلاثة (2,3,4) يجري اختياره لاختبار التكامل المشترك، أولاً يتم اختيار الاختبار 2 تحديد عدد المتباطئات ثم الحصول على النتائج، يوجد مربع لتحديد المتغيرات الخارجية، يوضع به المتغير الصوري الذي ممكن ان يتضمن الذي ممكن ان يؤثر في سلوك النموذج. يتم اخذ النماذج 3 و 4 وتوضع النتائج لاختبار الأثر في جدول .

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

جدول 1: اختبارات جذر الوحدة على المستوى

اختبار KPSS		اختبار فيليب بيرون		اختبار ديكي فيلر	
قاطع ومتجة	قاطع	قاطع ومتجة	قاطع	قاطع ومتجة	قاطع
القيم الحرجة					
Lgasoline					
LGDP					
Lprice					

اختبارات جذر الوحدة على الفروق الأولى:

	اختبار ديكي فيلر		اختبار فيليب بيرون		اختبارKPSS	
	قاطع	قاطع ومتجة	قاطع	قاطع ومتجة	قاطع	قاطع ومتجة
القيم الحرجة						
LM						

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

LGDP						
Lr						

جدول 3: تحديد عدد المتباطئات ، تقدير نموذج VAR بعدد متباطئات مختلف تنازلايا من حجم اكبر الى اقل ومقارنة AIC وٍSBC

	AIC	SBC
5		
4	-8.326078	-6.454313
3	-8.344181	-6.916820
2	-7.794941	-6.804830
1	**-7.402791**	**-6.842312**
0	0.061705	0.200478

جدول 4: نتائج اختبار مبادىء بانفيولا

r	n-r	نموذج 2	**نموذج 3**	نموذج4
Max test				
0	3	45.30907	45.10296	45.64958
1	2	16.29274	9.298667	21.61261
2	1	9.214689	1.070783	9.065123
Trace Test				
0	3	70.81649	55.47241	76.32731
1	2	25.50743	10.36945	30.67773
2	1	9.214689	1.070783	9.065123

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Date: 04/29/12 Time: 20:25

Sample (adjusted): 1982 2010

Included observations: 29 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LG LP LY

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.788869	55.47241	29.79707	0.0000
At most 1	0.274318	10.36945	15.49471	0.2534
At most 2	0.036250	1.070783	3.841466	0.3008

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.788869	45.10296	21.13162	0.0000
At most 1	0.274318	9.298667	14.26460	0.2621
At most 2	0.036250	1.070783	3.841466	0.3008

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

LG	LP	LY
-6.925414	-1.720179	15.23584
-5.739586	3.861661	1.213054
1.071539	-1.645987	7.280641

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LG)	0.030901	0.008553	0.003396
D(LP)	-0.012978	-0.112640	0.021395
D(LY)	-0.034174	0.005782	0.002587

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 128.8419

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LG	LP	LY
1.000000	0.248386	-2.199989
	(0.06615)	(0.18866)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LG)	-0.214005
	(0.04098)
D(LP)	0.089880

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

	(0.34315)
D(LY)	0.236668
	(0.03517)

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/29/12 Time: 20:23

Sample (adjusted): 1982 2010

Included observations: 29 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
LG(-1)	1.000000
LP(-1)	0.248386
	(0.06615)
	[3.75474]
LY(-1)	-2.199989
	(0.18866)
	[-11.6613]
C	0.653322

Error Correction:	D(LG)	D(LP)	D(LY)
CointEq1	-0.214005	0.089880	0.236668

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

	(0.04098)	(0.34315)	(0.03517)
	[-5.22191]	[0.26192]	[6.72882]
D(LG(-1))	-0.067346	-1.703738	0.383911
	(0.16525)	(1.38372)	(0.14183)
	[-0.40753]	[-1.23128]	[2.70689]
D(LP(-1))	0.011323	-0.286272	-0.006534
	(0.02445)	(0.20469)	(0.02098)
	[0.46317]	[-1.39857]	[-0.31144]
D(LY(-1))	0.145882	-1.346493	0.411109
	(0.15019)	(1.25756)	(0.12890)
	[0.97134]	[-1.07072]	[3.18946]
C	0.051533	0.176014	-0.010825
	(0.01213)	(0.10154)	(0.01041)
	[4.24950]	[1.73343]	[-1.04010]
R-squared	0.663527	0.152934	0.715161
Adj. R-squared	0.607448	0.011757	0.667687
Sum sq. resids	0.024373	1.708810	0.017952
S.E. equation	0.031867	0.266834	0.027350
F-statistic	11.83203	1.083275	15.06449
Log likelihood	61.53372	-0.092489	65.96712
Akaike AIC	-3.898877	0.351206	-4.204629
Schwarz SC	-3.663137	0.586947	-3.968889
Mean dependent	0.050886	0.047836	0.016516
S.D. dependent	0.050863	0.268417	0.047444

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Determinant resid covariance (dof adj.)	4.90E-08
Determinant resid covariance	2.78E-08
Log likelihood	128.8419
Akaike information criterion	-7.644270
Schwarz criterion	-6.795604

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

Convergence achieved after 4 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	**9.075650**
Probability	**0.002590**

Cointegrating Eq:	CointEq1
LG(-1)	-7.987457
LP(-1)	0.000000
LY(-1)	12.77066
C	16.52619

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Cointegration Restrictions:

B(1,3)=0

Convergence achieved after 21 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	35.55774
Probability	0.000000

Cointegrating Eq:	CointEq1
LG(-1)	2.150456
LP(-1)	-1.840589
LY(-1)	0.000000
C	-18.16894

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

جامعة محمد بوضياف – المسيلة كلية العلوم الاقتصادية، العلوم التجارية وعلوم التسيير

السنة الاولى ماستر اقتصاد كمي

قسم : العلوم الاقتصادية

الإمتحان الاول في مقياس تحليل السلاسل الزمنية

السؤال الأول:

يمثل الشكل التالي علاقة انحدار كل من الانفاق الاستثماري الخاص والناتج الداخلي الخام

- **فسر هذه العلاقة اقتصاديا**
- **اشرح النتائج احصائيا**
- **ماهي المشاكل الخاصة بهذا النموذج**

Dependent Variable: DPI
Method: Least Squares
Date: 11/14/15 Time: 02:27
Sample: 1947Q1 2007Q4
Included observations: 244

Variable	Coefficien...	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.754456	0.002001	377.0571	0.0000
C	-86.02186	12.17784	-7.063801	0.0000

R-squared	0.998301	Mean dependent var	3946.437
Adjusted R-squared	0.998294	S.D. dependent var	2202.603
S.E. of regression	90.98358	Akaike info criterion	11.86740
Sum squared resid	2003279.	Schwarz criterion	11.89606
Log likelihood	-1445.823	Hannan-Quinn criter.	11.87894
F-statistic	142172.0	Durbin-Watson stat	0.218873
Prob(F-statistic)	0.000000		

لسؤال الثاني:

قارن بين الشكلين التاليين (يمثل كل شكل اختبار جذر الوحدة)

- **ماذا يمثل كل شكل**

اذا كان النموذج غير مستقر في متوسطه وتباينه –

ماذا تقترح لجعله مستقرا

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Included observations: 221 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CNE(-1)	-0.443377	0.056272	-7.879214	0.0000
C	564.3463	73.67536	7.659906	0.0000
@TREND(1988:10)	2.769759	0.385195	7.190534	0.0000

R-squared	0.221657	Mean dependent var	5.793665
Adjusted R-squared	0.214516	S.D. dependent var	168.1989
S.E. of regression	149.0706	Akaike info criterion	12.86020
Sum squared resid	4844404.	Schwarz criterion	12.90633
Log likelihood	-1418.052	F-statistic	31.04103
Durbin-Watson stat	1.728997	Prob(F-statistic)	0.000000

Included observations: 221 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CNE(-1)	-0.443377	0.056272	-7.879214	0.0000
C	564.3463	73.67536	7.659906	0.0000
@TREND(1988:10)	2.769759	0.385195	7.190534	0.0000

R-squared	0.221657	Mean dependent var	5.793665
Adjusted R-squared	0.214516	S.D. dependent var	168.1989
S.E. of regression	149.0706	Akaike info criterion	12.86020
Sum squared resid	4844404.	Schwarz criterion	12.90633
Log likelihood	-1418.052	F-statistic	31.04103
Durbin-Watson stat	1.728997	Prob(F-statistic)	0.000000

بالتوفيق

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

استخدام نماذج اشعة تصحيح الخطأ (VECM) في تقدير معدل البطالة.

حالة تطبيقية

إن عملية اختيار المتغيرات التي تؤثر في الظاهرة محل الدراسة كما تعتمد على النظرية الاقتصادية بالدرجة الأولى، وعلى الدراسات السابقة بالدرجة الثانية. حيث أن معدل البطالة (*TC*) يتأثر بمتغيرات عديدة منها: الناتج الداخلي الخام (*PIB*)، الكتلة النقدية (*M2*)، التضخم (*P*) والمجتمع النشيط (*PA*)، وسوف نعتمد على هذه المتغيرات فقط في دراستنا هذه، واقتصارنا على هذا راجع إلى عدة أسباب، ومن أبرزها عدم توفر المعطيات لبعض المتغيرات (منها: الاستثمار، النفقات العمومية، النشاطات غير الرسمية،...) والتي يمكن أن تعطينا أكثر تفسير لمعدل البطالة، إضافة لصعوبة قياس بعض المتغيرات الأخرى لكونها كيفية (منها: الميول للعمل، الاستقرار، ...).

1- طبيعة العلاقة بين المتغيرات: حتى نتمكن من معرفة طبيعة العلاقة بين المتغيرة التابعة (*TC*) و المتغيرات المستقلة (*M2*، *PIB*، *PA*، *P*) نقوم بتقدير النماذج التالية:

- النموذج الخطي:

$$TC = C(1) + C(2)*PA + C(3)*M2 + C(4)*P + C(5)*PIB$$

- النموذج اللوغاريتمي:

$$Log(TC) = C(1) + C(2)*Log(PA) + C(3)*Log(M2) + C(4)*Log(P) + C(5)*Log(PIB)$$

ونتائج التقدير مبينة على الترتيب للنموذجين كمايلي:

$$TC = 14.741 + 4.745*PA + 0.0026*M2 + 0.0281*P - 0.0489*PIB$$

(6.86) (5.71) (1.64) (0.33) (-5.02)

n=34 R^2=0.65 F=13.88 (.) : *t-statistic*.

$$LTC = 2.904 + 3.263*LPA - 0.723*LM2 - 0.0610*LP - 0.1775*LPIB$$

(3.39) (7.82) (-4.85) (-2.14) (-0.89)

n=34 R^2=0.79 F=26.81 (.): *t-statistic*.

بالاعتماد على معنوية المعاملات (*t-statistic*)، معامل التحديد (R^2)، واختبار فيشر (*F-statistic*) نختار النموذج اللوغاريتمي (أي العلاقة بين المتغيرة التابعة والمتغيرات المستقلة غير خطية).

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

2- تحليل أولي للمتغيرات: المرحلة الأولى تخص دراسة خصائص السلاسل الزمنية وذلك من ناحية الإستقرارية (مركبة الاتجاه العام، الجذر الأحادي)، وذلك بالاعتماد على اختبارات ديكي فولار البسيط (*DF*) وديكي فولار المطور (*ADF*) وهذا بالاعتماد علي النماذج الستة التالية:

$$(1): \Delta Y_t = \hat{\phi}.Y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$(2): \Delta Y_t = \tilde{\phi}.Y_{t-1} + \tilde{c}_1 + \tilde{\varepsilon}_t$$

$$(3): \Delta Y_t = \bar{\phi}.Y_{t-1} + \bar{c}_2 + \bar{b}.t_1 + \bar{\varepsilon}_t$$

$$(4): \Delta Y_t = \hat{\phi}Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \hat{\varphi}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$(5): \Delta Y_t = \tilde{c}_1 + \tilde{\phi}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \tilde{\varphi}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \tilde{\varepsilon}_t$$

$$(6): \Delta Y_t = \bar{c}_2 + \bar{b}t + \bar{\phi}.Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \bar{\varphi}_j.\Delta Y_{t-j+1} + \bar{\varepsilon}_t$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ملاحظة: قبل تطبيق اختبار ديكي فولار لابد من إيجاد درجة التأخير للسلسلة وهذا من أجل تحديد نوع الاختبار الذي يستعمل في الكشف عن الجذر الأحادي ومركبة الاتجاه العام في السلسلة، ولإيجاد درجة التأخير نتبع الخطوات التالية:

- نقوم بإجراء الفرق من الدرجة الأولى للسلسلة محل الدراسة.
- نقوم بملاحظة الـ: *Correlogram* للسلسلة التي أجرينا عليها الفرق من الدرجة الأولى، وذلك بتحديد الأعمدة (*Les pics*) الخارجة عن مجال الثقة لدالة الارتباط الذاتي الجزئية (*FPAC*). إذا كان: $P=0$ (أي لا يوجد أي تأخير له دلالة إحصائية) نستعمل اختبار ديكي فولار البسيط، وإذا كان $P\geq 1$ نستعمل اختبار ديكي فولار المطور (أي يوجد على الأقل تأخير له دلالة إحصائية).
- نقوم بتقدير النموذج السادس مثلا في حالة $P\geq 1$ عند التأخيرات الموافقة للأعمدة الخاصة بدالة الارتباط الذاتي الجزئية الخارجة عن مجال الثقة على الترتيب (نبدأ بأعظم تأخير)، ونأخذ التأخير الذي يكون معامله معنوي.

من خلال ملاحظتنا الـ: "*Correlogram*" لمختلف السلاسل، تظهر لنا دوال الارتباط الذاتي الجزئية (*FPAC*) ودوال الارتباط الذاتي البسيطة (*FAC*) تخرج عن مجال الثقة حتى لتأخيرات معتبرة وبالتالي هذه السلاسل غير مستقرة ولإثبات وجود جذر أحادي نقوم بتطبيق (*DF*) و(*ADF*) على مختلف هذه السلاسل.

في بادئ الأمر نقوم بتحديد درجة التأخير "*P*" من خلال الـ: "*Correlogram*" وذلك للفروقات من الدرجة الأولى، بالاستعانة ببرنامج "*Eviews*" وجدنا أن التأخيرات هي:

الجدول رقم (1): تحديد درجة التأخير للسلاسل.

السلسلة	درجة التأخير "*P*"
DLTC	1
DLM2	0
DLPIB	0
DLP	0
DLPA	0

المصدر: بناء شخصي بالاعتماد على مخرجات *Eviews*.

ونتائج هذه الاختبارات يمكن قراءتها في الجدول التالي:

الجدول رقم (2): نتائج اختبارات ديكي فولار البسيط (*DF*) وديكي فولار المطور (*ADF*).

	النموذج		*LTC*	*LM2*	*LPIB*	*LP*	*LPA*	*t-statistic*
اختبار *DF*	1	$t_{\hat{\phi}_1}$	-	9.72	3.20	1.10-	5.77	1.95-
	2	$t_{\tilde{\phi}_1}$	-	0.045-	2.04-	2.34-	0.59-	2.95-
		$t_{\tilde{c}}$	-	3.19	2.35	2.05	2.15	2.585
	3	$t_{\bar{\phi}_1}$	-	1.46-	2.41-	2.40-	2.40-	3.55-

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

		$t_{\bar{b}}$	–	1.46	1.79	0.80-	2.35	2.83
		$t_{\bar{c}}$	–	2.11	2.62	2.07	2.71	3.17
	4	$t_{\hat{\phi}_1}$	0.33-	–	–	–	–	1.95-
	5	$t_{\tilde{\phi}_1}$	2.21-	–	–	–	–	2.95-
اختبار		$t_{\tilde{c}}$	2.18	–	–	–	–	2.585
ADF		$t_{\bar{\phi}_1}$	2.59-	–	–	–	–	3.55-
	6	$t_{\bar{b}}$	1.34	–	–	–	–	2.83
		$t_{\bar{c}}$	2.46	–	–	–	–	3.17

المصدر: بناء شخصي بالاعتماد على مخرجات *Eviews*.

يظهر لنا من خلال الجدول أعلاه أن كل السلاسل غير مستقرة وذلك لوجود جذر أحادي أي ($\phi = 1$) في كل النماذج.

وبعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى على مختلف السلاسل، وتحديد درجة التأخير أيضا، وبتطبيق اختبارات (*ADF*) أصبحت كل السلاسل مستقرة، وحتى نتمكن من فهم إستراتيجية تطبيق اختبارات (*ADF*)، نقوم بتطبيقها على السلسلة *DLTC* (حيث: *DLTC* الفرق من الدرجة الأولى للوغاريتم معدل البطالة):

أولا نقوم بتحديد درجة تأخير هذه السلسلة وذلك من خلال:"*Correlogram of D(DLTC)* "، وبالضبط من دالة الارتباط الذاتي الجزئية.

Date: 03/21/05 Time: 15:00
Sample: 1970 2003
Included observations: 32

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.074	-0.074	0.1926	0.661
		2	-0.437	-0.445	7.1330	0.028
		3	-0.212	-0.366	8.8228	0.032
		4	0.059	-0.344	8.9587	0.062
		5	0.329	-0.020	13.326	0.021
		6	0.072	-0.020	13.541	0.035
		7	-0.221	-0.057	15.663	0.028
		8	-0.087	0.038	16.005	0.042
		9	0.074	0.058	16.262	0.062
		10	0.036	-0.062	16.325	0.091

من خلال هذا الشكل يتبين لنا أن أعظم تأخير ممكن هو(P=4)، لكن بعد إجراء الاختبارات على التأخيرات من: (P=2) إلى (P=4) عند مستوى معنوية 5 %، استنتجنا أن هذه التأخيرات ليس لها دلالة إحصائية، أما التأخير (P=1) له دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5 % وهذا ما يبينه الشكل التالي:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ADF Test Statistic	-5.023759	1%	Critical Value*	-4.2826
		5%	Critical Value	-3.5614
		10%	Critical Value	-3.2138

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLTC)
Method: Least Squares
Date: 03/15/05 Time: 17:28
Sample(adjusted): 1973 2003
Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTC(-1)	-1.083952	0.215765	-5.023759	0.0000
D(DLTC(-1))	0.461731	0.175766	2.626970	0.0140
C	-0.037184	0.059946	-0.620290	0.5403
@TREND(1970)	0.001974	0.003002	0.657562	0.5164

R-squared	0.487138	Mean dependent var	-0.006806
Adjusted R-squared	0.430154	S.D. dependent var	0.194223
S.E. of regression	0.146616	Akaike info criterion	-0.882092
Sum squared resid	0.580395	Schwarz criterion	-0.697061
Log likelihood	17.67242	F-statistic	8.548594
Durbin-Watson stat	1.907559	Prob(F-statistic)	0.000374

نتائج تقدير النموذج (6) هي كما يلي:

$$D(DLTC)_t = -1.08(DLTC)_{t-1} - 0.46D(DLTC)_{t-1} + 0.0019t - 0.019$$
$$n = 31 \quad (-5.02) \quad (2.62) \quad (0.65) \quad (-0.62)$$
$$R^2 = 48.71\% \quad (.): \text{t - statistic}$$

اختبار وجود مركبة الاتجاه العام (b):

$$H_0 : b = 0 / H_1 : b \neq 0$$

$$t_{calculé} = \frac{\hat{b}}{\delta_{\hat{b}}} = \frac{0.0019}{0.0030} = 0.65 < t_{tabulé} = 2.83$$

و منه نقبل فرضية العدم، (أي فرضية سيرورة TS مرفوضة) وذلك عند مستوى معنوية 5 % .

اختبار وجود الجذر الأحادي:

$$H_0 : \phi_1 = 0 / H_1 : \phi_1 < 0$$

$$t_{\phi_1} = \frac{-1.083}{0.215} = -5.02 < t_{tabulé} = -3.56$$

ومنه نقبل H_1 أي عدم وجود جذر أحادي وذلك عند مستوى معنوية 5 % .

وفي مرحلة ثانية نقوم بتقدير نموذج الخامس:

$$D(DLTC)_t = -1.05(DLTC)_{t-1} - 0.44D(DLTC)_{t-1} - 0.0017$$
$$n = 31 \quad (-5.04) \quad (2.59) \quad (-0.068)$$
$$(.): \text{t - statistic}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نقوم باختبار مركبة الدورات الاقتصادية (الحد الثابت):

شكل الاختبار هو:

$$H_0 : c = 0 / H_1 : c \neq 0$$

$$t_{calculé} = \frac{\hat{c}}{\delta_{\hat{c}}} = -0.068 < t_{tabulé} = 2.585$$

ومنه نقبل الفرضية H_0 وذلك عند مستوى معنوية 5 %، أما نتيجة اختبار الجذر الأحادي هي:

$t_{\phi_1} = -5.04 < -2.95$، ومنه نقبل الفرضية البديلة (H_1)، وذلك بمعنوية.

نتائج تقدير النموذج الرابع:

$$D(DLTC)_t = -1.05(DLTC)_{t-1} - 0.44D(DLTC)_{t-1}$$

$$n = 31 \qquad (-5.13) \qquad (2.64)$$

$$(.): \text{t - statistic}$$

نتيجة اختبار الجذر الأحادي هي: $t_{\phi_1} = -5.13 < -1.95$.

ومنه: لا يوجد جذر أحادي في هذا النموذج، ومنه السلسلة $DLTC$ مستقرة، أي:

$$D(DLTC)_t = \phi_1 (DLTC)_t + \varphi_1 D(DLTC)_{t-1} + \mu_{1t}$$

وبتطبيق نفس الإستراتيجية على بقية السلاسل تحصلنا على:

$$LM2 \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLM2)_t = \phi_2 (DLM2)_{t-1} + c_1 + \mu_{2t}$$

$$LPIB \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLPIB)_t = \phi_3 (DLPIB)_{t-1} + c_2 + \mu_{3t}$$

$$LP \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLP)_t = \phi_4 (DLP)_{t-1} + \mu_{4t}$$

$$LPA \rightarrow I(1) \Rightarrow (DLPA)_t = \phi_5 (DLPA)_{t-1} + c_3 + \mu_{5t}$$

3- اختبار علاقة التكامل المتزامن وتقدير نماذج تصحيح الخطأ: بعد دراستنا لمجموعة السلاسل وذلك من ناحية الاستقرارية وجدنا أن هذه السلاسل مستقرة بعد إجراء الفروقات من الدرجة الأولى (على كل السلاسل)، كما أن هذه المتغيرات تخضع لمركبة اتجاه عام ذات نمط عشوائي، من خلال هذا الطرح فإن إمكانية وجود مسار مشترك بين هذه المتغيرات في المدى الطويل ممكن، و للتأكد من هذا سنقوم باختبار جوهنسون (*Johansen*).

حسب النتائج التي تحصلنا عليها مسبقا (أي اختبارات (DF) و(ADF))، وجدنا أن كل السلاسل لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام، بينما الحد الثابت موجود في بعضها، هذا الاختلاف في نوعية السلاسل الزمنية يؤدي إلى اختلاف وتعدد اختبارات جوهنسون، وفي ظل المعطيات والنتائج السابقة سنركز على الفرضيتين التاليتين:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الفرضية الأولى: غياب مركبة الاتجاه في (*VAR*) وغياب الثابت ومركبة الاتجاه في علاقة التكامل المتزامن (*CE*).

الفرضية الثانية: غياب مركبة الاتجاه في (*VAR*) ووجود الثابت مع غياب مركبة الاتجاه في علاقة التكامل المتزامن (*CE*).

3-1- المرحلة الأولى: تحديد درجة تأخير المسار *VAR*: بالاستعانة ببرنامج *Eviews* تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول رقم (3): تحديد درجة تأخير المسار *VAR*.

التأخير	*Akaike*	*Schwarz*	*Log likelihood*
2	6.99-	4.67-	158.36
3	7.63-	4.13-	189.58

المصدر: بناء شخصي بالاعتماد على مخرجات *Eviews*.

بالاعتماد على المعايير (*Akaike، Schwarz، Log-likelihood*) وجدنا أن التأخير المقبول هو: *P=3* (أدنى قيمة لأحد المعيارين الأولين و أعظم قيمة بالنسبة للمعيار الثالث).

3-2- المرحلة الثانية: اختبار جوهنسون: وجدنا في المرحلة السابقة أن التأخير المقبول للمسار *VAR* هو: P=3، ومنه سنجري الاختبار على نموذج *VAR(3)*، و ذلك بالاعتماد على الفرضيتين السابقتين.

1- غياب مركبة الاتجاه في (*VAR*) وغياب الثابت ومركبة الاتجاه في علاقة التكامل المتزامن (*CE*).

Date: 04/05/05 Time: 14:07
Sample: 1970 2003
Included observations: 30
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: LTC LPA LM2 LP LPIB
Lags interval: 1 to 3

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.843973	101.2430	59.46	66.52	None **
0.525484	45.51129	39.89	45.58	At most 1 *
0.360989	23.14749	24.31	29.75	At most 2
0.234557	9.712503	12.53	16.31	At most 3
0.054886	1.693481	3.84	6.51	At most 4

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

حسب الجدول أعلاه إن نتائج الاختبار في ظل الفرضيات التالية هي:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

$$a/H_0 : r = 0 / H_1 : r > 0$$
$$b/H_0 : r = 1 / H_1 : r > 1$$
$$c/H_0 : r = 2 / H_1 : r > 2$$

في الفرضيتين (a) و(b) نقبل الفرضية البديلة(أي H_1) وذلك مهما كان مستوى المعنوية (1 % أو 5 %) لأن إحصائية جوهنسون أكبر من القيمة الحرجة لها.

أما في ظل الفرضية (c) نقبل الفرضية (H_0) أي $(rang\Pi = r = 2)$ وذلك لأن إحصائية جوهنسون أقل من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$، (إحصائية جوهنسون:24.31>23.14 القيمة الحرجة). ومنه عدد معادلات التكامل المتزامن هو اثنين (2).

2- غياب مركبة الاتجاه في (*VAR*) و وجود الثابت مع غياب مركبة الاتجاه في علاقة التكامل المتزامن (*CE*).

Date: 03/21/05 Time: 18:00
Sample: 1970 2003
Included observations: 30
Test assumption: No deterministic trend in the data
Series: LTC LPA LM2 LP LPIB
Lags interval: 1 to 3

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.854378	141.8341	76.07	84.45	None **
0.818088	84.03181	53.12	60.16	At most 1 **
0.396947	32.90479	34.91	41.07	At most 2
0.284434	17.73231	19.96	24.60	At most 3
0.226164	7.691878	9.24	12.97	At most 4

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

بنفس الطريقة السابقة وحسب الجدول أعلاه إن عدد علاقات التكامل المتزامن هو 2.

<u>3-3- المرحلة الثالثة</u>: تقدير نماذج تصحيح الخطأ واختبار صلاحية (*VECM*).

يكتب نموذج تصحيح الخطأ في شكله *VAR* للمتغيرات المستعملة وهي: لوغاريتم معدل البطالة (*LTC*)، لوغاريتم الكتلة النقدية (*LM2*)، لوغاريتم الناتج الداخلي الخام (*LPIB*)، لوغاريتم المجتمع النشيط (*LPA*)، لوغاريتم التضخم (*LP*).

$$\Delta LX_t = \alpha Lce_{t-1} + \sum_{j=1}^{3} \varphi_j LX_{t-j} + e_t$$

أين:

Lce_{t-1} : البواقي المقدرة لعلاقة التكامل المتزامن.

سوف نتناول تقدير واختبار صلاحية كل نموذج على حدى.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

النموذج الأول: (في ظل الفرضية الأولى).

Date: 03/21/05 Time: 18:26
Sample(adjusted): 1974 2003
Included observations: 30 after adjusting endpoints
Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LTC(-1)	1.000000	0.000000
LPA(-1)	0.000000	1.000000
LM2(-1)	-0.185194	-0.310665
	(0.02882)	(0.00724)
	(-6.42572)	(-42.8886)
LP(-1)	-0.141581	-0.066273
	(0.04294)	(0.01079)
	(-3.29681)	(-6.14018)
LPIB(-1)	-0.017189	0.075768
	(0.03918)	(0.00985)
	(-0.43868)	(7.69393)

Error Correction:	D(LTC)	D(LPA)	D(LM2)	D(LP)	D(LPIB)
CointEq1	0.237070	0.152226	0.310538	-4.973314	0.238583
	(0.59307)	(0.10824)	(0.21662)	(2.99943)	(0.21088)
	(0.39974)	(1.40633)	(1.43359)	(-1.65809)	(1.13135)
CointEq2	-0.547783	-0.722461	-0.868570	29.21536	-0.201420
	(3.16668)	(0.57797)	(1.15662)	(16.0154)	(1.12602)
	(-0.17298)	(-1.25001)	(-0.75095)	(1.82420)	(-0.17888)
D(LTC(-1))	0.147247	0.105771	-0.170830	2.621116	-0.601089
	(0.55788)	(0.10182)	(0.20376)	(2.82145)	(0.19837)
	(0.26394)	(1.03880)	(-0.83837)	(0.92900)	(-3.03012)

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

D(LTC(-2))	-0.811149	-0.056058	0.123339	-0.301089	-0.116434
	(0.40563)	(0.07403)	(0.14816)	(2.05149)	(0.14424)
	(-1.99970)	(-0.75719)	(0.83249)	(-0.14677)	(-0.80724)
D(LTC(-3))	-0.262081	0.008340	-0.109180	0.062944	-0.021556
	(0.38651)	(0.07054)	(0.14117)	(1.95480)	(0.13744)
	(-0.67806)	(0.11822)	(-0.77337)	(0.03220)	(-0.15684)
D(LPA(-1))	0.102469	-0.383335	-0.218401	-19.70876	1.284825
	(2.42285)	(0.44221)	(0.88494)	(12.2536)	(0.86153)
	(0.04229)	(-0.86687)	(-0.24680)	(-1.60841)	(1.49133)
D(LPA(-2))	1.280772	0.004330	-0.669002	-3.481380	0.483707
	(1.58762)	(0.28976)	(0.57988)	(8.02939)	(0.56453)
	(0.80672)	(0.01494)	(-1.15370)	(-0.43358)	(0.85683)
D(LPA(-3))	1.419330	0.140270	-0.138645	8.424600	-1.339157
	(1.43869)	(0.26258)	(0.52548)	(7.27619)	(0.51158)
	(0.98654)	(0.53419)	(-0.26384)	(1.15783)	(-2.61771)
D(LM2(-1))	-1.197304	-0.328636	-0.116431	7.266576	-0.804353
	(1.19893)	(0.21882)	(0.43791)	(6.06357)	(0.42632)
	(-0.99864)	(-1.50184)	(-0.26588)	(1.19840)	(-1.88674)
D(LM2(-2))	-0.552652	0.074851	-0.647468	3.039025	0.077169
	(1.18502)	(0.21628)	(0.43283)	(5.99325)	(0.42138)
	(-0.46636)	(0.34608)	(-1.49590)	(0.50707)	(0.18314)
D(LM2(-3))	-0.325809	0.017877	0.079751	5.819371	-0.917410
	(0.88467)	(0.16146)	(0.32312)	(4.47419)	(0.31457)
	(-0.36828)	(0.11072)	(0.24681)	(1.30065)	(-2.91637)
D(LP(-1))	-0.000942	-0.004434	0.032995	0.492106	0.027519
	(0.11515)	(0.02102)	(0.04206)	(0.58235)	(0.04094)
	(-0.00818)	(-0.21100)	(0.78452)	(0.84503)	(0.67210)
D(LP(-2))	0.045170	0.011441	-0.012615	0.860404	0.033438
	(0.09872)	(0.01802)	(0.03606)	(0.49925)	(0.03510)
	(0.45758)	(0.63499)	(-0.34988)	(1.72338)	(0.95262)
D(LP(-3))	-0.012908	-0.012688	-0.000597	0.795587	-0.033543
	(0.11154)	(0.02036)	(0.04074)	(0.56411)	(0.03966)
	(-0.11573)	(-0.62328)	(-0.01465)	(1.41035)	(-0.84575)
D(LPIB(-1))	-0.630230	0.042963	0.104701	-5.104850	0.019710
	(0.84263)	(0.15379)	(0.30777)	(4.26159)	(0.29963)
	(-0.74793)	(0.27935)	(0.34019)	(-1.19787)	(0.06578)
D(LPIB(-2))	0.188780	0.079375	0.209000	-2.048402	-0.337038
	(0.73547)	(0.13423)	(0.26863)	(3.71962)	(0.26152)
	(0.25668)	(0.59132)	(0.77803)	(-0.55070)	(-1.28876)
D(LPIB(-3))	0.143300	-0.022735	0.159155	-2.750549	0.096265
	(0.53188)	(0.09708)	(0.19427)	(2.69000)	(0.18913)
	(0.26942)	(-0.23419)	(0.81925)	(-1.02251)	(0.50899)

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

R-squared	0.560902	0.692085	0.758847	0.524451	0.870941
Adj. R-squared	0.020473	0.313112	0.462044	-0.060841	0.712098
Sum sq. resids	0.325205	0.010833	0.043385	8.318166	0.041119
S.E. equation	0.158164	0.028867	0.057769	0.799912	0.056240
F-statistic	1.037884	1.826212	2.556735	0.896050	5.483053
Log likelihood	25.29929	76.32701	55.51460	-23.32682	56.31912
Akaike AIC	-0.553286	-3.955134	-2.567640	2.688455	-2.621275
Schwarz SC	0.240726	-3.161122	-1.773628	3.482467	-1.827263
Mean dependent	0.003852	0.040158	0.173025	-0.028806	0.059539
S.D. dependent	0.159808	0.034831	0.078763	0.776635	0.104816

Determinant Residual Covariance	1.65E-13
Log Likelihood	228.6148
Akaike Information Criteria	-8.907654
Schwarz Criteria	-4.470529

التفسير: من خلال نتائج تقدير هذا النموذج و الملخصة في الجدول أعلاه، نلاحظ أن معاملات علاقتي التكامل المتزامن لها مدلولية إحصائية و ذلك عند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$) (القيمة الحرجة هي: 1.74)، ماعدا معامل لوغاريتم الناتج الداخلي الخام في التأخير الأول (*LPIB(-1)*) في المعادلة الأولى، أما فيما يخص معاملات نموذج تصحيح الخطأ فإن أغلبية هذه المعاملات ليس لها دلالة إحصائية، ماعدا في معادلة الفرق للوغاريتم التضخم (*D(LP)*) حيث نجد معامل البواقي المقدرة لعلاقة التكامل المتزامن للمعادلة الثانية (*Coint Eq2*) له دلالة إحصائية، و كذلك في معادلة الفرق للوغاريتم الناتج الداخلي الخام (*D(LPIB)*) نجد معاملات: متغيرة الفرق للوغاريتم معدل البطالة في التأخير الأول (*D(LTC(-1))*)، متغيرة الفرق للوغاريتم المجتمع النشيط في التأخير الثالث (*D(LPA(-3))*) ومتغيرة الفرق للوغاريتم الكتلة النقدية في التأخيرين الأول (*D(LM2(-1))*) والثالث (*D(LM2(-3))*) لهم دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$).

وبالاعتماد أيضا على الجدول أعلاه نلاحظ أن المعادلة الأولى مفسرة بنسبة: 56.09 %، أما المعادلة الثانية مفسرة بنسبة 69.90 %، بينما تصل هذه النسبة إلى: 75.88 %، 52.44 %، 87.09 % في المعادلة الثالثة و الرابعة والخامسة على التوالي.

أما فيما يخص اختبار فيشر (*Fisher*): القيمة النظرية: ($F_{(k,n-k-1)} = 1.86$) عند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$)، والتي هي أقل من القيمة المحسوبة بالنسبة للمعادلة الثالثة والخامسة (2.55، 5.48 على التوالي)، ومنه هاتين المعادلتين مقبولتين، أما بالنسبة للمعادلات الباقية (الأولى، الثانية والرابعة) فإن قيمة فيشر النظرية أكبر من القيمة المحسوبة (1.03، 1.82، 0.89 على الترتيب)، ومنه لا نقبل هذه المعادلات.

النموذج الثاني: (في ظل الفرضية الثانية).

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Date: 03/21/05 Time: 18:06
Sample(adjusted): 1974 2003
Included observations: 30 after adjusting endpoints
Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LTC(-1)	1.000000	0.000000
LPA(-1)	0.000000	1.000000
LM2(-1)	-0.369284	-0.396351
	(0.07501)	(0.01201)
	(-4.92314)	(-33.0061)
LP(-1)	-0.126826	-0.059616
	(0.02755)	(0.00441)
	(-4.60431)	(-13.5192)
LPIB(-1)	0.583813	0.355226
	(0.25525)	(0.04086)
	(2.28720)	(8.69296)
C	-2.851875	-1.327118
	(1.21313)	(0.19421)
	(-2.35085)	(-6.83340)

Error Correction:	D(LTC)	D(LPA)	D(LM2)	D(LP)	D(LPIB)
CointEq1	0.492409	0.114071	0.217843	-1.336989	0.243158
	(0.29018)	(0.05032)	(0.12384)	(1.85843)	(0.11433)
	(1.69690)	(2.26708)	(1.75910)	(-0.71942)	(2.12675)
CointEq2	-4.812360	-1.085557	0.146569	15.90507	0.472564
	(1.88143)	(0.32623)	(0.80292)	(12.0494)	(0.74130)
	(-2.55782)	(-3.32754)	(0.18254)	(1.31998)	(0.63748)
D(LTC(-1))	-0.006605	0.118822	-0.121165	0.906486	-0.596125
	(0.42086)	(0.07298)	(0.17961)	(2.69536)	(0.16582)
	(-0.01570)	(1.62823)	(-0.67462)	(0.33631)	(-3.59497)
D(LTC(-2))	-0.359193	0.034372	0.044422	-1.352972	-0.225912
	(0.38255)	(0.06633)	(0.16326)	(2.45000)	(0.15073)
	(-0.93895)	(0.51817)	(0.27210)	(-0.55223)	(-1.49881)
D(LTC(-3))	0.018804	0.044219	-0.169334	0.376135	-0.073879
	(0.32091)	(0.05565)	(0.13695)	(2.05526)	(0.12644)
	(0.05859)	(0.79465)	(-1.23643)	(0.18301)	(-0.58429)
D(LPA(-1))	1.903243	-0.286899	-0.681235	-11.36880	1.044080
	(1.68921)	(0.29290)	(0.72089)	(10.8184)	(0.66556)
	(1.12670)	(-0.97950)	(-0.94499)	(-1.05087)	(1.56872)

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

D(LPA(-2))	1.251497	-0.028274	-0.685023	-2.127104	0.508426
	(1.31590)	(0.22817)	(0.56158)	(8.42757)	(0.51848)
	(0.95106)	(-0.12391)	(-1.21982)	(-0.25240)	(0.98062)
D(LPA(-3))	0.514212	0.068619	0.074595	5.334079	-1.206517
	(1.11823)	(0.19390)	(0.47722)	(7.16160)	(0.44059)
	(0.45984)	(0.35389)	(0.15631)	(0.74482)	(-2.73840)
D(LM2(-1))	-2.427338	-0.439169	0.170710	3.710228	-0.606350
	(0.86544)	(0.15006)	(0.36933)	(5.54260)	(0.34099)
	(-2.80476)	(-2.92655)	(0.46221)	(0.66940)	(-1.77822)
D(LM2(-2))	-0.800729	0.096118	-0.567855	0.276861	0.087154
	(0.93317)	(0.16181)	(0.39824)	(5.97640)	(0.36768)
	(-0.85807)	(0.59402)	(-1.42591)	(0.04633)	(0.23704)
D(LM2(-3))	-0.030265	0.135549	0.058444	2.348525	-1.035319
	(0.71073)	(0.12324)	(0.30331)	(4.55182)	(0.28003)
	(-0.04258)	(1.09989)	(0.19269)	(0.51595)	(-3.69712)
D(LP(-1))	-0.146826	-0.017491	0.067277	0.066490	0.050869
	(0.07524)	(0.01305)	(0.03211)	(0.48186)	(0.02964)
	(-1.95147)	(-1.34072)	(2.09528)	(0.13799)	(1.71595)
D(LP(-2))	-0.030207	0.007298	0.006659	0.515958	0.043484
	(0.06835)	(0.01185)	(0.02917)	(0.43773)	(0.02693)
	(-0.44195)	(0.61582)	(0.22829)	(1.17870)	(1.61469)
D(LP(-3))	-0.063435	-0.011637	0.014507	0.381072	-0.029994
	(0.07835)	(0.01358)	(0.03343)	(0.50175)	(0.03087)
	(-0.80968)	(-0.85665)	(0.43390)	(0.75948)	(-0.97166)
D(LPIB(-1))	1.242559	0.330521	-0.272478	-5.331067	-0.371744
	(0.87882)	(0.15238)	(0.37505)	(5.62832)	(0.34626)
	(1.41389)	(2.16899)	(-0.72652)	(-0.94719)	(-1.07359)
D(LPIB(-2))	1.710913	0.314437	-0.096869	-2.300104	-0.657052
	(0.75209)	(0.13041)	(0.32096)	(4.81668)	(0.29633)
	(2.27488)	(2.41115)	(-0.30181)	(-0.47753)	(-2.21731)
D(LPIB(-3))	1.005182	0.111837	-0.012184	-2.968366	-0.086214
	(0.51022)	(0.08847)	(0.21774)	(3.26765)	(0.20103)
	(1.97010)	(1.26412)	(-0.05596)	(-0.90841)	(-0.42886)

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

R-squared	0.696907	0.808163	0.772753	0.473623	0.890622
Adj. R-squared	0.323870	0.572056	0.493064	-0.174226	0.756004
Sum sq. resids	0.224477	0.006749	0.040883	9.207229	0.034848
S.E. equation	0.131406	0.022785	0.056079	0.841575	0.051775
F-statistic	1.868198	3.422871	2.762903	0.731070	6.615889
Log likelihood	30.85955	83.42471	56.40548	-24.85003	58.80111
Akaike AIC	-0.923970	-4.428314	-2.627032	2.790002	-2.786740
Schwarz SC	-0.129958	-3.634302	-1.833020	3.584014	-1.992729
Mean dependent	0.003852	0.040158	0.173025	-0.028806	0.059539
S.D. dependent	0.159808	0.034831	0.078763	0.776635	0.104816

Determinant Residual Covariance	5.92E-14
Log Likelihood	244.0317
Akaike Information Criteria	-9.802113
Schwarz Criteria	-5.271575

التفسير: بالاعتماد على نتائج التقدير السابقة وفي ظل الفرضية الثانية نلاحظ أن مغزوية معاملات علاقة التكامل المتزامن بالنسبة لاختبار ستيودنت وعند مستوى معنوية ($\alpha = 10\%$) (القيمة الحرجة لـ: (t) هي: 1.74) أنها كلها أكبر من هذه القيمة وبالتالي نقبل الفرضية البديلة (H_1) والتي تعني عدم انعدام معاملات علاقة التكامل المتزامن، أما فيما يخص معاملات نموذج تصحيح الخطأ:

المعادلة الأولى: معادلة الفرق للوغاريتم معدل البطالة. إن معامل البواقي المقدرة لعلاقة التكامل المتزامن للمعادلة الثانية (*Coint Eq2*) يختلف عن الصفر بمعنوية، أما بالنسبة لبقية المعاملات فإننا نقبل الفرضية البديلة (H_1) وهذا لمعاملات المتغيرات التالية: متغيرة الفرق للوغاريتم الكتلة النقدية في التأخير الأول (*D(LM2(-1))*)، و متغيرة الفرق للوغاريتم التضخم في التأخير الأول (*D(LP(-1))*)، متغيرة الفرق للناتج الداخلي الخام في التأخيرين الثاني (*D(LPIB(-2))*) والثالث (*D(LPIB(-3))*).

المعادلة الثانية: معادلة الفرق لـ: *LPA*: بالنسبة لمعاملي بواقي علاقتي التكامل المتزامن فإننا نرفض الفرضية (H_0) وذلك بمعنوية، كما نقبل الفرضية (H_0) وذلك لمعاملات المتغيرات التالية: متغيرة الفرق للوغاريتم معدل البطالة في جميع تأخيراتها، وكذلك (*D(LPA)*) في كل التأخيرات، (*D(LM2)*) ماعدا في التأخير الأول، (*D(LP)*) في جميع التأخيرات و (*D(LPIB)*) في التأخير الثالث.

المعادلة الثالثة: معادلة الفرق لـ: *LM2*: نقبل الفرضية البديلة (H_1) لاختبار ستيودنت بالنسبة لـ: معامل البواقي لعلاقة التكامل المتزامن بالنسبة للمعادلة الأولى (*Coint Eq1*)، وكذا معامل متغيرة الفرق للوغاريتم التضخم في التأخير الأول (*D(LP(-1))*).

المعادلة الرابعة: معادلة الفرق للوغاريتم التضخم: لا يوجد أي معامل له دلالة إحصائية، وهذا راجع أساسا إلى مؤشر الأسعار، لأن حساب المؤشر الحالي يعتمد على دراسة سلة الاستهلاك لسنة 1989 دون الأخذ بعين الاعتبار التغيرات العميقة التي شهدتها بنية الاستهلاك منذ ذلك الحين، لذا يجب اختيار مؤشر حقيقي يعبر فعلا عن المستوى المعيشي والاستهلاكي للمجتمع الجزائري. كما أنه لو كان التأخير المستعمل في النموذج هو (*P=2*) يكون في هذه المعادلة معاملات لها دلالة إحصائية لأن التأخير (*P=3*) حسن النموذج ككل لكن بالنسبة لهذه المعادلة العكس.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المعادلة الخامسة: معادلة الفرق لـ: *LPIB*: نقبل الفرضية (H_1) لـ: بواقي علاقة التكامل المتزامن الأولى (*Coint Eq1*) و (*D(LTC(-1))*)، (*D(LPA(-3))*)، (*D(LM2)*) في التأخير الأول والثالث، وكذا معامل متغيرة الفرق للوغاريتم الناتج الداخلي الخام في التأخير الثاني.

أما فيما يخص اختبار فيشر (*Fisher*): القيمة الحرجة هي 1.864 وهي أقل من جميع القيم المحسوبة لاختبار فيشر ماعدا في المعادلة الرابعة (1.868، 3.42، 2.76، 0.73، 6.61 على التوالي)، وبالتالي نقبل الفرضية (H_1) والتي تعني قبول المعادلات السابقة، ماعدا في المعادلة الرابعة وهي معادلة الفرق للوغاريتم التضخم والسبب يرجع عموما إلى نقص الدقة في المعطيات، إضافة لما سبق ذكره في شرح المعادلة الرابعة.

كما أن نسبة تفسير المتغيرات للمعادلات السابقة هي على التوالي: 69.69 %، 80.81 %، 77.27 %، 47.36 %، 89.06 %، و هي نسب مقبولة عموما.

إن بعض المعاملات لنموذج "*VECM*" ليست لها دلالة إحصائية، وهذا ممكن ولا يؤثر على درجة قابلية النموذج ككل. وأخيرا البواقي الناتجة عن تقدير كل معادلة عبارة عن شوشرة بيضاء (*Bruit Blanc*)، وهذا ما تثبته إحصائية Q (*Q-statistique*) لـ: *Ljung-Box*:

* المعادلة الأولى: $Q(12) = 16.19(\alpha = 0.841)$

ومنه نقبل فرضية العدم، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* المعادلة الثانية: $Q(12) = 6.829(\alpha = 0.869)$

ومنه نقبل فرضية العدم، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* المعادلة الثالثة: $Q(12) = 10.368(\alpha = 0.584)$

ومنه نرفض الفرضية البديلة، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* المعادلة الرابعة: $Q(12) = 9.861(\alpha = 0.628)$

ومنه نقبل فرضية العدم، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

* المعادلة الخامسة: $Q(12) = 7.248(\alpha = 0.841)$

ومنه نرفض الفرضية البديلة، أي الباقي عبارة عن شوشرة بيضاء.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

مثال تطبيقي حول التقدير بنموذج اشعة الانحدار الذاتي

VAR

الهدف هنا هو فحص تاثير التطور المالي وسوق الاسهم على النمو الاقتصادي في المملكة المتحدة. (*Asteriou and Price 2000*) اهمية العلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي معترف بها في حقل اقتصاديات التنمية. ولكن ماذا كان النظام المالي مع التشديد على سوق الأسهم مهم في النمو الاقتصادي. اكدت الابحاث على اهمية النظام المالي في تعبئة التوفير، تخصيص راس المال، ..

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/08/12 Time: 21:57
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610

Dependent variable: R_FTSE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_STOCK1	4.330362	2	0.1147
R_STOCK2	0.506590	2	0.7762
R_STOCK3	1.792883	2	0.4080
All	5.798882	6	0.4461

Dependent variable: R_STOCK1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	1.002366	2	0.6058
R_STOCK2	4.438242	2	0.1087
R_STOCK3	1.713987	2	0.4244
All	6.547766	6	0.3647

Dependent variable: R_STOCK2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	4.732726	2	0.0938
R_STOCK1	6.447668	2	0.0398
R_STOCK3	17.03170	2	0.0002
All	24.44092	6	0.0004

Dependent variable: R_STOCK3

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	2.613544	2	0.2707

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

R_STOCK1	0.940452	2	0.6249
R_STOCK2	1.667499	2	0.4344
All	4.908218	6	0.5556

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/08/12 Time: 21:44
Sample: 1/01/1990 12/31/1999
Included observations: 2610

Dependent variable: R_FTSE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_STOCK1	4.330362	2	0.1147
R_STOCK2	0.506590	2	0.7762
R_STOCK3	1.792883	2	0.4080
All	5.798882	6	0.4461

Dependent variable: R_STOCK1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	1.002366	2	0.6058
R_STOCK2	4.438242	2	0.1087
R_STOCK3	1.713987	2	0.4244
All	6.547766	6	0.3647

Dependent variable: R_STOCK2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	4.732726	2	0.0938
R_STOCK1	6.447668	2	0.0398
R_STOCK3	17.03170	2	0.0002
All	24.44092	6	0.0004

Dependent variable: R_STOCK3

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
R_FTSE	2.613544	2	0.2707
R_STOCK1	0.940452	2	0.6249
R_STOCK2	1.667499	2	0.4344
All	4.908218	6	0.5556

Vector Autoregression Estimates
Date: 04/08/12 Time: 21:52
Sample: 1/01/1990 12/31/1999

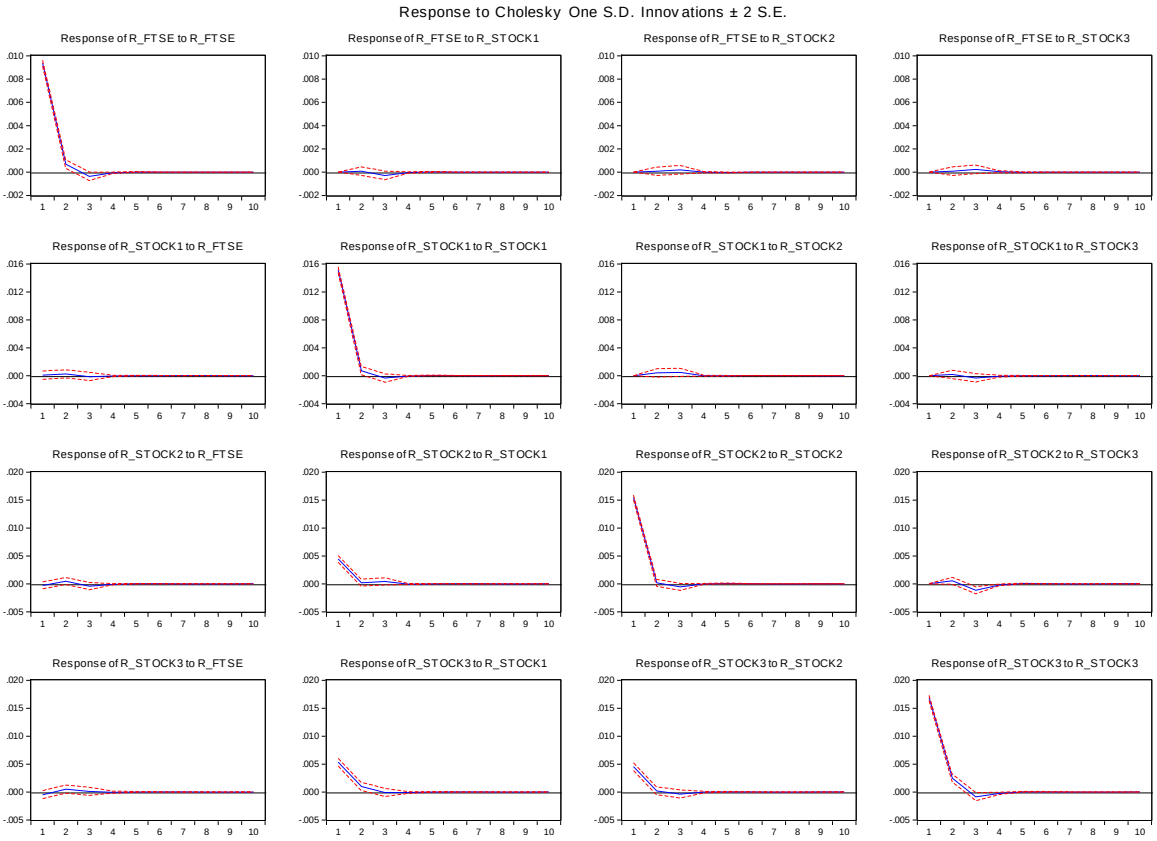
SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Included observations: 2610
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	R_FTSE	R_STOCK1	R_STOCK2	R_STOCK3
R_FTSE(-1)	0.073909	0.026654	0.052065	0.061738
	(0.01959)	(0.03175)	(0.03366)	(0.03820)
	[3.77369]	[0.83939]	[1.54682]	[1.61634]
R_FTSE(-2)	-0.043335	-0.019181	-0.055069	-0.005584
	(0.01959)	(0.03176)	(0.03367)	(0.03821)
	[-2.21213]	[-0.60391]	[-1.63567]	[-0.14615]
R_STOCK1(-1)	0.002804	0.036453	0.000610	0.022188
	(0.01289)	(0.02091)	(0.02216)	(0.02515)
	[0.21748]	[1.74374]	[0.02751]	[0.88234]
R_STOCK1(-2)	-0.026765	-0.028422	0.056227	0.009408
	(0.01290)	(0.02091)	(0.02216)	(0.02515)
	[-2.07544]	[-1.35936]	[2.53691]	[0.37404]
R_STOCK2(-1)	0.003126	0.022653	0.001967	-0.030041
	(0.01225)	(0.01986)	(0.02106)	(0.02390)
	[0.25514]	[1.14034]	[0.09344]	[-1.25719]
R_STOCK2(-2)	0.008136	0.035131	-0.015181	-0.006935
	(0.01226)	(0.01988)	(0.02108)	(0.02392)
	[0.66344]	[1.76691]	[-0.72031]	[-0.28998]
R_STOCK3(-1)	0.004981	0.009964	0.031874	0.145937
	(0.01088)	(0.01763)	(0.01869)	(0.02121)
	[0.45799]	[0.56503]	[1.70519]	[6.87994]
R_STOCK3(-2)	0.012926	-0.021913	-0.073698	-0.071633
	(0.01087)	(0.01762)	(0.01868)	(0.02120)
	[1.18931]	[-1.24356]	[-3.94544]	[-3.37944]
C	0.000368	3.46E-05	0.000172	0.000504
	(0.00018)	(0.00030)	(0.00032)	(0.00036)
	[1.99918]	[0.11602]	[0.54520]	[1.40563]
R-squared	0.009126	0.005269	0.010114	0.024353
Adj. R-squared	0.006078	0.002209	0.007069	0.021352
Sum sq. resids	0.228332	0.600202	0.674418	0.868468
S.E. equation	0.009369	0.015191	0.016103	0.018273
F-statistic	2.994316	1.722159	3.321798	8.115318
Log likelihood	8490.567	7229.332	7077.190	6747.180
Akaike AIC	-6.499285	-5.532821	-5.416238	-5.163356
Schwarz SC	-6.479054	-5.512590	-5.396006	-5.143125
Mean dependent	0.000391	3.99E-05	0.000148	0.000565
S.D. dependent	0.009398	0.015208	0.016160	0.018471

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.38E-15
Determinant resid covariance	1.36E-15
Log likelihood	29857.44
Akaike information criterion	-22.85168
Schwarz criterion	-22.77075

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر



طريقة التقدير:

للمعادلة *15.2 ,15.1* يمكن حلها بطريقة المعادلات الآنية التي تم دراستها في الفصل السابع .

اما الشكل الثاني نظام *VAR* في شكل معياري او مخفض*reduced form* في المعادلة*12.6, 12.7* فيقدر كل معادلة بطريقة م ص ع

مثال:

$$C_t = \beta_0 + \beta Y_t + \varepsilon_t \qquad 15.10$$

$$Y_t = C_t + I_t \qquad 15.11$$

كما تم توضيحه في المعادلات الآنية C,Y متغيرات داخلية ، بينما I متغير خارجي أي يتحدد خارج النظام أعلاه كما ان المتغيرات الداخلية تختلف عن متباطئات المتغيرات

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الداخلية والتي تسمى متغيرات محدد سابقا، ان تحديد المتغيرات في نظام يختلف عن تحديد المتغيرات في معادلة واحدة حيث تعتبر المتغير في يسار المعادلة متغير داخلي والمتغيرات في يمين المعادلة متغيرات خارجية،

الآنية الملاحظة لها نتائج مهمة في نموذجة الاقتصاد القياسي انه من الواضح ان هناك ارتباط ذاتي بين المتغير Y وحد الخطأ في المعادلة *15.10* لذا يحل النظام باستخدام المعادلة *12.412.3,*

$$C_t = \beta * \alpha + \beta * \beta I_t + \beta * \varepsilon_t \qquad 15.13$$

$$Y_t = \beta * \alpha + \beta * I_t + \beta * \varepsilon_t \qquad 15.14$$

حيث $\beta * = \frac{1}{1-\beta}$ نموذج هيكلي يحل بأن تكون المتغيرات الداخلية على يمين المعادلة كدالة للمتغيرات المحددة سابقا كما توضح المعادلتين *15.13, 15.14* عادة يسمى هيكل مخفض للنموذج*reduced form* لتوضيح المعادلات القادمة نسمي هذا هيكل مخفض مقيد وبالرموز *restricted reduced form (RRF)* معاملات *RRF* يرمز لها عادة $\pi_{11}\pi_{12}\pi_{21}$ *etc*,ومع هذه الرموز يكون الهيكل المخفض المقيد كالتالي:

$$C_t = \pi_{11} + \pi_{12} I_t + v_{1t} \qquad 15.15$$

$$Y_t = \pi_{21} + \pi_{22} I_t + v_{2t} \qquad 15.16$$

اذا قارنا *(15.13.15.14)*مع *(15.15 .15.16)* ان شكل المعاملات يملي نوع من القيود على معالم النموذج في هذه الحالة فأن $\pi_{11} = \pi_{21}$ وكذلك

$(\pi_{22} - \pi_{12}) = 1$ يتبع ذلك ان معرفة معاملات الشكل المخفض يساعد على استرداد المعاملات في المعادلة *15.11, 15.12* النظام الأصلي بالتحديد فأن $\beta = \pi_{12}/\pi_{22}$ وكذلك$\alpha = \pi_{21}/\pi_{22}$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

مثال تطبيقي لنماذج الانحدار الذاتي بالفجوات الموزعة

ARDL

وتسمى كذلك الابطاءات الموزعة

و لقد اعتمدنا في التقدير على استخدام نماذج ARDL ذات الخصائص التالية :

-تسمى نماذج الانحدار الذاتي ذات الإبطاء الموزع Auto regressive destributed lags

و هي نماذج تقدير تعتمد على التأخير الموزع بين المحددات

-تتميز بفعاليتها التقديرية في حالة العينات الصغيرة

-تستدعي حلها أن تكون السلسلة مستقرة في المستوى I(0) أو عند الفرق الأول I(1)

-يجب ألا تكون متكاملة من الدرجة الثانية و أن المتغيرات المثقلة تصل إلى الاستقرارية دون الحاجة إلى الفرق الثاني 15

-تمكننا نماذج ARDL من فصل الأجل الطويل عن الأجل القصير في التقدير

-تعتمد في تكاملها المتزامن على اختبار خاص يسمى اختبار الحدود و هي اختبار غير معياري لـ Fisher يتكون من حدين اصغر I(0) و اكبر I(1)و هذا الاختبار فعال في العينات الصغيرة على عكس باقي اختبارات التكامل المتزامن الأخرى مثل Engel-granger و اختبار Johansen لأن هذين الاختباران يتطلبان أن تكون المتغيرات من نفس الرتبة بينما نماذج ARDL فلا

-اختبار الفرضيات فيها تكون على ثلاث صيغ :

الصيغة الأولى : لا تحتوي على ثابت ولا اتجاه زمني

الصيغة الثانية : تحتوي على الحد الثابت فقط

الصيغة الثالثة : و تحتوي عل الحد الثابت و الاتجاه الزمني

مع الإشارة إلى أن هذه النماذج يمكن تقديرها ضمن نماذج تصحيح الخط غير المقيد UECM و من اجل تقدير نماذج ARDL نقوم بالخطوات التالية :

1-اختبار معايير فترات الإبطاء و هي :

- معيار خطأ التنبؤ النهائي FPE
- -معيار معلومات اكايكي AIC
- معيار معلومات شوازرSBC

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

- معيار معلومات حنان و كوين HQ

وغيرها من المعايير

2-تقدير النموذج بطريقة OLS ثم إلغاء متغير الفروق الأولى لأي متغير تكون القيم المطلقة لإحصائية t فيه اقل من الواحد الصحيح بشكل متتال

3-اختبار التكامل المتزامن للمتغيرات المتأخرة بواسطة اختبار Wald وإحصائية F ذات التوزيع غير المعياري (المتناظر) و الذي لا يعتمد على حجم العينة و إدراج متغير الاتجاه العام في التقدير

بعد هذا الطرح الموجز عن طريقة التقدير بنماذج ARDL و بالاستعانة eviews9 برنامجتحصلنا على النتائج التالية :

مع الإشارة إلى أن عملية التأخير المتواصل تتحدد باختبار LM أو الارتباط الذاتي التسلسلي و تتم توقيف فترات التأخير على أساس هذا الاختبار ، ففي حالة عدم وجود ارتباط ذاتي يمكن إضافة فترات الإبطاء و في حالة التأكد من الارتباط الذاتي نتوقف عن التأخير ، و بقراءة الجدول السابق نلاحظ أن اغلب المتغيرات تراوح تأخيرها بين فترت زمنية و فترتين و هذا بالاعتماد على اصغر قيمة في كل معامل

اختبار صفة السكون :

و يتم هذا الاختبار بالاستعانة ببعض الاختبارات الخاصة بالاستقرارية و سوف نختار منها الأكثر استعمالا و هو ADF و إن كان البعض يرى أن اختبار KPSS صالح في العينات الصغيرة

و بعد التقدير تحصلنا على الجدول التالي :

تحديد فترات الإبطاء : بما أن منهج هذه الطريقة يعتمد على توزيع فترات الإبطاء أو التأخير فقد تحصلنا على معطيات خاصة بالتأخير للمتغيرات النموذج حددناها في الجدول التالي مع الإشارة إلى أن الأرقام 0، 1 ، 2 ،.... تمثل فترات التأخير

جدول رقم 01 : فترات الإبطاء للنموذج

المتغير	LR	FPE	AIC	SC	HQ
V2	0	0	0	0	0
dM2	0	1	1	0	0
NIR	1	2	2	2	2
Inf.	1	1	1	1	1
TCO	2	2	2	2	2
PCR	1	2	2	1	2

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

DEF	1	1	1	1	1

من إعداد الباحث : بالاعتماد على نتائج برنامج Eviews8

جدول رقم 02 : اختبار الاستقرارية (السكونADF)

السلسلة الزمنية	قرار الرتبة	المستوى		الفرق I	
		ثابت	ثابت و اتجاه عام	ثابت	ثابت و اتجاه عام
V2	I(0)	* -5.12	* -5.06	/	/
dM2	I(1)	/	/	*-4.22	* -4.15
NIR	I(0)	** -3.32	** -3.64	/	/
Inf	I(1)	/	/	* -4.03	* -4.00
TCO	I(1)	/	/	* -5.13	* -5.05
PCR	I(1)	/	/	** -4.37	** -4.08
DEF	I(1)	/	/	** -4.17	** -4.12

*: معنوي عند 1%

**: معنوي عند 5%

من إعداد الباحث بناء على نتائج Eveiws8

و كتحليل لهذا الجدول نلاحظ أن استقرارية السلاسل اغلبها كانت في الفرق الأول مما جعلنا نقرر أنها متكاملة من الدرجة الأولى I(1) ما عدا المتغيرين Dm2 , v2 اللتان استقرتا في المستوى و كان القرار هو عدم تكاملهما

اختبار التكامل المتزامن :

كما أسلفنا سابقا فإن نماذج ARDL يكون أكثر فاعلية في العينات الصغيرة و بالتالي يحتاج اختبار التكامل فيها إلى نوع خاص من الاختبارات يسمى اختبار Wald بالمقارنة مع إحصائية Fisher فير المعيارية و يكون القرار كمايلي :

H0 : قيمة F.Wald المحسوبة اقل من I(1)

لا يوجد تكامل متزامن

H1 : قيمة F.Wald المحسوبة اكبر من I(1) يوجد تكامل متزامن على المدى الطويل بين المتغيرات المدروسة و I(0) و I(1) هي حدود التكامل المشترك و لهذا سمي هذا الاختبار باختبار الحدود

جدول رقم 03 : اختبار التكامل المتزامن F.Wald

الشكل الدالي	إحصائية F.Wald test	الاحتمال	K
F(v2/dm2,nir,inf,tco,pcr,def)	7.966	0.000	6

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الحدود	I(0)	I(1)	
%1	3.93	5.23	
%5	3.12	4.25	
%10	2.75	3.79	

المعطيات من إعداد الباحث بناء على نتائج Eveiws8 16

وبناء على الجدول أعلاها فإننا أمام فرضيتين

H0: B6=B5=B4=B3=B2=B1 لا يوجد تكامل مشترك

H1 : B6 ≠B5≠B4≠B3≠B2≠B1 يوجد تكامل مشترك

و عليه و بما أن قيمة F.Wald = 7.966 و هي اكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة عند 1% أي 5.23 و بالتالي نقر بوجود تكامل مشترك بين v2 و باقي المتغيرات التفسيرية و هنا على المدى الطويل و من الناحية الإحصائية فإننا مطالبين بالتقدير بنماذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM مع وضع الشكل الدالي للنموذج و محاولة فصل التقدير في الأجلين القصير و الطويل و حساب المرونات أي :

$$\Delta V2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{dM2}_{(t-1)} + \alpha_2 \mathrm{NIR}_{(t-1)} + \alpha_3 \mathrm{INF}_{(t-1)} + \alpha_4 \mathrm{DIF}_{(t-1)} + \alpha_5 \mathrm{TCO}_{(t-1)} + \alpha_6 \mathrm{PCR}_{(t-1)} + \sum_{i=1}^{P} \beta_0 \Delta\, \mathrm{V2}_{(t-i)} + \sum_{i=1}^{P} \beta_1 \Delta\, \mathrm{dM2}_{(t-i)} + \sum_{i=1}^{P} \beta_2 \Delta\, \mathrm{inf}_{(t-i)} + \sum_{i=1}^{P} \beta_3 \Delta\, \mathrm{NIR}_{(t-i)} + \sum_{i=1}^{P} \beta_4 \Delta\, \mathrm{TCO}_{(t-i)} + \sum_{i=1}^{P} \beta_5 \Delta\, \mathrm{PCR}_{(t-i)} + \sum_{i=1}^{P} \beta_6 \Delta\, \mathrm{DEF}_{(t-i)} + U_t$$

مع الإشارة إلى أن Δ تمثل الفروق الأولى

U_t : تمثل التشويش الأبيض

جدول رقم 04 : تقدير نموذج UECM

المتغير	القيمة المقدرة	إحصائية t
C	1.305	/
ECM (-1)	-2.243	-3.91

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

+2.5	4.025	**Inf (-1)**
6.49	3.117	**TCO (-1)**
10.31	1.251	**NIR(-1)**
7.92	2.134	**DM2(-1)**
8.03	3.481	**PCR(-1)**
8.03	4.015	**DEF (-1)**

-0.284	L-R	0.92	R^2
26.03	AIC	0.88	Adj R^2
31.54	SC	22.01	F

من إعداد الباحث بناء على مخرجات برنامج Eveiws8

و بما أن خصائص نماذج ARDL تتميز بفصل الأجل القصير عن الطويل ، و ذلك بحسب المرونات فإنه يمكن تقسيم هذا الأثر إلى قسمين :

-نماذج قصيرة الأجل و تتمثل في الفروق الأولى للمتغيرات و أخرى طويلة الأجل تعتمد على حساب المرونات التي هي حاصل قسمة معامل المتغير التفسيري على المتغير التابع بالإشارة السالبة

و تبعا لنتائج الموجودة في النموذج تحصلنا على الجدول التالي

جدول رقم 05 : التقدير في الأجل القصير SRE

المتغير	القيمة المقدرة	إحصائية t
	2.516	0.71
	-0.04	1.87
	0.51	1.95
	0.381	0.14
	1.24	+2.98
	+0.87	+0.51
	0.11	0.23
	0.224	0.93

من إعداد الباحث بناء على برنامج Eveiws8

أما في الأجل الطويل فإن طريقة التكامل المتزامن تجعل من بعض المتغيرات تتكيف مع الزمن و تتشابه في سلوكاتها و يمكن الكشف عن هذه السلوكات بحساب المرونات كما اشرنا سابقا

جدول رقم 06 : التقدير في الأجل الطويل LRE

المتغير المستقل	المرونة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

Inf	
TCO	
NIR	3.494
DM2	0.951
PCR	1.551
DEF	1.790

من خلال تتبعنا لنتائج النموذج الخاص لتقدير العلاقة بين سرعة تداول النقد و محدداتها لاحظنا ما يلي:

-معظم إشارات المتغيرات المفسرة قد وافقت النظرية الاقتصادية بالرغم من عدم معنوية بعضها

-و إن كانت هناك متغيرات قد خالفت النظرية الاقتصادية على المدى القصير و لكن مع وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل تم تعديل سلوكها فمثلا المتغير ΔDEF كان معامله موجبا في المدى القصير بالرغم من عدم معنويته إحصائيا و الإشارة الموجبة للمعامل تعني العلاقة الطردية بين تفاصيل التطور النقدي و سرعة تداول النقد و هذا مناف للواقع الاقتصادي ، الذي يرى بعكسية العلاقة لان سرعة تداول النقد v2 تعتمد على عرض النقود M2 أكثر من اعتمدها M1

أما على المدى الطويل فقد تم تعديل سلوك هذا المتغير و أصبحت إشارة المرونة موجبة و يعود السبب إلى الزيادة الملحوظة في الكتلة النقدية M2 في الجزائر

أما قيمة معامل تصحيح الخطأ أو معامل التكيف فقد جاءت سالبة (2.243-) و هو دليل على سرعة التكيف و تعديل عند الانتقال من المدى القصير إلى الطويل

و الشيء الملاحظ هنا هو أن خلال فترة الدراسة يظهر نوع من عدم التشابه بين فترتين يمكن الإجابة عنها باختبار نقطة الانعطاف و لتكن سنة 1990 هي النسبة المثلى لذلك و يعود هذا إلى الإصلاحات التي مست قانون النقد و القروض في الجزائر و ما تلاها من انعكاسات على الجانب النقدي خاصة

الاختبارات التشخيصية :

1-اختبار الشكل الدالي : نختر مدى ملائمة تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي و المشار إليه اختصارا بـ **RAMSEY ـ RESTE**

	Value	**Df**	**Prob**
F-statistic	6.22	3.22	0.047
Link lihoor	2.04	3	0.05

و بالنظر إلى قيمة الاحتمال (Prob) التي تعادل أو تقل عن 0.05 فيمكن قبول الشكل الدالي للمتغير التابع v2 وفق محدداته التفسيرية

2-اختبار الارتباط الذاتي التسلسلي :

أو اختبار BGLM و يعتمد على خلو أو عدم خلو السلسلة من الارتباط الذاتي التسلسلي باستخدام

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

و يشير هذا الاختبار إلى التوقف عن الإبطاء عند الفترة الثانية كما يشير إليه إحصائية X^2

و حسب Breush- Godfrey فإن الارتباط الذاتي التسلسلي هو بيع قانون $X^2 = 3.81$ ، أما احتماله فهو 0.014 و هذا دليل على وجود ارتباط ذاتي مباشرة بعد التأخير الثاني

اختبار الشكل الطبيعي للإخطاء : فمن هذا الاختبار نختبر مدى توزع الأخطاء طبيعيا باستخدام ثلاثة معايير نذكرها في هذا الجدول

جدول رقم (07) : التوزيع الطبيعي للأخطاء

الاختبار		الاحتمال P
Skewness	13.28	0.03
Kurtosis	17.37	0.008
Jarque- Bera	30.65	0.0022

من إعداد الباحث بناء على معطيات برنامج Eviews8

و بالنظر إلى معنوية الاختبارات نقر بتوزيع الأخطاء طبيعيا في هذا النموذج

-اختبار فرضية ثبات التباين : أو اختبار ARCH و يشير هذا الاختبار إلى رفض او قبول فرضية ثبات القياس و انطلاقا من قيمة OBS*R – Squared التي تساوي .30,36 وهي اكبر من القيمة الجدولية لكاي مربع و المقدرة ب3,84 وهذا يعني تحقق فرضية ثبات او تجانس التباين

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر