الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة زيان عاشور بالجلفة
كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

مكتبة الكلية
المجلس العلمي للكلية

مطبوعة بيداغوجية مقدمة لطلبة العلوم الاقتصادية
"كل التخصصات" "ليسانس وماستر ودكتوراه"

العنوان :

دروس وتطبيقات في الإعلام الآلي للبرمجة "باستخدام برنامج EViews"

إعداد الدكتور:
كبيـــر مولود

السنة الجامعية: 2021/2020

المحتويات

مجلة العلوم الاقتصادية و العلوم التجارية و علوم التسيير
جامعة زيان عاشور بالجلفة
المجلس العلمي للكلية
كلية العلوم الاقتصادية، التجارية و علوم التسيير

المحتـــــــويات	الصفحة
تقديـــــــــــم	01
الفصل الأول: السببية، الاستقرارية، منهجية التكامل المشترك باستخدام برنامج EViews10	02
1.1 دراسة العلاقة طويلة الأجل بين الاستثمار الاجنبي المباشر (FDI) والنمو الاقتصادي (PIB) وسعر الصرف(TCH) وميزان المدفوعات (BP) والتضخم (INF) في الجزائر . 1990-2015	03
2.1 اختبار علاقة التكامل المتزامن للتكامل المشترك	21
3.1 تطبيق اختبار جوهانسون على EViews10.0	25
4.1 دراسة السببية	29
الفصل الثاني: تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام برنامج EViews10	38
1.2 نموج تصحيح الخطأ ECM	39
2.2 التفسير الاقتصادي	43
3.2 التحليل والاختبارات الإحصائية	44
4.2 اختبار الارتباط الذاتي للبواقي	44
5.2 اختبار ثبات تباين للبواقي:"Test d'omoscédasité	46
6.2 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي	47
7.2 اختبار الشوشرة البيضاء لبواقي النموذج	48
الفصل الثالث: خطوات النمذجة القياسية لمنهجية (ARDL)(Autoregressive (Distributed LagEstimate باستخدام برنامج EViews10	50
1.3 تمهيد	51
2.3 نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)	51
3.3 اختبار التكامل المشترك لمنهجية الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)	54
4.3 اختبار كوزوم للاستقرارية (CUSUM Stability test)	54
5.3 تقنيات نماذج السلاسل الزمنية حسب نتائج اختبارالاستقرارية لجذر الوحدة	55
6.3 تقدير نموذج ARDL في برنامج EViews 10.0	55
الفصل الرابع: تطبيقات أساسية باستخدام EViews 10 حول نماذج بانل (Les modèles de (Panel	78
1-4 تمهيد	79

2-4 لماذا تستعمل معطيات بانل	80
3-4 تعريف بيانات بانل	81
4-4 نمذجة معطيات بانيل (La modélisation des données de panel)	82
5-4 طريقة العزوم المعممة للتقدير(GMM) ، اختبارات الاستقرارية، اختبارات التكامل المتزامن في نماذج بانل	88
6-4 تقير نموذج الدراسة لبانات بانل	94
7-4 تقدير نموذج الدراسة لمعطيات بانل	98
8-4 اختبار تحديد نوعية الأثر	103
9-4 دراسة استقرارية السلاسل الطولية للنتغيرات	105
10-4 دراسة العلاقة طويلة المدى للبيانات الطولية	107
11-4 طرق تقدير العلاقة طويلة المدى	114
12-4 دراسة مثال 02 على نماذج بانل	119
قائمة المراجـــــــــع	145

تقديـــــــــم:

أتقدم إلى أعزائي الطلبة وزملائي بهذه المطبوعة التي بين أيديكم وأملي أن تزيد من معارف الأساتذة والطلبة بمقياس تطبيقات الاقتصاد القياسي والسلاسل الزمنية **باستخدام برنامج EViews**، وهذه المطبوعة تمثل رصيد الجهد المبذول خلال سنوات راجيا من الله تعالى أن يستفيد منها الجميع وخاصة طلبة العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير سواء في طور الليسانس أو الماستر أو الدكتوراه.

فكما نعلم فإن الغاية من دراسة الاقتصاد القياسي والسلاسل الزمنية هو معرفة ما هو مطلوب من دراسة العلوم المقاربة له للتمكن من تمييزه عنها، ونعني بالعلوم المقاربة هي الإحصاء الاقتصادي والاقتصاد الرياضي.

فبينما يهتم الاقتصاد الرياضي بالنظرية الاقتصادية وصياغتها بأسلوب رياضي، يتوقف عند هذا الحد لأن ذلك يتم بدون إجراء اختبار لمعرفة مدى مطابقتها للمنطق الاقتصادي، ويهتم الإحصاء الاقتصادي بالمقابل بتجميع وتبويب البيانات الاقتصادية، وهو أيضا لا يعبر أية أهمية لتحليل نتائج هذه البيانات ولكن الذي يميز الاقتصاد القياسي عن الإحصاء الاقتصادي والاقتصاد الرياضي هو اهتمامه بالأسس القياسية والاختبارات التجريبية للفرضيات الاقتصادية غير أن هذه العلاقة بين هذه العلوم وطيدة، حيث نجد أثر ذلك عندما يستخدم الاقتصاد القياسي ما هو متاح من البيانات التي يوفرها الإحصاء الاقتصادي بغية تحديد العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية وتفسيرها ثم استخدام النتائج المحققة للتنبؤ والتحليل، وهو بالمقابل يعتمد "الاقتصاد القياسي" على الاقتصاد الرياضي في وصفه للفرضيات التي تعتمد على السببية النظرية بشكل رقمي أو عددي ومن ثم تقييمها. وبعبارة أخرى فالاقتصاد القياسي والسلاسل الزمنية هو فن وعلم استعمال الطرق الإحصائية لغرض قياس العلاقات الاقتصادية، حيث تستعمل طرق القياس الاقتصادي لتقدير معالم النموذج، اختبار الفرضيات الموضوعة حول النموذج وتعميم التنبؤات من هذا الأخير.

وقد تم عرض تطبيقات الاقتصاد القياسي والسلاسل الزمنية باستخدام برنامج **EViews** في هذه المطبوعة في أربعة فصول، تضمن الفصل الأول على تطبيقات الاستقرارية والتكامل المشترك والسببية باستخدام برنامج **E**views، أما الفصل الثاني فقد تم فيه التطرق إلى التقدير باستخدام تقنية تصحيح الخطأ باستخدام برنامج **EViews**، أما في الفصل الثالث فتم التطرق فيه إلى التقدير باستخدام ARDL باستخدام برنامج **EViews**، وفي الفصل الرابع فقد تم التطرق فيه إلى تطبيقات نماذج بيانات بانال باستخدام برنامج **EViews**.

الفصل الأول

الاستقرارية، السببية، منهجية التكامل المشترك باستخدام

برنامج EViews 10

الفصل الأول: الاستقرارية، السببية، منهجية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ باستخدام EViews 10

تمهيـــــــد:

تعتبر بيانات السلاسل الزمنية "Time series data" من أهم أنواع البيانات التي تستخدم في الدراسات التطبيقية خاصة تلك التي تعتمد على بناء نماذج الانحدار التقدير العلاقات الاقتصادية، وتفترض مثل هذه الدراسات أن السلاسل الزمنية المستخدمة تكون ساكنة " Stationary "، وصفة السكون هذه تتحدد ببعض الخصائص الإحصائية التي سنتعرض لها فيما بعد، وعندما لا تتوافر في السلاسل الزمنية صفة السكون " Stationarity " فإن الانحدار الذي نحصل عليه من متغيرات هذه السلاسل غالبا ما يكون انحدارا زائفا " Spurious regression " أي لا معنى له ومن هنا فإنه من الضروري أن يتعرف الباحث على ما إذا سلسلة زمنية معينة ساكنة أم لا ، حيث أنه إذا كانت السلسلة تحت الدراسة ساكنة فإنه يمكن استخدام الاختبارات الإحصائية المختلفة مثل: اختبار t أو اختبار F وغيرها حيث أن استخدام مثل هذه الاختبارات يعتمد على فرض سكون السلسلة الزمنية، ومن ناحية أخرى إذا كانت السلسلة تحت الدراسة غير ساكنة فإن دراسة سلوك السلسلة يكون قاصرا على الفترة الزمنية محل الاعتبار، ولا يمكن تعميم هذا السلوك على فترات زمنية أخرى، وكنتيجة لذلك فإن استخدام السلاسل الزمنية غير الساكنة في أغراض التنبؤ لا يكون مناسبا كما أنه لا يكون له القيمة العملية.

ومما ينبغي ملاحظته أنه إذا تبين من المسار الزمني للسلسلة الزمنية وجود اتجاه عام للظاهرة صعودا أو هبوطا فإن هذا يعكس صفة عدم السكون في السلسلة الزمنية، والذي ينعكس في تغير القيمة المتوسطة والتباين من فترة زمنية إلى أخرى وهذا بدوره يضعف من مقدرة استخدام هذه السلسلة في التنبؤ، وعلى ذلك فإن ثبات المتوسط والتباين يعتبران من خصائص توافر السكون في السلاسل الزمنية، ومن ناحية أخرى فإن الاتجاه العام يتولد عن وجود ارتباط ذاتي قوى بين قيم نفس المتغير، وعلى ذلك فعندما يكون الارتباط الذاتي منعدما أو ضعيفا فإن السلسلة تكون ساكنة، وبالعكس إذا كان الارتباط الذاتي قوية كان معنى ذلك أن السلسلة الزمنية غير ساكنة "Nonstationary".

1.1 دراسة استقرارية المتغيرات

قبل دراسة أي نموذج قياسي قصير المدى "نموذج تصحيح الخطأ" أو طويل المدى" علاقة التكامل المتزامن"، فإنه من الضروري دراسة خصائص السلاسل الزمنية "المتغيرات المستعملة في التقدير"، وذلك بالتحليل التقليدي للسلاسل (المنحنى البياني) ثم دراسة درجة استقرارها وتكاملها باستعمال اختبارات الجذور الأحادية، ليأتي بعدها اختبار إمكانية وجود علاقة بين السلاسل في المدى الطويل (التكامل المتزامن).

1.1.1 دراسة العلاقة طويلة الأجل بين الاستثمار الاجنبي المباشر (FDI) والنمو الاقتصادي (PIB) وسعر الصرف(TCH) وميزان المدفوعات (BP) والتضخم (INF) في الجزائر خلال الفترة: 1990-2015

استعملنا في دراستنا **5** سلاسل اقتصادية كلية هي: الاستثمار الأجنبي المباشر **(FDI)**، والنمو الاقتصادي **(PIB)**، وسعر الصرف **(TCH)**، وميزان المدفوعات **(BP)**، والتضخم **(INF)**، مع الإشارة أن المعطيات الخاضعة للدراسة سنوية وتشمل الفترة من 1990 إلى 2015، سنحاول في هاته المرحلة تقدير العلاقة بين الاستثمار الاجنبي المباشر على النمو الاقتصادي وميزان المدفوعات وسعر الصرف والتضخم بالطريقة الإحصائية المناسبة.

1.1.1.1 دراسة إستقرارية الاستثمار الأجنبي المباشر (FDI):

لمعرفة استقرارية السلسلة نقوم بالخطوات التالية:

***دراسة الشكل البياني ل السلسلة:**

***دراسة (Correlogram) للسلسلة:**

***اختبار جذر الوحدة بالاختبارات المناسبة:**

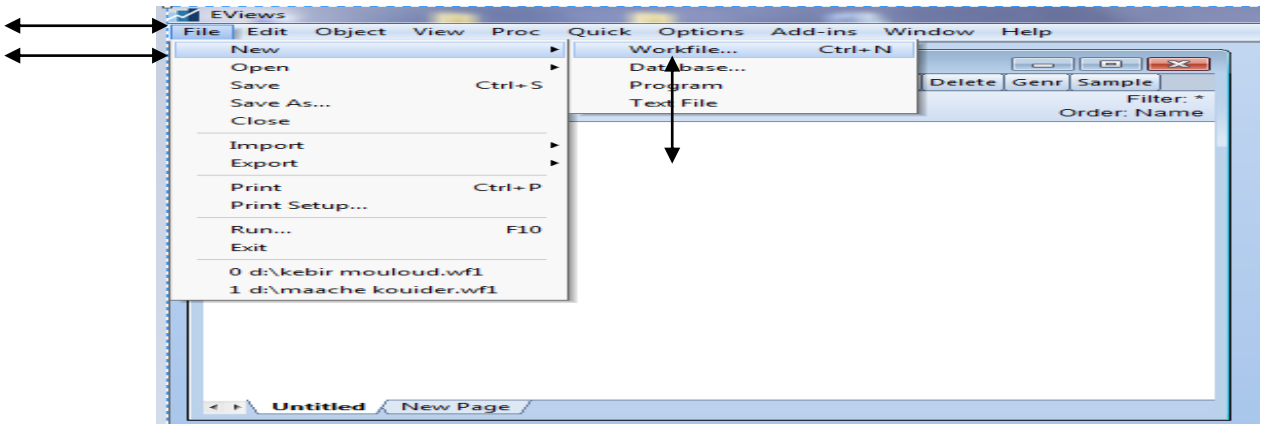
*** دراسة الشكل البياني ل السلسلة (FDI):**

- **للحصول على الشكل البياني باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية :**

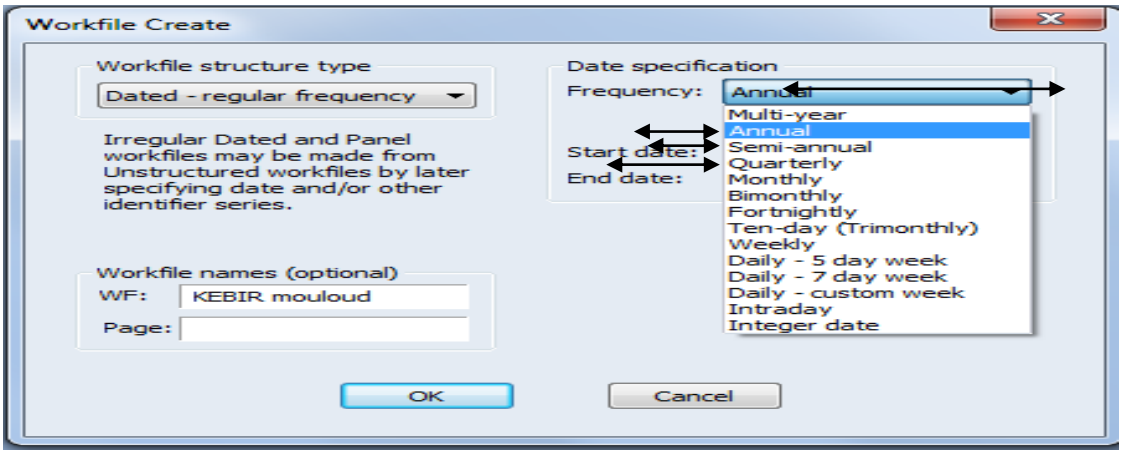
أولا: إنشاء ملف (Creating Work File):

الخطوة الأولى في البرنامج تشمل إنشاء ملف كالتالي:

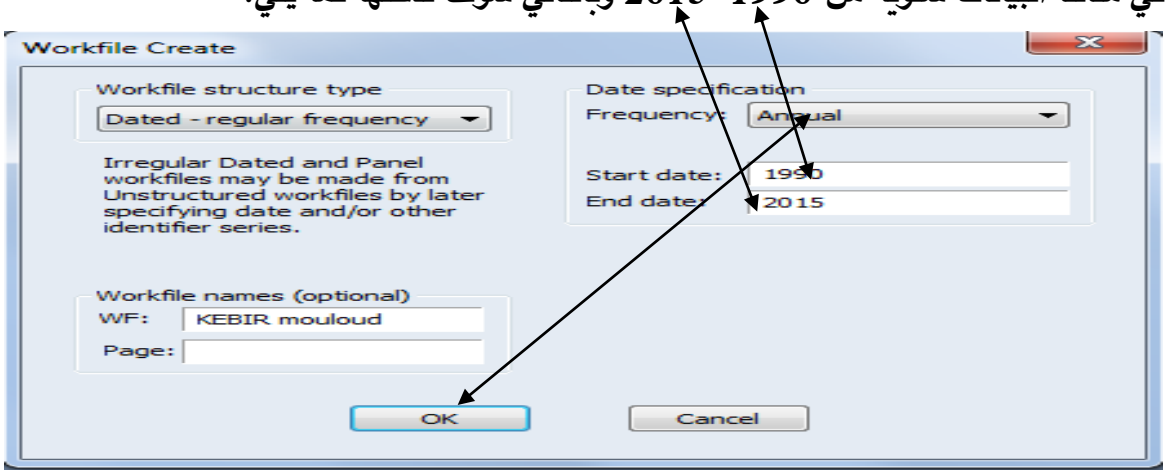
من قائمة البرامج يتم فتح برنامج EViews تم اختر File/new/work file كما في الشكل التالي:



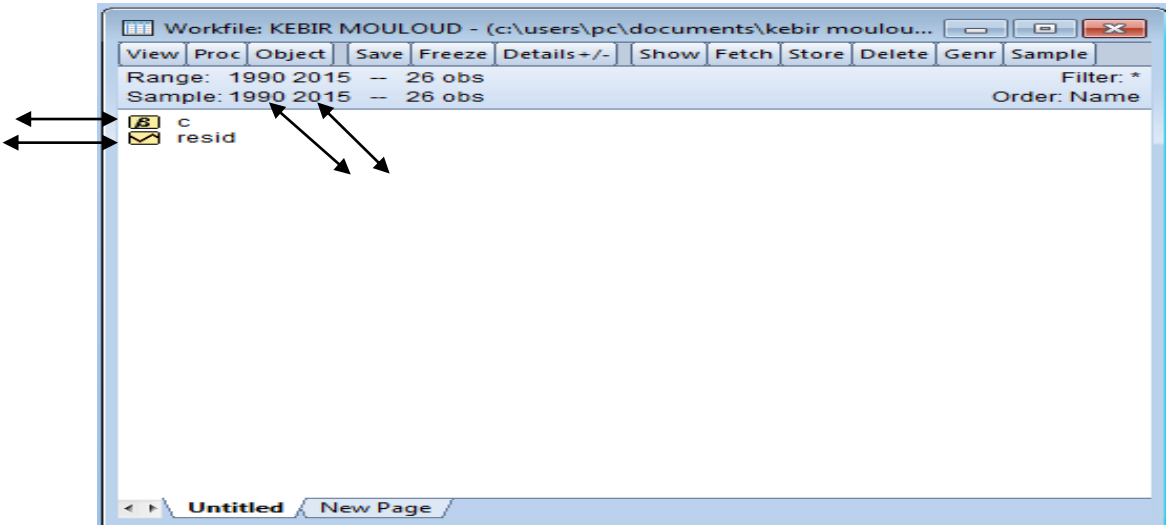
بعد ذلك تظهر شاشة توضح مدى الملف الذي تريد إنشائه وذلك يعتمد على نوع البيانات التي لديك هل هي بيانات سلسله زمنيه (سنوية, نصف سنوية, ربع سنوية, شهريه, أسبوعيه, يوميه) أو بيانات غير مؤرخه كما يظهر من الشكل التالي:



في مثالنا البيانات سنوية من 1990-2015 وبالتالي سوف ندخلها كما يلي:

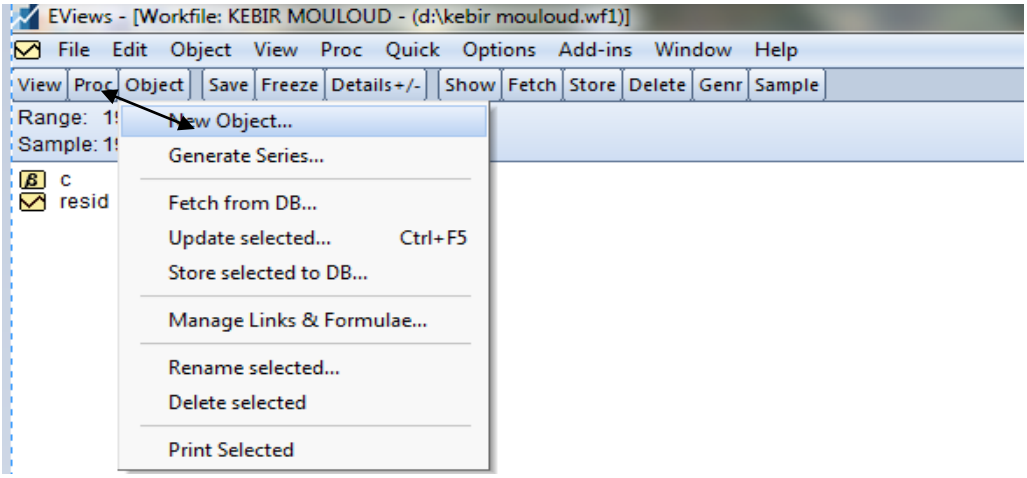


اضغط على OK يظهر لك الشكل التالي:

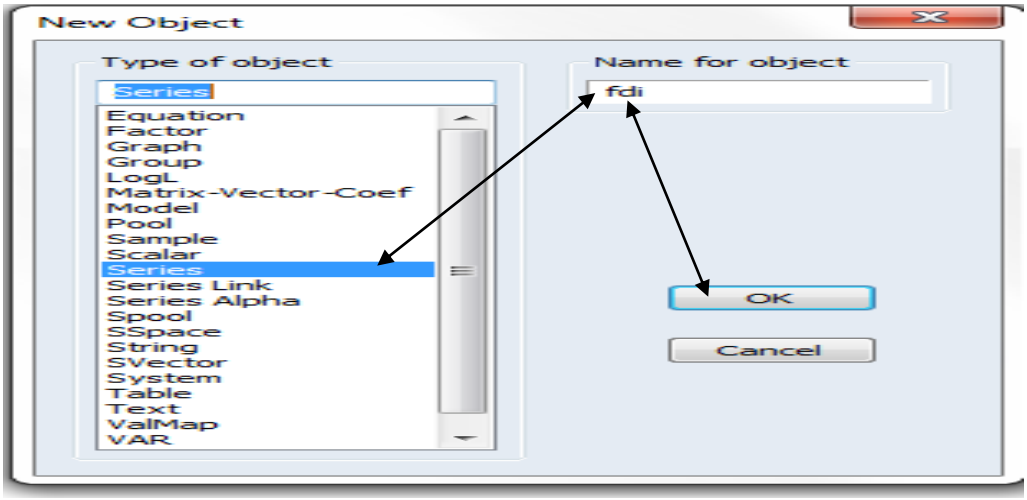


ثانيا: إدخال البيانات :

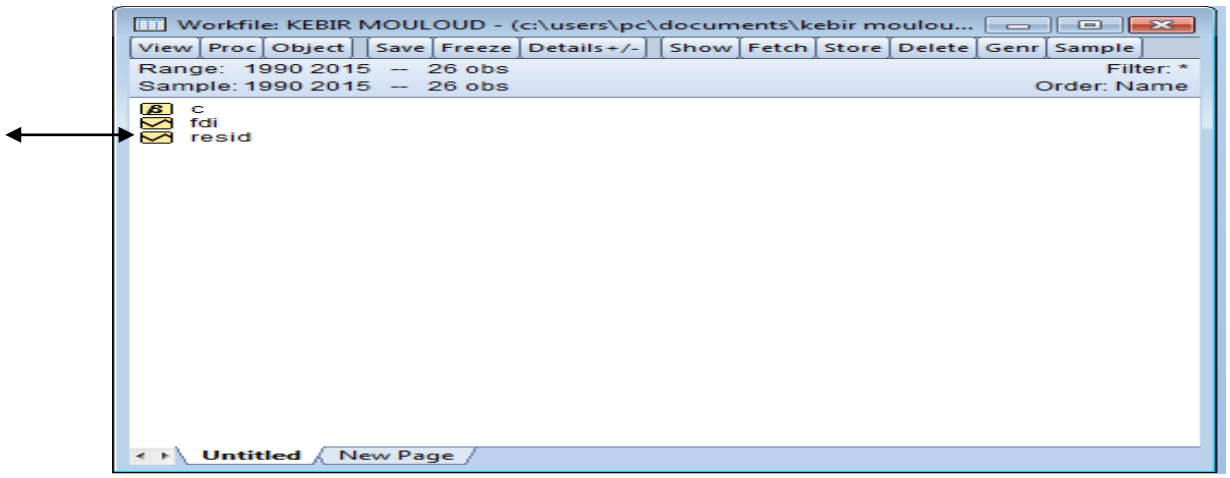
طريقة تسمية المتغيرات:



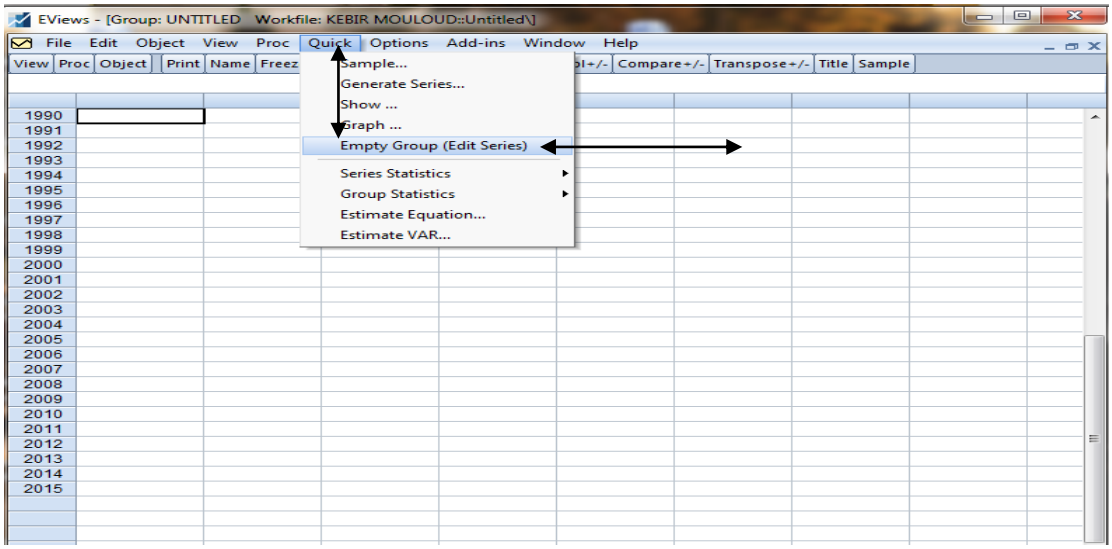
يظهر لنا مربع الحوار التالي:



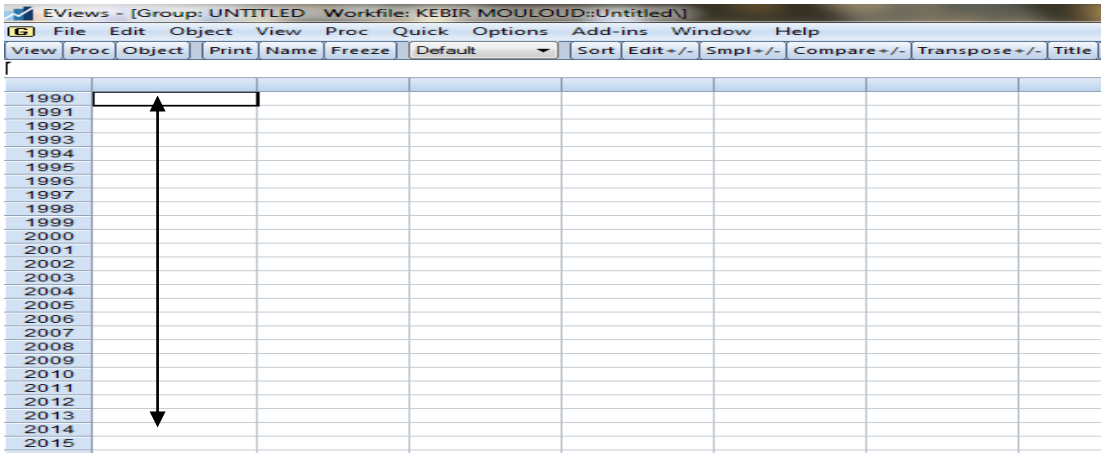
بعد الضغط على ok نتحصل على :



من قائمة شريط الأوامر أختر Quick/Empty Group (Edit Series) كالتالي:

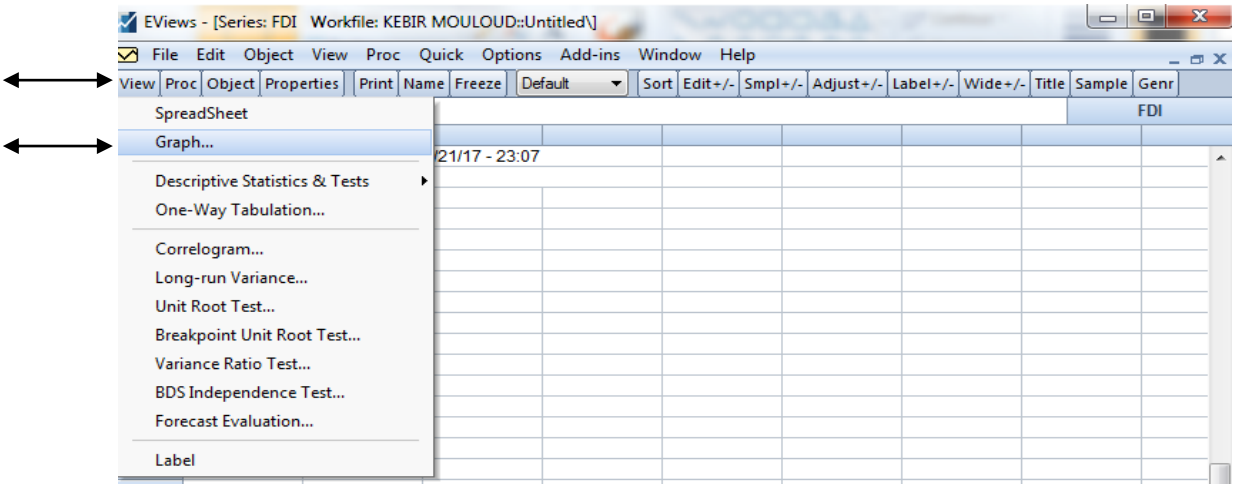


تظهر لنا الصفحة التالية:

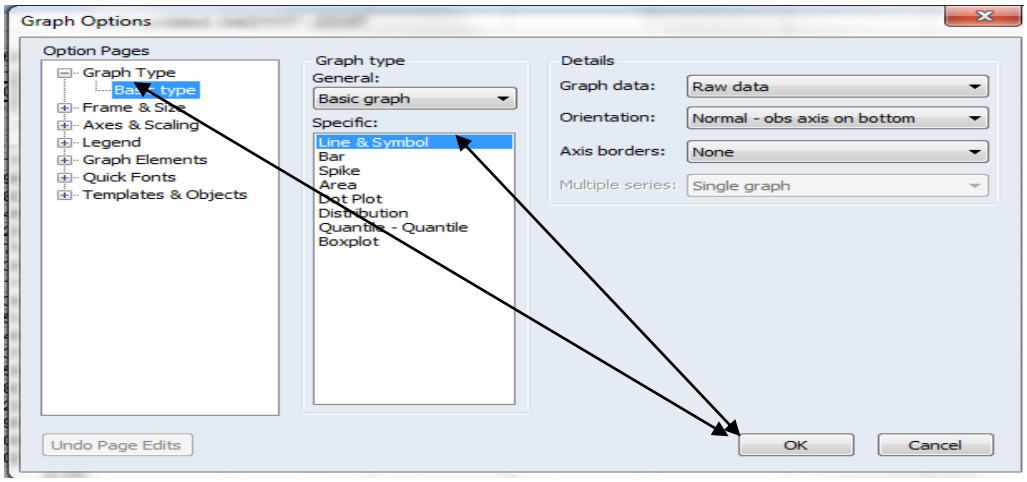


والتي يمكننا من خلالها إدخال البيانات فيها ثم حفظها.

ثالثا : الشكل البياني:

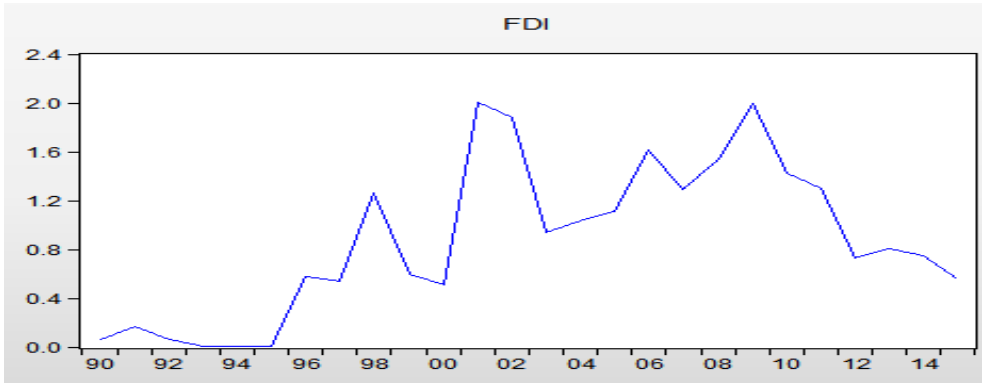


نقوم بفتح أحد المتغيرات مثلا fdi وذلك بتظليل المتغير ثم اختيار الأمر View من قائمة أوامر الملف ثم الضغط على Graphe يظهر لنا المستطيل التالي:



بعد الضغط على OK نتحصل على :

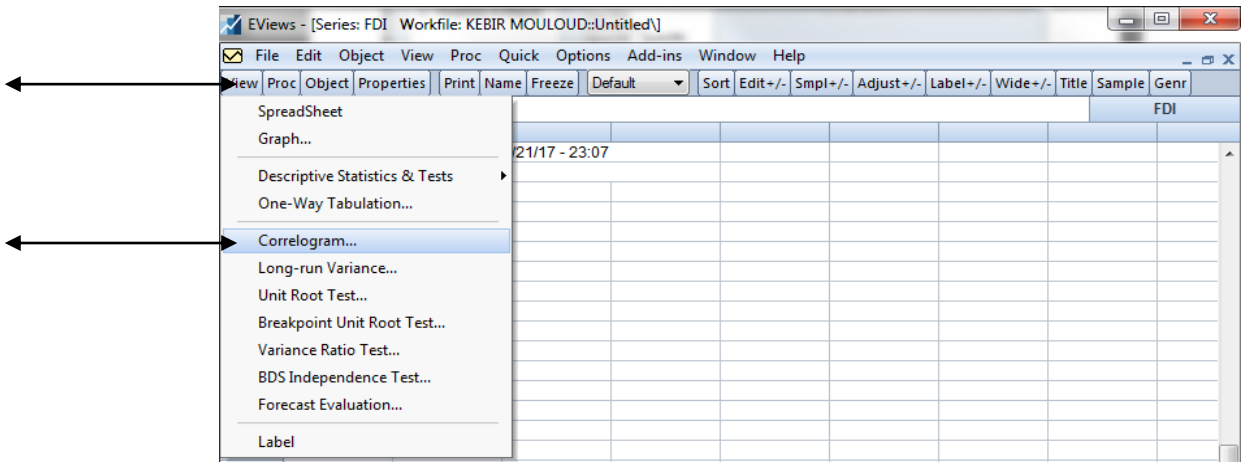
الشكل البياني ل السلسلة (FDI).



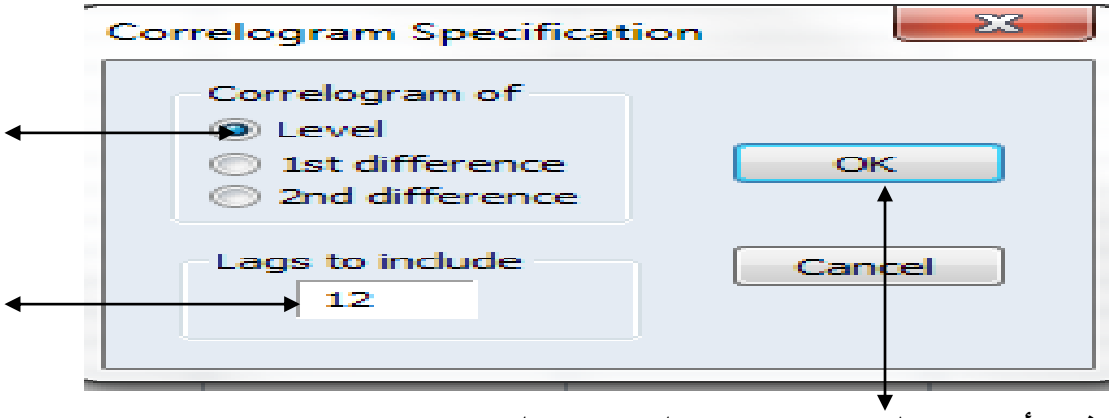
من الشكل البياني تبين لنا أن السلسلة بها نتوؤات وبالتالي فهي لا تتغير حول متوسطها الحسابي وبالتالي فهو مؤشر على عدم الاستقرارية للسلسلة **(FDI)**.

***بالاستعانة بـ: كوريلوغرام (Correlogram) ل (FDI):**

***للحصول على كوريلوغرام (Correlogram) باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:**



نقوم بفتح أحد المتغيرات لديك fdi وذلك بتظليل المتغير ثم اختيار الأمر View من قائمة أوامر الملف ثم Correlograme يظهر لنا المستطيل التالي:



وفي الأخير نضغط على OK نتحصل على الشكل التالي:

(Correlogram) ل (FDI):

Date: 04/22/17 Time: 16:34
Sample: 1990 2015
Included observations: 26

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.674	0.674	13.217	0.000
		2	0.462	0.015	19.687	0.000
		3	0.437	0.221	25.734	0.000
		4	0.338	-0.074	29.517	0.000
		5	0.211	-0.058	31.067	0.000
		6	-0.004	-0.316	31.067	0.000
		7	-0.003	0.187	31.068	0.000
		8	-0.036	-0.145	31.120	0.000
		9	-0.149	0.000	32.067	0.000
		10	-0.209	-0.134	34.047	0.000
		11	-0.316	-0.175	38.903	0.000
		12	-0.283	0.031	43.067	0.000
		13	-0.267	0.008	47.053	0.000
		14	-0.345	-0.137	54.260	0.000
		15	-0.302	0.053	60.284	0.000

نلاحظ أنه عند h=12 نجد أن : Q-stat يساوي 60.284 وهي أكبر من $x^2_{(0.05,15)}$ والتي تساوي 24,996 ، كما نلاحظ أن كل الإحتمالات " Prop "هي أقل من 0.05 وبالتالي فإننا نقبل بفرضية عدم استقرار السلسلة **(FDI)** .

***اختبار جذر الوحدة بالاختبارات المناسبة:**

لتحليل خصائص السلاسل الزمنية المستعملة في الدراسة **والتأكد من استقرارها أو عدمه**– سوف نستعمل اختبار الجذر الأحادي DF أو اختبار الجذر الأحادي الصاعد **ADF**.

استعملنا اختبار الجذر الأحادي DF ل **(FDI)** ، وهذا بتحديد درجة التأخير"**p=0** " باستعمال معيار "AIC و SCH " حيث أخذنا القيمة الصغرى، وبالاعتماد على النموذج المناسب من بين النماذج المقدرة.

إن اختبارات الجذور الأحادية تمكننا من الكشف عن مركبة الاتجاه العام، وتسمح لنا بمعرفة الطريقة المثلى والجيدة لجعل السلسلة مستقرة،ومن أجل فهم هذه الاختبارات لابد من التفريق بين نوعين من النماذج غير المستقرة.

- **النموذج TS (Trend stationnaire)**:

هذه النماذج غير مستقرة و تبرز عدم إستقرارية تحديدية **(déteministe)**، و تأخذ الشكل: $Y_t = f(t)+\varepsilon_t$ حيث :

$f(t)$: دالة كثير حدود للزمن (خطية أو غير خطية). و ε_t : شوشرة بيضاء.

النموذج الأكثر انتشار $y_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t$ ، هذا النموذج غير مستقر لأن متوسطه $\mathrm{E}(y_t)$ متعلق بالزمن، لكننا نستطيع جعله مستقر بعد تقدير المعالم($\hat{a}_0$ $\hat{a}_1$) بطريقة المربعات الصغرى (MCO)، ونطرح المقدار $\hat{a}_0 + \hat{a}_1 t$ من y_t أي $y_t - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 t$.

- **النموذج DS (Différence-Stationnary)** :

هذه النماذج أيضا غير مستقرة وتبرز عدم إستقرارية عشوائية **Stochastique** و تأخذ الشكل الأتي: $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$ ويمكن جعلها مستقرة باستعمال الفروقات أي: $(1-B)^{\alpha} x_t = \beta + \varepsilon_t$ حيث:

β : ثابت حقيقي. B: معامل التأخر. α : درجة الفروقات.

و في غالب الأحيان تستعمل الفروقات من الدرجة الأولى في هذه النماذج أي $\alpha = 1$ وتكتب $(1-B)^{\alpha} x_t = \beta + \varepsilon_t \Leftrightarrow x_t = x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$ وتأخذ هذه النماذج شكلين:

- إذا كان $\beta = 0$: يسمى نموذج **(DS)** بدون المشتقة ويكتب $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$.
- إذا كان $\beta \neq 0$: يسمى نموذج **(DS)** بالمشتقة ويكتب $x_t = x_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$.
- **اختبار ديكي–فولر (DICKY- FULLER)** :عرف اختبار جذر الوحدة من قبل **Dickey-Fuller** سنة 1979، حيث يكشف عن استقرار السلسلة الزمنية من عدمه وذلك بتحديد مركبة الاتجاه العام سواء كانت تحديديه أو عشوائية[1].

[1] DICKEY D.A. , **FULLER W.A., distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**, Journal of the american statistical association, Vol. 74, n°366, 1979, p431.

* $|\phi| \prec 1$: السلسلة Y_t مستقرة، والمشاهدات الحالية لها وزن أكبر من المشاهدات الماضية.
* $|\phi| = 1$: السلسلة Y_t غير مستقرة، والمشاهدات الحالية لها وزن نفس المشاهدات الماضية.
* $|\phi| \succ 1$: السلسلة Y_t غير مستقرة، والمشاهدات الحالية لها وزن أقل من المشاهدات الماضية.

يعتبر اختبار (DF) من أهم الاختبارات الاستقرارية، ويعتمد هذا الاختبار على ثلاثة نماذج:

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

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

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

- صياغة فرضية الاختبار:

الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$، إذا كانت $|\tau_c| \prec |\tau_t|$، تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة.

الفرضية البديلة: $H_1: \phi \neq 1$، إذا كانت $|\tau_c| \succ |\tau_t|$، يكون القرار استقرار السلسلة الزمنية.

فإذا كانت الفرضية H_0 محققة في أحد النماذج الثلاثة فالسلسلة غير مستقرة لأسباب إحصائية.

***اختبار ديكي- فولار المطور(Dicky- Fuller augmenté)** [1]:

في النماذج السابقة كان ε_t عبارة عن صدمات عشوائية افتراضية، إذا أهملنا الأخطاء لذلك فإن اختبار ديكي- فولار المطور "**DFA**"عام **1981** عمل على إدراج هذه الفرضية، لذلك فإن الاختبارات ترتكز على الفرضية $H_1: |\phi| \prec 1$ وعلى التقدير بواسطة المربعات الصغرى **(MCO)** مع العلم أن الاختبار يرتكز على النماذج الآتية:

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

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

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

صياغة فرضية الاختبار:

الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$، إذا كانت $|\tau_c| \prec |\tau_t|$، تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة.

الفرضية البديلة: $H_1: \phi \neq 1$، إذا كانت $|\tau_c| \succ |\tau_t|$، يكون القرار استقرار السلسلة الزمنية.

حيث يمثل p فترة التأخر وتحدد بأقل قيمة للمعايير: **Akaike (AC)**، **Hannan-Quinn (HQ)**، **Schwarz (SC)** .

[1] DICKEY D.A , FULLER W.A**. Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root**, Econometrica, Vol 49, 1981, p 1072

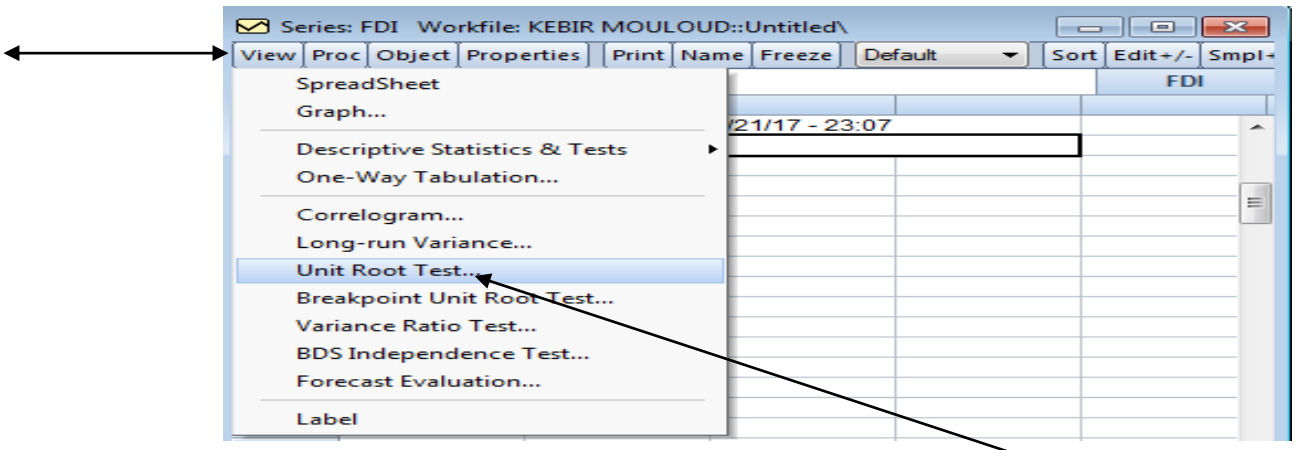
.

إن اختبار **ADF** يحمل نفس خصائص **DF**، بحيث يستخدم الفروق ذات الفجوات الزمنية ΔY_{t-j+k}، حيث: $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ ، $\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$ ،..... الخ، ويتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوات الزمنية حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي.

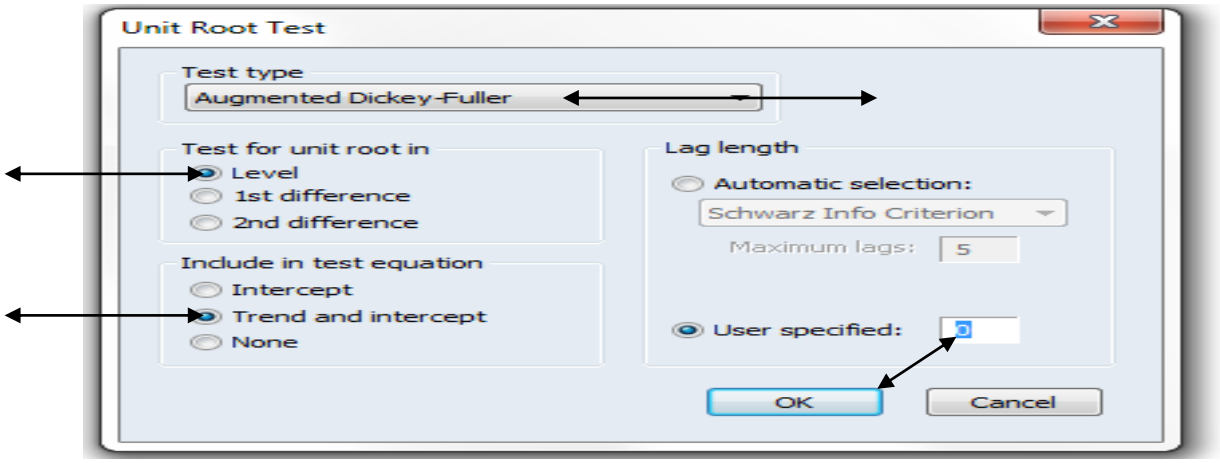
رابعا : تطبيق اختبار ديكي فولر على Eviews :

تحديد التأخير *p* "فترة التأخير " وتحدد بأقل قيمة للمعايير: Akaike (AC)، Hannan-Quinn (HQ)، Schwarz (SC) .

للحصول على درجة التأخير لاختبار DF باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية :



عند الضغط على نتحصل على :



بعد الضغط على OK نتحصل على :

Null Hypothesis: FDI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.102492	0.5196
Test critical values:	1% level	-4.374307	
	5% level	-3.603202	
	10% level	-3.238054	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FDI)
Method: Least Squares
Date: 08/26/17 Time: 00:35
Sample (adjusted): 1991 2015
Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FDI(-1)	-0.394815	0.187784	-2.102492	0.0472
C	0.234830	0.193239	1.215230	0.2372
@TREND("1990")	0.010403	0.016436	0.632955	0.5333

R-squared	0.190907	Mean dependent var	0.019815
Adjusted R-squared	0.117353	S.D. dependent var	0.491646
S.E. of regression	0.461898	Akaike info criterion	1.405220
Sum squared resid	4.693688	Schwarz criterion	1.551485
Log likelihood	-14.56525	Hannan-Quinn criter.	1.445788
F-statistic	2.595465	Durbin-Watson stat	1.946028
Prob(F-statistic)	0.097271		

ثم نسجل القيم المضللة ونعيد هذه العملية عند 01 و 02 و 03 .....حسب المعطيات المستعملة.

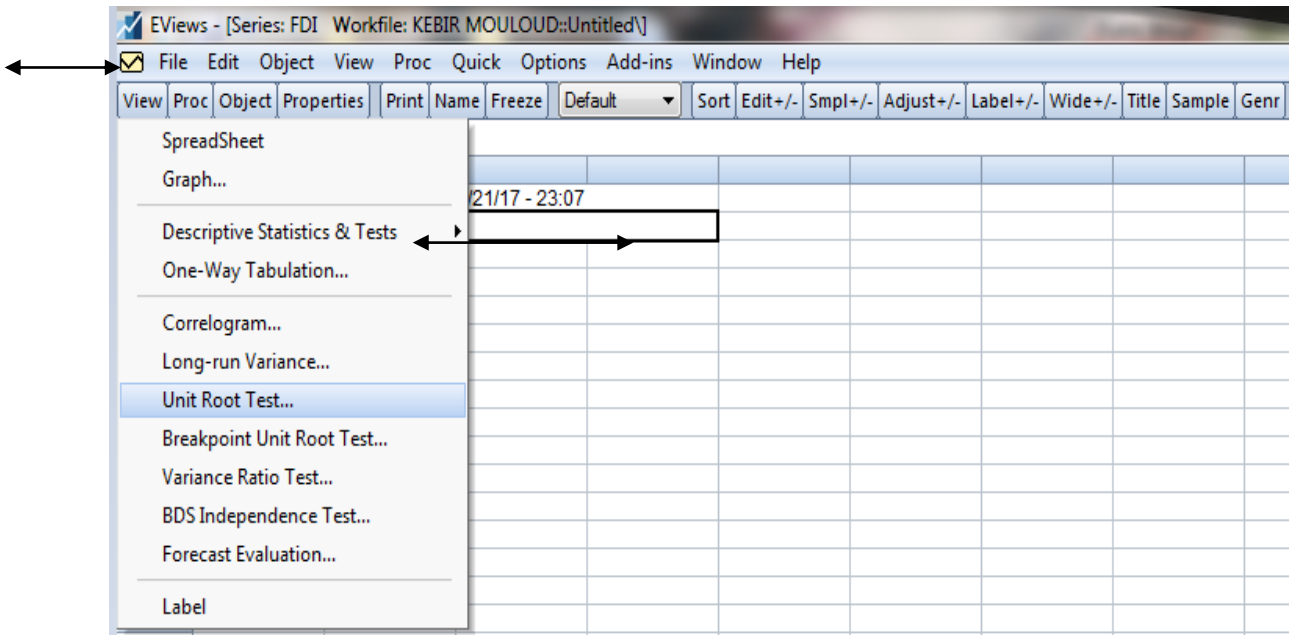
حت نتحصل على أقل قيمة ل: Akaike (AC)، Hannan-Quinn (HQ)، Schwarz (SC) .

في مثالنا تحصلنا على 1 .

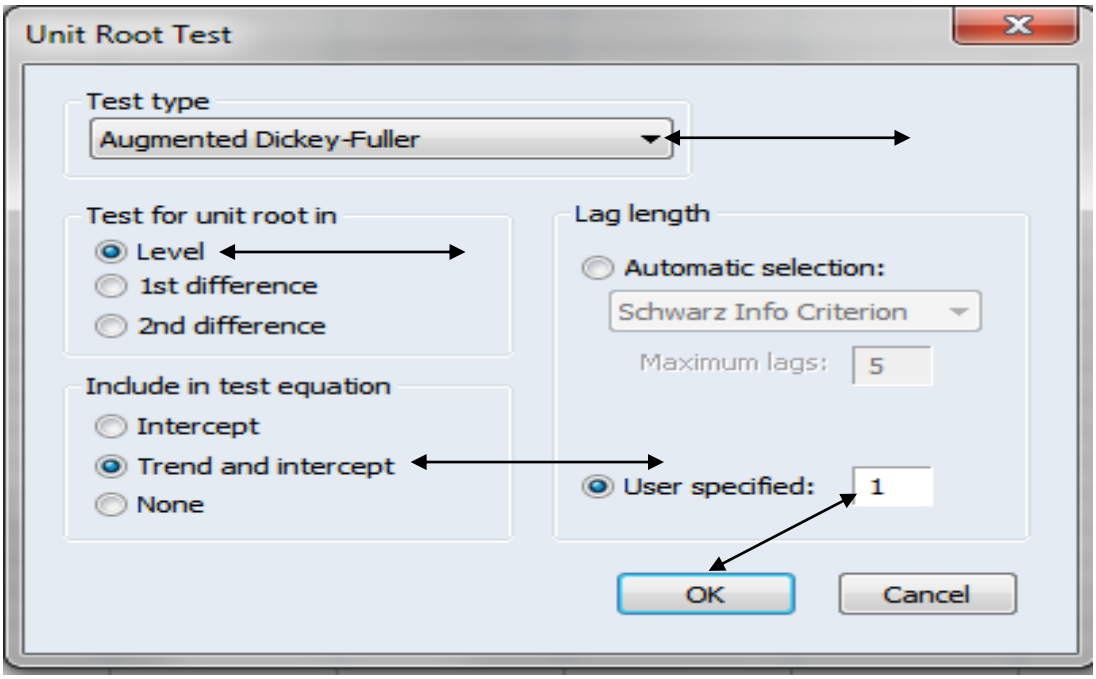
حسب منهجية اختبار ديكي–فولار فإننا سنبدأ أولا بإختيبار النموذج الثالث بوجود قاطعة واتجاه عام:

نقوم باختبار الفرضية : $H_0 : b = 0$ / $H_1 : b \neq 0$ النتائج موضحة في الجدول التالي :

للحصول على الجدول رقم : 01 باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:



بعد الضغط على View ثم الضغط على Unit-Root Test نتحصل على الشكل التالي:



نقوم بالضغط على OK ونلاحظ هنا استخدامنا للسلاسل الأصلية Level و الضغط على Trend and intercept نتحصل على الجدول التالي:

نتائج الاستقرارية للنموذج رقم 06.

Null Hypothesis: FDI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.755586	0.6942
Test critical values:	1% level	-4.394309	
	5% level	-3.612199	
	10% level	-3.243079	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FDI)
Method: Least Squares
Date: 05/20/22 Time: 12:30
Sample (adjusted): 1992 2015
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FDI(-1)	-0.412627	0.235037	-1.755586	0.0945
D(FDI(-1))	0.026904	0.243004	0.110712	0.9129
C	0.255207	0.220568	1.157048	0.2609
@TREND("1990")	0.010401	0.019989	0.520325	0.6085

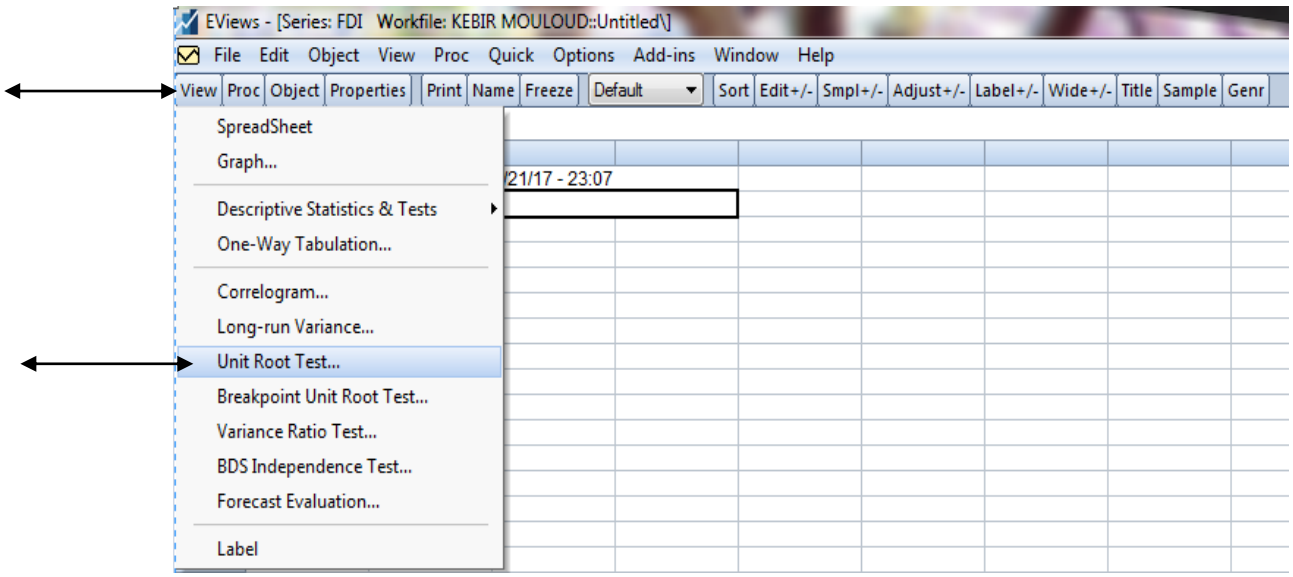
R-squared	0.192907	Mean dependent var	0.016191
Adjusted R-squared	0.071843	S.D. dependent var	0.501879
S.E. of regression	0.483515	Akaike info criterion	1.535541
Sum squared resid	4.675726	Schwarz criterion	1.731883
Log likelihood	-14.42649	Hannan-Quinn criter.	1.587631
F-statistic	1.593429	Durbin-Watson stat	1.949177
Prob(F-statistic)	0.222371		

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 10.0 .

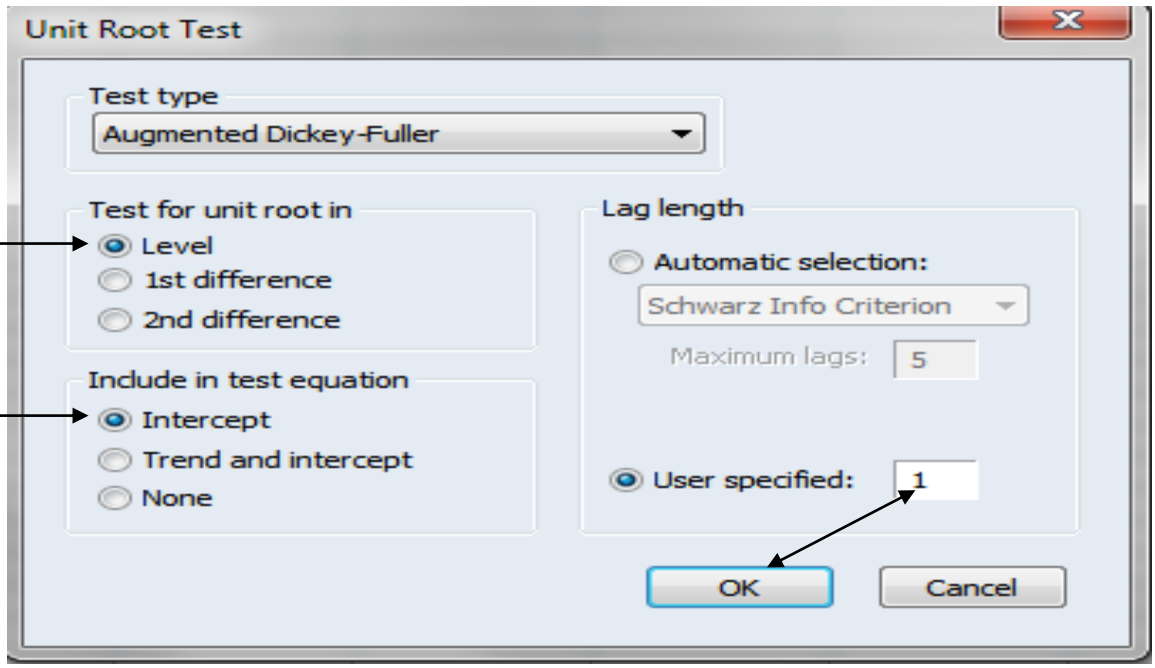
فيما يخص السلسلة **(FDI)** عدم وجود مركبة الاتجاه في السلسلة حيث أخذت t-stat لهذه المعلمة القيمة 0.52 وهي أقل من القيمة المجدولة 2.85 وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية أي عدم وجود مركبة الاتجاه العام ، لذلك وحسب منهجية ديكي فولار ننتقل للنموذج رقم 02 **بوجود قاطعة.**

نقوم باختبار الفرضية : $H_0 : c = 0$ $H_1 : c \neq 0$ النتائج موضحة في الجدول التالي :

للحصول على الجدول رقم 02 باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:



بعد الضغط على View ثم الضغط على Unit-Root Test نتحصل على الشكل التالي:



بعد الضغط على OK ونلاحظ هنا استخدامنا للسلاسل الأصلية Level و الضغط على intercept نتحصل على الجدول التالي:

نتائج الاستقرارية للنموذج رقم 05.

Null Hypothesis: FDI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.969019	0.2975
Test critical values:	1% level	-3.737853	
	5% level	-2.991878	
	10% level	-2.635542	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FDI)
Method: Least Squares
Date: 05/20/22 Time: 12:40
Sample (adjusted): 1992 2015
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FDI(-1)	-0.327906	0.166533	-1.969019	0.0623
D(FDI(-1))	-0.032092	0.211166	-0.151977	0.8807
C	0.319241	0.179837	1.775171	0.0904

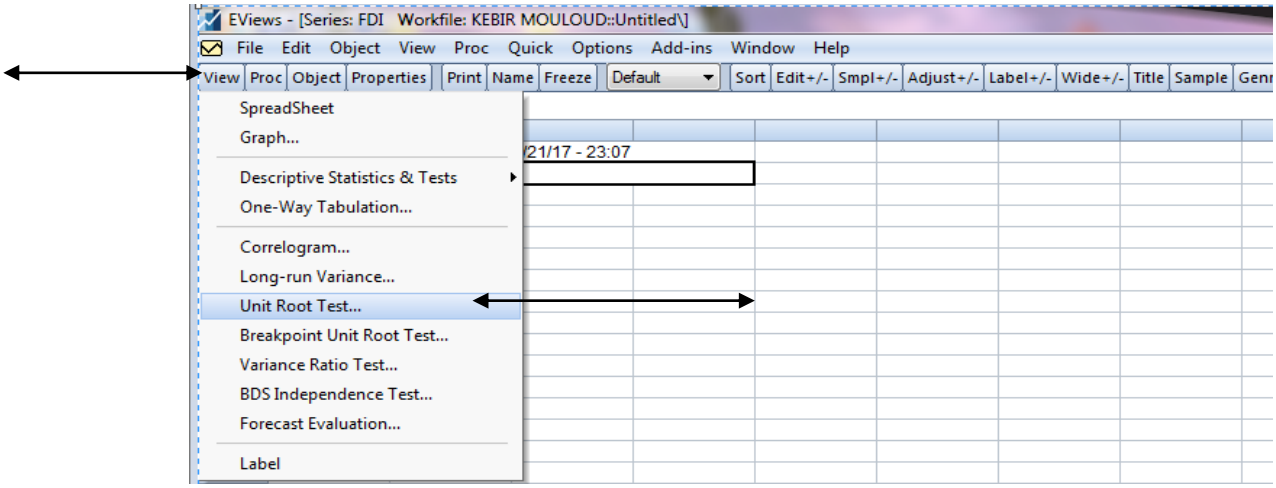
R-squared	0.181981	Mean dependent var	0.016191
Adjusted R-squared	0.104075	S.D. dependent var	0.501879
S.E. of regression	0.475045	Akaike info criterion	1.465654
Sum squared resid	4.739020	Schwarz criterion	1.612910
Log likelihood	-14.58784	Hannan-Quinn criter.	1.504721
F-statistic	2.335893	Durbin-Watson stat	2.006534
Prob(F-statistic)	0.121343		

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 9.0 .

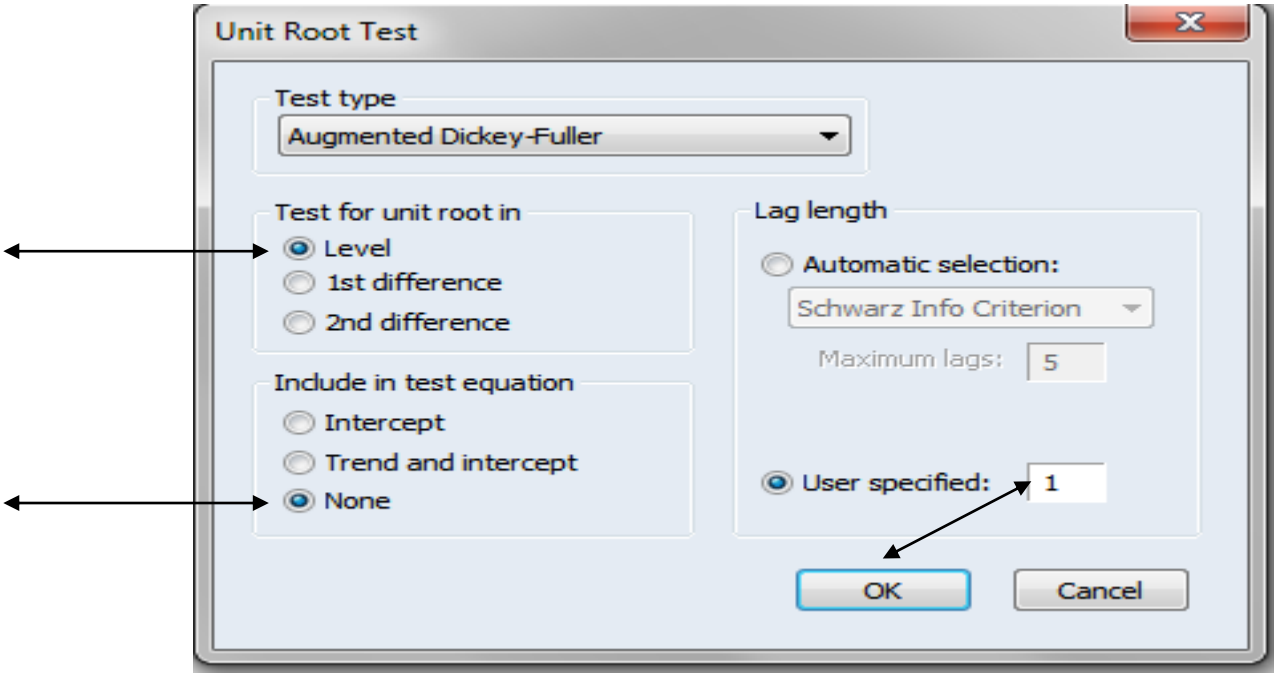
أثبتت النتائج في الجدول رقم(2) عدم وجود الثابت *(C)* في السلسلة، حيث أخذت t-stat لهذه المعلمة القيمة 1.77 وهي أقل من القيمة المجدولة 2.61 وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية أي عدم وجود القاطع، لذلك بعد التأكد من أن كل من معلمة الاتجاه العام ومعلمة القاطعة غير معنويتين نذهب إلى تقدير النموذج الأول حسب منهجية ديكي فولار **بغياب القاطعة والاتجاه العام معا.**

نقوم باختبار الفرضية : $H_0 : \Phi = 1$ / $H_1 : \Phi \prec 1$ النتائج موضحة في الجدول التالي :

للحصول على الجدول رقم 03 باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:



بعد الضغط على View ثم الضغط على Unit-Root Test نتحصل على الشكل التالي:



بعد الضغط علىOK ونلاحظ هنا استخدامنا للسلاسل الأصلية Level و الضغط على None نتحصل على الجدول التالي:

نتائج الاستقرارية للنموذج رقم 04.

Null Hypothesis: FDI has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.839452	0.3418
Test critical values:	1% level	-2.664853	
	5% level	-1.955681	
	10% level	-1.608793	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FDI)
Method: Least Squares
Date: 05/20/22 Time: 12:44
Sample (adjusted): 1992 2015
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FDI(-1)	-0.079112	0.094242	-0.839452	0.4102
D(FDI(-1))	-0.130628	0.213469	-0.611932	0.5469

R-squared	0.059230	Mean dependent var	0.016191
Adjusted R-squared	0.016468	S.D. dependent var	0.501879
S.E. of regression	0.497729	Akaike info criterion	1.522133
Sum squared resid	5.450152	Schwarz criterion	1.620305
Log likelihood	-16.26560	Hannan-Quinn criter.	1.548178
Durbin-Watson stat	2.083618		

أثبتت النتائج في الجدول رقم(3) وجود الجذر الأحادي حيث أن قيمة الإحصائية للاختبار -0.83 وهي قيمة أكبر من القيم الحرجة الموافقة لها عند مستوى دلالة: " 1%، 5%، 10% "، وعليه فهي تحتوي على جذر الوحدة وبالتالي فالسلسلة **(FDI) غير مستقرة.**

نتيجة : السلسلة غير مستقرة من نوع DS بدون مشتقة، لذلك سوف نقوم بالفروقات من الدرجة الأولى ل السلسلة (FDI).

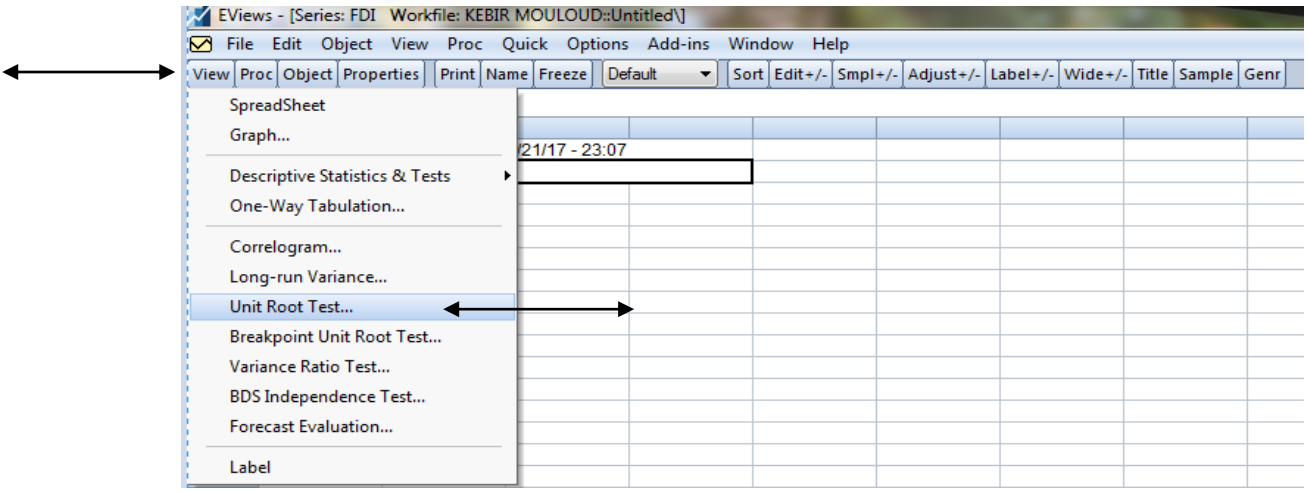
تحديد التأخير *p* "فترة التأخير"وتحدد بأقل قيمة للمعايير: Akaike (AC)، Hannan-Quinn (HQ)، Schwarz (SC) .

للحصول على درجة التأخير لاختبار DF باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية :

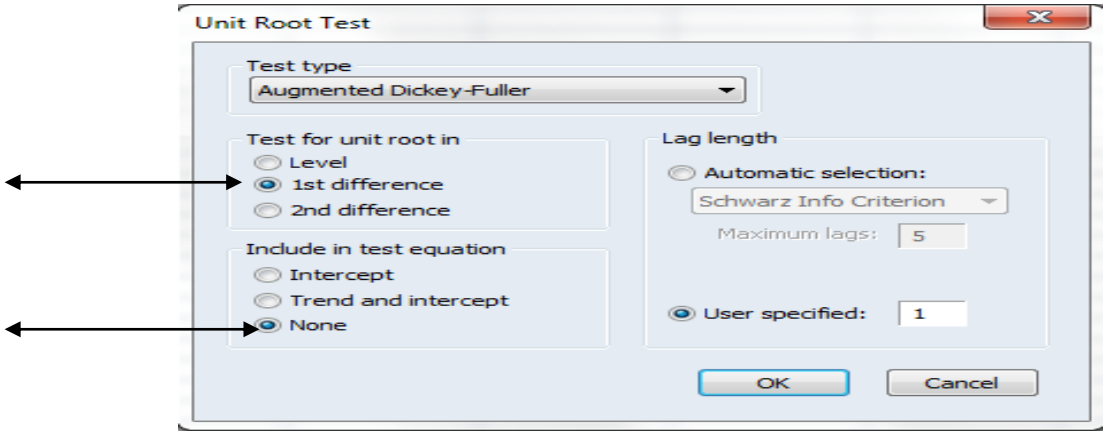
ملاحظة : السلسلة غير مستقرة من نوع DS بدون مشتقة لذلك سوف نقوم بالفروقات من الدرجة الأولى ل السلسلة (FDI)، ونذهب مباشرة للنموذج 04 ونقوم بداسته كما في السابق، وذلك لأنَّ خصائص السلسلة الاصلية هو نفس خائص اللسلة بالفروقات.

نقوم باختبار الفرضية : $H_0 : \Phi = 1$ / $H_1 : \Phi < 1$ النتائج موضحة في الجدول التالي :

للحصول على النموذج رقم 04 باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:



بعد الضغط على View ثم الضغط على Unit-Root Test نتحصل على الشكل التالي:



بعد الضغط على OK ونلاحظ هنا استخدامنا لسلاسل الفروقات من الدرجة الأولى 1st difference والضغط على None نتحصل على الجدول التالي:

نتائج الاستقرارية للنموذج رقم 04

Null Hypothesis: D(FDI) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.221559	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.669359	
	5% level	-1.956406	
	10% level	-1.608495	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(FDI,2)
Method: Least Squares
Date: 04/21/17 Time: 22:15
Sample (adjusted): 1993 2015
Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FDI(-1))	-1.620291	0.310308	-5.221559	0.0000
D(FDI(-1),2)	0.380885	0.202260	1.883151	0.0736

R-squared	0.645050	Mean dependent var	-0.003458
Adjusted R-squared	0.628148	S.D. dependent var	0.784415
S.E. of regression	0.478334	Akaike info criterion	1.445926
Sum squared resid	4.804871	Schwarz criterion	1.544665
Log likelihood	-14.62815	Hannan-Quinn criter.	1.470759
Durbin-Watson stat	2.023004		

أثبتت النتائج في الجدول رقم(6) عدم وجود الجذر الأحادي حيث أن قيمة الإحصائية للاختبار -5.22 وهي قيمة أقل من القيم الحرجة الموافقة لها عند مستوى دلالة:" 1%، 5%، 10%" وعليه فهي لا تحتوي على جذر الوحدة **وبالتالي فالسلسلة (DFDI) مستقرة.**

نتيجة : السلسلة (FDI) متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

دراسة إستقرارية سلسلة معدل التضخم (INF):" بنفس الطريقة المستخدمة في السلسلة السابقة.

نتيجة: السلسلة (INF) متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

دراسة إستقرارية سلسلة معدل النمو الاقتصادي (PIB): بنفس الطريقة المستخدمة في السلسلة السابقة.

نتيجة: السلسلة (PIB) متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

دراسة إستقرارية سلسلة سعر الصرف (TCH): بنفس الطريقة المستخدمة في السلسلة السابقة.

نتيجة: السلسلة (TCH) متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

دراسة إستقرارية سلسلة ميزان المدفوعات (BP): بنفس الطريقة المستخدمة في السلسلة السابقة.

نتيجة: السلسلة (BP) متكاملة من الدرجة الأولى I(1).

***<u>اختبار فيليبس– بيرون</u>:**

يقوم هذا الاختبار على تصحيح غير معلمي لإحصاءات ديكي– فولر وذلك للأخذ بعين الاعتبار مشكلة تغير تباين الحد العشوائي. ويتم في أربع خطوات:

*تقدير النماذج الثلاثة الأساسية لاحتيار ديكي–فولر باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية مع حساب الإحصاءات المرتبطة بها.

*تقدير تباين المدى القصير: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_t^2$ حيث e_t يمثل باقي التقدير.

*تقدير معامل التصحيح s_t^2 (المسمى بالتباين طويل المدى) المحدد انطلاقا من بنية التباينات المشتركة لبواقي النماذج المقدرة مسبقا، حيث[1]:

$$s_t^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}\left(1 - \frac{i}{l+1}\right)\frac{1}{n}\sum_{t=i+1}^{n} e_t e_{t-i} \quad \ldots\ldots\ldots(1)$$

ولتقدير هذا التباين يجب تحديد عدد التأخيرات l (**troncature de Newey-West**) المقدر بدلالة عدد المشاهدات n : $l \approx 4\left(n/100\right)^{2/9}$

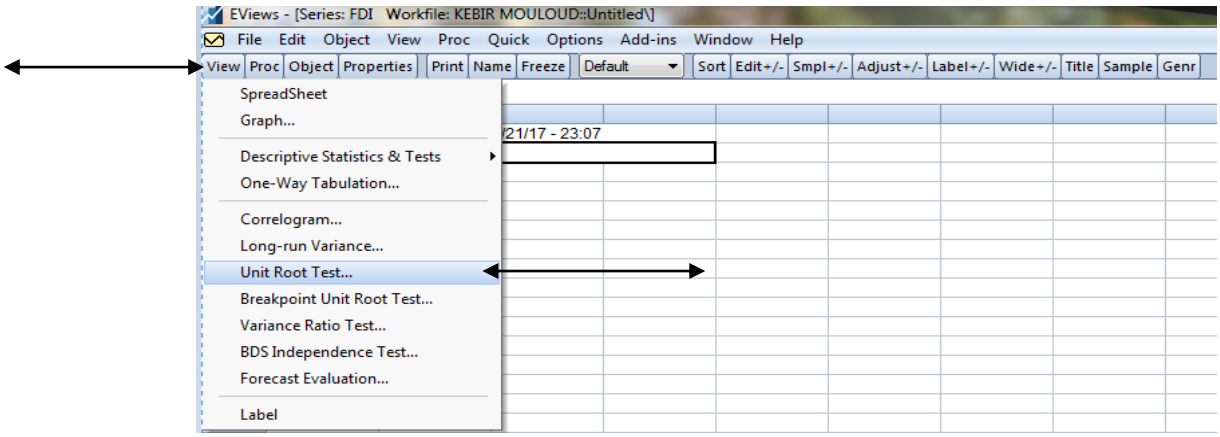
*حساب إحصائية فليبس– بيرون PP : $t_{\hat{\phi}}^{*} = \sqrt{k} \times \frac{\left(\hat{\phi} - 1\right)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}} + \frac{n(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}}$

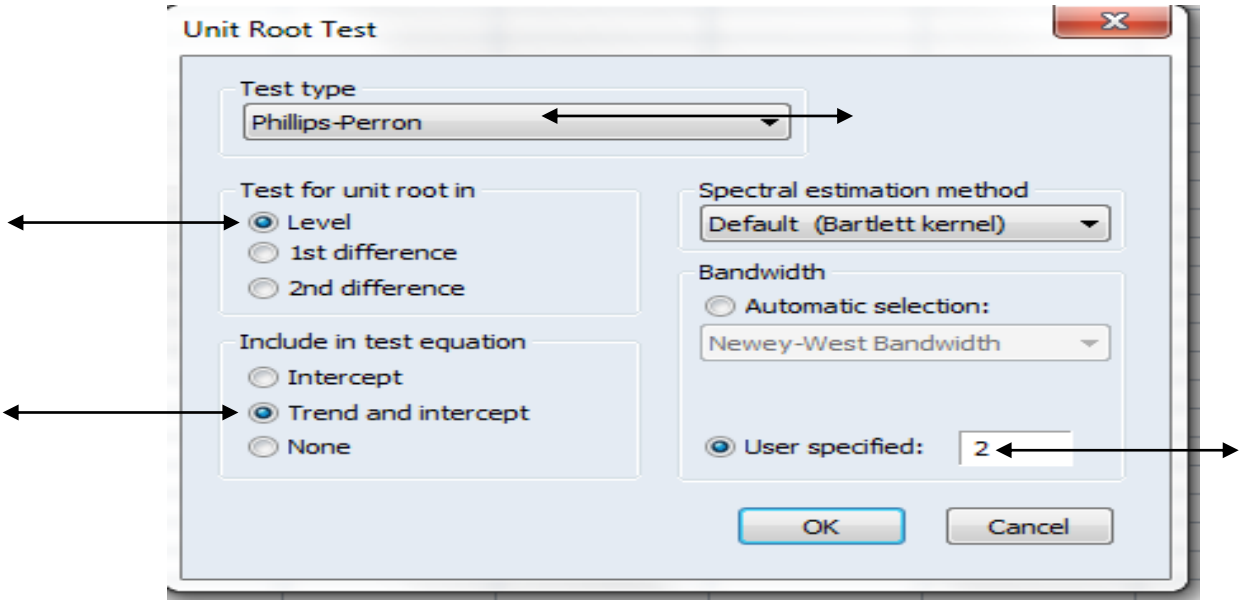
مع $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_1^2}$. تقارن هذه الإحصائية مع القيم الحرجة لجدول ماك كينون. فإذا تبين أن PP اكبر من القيمة المجدولة فنقول عن السلسلة أنها تحتوى على جذر الوحدة وبالتالي فهي غير مستقرة.

للحصول على هذا الجدول باستخدام EViews نقوم بالخطوات التالية: فقط نستبدل الاختيار باختبار فيليب– بيرون فقط عدد التأخيرات تحسب بالطريقة التالية:

$l \approx 4\left(n/100\right)^{2/9}$كما يلي:

[1] Phillips Peter C. B., & Perron Pierre, **Testing for a unit root in time series regression** ,*Biometrika*, Vol 75, Jun 1988, p346.





ونقوم بنفس الخطوات المستخدمة في السلاسل السابقة باستخدام ديكي فولر .

2.1 اختبار علاقة التكامل المتزامن التكامل المشترك :

إذا كانت كانت السلسلتان الزمنيتان: X_t ، Y_t غير ساكنتين، وتم استخدامهما في تقدير معادلة الانحدار فإنَّ الانحدار الذي تحصلنا عليه في هذه الحالة يكون انحدارا زائفا (Supurious regression) لا معنى له. غير أن ذلك قد لا يتحقق إذا كانت السلسلتان محل الدراسة تتمتعان بخاصية التكامل المشترك (Cointegration).

ويُعَرَّفُ التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين Y_t،x_t (أو أكثر) بحيث تؤدي التقلبات في إحداهما لإلغاء التقلبات في السلسلة الأخرى، وهذا يعني أنه يمكن أن يكون لدينا سلسلتان زمنيتان غير ساكنين إذا ما أخذت كل منهما على حدى، ولكن إذا تم أخذهما كمجموعة أي تمَّ إيجاد علاقة خطية (Linear Combination) من هاتين السلسلتين فإنها تكون ساكنة أو مستقرة. مثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات تعتبر مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة المتغير المستقل أو مجموعة المتغيرات المستقلة.

ويتطلب القول بأن السلسلتين الزمنيتين Y_t،x_t بينهما تكامل مشترك أن تكون كل منهما متكاملة من الرتبة الأولى، وأن تكون البواقي الناتجة من تقدير العلاقة بينهما والتي تعبِّر عن علاقة خطية بينهما متكاملة من الرتبة صفر ويُعبِّر عن ذلك كما يلي:

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

$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$

$u_t \sim I(0)$

ومما ينبغي ملاحظته أنَّ الحد العشوائي متمثلا في عنصر الخطأ يقيس انحراف العلاقة المقدرة في الأجل القصير عن اتجاهها التوازنى في الأجل الطويل، وهو ما يعني أن التكامل المشترك هو التعبير الإحصائي لعلاقة التوازن طويلة الأجل، فلو أن هناك متغيرين يتصفان بخاصية التكامل المشترك فإنَّ العلاقة بينهما تكون متجهة لوضع التوازن في الأجل الطويل بالرغم من إمكانية وجود انحراف عن هذا الاتجاه في الأجل القصير، وتنعكس هذه الانحرافات في البواقي المتمثلة في:

$e_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t$

1.2.1 اختبارات التكامل المشترك:

توجد عدة اختبارات يمكن استخدامها لاختبار التكامل المشترك بين سلسلتين: Y_t، X_t نعرض منها ما يلي:

1) اختبار انجل-غرانجر (EG Test)

ولإجراء هذا الاختبار نتبع الخطوات الآتية:

أ) نقوم بتقدير إحدى الصيغ الآتية للتكامل المشترك من المتغيرين Y_t،xt

$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$ (I)

$Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \beta_3 X_t + u_t$ (II)

ويلاحظ أن النموذج (I) يحتوي على حد ثابت دون اتجاه زمني بينما يحتوي النموذج (II) على حد ثابت واتجاه زمني.

ب) نحصل على تقدير البواقي وفقا للصيغة المستخدمة:

$e_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t$ (I)

$e_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 t - \hat{\beta}_3 X_t$ (II)

ج) نقوم باختبار مدى سكون السلسلة e_t بنفس الطريقة التي ذكرناها في اختبار (DF) أو اختبار (ADF) وذلك بتقدير إحدى الصيغتين الآتيين:

$$\Delta e_t = \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (I)$$

$$\Delta e_t = \lambda e_{t-1} + \sum_{j=1}^{m} \alpha_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (II)$$

وتجد قيمة τ^* المحسوبة ويتم مقارنتها بالقيمة الحرجة المستخرجة من جداول أنجل – جرانجر أو التي يمكن الحصول عليها ضمن النتائج من بعض الحقائب الإحصائية (Eviews) .

فإذ كانت τ^* المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة فإننا نرفض فرض العام: $H_0 : \lambda=0$ [1] وبالتالي تكون السلسلة e_t ساكنة وتتصف بيانات السلسلتين (X_t , Y_t) في هذه الحالة بخاصية التكامل المشترك، وبالتالي فإن الانحدار المقدر من السلسلتين لا يكون زائفا، أما إذا حدث العكس فإن المتغيرات محل الاعتبار لا تتمتع بخاصية التكامل المشترك وبالتالي يكون الانحدار زائفا .

2) اختبار الانحدار المتكامل لدربن واطسون (CRDW) :

وفقا لهذا الاختبار تتبع الخطوات الآتية:

أ) نقوم بحساب قيمة اختبار دربن واطسون d^* من النموذج الأصلي لانحدار Y_t على X_t.

ب) نختبر فرض العدم $H_1 : \lambda=0$ وذلك بمقارنة قيمة d^* المحسوبة بالقيمة الجدولية المستخرجة من جداول خاصة أعدت لهذا الغرض.

تكامل مشترك وهو نفس الاستنتاج الذي تم الحصول عليه باستخدام اختبار(EG test) .

مثال:

باستخدام البيانات الواردة في جدول (11.1) ، اختبر وجود تكامل مشترك بين السلسلتين (PCE ،PDI)

الحل:

حيث أن اختبار سكون السلسلتين ((PCE ،PDI) أظهر أن كل منهما غير ساكنة، لذلك فهناك احتمال أن تكون علاقة الانحدار بين هاتين السلسلتين والتي سبق الحصول عليها كما يلى :

$$\hat{PCE}_t = -171.4412 + 0.9672\ PDI_t$$

$$\tau^* \qquad (-7.48) \qquad (119.8711)$$

[1] لاحظ أن فرض العدم تم صياغته على الصورة $H_0 : d=0$ بدلا من $H_0 : d=2$ وذلك لأنه في العلاقة التقريبية بين، $d^* \cong 2(1-\hat{\rho})$ وهي d^* ، إذا كان هناك جذر الوحدة فلين $\hat{\rho}=1$ وهذا يعني أن $d^*=0$

$R^2 =$ 0.9940 $d^* = 0.5316$

يمثل هذا الانحدار زائفا أي لا معنى له، وللتحقق من ذلك تم الحصول على سلسلة الأخطاء e_t من المعادلة السابقة كما يلى :

$$e_t = P\hat{C}E_t + 171.4412 - 0.9672\ PDI_t$$

وبإجراء معادلة انحدار للمتغير Δe_tعلى المتغير e_{t-1} تم الحصول على المعادلة الآتية :

$$\Delta e_t = -0.2753\ e_{t-1} \qquad \tau^* = (-3.779) \qquad R^2 = 0.1422$$

ومقارنة قيمة τ^* المحسوبة بالقيم الحرجة من جدول DF وعند مستوى معنوية 5% نجد أنها تساوي على الترتيب -1.95 وحيث أن القيمة المطلقة لـτ^* أكبر من القيم الحرجة المستخرجة ، فإننا نستنتج رفض فرض العدم بمعنى أن السلسلة e_t ساكنة ، وبناء على ذلك فِنه يمكن القول أنه بالرغم من أن السلسلتين (PDI، PCE) كل منهما على حدى غير ساكنة، إلا أن العلاقة الخطية بينهما والمتمثلة في المتغير e_t أظهر الاختبار أنها ساكنة، ومعنى هذا أن السلسلتين (PDI، PCE) بينهما تكامل مشترك أو بعبارة أخرى توجد علاقة توازنية بينهما في الأجل الطويل، ومن ثمَّ فإن علاقة الانحدار بينهما تمثل علاقة حقيقية وليست زائفة، وهذا يخالف الاستنتاج الذي تم الوصول إليه قبل إجراء اختبار التكامل المشترك بين السلسلتين.

3) طريقة جوهانسن[1]:

تمكننا هذه الطريقة من معرفة العدد الكلي لمتجهات التكامل المشترك (عدد العلاقات التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات)، ويعتمد هذا المنهج على طريقة الإمكانية العظمى لتقدير عدد المتجهات المتكاملة في نموذج ((VAR(k) الذي يحوي على سلاسل زمنية مستقرة ويكتب على النحو التالي:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k-1} + \Pi X_{t-k} + C + \varepsilon_t$$

حيث:

Δ : يمثل الفروق من الدرجة الأولى، و X_t : يمثل متجه يحتوي على متغيرات الدراسة، و C : متجه من الثوابت، و ε_tيمثل متجه بواقي التقدير والذي يتبع التوزيع الطبيعي، و k يمثل عدد الفجوات الزمنية المدرجة في النموذج.

ويحتوي Γ_i حيث $\Gamma_i = (I - \varphi_1 - \phi_2 - \ldots - \phi_i)$ على معلمات المصفوفة في المدى القصير، كما تحتوي المصفوفة Π على معلومات عن العلاقة التوازنية في المدى الطويل بين متجه المتغيرات محل الدراسة.

[1] يفضل استعمال منهجية يوهانسن حتى في حالة متغيرين.

وحسب منهج جوهانس فان المصفوفة Π يمكن كتابها على النحو التالي : $\Pi = \alpha\beta'$، حيث β تمثل متجهات التكامل المشتركr

و α مصفوفة تحتوي على سرع التعديل نحو التوازن من اجل كل شعاع للتكامل المشترك. وقد استعمل يوهانس أسلوب الإمكانية العظمى لتقدير α و β وتحديد اختبارين للكشف عن وجود وعدد متجهات التكامل المشترك. الأول اختبار الأثر وذلك لاختبار فرضية العدم H_0 بوجود عدد من المتجهات تساوي على الأكثر r، في مقابل الفرض البديل H_1 بان عددها يتجاوزr. وتحسب إحصائية الأثر انطلاقا من العلاقة التالية:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{p}\ln\left(1-\hat{\lambda}_i\right)$$

ويتم رفض فرضية العدم عندما يتبين أن λ_{trace} المحسوبة اكبر من القيمة المجدولة عند مستوى دلالة معين، والاختبار الثاني هو اختبار القيمة الذاتية القصوى لاختبار فرضية العدم H_0 بان عدد متجهات التكامل المشترك تساوي r، في مقابل الفرض البديل H_1 بان عددها يساوي r+1. ويتم حساب إحصائيته انطلاقا من العلاقة التالية:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T\ln\left(1-\hat{\lambda}_{r+1}\right)$$

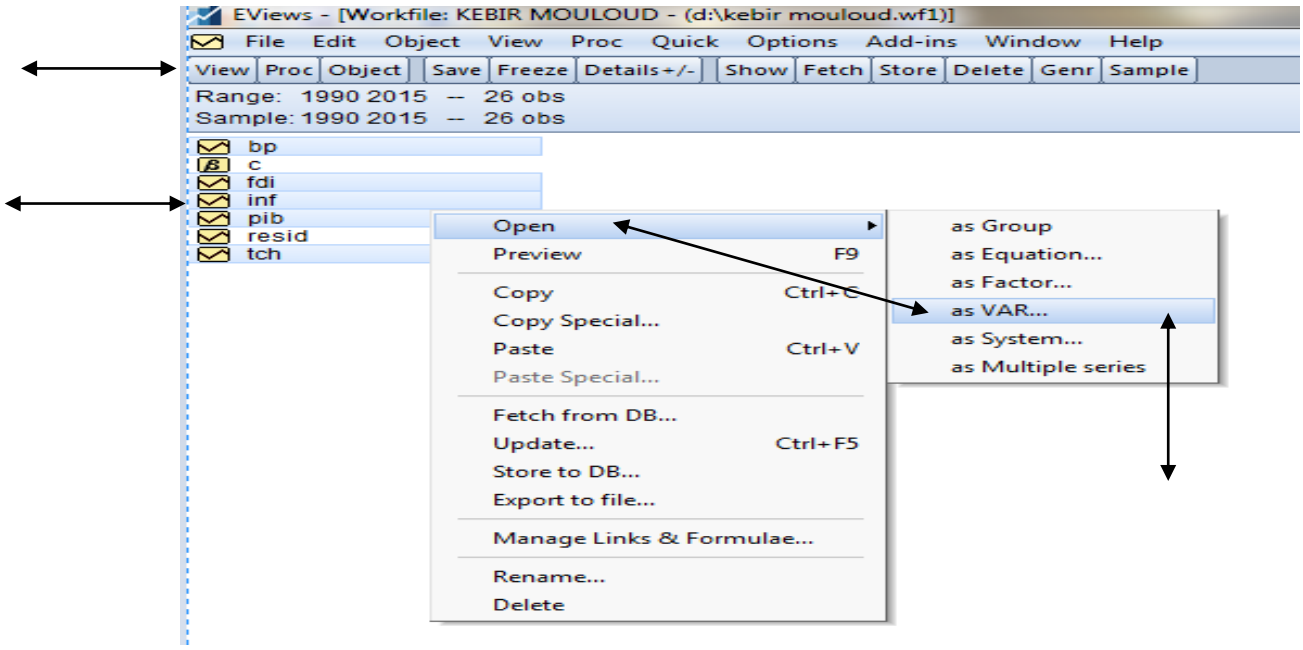
ويتم رفض فرض العدم في حالة ما إذا تبين أن $\lambda_{\max}$ المحسوبة اكبر من القيمة المجدولة وذلك عند مستوى دلالة معين.

1.3 تطبيق اختبار جوهانسون على EViews10

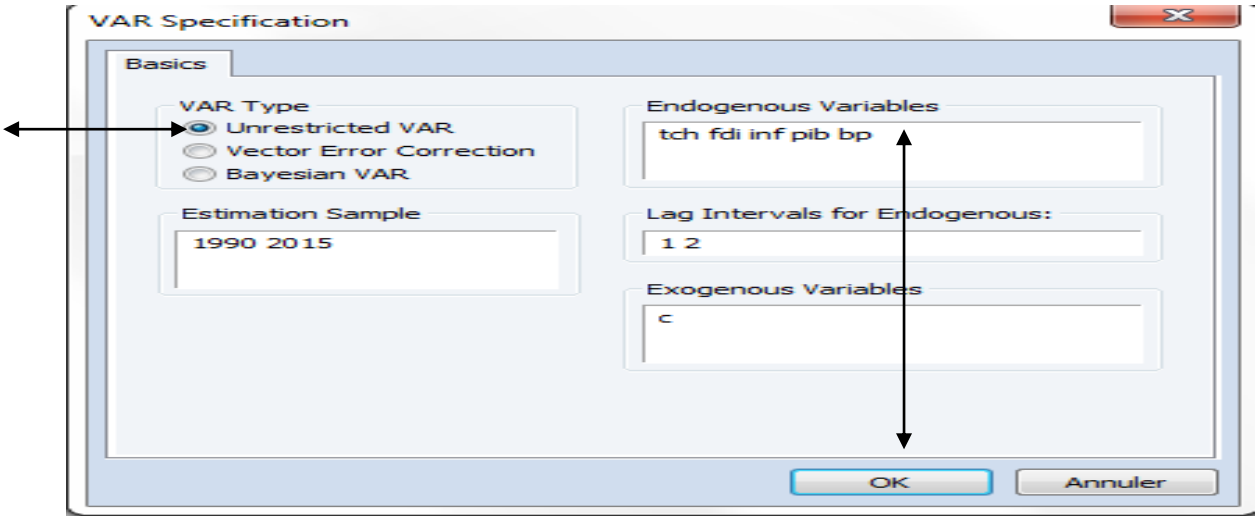
ملاحظة: قبل إجراء هذا الاختبار يتعين تحديد عدد الفجوات الزمنية **P** الواجب إدراجها في هذا الاختبار، ويمكن استعمال احد المعايير الأكثر استعمال مثل: **AIC**، **SC** وذلك بعد تقدير السلاسل الأصلية (**INF FDI ,TCH,BP,PIB**) بواسطة **VAR**، والنتائج موضحة في الجدول التالي :

للحصول على هذا الجدول رقم 07 باستخدام EViews نقوم بالخطوات التالية:

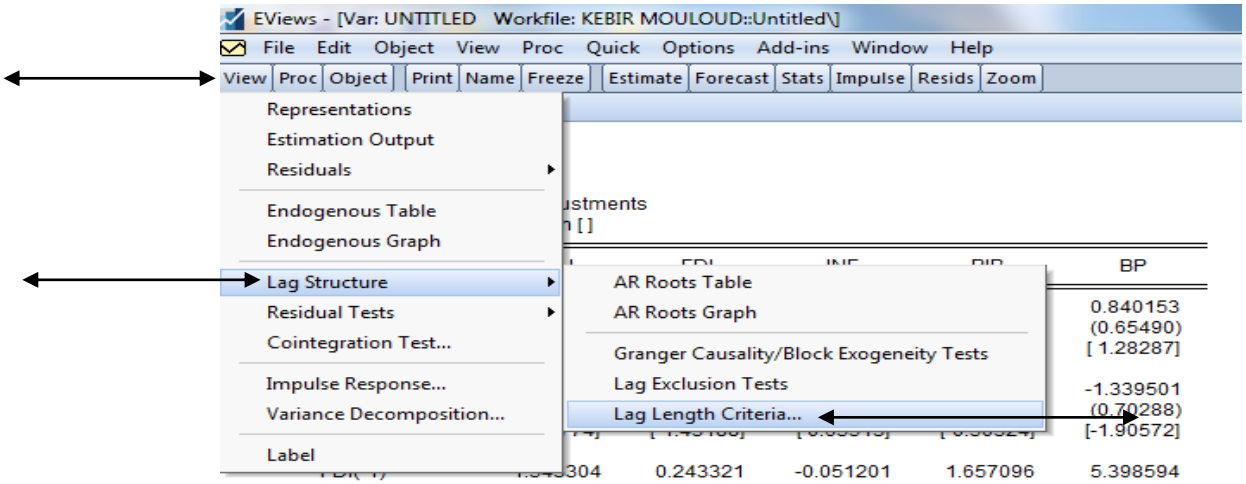
نقوم بتضليل السلاسل الأصلية والضغط على الجهة الجهة اليمنى للفأرة والضغط عىلى Open- as Var.



بعد الضغط على as Var نتحصل على :

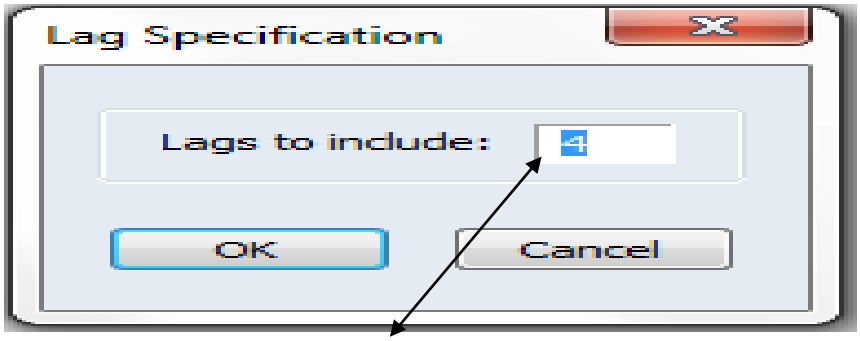


بعد الضغط على OK نتحصل على :



					BP
					0.840153
					(0.65490)
					[1.28287]
					-1.339501
					(0.70288)
					[-1.90572]
	1.543304	0.243321	-0.051201	1.657096	5.398594
	(3.30774)	(0.24484)	(2.44917)	(1.14898)	(6.77162)
	[-0.46657]	[0.99379]	[-0.02091]	[1.44223]	[0.79724]
FDI(-2)	-3.178163	-0.310523	2.307400	-0.399689	5.636282
	(2.74791)	(0.20340)	(2.03465)	(0.95452)	(5.62554)
	[-1.15657]	[-1.52665]	[1.13405]	[-0.41873]	[1.00191]
INF(-1)	-0.038322	-0.043768	0.636563	0.143532	-0.262652
	(0.36200)	(0.02680)	(0.26803)	(0.12574)	(0.74108)
	[-0.10586]	[-1.63345]	[2.37493]	[1.14147]	[-0.35442]
INF(-2)	-0.098397	0.010382	-0.221460	-0.075859	0.140408
	(0.23907)	(0.01770)	(0.17702)	(0.08304)	(0.48943)
	[-0.41158]	[0.58667]	[-1.25105]	[-0.91347]	[0.28688]
PIB(-1)	-1.000613	0.035664	-1.723542	-0.256084	2.256857
	(0.85720)	(0.06345)	(0.63470)	(0.29776)	(1.75487)
	[-1.16730]	[0.56208]	[-2.71552]	[-0.86004]	[1.28606]
PIB(-2)	-0.701836	-0.051179	-0.264220	0.274486	1.675199
	(0.79152)	(0.05859)	(0.58607)	(0.27494)	(1.62041)

بعد الضغط عل العنوان المضلل Lag Length Cretiria: نتحصل على :



وضع أقص تأخير ممكن نحن وضعنا 04 بعد الضغط على OK نتحصل على :

نتائج التأخيرات .

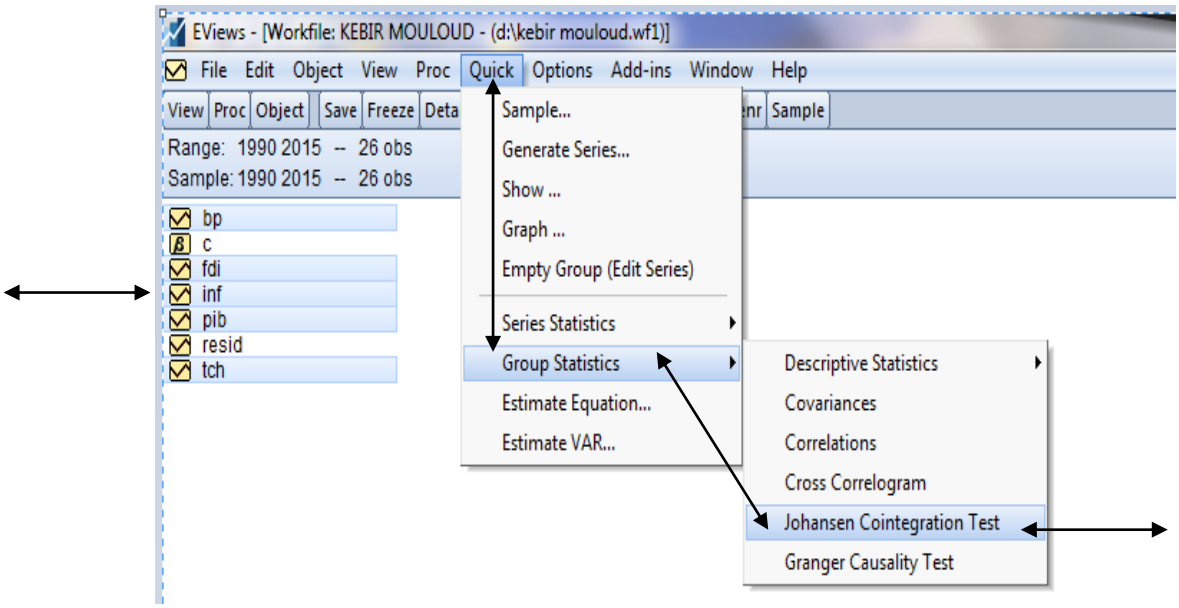
VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: FDI INF PIB TCH BP
Exogenous variables: C
Date: 04/21/17 Time: 23:09
Sample: 1990 2015
Included observations: 23

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-321.9102	NA	1525551.	28.42698	28.67382	28.48906
1	-252.1058	103.1892*	32967.17*	24.53094	26.01202*	24.90342*
2	-231.0372	21.98457	66707.80	24.87280	27.58811	25.55570
3	-195.6857	21.51829	90673.81	23.97267*	27.92222	24.96597

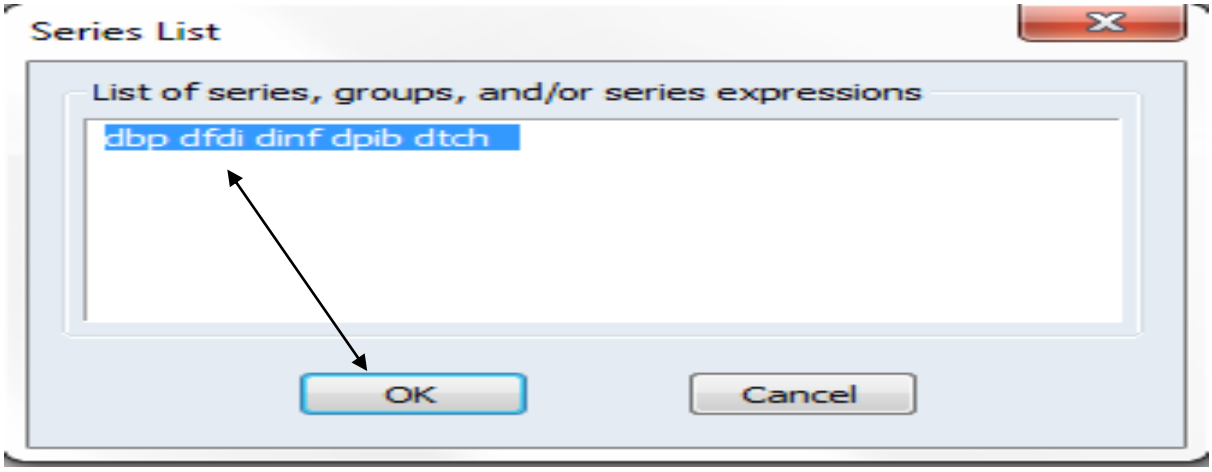
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

نقوم بإجراء هذا الاختبار على VAR (1) لأنه تحتوي على أكبر عدد من المؤشرات المثلى .

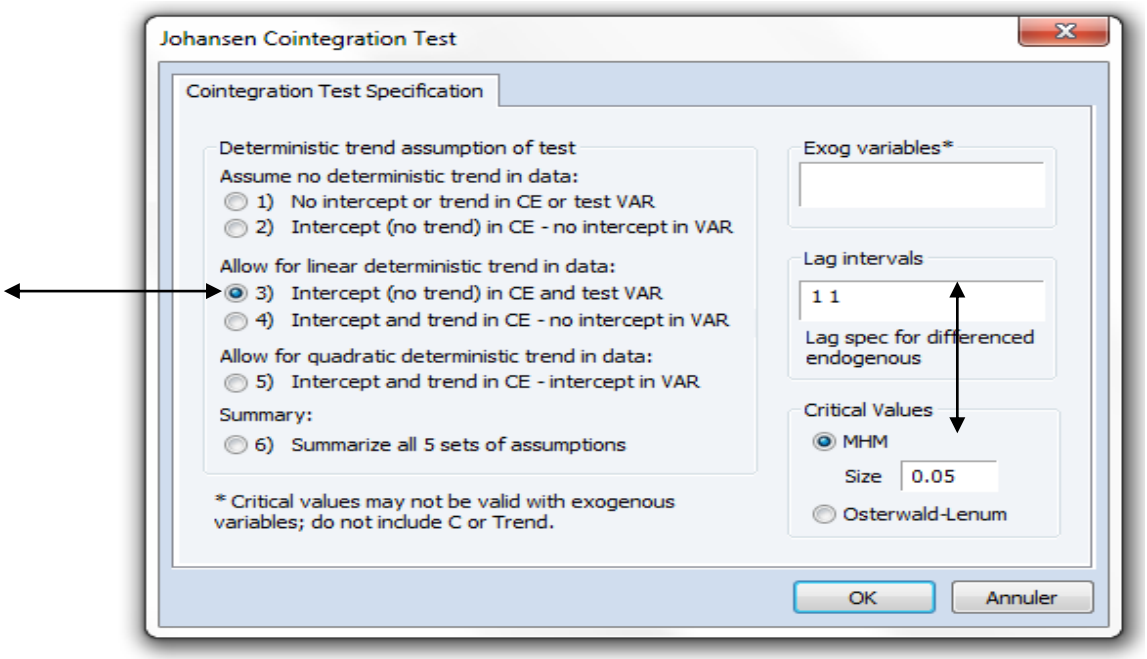
للحصول على الجدول رقم 08 باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:



بعد تضليل السلاسل الأصلية نضغط على Quique ثم Groupe Stastique ثم نضغط على Jouhansen Cointegration test نتحصل على :



بعد الضغط على OK نتحصل على:



نقوم باختيار الفرضية المناسبة من نتائج الاستقرارية واختيار التأخير المتحصل عليه سابقا وبعد الضغط على OK نتحصل على:

نتائج إختبار جوهانسون

Date: 04/21/17 Time: 23:09
Sample (adjusted): 1992 2015
Included observations: 24 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: FDI INF PIB TCH BP
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 *	0.890927	84.66251	69.81889	0.0021
At most 1	0.469397	31.48490	47.85613	0.6403
At most 2	0.295164	16.27510	29.79707	0.6928
At most 3	0.278838	7.880151	15.49471	0.4783
At most 4	0.001447	0.034753	3.841466	0.8521

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 *	0.890927	53.17761	33.87687	0.0001
At most 1	0.469397	15.20981	27.58434	0.7314
At most 2	0.295164	8.394947	21.13162	0.8780
At most 3	0.278838	7.845398	14.26460	0.3946
At most 4	0.001447	0.034753	3.841466	0.8521

Max-eigenvalue 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

تشير نتائج الجدول إلى نتائج اختبار جوهانسون ، والذي يبين لنا وجود أي متجه للتكامل المشترك عند مستوى معنوية 1% و5% أي نقبل الفرضية H_0 لأن إحصائية الأثر و القيمة الذاتية القصوى أكبر من القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 1% و5%.

2.3 دراسة السببية:

* **السببية حسب مفهوم غرانجر Granger** :

حسب مفهوم غرنجر للسببية فانه يمكن القول أن المتغير X يسبب المتغير Y إذا كان توقع هذا الأخير الذي يعتمد بشكل كبير على ماضي X إضافة إلى ماضيه هو أحسن من توقع Y الذي يعتمد فقط على ماضية. ويشتمل اختيار غرنجر على تقدير الزوج التالي من الانحدارات :

$$Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_j X_{t-j} + \mu_{1t} \quad \ldots\ldots\ldots 1$$

$$X_t = c_2 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \delta_j Y_{t-j} + \mu_{2t} \quad \ldots\ldots\ldots 2$$

ويمكن تمييز أربع حالات:

1- سببية أحادية الاتجاه من X_t نحو Y_t : وهذا يعني أن معلمات المتغير X_t المبطأ في المعادلة 1 تختلف إحصائيا عن 0 أي $\left(\sum_{j=1}^{m} \beta_j \neq 0\right)$ ، ومعلمات المتغير Y_t المبطأ في المعادلة 2 لا تختلف إحصائيا عن 0 أي $\left(\sum_{j=1}^{q} \delta_j = 0\right)$.

2- سببية أحادية الاتجاه من Y_t نحو X_t : وهذا يعني أن معلمات المتغير X_t المبطأ في المعادلة 1 لا تختلف إحصائيا عن 0 أي $\left(\sum_{j=1}^{m} \beta_j = 0\right)$ ، ومعلمات المتغير Y_t المبطأ في المعادلة 2 تختلف إحصائيا عن 0 أي $\left(\sum_{j=1}^{q} \delta_j \neq 0\right)$.

3- تغذية استرجاعية أي X_t يسبب Y_t، و Y_t يسبب X_t : وبعني هذا أن جميع المعلمات للمتغيرين المبطئين في المعادلتين 1 و2 تختلف إحصائيا عن 0.

4- لا توجد سببية بين المتغيرين X_t **و** Y_t: وبعني هذا أن جميع المعلمات للمتغيرين المبطئين في المعادلتين 1 و2 لا تختلف إحصائيا عن 0.

أما بالنسبة للخطوات المتبعة في اختبار السببية لـ غرنجر فيمكن توضيحها في ما يلي :

1- نقوم بتقدير صيغة انحدار المتغير Y_t على مبطأته Y_{t-i} ومتغيرات أخرى إن كان يعتقد أن لها تأثير على Y_t فقط واستبعاد مبطئات المتغير X_t و تسمى بالصيغة المقيدة، وانطلاقا من هذه الصيغة بمكن الحصول على مجموع مربعات البواقي المقيدة RSS_R .

2- نقوم بتقدير صيغة انحدار Y_t على مبطأته Y_{t-i} ومتغيرات أخرى إن كان يعتقد أن لها تأثير على Y_t بالإضافة إلى مبطئات المتغير X_t و تسمى هذه الصيغة بالصيغة غير المقيدة وانطلاقا منها بمكن الحصول على مجموع مربعات البواقي غير المقيدة RSS_{UR} .

3- اختبار فرض العدم والذي ينص على عدم وجود علاقة سببية تتجه من المتغير X_t نحو المتغير Y_t أي: $H_0 : \sum \beta_j = 0$. ولاختبار هذا الفرض يجب حساب إحصائية فيشر F_c من العلاقة التالية:

$$F_c = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)}$$

والتي تتبع توزيع فيشر مع m و $n-k$ درجات حرية، حيث m يمثل عدد الفجوات الزمنية في حالة المتغير X، و k هو عدد المعالم المقدرة في الصيغة غير المقيدة. فإذا تجاوزت قيمة فيشر المحسوبة F_c القيمة الجدولية F_t عند مستوى دلالة مختار نرفض فرض العدم ونقول أن المتغير X_t يسبب المتغير Y_t.

4- يمكننا إعادة نفس الخطوات السابقة على النموذج 2 وذلك قصد معرفة ماذا كان المتغير Y_t يسبب المتغير X_t.

كما يمكن تسجيل بعض الأشياء المهمة والتي يجب أخذها بعين الاعتبار أثناء إجراء هذا الاختبار وهي:

*يجب أن تكون السلاسل الزمنية قيد الدراسة مستقرة .

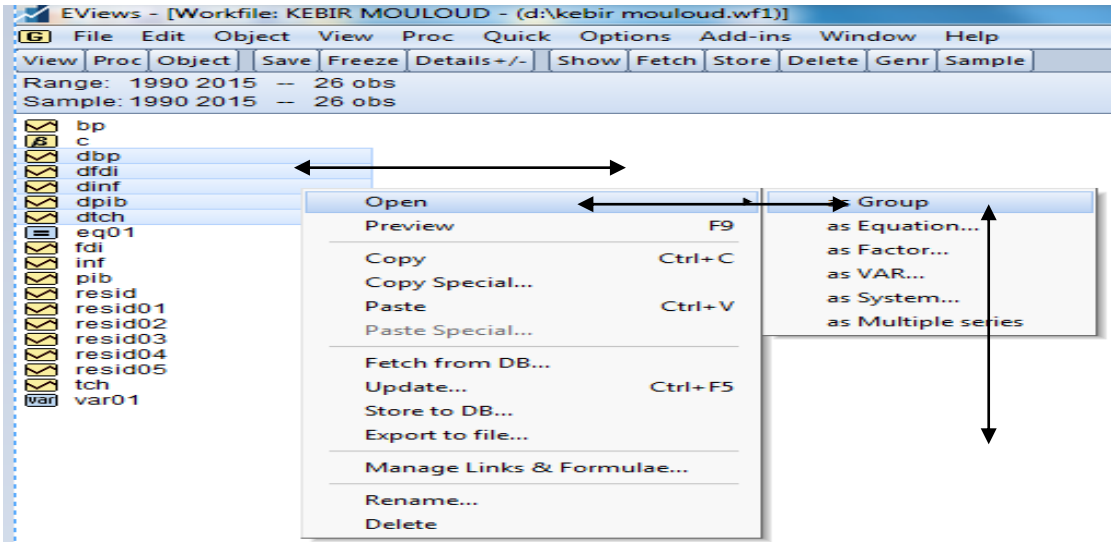
*تحديد عدد الفجوات الزمنية المختارة في اختبار السببية ، يمكن استعمال احد المعيار الأكثر استعمالا **Akaike** أو **Schwarz**.

*يجب أن يكون حدي الخطأ في النموذجين μ_{1t} و μ_{2t} غير مرتبطين.

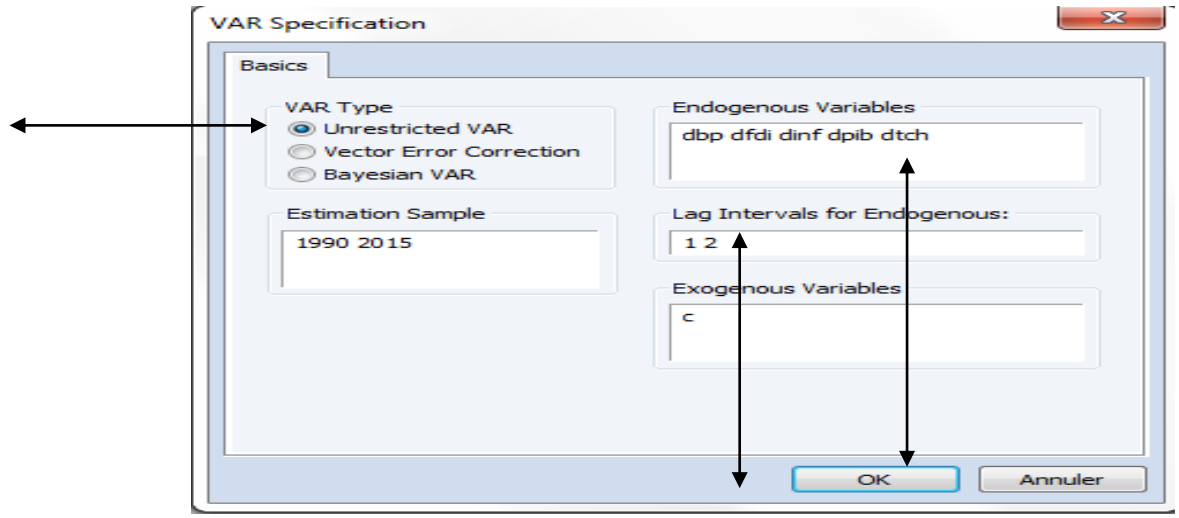
***تحديد عدد الفجوات الزمنية المختارة في اختبار السببية:**

للحصول على الجدول رقم 09 باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:

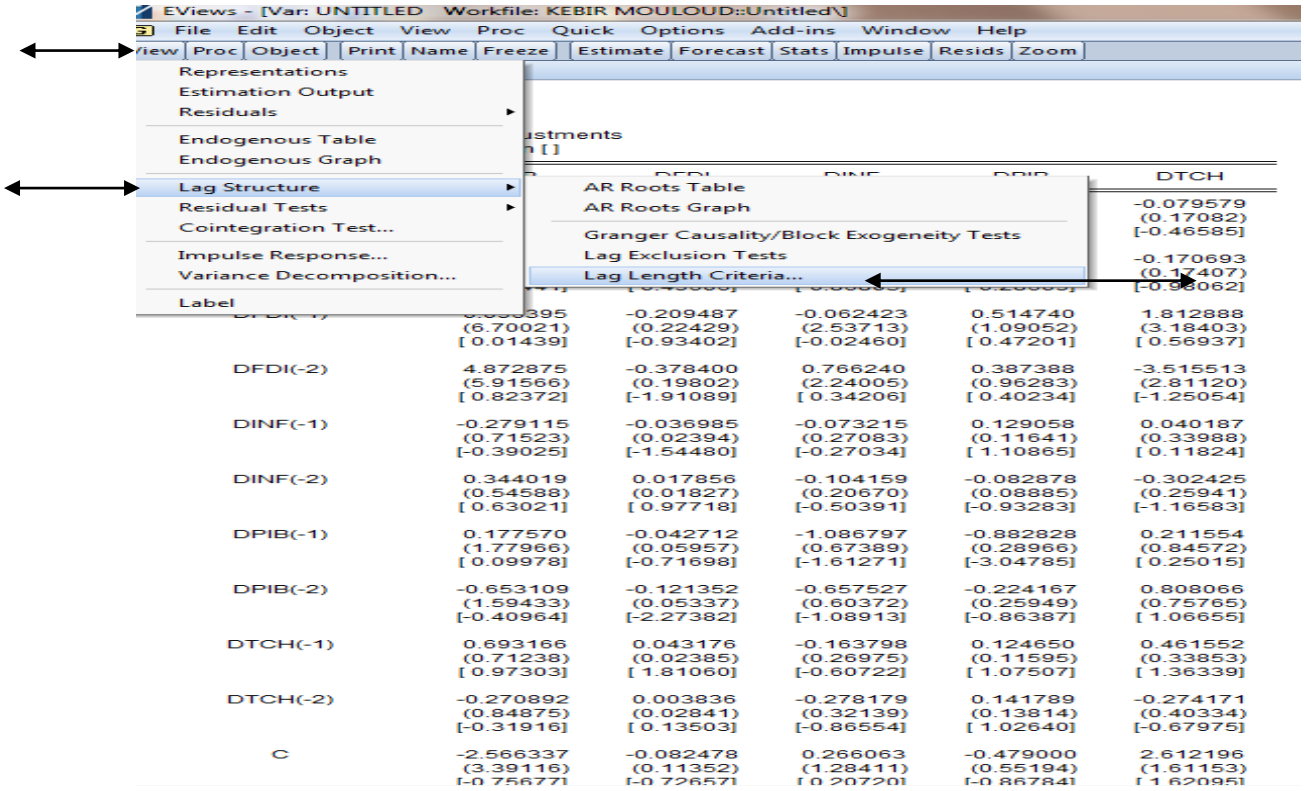
نقوم بتضليل السلاسل المستقرة والضغط على الجهة الجهة اليمنى للفأرة والضغط عىلى Open- as Var كما يلي:



بعد الضغط على as Var نتحصل على:

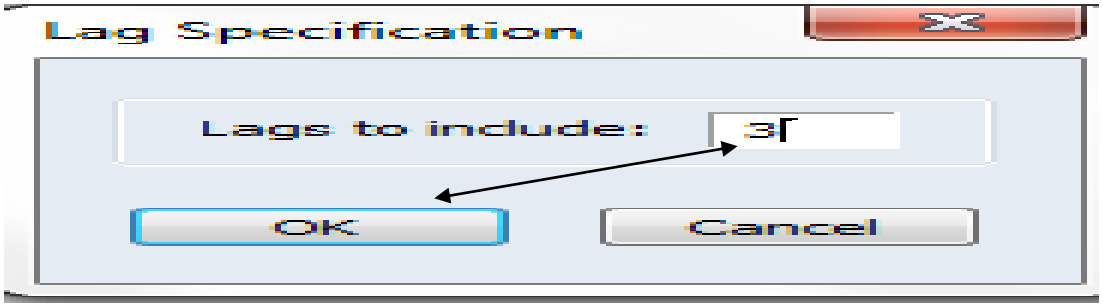


بعد الضغط على Ok نتحصل على:



	(6.70021)	(0.22429)	(2.53713)	(1.09052)	(3.18403)
	[0.01439]	[-0.93402]	[-0.02460]	[0.47201]	[0.56937]
DFDI(-2)	4.872875	-0.378400	0.766240	0.387388	-3.515513
	(5.91566)	(0.19802)	(2.24005)	(0.96283)	(2.81120)
	[0.82372]	[-1.91089]	[0.34206]	[0.40234]	[-1.25054]
DINF(-1)	-0.279115	-0.036985	-0.073215	0.129058	0.040187
	(0.71523)	(0.02394)	(0.27083)	(0.11641)	(0.33988)
	[-0.39025]	[-1.54480]	[-0.27034]	[1.10865]	[0.11824]
DINF(-2)	0.344019	0.017856	-0.104159	-0.082878	-0.302425
	(0.54588)	(0.01827)	(0.20670)	(0.08885)	(0.25941)
	[0.63021]	[0.97718]	[-0.50391]	[-0.93283]	[-1.16583]
DPIB(-1)	0.177570	-0.042712	-1.086797	-0.882828	0.211554
	(1.77966)	(0.05957)	(0.67389)	(0.28966)	(0.84572)
	[0.09978]	[-0.71698]	[-1.61271]	[-3.04785]	[0.25015]
DPIB(-2)	-0.653109	-0.121352	-0.657527	-0.224167	0.808066
	(1.59433)	(0.05337)	(0.60372)	(0.25949)	(0.75765)
	[-0.40964]	[-2.27382]	[-1.08913]	[-0.86387]	[1.06655]
DTCH(-1)	0.693166	0.043176	-0.163798	0.124650	0.461552
	(0.71238)	(0.02385)	(0.26975)	(0.11595)	(0.33853)
	[0.97303]	[1.81060]	[-0.60722]	[1.07507]	[1.36339]
DTCH(-2)	-0.270892	0.003836	-0.278179	0.141789	-0.274171
	(0.84875)	(0.02841)	(0.32139)	(0.13814)	(0.40334)
	[-0.31916]	[0.13503]	[-0.86554]	[1.02640]	[-0.67975]
C	-2.566337	-0.082478	0.266063	-0.479000	2.612196
	(3.39116)	(0.11352)	(1.28411)	(0.55194)	(1.61153)
	[-0.75677]	[-0.72657]	[0.20720]	[-0.86784]	[1.62095]

بعد الضغط عل العنوان المضلل Lag Length Cretiria: نتحصل على :



وضع أقص تأخير ممكن نحن وضعنا 03 بعد الضغط على OK نتحصل على:

نتائج التأخيرات

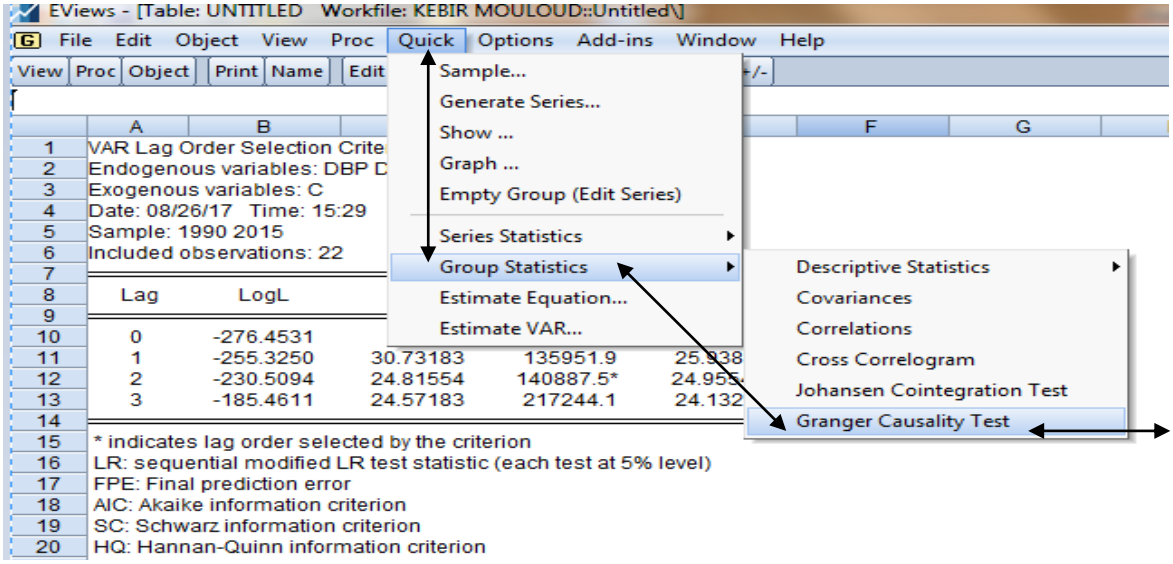
VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DBP DFDI DINF DPIB DTCH
Exogenous variables: C
Date: 08/26/17 Time: 15:29
Sample: 1990 2015
Included observations: 22

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-276.4531	NA*	89105.41*	25.58665	25.83461*	25.64506
1	-255.3250	30.73183	135951.9	25.93864	27.42642	26.28911
2	-230.5094	24.81554	140887.5*	24.95540*	26.18301*	26.59795
3	-185.4611	24.57183	217244.1	24.13283	28.10025	25.06743*

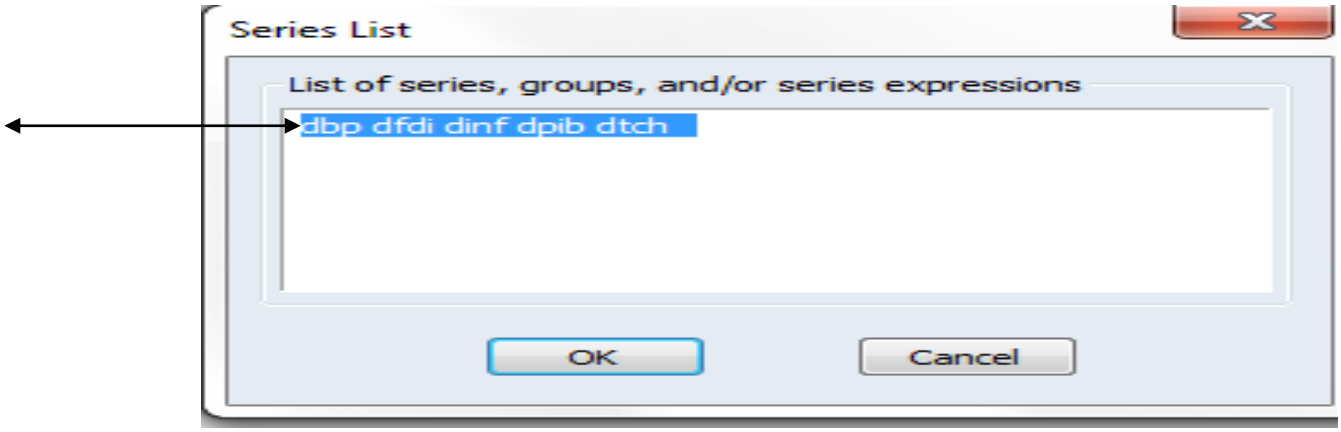
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

نقوم بإجراء هذا الاختبار على (1) VAR لأنه تحتوي على أكبر عدد من المؤشرات المثلى .

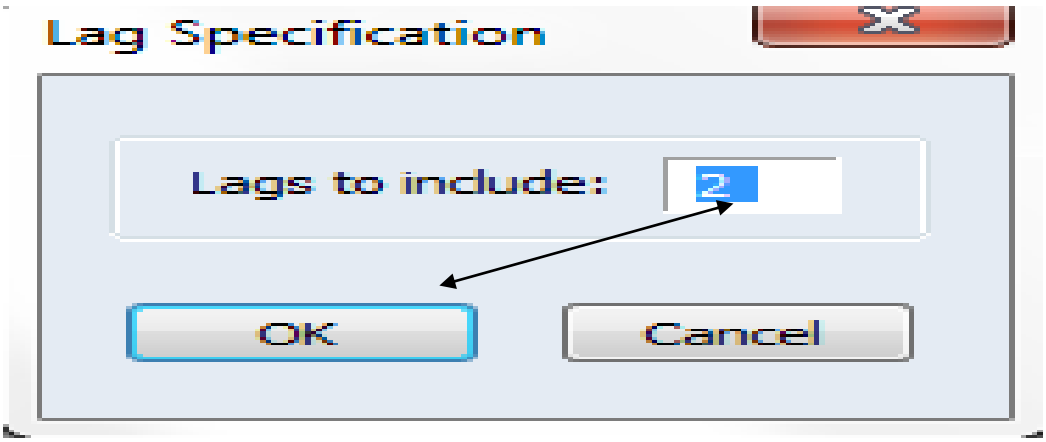
للحصول على الجدول رقم 08 باستخدام EViews نقوم بالخطوات التالية:



بعد الضغط عل Granger Causality Test: نتحصل على:



بعد الضغط على OK نتحصل على:



بعد الضغط على OK نتحصل على:

نتائج دراسة السببية

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 04/21/17 Time: 23:30
Sample: 1990 2015
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DFDI does not Granger Cause DBP	23	0.75520	0.4842
DBP does not Granger Cause DFDI		1.38816	0.2750
DINF does not Granger Cause DBP	23	0.10155	0.9040
DBP does not Granger Cause DINF		0.08792	0.9162
DPIB does not Granger Cause DBP	23	0.09956	0.9057
DBP does not Granger Cause DPIB		0.69577	0.5116
DTCH does not Granger Cause DBP	23	0.84289	0.4468
DBP does not Granger Cause DTCH		0.27046	0.7661
DINF does not Granger Cause DFDI	23	0.59545	0.5618
DFDI does not Granger Cause DINF		0.50037	0.6145
DPIB does not Granger Cause DFDI	23	0.57028	0.5753
DFDI does not Granger Cause DPIB		0.53781	0.5931
DTCH does not Granger Cause DFDI	23	1.13649	0.3429
DFDI does not Granger Cause DTCH		0.79931	0.4650
DPIB does not Granger Cause DINF	23	3.77219	0.0428
DINF does not Granger Cause DPIB		0.57443	0.5730
DTCH does not Granger Cause DINF	23	3.72668	0.0442
DINF does not Granger Cause DTCH		0.42963	0.6572
DTCH does not Granger Cause DPIB	23	2.93598	0.0788
DPIB does not Granger Cause DTCH		0.18804	0.8302

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين الاستثمار الجنبي المباشر وسعر الصرف عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.48 وهي أكبر من0.05) وبالتالي فإن الاستثمار الأجنبي المباشر لا يؤثر على سعر الصرف، والعكس صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين سعر الصرف و الاستثمار الجنبي المباشر عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.27 وهو أكبر من 0.05) أي **ليس هناك سببية في الاتجاهين.**

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين معدل التضخم وميزان المدفوعات عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.90 وهي أكبر من0.05) وبالتالي فإن معدل التضخم لا يؤثر على ميزان المدفوعات ، والعكس صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين ميزان المدفوعات ومعدل التضخم عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.91 وهو أكبر من 0.05) أي **ليس هناك سببية في الاتجاهين.**

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين معدل النمو الاقتصادي وميزان المدفوعات عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.90 وهي أكبر من0.05) وبالتالي فإن معدل النمو الاقتصادي لا يؤثر على ميزان المدفوعات ، والعكس صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين ميزان المدفوعات ومعدل النمو الاقتصادي عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.51 وهو أكبر من 0.05) أي **ليس هناك سببية في الاتجاهين.**

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين سعر الصرف وميزان المدفوعات عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.44 وهي أكبر من0.05) وبالتالي فإن سعر الصرف لا يؤثر على ميزان المدفوعات ، والعكس صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين ميزان المدفوعات وسعر الصرف عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.76 وهو أكبر من 0.05) أي **ليس هناك سببية في الاتجاهين.**

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين معدل التضخم و الاستثمار الجنبي المباشر عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.5 وهي أكبر من0.05) وبالتالي فإن معدل التضخم لا يؤثر على الاستثمار الأجنبي المباشر، والعكس صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين الاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل التضخم عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.61 وهو أكبر من 0.05) أي **ليس هناك سببية في الاتجاهين.**

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين معدل النمو الاقتصادي و الاستثمار الأجنبي المباشر عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.57 وهي أكبر من0.05) وبالتالي فإن معدل النمو الاقتصادي لا يؤثر على الاستثمار الأجنبي المباشر، والعكس صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين الاستثمار الأجنبي

المباشر ومعدل النمو الاقتصادي عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.59 وهو أكبر من 0.05) أي **ليس هناك سببية في الاتجاهين.**

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين سعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.34 وهي أكبر من0.05) وبالتالي فإن سعر الصرف لا يؤثر على الاستثمار الأجنبي المباشر ، والعكس صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين الاستثمار الجنبي المباشر وسعر الصرف عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.46 وهو أكبر من 0.05) أي **ليس هناك سببية في الاتجاهين.**

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نرفض عدم وجود السببية بين معدل النمو الاقتصادي ومعدل التضخم عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.04 وهي أقل من0.05) وبالتالي فإن معدل النمو الاقتصادي يؤثر على معدل التضخم ، والعكس غير صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين معدل التضخم ومعدل النمو الاقتصادي عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.57 وهو أكبر من 0.05) أي **أن هناك سببية في إتجاه واحد، من** معدل النمو الاقتصادي إلى معدل التضخم.

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نرفض عدم وجود السببية بين سعر الصرف ومعدل التضخم عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.04 وهي أقل من0.05) وبالتالي فإن سعر الصرف يؤثر على معدل التضخم ، والعكس غير صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين معدل التضخم وسعر الصرف عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.65 وهو أكبر من 0.05) أي **أن هناك سببية في إتجاه واحد، من** سعر الصرف إلى معدل التضخم.

*من خلال قيمة إحصائية فيشر نرفض عدم وجود السببية بين سعر الصرف ومعدل النمو الاقتصادي عند مستوى معنوية 10%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.07 وهي أقل من0.10) وبالتالي فإن سعر الصرف يؤثر على معدل النمو الاقتصادي، والعكس غير صحيح أيضا حيث من خلال قيمة إحصائية فيشر نقبل عدم وجود السببية بين معدل النمو الاقتصادي وسعر الصرف عند مستوى معنوية 05%، (لأن احتمال قبول هذه الفرضية هو 0.83 وهو أكبر من 0.05) أي **أن هناك سببية في إتجاه واحد، من** سعر الصرف إلى معدل النمو الاقتصادي.

النتيجة: بما أن السلاسل في تكامل متزامن، فإننا نطبق نموذج تصحيح الخطأ في مرحلة تقدير النموذج .

الفصل الثاني

تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام برنامج EViews10

1.2: نموذج تصحيح الخطأ (ECM)

إذا كانت السلسلتان الزمنيتان X_t ، Y_t غير ساكنتين كل على حدى ولكنهما تتصفان بخاصية التكامل المشترك كمجموعة فإن النموذج الأكثر ملائمة لتقدير العلاقة بينهما هو نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)، ويأخذ نموذج تصحيح الخطأ في الاعتبار كل من العلاقة طويلة الأجل (وذلك باحتوائها على متغيرات ذات فجوة زمني (Lagged variable)، والعلاقة قصيرة الأجل (وذلك بإدراجها فروق السلاسل الزمنية) .

وإذا أخذنا السلسلتين Y_t،X_t فان المعادلة المقدرة هي:

$$Y_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_t + e_t$$

حيث:

$$e_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t$$

وتعرف السلسلة e_t بحد تصحيح الخطأ وباستخدام هذا الحد يمكن صياغة نموذج تصحيح الخطأ على النحو التالي :

$$\Delta e_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{m} \beta_j \Delta x_{t-j} + \theta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث θ تعرف: **بمعامل سرعة التعديل (Speed of adjustment)** وهو يشير إلى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة، ويتوقع أن يكون هذا المعامل سالبا لأنه يشير إلى المعدل الذي تتجه به العلاقة قصيرة الأجل نحو العلاقة طويلة الأجل .

ومما ينبغي ملاحظته أنَّه يتم إدراج الفروق التي لها تأثير معنوى فقط في الصيغة المقدرة لقياس العلاقة قصيرة الأجل ، أما الفروق التي لها تأثير غير معنوي فيتم استبعادها .

كما يلاحظ أيضا أنه يتم رصد أول معلمة سالبة لها معنوية إحصائية بالنسبة لحد تصحيح الخطأ كما أنه ليس من الضروري أن تكون الفجوة الزمنية لحد تصحيح الخطأ هي نفسها الفرق المتغير التفسيرى المدرج بالنموذج.

وبالرجوع إلى سلسلتين (PDF، PCE) و التي أظهر الاختبار أنها تتصفان بخصية التكامل المشترك وبالأخذ في الاعتبار الملاحظات السابقة فإنَّ نموذج تصحيح الخطأ يمكن كتابته كما يلى :

$$\Delta PCE_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta PDI_t + \theta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

وبتقدير هذا النموذج تم الحصول على النتائج الآتية :

$$\hat{PCE}_t = 11.692 + 0.291\ \Delta PDI_t - 0.087\ e_{t-1}$$

t (5.325) (4.172) (-1.600)

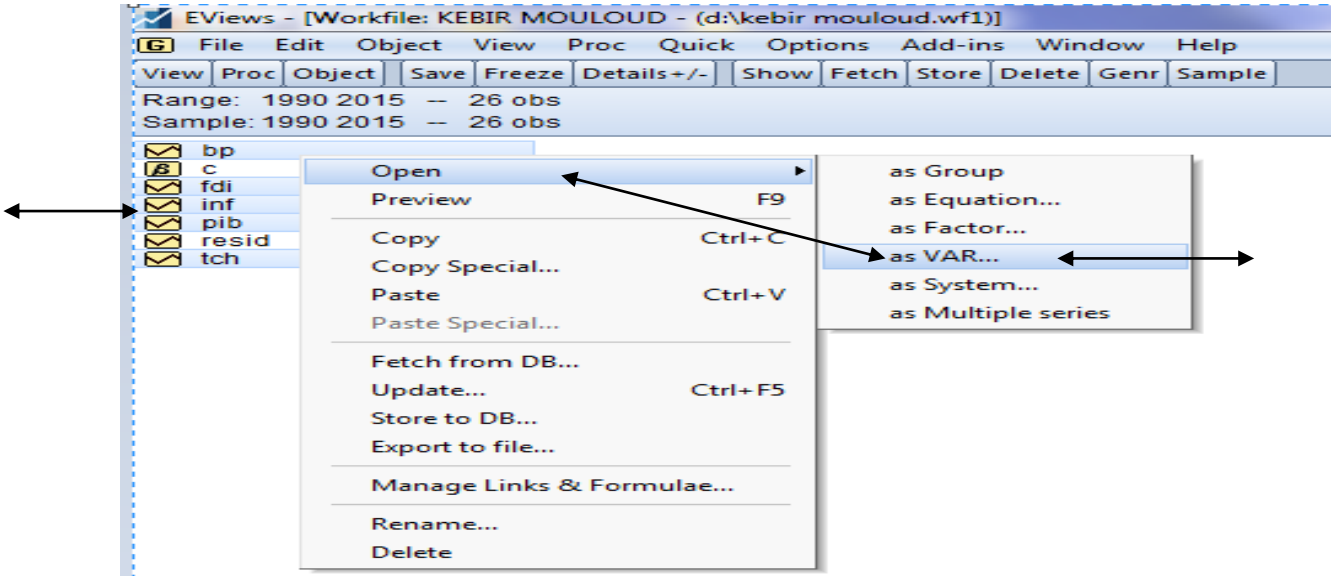
$R^2 =$ 0.172 $d^* = 1.923$

حيث يلاحظ أنه تم إدراج، ΔPDI ، e_{t-1} كمتغيرات تفسيرية في النموذج كما يلاحظ أيضا أن معامل $(\theta)e_{t-1}$ يأخذ قيمة سالبة كما هو متوقع، و أخيرا فإن ظهور حد التصحيح بفجوة واحدة في نموذج تصحيح الخطأ إنما يعني أن المتغير التابع يستغرق فترة زمنية واحدة (ربع سنة) في مثالنا حتى يصل لوضع التوازن في الأجل الطويل .

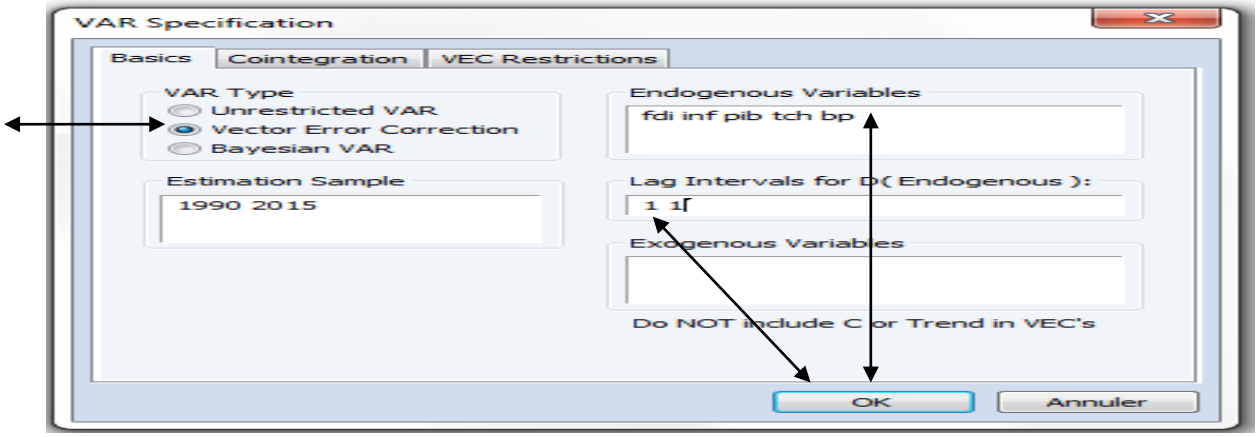
لتقدير النموذج باستخدام ECM في مثالنا التطبيقي نتبع الخطوات التالية:

للحصول على جدول التقدير باستخدام ECM باستخدام Eviews نقوم بالخطوات التالية:

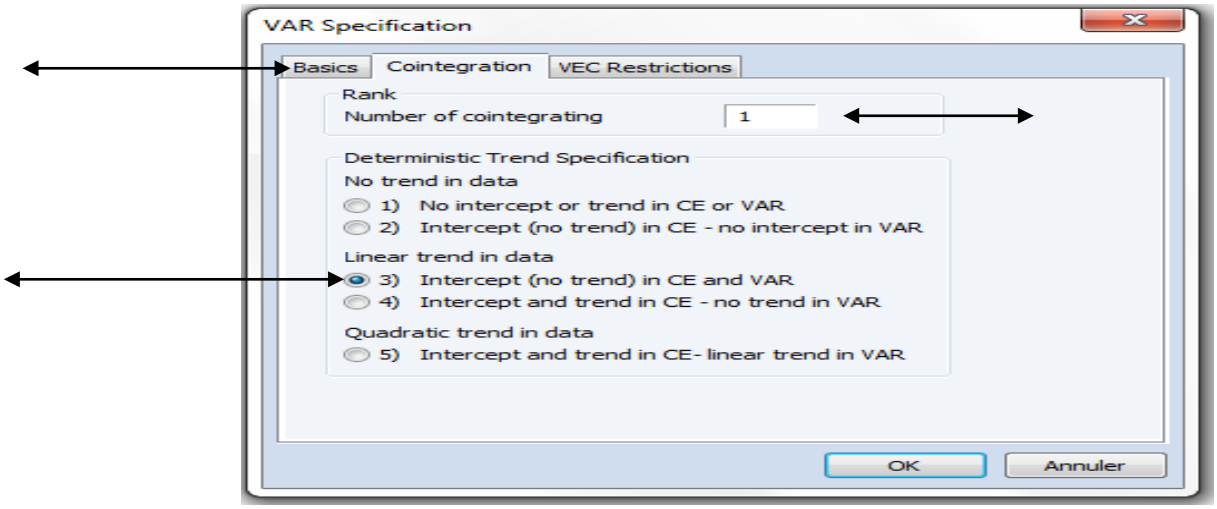
نقوم بتضليل السلاسل الأصلية والضغط على الجهة الجهة اليمنى للفأرة والضغط عىلى Open- as Varكما يلي:



بعد الضغط على as Var نتحصل على:



نقوم باختيار Vector Error Correction واختيار التأخير المتحصل عليه في التكامل المتزامن واختيار Cointegration نتحصل على:



نختار الفرضية المستعملة في اختبار في التكامل المتزامن ، واختيار عدد التكاملات المتزامنة وهي "01" لنتحصل على:

نتائج التقدير

Vector Error Correction Estimates
Date: 04/24/17 Time: 21:18
Sample (adjusted): 1992 2015
Included observations: 24 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
FDI(-1)	1.000000
INF(-1)	0.008147 (0.00620) [1.31316]
PIB(-1)	0.001036 (0.05667) [0.01829]
BP(-1)	-0.026995 (0.00807) [-3.34344]
TCH(-1)	-0.012973 (0.00379) [-3.42243]

Error Correction:	D(FDI)	D(INF)	D(PIB)	D(BP)	D(TCH)
CointEq1	-0.999266 (0.25097) [-3.98154]	3.641635 (3.27227) [1.11288]	0.700583 (1.34161) [0.52220]	13.88901 (7.27909) [1.90807]	-4.073225 (4.17815) [-0.97489]
D(FDI(-1))	0.298215 (0.18151) [1.64295]	-2.478286 (2.36660) [-1.04719]	0.490098 (0.97029) [0.50510]	-6.866923 (5.26444) [-1.30440]	2.881887 (3.02175) [0.95371]
D(INF(-1))	-0.008845 (0.01420) [-0.62292]	0.161422 (0.18513) [0.87192]	0.087249 (0.07590) [1.14948]	-0.146239 (0.41183) [-0.35510]	-0.068329 (0.23638) [-0.28906]
D(PIB(-1))	0.018464 (0.03455) [0.53439]	-1.231478 (0.45050) [-2.73360]	-0.651651 (0.18470) [-3.52815]	-0.040877 (1.00212) [-0.04079]	-0.058983 (0.57521) [-0.10254]
D(BP(-1))	0.001259 (0.01024) [0.12303]	0.096476 (0.13348) [0.72279]	-0.014086 (0.05472) [-0.25740]	0.336345 (0.29692) [1.13279]	-0.157768 (0.17043) [-0.92571]
D(TCH(-1))	0.010557 (0.01384) [0.76275]	-0.144303 (0.18045) [-0.79968]	0.162561 (0.07398) [2.19725]	0.432423 (0.40141) [1.07727]	0.486121 (0.23041) [2.10985]

R-squared	0.604162	0.362886	0.481825	0.181157	0.070084
Adj. R-squared	0.494207	0.185910	0.337887	-0.046299	-0.188225
Sum sq. resids	2.293203	389.8338	65.52912	1929.016	635.5496
S.E. equation	0.356932	4.653755	1.908011	10.35218	5.942080
F-statistic	5.494637	2.050484	3.347459	0.796447	0.271319
Log likelihood	-5.877273	-67.50652	-46.10781	-86.69506	-73.37176
Akaike AIC	0.989773	6.125544	4.342318	7.724588	6.614313
Schwarz SC	1.284286	6.420057	4.636831	8.019102	6.908827
Mean dependent	0.016191	-0.903599	0.175000	-1.389583	3.253333
S.D. dependent	0.501879	5.157835	2.344850	10.12054	5.451162

Determinant resid covariance (dof adj.)	16456.13
Determinant resid covariance	3905.118
Log likelihood	-269.5131
Akaike information criterion	25.37610
Schwarz criterion	27.09409

2.2 التفسير الاقتصادي:

المعادلة المقدرة:سوف نأخذ فقط معادلة الاستثمار الأجنبي اللمباشر وذلك لأنه محور دراستنا أي:

$$D(FDI) = -1.06500852536*(FDI(-1) + 0.0387675745096*INF(-1) + 0.0376244346285*PIB(-1) - 0.0246882352261*BP(-1) - 0.00217317487802*TCH(-1) - 1.05821110128) + 0.309195101138*D(FDI(-1)) - 0.00696846018146*D(INF(-1)) + 0.066618091015*D(PIB(-1)) + 0.00198067985598*D(BP(-1)) + 0.0240169415429*D(TCH(-1)) - 0.0757215746495 + e_t$$

*بالرجوع لإطار الظاهرة نظريا نجد أن المعادلة مقبولة من الناحية الاقتصادية؛ كون أن الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** يتأثر بصفة مباشرة بالاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** للفترة السابقة، حيث يرتبط الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** في السنة t ارتباط طردي مع الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** في السنة السابقة لها t−1 وهذا منطقي لأن زيادة الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** في الفترة السابقة يؤثر بالإيجاب على **FDI**الفترة الحالية **t** حيث إذا زاد**(FDI)** للفترة السابقة يزيد **(FDI)** للفترة الحالية ب0.29.

*كما وجدنا أن هناك علاقة عكسية بين الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** ومعدل التضخم **(INF)** للفترة السابقة حيث إذا زاد**(INF)** للفترة السابقة ينقص **(FDI)** للفترة الحالية ب0.008، وهذا منطقي لأن زيادة معدل التضخم يؤثر بصفة مباشرة على نقصان الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI).**

*هناك علاقة طردية بين الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** و معدل النمو الاقتصادي **(PIB)** للفترة السابقة حيث إذا زاد**(PIB)** للفترة السابقة يزيد **(FDI)** للفترة الحالية ب 0.018، وهذا منطقي لأن زيادة النمو الاقتصادي **(PIB)** يؤثر بصفة مباشرة على زيادة الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI).**

*هناك علاقة طردية بين الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** و سعر الصرف**(TCH)** للفترة السابقة حيث إذا زاد**(TCH)** للفترة السابقة يزيد **(FDI)** للفترة الحالية ب0.0012 ، وهذا منطقي لأن زيادة سعر الصرف**(TCH)** يؤثر على زيادة الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI).**

*كما وجدنا أن هناك علاقة طردية بين الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** و ميزان المدفوعات **(BP)**للفترة السابقة حيث إذا زاد**(BP)** للفترة السابقة يزيد **(FDI)** للفترة الحالية ب0.010 ، وهذا منطقي لأن زيادة سعر الصرف**(TCH)** يؤثر على زيادة الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI).**

3.2 التحليل والاختبارات الإحصائية:

1.3.2 معامل التحديد $R^2 = 0.60$: أي أن 60 % من المشاهدات مشروحة بدلالة المتغيرات الداخلية المتأخرة وهي: النمو الاقتصادي **(PIB)** و سعر الصرف**(TCH)** و ميزان المدفوعات **(BP)** و التضخم **(INF)** وباقي المشاهدات 40 % تدخل ضمن هامش الخطأ.

إن معامل سرعة تصحيح الخطأ في معادلة الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** له دلالة إحصائية وقيمته سالبة أي انه مقبول من الناحية الاقتصادية وقيمته −0.99 أي أن : 99% من عد التوازن يتم تصحيحه في الأجل الطويل، ويكون التصحيح **مرة كل سنة (1/0.99=1.01)**.

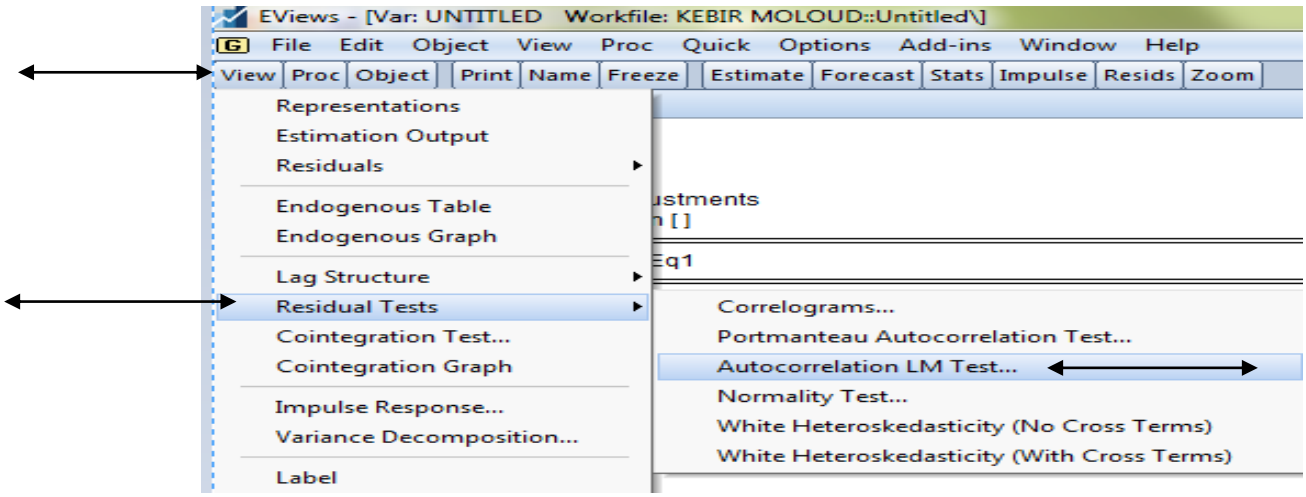
2.3.2 اختبار معنوية المعالم:

1.2.3.2 اختبار ستودينت: أغلبية المعلمات لها دلالة معنوية وهذا ما يؤكد التأثير الكبير للمتغيرات المستخدمة في التأثير على الاستثمار الاجنبي المباشر **(FDI)** وهذا عند مستوى معنوية 10% .

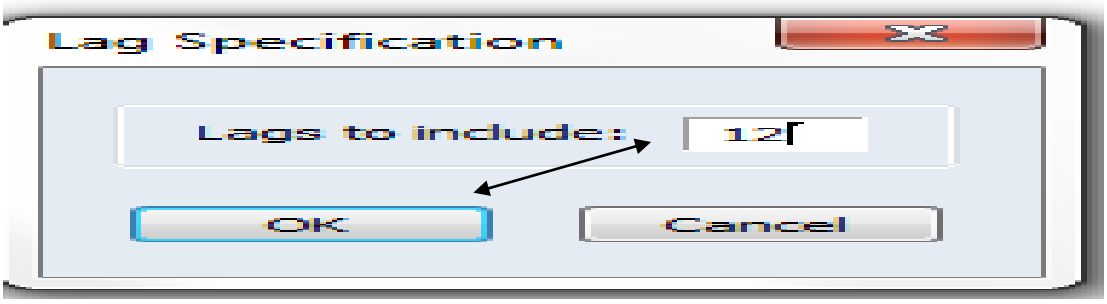
2.2.3.2 اختبار فيشر: معامل فيشر من جهته أيضا أكبر من القيمة النظرية والمتغيرات المستخدمة تؤثر معا في النموذج.

4.2 اختبار الارتباط الذاتي للبواقي:

للحصول على جدول اختبار الارتباط الذاتي للاخطاء باستخدام Eviews نتبع مايلي:



بعد التقدير باستخدام Var(1) نضغط على View ثم على Test Residual ثم على Autocorelation LM Test نتحصل على :



نقوم باختيار عدد التأخيرات ثم نضغط على OK نتحصل على:

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

VEC Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 07/17/17 Time: 14:58
Sample: 1990 2015
Included observations: 23

Lags	LM-Stat	Prob
1	20.32714	0.7295
2	22.12795	0.6283
3	19.11964	0.7913
4	24.34051	0.4998
5	22.50079	0.6067
6	35.62694	0.0775
7	35.77861	0.0750
8	22.79678	0.5894
9	23.98203	0.5204
10	37.16522	0.0557
11	30.12423	0.2197
12	32.66244	0.1397

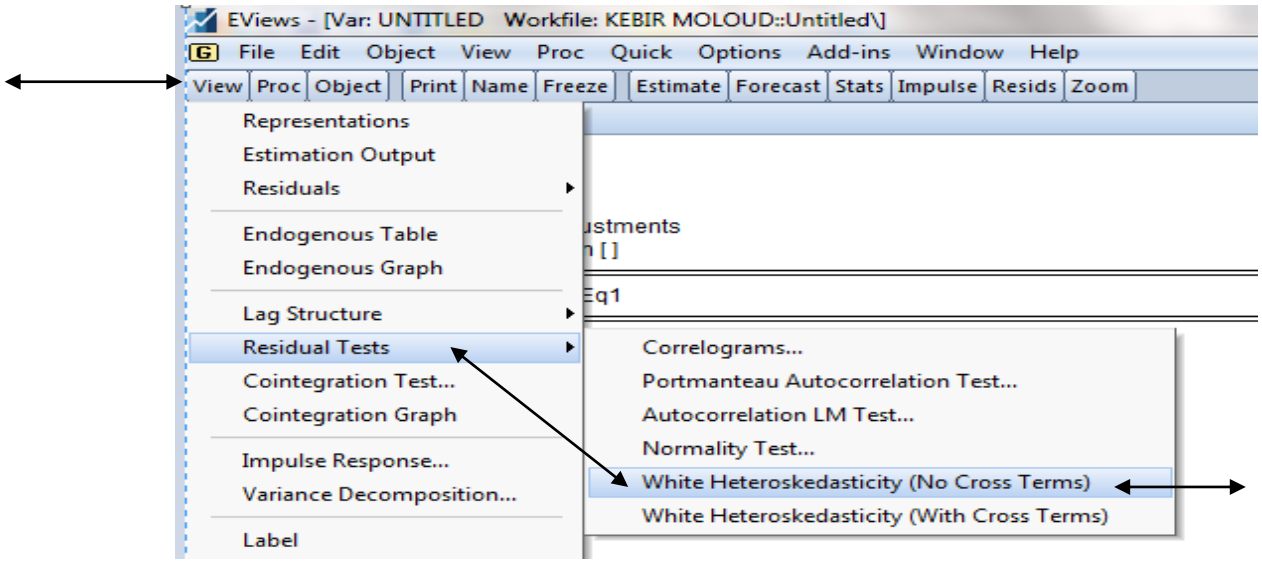
Probs from chi-square with 25 df.

*للتأكد من عدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج تستخدم اختباري (LM) حيث الفرضية الصفرية تقر بعدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج والنتائج ملخصة في الجدول رقم37، وتشير النتائج إلى **قبول فرضية العدم أي عدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي النموذج لأن القيمة الاحتمالية أكبر من مستوى المعنوية 5%.**

5.2 اختبار ثبات تباين للبواقي:"Test d'omoscédasité:

اعتمدنا في هذا الاختبار على اختبار "**White**" حيث الفرضية الصفرية تقر على ثبات تباين البواقي والنتائج ملخصة في الجدول رقم 38، **والتي أقرت على قبول الفرضية الصفرية أي أن تباين البواقي ثابت خلال فترة الدراسة.**

للحصول على جدول اختبار ثبات البواقي باستخدام EViews نتبع مايلي:



بعد التقدير باستخدام Var(1) نضغط على View ثم على Residual Test ثم على White Heteroskedasticity (No Cross Terms) Test نتحصل على:

اختبار ثبات تباين للبواقي.

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 07/17/17 Time: 15:01
Sample: 1990 2015
Included observations: 24

Joint test:

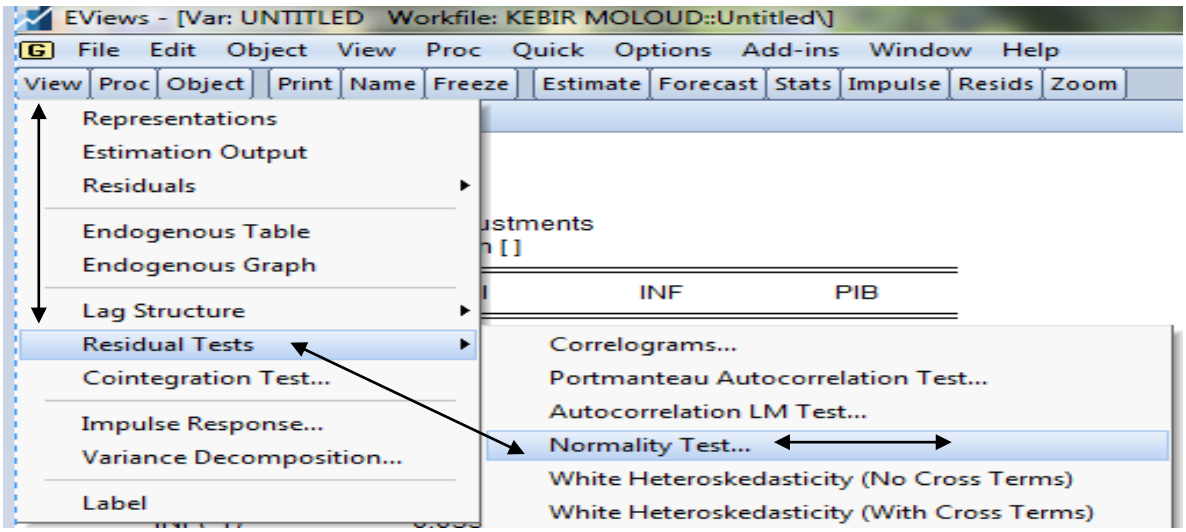
Chi-sq	df	Prob.
176.5382	180	0.5590

Individual components:

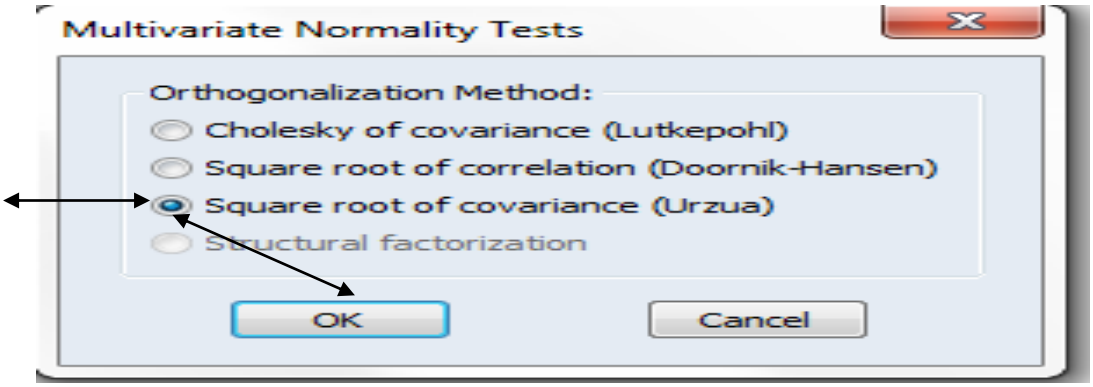
Dependent	R-squared	F(12,11)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.524042	1.009275	0.4973	12.57702	0.4005
res2*res2	0.762105	2.936566	0.0423	18.29051	0.1072
res3*res3	0.353850	0.501993	0.8740	8.492409	0.7456
res4*res4	0.602244	1.387928	0.2973	14.45385	0.2727
res5*res5	0.595738	1.350839	0.3128	14.29771	0.2821
res2*res1	0.592911	1.335091	0.3197	14.22985	0.2863
res3*res1	0.193356	0.219729	0.9927	4.640540	0.9689
res3*res2	0.749860	2.747951	0.0523	17.99664	0.1158
res4*res1	0.487194	0.870883	0.5940	11.69265	0.4707
res4*res2	0.589932	1.318738	0.3270	14.15838	0.2907
res4*res3	0.346845	0.486778	0.8841	8.324281	0.7593
res5*res1	0.321877	0.435104	0.9158	7.725049	0.8062
res5*res2	0.797467	3.609342	0.0209	19.13921	0.0852
res5*res3	0.438357	0.715448	0.7135	10.52056	0.5704
res5*res4	0.233404	0.279096	0.9811	5.601708	0.9348

6.2 اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:

***للحصول على جدول التوزيع الطبيعي باستخدام Eviews نتبع ما يلي:**



بعد التقدير باستخدام Var(1) نضغط على View ثم على Residual Test ثم على White Normality Test نتحصل على :



التوزيع الطبيعي للبواقي:

VEC Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 07/18/17 Time: 14:44
Sample: 1990 2015
Included observations: 24

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.035948	0.005169	1	0.9427
2	-0.400392	0.641254	1	0.4233
3	0.029137	0.003396	1	0.9535
4	-0.422290	0.713315	1	0.3983
5	0.157054	0.098664	1	0.7534
Joint		1.461797	5	0.9174

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.022366	3.911037	1	0.0480
2	1.234953	3.115392	1	0.0776
3	1.354127	2.708898	1	0.0998
4	2.348542	0.424397	1	0.5148
5	1.129454	3.498941	1	0.0614
Joint		13.65867	5	0.0179

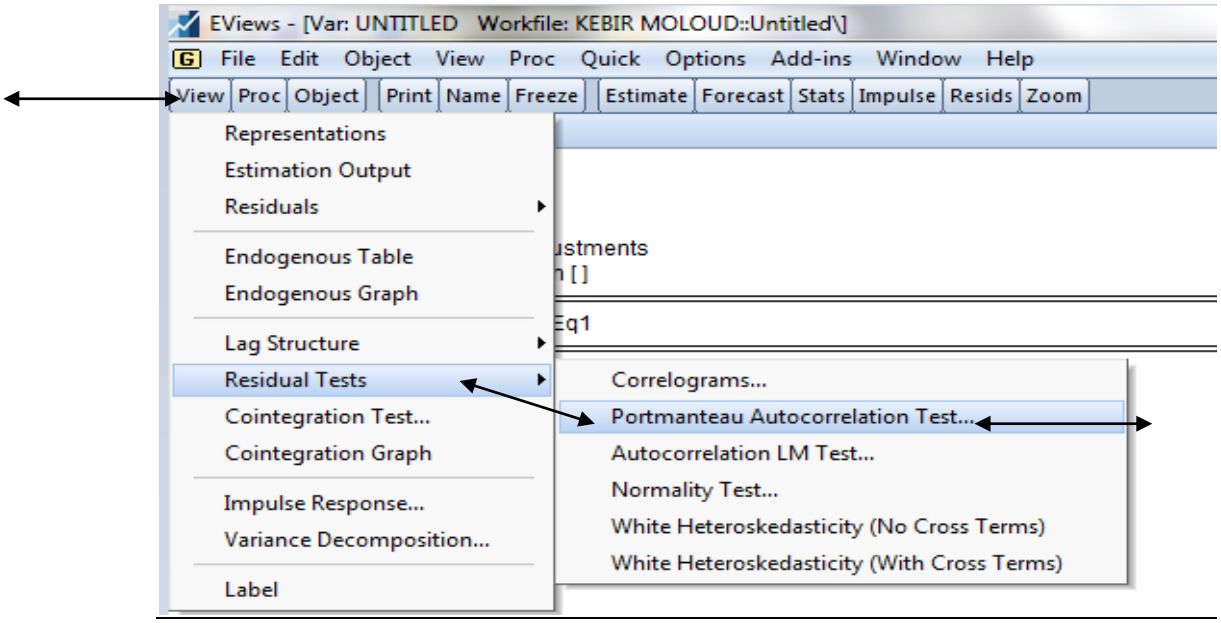
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.916206	2	0.1411
2	3.756645	2	0.1528
3	2.712294	2	0.2577
4	1.137712	2	0.5662
5	3.597605	2	0.1655
Joint	15.12046	10	0.1277

من خلال نتائج الجدول لمعاملات التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج نعتمد على الاختبار المشترك لفرضية التناظر والتفلطح وهو اختبار **جاك بيرا** "**Jareque-Bera**"، ومن خلال نتائج هذا الاختبار نلاحظ أن

الاحتمال المقابل لهذا الاختبار يساوي **0.12** وهي قيمة أكبر من **0.05** ، وبالتالي **نقبل** بفرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء عند مستوى معنوية **0.05**.

7.2 اختبار الشوشرة البيضاء لبواقي النموذج :

***للحصول على اختبار الشوشرة البيضاء لبواقي التالي باستخدام Eviews نتبع مايلي:**



بعد التقدير باستخدام Var(1) نضغط على View ثم على Residual Test ثم على White Portmanteau Test نتحصل على:

اختبار الشوشرة البيضاء لبواقي النموذج:

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 07/18/17 Time: 14:17
Sample: 1990 2015
Included observations: 24

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	11.09706	NA*	11.57954	NA*	NA*
2	35.17397	0.0851	37.84526	0.0479	25
3	58.21971	0.1986	64.18325	0.0856	50
4	79.81061	0.3304	90.09232	0.1128	75
5	103.7025	0.3799	120.2715	0.0818	100
6	128.6126	0.3942	153.4850	0.0425	125
7	141.8049	0.6712	172.1095	0.1044	150
8	159.6009	0.7918	198.8035	0.1049	175
9	172.9674	0.9168	220.1898	0.1561	200
10	189.6060	0.9585	248.7131	0.1331	225
11	206.0524	0.9805	279.0757	0.0998	250
12	217.2767	0.9957	301.5243	0.1303	275

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

للتأكد من أن البواقي تتبع وشرة بيضاء استخدمنا اختبار(**Box-Pierce**) حيث الفرضية الصفرية تقر بعدم وجود ذاكرة ضمن سلسلة بواقي النموذج وبالتالي فهي تشويش أبيض " **Bruit Blonc**"، والنتائج

ملخصة في الجدول رقم13، وتشير النتائج إلى قبول فرضية العدم أي لا يوجد ذاكرة ضمن سلسلة بواقي النموذج وبالتالي فهي تشويش أبيض " **Bruit Blonc**" بين بواقي النموذج لأن القيمة الاحتمالية أكبر من مستوى المعنوية 5% .

*وفي الأخير نستنتج أن بواقي نموذج **(VECM)** هي سلسلة تشويش أبيض **(Bruit Blonc)**، وهي ذات تباين ثابت **(Homoscédastique)**، كما أن تخضع للتوزيع الطبيعي **(Normale)** بالإضافة إلى أن معامل سرعة تصحيح الخطأ سالب ومعنوي إحصائيا بالإضافة إلى أن التغيرات الحاصلة في الاستثمار الأجنبي المباشر مفسرة ب 60%، وبالتالي فإن نموذج **(VECM)** مقبول والعلاقة صحيحة.

الفصل الثالث

خطوات النمذجة القياسية لمنهجية (ARDL)

(Autoregressive Distributed Lag Estimate)

باستخدام برنامج EViews10

1.3 تمهيد:

نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autorégressive Distributed Lag Model قدم بواسطة (Pesaran and Shin, 1999) ثم طور بعد ذلك بواسطة (Pesaran et al., 2001)ويتميز نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة (ARDL) بأنه يصلح في تقدير النموذج في حالة صغر حجم العينة (small sample size) وكذلك يتميز نموذج (ARDL) بأنه يصلح في تقدير النموذج إذا كانت المتغيرات مستقرة في المستوى I(0) أو مستقرة في الفرق الأول I(1) أو بعض المتغيرات مستقرة في الرتبة صفر والبعض مستقرة في الرتبة الأولى، أما إذا وجد متغير مستقر في الرتبة الثانية فيتم حذف ذلك المتغير، ولا يتطلب نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة أن تكون كل المتغيرات مستقرة في الفرق الأول I(1) كما هو الحال في اختبار Johansen وكذلك يصلح نموذج (ARDL) في معرفة تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع في الأجلين القصير والطويل.

يمتلك نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) عدة خصائص تميزه عن باقي النماذج وهي كالتالي[1]:

1-إن النموذج ARDL يأخذ عدد كافي من فترات التخلف الزمني للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الإطار العام ، كما أن نموذج ARDL يعطي أفضل النتائج للمعلمات في الأمد الطويل وإن اختبارات التشخيص يمكن الاعتماد عليها بشكل كبير.

2-نموذج ARDL يمكّننا من فصل تأثيرات الأجل القصير عن الأجل الطويل حيث نستطيع من خلال هذه المنهجية تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع و المتغيرات المستقلة في المديين الطويل و القصير في نفس المعادلة ، بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع.

3-في هذه المنهجية نستطيع تقدير معلمات المتغيرات المستقلة في المديين القصير والطويل، وتعد معلماته المقدرة في المدى القصير والطويل أكثر اتساقا من تلك التي في الطرق الأخرى مثل: طريقة أنجل- قرانجر أو طريقة جوهانسن، ولتحديد طول فترات الإبطاء الموزعة نستخدم عادة معيارين هما AIC و SC حيث يتم اختيار طول الفترة التي تدني قيمة كل من المعياريين.

2.3 نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)

يظهر نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) خليط من أنموذجين الإبطاء الموزع (Lag- Distributed) model والانحدار الذاتي (Autoregressive model) عندما يكون هناك وجود

[1] Inuomote S.O and Odeniyi K,C.O. Farayola ,**Econometric Estimation of Rice Import Demand in Nigeria (1970-2008) An Application of Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Modelling Approach to Cointegration**, Continetal J.Agricultural Economics 6(2):1,8,2012.pp:168-175.

حالة من التكييف في المتغير التابع yt يتأثر بالتغيرات التي تحدث بالمتغير التفسيري x_t وبقيم متباطئة لمدد زمنية سابقة (xt−r)، أي تأثير المتغير التفسيري لا يكون للمدة الزمنية الحالية فقط (t) وإنما خلال مدد زمنية متعددة سابقة (t−r)، ويأخذ نموذج (ARDL) المعادلة التالية:

$$Y_t = \beta + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + u_t \ldots\ldots\ldots (1)$$

والسلوك الديناميكي (الحركي) يمكن التعبير عنه بواسطة القيم السابقة للمتغير التابع Yt وهذا يعني نفس المتغير التابع هو متغير تفسيري ولكن بشكل متباطئ زمنيا لمدة سابقة (y_{t-i}) ويمثل ذلك أنموذج الانحدار الذاتي ويأخذ الصيغة التالية:

$$Y_t = \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 Y_{t-2} + \cdots + \lambda_p Y_{t-p} + u_t \ldots\ldots (2)$$

وفقا للمعادلة (1) أعلاه أنموذج (ARDL) يحتوي الجانب الأيمن على متغير تفسيري متباطئ زمنيا (X_{t-1}) علاوة على ذلك يحتوي المتغير التابع نفسه على قيم سابقة (y_{t-i})، لذلك يأخذ المعادلة التالية[1]:

$$Y_t = \alpha + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + u_t \ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث (Y، X) : تمثل المتغيرات الذي تكون ساكنة في الدرجة صفر أو واحد أو مزيج بينهما.

وسيتم استخدام طريقة ARDL على ثلاث مراحل:

ففي المرحلة الأولى يتم اختبار التكامل المشترك وذلك في إطار تصحيح الخطأ غير المقيّد Unrestricted Error Correction Model (UECM) بالصيغة الآتية[2]:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=0}^{r} a_{1i}\, \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^{r} a_{2i}\, \Delta X_{t-i} +$$
$$+ \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + ut \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

حيث:

Δ= الفرق الأول لقيم المتغير.

a_0= الحد الثابت.

r= عدد مدة الإبطاء الزمني المثلى.

a_{1i}،a_{2i}= المعاملات قصيرة الأجل للعلاقة الديناميكية.

β2، β1= معاملات طويلة الأجل الذي من خلالها معرفة أمكانية وجود تكامل مشترك.

t= الزمن

ut= حد الخطأ العشوائي

ويتم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات في المعادلة (5) من خلال:

---

[1]Hassler.U and Jurgen Woltrs, **Autoregressive Distributed Lag Models and Cointegration**,Working paper,University Berlin,2005.p:22.

[2] Baranzini. A., Weber, S., Bareit, M. and Mathys, N. A., (2013), T**he causal relationship between energy use and economic growth in Switzerland**, Energy Economics, Vol. 36, 2013 ,PP 464-470.

اختبار الفرضية الصفرية: عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $\mathbf{H0: \beta_1 = \beta_2 = 0}$

مقابل الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات $\mathbf{H1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0}$

وبعد تقدير المعادلة (4) يتم استخدام اختبار Wald-test لاختبار تلك الفرضيات حيث يتم مقارنة قيمة F-statistic المحسوبة بالقيم الجدولية ضمن الحدود الحرجة المقترحة من قبل (Pesaran et al., 2001)، حيث يتكون الجدول من قيم الحد الأدنى (LCB) التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(0)، وقيم الحد الأعلى (UCB) التي تفترض أن المتغيرات متكاملة من الدرجة I(1)، فإذا كانت قيمة F-statistic المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى الجدولية في هذه الحالة يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، أما إذا كانت قيمة F-statistic أقل من قيمة الحد الأدنى الجدولية فيتم قبول الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، أما إذا وقعت قيمة F-statistic المحسوبة بين قيمة الحد الأعلى والحد الأدنى ففي هذه الحالة تكون النتيجة غير محسومة.

وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فإن المرحلة الثانية تتضمن تقدير معادلة الأجل الطويل بالصيغة التالية:

$$Y_t = \theta + \Sigma\, \sigma i\, X_{t-i} + \Sigma\, ki X_{t-i}\, u_t \ldots\ldots\ldots (5)$$

حيث: $\mathbf{X, Y}$: كما عُرّفت سابقاً، $\boldsymbol{\theta, \sigma, k}$: معاملات المتغيرات، $\mathbf{u}$: حد الخطأ العشوائي.

أما المرحلة الثالثة فهي الحصول على العلاقة قصيرة الأجل للنموذج وذلك من خلال استخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة (6)، وبذلك فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=0}^{r} a_{1i}\, \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{r} a_{2i}\, \Delta X_{t-i} + + YECT_{t-1} + Ut \ldots\ldots (6)$$

حيث (ECT) تمثل حد تصحيح الخطأ يتم أضافته للنموذج أما (Y) تمثل نسبة الانحراف التي يتم تصحيحها في المدة $(t-1$ إلى المدة $t)$، وهذا يعني سرعة تصحيح الخطأ للمتغير التابع في الأجل القصير باتجاه قيمتها التوازنية في الأجل الطويل.

3.3 اختبار التكامل المشترك لمنهجية الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)

تتطلب اختبارات التكامل المشترك أنجل وغرانجر –جوهانسن أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة نفسها، كما أن هذه الاختبارات تعطي نتائج غير دقيقة في حالة كون حجم العينة صغيرا، وهذا يضع شرطا على استخدام هاتين الطريقتين في تحليل العلاقات طويلة الأجل بين المتغيرات.

ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبحت منهجية **ARDL** شائعة الاستخدام في السنوات الأخيرة والذي قدم من قبل منهجية " **Pesran** " سنة 2001 ، إذ دمج فيها نماذج الانحدار الذاتي مع نماذج فترات الإبطاء الموزعة في نموذج واحد، الأخيرة، وفي هذه المنهجية تكون السلسلة الزمنية دالة في إبطاء قيمها وقيم المتغيرات التفسيرية وإبطاءها بمدة واحدة أو أكثر[1].

4.3: اختبار كوزوم للاستقرارية (CUSUM Stability Test):

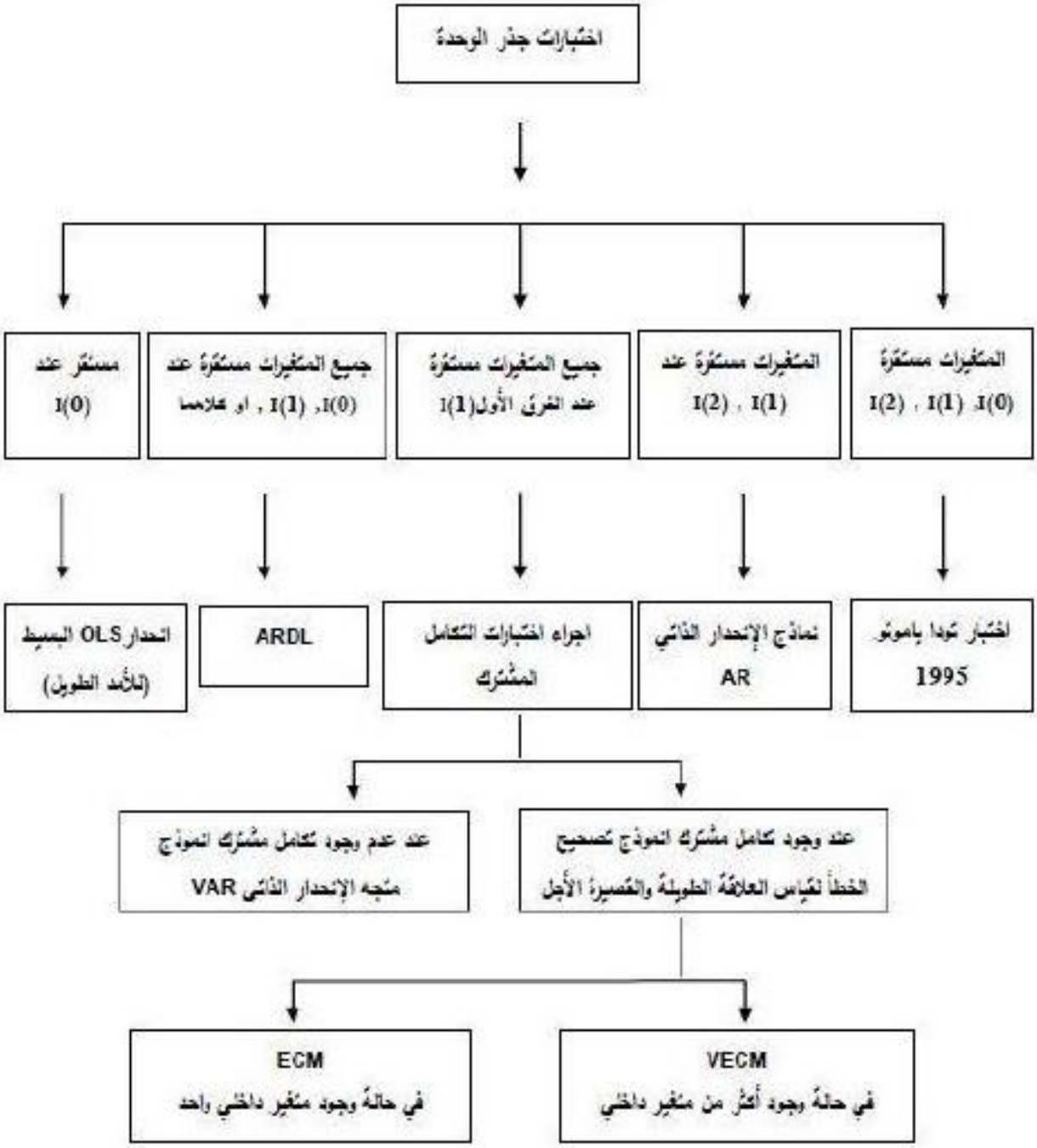
بعد إجراء اختبار جذر الوحدة لمعرفة فيما إذا كانت متغيرات النموذج ساكنة مع الزمن، تدعو الحاجة لاستقصاء فيما إذا كانت هذه المتغيرات تظهر تغيراً هيكلياً في سلوكها عبر الزمن، ويعد اختبار كوزوم (CUSUM) للاستقرارية من أكثر الاختبارات شيوعا في هذا المجال.

وتظهر نتائج هذا الاختبار في شكل منحنى لأخطاء نموذج مقدّر بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، ومجال ثقة بهدف اختبار الفرضية العدمية التي تنص على أن معلمات نموذج المربعات الصغرى الاعتيادية غير مستقرة. فإذا كان منحنى الأخطاء ضمن الحدود الحرجة طوال فترة الدراسة، فإن الفرضية العدمية ترفض عند نسبة معنوية (5%)، وهذا يعني أن المعلمات مستقرة على طول فترة الدراسة، ومن ثم إمكانية تقدير معلمات ثابتة للنموذج على طول الفترة الزمنية للدراسة دون الحاجة إلى تجزئتها لفترات جزئية، أما إذا تم رفض الفرضية العدمية فإنه يستوجب تقسيم فترة الدراسة إلى فترات جزئية تكون فيها المعلمات مستقرة [2].

5.3 تقنيات نماذج السلاسل الزمنية حسب نتائج اختبار الاستقرارية لجذر الوحدة

[1] مالك علام عفات عودة الدليمي، **قياس وتحليل محددات الطلب على النقود في الاقتصاد العراقي للمدة:1985–2015** ، أطروحة دكتوراه، 2018 ، ص111 .

[2] Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M., (1975), **Technique for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time**, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 37, 1975,PP 149-163

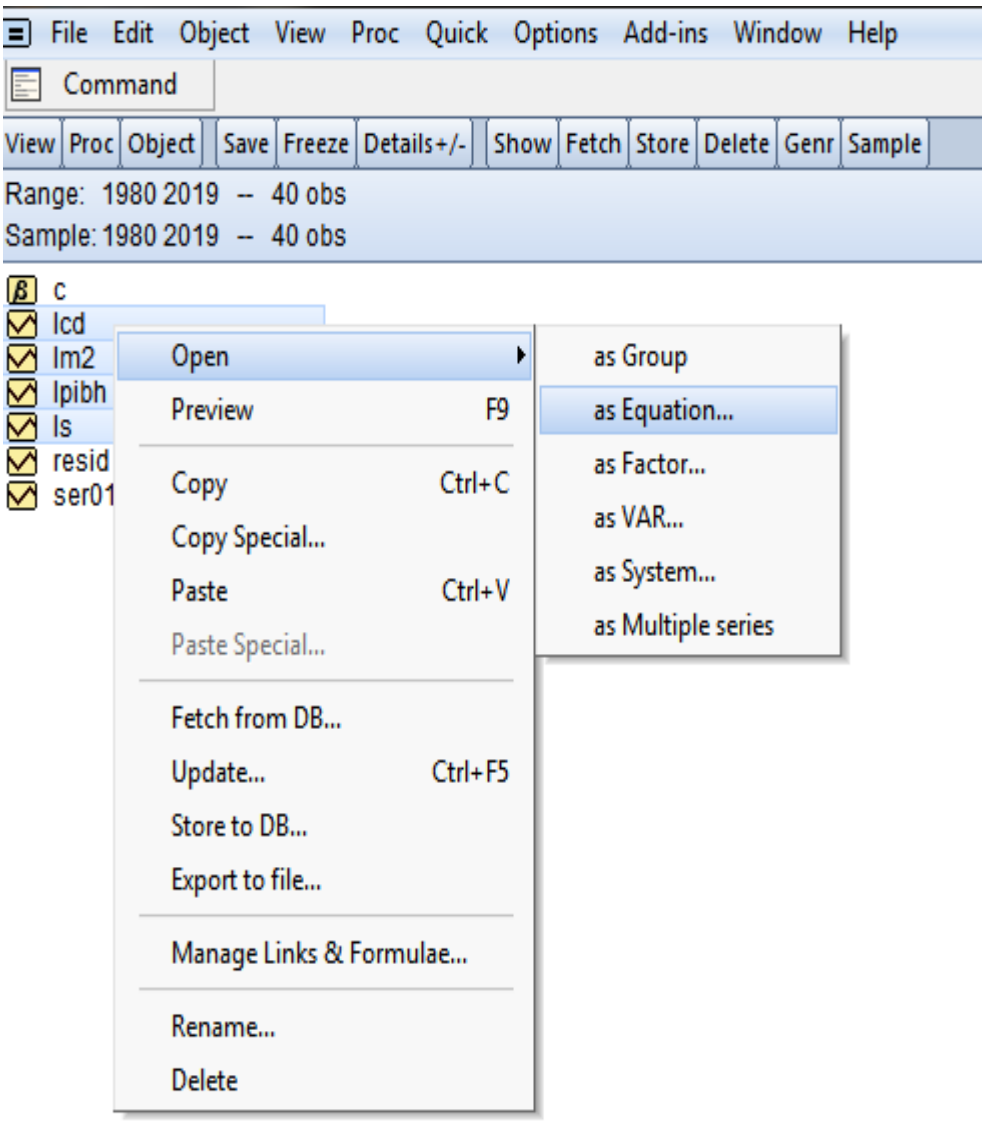


6.3 تقدير نموذج ARDL في برنامج Eviews

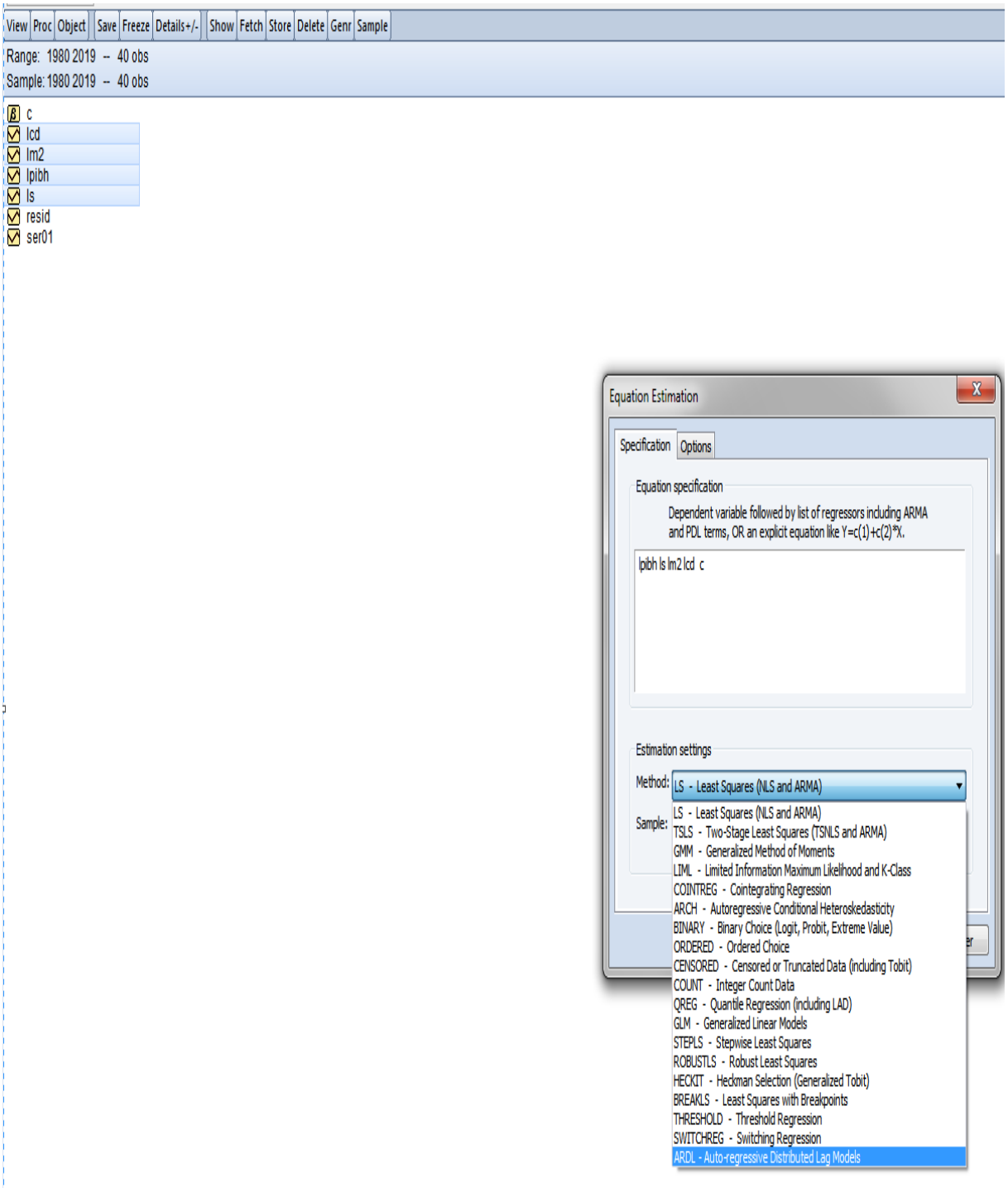
من أجل تقدير نموذج **ARDL** في برنامج **Eviews** نتبع الخطوات التالية:

نظلل المتغيرات ثم بالفأرة من الجهة اليمنى نضغط على Open ثم على Quick as Equation)

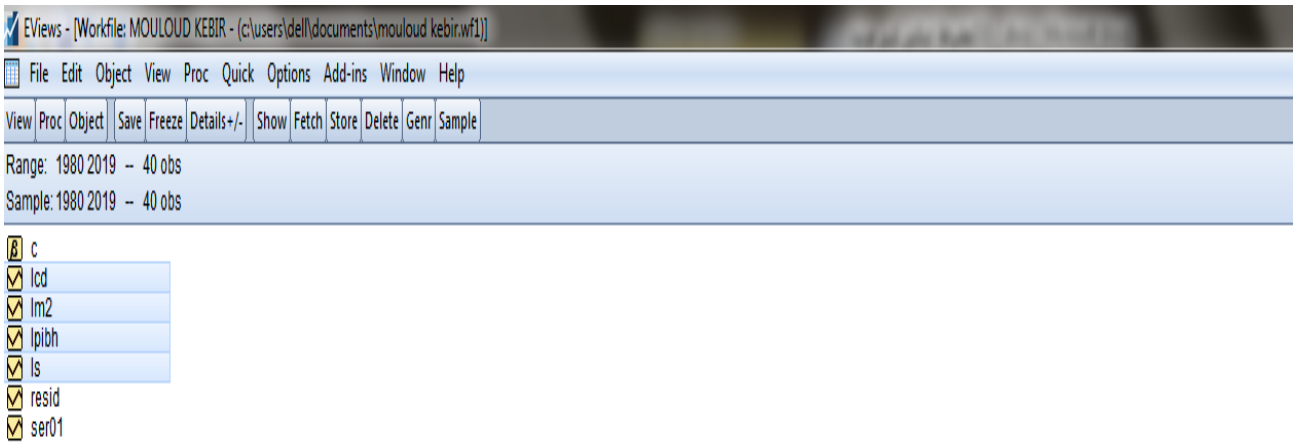
كما يلي :

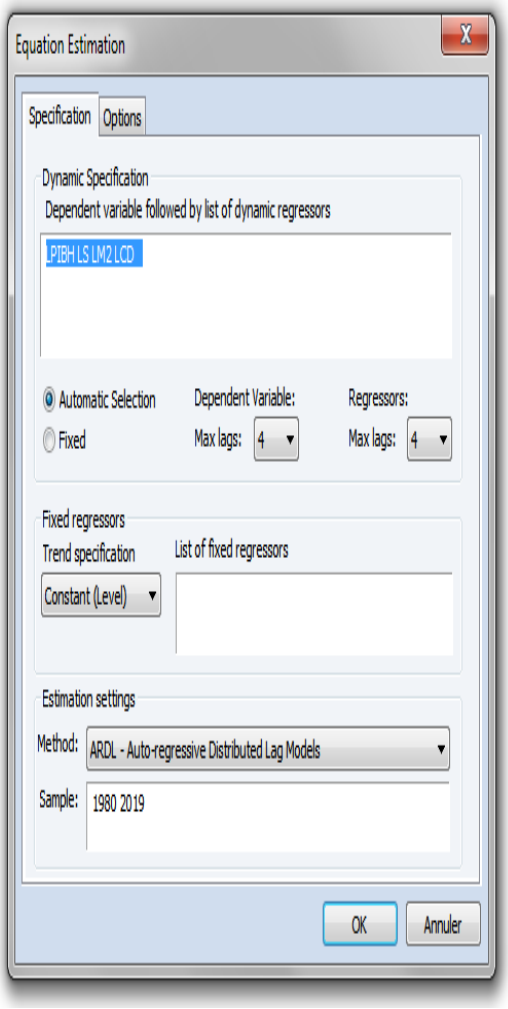

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help
Command
View Proc Object Save Freeze Details+/- Show Fetch Store Delete Genr Sample
Range: 1980 2019 -- 40 obs
Sample: 1980 2019 -- 40 obs
c
lcd
lm2
lpibh
ls
resid
ser01
Open
Preview F9
Copy Ctrl+C
Copy Special...
Paste Ctrl+V
Paste Special...
Fetch from DB...
Update... Ctrl+F5
Store to DB...
Export to file...
Manage Links & Formulae...
Rename...
Delete
as Group
as Equation...
as Factor...
as VAR...
as System...
as Multiple series

فنتحصل على جدول يحتوي على خانتين، الخانة الاولى (Equation specification) تمثل معادلة (ARDL) المراد تقديرها الخانة الثانية(Method) تمثل طريقة التقدير المختارة، هناك عدة طرق ومن بينها تقنية (ARDL) .



نقوم بإختيار تقنية (ARDL) كما يلي:





بعد الضغط على OK، نتحصل على النموذج المقدر

Sample (adjusted): 1984 2019
Included observations: 36 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LS LM2 LCD
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 500
Selected Model: ARDL(4, 4, 4, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LPIBH(-1)	0.924518	0.201133	4.596538	0.0003
LPIBH(-2)	-0.279993	0.251218	-1.114543	0.2815
LPIBH(-3)	-0.237946	0.253160	-0.939904	0.3612
LPIBH(-4)	-0.271073	0.172655	-1.570022	0.1360
LS	-0.022649	0.023645	-0.957873	0.3524
LS(-1)	-0.010626	0.031867	-0.333438	0.7431
LS(-2)	0.060251	0.037372	1.612187	0.1265
LS(-3)	-0.016637	0.038221	-0.435297	0.6692
LS(-4)	0.088036	0.030480	2.888366	0.0107
LM2	0.008014	0.022488	0.356393	0.7262
LM2(-1)	0.031515	0.057796	0.545280	0.5931
LM2(-2)	0.042618	0.060321	0.706515	0.4900
LM2(-3)	-0.159539	0.059448	-2.683667	0.0163
LM2(-4)	0.134465	0.052855	2.544024	0.0217
LCD	0.013573	0.012044	1.127026	0.2764
LCD(-1)	0.033576	0.012243	2.742375	0.0145
LCD(-2)	0.011321	0.014115	0.802072	0.4343
LCD(-3)	-0.014003	0.013676	-1.023908	0.3211
LCD(-4)	0.018399	0.011421	1.610981	0.1267
C	8.955263	2.870911	3.119310	0.0066

R-squared	0.995878	Mean dependent var	12.83295
Adjusted R-squared	0.990984	S.D. dependent var	0.136639
S.E. of regression	0.012974	Akaike info criterion	-5.551492
Sum squared resid	0.002693	Schwarz criterion	-4.671759
Log likelihood	119.9269	Hannan-Quinn criter.	-5.244441
F-statistic	203.4683	Durbin-Watson stat	2.191993
Prob(F-statistic)	0.000000		

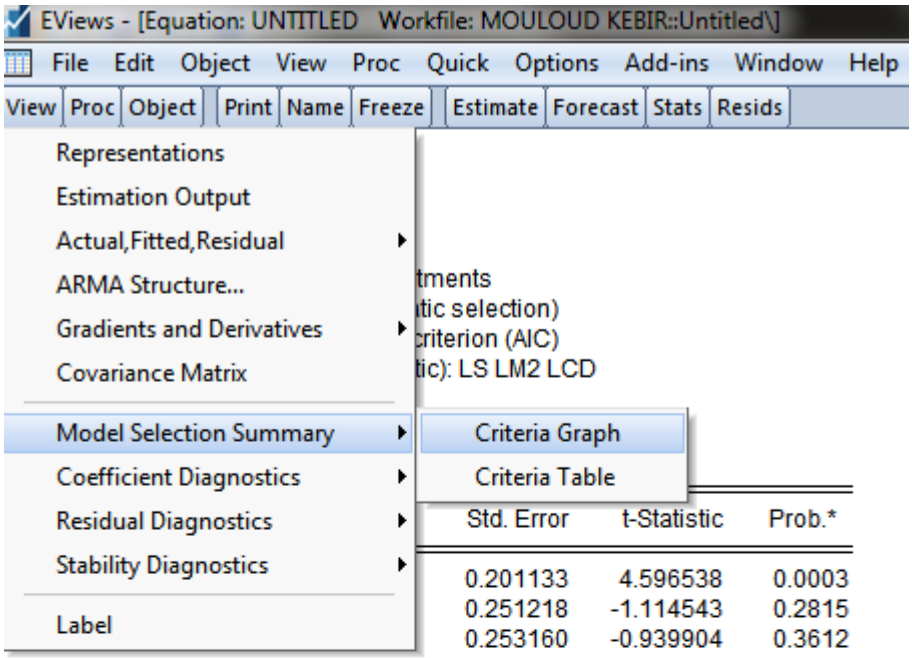
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

1.6.3 إختبار فترات الإبطاء المثلى في برنامج Eviews10

من أجل إجراء إختبار فترات الإبطاء المثلى في برنامج Eviews 10 نتبع الخطوات التالية :

نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:

View Model ⟶ Selction Summary ⟶ Criteria Graph

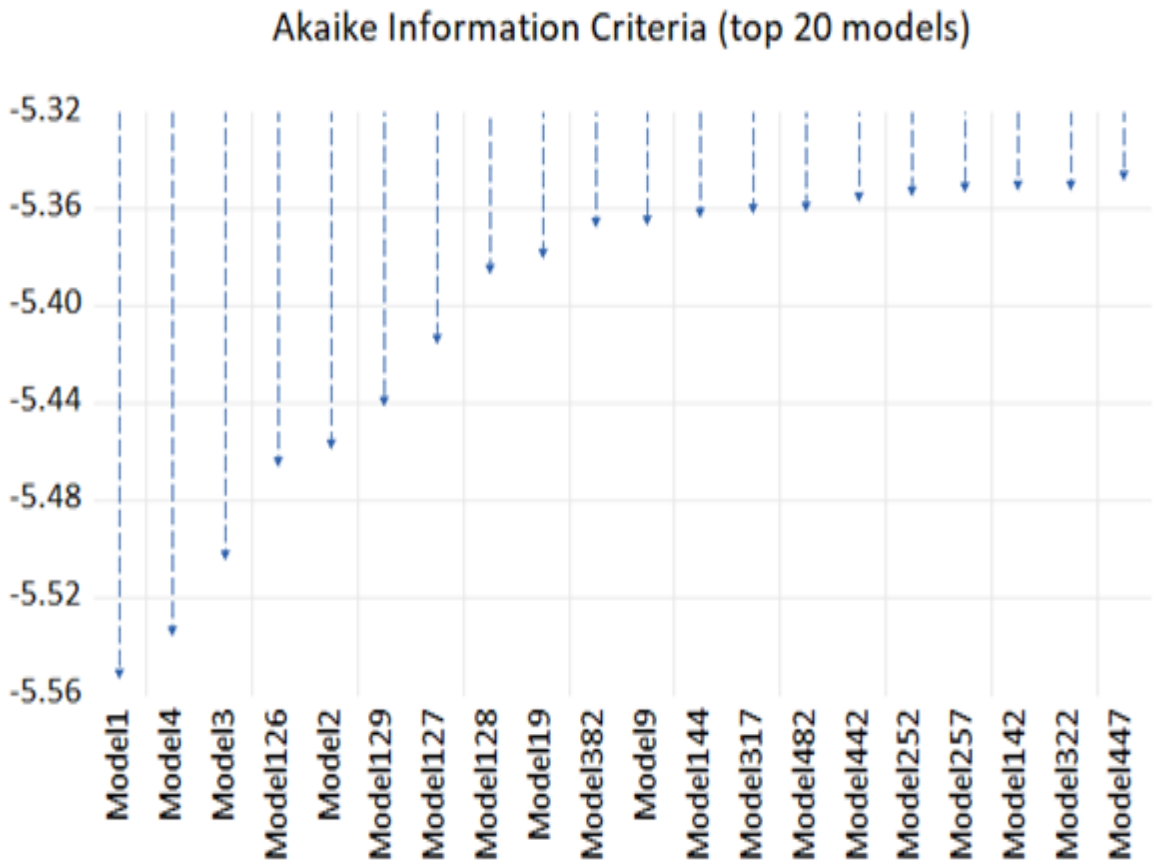


		Std. Error	t-Statistic	Prob.*
		0.201133	4.596538	0.0003
		0.251218	-1.114543	0.2815
		0.253160	-0.939904	0.3612
LPIBH(-4)	-0.271073	0.172655	-1.570022	0.1360
LS	-0.022649	0.023645	-0.957873	0.3524
LS(-1)	-0.010626	0.031867	-0.333438	0.7431
LS(-2)	0.060251	0.037372	1.612187	0.1265
LS(-3)	-0.016637	0.038221	-0.435297	0.6692
LS(-4)	0.088036	0.030480	2.888366	0.0107
LM2	0.008014	0.022488	0.356393	0.7262
LM2(-1)	0.031515	0.057796	0.545280	0.5931
LM2(-2)	0.042618	0.060321	0.706515	0.4900
LM2(-3)	-0.159539	0.059448	-2.683667	0.0163
LM2(-4)	0.134465	0.052855	2.544024	0.0217
LCD	0.013573	0.012044	1.127026	0.2764
LCD(-1)	0.033576	0.012243	2.742375	0.0145
LCD(-2)	0.011321	0.014115	0.802072	0.4343
LCD(-3)	-0.014003	0.013676	-1.023908	0.3211
LCD(-4)	0.018399	0.011421	1.610981	0.1267
C	8.955263	2.870911	3.119310	0.0066

R-squared	0.995878	Mean dependent var	12.83295
Adjusted R-squared	0.990984	S.D. dependent var	0.136639
S.E. of regression	0.012974	Akaike info criterion	-5.551492
Sum squared resid	0.002693	Schwarz criterion	-4.671759
Log likelihood	119.9269	Hannan-Quinn criter.	-5.244441
F-statistic	203.4683	Durbin-Watson stat	2.191993
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

بعد الضغط على (OK) نتحصل على فترة الإبطاء المثلى للمتغيرات، وهي التي تعطي أقل قيمة ل Akaike .



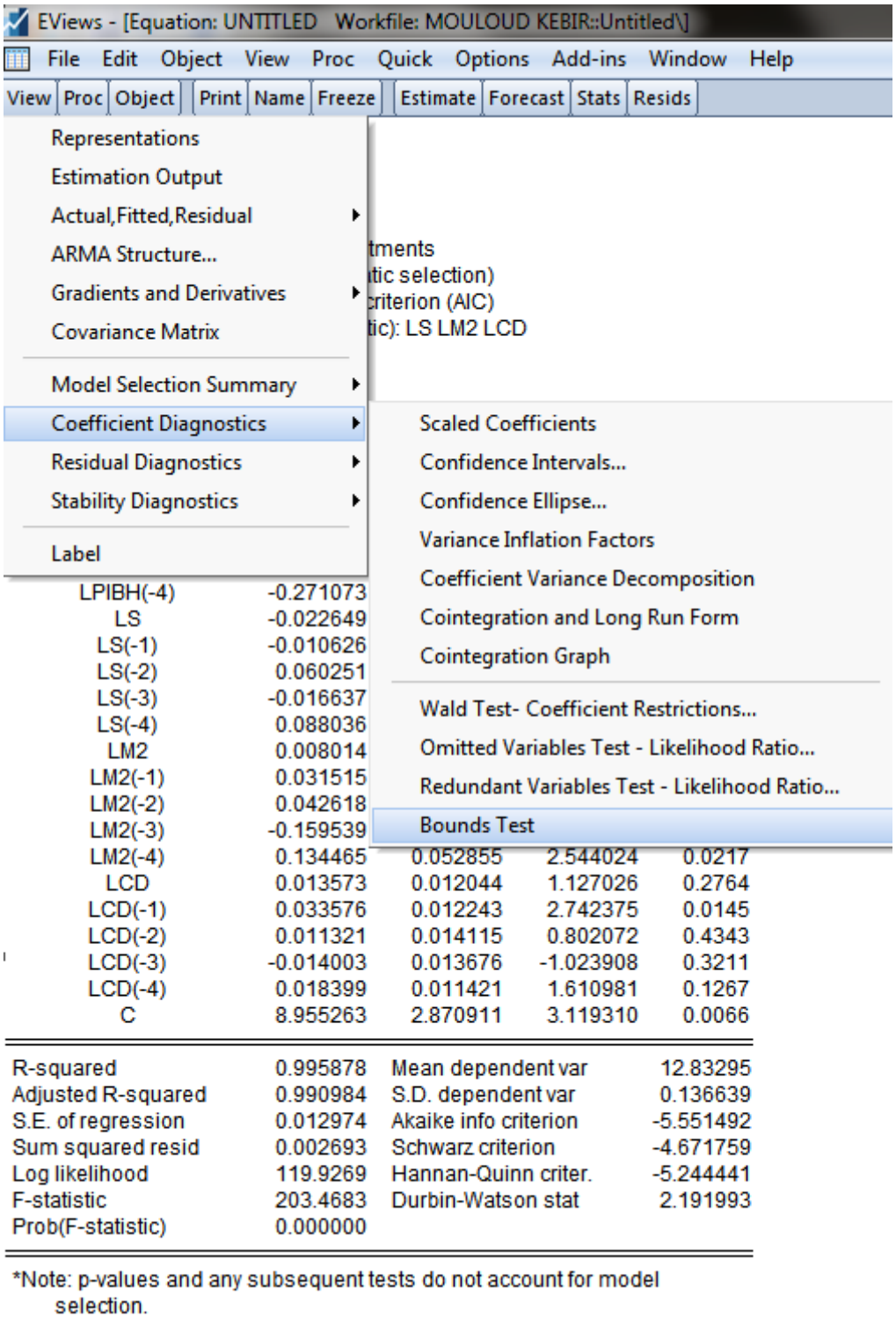
Model1: ARDL(4, 4, 4, 4)
Model4: ARDL(4, 4, 4, 1)
Model3: ARDL(4, 4, 4, 2)
Model126: ARDL(3, 4, 4, 4)
Model2: ARDL(4, 4, 4, 3)
Model129: ARDL(3, 4, 4, 1)
Model127: ARDL(3, 4, 4, 3)
Model128: ARDL(3, 4, 4, 2)
Model19: ARDL(4, 4, 1, 1)
Model382: ARDL(1, 4, 3, 3)
Model9: ARDL(4, 4, 3, 1)
Model144: ARDL(3, 4, 1, 1)
Model317: ARDL(2, 2, 1, 3)
Model482: ARDL(1, 0, 3, 3)
Model442: ARDL(1, 2, 1, 3)
Model252: ARDL(2, 4, 4, 3)
Model257: ARDL(2, 4, 3, 3)

2.6.3 إختبار الحدود في برنامج Eviews10

من أجل إجراء إختبار الحدود في برنامج Eviews 10 نتبع الخطوات التالية:

نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:

View ⟶ Coefficient Diagnostics ⟶ Long Run Form and Bounds Test



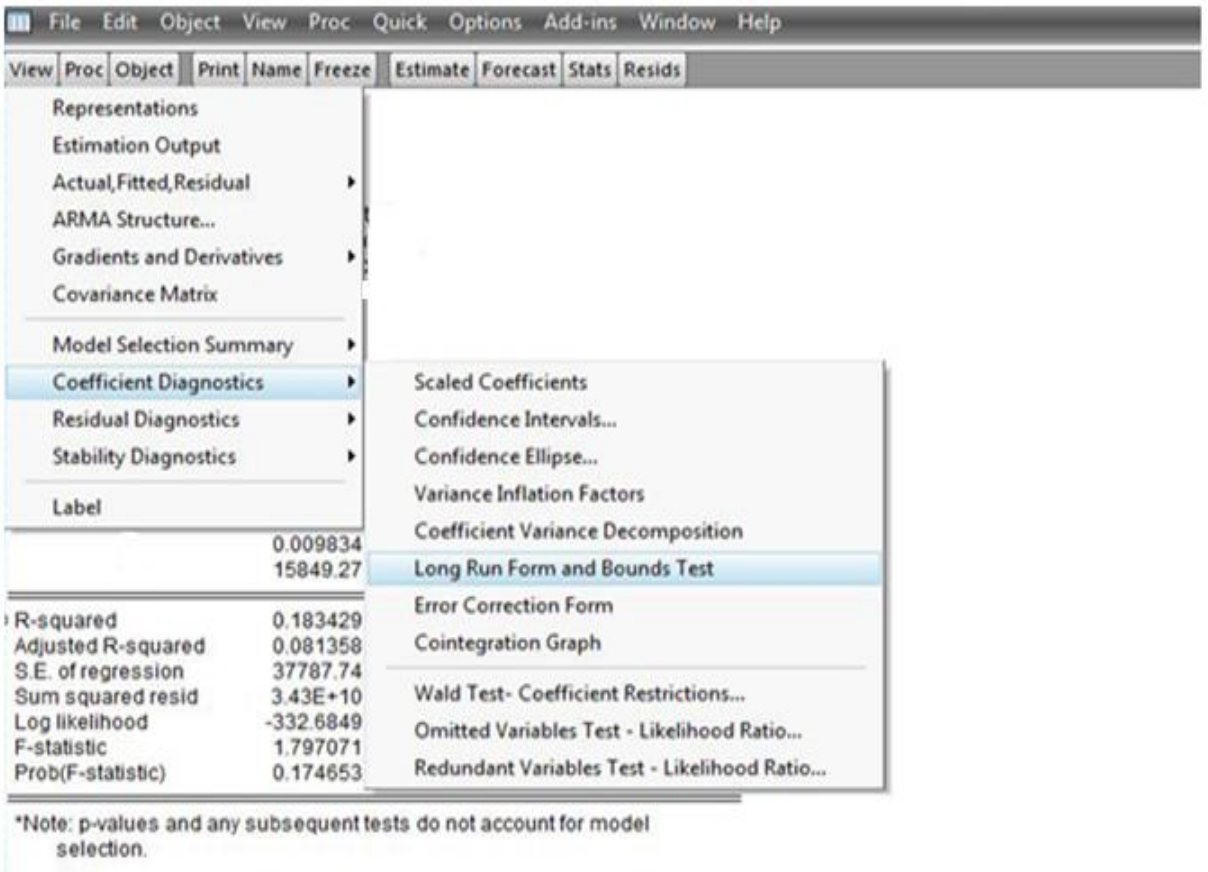
بعد الضغط على(OK) نتحصل على نتائج إختبار الحدود.

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	4.551525	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66

3.6.3 تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ في برنامج Eviews :

من أجل تقدير معلمات الأجل الطويل لنموذج في برنامج Eviews نتبع الخطوات التالية:

***نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:**



بعد الضغط على (OK) نتحصل على نتائج التقدير، في أسفل الجدول نجد تقدير المعادلة في الأجل الطويل.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LS	0.113795	0.027451	4.145345	0.0008
LM2	0.066019	0.004947	13.34442	0.0000
LCD	0.072720	0.007012	10.37050	0.0000
C	10.35897	0.094549	109.5615	0.0000

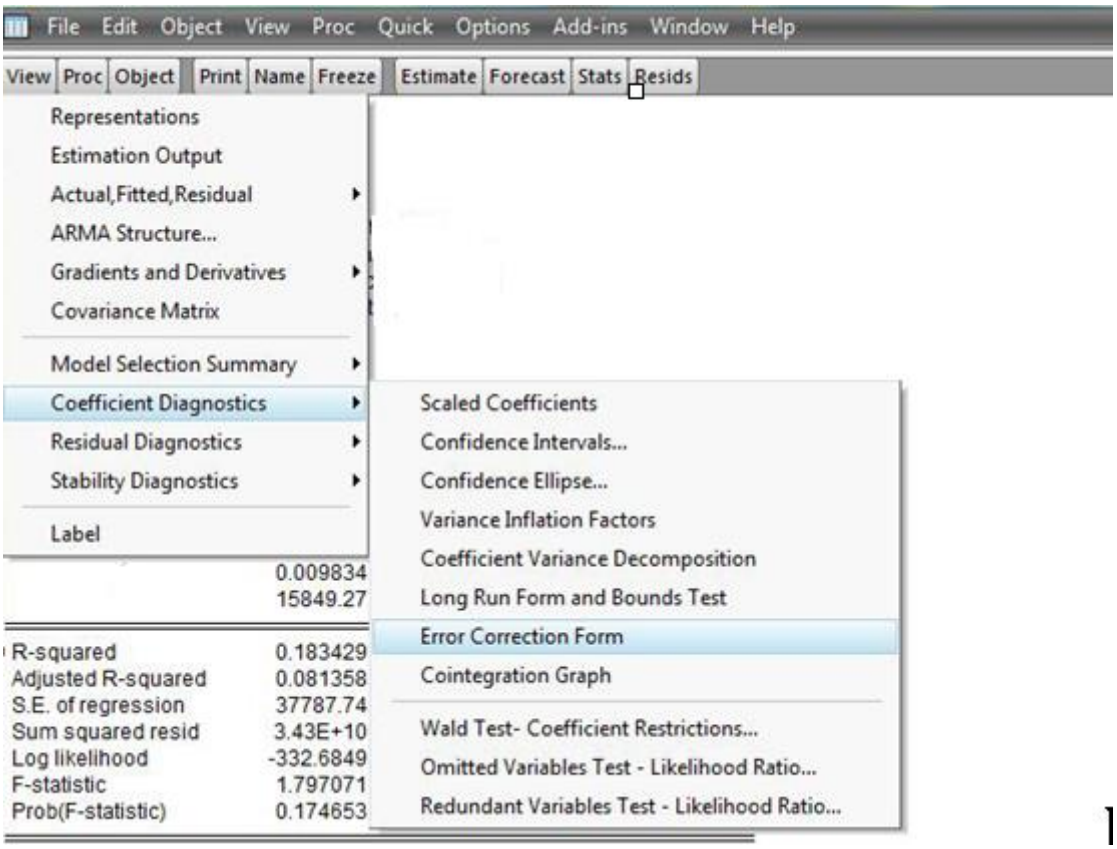
EC = LPIBH - (0.1138*LS + 0.0660*LM2 + 0.0727*LCD + 10.3590)

من أجل تقدير معلمات الأجل القصير ومعلمة تصحيح الخطأ لنموذج () في برنامج Eviews10

نتبع الخطوات التالية:

نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:

View ⟶ Coefficient Diagnostics ⟶Error Correction Form



بعد الضغط على (OK) نتحصل على نتائج التقدير ، في أسفل الجدول نجد تقدير المعادلة في الأجل القصير

Sample: 1980 2019
Included observations: 36

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIBH(-1))	0.789012	0.168411	4.685033	0.0002
D(LPIBH(-2))	0.509019	0.159573	3.189872	0.0057
D(LPIBH(-3))	0.271073	0.138658	1.954977	0.0683
D(LS)	-0.022649	0.017651	-1.283149	0.2177
D(LS(-1))	-0.131650	0.032974	-3.992602	0.0010
D(LS(-2))	-0.071399	0.033532	-2.129291	0.0491
D(LS(-3))	-0.088036	0.023512	-3.744349	0.0018
D(LM2)	0.008014	0.018462	0.434098	0.6700
D(LM2(-1))	-0.017543	0.031576	-0.555583	0.5862
D(LM2(-2))	0.025075	0.033782	0.742259	0.4687
D(LM2(-3))	-0.134465	0.035973	-3.737898	0.0018
D(LCD)	0.013573	0.008019	1.692605	0.1099
D(LCD(-1))	-0.015717	0.011877	-1.323322	0.2043
D(LCD(-2))	-0.004396	0.009068	-0.484725	0.6344
D(LCD(-3))	0.018299	0.007723	2.370334	0.0301
CointEq(-1)*	-0.864494	0.162085	-5.333576	0.0001

R-squared	0.867708	Mean dependent var	0.005666
Adjusted R-squared	0.768488	S.D. dependent var	0.024118
S.E. of regression	0.011605	Akaike info criterion	-5.773714
Sum squared resid	0.002693	Schwarz criterion	-5.069928
Log likelihood	119.9269	Hannan-Quinn criter.	-5.528074
Durbin-Watson stat	2.191993		

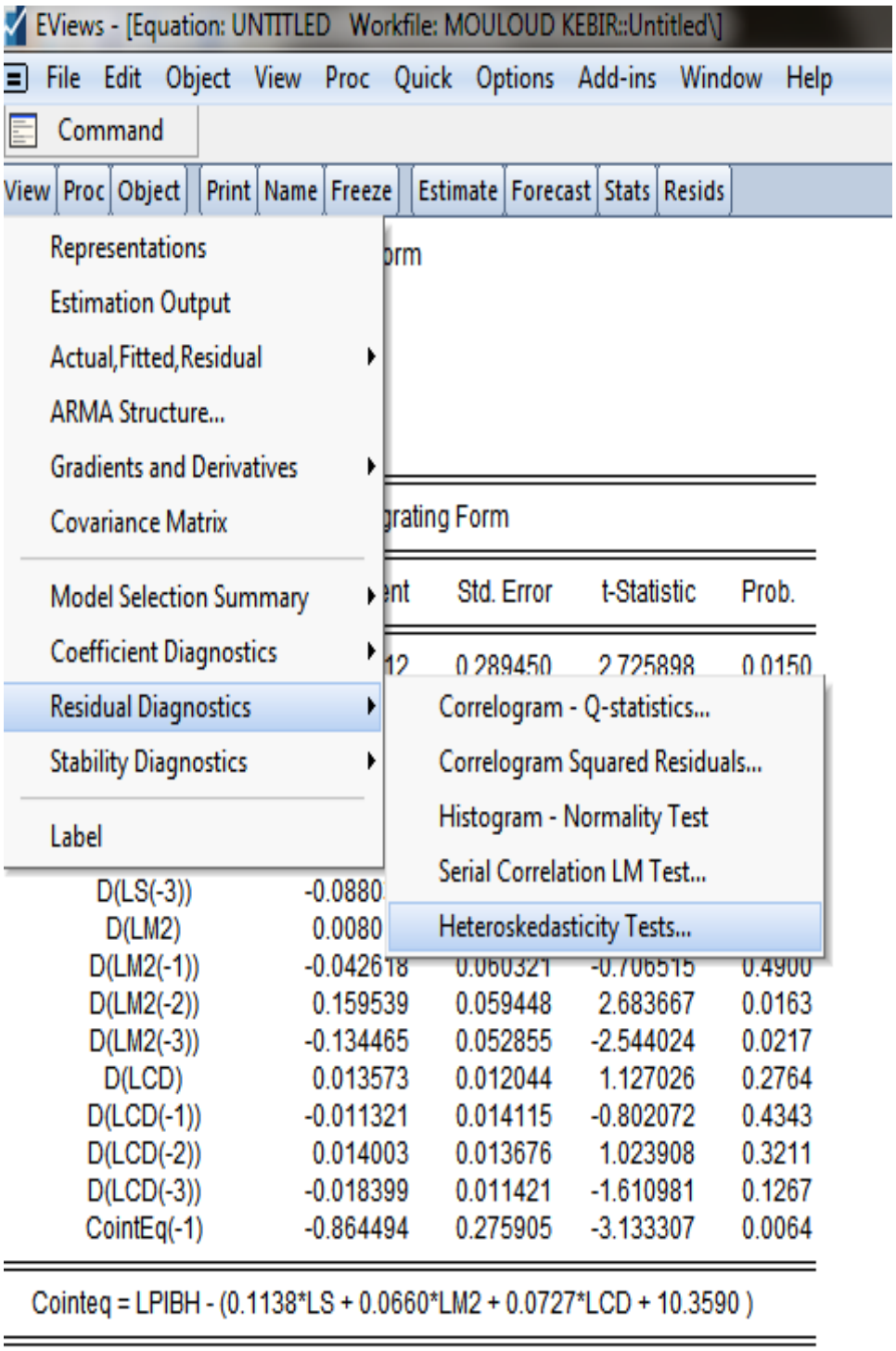
* p-value incompatible with t-Bounds distribution

4.6.3 إجراء الاختبارات التشخيصية في برنامج Eviews:

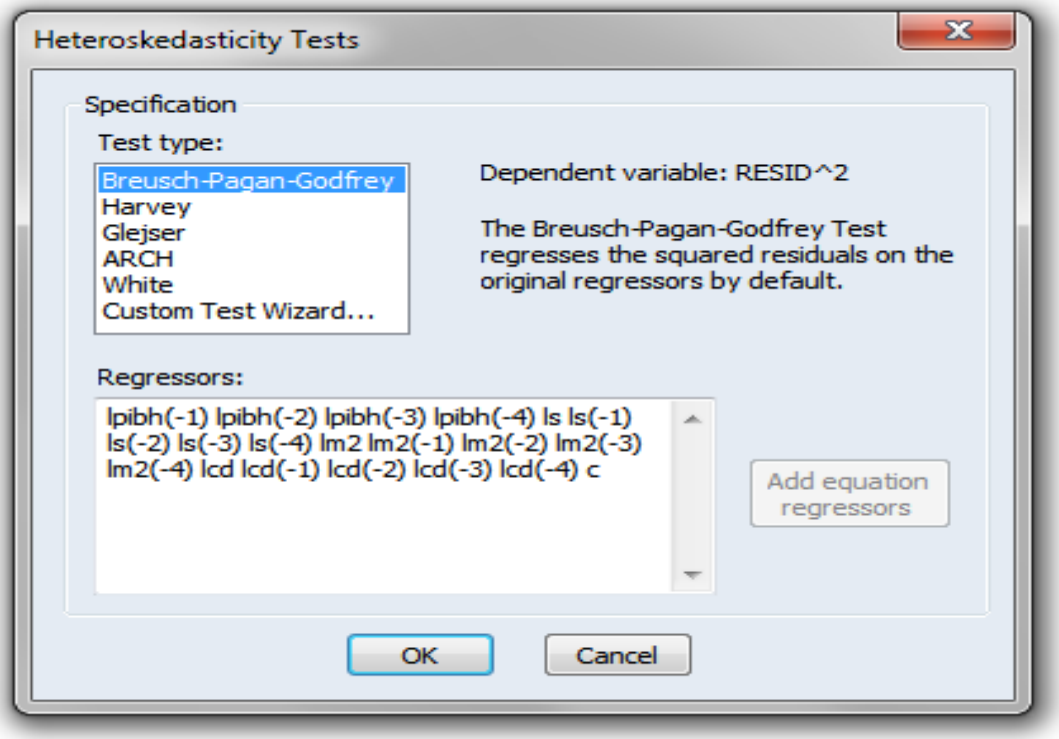
من أجل إجراء إختبار الحدود في برنامج Eviews نتبع الخطوات التالية:

نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:

View ⟶ Residual Diagnostics ⟶ Heteroskedasticity Test


EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: MOULOUD KEBIR::Untitled\]
File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help
Command
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Representations
Estimation Output
Actual,Fitted,Residual
ARMA Structure...
Gradients and Derivatives
Covariance Matrix
Model Selection Summary
Coefficient Diagnostics
Residual Diagnostics
Stability Diagnostics
Label
Correlogram - Q-statistics...
Correlogram Squared Residuals...
Histogram - Normality Test
Serial Correlation LM Test...
Heteroskedasticity Tests...
orm
grating Form
ent Std. Error t-Statistic Prob.
12 0.289450 2.725898 0.0150
D(LS(-3)) -0.0880
D(LM2) 0.0080
D(LM2(-1)) -0.042618 0.060321 -0.706515 0.4900
D(LM2(-2)) 0.159539 0.059448 2.683667 0.0163
D(LM2(-3)) -0.134465 0.052855 -2.544024 0.0217
D(LCD) 0.013573 0.012044 1.127026 0.2764
D(LCD(-1)) -0.011321 0.014115 -0.802072 0.4343
D(LCD(-2)) 0.014003 0.013676 1.023908 0.3211
D(LCD(-3)) -0.018399 0.011421 -1.610981 0.1267
CointEq(-1) -0.864494 0.275905 -3.133307 0.0064
Cointeq = LPIBH - (0.1138*LS + 0.0660*LM2 + 0.0727*LCD + 10.3590)

لنتحصل على جدول يحتوي على خانة (Test type) نجد فيها عدة اختبارات تشخيصية ومن أهمها (ARCH) و (Harvey) و. (Breusch–Pagan–Godfrey)



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.773498	Prob. F(2,14)	0.2058
Obs*R-squared	7.277134	Prob. Chi-Square(2)	0.0263

بعد تحديد الإختبار المناسب نضغط على(OK).

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.851960	Prob. F(19,16)	0.6344
Obs*R-squared	18.10471	Prob. Chi-Square(19)	0.5155
Scaled explained SS	2.778918	Prob. Chi-Square(19)	1.0000

بعد تحديد الإختبار المناسب نضغط على(OK).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.693723	Prob. F(1,33)	0.4109
Obs*R-squared	0.720618	Prob. Chi-Square(1)	0.3959

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/20/22 Time: 11:18
Sample (adjusted): 1985 2019
Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.36E-05	2.09E-05	4.007021	0.0003
RESID^2(-1)	-0.143286	0.172032	-0.832900	0.4109

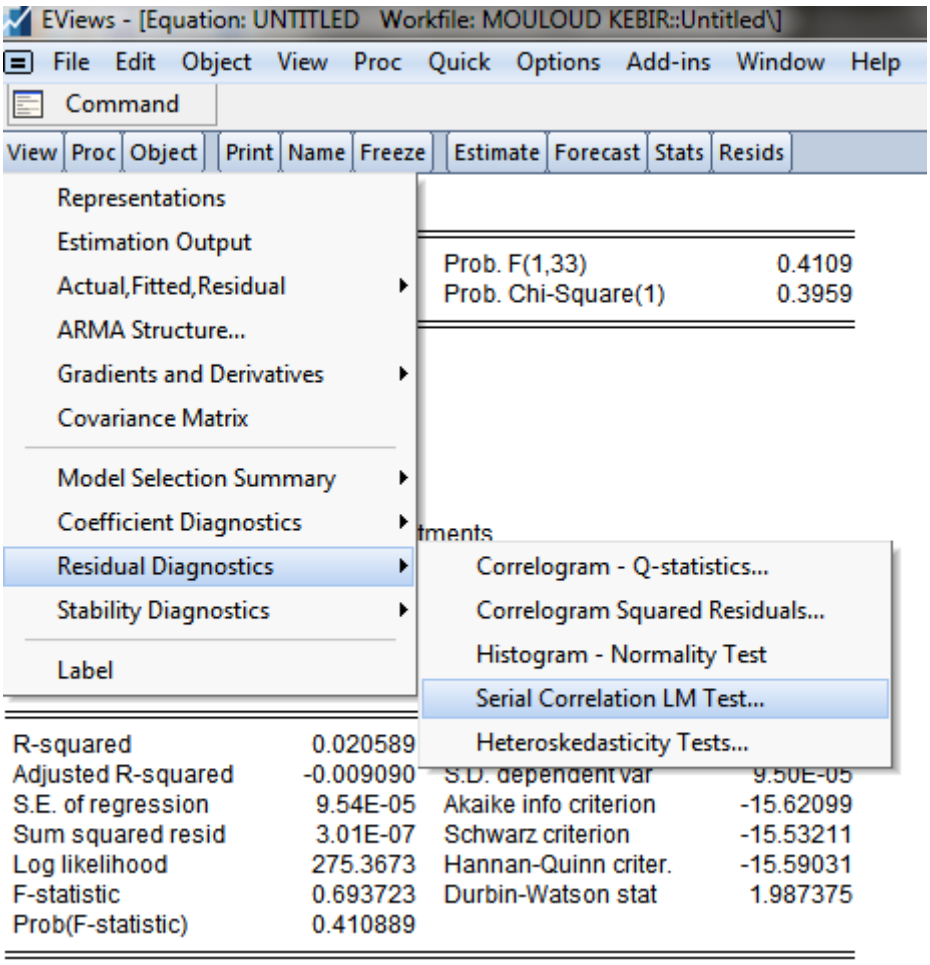
R-squared	0.020589	Mean dependent var	7.26E-05
Adjusted R-squared	-0.009090	S.D. dependent var	9.50E-05
S.E. of regression	9.54E-05	Akaike info criterion	-15.62099
Sum squared resid	3.01E-07	Schwarz criterion	-15.53211
Log likelihood	275.3673	Hannan-Quinn criter.	-15.59031
F-statistic	0.693723	Durbin-Watson stat	1.987375
Prob(F-statistic)	0.410889		

5.6.3 إختبار مضروب للاغرانج للإرتباط التسلسلي بين البواقي في برنامج Eviews

من أجل إجراء إختبار مضروب لاغرانج للإرتباط التسلسلي بين البواقي في برنامج10 Eviews نتبع الخطوات التالية :

***نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:**

View ⟶ Residual Diagnostics ⟶ Serial Correlation LM Test



بعد الضغط على (OK) نتحصل على نتائج إختبار مضروب لاغرانج للإرتباط التسلسلي بين البواقي.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic ⟷	1.773498	Prob. F(2,14)	0.2058
Obs*R-squared	7.277134	Prob. Chi-Square(2)	0.0263

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 05/20/22 Time: 13:46
Sample: 1984 2019
Included observations: 36
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBH(-1)	0.213314	0.272376	0.783160	0.4466
LPIBH(-2)	0.008362	0.325521	0.025687	0.9799
LPIBH(-3)	-0.200642	0.284085	-0.706273	0.4916
LPIBH(-4)	0.122467	0.182592	0.670712	0.5133
LS	-0.006040	0.022807	-0.264819	0.7950
LS(-1)	0.008303	0.031143	0.266601	0.7937
LS(-2)	0.008169	0.036354	0.224704	0.8255
LS(-3)	-0.023340	0.039750	-0.587174	0.5664
LS(-4)	-0.014328	0.031175	-0.459583	0.6529
LM2	-0.002117	0.021872	-0.096813	0.9242
LM2(-1)	-0.007989	0.057077	-0.139971	0.8907
LM2(-2)	0.016357	0.058881	0.277805	0.7852
LM2(-3)	-0.013586	0.058003	-0.234228	0.8182
LM2(-4)	-0.000421	0.051254	-0.008213	0.9936
LCD	0.001175	0.012023	0.097710	0.9235
LCD(-1)	0.001911	0.012241	0.156145	0.8781
LCD(-2)	-0.012276	0.015787	-0.777596	0.4497
LCD(-3)	-0.009498	0.014539	-0.653295	0.5242
LCD(-4)	0.011618	0.013060	0.889592	0.3887
C	-1.504795	2.855549	-0.526972	0.6065
RESID(-1)	-0.415343	0.385521	-1.077355	0.2995
RESID(-2)	-0.566126	0.335346	-1.688184	0.1135

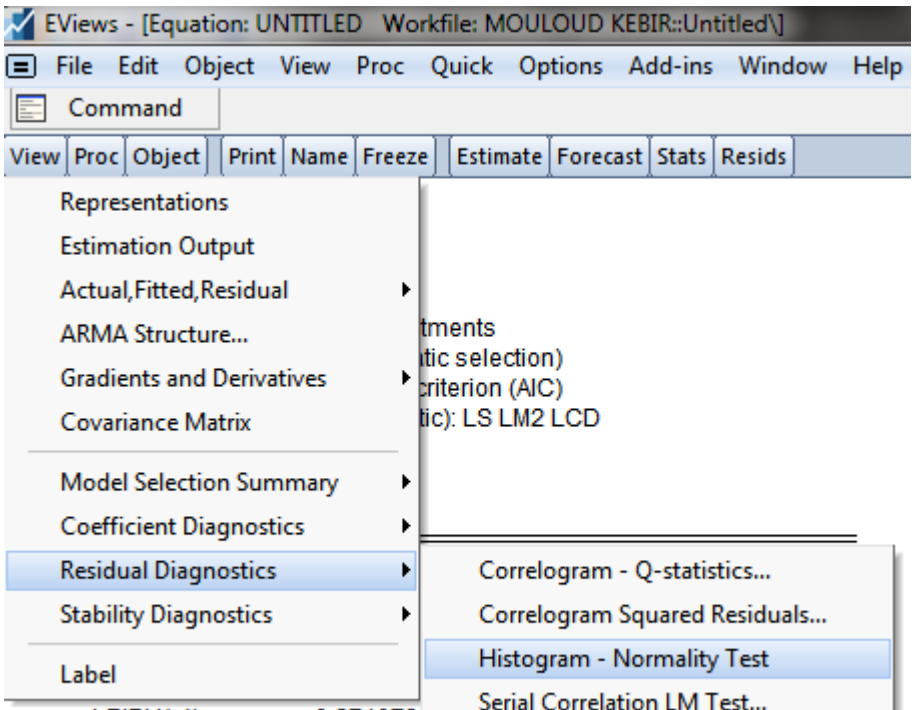
R-squared	0.202143	Mean dependent var	-5.67E-15
Adjusted R-squared	-0.994643	S.D. dependent var	0.008772
S.E. of regression	0.012389	Akaike info criterion	-5.666206
Sum squared resid	0.002149	Schwarz criterion	-4.698500
Log likelihood	123.9917	Hannan-Quinn criter.	-5.328451
F-statistic	0.168905	Durbin-Watson stat	2.495713
Prob(F-statistic)	0.999849		

6.6.3 إختبار توزيع الأخطاء العشوائية في برنامج Eviews .

من أجل إجراء إختبار توزيع الأخطاء العشوائية في برنامج Eviews 10 نتبع الخطوات التالية :

نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:

View ⟶ Residual Diagnostics ⟶ Histogram–Normality Test

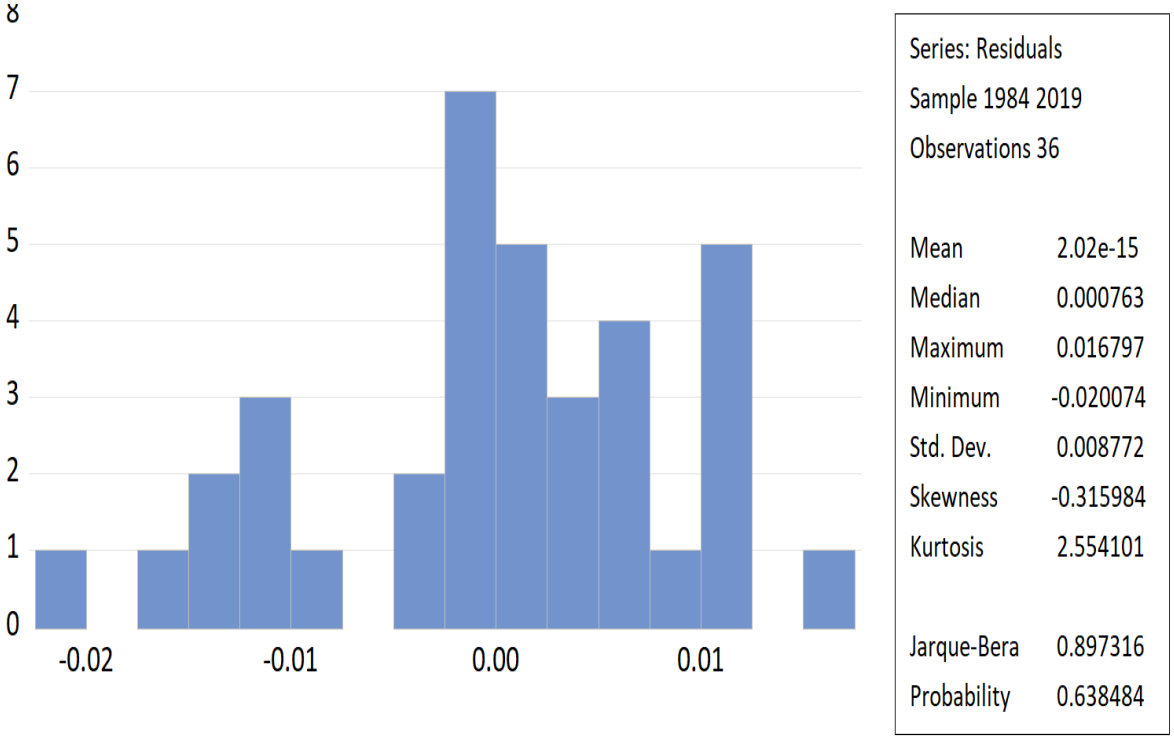


LPIBH(-4)	-0.271073			
LS	-0.022649			
LS(-1)	-0.010626	0.031867	-0.333438	0.7431
LS(-2)	0.060251	0.037372	1.612187	0.1265
LS(-3)	-0.016637	0.038221	-0.435297	0.6692
LS(-4)	0.088036	0.030480	2.888366	0.0107
LM2	0.008014	0.022488	0.356393	0.7262
LM2(-1)	0.031515	0.057796	0.545280	0.5931
LM2(-2)	0.042618	0.060321	0.706515	0.4900
LM2(-3)	-0.159539	0.059448	-2.683667	0.0163
LM2(-4)	0.134465	0.052855	2.544024	0.0217
LCD	0.013573	0.012044	1.127026	0.2764
LCD(-1)	0.033576	0.012243	2.742375	0.0145
LCD(-2)	0.011321	0.014115	0.802072	0.4343
LCD(-3)	-0.014003	0.013676	-1.023908	0.3211
LCD(-4)	0.018399	0.011421	1.610981	0.1267
C	8.955263	2.870911	3.119310	0.0066

R-squared	0.995878	Mean dependent var	12.83295
Adjusted R-squared	0.990984	S.D. dependent var	0.136639
S.E. of regression	0.012974	Akaike info criterion	-5.551492
Sum squared resid	0.002693	Schwarz criterion	-4.671759
Log likelihood	119.9269	Hannan-Quinn criter.	-5.244441
F-statistic	203.4683	Durbin-Watson stat	2.191993
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

بعد الضغط على OK نتحصل على نتائج إختبار توزيع الأخطاء العشوائية .

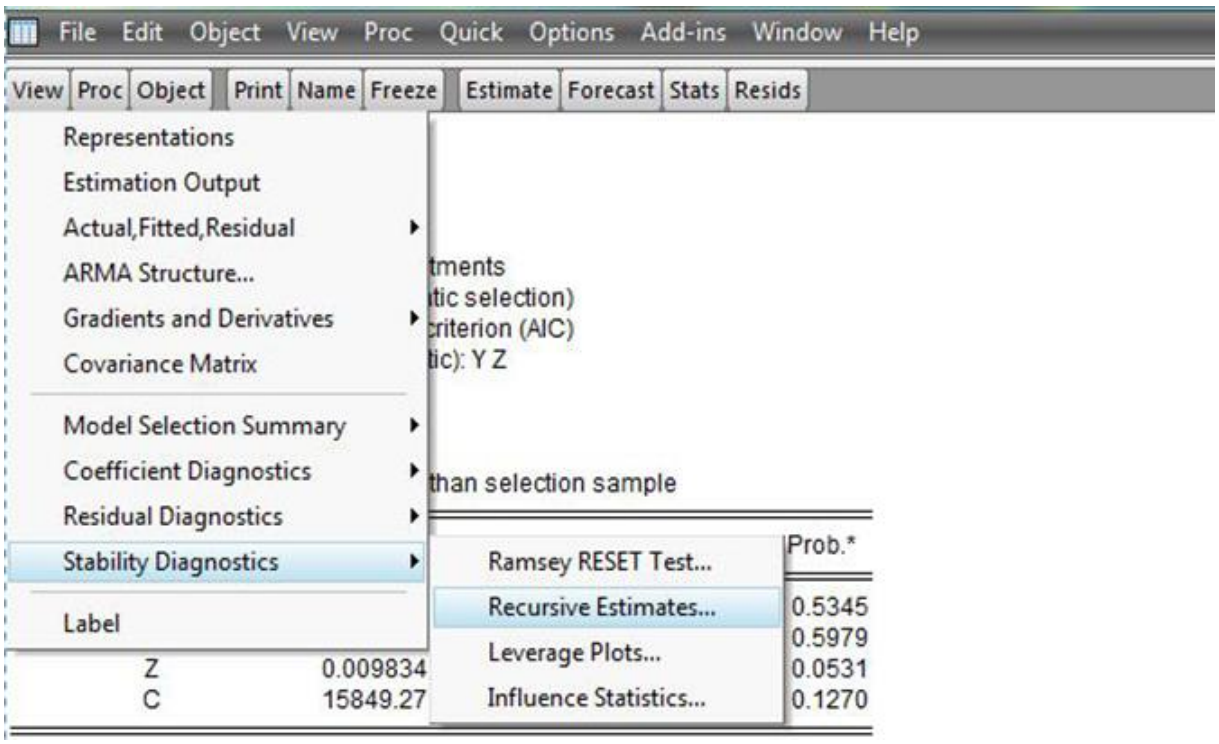


7.6.3 إختبار الاستقرارية الهيكلية لمعلمات النماذج في برنامج Eviews :

من أجل اجراء إختبار الاستقرارية الهيكلية لمعلمات النماذج في برنامج Eviews 10 نتبع الخطوات التالية:

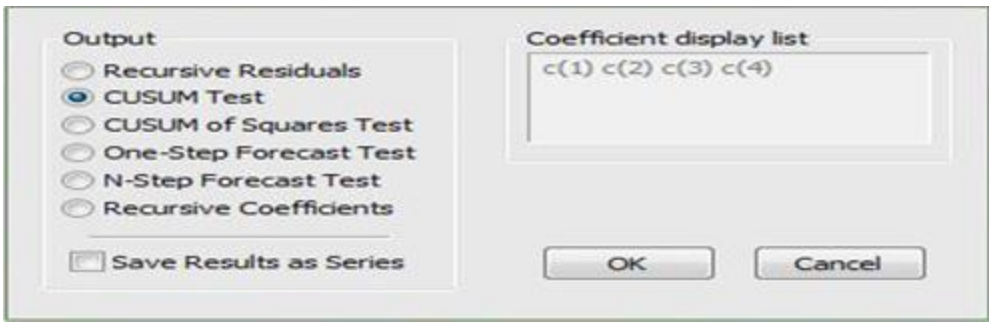
نضغط على الأيقونات بالتسلسل كما هو موضح في المخطط التالي:

View ⟶ Stability Diagnostics ⟶ Recursive Estimates

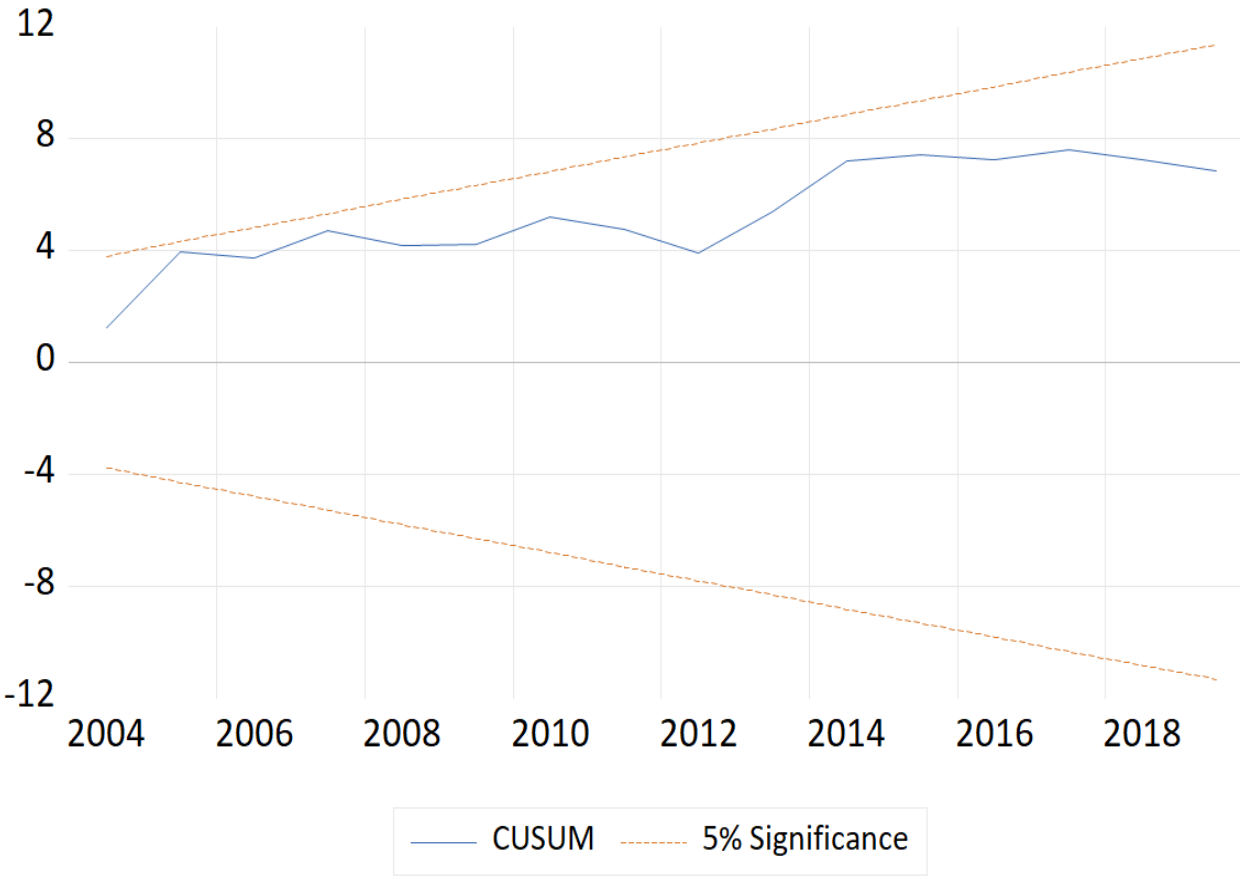


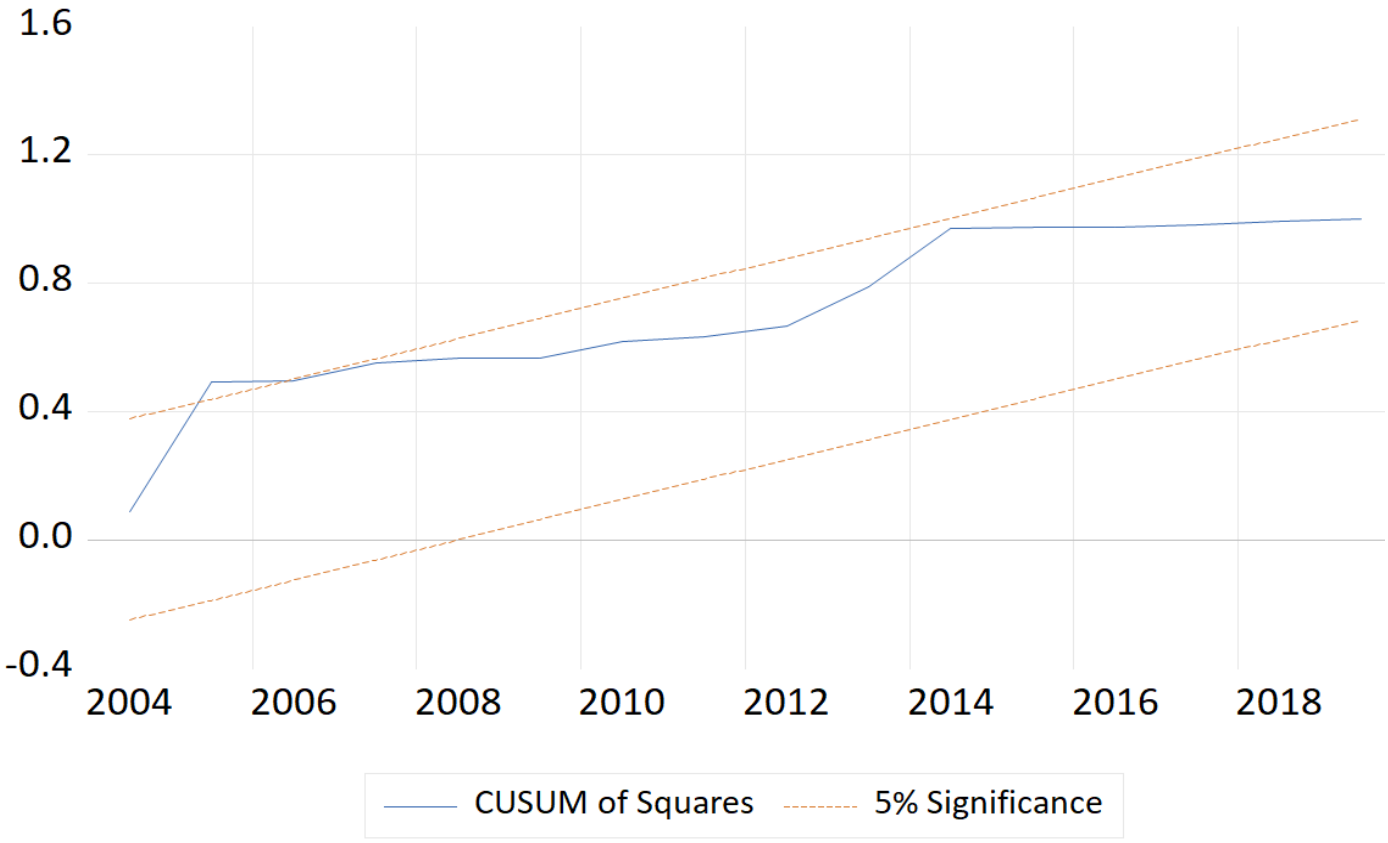
لنتحصل على جدول يحتوي على خانة (Output) نجد فيها عدة اختبارات ومن أهمها :

(CUSUM Test) و (CUSUM of Squares TEST).



بعد تحديد الإختبار المناسب نضغط على (OK).

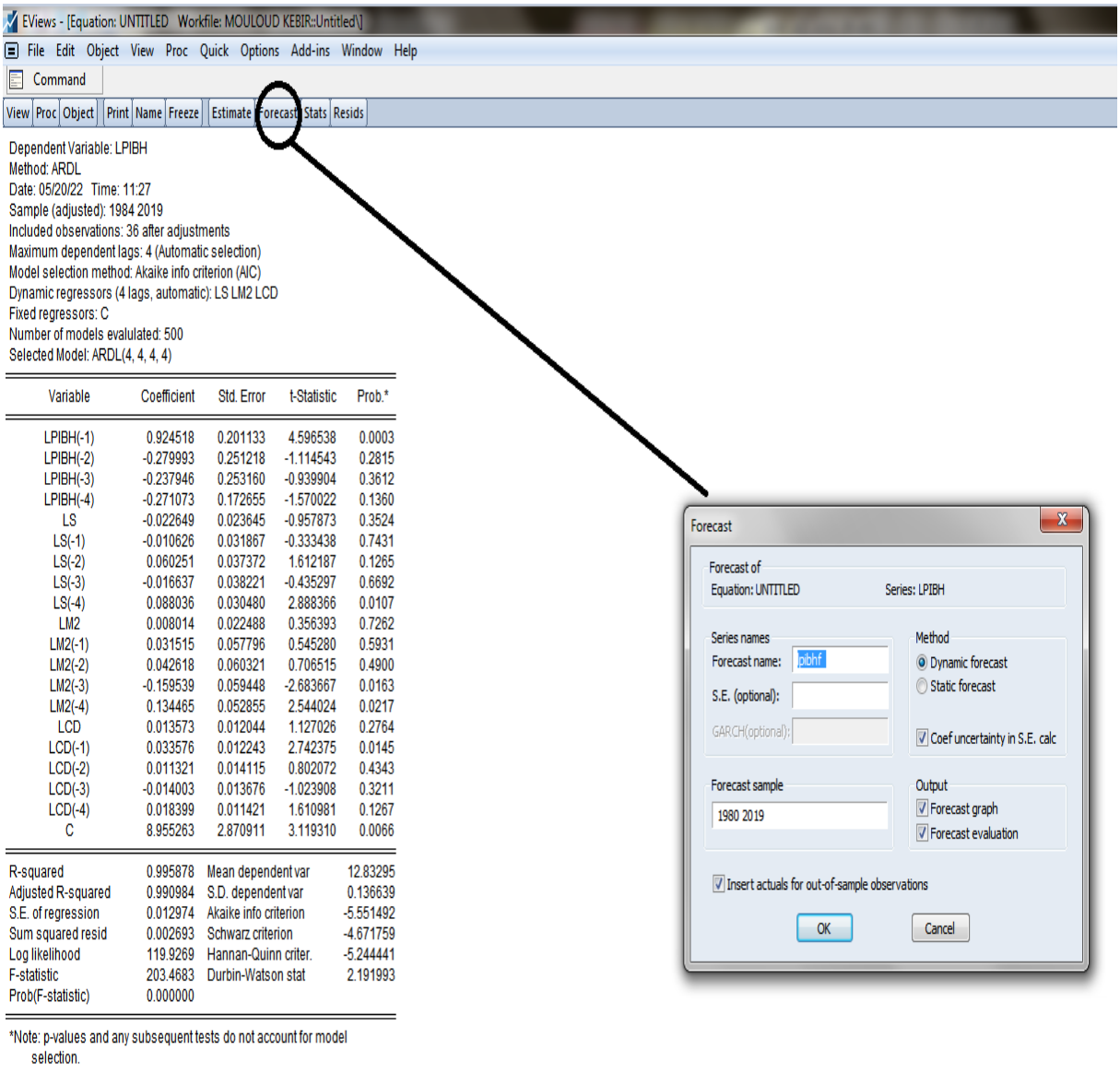

12
8
4
0
-4
-8
-12
2004
2006
2008
2010
2012
2014
2016
2018
CUSUM
5% Significance


1.6
1.2
0.8
0.4
0.0
-0.4
2004
2006
2008
2010
2012
2014
2016
2018
CUSUM of Squares
5% Significance

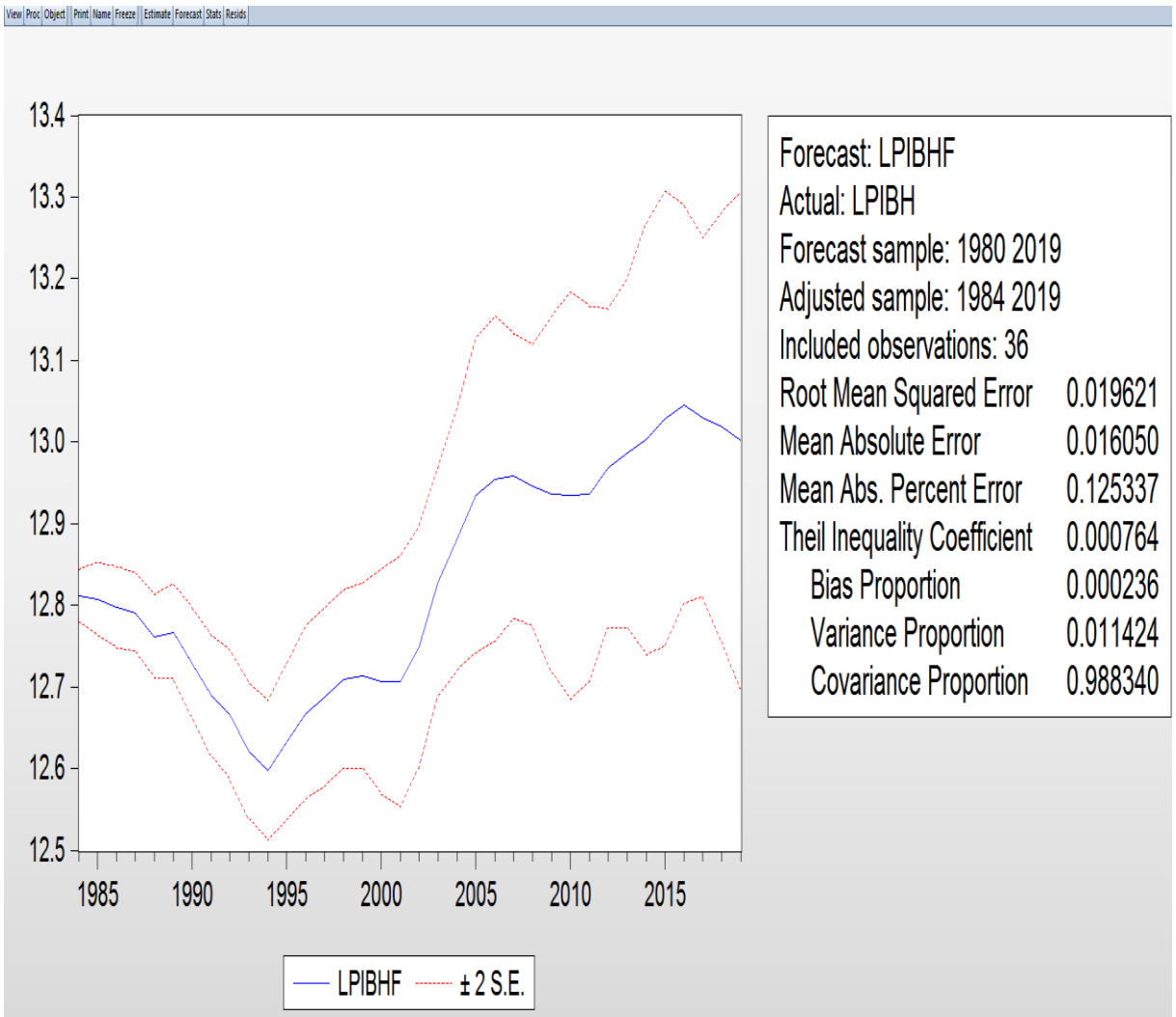
8.6.3 إختبار الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر في برنامج Eviews :

من أجل اجراء الأداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر في برنامج Eviews 10 نتبع الخطوات التالية:

نضغط على أيقونة (For)كما هو موضح في المخطط التالي:



بعد الضغط على OK نتحصل على:


View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
13.4
13.3
13.2
13.1
13.0
12.9
12.8
12.7
12.6
12.5
1985
1990
1995
2000
2005
2010
2015
LPIBHF
± 2 S.E.
Forecast: LPIBHF
Actual: LPIBH
Forecast sample: 1980 2019
Adjusted sample: 1984 2019
Included observations: 36
Root Mean Squared Error 0.019621
Mean Absolute Error 0.016050
Mean Abs. Percent Error 0.125337
Theil Inequality Coefficient 0.000764
Bias Proportion 0.000236
Variance Proportion 0.011424
Covariance Proportion 0.988340

الفصل الرابع

تطبيقات أساسية باستخدام Eviews10 حول نماذج بانيل (Les modèles de panel)

الفصل الرابع: مفاهيم أساسية حول نماذج بانيل: PANEL DATA REGRESSION MODELS

1.4 تمهيـــــــد:

في بيانات السلاسل الزمنية نشاهد قيم متغير واحد أو أكثر في خلال فترة زمنية ما (مثال GDP الفترات ربع سنوية أو سنوية)، في البيانات المقطعية بيانات متغير واحد أو أكثر من متغير يتم تجميعها للعديد من وحدات العينة (مثال: معدل الجريمة في الولايات الخمسين في الولايات المتحدة الأمريكية لسنة ما) في البيانات الطولية تكون وحدة البيانات عينة قطاع عرضى (مثلا أسرة، مؤسسة، أو ولاية) يتم مسحها خلال فترة زمنية ما باختصار البيانات الطولية لها بعد زمن وبعد مكاني أيضا.

ومثال ذلك أيضا إنتاج البيض وأسعاره في 50 ولاية في الولايات المتحدة في سنتي 1990 و 1991 . لأي سنة معينة فإن البيانات الخاصة بالبيض وأسعاره تمثل عينة بيانات مقطعية ، وبالنسبة لولاية معينة فإن هناك مشاهدتين لسلاسل زمنية واحدة خاصة بإنتاج البيض والأخرى خاصة بالسعر وبالتالي مجموع المشاهدات (المجمعة) لدينا هي(2x50)=100 مشاهدة على إنتاج البيض وأسعاره.

هذه المشاهدات تسمى بيانات طولية أي بيانات تجميعية (تجميع من السلاسل الزمنية و مشاهدات مقطعية) أو خليط من بيانات السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية (دراسة لمتغير أو مجموعة من المتغيرات خلال فترة زمنية) أو تحليل الأحداث التاريخية (مثال : دراسة تحركات سياسية ما خلال فترة زمنية خاصة) وتسمى أيضا التحليل الجماعى (مثال: تَتَبُّع التطور الوظيفي ل 1965 متخرج في كليات التجارة)، وعلى الرغم من الاختلافات البسيطة بين هذه المسميات، فإنها جميعا في النهاية تدرس بيانات مقطعية وتحركاتها خلال فترة زمنية ما، وسنقوم باستخدام مصطلح البيانات الطولية للتعبير عن هذه الحالة من البيانات وسنطلق على نموذج الانحدار الذي يعتمد على مثل هذه البيانات الطولية باسم نماذج انحدار البيانات الطولية.

البيانات الطولية يتم استخدامها بشكل متزايد في الأبحاث الاقتصادية، بعض هذه أنواع البيانات الطولية المعروفة هي:

1 – الدراسة الطولية لتحركات الدخل (PSID) والتي قام بها مركز الأبحاث الاجتماعية في جامعة ميتشيجن، بدأت الدراسة في سنة 1968، حيث يقوم المركز في كل عام بتجميع بيانات عن 5000 أسرة، هذه البيانات خاصة بمتغيرات اقتصادية وسكانية متعددة.

2 – مكتب التعداد السكني التابع للقسم التجاري، قام يمسح مماثل ل PSID يسمى مسح الدخل والمشاركة في البرنامج (SIPP)، يقوم المشتركون في هذه الدراسة بالإجابة عن أسئلة خاصة بأوضاعهم الاقتصادية أربع مرات كل عام.

هناك العديد من المسوح الأخرى التي تقوم بها وكالات حكومية متعددة، ولابد من التنبيه على شي مهم هنا، فموضوع انحدار البيانات الطولية هو موضوع شديد الاتساع والخلفية الرياضية والإحصائية الخاصة به تعتبر معقدة نوعا ما، وبالتالي نحن نتمنى أن نتطرق إلى أساسيات الموضوع تاركين التفاصيل الكتب ومراجع أخرى .

مع مراعاة أن بعض هذه المراجع له مستوى فني عال، لحسن الحظ فإن بعض حزم البرامج الإلكترونية مثل: Eviews و Pc Give, SAS, STATA, Shazam وآخرين جعلوا مهمة انحدار البيانات الطولية سهلة نسبيا.

2.4 لماذا تستخدم البيانات طولية؟

ما هي مميزات البيانات الطولية، والتي تميزها عن بيانات السلاسل الزمنية أو البيانات المقطعية؟ Baltagi استعرض المميزات التالية للبيانات الطولية:

1- بما أنَّ البيانات طولية مرتبطة بالمفردات، والمؤسسات، الولايات، البلدان وهكذا خلال فترة زمنية، فمن المحتمل وجود عدم تجانس بين هذه الوحدات، الأسلوب المستخدم للتقدير في البيانات يأخذ مسالة عدم التجانس في الاعتبار، بحيث يسمح بوجود متغيرات مجددة للمفردات، كما سنرى لاحقا، سنستخدم المصطلح مفردة للتعبير عن الوحدة الجزئية مثل المفردات، المؤسسات، الولايات، والبلدان المختلفة .

2 – عندما يتم المزج بين بيانات السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية، نحصل على البيانات الطولية، وبالتالي فهي تعطي معلومات أكثر عن البيانات بتباين أكثر وأقل ارتباط تداخلي بين المتغيرات ودرجات حرية أكثر وكفاءة أكثر.

3- بدراسة البيانات المتكررة المقطعية تكون البيانات الطولية مناسبة أكثر لدراسة حركية التغير، معدلات البطالة، والتحول الوظيفي، وتحرك قوة العمل من الأفضل دراستها من خلال البيانات الطولية.

4 – البيانات الطولية من الممكن أن تتنبأ وتقيس التأثيرات التي لا تستطيع ببساطة مشاهدتها من خلال البيانات المقطعية فقط، أو بيانات السلاسل الزمنية فقط من الأفضل استخدامها عند دراسة التحركات الناجحة لزيادة الحد الأدنى للأجر من خلال الحد الأدنى للأجر بالولاية أو الاتحاد .

5- البيانات الطولية تجعل من الممكن دراسة النماذج السلوكية الأكثر تعقيدا، فمثلا:ظاهرة مثل اقتصاديات القياس، والتغيرات التكنولوجية، من الأفضل دراستها من خلال البيانات الطولية عن دراستها من خلال بيانات مقطعية فقط، أو بيانات سلاسل زمنية فقط .

6- عندما تكون البيانات متاحة للعديد من آلاف الوحدات، يمكن أن تقلل بيانات الطولية من التحيز الذي قد يتواجد في النتائج إذا قمنا بتجميع المفردات أو المؤسسات في تجميعة واحدة ، باختصارفإن البيانات الطولية تزيد من جودة التحليل الاختياري بطريقة قد لا تكون ممكنة إذا استخدمنا بيانات مقطعية فقط، أو

بيانات السلاسل الزمنية فقط، وهذا لا يعني أنه لا توجد مشاكل في استخدام البيانات الطولية، وسنقوم باستعراض هذه المشاكل من الجانب النظري، بعد أن نناقش مثالا عن البيانات الطولية.

3.4 تعريف البيانات الطولية: :Panel Data

تمثل البيانات الطولية مجموعة من المشاهدات الإحصائية (لمتغير أو أكثر) للعديد من الوحدات أو الأفراد مثل: مؤسسات، دول،... خلال فترة زمنية محددة، و يمتاز هذا النوع من البيانات بطبيعة البعد الثنائي، فهي عبارة عن تركيب لبيانات السلاسل الزمنية) و بيانات مقطعية، و الذي يؤدي إلى تسميتها في بعض الأحيان بالبيانات التجميعية (**Les données groupées**)[1].

وتتم عملية تنضيد البيانات الطولية (**Empliment des données de panel**) وفق طريقتين، الأولى على أساس الأفراد (**Empliment par individus**) و يتم فيها ترتيب كل المشاهدات التاريخية للفرد الأول ثم يليه الفرد الثاني و هكذا حتى ترتب كل مشاهدات العينة، أما في الطريقة الثانية فيتم تنضيد البيانات على أساس الزمن (السنوات أو الأشهر،.....) أي ترتب كل مشاهدات الوحدات لزمن بداية الدراسة ثم يليه الزمن الذي بعده. غير أن الطريقة الأولى هي الأكثر استعمالاً في برامج الحاسوب. في بداية السبعينات و مع تنامي طرق و تقنيات جمع المعلومات الإحصائية و تطور برامج الحاسوب، لقت دراسة البيانات الطولية رواجاً كبيراً و خصوصاً بعد الأعمال الرائدة التي قام بها كل من نيرلوف (**Nerlove-1966**) و مادالا (**Maddala-1971**). و تمتاز دراسات البيانات الطولية بالعديد من المزايا نذكر منها:

*تملك البيانات الطولية خاصية البعد الثنائي و التي تسمح بدراسة ظاهرة الحركية (**dynamique La**) وعدم التجانس (**Hétérogénéité**) بين أفراد عينة الدراسة في آن واحد و ذلك عن طريق استعمال تقنيات التقدير لنماذج البيانات الطولية، كما أن هذا النوع من البيانات يسمح لنا بدراسة اثر الخصائص الفردية غير المشاهدة[2].

*تسمح دراسات البيانات الطولية بإثراء التحليل التجريبي و إمكانية المقارنة بين وحدات عينة الدراسة، فمثلاً تقدير دالة الإنتاج على أساس البيانات الطولية يعطي إمكانية مقارنة مستوى تطور العامل التكنولوجي بين دول عينة الدراسة.

---

[1] *Damodar N.Gujarati, Traduction par Bernard Bernier,* ***Econométrie ,*** *4 éme édition, université de Bruxelles, 2004, P* 634.

[2] *Yves Croissant,* ***Les données de panel*** *, 29 Novembre 2005, P 1.*

- يؤدي استعمال البيانات الطولية إلى زيادة حجم العينة، و بالتالي ارتفاع درجة الحرية، و التخفيض من إمكانية الارتباط الخطي بين المتغيرات المفسرة، و هي بذلك تزيد في قوة الاختبارات الإحصائية.

4.4 نمذجة بيانات بانل (La modélisation des données de panel)

على أساس البعد الثنائي لبيانات بانل يكون الشكل الخطي العام للنماذج التي تهتم بدراسة هذا النوع من البيانات على النحو التالي (النموذج (1) هو المعادلة (50)):

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit} x_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = \overline{1,N} \quad , \quad t = \overline{1,T} \quad .....(50)$$

حيث أن y_{it} يمثل المتغير الداخلي أو التابع.

x_{kit} يمثل المتغير المستقل أو المفسر ذو الرتبة k.

α_{it} وβ_{kit} معلمات النموذج، الثوابت والمعاملات.

u_{it} يعبر عن الخطأ العشوائي[1] والذي يحتوي على ثلاثة أنواع من الأخطاء العشوائية ($u_{it} = v_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$)، الأول v_i وهو عنصر الخطأ بالنسبة للبيانات المقطعية والذي يقيس الأخطاء فيما بين الأفراد، والثاني λ_t يمثل مركبة الخطأ المتعلقة بالزمن، أما الثالث ε_{it} فهو يتعلق بالمشاهدة في حد ذاتها والذي نفترضه في تحليلنا بأنه يحقق الفرضيات التالية:[2]

- فرضية التجانس: $\forall t = \overline{1,T}, \forall i = \overline{1,N} : E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad ; \quad E(\varepsilon_{it}^2) = \delta_\varepsilon^2$
- فرضية عدم وجود الارتباط المتزامن بين أفراد العينة: $\forall i \neq j : E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0$
- فرضية عدم الارتباط الذاتي: $\forall t \neq s : E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) = 0$
- فرضية التعامد: $\forall i = \overline{1,N}, \forall t = \overline{1,T} : \quad E(\varepsilon_{it} x_{it}) = 0$

في النموذج (1) المعلمات α_{it} و β_{kit} غير متجانسة فهي تتغير على حسب الأفراد والزمن، فعدد هذه المعلمات $[NT(K+1)]$ هو بالضرورة أكبر من حجم العينة (NT) والذي يجعل من عملية تقديرها أمراً مستحيلا[3]. وعلى هذا الأساس فإن دراسة نماذج بانل تقتضي وضع بعض الفرضيات على حالات عدم التجانس، فبغرض تسهيل عرض هذا النوع من النماذج نهتم في تحليلنا بحالة عدم التجانس الفردي فقط، أي أننا نستبعد وجود حالة عدم التجانس الزماني أي:

$$\forall t : \alpha_{it} = \alpha_i, \ \beta_{kit} = \beta_{ki}, \ \eta_t = 0$$

[1] Alban THOMAS, **L'économétrie des panels**, Formation SPDS, Paris, 3 décembre 2004, p7.
[2] Philippe ROUS, **cours d'économétrie des Données de Panel**-Mater ''Economie et Finance'', Faculté de Droit et des Sciences Economiques de Limoges,p7.
[3] Patrick Sevestre, **Econométrie des données de Panel**, Dunod, Paris, 2002, Page 10.

ويكون النموذج (1) (النموذج (2) هو المعادلة (51))علي الشكل:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} x_{kit} + u_{it} \text{ .....(51)}$$

وفي هذه الحالة يمكننا أن نميز نماذج بانل التالية:

1- نموذج التجانس الكلي (Modèle pooled)

هذا النوع من النماذج هو الأكثر بساطة، والذي يتميز فيه أفراد العينة بالتجانس الكامل أي:

$$\forall i = \overline{1, N} : \alpha_i = \alpha \ , \ \beta_{ki} = \beta_k \ , \ v_i = 0$$

وتكون الصياغة الرياضية لهذا النموذج (3) بإعادة صياغة المعادلة (50) على الشكل:[1]

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \text{ .....(52)}$$

مع:[2]

$$E\left[\varepsilon_{it} / X_{i1}, X_{i2}, ..., X_{iT_i}\right] = 0,$$
$$Var\left[\varepsilon_{it} / X_{i1}, X_{i2}, ..., X_{iT_i}\right] = \sigma_\varepsilon^2,$$
$$Cov\left[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js} / X_{i1}, X_{i2}, ..., X_{iT_i}\right] = 0 \text{ if } i \neq j \text{ or } t \neq s$$

والتمثيل البياني لـ (52) يعطي مستقيم انحدار وحيد، أي حالة التماثل التام بين الأفراد من حيث المعاملات ونقطة المبدأ بالنسبة لمحور التراتيب.

2- نموذج الأثر الفردي (Modèle à effets individuels)

يعتبر نموذج الأثر الفردي الأكثر استعمالاً في نمذجة بيانات بانل، والذي يتميز بحالة عدم التجانس الفردي الناجمة عن اختلاف الأفراد من حيث الثابت ($\alpha_i + v_i$)، أي أن ترتيب الأفراد بالنسبة لمحور التراتيب يختلف من فرد إلى آخر. غير أن معاملات الميل فهي متماثلة ($\beta_{ki} = \beta_k$) بالنسبة لكل الأفراد والذي يقتضي فرضية تماثل أثر المتغيرات المفسرة $x_{k\,it}$ على المغير التابع y_{it} بالنسبة لكل الأفراد. وعلى حسب طبيعة هذا الأثر يمكننا أن نميز[3]:

- **نموذج الأثر الثابت (Modèle à effet fixe – MEF)**

[1] Alain PIROTTE, **Econométrie des données de panel**, théorie et applications, Economica, Paris, 2001, page 42.
[2] William H.GREENE, **Econometric Analysis**, seven edition, international edition, p389
[3] Christophe HURLIN, **l'économétrie des données de Panel Modèles linéaires simple**, Ecole Doctrale Edocif, Séminaire Méthodologique, université d'Orléans, page 20.

يستعمل نموذج الأثر الثابت في حالة عدم التجانس المحددة والتي تكون فيها الفروق الفردية من حيث التراتيب بالنسبة للمبدأ ذات طبيعة معلومة وهذا يجعل من الحد العشوائي v_i معدوم وتكون الصياغة الرياضية لهذا النموذج (4) على الشكل:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad ....(53)$$

ويمكن تقدير معلمات النموذج (4) باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية وذلك بعد إدخال $(N-1)$ متغير وهمي (Variable muette) على النموذج، وتمنح هذه الطريقة (MCVM) أي طريقة المربعات الصغرى بإدخال متغير وهمي مقدر تقاربي غير متحيز.

غير أن استعمال طريقة (MCVM) يؤدي إلى فقدان عدد كبير من درجات الحرية، مما أدى بـ ماكينون (Mackinnon) إلى استعمال نظرية (Frish- waugh) والتي تعتمد على تقدير المعادلة (53) في شكله الانحرافي:

$$\begin{cases} (y_{it} - \overline{y_i}) = \sum_{k=1}^{K} \beta_k (x_{kit} - \overline{x_{ki}}) + \varepsilon_{it} \\ \alpha_i = \overline{y}_i - \sum_{k=1}^{K} \beta_k \overline{x}_{ki} \\ \overline{x}_{ki} = \sum_{t=1}^{t=T} x_{kit} \quad ; \overline{y}_i = \sum_{t=1}^{t=T} y_{it} \\ \forall i = \overline{1, N}, \quad \forall t = \overline{1, T} \end{cases}$$

وهذه الطريقة تعطي مقدرات داخلية (Des estimateurs within) مساوية تماماً لمقدرات (MCVM) وتتميز بنفس الخصائص السابقة $(\beta_W = \beta_{MCVM})$.

ويمكننا شرح الفرق بيانياً بين نموذج التجانس الكلي ونموذج الأثر الفردي في التمثيل البياني التالي:

- **نموذج الأثر العشوائي (Modèle à effet aléatoires – MEA)**

بالإضافة إلى الطريقة السابقة (MEF) يمكننا كذلك أن نعتمد في نمذجة الأثر الفردي على افتراضه بأنه عشوائي وليس محدد. ويكون الأثر الفردي عندئذٍ ممثل بالحد $(\alpha + v_i)$ حيث أن v_i هو مقدار الأثر العشوائي والذي يحقق الفرضيات التالية:

$$\forall i = \overline{1, N} : E(v_i) = 0 \ ; \ E(v_i^2) = \sigma_v^2$$

$$\forall i \neq j \quad : E(v_i v_j) = 0$$

وتكون الصياغة الرياضية لهذا النوع من النماذج (النموذج (5)) على النحو التالي:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + u_{it} \ldots.(54)$$

حيث أن $u_{it} = v_i + \varepsilon_{it}$ هو خطأ مركب ومن هنا يسمى كذلك هذا النوع من النماذج بنماذج الخطأ المركب(Modèle à erreur composées)،كما أن u_{it} يحقق الفرضيات التالية:[1]

$$\forall i = \overline{1, N} : E(u_{it}) = 0 \quad , \quad E({u_{it}}^2) = \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2$$
$$\forall i \neq j : E(u_{it} u_{jt}) = 0$$
$$\forall t \neq s : E(u_{it} u_{is}) = \sigma_v^2$$
$$\forall i = \overline{1, N}, \forall t = \overline{1, N} : E(x_{it} u_{it}) = 0$$

إن تقدير المعادلة (54) باستعمال طريقة المربعات الصغرى يعطي مقدر تقاربي وغير متحيز، غير أنه ليس الأفضل، فالفرضية الثالثة $\left(E(u_{it}u_{is}) = \sigma_v^2 \neq 0\right)$ توحي بوجود الارتباط الذاتي للأخطاء التي تخص نفس الأفراد (L'autocorrélation intra-individuelle) والذي يؤدي بنا في عملية تقدير المعادلة (54) إلى استعمال طريقة المربعات الصغرى المعممة (MCG) والتي تعطي مقدر تقاربي وبأقل تباين (Estimateur convergent à variance minimale) وهو أفضل مقدر.

3- نموذج المعاملات المُرَكبة (Modèle à coefficients composés – MCC)

يعتبر نموذج المعاملات المركبة تعميم لحالة نماذج الأثر الثابت والذي يتصف فيه الأفراد بحالة عدم التجانس التام، فالأفراد يختلفون من حيث معاملات الميل (β_{ki}) وقيم التراتيب (α_i)، كما أن طبيعة عدم التجانس تكون معلومة (Déterministe). ويكون الشكل الرياضي لهذا النموذج (6) هو:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} x_{kit} + \varepsilon_{it} \ldots.(55)$$

ويمكن استعمال طريقة (MCVM) لتقدير النموذج (6.3) ولتعطي مقدر تقاربي إلا أن هذه الطريقة مكلفة جداً من حيث درجات الحرية.

4- نموذج المعاملات العشوائية (Modèle à coefficient aléatoire – MCA)

يعالج هذا النموذج حالة عدم التجانس التام بين الأفراد والتي تكون ذات طبيعة عشوائية، أي أن نموذج المعاملات العشوائية (MCA) يعتبر تعميم لنموذج الأثر العشوائي والذي يختلف فيه الأفراد في معاملات الميل والتراتيب بالنسبة للمبدأ بطريقة عشوائية. وتكون صياغة هذا النموذج (7) على النحو التالي:

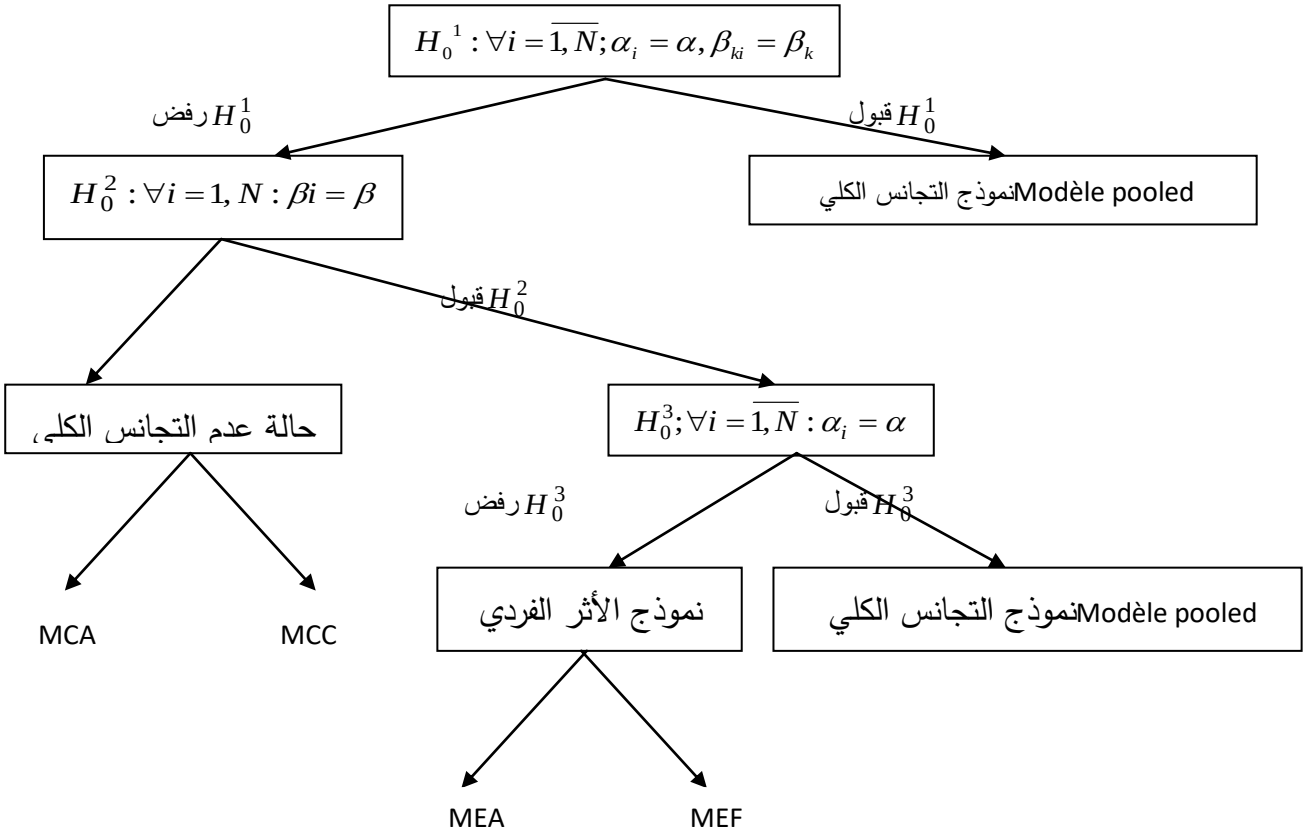
$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} x_{kit} + u_{it} \ldots..(56)$$
$$u_{it} = v_i + \varepsilon_{it}$$
$$\beta_{ki} = \beta_k + \mu_{ki}$$

[1] William H.GREENE, op cit, p411.

حيث أن μ_{ki} هو متغير عشوائي.

ويعتبر سوامي (Swamy-1970) أول من استطاع تقدير هذا النوع من النماذج (MCA) وذلك بعد إدخال بعض التعديلات على الشكل الرياضي للمعادلة (56) واستعمال طريقة المربعات الصغرى الشبه معممة (MCQG) والتي تعطي أفضل مقدر[1].

مخطط اختبار تحديد نوع النموذج (Hsiao-1986)



SOURCE: *REGIS BOURBONNAIS, Econométrie, 9e édition, Dunod, 2009, Paris. p349.*

*أولا: اختبار الفرضية $H_0^1 : \forall i = \overline{1,N} : \alpha_i = \alpha, \quad \beta_{ki} = \beta_k$

والتي تحتوي على (N-1) (K+1) قيد، ويكون النموذج المقيد هو النموذج(3) أما النموذج بدون قيد فهو(2)، إذا كانت الفرضية H_0 مقبولة نكون أمام حالة نموذج التجانس الكلي (Modèle pooded) أما في حالة العكس فإننا ننتقل إلى الخطوة الثانية.[2]

- ثانيا: اختبار الفرضية $H_0^2 : \forall i = \overline{1,N} : \beta_i = \beta$

[1] Patrick Sevestre, Op Cit, P162.
[2] Christophe Hurlin, Op Cit, P10.

تهدف هذه الخطوة إلى البحث عن مصدر عدم التجانس، عدد القيود هو$K(N-1)$ والنموذج المقيد هو النموذج (4) أما النموذج الذي بدون قيد فهو النموذج (2).

إذا كانت الفرضية H_0 مرفوضة نكون أمام حالة عدم التجانس الكلي والاختيار هو نموذج المعاملات العشوائية (MCA) أو نموذج المعاملات المركبة (MCC)، أما في الحالة العكسية فإننا ننتقل إلى الخطوة التي تليها.

❖ ثالثا: اختبار الفرضية $H_0^3 : \forall i = \overline{1,N} : \alpha_i = \alpha$

عدد القيود هو$(N-1)$ قيد، النموذج المقيد هو النموذج (3) أما النموذج بدون قيد فهو نموذج الأثر الفردي (4). يعد هذا الاختبار تأكيد لنتائج اختبار الخطوة الأولى، فتخفيض عدد القيود في الفرضية H_0^3 يزيد من قوة اختبار فيشر.إذا كانت الفرضيةH_0^3 مقبولة نستعمل نموذج التجانس الكلي(Modèle pooled)، أما في حالة رفض الفرضيةH_0^3 يكون الاختيار هو نموذج الأثر الفردي ويبقى علينا تحديد نوعية هذا الأثر.

ثانيا: اختبار تحديد نوعية الأثر الفردي (اختبار هوسمان – Test de Hausman)

اقترح هوسمان (1978) اختبار يهدف إلى تحديد نوعية الأثر الفردي هل هو أثر ثابت أو عشوائي[1]، وهو يعتمد على المقارنة بين مقدر المربعات الصغرى المعممة β_{MCG} لنموذج الأثر العشوائي والمقدر الداخلي (Within) β_W لنموذج الأثر الثابت واللذان يختلفان تماماً في الحالات التي يكون فيها عامل الزمن T محدود وهي حالة الدراسات المتعلقة بالاقتصاد الكلي. يفترض هوسمان أنه في حالة وجود ارتباط بين الأثر الفردي والمتغيرات المفسرة فإن المقدر β_{MCG} يكون متحيز أي $E(u_{it}x_{it}) \neq 0$، أما المقدر الداخلي β_W فهو غير متحيز[2]، وعليه فإن فرضية العدم هذا الاختبار هي:

$$H_0 : \beta_{MCG} = \beta_W$$

وعلى اعتبار أن هذا الاختبار هو مماثل لاختبار وولد (Wald) فإن إحصائية هوسمان تعطى بالمقدار:

$$H = (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_W)' \left[\text{var}(\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_W)\right]^{-1} (\beta_{MCG} - \hat{\beta}_W)$$

حيث أن H تتبع قانون التوزيع Chi-deux مع درجة حرية K (بشرط أن تكون N كبير نسبياً).

ففي حالة قبول الفرضية المعدومة أي عدم وجود ارتباط بين المتغيرات المفسرة والأثر الفردي يكون الاختيار هو نموذج الأثر العشوائي أما في الحالة العكسية فنكون أمام حالة نموذج الأثر الثابت.

[1] Jeffrey M.WOOLDRIDGE, **Econometric analysis of cross section and panel data**, The MIT press, Cambridge, Massachusetts, london, England, p288.

[2] Badi H.BALTAGI, **Econometric analysis of panel data**, third Edition, John Wiley & Sons, Ltd, Chichester, England, 2005, p66.

وفي الأخير يمكننا القول أن نماذج الأثر الفردي هي الأكثر شيوعاً في دراسات بانل ، كما أنه يستحسن استعمال نماذج الأثر الثابت في حالة العينات الشاملة (échantillon exhaustif) مثل تقدير دالة الإنتاج لمجموعة من الدول أو دراسة ظاهرة النمو الاقتصادي عبر البلدان، وعلى العموم فإن نماذج الأثر الثابت تستعمل في الدراسات المتعلقة بالاقتصاد الكلي.

أما في حالة أخذ عينة عشوائية صغيرة نسبياً ونريد مثلاً تقدير دالة الكسب (Fonction de gain) فإنه من الأولى أن نستعمل نموذج الأثر العشوائي لأنه الأكثر تلاؤماً مع هذا النوع من البيانات[1].

5.4 طريقة العزوم المعممة للتقدير(GMM) ، اختبارات الاستقرارية، اختبارات التكامل المتزامن في نماذج بانل

أولا: نماذج بانل الديناميكية وطريقة العزوم المعممة

يتمثل هذا النموذج في تأخير المتغير التابع، وبأخذ النموذج الأثر الثابت نظرا لاستعمالاته العديدة في الاقتصاد الكلي نتحصل على:[2]

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + x'_{i,t}\beta + \eta_i + u_{it} .....(57)$$

حيث:

$$i = 1,2,...,N;\ \ t = 1,2,...,T$$

ويعود استعمال نموذج الأثر الثابت لسببين هما:

- إن الأثر الفردي يمثل المتغيرات غير المأخوذة في النموذج، بالإضافة إلى احتمال أن تكون خصوصيات هذه الأفراد (الدول) مرتبطة بالمتغيرات الأخرى.
- استعمال هذا النوع من النماذج على كل المجتمع وليس عينة عشوائية مستخرجة منه.

ومن أجل تقدير هذا النوع من النماذج نستعمل طريقة العزوم المعممة (GMM) حيث أن هذه الطريقة تجمع بين طريقة المربعات الصغرى شبه المعممة والطريقة التي تأخذ المتغيرة الأدواتية.

ثانيا: اختبارات الاستقرارية

سوف نتطرق في هذا العنوان إلى اختبارات الاستقرارية الخاصة بنماذج بانل.

---

[1] Damodar N.Gujarati, Op Cit, Page 634

[2] هودة عبو، **انعكاسات العولمة على الاستثمارات العربية البيئية دراسة قياسية**، أطروحة لنيل شهادة الدكتوراه في علوم التسيير، جامعة الشلف، 2015-2016، ص161.

– **اختبار ليفين ولين (Levin et Lin):** لقد اقترح كل من اختبار ليفين ولين (Levin et Lin) أول اختبار جذر وحدة في نماذج بانل[1]، حيث أن هذا الاختبار مستوحى من اختبار جذر الوحدة لديكي فولر (Dickey et Fuller 1979) في السلاسل الزمنية، والاختبار في شكله العام مكون من ثلاثة نماذج هي:

النموذج 1: $$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{Pi} \gamma_{i,s} \Delta y_{i,t-s} + \mu_{i,t} \ldots.(58)$$

النموذج 2: $$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho y_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{Pi} \gamma_{i,s} \Delta y_{i,t-s} + \mu_{i,t} \ldots.(59)$$

النموذج 3: $$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \rho y_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{Pi} \gamma_{i,s} \Delta y_{i,t-s} + \mu_{i,t} \ldots\ldots.(60)$$

أما فرضيات الاختبار هي:

النموذج 1: $$H_0 : \rho = 0$$ $$H_1 : \rho \langle 0$$

النموذج 2: $$H_0 : \rho = 0 \quad و \alpha_i = 0, \forall i = 1,\ldots, N$$ $$H_1 : \rho \langle 0 \quad و \alpha_i \in \Re, \forall i = 1,\ldots, N$$

النموذج 3: $$H_0 : \rho = 0 \quad و \beta_i = 0, \forall i = 1,\ldots, N$$ $$H_1 : \rho \langle 0 \quad و \beta_i \in \Re, \forall i = 1,\ldots, N$$

والاختبار يكون على ثلاثة مراحل:[2]

الخطوة الأولى: الهدف منها هو إيجاد مقدر $\bar{\rho}$ وذلك يتم بتحديد درجة التأخير المناسبة ρ_i لكل فرد

الخطوة الثانية: تقدير نسبة تباينات الأفراد: والهدف منها تقدير متوسط N من نسبة التباينات S_i الأجل الطويل Ω_i^2 لنموذج تباين بواقي الأجل القصير $\widehat{\sigma}_{\mu,i}$ من أجل $i = 1,\ldots, N$.

الخطوة الثالثة: انطلاقا من $\bar{\rho}_i$ يمثل مقدر طريقة المربعات الصغرى من الخطوة الأولى نقوم بتكوين الإحصائية المتعلقة بالفرضية $H_0 : \rho = 0$ ،

وإحصائية ستودنت المعدلة معطاة بالعلاقة:

$$t_\rho^* = \frac{t_\rho - N\tilde{T}\widehat{S}_N \widehat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2} \widehat{\sigma}(\widehat{\rho}) \mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \ldots.(61)$$

[1] Julien Fouquau, **Modèle à changements de régimes et données de panel de la non-linéarité à l'hétérogénéité**, thèse pour obtenir le grade de docteur en sciences économiques, université d'Orléans, septembre 2008,p161.

[2] Badi H.BALTAGI, Op Cit, p240.

حيث القيم المصححة لمتوسط $\mu^*_{m\tilde{T}}$ والقيم المصححة للتباين $\sigma^*_{m\tilde{T}}$ هي معطاة في الملحق رقم 07 و m تمثل النموذج.[1]

إن قيم جدول قيم إحصائية ليفين ولين تظهر لنا أن قيمة t^*_ρ تتبع قانون التوزيع الطبيعي $N(0,1)$.[2]

إذا كانت قيمة t^*_ρ أصغر من قيمة المجدولة لقانون التوزيع الطبيعي $N(0,1)$ عند مستوى 5% عندئذ نرفض الفرضية الصفرية القائلة بوجود جذر الوحدة.

– **اختبار إيم بيساران وشين (Im, Pesaran et Shin):** إن اختبار ليفين ولين (Levin et Lin) عرف محدودية وهي تجانس جذر الانحدار الذاتي للفرضية البديلة، لذا فقد اقترح كل من إيم بيساران وشين (Im, Pesaran et Shin) اختبار ليس مبنيا فقط على الفرضية البديلة وعلى تباين جذر الانحدار الذاتي ($\rho_i \neq \rho_j$) بل على تباين جذر الوحدة في نموذج بانل[3]، لذا فقد اقترحوا نموذج يحتوي على الأثر الفردي بدون اتجاه عام (مكافئ للنموذج 2 لليفين ولين) مع غياب الارتباط الذاتي للأخطاء، والنموذج يكتب كما يلي:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i.t} \ldots.(62)$$

أما فرضيات الاختبار هي:

$$H_0 : \rho_i = 0, \ \forall i = 1,\ldots, N$$
$$H_1 : \rho_i \langle 0, \ \forall i = 1,2,\ldots, N_1$$
$$\rho_i = 0, \ \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2,\ldots, N$$

ويمكننا أن نجد تحت الفرضية البديلة نوعين من المتغيرات: المتغيرات المؤشرة بـ $i = 1,\ldots, N_1$ أين يكون المتغير $y_{i,t}$ مستقرا والمتغيرات المؤشرة بـ $i = N_1 + 1,\ldots, N$ أين تقبل ديناميكية $y_{i,t}$ جذر وحدة، ونقول بأن السلاسل مستقرة إذا كان $\lim_{N\to\infty} N_1 / N = \delta$ مع $0 \langle \delta \langle 1$.[4]

وإحصائية الاختبار معطاة بالعلاقة التالية:

$$\bar{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{p_i} \ldots.(63)$$

حيث t_{p_i} هي إحصائية ستودنت للفرضية الصفرية $\rho_i = 0$ في المعادلة (77)، وفي الحالة التي تكون فيها $p_i = 0$ من أجل كل i، قام كل من إيم بيساران وشين (IPS) بإيجاد محاكاة لـ $\bar{t}$، وقد أوضحوا بأن $\bar{t}$ تؤول إلى قانون التوزيع الطبيعي $N(0,1)$، وانطلاقا من العلاقة التالية عندما:

[1] Christophe Hurlin et Valérie Mignon, Op Cit, p13.
[2] Julien Fouquau,, Op Cit, p162.
[3] Christophe Hurlin et Valérie Mignon, Op Cit, p15.
[4] Badi H.BALTAGI, Op Cit, pp242,243.

$$t_{pi} \Rightarrow \frac{\int_0^1 W_{iZ}\,dW_{iZ}}{\left[\int_0^1 W_{iZ}^2\right]} = t_{iT} \ldots.(64)$$

$\int W(r)dr$ هو عبارة عن تكامل Weiner وعندما $T \to \infty$، و فإن t_{iT} هي عبارة عن توزيع متكافئ (IID) تقبل متوسط وتباين منتهي، أين:

$$\frac{\sqrt{N}\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\langle t_{iT} \mid p_i = 0\rangle\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathrm{var}\langle t_{iT} \mid p_i = 0\rangle}} \Rightarrow N(0,1) \ldots.(65)$$

وبتطبيق نظرية القيم المتوسطة المنتهية لليندبرغ–ليفي (Lindeberg-Levy central limit theorem):

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\langle t_{iT} \mid p_i = 0\rangle\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathrm{var}\langle t_{iT} \mid p_i = 0\rangle}} \Rightarrow N(0,1) \ldots.(66)$$

وعندما تكون $T \to \infty$ و $N \to \infty$ فإن كل من إيم بيساران وشين قد اقترحوا محاكاة لقيم $E\langle t_{iT} \mid p_i = 0\rangle$ و $\mathrm{var}\langle t_{iT} \mid p_i = 0\rangle$ موضحة في الملحق رقم 07.

– **اختبار بريتونغ (Breitung):** إن اختبار بريتونغ (Breitung) له نفس المرحلة الأولى لاختبار ليفين ولين باستثناء استعمال $\Delta y_{i,t-L}$ للحصول على البواقي $\widehat{e}_{it}$ و $\widehat{v}_{i,t-1}$ة والبواقي تكون معدلة من أجل تصحيح تباينات الأفراد، والخطوة الثانية هي حساب e^*_{it} كما يلي:[1]

$$e^*_{it} = \sqrt{\frac{T-t}{(T-t+1}}\left(\widetilde{e}_{it} - \frac{\widetilde{e}_{i,t+1} + \ldots + \widetilde{e}_{i,T}}{T-t}\right)$$

وأيضا

وجود الثابت والاتجاه العام $\quad v^*_{i,t-1} = \widetilde{v}_{i,t-1} - \widetilde{v}_{i,1} - \frac{t-1}{T}\widetilde{v}_{iT}$

وجود الثابت وعدم وجود الاتجاه العام $\quad = \widetilde{v}_{i,t-1} - \widetilde{v}_{i,1}$

عدم وجود كل من الثابت والاتجاه العام $\quad = \widetilde{v}_{i,t-1}$

والخطوة الأخيرة هي حساب العلاقة التالية: $e^*_{i,t} = \widehat{\rho}_i v^*_{i,t-1} + \varepsilon^*_{i,t}$

[1] Badi H.BALTAGI, Op Cit, pp243,244.

بعدها حساب الإحصائية t ستودنت للفرضية $H_0 : \rho = 0$ التي تتبع قانون التوزيع الطبيعي $N(0,1)$.

- **اختبار مادالا ووو (Maddala et Wu):** ويسمى أيضا باختبار Combining p-Value tests، وهو مبني على توفيقة بين مستويات المعنوية (p-values) لـ N من اختبارات جذور الوحدة المستقلة، ولتكن G_{iT_i}قيمة المعنوية p لإحصائية الاختبار G_iلفرضية جذر الوحدة للفرد i و $F_{T_i}(.)$تمثل دالة التوزيع الخاصة بـ G_i، وقد اقترح مادالا ووو صيغة اختبار مبنية على اختبار فيشر:

$$P_{MW} = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p_i) ....(67)$$

p-Value تتبع القانون أحادي الشكل (la lois uniformes sur [0,1]) أما $\ln(p_i)$ فتتبع قانون كاي التربيعي $\chi^2(1)$ وذلك $\forall i = 1,...,N$، أما في حالة القيم الكبيرة لـ N فإن كاو (Choi 2001) قد اقترح الإحصائية التالية:[1]

$$Z_{MW} = \frac{\sqrt{N}\left\{N^{-1}P_{MW} - E(-2\ln(p_i))\right\}}{\sqrt{Var(-2\ln(p_i))}} = \frac{1}{2\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N}(-2\ln(p_i) - 2) ....(68)$$

بفرض أن p-Value هي عبارة عن توزيع متكافئ (IID) يمكننا تطبيق نظرية القيم المتوسطة المنتهية لليندبرغ–ليفي (Lindeberg-Levy central limit theorem) التي تمكن للإحصائية Z_{MW} بإتباع قانون التوزيع الطبيعي $N(0,1)$ عندما $N \to \infty$.

- **اختبار حدري (Hadri 2000):** ويسمى أيضا باختبار Residual-Based tests، وهو مبني اختبار مضاعف لاغرونج حيث الفرضية الصفرية هي عدم وجود جذر الوحدة في نموذج بانل مقابل وجود جذر الوحدة، حدري اقترح النموذجين التاليين:

$$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} ....(69) \quad t = 1,...,T$$

$$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} ....(70)$$

حيث $r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it}$ عبارة عن سيرورة عشوائية (random walk) و ε_{it}شوشرة بيضاء تتبع التوزيع $N(0,\sigma_\varepsilon^2)$ ونفس الشيء بالنسبة لـ u_{it}، وبالتعويض يصبح لدينا النموذج التالي:

$$y_{it} = r_{i0} + \beta_i t + \sum_{s=1}^{t} u_{is} + \varepsilon_{it} = r_{i0} + \beta_i t + v_{it} ....(71)$$

حيث $v_{it} = \sum_{s=1}^{t} u_{is} + \varepsilon_{it}$، وفرضية الاستقرارية هي $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ ومنه $v_{it} = \varepsilon_{it}$، وإحصائية LM معطاة بالعبارة التالية:

[1] Christophe Hurlin et Valérie Mignon, Op Cit, p15.

$$LM = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T}S_{it}^2\right)/\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 ....(72)$$

حيث $S_{it}=\sum_{s=1}^{t}\hat{\varepsilon}_{is}$ تمثل المجموع الجزئي للبواقي و $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ هو مقدر مقارب لـ σ_{ε}^2، وبالرجوع إلى الفرضية الصفرية التي تنص على وجود الاستقرارية، تكتب إحصائية الاختبار كما يلي:

$$Z_{\mu}=\frac{\sqrt{N}\left\{LM-E\left[\int_0^1 V(r)^2\,dr\right]\right\}}{\sqrt{Var\left[\int_0^1 V(r)^2\,dr\right]}}\rightarrow N(0.1)....(73)$$

ثالثا: اختبار بيدروني (Pedroni 2000.2004) للتكامل المتزامن في نماذج بانل

إن اختبار التكامل المتزامن لبيدروني (Pedroni 2000.2004) في نماذج بانل تشكل جزءا هاما في القياس الاقتصادي الحديث لنماذج بانل، حيث أن هذه الاختبارات مبنية أساسا على طريقة انجل غرانجر خصوصا[1]، حيث اقترح اختبارين على حسب نموذج بانل، الحالة الأولى هي نموذج بانل غير المتجانس والحالة الثانية نموذج بانل المتجانس، والفرضية كالتالي:

H_0 : لا توجد علاقة التكامل المتزامن.

بالنسبة لحالة نموذج بانل غير المتجانس تعطى الإحصائية بالعلاقة التالية:

$$Z_{p1}=\sum_{i=1}^{N}\frac{\sum_{t=1}^{T}(\hat{e}_{it-1}\Delta\hat{e}_{it}-\hat{\lambda}_i)}{\sum_{t=1}^{T}e_{it-1}^2}....(74)$$

حيث $\hat{\lambda}_i=\frac{1}{2}(\hat{\sigma}_i^2-S_i^2)$.

أما في حالة نموذج بانل المتجانس فتعطى الإحصائية بالعلاقة التالية:

$$Z_{p2}=\frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{i=2}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}(\hat{e}_{it-1}\Delta\hat{e}_{it}-\hat{\lambda}_i)}{\sqrt{\tilde{\sigma}_{NT}^2\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{i=2}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{it-1}^2\right)}}....(75)$$

حيث يمثل كل من $\hat{L}_{11i}^2=\hat{\sigma}_u^2-\frac{\hat{\sigma}_{u\varepsilon}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2}$ و $\tilde{\sigma}_{NT}^2=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{\sigma_i^2}{\hat{L}_{11i}^2}$ التباين الشرطي للأجل الطويل.[2]

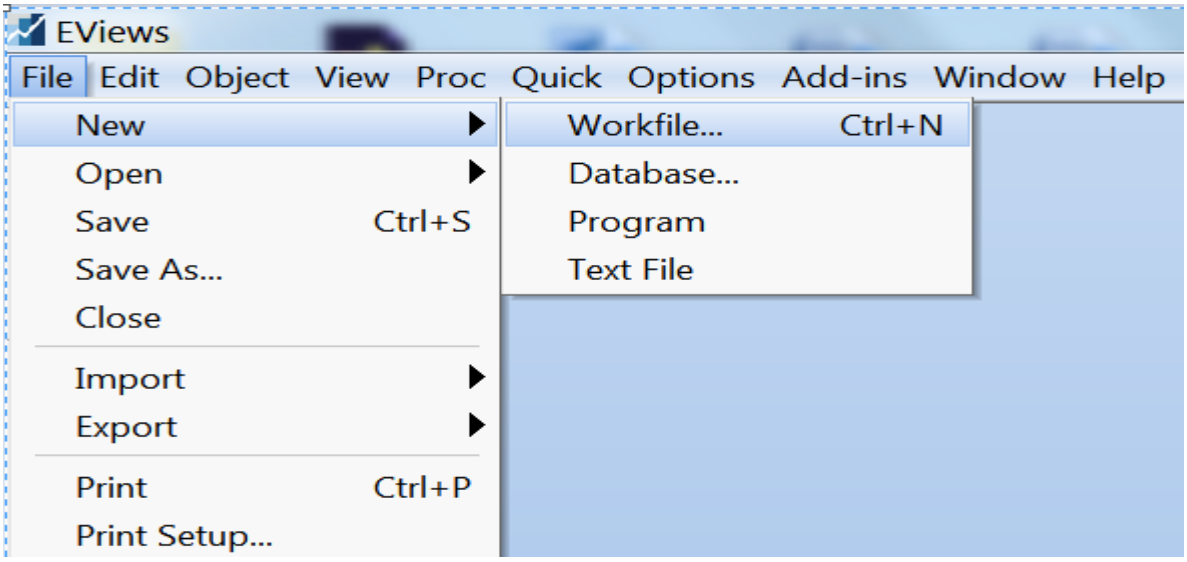
وفي الأخير يمكننا القول أن نماذج الأثر الفردي هي الأكثر شيوعاً في دراسات البيانات الطولية، كما أنه يستحسن استعمال نماذج الأثر الثابت في حالة العينات الشاملة **(échantillon exhaustif)** مثل تقدير دالة الإنتاج لمجموعة من الدول أو دراسة ظاهرة النمو الاقتصادي عبر البلدان، و على العموم فإن نماذج الأثر الثابت تستعمل في الدراسات المتعلقة بالاقتصاد الكلي.

[1] Claudio Araujo, **macroéconométrie**, trajectoires et fluctuations de long terme des phénomènes économiques, http://www.cerdi.org/claudio-araujo/perso/.

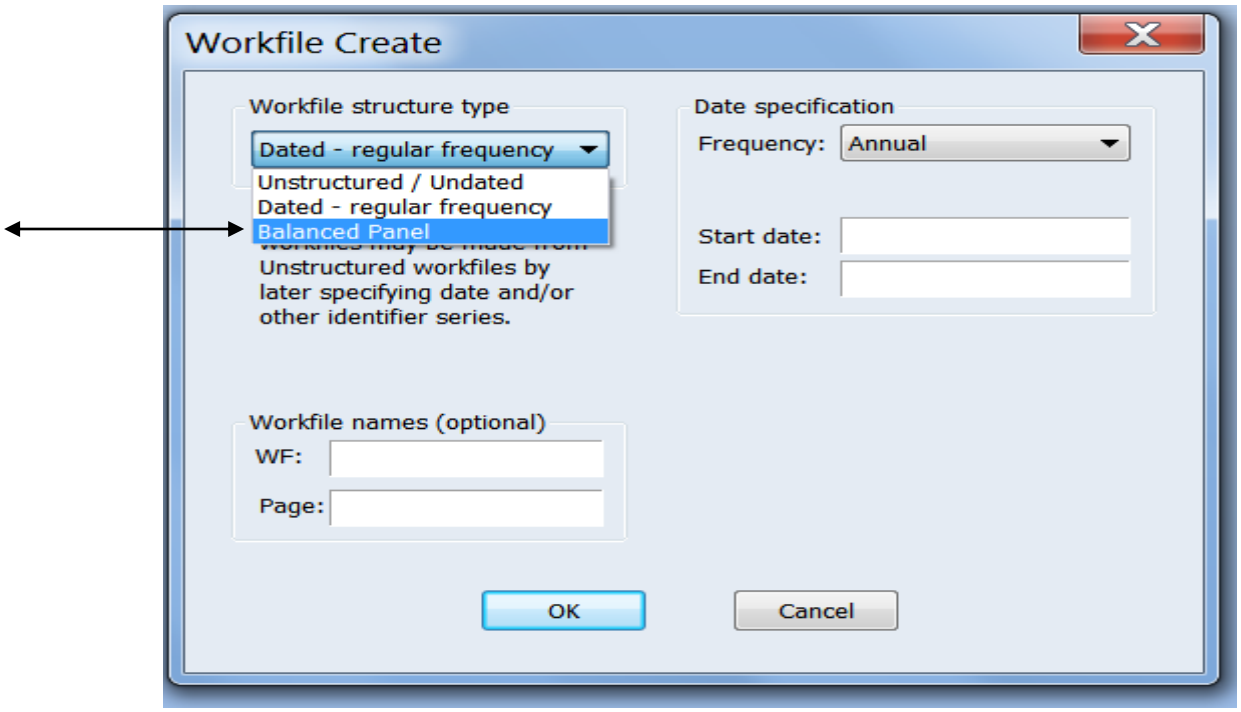
[2] Claudio Araujo, Op Cit, p18.

أما في حالة أخذ عينة عشوائية صغيرة نسبياً و نريد مثلاً تقدير دالة الكسب (**Fonction de gain**) فإنه من الأولى أن نستعمل نموذج الأثر العشوائي لأنه الأكثر تلاؤماً مع هذا النوع من البيانات[1].

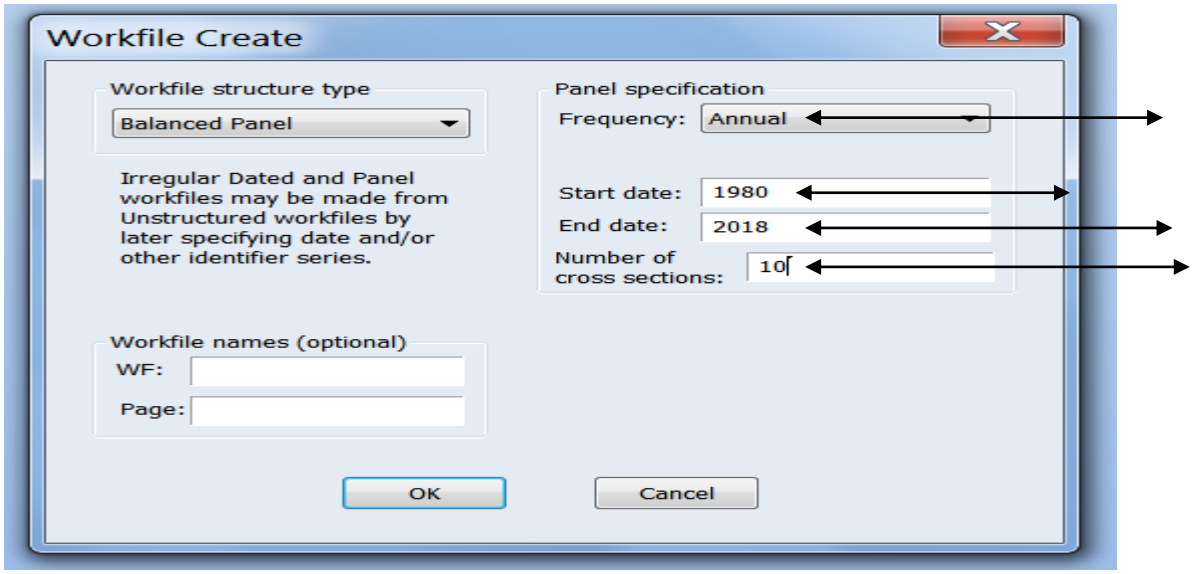
6.4 كيفية ادخال البيانات في Eviews في حالة بيانات بانل:



***ثم نختار Balanced Panel كما يلي: بداية سلسة البيانات**



[1] Damodar N.Gujarati, Traduction par Bernard Bernier, **Econométrie** , 4 éme édition, université de Bruxelles, 2004, P 634.



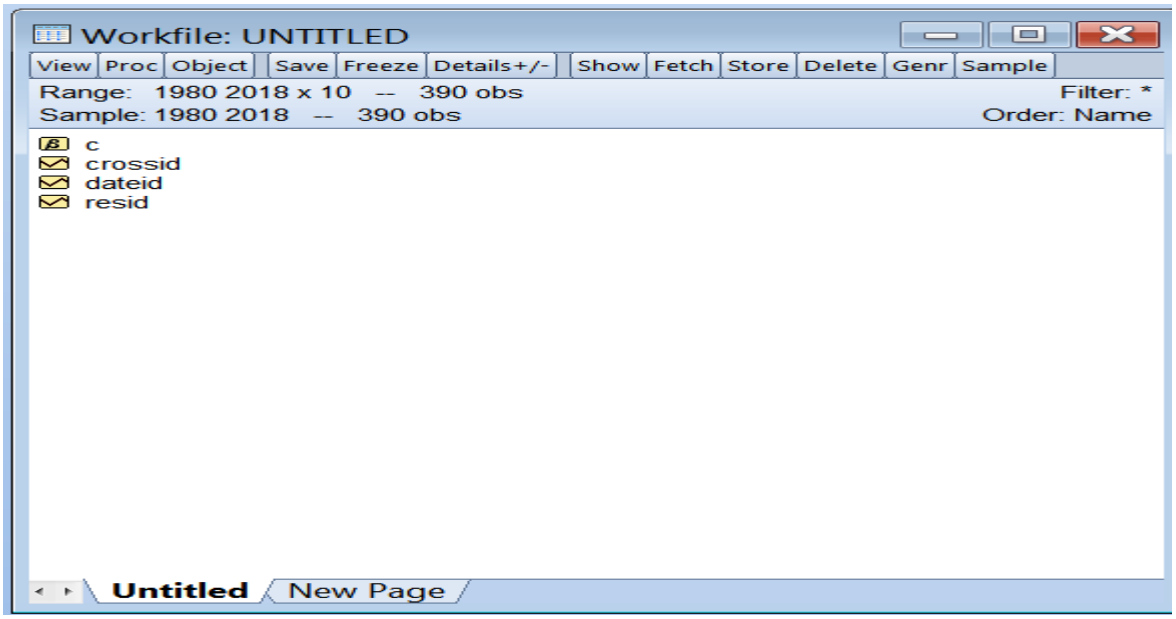
سلسلة البيانات سنوية

1980: بداية سلسلة البيانات

2018: نهاية السلسة الزمنية

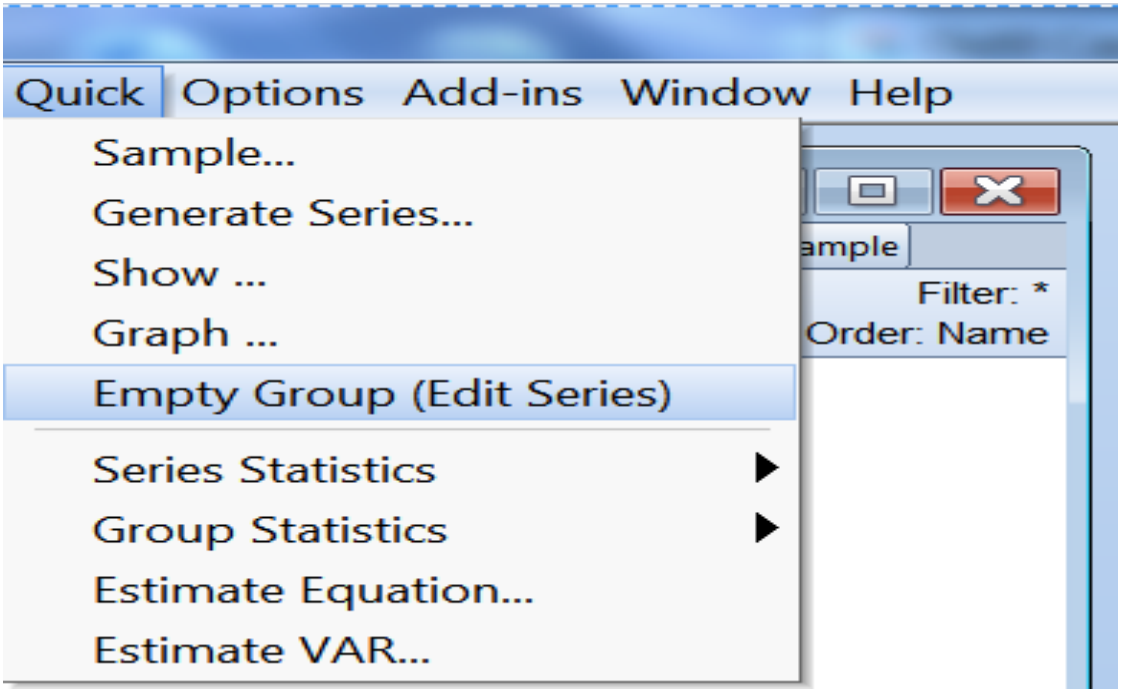
10: عدد البلدان في المجموعة

بعد الضغط على OK تظر على الشاشة ما يلي:

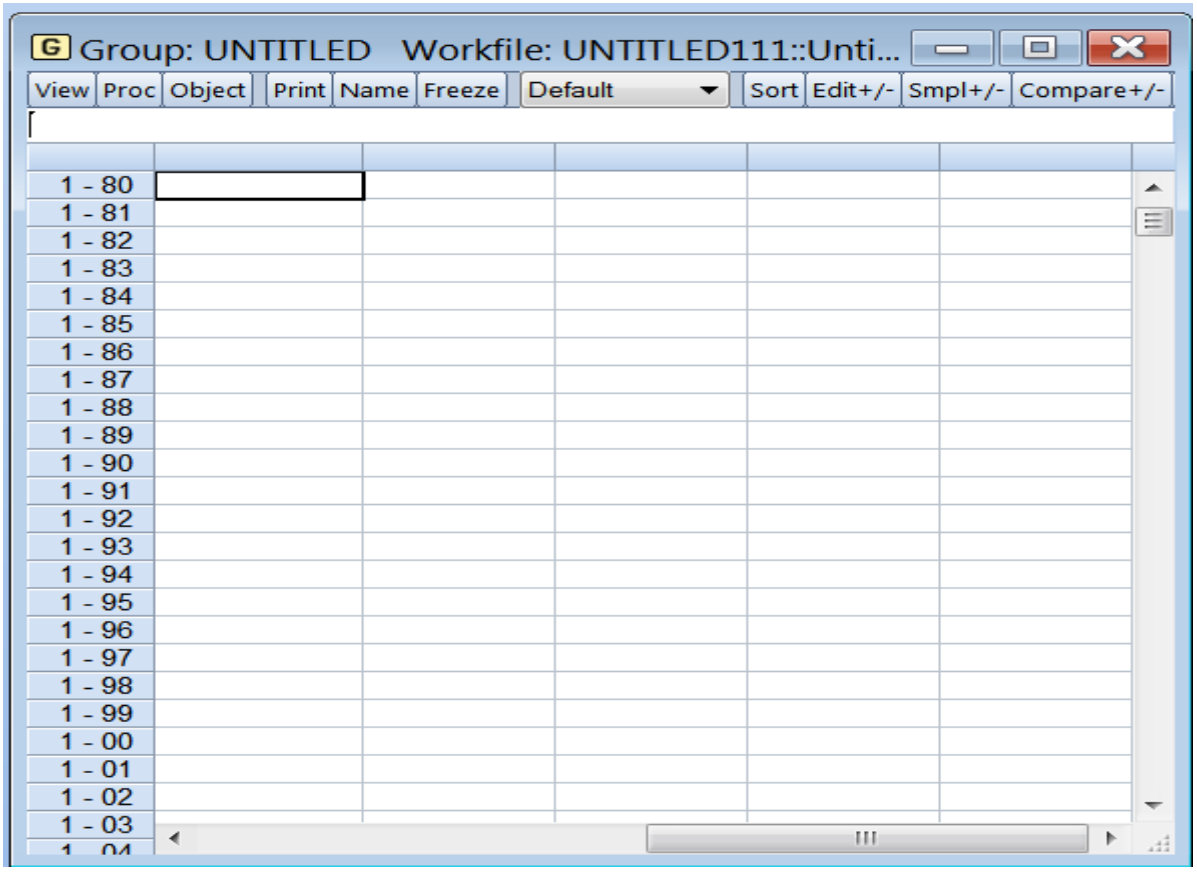


نقوم بإدخال المتغيرات كما يلي:

نذهب للامر QUICK ثم الى Empty Groupe(Edit Series) كما يلي:



تظهر الشاشة التالية:

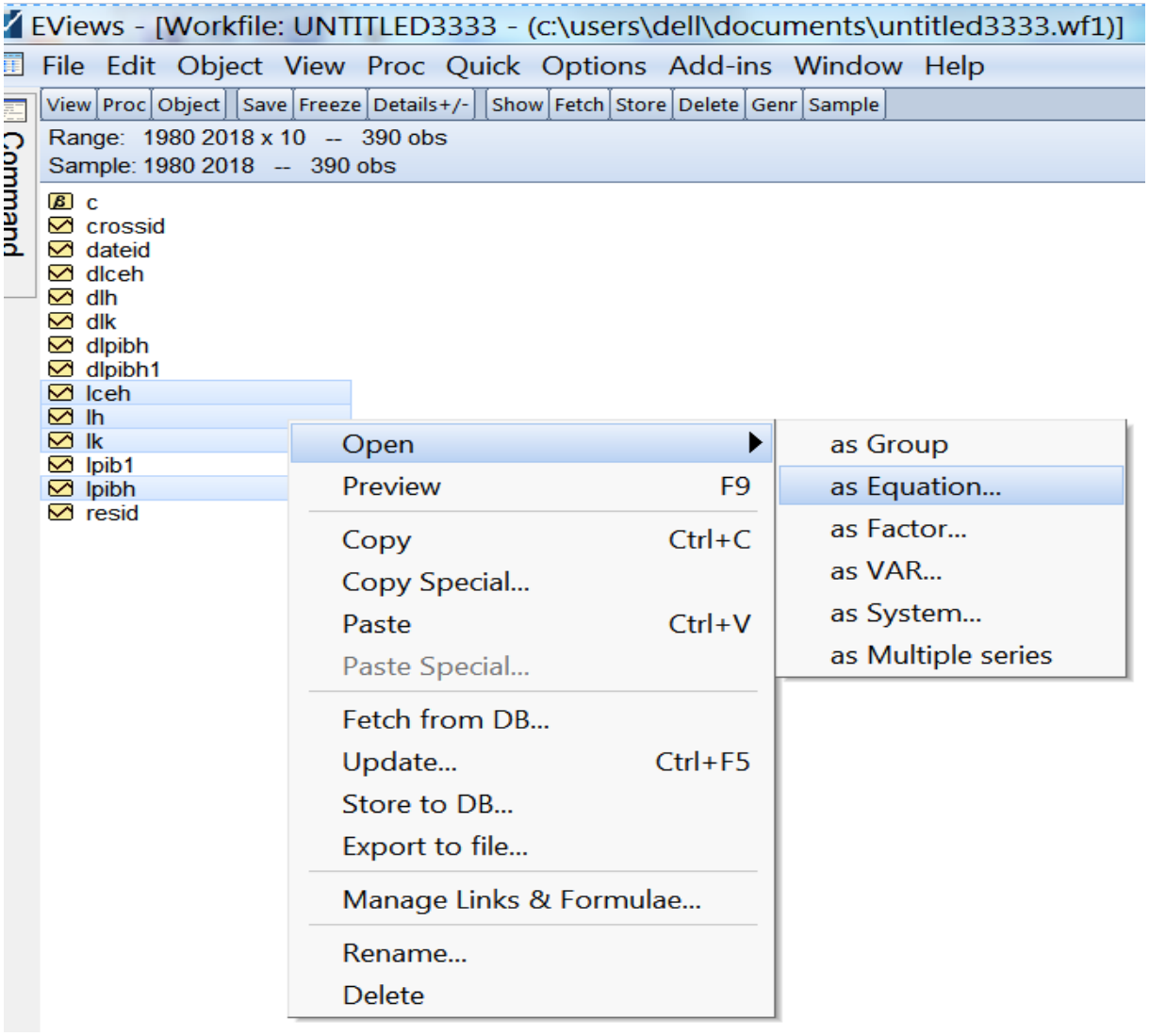


نقوم بادخال البيانات كما يلي:

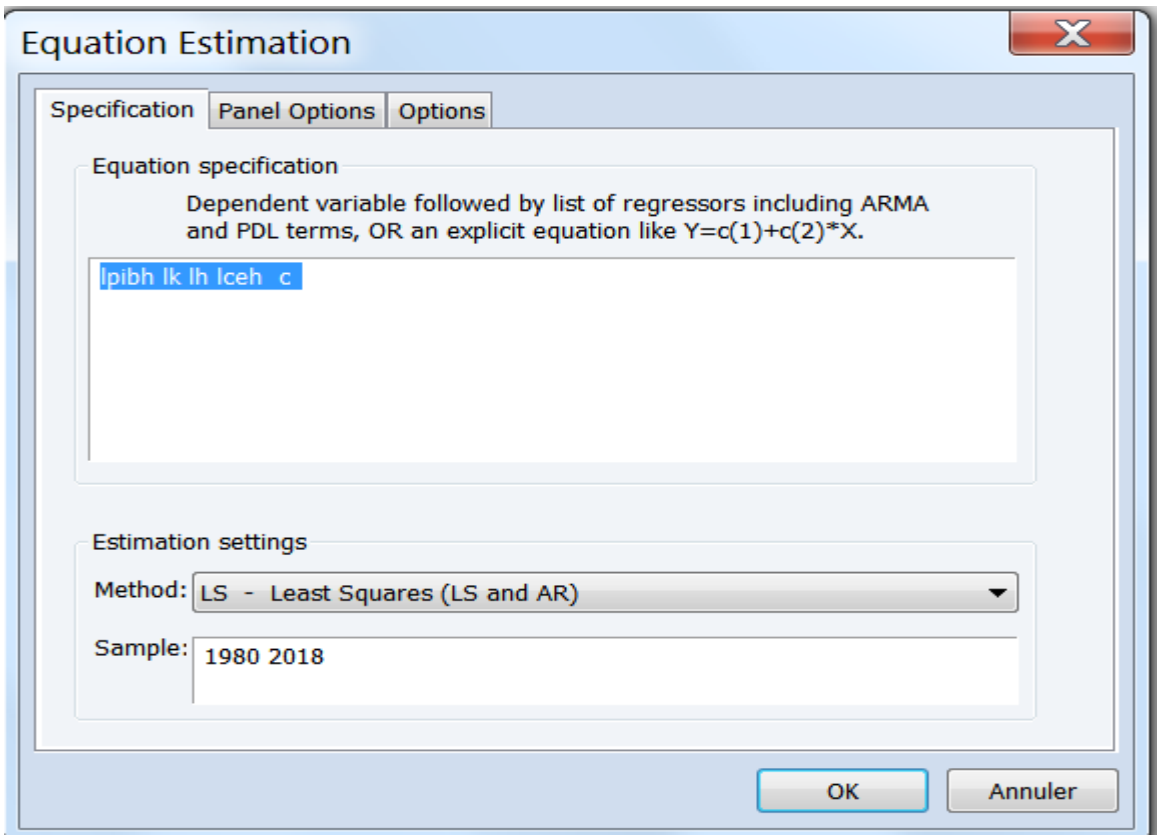
7.4 تقدير نموذج الدراسة لمعطيات بانل:

نقوم في هذا الفرع بتقدير المعادلة المذكورة أعلاه بطريقة المربعات الصغرى، وعلى أساس أن بيانات الدراسة طولية فإننا نميز ثلاث نماذج : نموذج التجانس الكلي (Pooled)، نموذج الأثر الثابت (MEF) ونموذج الأثر العشوائي (MEA)، ويتم تقدير النموذج الأول والثاني بطريقة المربعات الصغرى العادية، أما النموذج الأخير فيتم تقديره بطريقة المربعات الصغرى المعممة ونتحصل على التقديرات كما يلي:

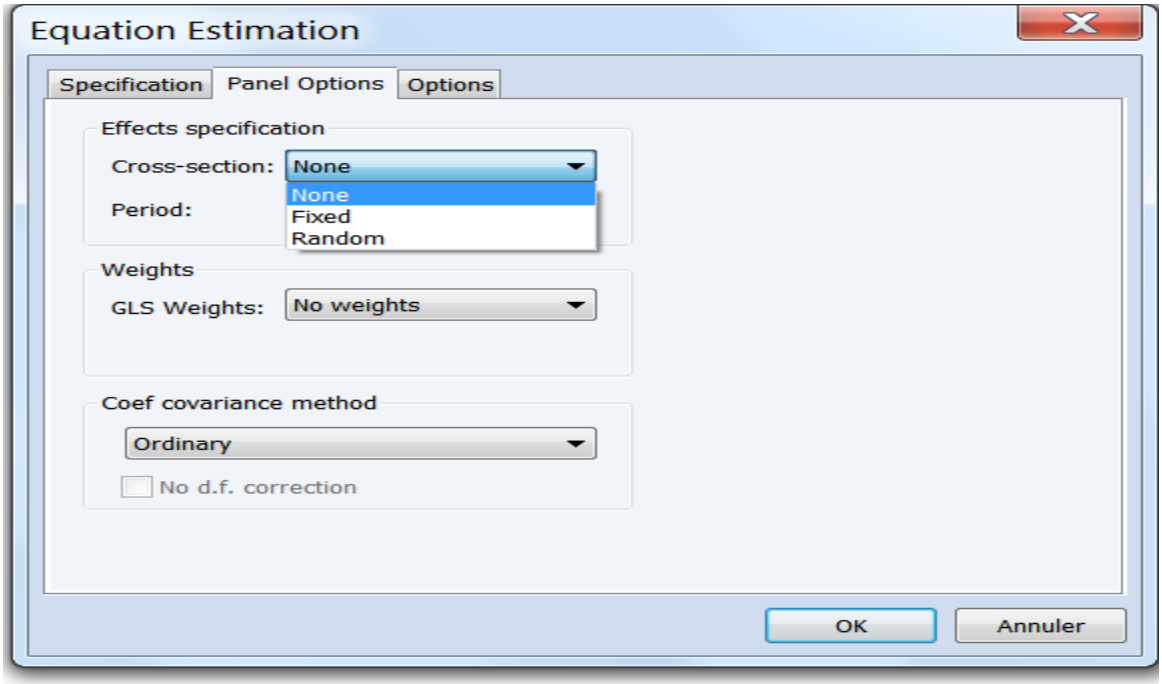
نقوم بتضليل المتغيرات التابع و المتغيرات المستقلة ثم بالجهة اليمنى للفأرة نضغط على Equation كما يلي:



تظهر الشاشة التالية:



ثم نقو بالضغط على **Panel Option** وعلى **None** لكي نتحصل على تقدير نموذج التجانس الكلي **(Pooled)** كما يلي:



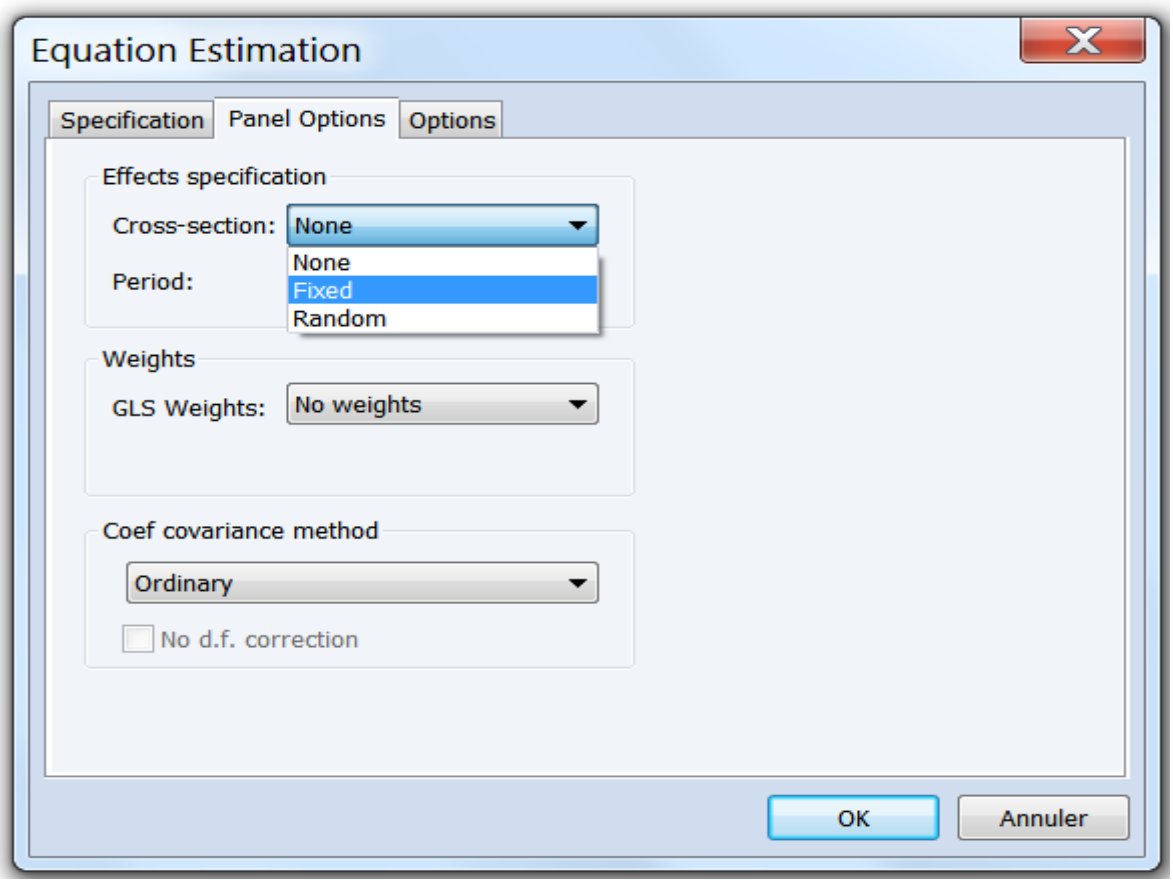
تقدير نموذج التجانس الكلي

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Least Squares
Date: 07/24/20 Time: 18:21
Sample: 1980 2018
Periods included: 39
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 390

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK	0.142330	0.094044	1.513434	0.1310
LH	-0.362227	0.074966	-4.831902	0.0000
LCEH	0.946875	0.025960	36.47440	0.0000
C	2.037189	0.337789	6.030958	0.0000

R-squared	0.828339	Mean dependent var	8.652766
Adjusted R-squared	0.827005	S.D. dependent var	1.098244
S.E. of regression	0.456789	Akaike info criterion	1.281015
Sum squared resid	80.54145	Schwarz criterion	1.321694
Log likelihood	-245.7980	Hannan-Quinn criter.	1.297140
F-statistic	620.8723	Durbin-Watson stat	0.201979
Prob(F-statistic)	0.000000		

ثم نقو بالضغط على Panel Option وعلى Fixed لكي نتحصل على تقدير نموذج الاثر الثابت (MEF) كما يلي:



تقدير نموذج الأثر الثابت

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Least Squares
Date: 07/24/20 Time: 18:21
Sample: 1980 2018
Periods included: 39
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 390

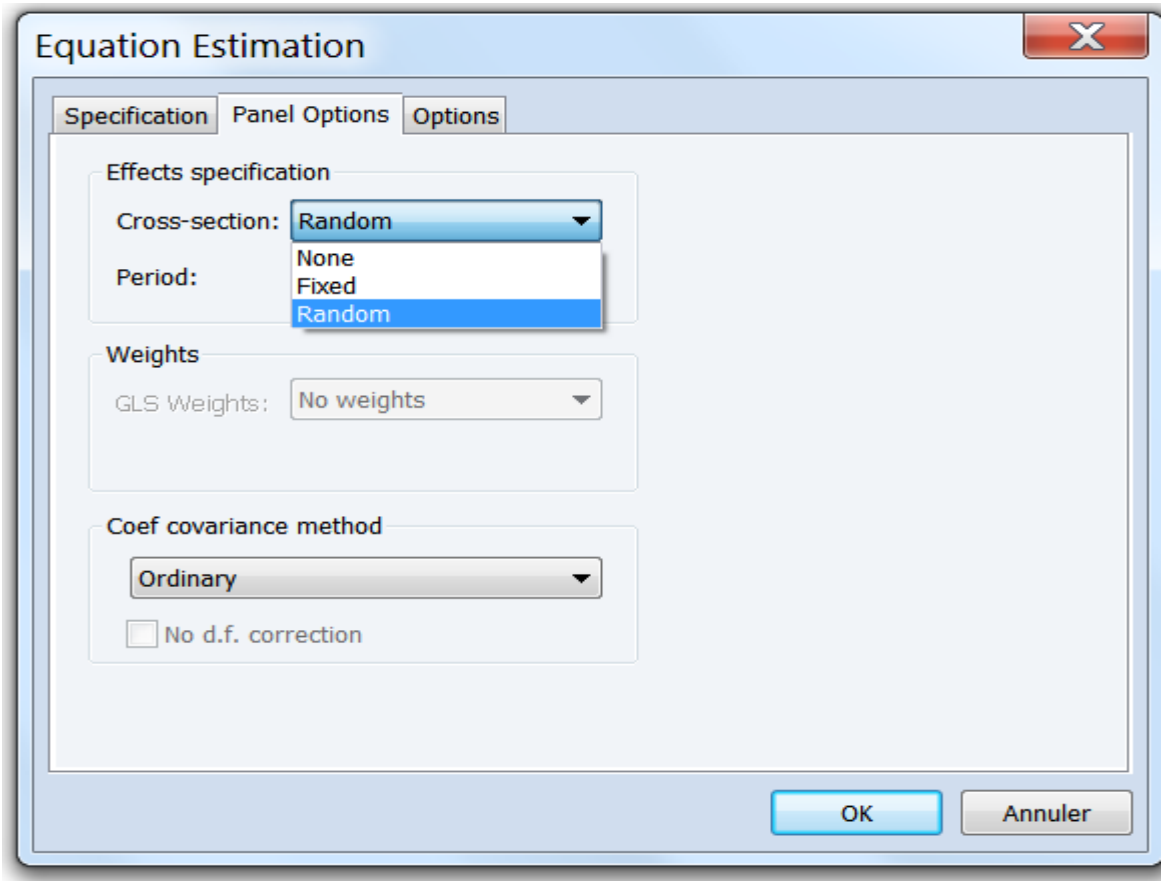
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK	0.255829	0.065709	3.893374	0.0001
LH	0.187893	0.068125	2.758058	0.0061
LCEH	0.435318	0.047722	9.121957	0.0000
C	4.356424	0.314365	13.85787	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.938258	Mean dependent var	8.652766
Adjusted R-squared	0.936293	S.D. dependent var	1.098244
S.E. of regression	0.277199	Akaike info criterion	0.304606
Sum squared resid	28.96849	Schwarz criterion	0.436811
Log likelihood	-46.39810	Hannan-Quinn criter.	0.357012
F-statistic	477.4241	Durbin-Watson stat	0.418168
Prob(F-statistic)	0.000000		

ثم نقوم بالضغط على Panel Option وعلى Random لكي نتحصل على تقدير نموذج الاثر العشوائي (MEA) كما يلي:



تقدير نموذج الأثر العشوائي

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 07/24/20 Time: 18:22
Sample: 1980 2018
Periods included: 39
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 390
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK	0.245385	0.065540	3.744041	0.0002
LH	0.134819	0.066513	2.026941	0.0434
LCEH	0.487849	0.045476	10.72752	0.0000
C	4.108193	0.333869	12.30481	0.0000

Effects Specification	S.D.	Rho
Cross-section random	0.418748	0.6953
Idiosyncratic random	0.277199	0.3047

Weighted Statistics			
R-squared	0.516171	Mean dependent var	0.912086
Adjusted R-squared	0.512411	S.D. dependent var	0.402197
S.E. of regression	0.280844	Sum squared resid	30.44517
F-statistic	137.2676	Durbin-Watson stat	0.406401
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.672933	Mean dependent var	8.652766
Sum squared resid	153.4563	Durbin-Watson stat	0.080628

في البداية نعمل على اختبار مكانية وجود اثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة ويكون هذا على أساس اختبار من نوع فيشر الذي تكون فيه فرضية العدم تلاءم نموذج التجانس الكلي، أي عدم وجود أي أثر للأفراد في العينة المدروسة، وإحصائية هذا الاختبار هي[1] :

$$F(N-1\ ,\ NT-N-K) = \frac{(R^2MNC - R^2MC)/(N-1)}{(1-R^2MNC)/(NT-N-K)}$$ حيث أن:

N: يمثل عدد الأفراد (في حالتنا هذه 10 دولة) **T** : طول السلسلة الزمنية المقترحة للدراسة (في حالتنا هذه 39 سنة) **K:** عدد المتغيرات الخارجية في النموذج (في حالتنا هذه 3)

R^2_{MC}: يمثل معامل التحديد المضاعف للنموذج المقيد أي في ظل فرضية العدم، في هذه الحالة هو نموذج بدون أثر أي نموذج التجانس الكلي **($R^2MC=0.82$)**.

R^2_{MNC}: يمثل معامل التحديد المضاعف للنموذج الغير مقيد أي في ظل الفرضية العكسية، في هذه الحالة يوافق نموذج الأثر الثابت**($R^2MNC=0.93$)**.

وعند تطبيق هذا الاختبار يعطي لنا قيمة لإحصائية فيشر المحسوبة قدرها $F_C = 65.82$ أما الإحصائية المجدولة فقد بلغت: $F(9\ ,\ 377) = 1.904$ وعليه نرفض الفرضية المعدومة وبمستوى معنوية 5% ونقول أن هناك أثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة.

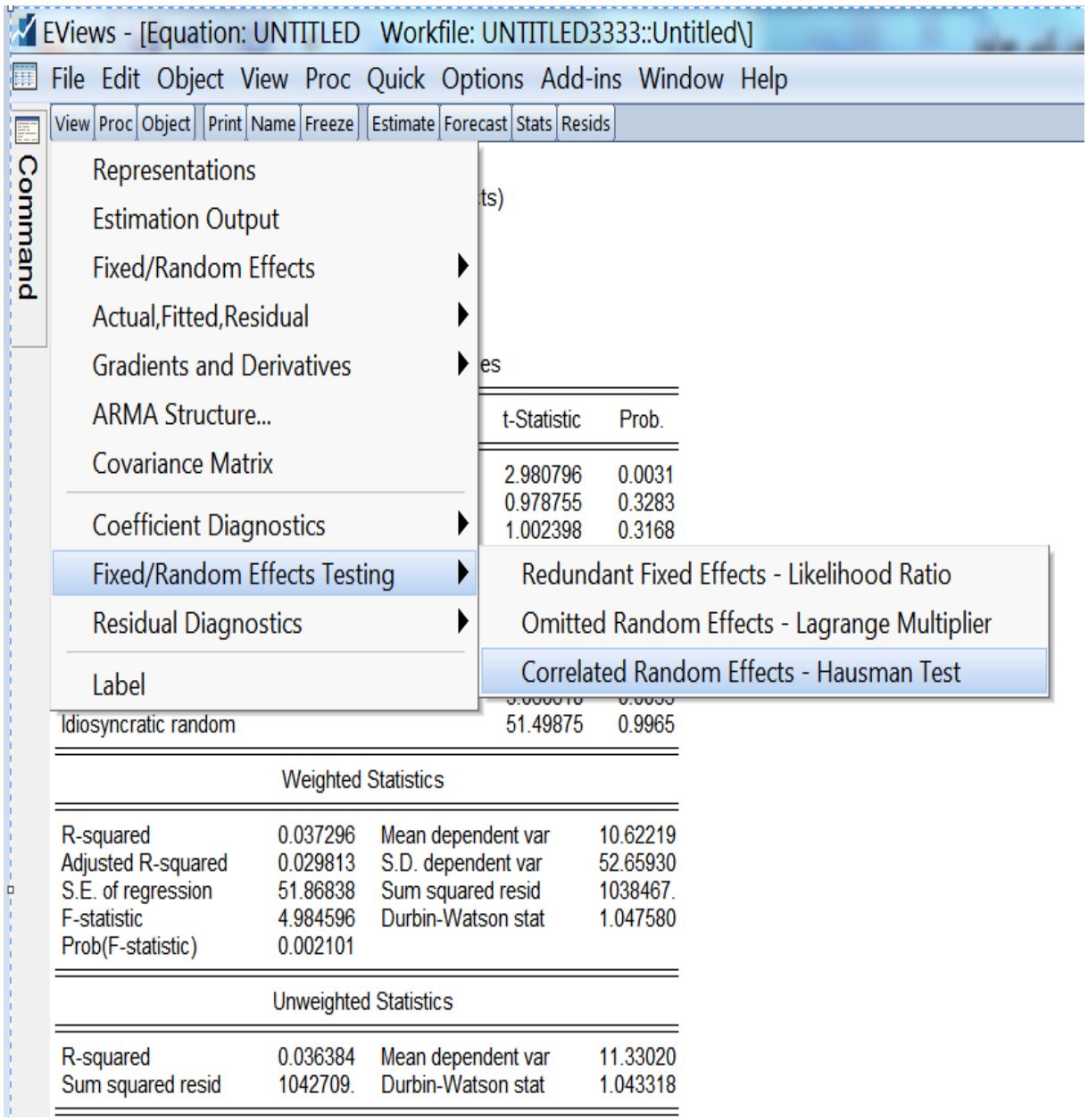
8.4 اختبار تحديد نوعية الأثر

بعد إجراء اختبار فيشر والذي بين وجود الأثر الفردي سوف نقوم بتحديد نوعية الأثر وهذا باستعمال اختبار هوسمان **(HausmanTest)** من اجل الاختيار بين نموذج الأثر الثابت أو الأثر العشوائي، واستخراج هذا الاختبار باستخدام Eviews كما يلي:

عند استخراج تقدير نموذج الأثر العشوائي نذهب مباشرة وفي نفس جدول التقدير الى الامر VIEW ثم الامر Fixed/ Random Effects Testing ثم الامر

Correlated Random Effects – Hausman Test كما يلي:

[1] William Greene, **Traduction de la 5 éme édition par Théophile Azomahou et Nicolas Coudec, économétrie**, édition française dirigée par Didier Schlacther , IEP Paris, Université Paris II, 2005, page 277.



نتيجة اختبار هوسمان (Hausman Test).

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

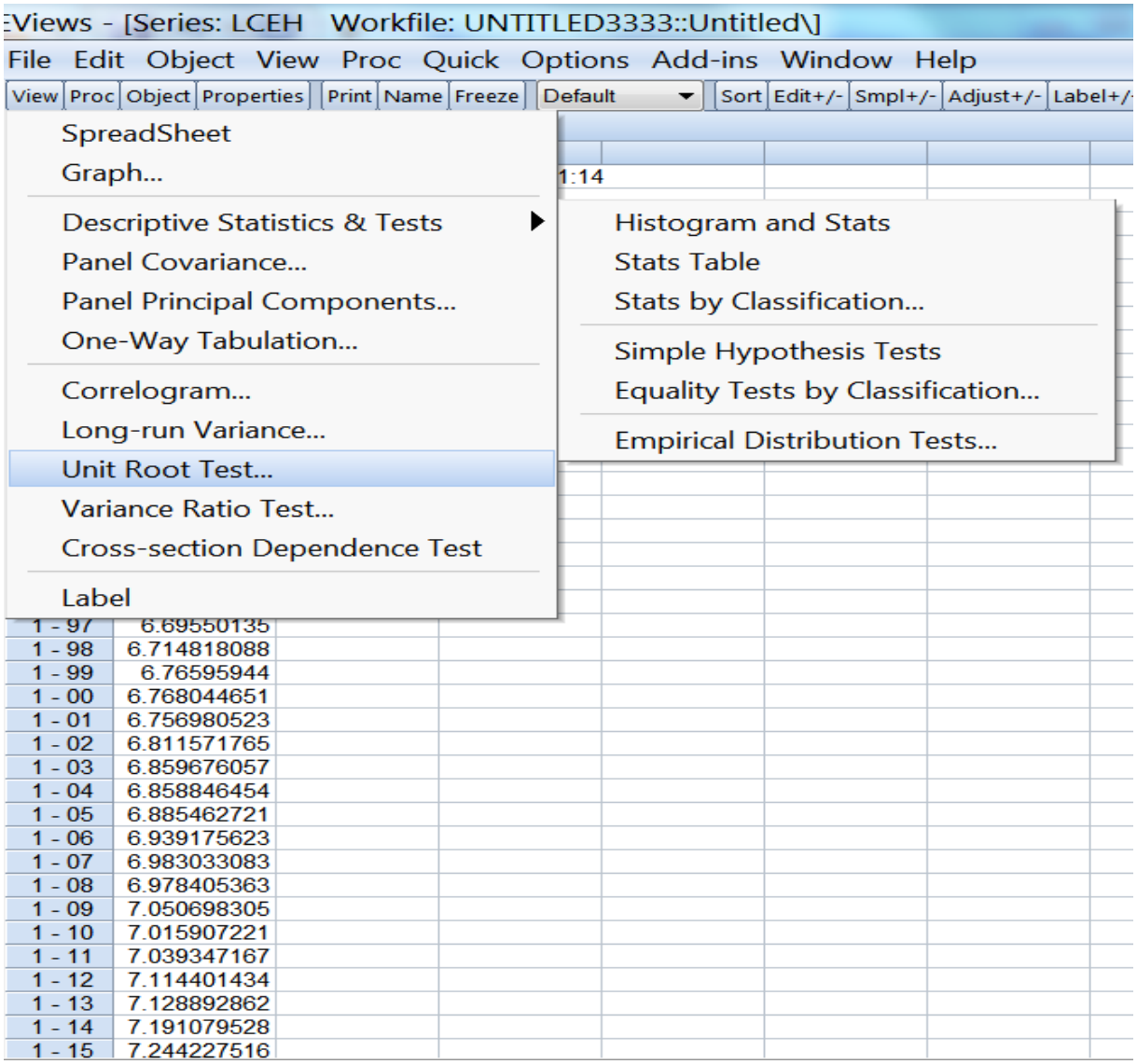
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	13.217719	3	0.0042

إن الإحصائية المحسوبة لاختبار هوسمان $\chi^2_C = 13.21$ كبيرة مقارنة بالإحصائية المجدولة $\chi^2_3 = 7.815$ ومنه يمكننا رفض الفرضية المعدومة والإقرار بان هناك ارتباط بين المتغيرات المفسرة والأثر الفردي، وعليه يكون النموذج الملائم لبيانات عينة الدراسة هومن **نوع الأثر الفردي** والذي يمنحنا مقدرات متسقة في هذه الحالة، ويعني هذا أن دول العينة تتفق من ناحية معاملات المتغيرات المفسرة وتختلف في قيم الثابت وهذا الاختلاف يتحدد على أساس قيم المتغيرات المفسرة لكل دولة.

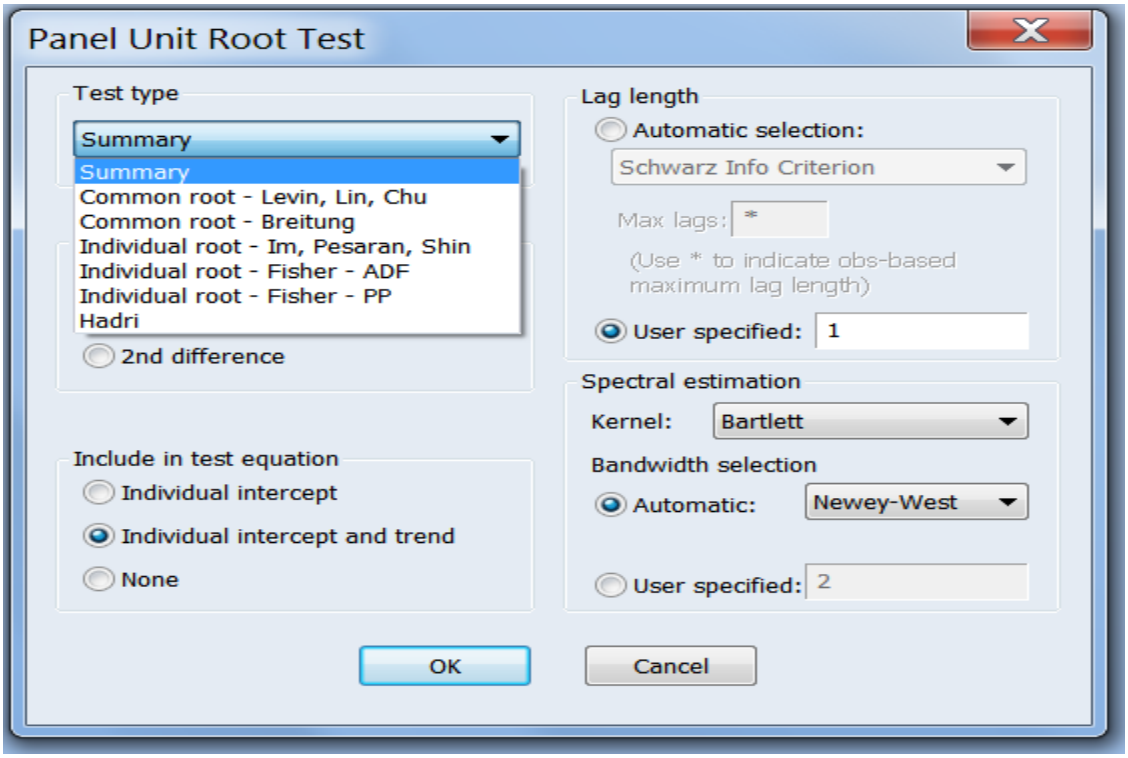
9.4 دراسة استقرارية السلاسل الطولية للمتغيرات.

بغرض اختبار استقرارية السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج نستعمل الاختبارات الإحصائية التالية: اختبار **(Levin, Lin et Chu)**، اختبار **(Breitung)**، اختبار **(Im, Pesaran et Shin)**، اختبار **(Maddala et Wu)** باستخدام Eviews كما يلي:

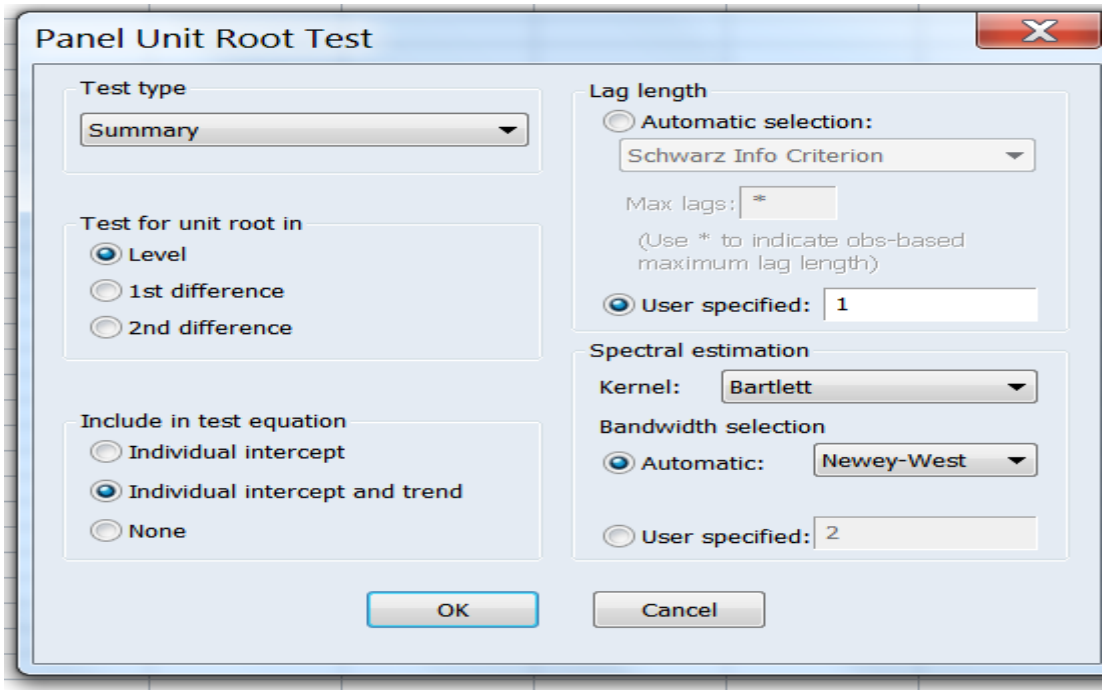
نضغط على السلسة المراد دراسة استقراريتها ثم نذهب للامر View ثم الامر Unit Root Test كما يلي:



يظهر لنا الجدول التالي :



نختار **SUMMARY** حتى يلخص لنا كل الاختبارات مع بعضها كما يجب الضغط في مرحلة أولى على يعني دراسة السلاسل في المستوي علما أن الفرضية الصفرية للاختبارات الاحصائية هي أن السلسلة غير مستقرة وتحتوي على جذر الوحدة باستثناء اختبار **Hadri** وهو عكس الاختبارات الاحصائية الاخرى حيث أن الفرضية الصفرية هي أن السلسة مستقرة.



نتائج الاستقرارية:

Panel unit root test: Summary
Series: LCEH
Date: 12/03/20 Time: 22:47
Sample: 1980 2018
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	0.69687	0.7571	10	370
Breitung t-stat	3.56391	0.9998	10	360
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	2.61947	0.9956	10	370
ADF - Fisher Chi-square	6.72193	0.9975	10	370
PP - Fisher Chi-square	9.28873	0.9793	10	380

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

نلاحظ من الجدول أن السلسة غير مستقرة وبالتالي لابد من إعادة الاختبار باالفروقات من الدرجة الأولى وبنفس الطريقة السابقة فقط في مكان LEVEL نستبدلها ب 1 St Difference.

10.4 دراسة العلاقة طويلة المدى للبيانات الطولية[1]:

إذا كانت متغيرات البيانات الطولية في مستوياتها غير مستقرة فان استعمالها في التقدير يؤدي إلى انحدار زائف، غير أننا نعمد إلى اخذ الفروق من نفس الدرجة d لهذه السلاسل كإجراء بغية استقرارها و في حالة التحقق من استقرارها نقول عندئذٍ أن هذه السلاسل في حالة ممكنة للتكامل مشترك من الدرجة d.

و حتى نتحقق من وجود تكامل مشترك لهذه السلاسل المستقرة يلزم إجراء اختبار التكامل المشترك للبيانات. و من أهم الاختبارات في هذا المجال نذكر اختبار (Pedroni) و اختبار (Kao) و كل من هذين الاختبارين يعتمد على فرض العدم الذي لا يجيز وجود تكامل مشترك للمتغيرات آما الفرض البديل فيقر بوجود تكامل مشترك للمتغيرات.

[1] Christophe Hurlin et Valérie Mignon, **une synthèse des testes de cointegration sur données de Panel**, université d'Orléans, novembre 2006, PP 23 - 28.

و تصبح عندئذ العلاقة المقدرة بين السلاسل ذات التكامل المشترك ضمن النموذج محل الدراسة تمثل علاقة توازن هيكلية على المدى البعيد و ليست انحدار كاذب. و يسمى النموذج المقدر بنموذج تصحيح الخطأ (**VECM**)[1].

أ. اختبار التكامل المشترك

أ.1. اختبار التكامل المشترك (Pedroni-2000)

و من اجل دراسة التكامل المشترك للمتغيرين y_{it} و x_{it} نقترح النموذج التالي:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + u_{it} \qquad (6.2.4)$$

و على أساس الفرضية المعدومة لاختبار **(Pedroni-2000)** فانه لا يوجد تكامل مشترك بين السلسلتين y_{it} و x_{it} لكل أفراد العينة، و يقترح **(Pedroni-2000)** سبعة إحصائيات محسوبة لاختبار إمكانية التكامل المشترك للمتغيرين y_{it} و x_{it} ضمن البيانات الطولية. و يكون ذلك بتطبيق اختبار **(IPS-2003)** لاستقرار مقدرات البواقي في النموذج (6.2.4) بالنسبة لكل فرد و بين الأفراد و عليه فانه يمكن تصنيف هذه الإحصائيات إلى مجموعتين:

إحصائيات البعد الداخلي:

$$Panel\ v-Statistic$$

$$Panel\ \rho-Statistic$$

$$Panel\ PP-Statistic$$

$$Panel\ ADF-Statistic$$

إحصائيات البعد البيني:

$$Group\ \rho-Statistic$$

$$Group\ PP-Statistic$$

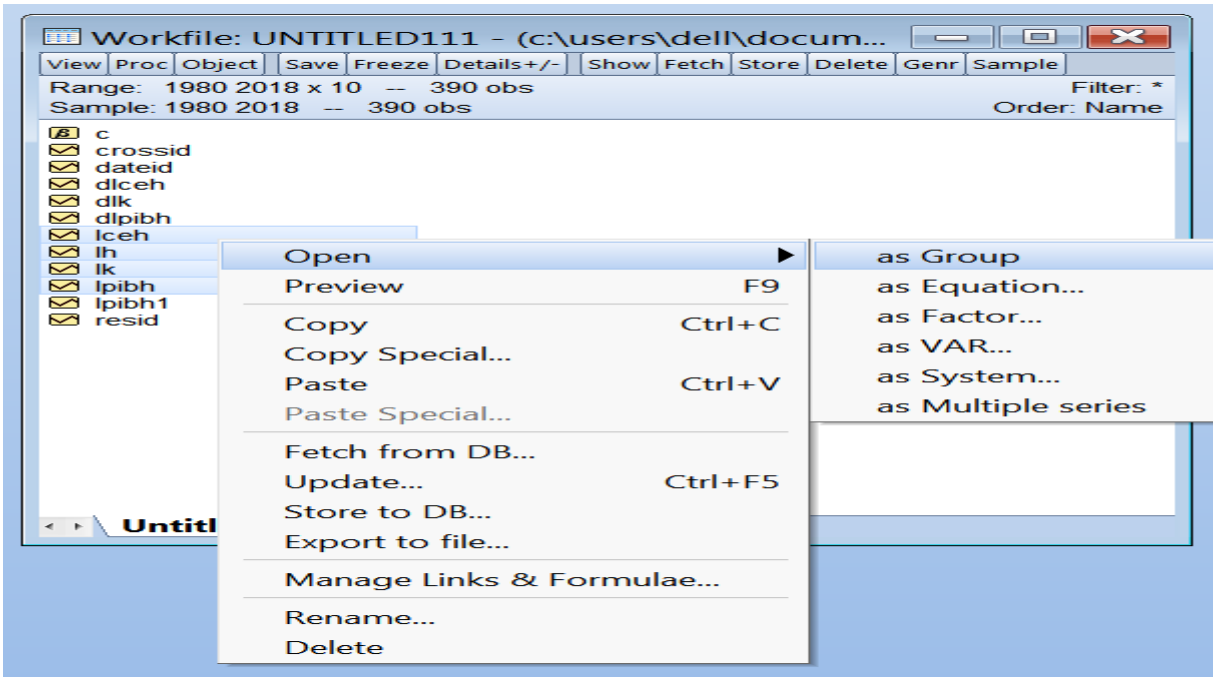
$$Group\ ADF-Statistic$$

و تتبع هذه الإحصائيات التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً، و على أساس أن الفرض المعدوم يعتمد على وجود جذر وحدة لبواقي النموذج (6.2.4) فأن كل الاختبارات أحادية الجانب. و عليه إذا كانت قيمة الإحصائية $Panel\ v-Statistic$ اكبر من القيمة 1.64 نرفض الفرضية المعدومة و نقر بوجد تكامل مشترك بين السلسلتين y_{it} و x_{it} ، أما بالنسبة للإحصائيات الست المتبقية فإننا نقارنها بالقيمة الحرجة 1.64 - فإذا كانت قيمة الإحصائية المحسوبة اقل من القيمة الحرجة نرفض الفرضية المعدومة و نقر بوجد تكامل مشترك بين السلسلتين y_{it} و x_{it} .

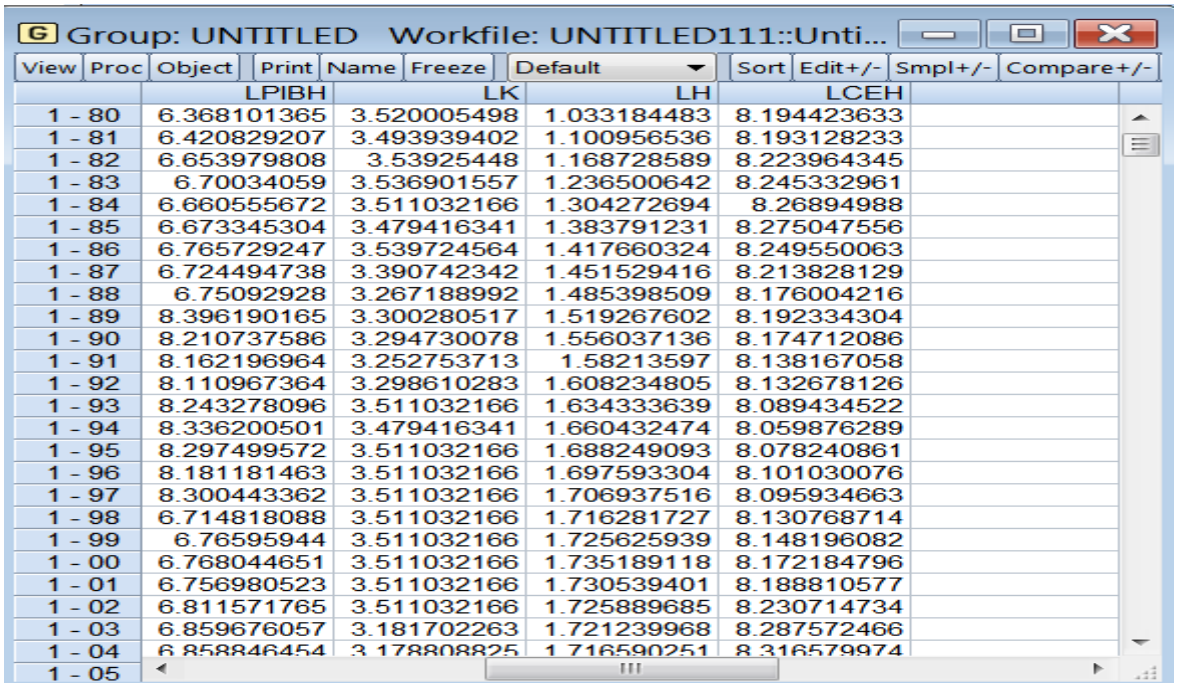
[1] *Vector Error Correction Model.*

إستخراج اختبار Pedroni للتكامل المشترك باستخدام Eviews نتبع ما يلي:

نقوم بتضليل المتغيرات ثم نضغط بالجهة اليمنى للفأرة Open as Group كما يلي:



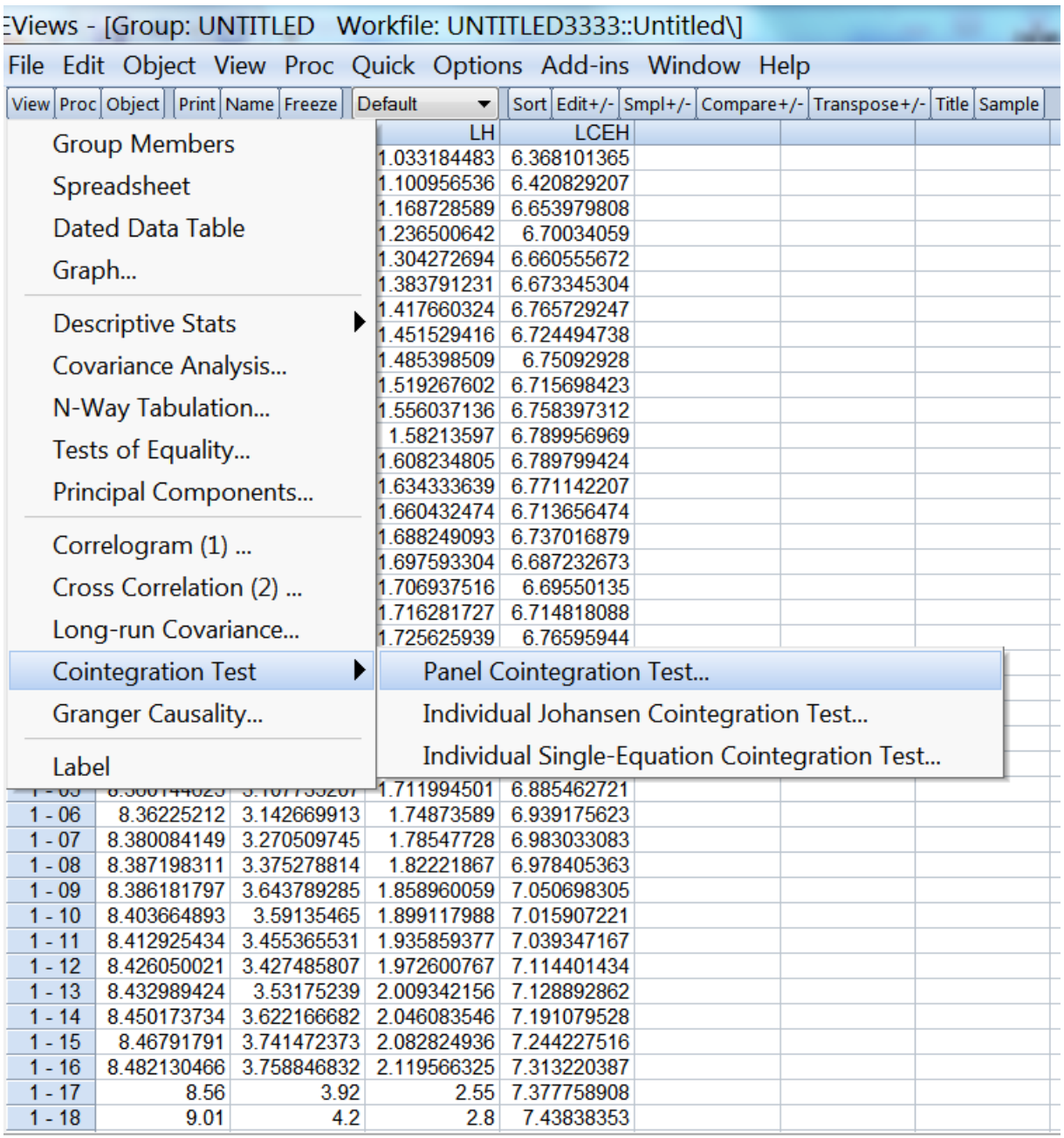
تظهر الشاشة التالية:



	LPIBH	LK	LH	LCEH
1 - 80	6.368101365	3.520005498	1.033184483	8.194423633
1 - 81	6.420829207	3.493939402	1.100956536	8.193128233
1 - 82	6.653979808	3.53925448	1.168728589	8.223964345
1 - 83	6.70034059	3.536901557	1.236500642	8.245332961
1 - 84	6.660555672	3.511032166	1.304272694	8.26894988
1 - 85	6.673345304	3.479416341	1.383791231	8.275047556
1 - 86	6.765729247	3.539724564	1.417660324	8.249550063
1 - 87	6.724494738	3.390742342	1.451529416	8.213828129
1 - 88	6.75092928	3.267188992	1.485398509	8.176004216
1 - 89	8.396190165	3.300280517	1.519267602	8.192334304
1 - 90	8.210737586	3.294730078	1.556037136	8.174712086
1 - 91	8.162196964	3.252753713	1.58213597	8.138167058
1 - 92	8.110967364	3.298610283	1.608234805	8.132678126
1 - 93	8.243278096	3.511032166	1.634333639	8.089434522
1 - 94	8.336200501	3.479416341	1.660432474	8.059876289
1 - 95	8.297499572	3.511032166	1.688249093	8.078240861
1 - 96	8.181181463	3.511032166	1.697593304	8.101030076
1 - 97	8.300443362	3.511032166	1.706937516	8.095934663
1 - 98	6.714818088	3.511032166	1.716281727	8.130768714
1 - 99	6.76595944	3.511032166	1.725625939	8.148196082
1 - 00	6.768044651	3.511032166	1.735189118	8.172184796
1 - 01	6.756980523	3.511032166	1.730539401	8.188810577
1 - 02	6.811571765	3.511032166	1.725889685	8.230714734
1 - 03	6.859676057	3.181702263	1.721239968	8.287572466
1 - 04	6.858846454	3.178808825	1.716590251	8.316579974
1 - 05				

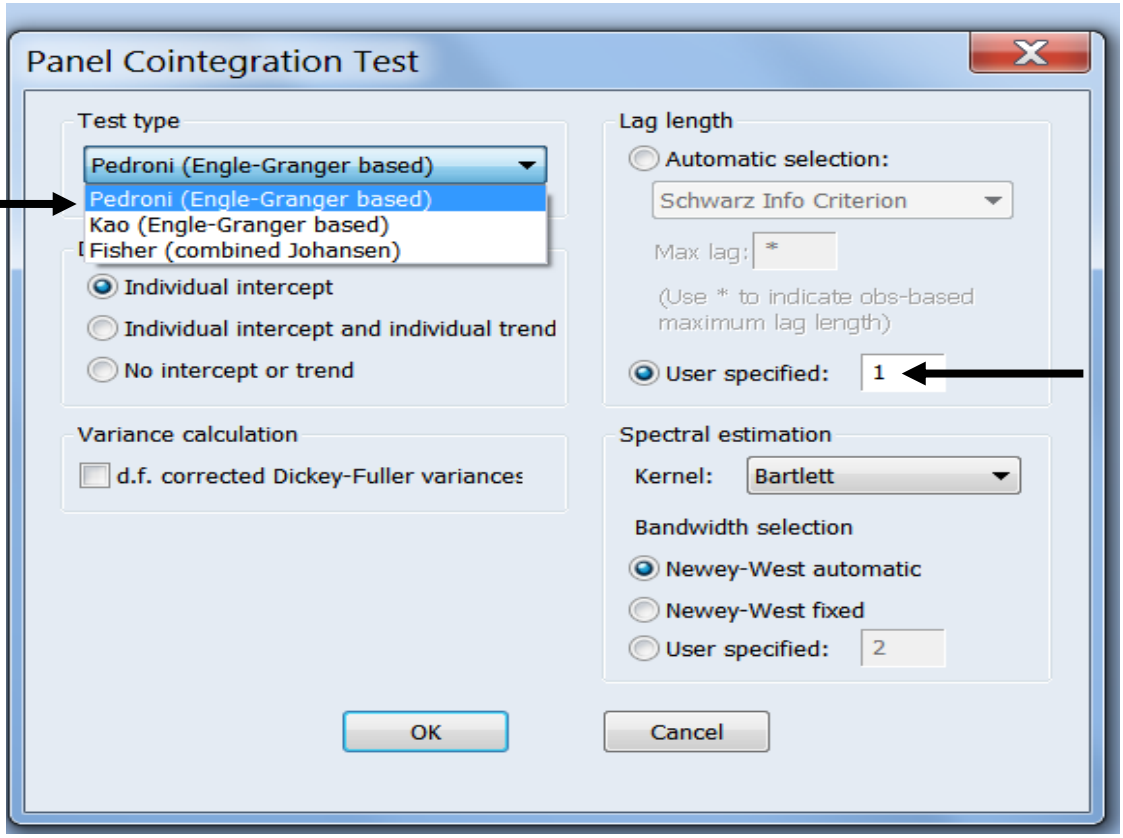
في نفس الجدول السابق نذهب الى الامر View ثم الامر Cointegration Test Panel

Cointegration Test كما يلي:



			LH	LCEH
			1.033184483	6.368101365
			1.100956536	6.420829207
			1.168728589	6.653979808
			1.236500642	6.70034059
			1.304272694	6.660555672
			1.383791231	6.673345304
			1.417660324	6.765729247
			1.451529416	6.724494738
			1.485398509	6.75092928
			1.519267602	6.715698423
			1.556037136	6.758397312
			1.58213597	6.789956969
			1.608234805	6.789799424
			1.634333639	6.771142207
			1.660432474	6.713656474
			1.688249093	6.737016879
			1.697593304	6.687232673
			1.706937516	6.69550135
			1.716281727	6.714818088
			1.725625939	6.76595944
			1.711994501	6.885462721
1 - 06	8.36225212	3.142669913	1.74873589	6.939175623
1 - 07	8.380084149	3.270509745	1.78547728	6.983033083
1 - 08	8.387198311	3.375278814	1.82221867	6.978405363
1 - 09	8.386181797	3.643789285	1.858960059	7.050698305
1 - 10	8.403664893	3.59135465	1.899117988	7.015907221
1 - 11	8.412925434	3.455365531	1.935859377	7.039347167
1 - 12	8.426050021	3.427485807	1.972600767	7.114401434
1 - 13	8.432989424	3.53175239	2.009342156	7.128892862
1 - 14	8.450173734	3.622166682	2.046083546	7.191079528
1 - 15	8.46791791	3.741472373	2.082824936	7.244227516
1 - 16	8.482130466	3.758846832	2.119566325	7.313220387
1 - 17	8.56	3.92	2.55	7.377758908
1 - 18	9.01	4.2	2.8	7.43838353

تظهر الشاشة التالية:



نختار اختبار Pedroni وإختيار التأخير المناسب نتحصل على ما يلي:

نتائج اختبار (Pedroni) بدروني للتكامل المشترك.

Pedroni Residual Cointegration Test
Series: LPIBH LPIBH1 LK LCEH
Date: 07/24/20 Time: 20:49
Sample: 1980 2018
Included observations: 390
Cross-sections included: 10
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: Deterministic intercept and trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	9.889303	0.0000	4.794947	0.0000
Panel rho-Statistic	-11.49120	0.0000	-1.803148	0.0357
Panel PP-Statistic	-8.318471	0.0000	-2.382792	0.0086
Panel ADF-Statistic	2.432007	0.9925	-1.518852	0.0644

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	-1.118238	0.1317
Group PP-Statistic	-2.359808	0.0091
Group ADF-Statistic	-1.303365	0.0962

من خلال الجدول أعلاه لنتائج اختبار بدروني نرفض فرضية العدم لهذا الاختبار والمتضمنة عدم وجود تكامل مشترك لأن جميع القيم الإحصائية أكبر من القيم المجدولة عند مستوى معنوية 5% و10%، وبالتالي فإن المتغيرات المستخدمة في النموذج هي في حالة تكامل

مشترك، ومنه يمكننا تقدير العلاقة طويلة الأجل وتصبح عندئذٍ العلاقة المقدرة بين السلاسل ذات التكامل المشترك ضمن النموذج محل الدراسة.

أ.2. اختبار التكامل المشترك (Ko -1999)

في اختبار التكامل المشترك **(Ko -1999)** تنص الفرضية المعدومة على عدم وجود تكامل مشترك بين السلسلتين y_{it} و x_{it} ، و على أساس فرضية العدم وعلى حسب **(Ko--1999)** حتى و إن كانت الفروق الأولى للسلسلتين السابقتين مستقرتين فان مقدرات المربعات الصغرى للبواقي في النموذج (6.2.3) غير مستقرة. و عليه فان هذا الاختبار يؤول إلى اختبار استقرارية بواقي الانحدار السابق و يكون ذلك باستعمال اختبار ديكي فولر **(DF)**.

ويمنح هذا الاختبار أربعة إحصائيات محسوبة من نوع اختبار ديكي فولر **(DF)** تنقسم إلى قسمين:

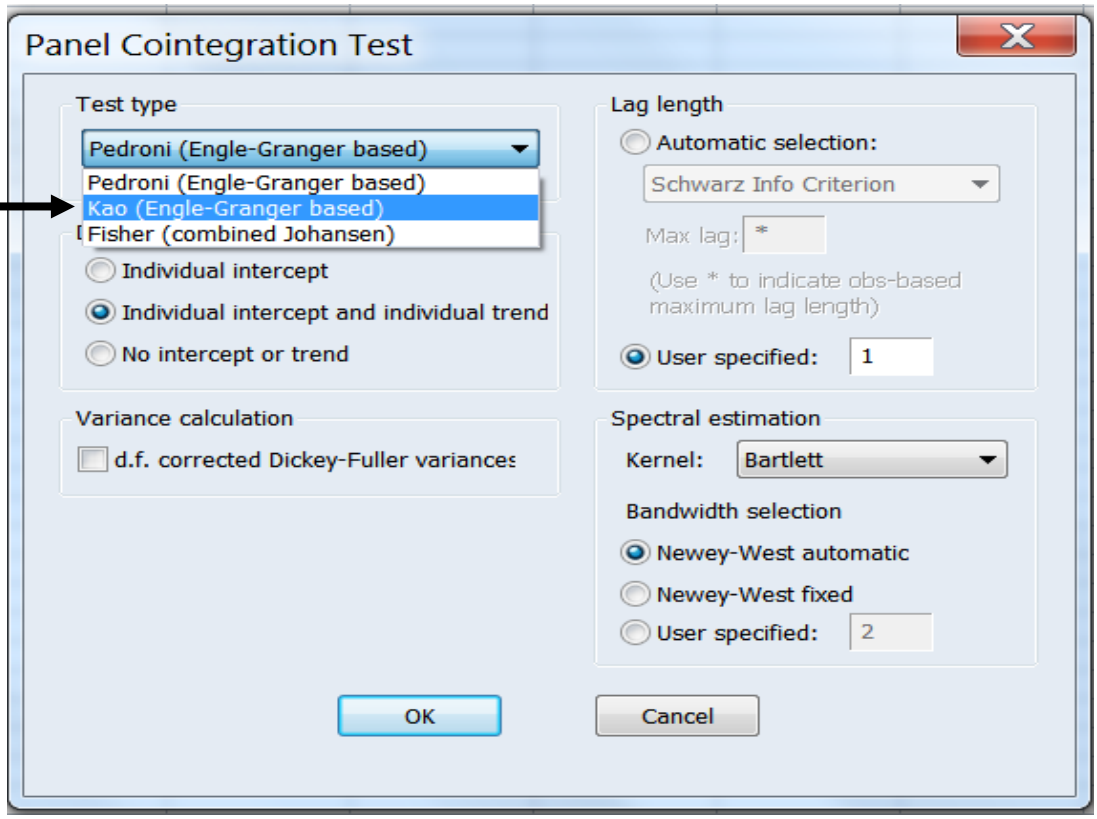
قبل إجراء عملية تصحيح التحيز لمعالم الارتباط المتسلسل للأخطاء: DF_ρ ، DF_t

بعد إجراء عملية تصحيح التحيز لمعالم الارتباط المتسلسل للأخطاء: DF_ρ^* ، DF_t^*

و في الأخير اقترح (Ko -1999) إجراء اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) على سلسلة البواقي و حساب الإحصائية ADF .

تتوزع الإحصائيات المحسوبة السابقة DF_ρ ، DF_t ، DF_ρ^* ، DF_t^* ، ADF تقريبياً حسب التوزيع الطبيعي المعياري.

لاستخراج هذا الاختبار باستخدام Eviews نستخدم نفس الاجراءات السابقة فقط نضغط على اختبار Kao والضغط على OK نتحصل على ما يلي:



نتائج اختبار كاو للتكامل المشترك

Kao Residual Cointegration Test
Series: LPIBH LPIBH1 LK LCEH
Date: 07/24/20 Time: 20:54
Sample: 1980 2018
Included observations: 390
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

	t-Statistic	Prob.
ADF	-3.614885	0.0002
Residual variance	0.008272	
HAC variance	0.010161	

أثبت اختبار كاو أن هناك تكامل مشترك بين المتغيرات عند مستوى معنوية 5%، و يمكننا تقدير العلاقة طويلة الأجل، وتصبح عندئذٍ العلاقة المقدرة بين السلاسل ذات التكامل المشترك ضمن النموذج محل الدراسة تمثل علاقة توازن هيكلية على المدى البعيد وليست انحدار زائف، ويسمى النموذج المقدر بنموذج أشعة تصحيح الخطأ **(VECM)**. وبغرض تقدير نموذج تصحيح الخطأ **(VECM)** للعلاقة طويلة الأجل فإننا نستعمل طريقة **FMOLS**[1] المطور من طرف **(Pedroni-2000)** وتتميز هذه الطريقة بقدرتها على التعامل مع داخلية المتغيرات التفسيرية الارتباط الذاتي للأخطاء وعدم ثبات التباين المحتمل للمعاملات على المدى البعيد، و تمنحنا هذه الطريقة مقدرات غير متحيزة تقريبياً وبأقل تباين و بالتالي فهي متسقة.

11.4: طرق تقدير العلاقة طويلة المدى

[1] *Fully Modified OLS*.

إذا كانت متغيرات النموذج محل الدراسة في حالة تكامل مشترك فان الخطوة التالية هي تقدير العلاقة طويلة الأجل و هي علاقة توازن بسبب استقرارية البواقي لنموذج التكامل مشترك، غير أن استعمال طريقة المربعات الصغرى في تقدير هذه العلاقة يمنح مقدرات متحيزة و غير متسقة و هذا في حالة البيانات الطولية. و ليكن النموذج المقترح للتقدير على النحو:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{kit} + u_{it} \qquad (01)$$

و نفترض في النموذج أعلاه أن كل متغيرات النموذج غير مستقرة في مستوياتها إلا أنها في حالة تكامل مشترك من الدرجة الأولى.

و الإشكالية في تقدير هذا النوع من النماذج هو داخلية المنحدرات و عدم ثبات التباين للبواقي و مع إمكانية وجود ارتباط ذاتي للخطأ. و كل هذه الصعوبات تستدعي و جود طريقة تقدير جديدة لها القدرة في التعامل مع هذا النوع من النماذج و حل كل المشاكل سابقة الذكر بغية الوصول إلى مقدرات مقبولة و ذات تفسيرات أكثر فائدة.

أ. طريقة التقدير FMOLS (Pedroni -2000)

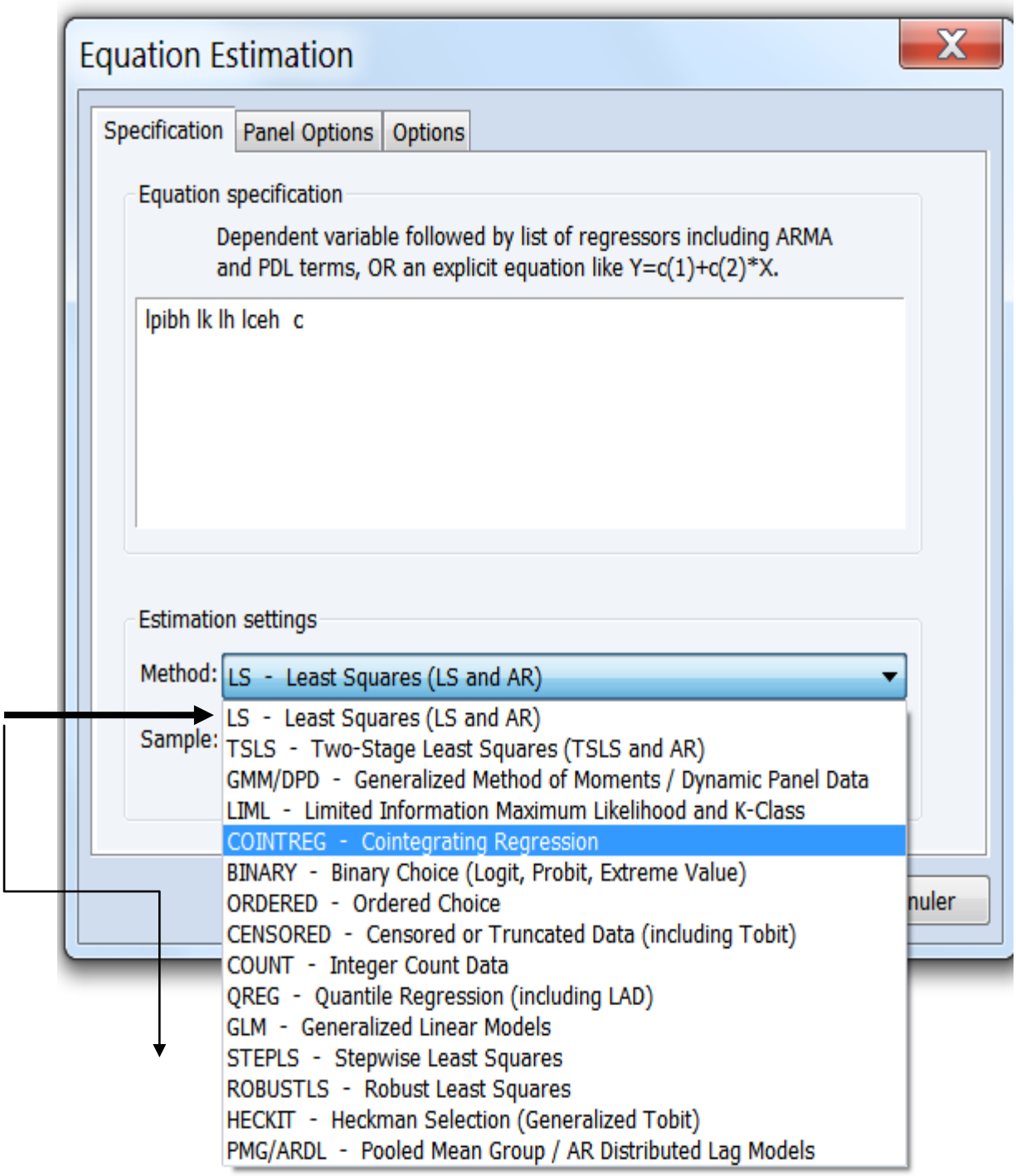
إن طريقة التقدير FMOLS[1] المقترحة من طرف **(Pedroni--2000)** تعالج المشاكل الثلاثة السابقة الذكر للنموذج (01) المتغيرات التفسيرية الداخلية و الارتباط الذاتي للأخطاء.

و يعتمد **(Pedroni--2000)** في هذه الطريقة على الخصائص التقريبية لثلاثة أنواع من مقدرات البيانات الطولية و هي $Residual-FM$ و تعنى بالخواص التقريبية للبواقي، $Ajusted-FM$ و و التي تهتم بدمج البيانات من خلال البعد الداخلي و أما بغرض دمج البيانات على أساس البعد البيني فاستعمل $Group-FM$. و تمنح طريقة التقدير **FMOLS** مقدرات للمعالم متسقة و تتبع تقريبياً التوزيع الطبيعي المعياري و هي بذلك تكون أكثر قوة.

للحصول على مقدرات FMOLS باستخدام EVIEWS نتبع ما يلي:

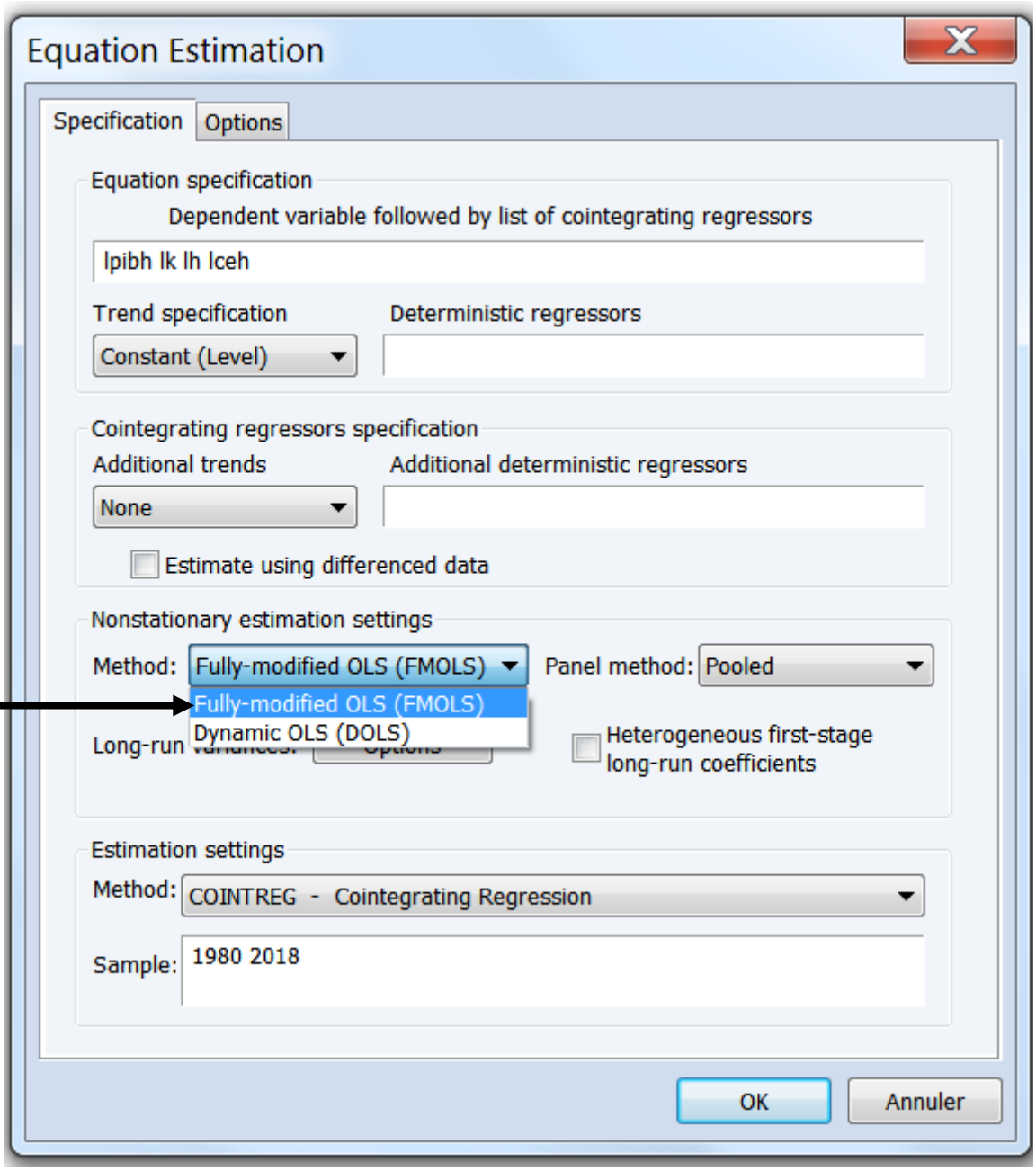
نضلل على المتغيرة التابعة هي الاولى ثم على المتغيرات المستقلة ثم باستخدام الجهة اليمنى للفأرة نقوم باضغط على Open as Equation نتحصل على ما يلي:

[1] *Fully Modified OLS.*



نذهب الى Methode ونغير طريقة التقدير من LS الى

يظهر لنا الجدول التالي:



نختار طريقة

نتحصل على الجدول التالي:

نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة FMOLS.

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)
Date: 07/24/20 Time: 21:26
Sample (adjusted): 1982 2018
Periods included: 37
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 370
Panel method: Pooled estimation
Cointegrating equation deterministics: C
Additional regressor deterministics: @TREND DLPIBH DLK DLCEH
Coefficient covariance computed using default method
Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBH1	0.942101	0.015903	59.23990	0.0000
LK	0.022871	0.008757	2.611657	0.0094
LCEH	0.078883	0.028966	2.723319	0.0068

R-squared	0.971139	Mean dependent var	7.304296
Adjusted R-squared	0.970168	S.D. dependent var	1.132949
S.E. of regression	0.195681	Sum squared resid	13.66989
Long-run variance	0.012991		

ب. طريقة التقدير DOLS (Ko -2000)

إن طريقة التقدير DOLS [1] المعتمدة من طرف **(Ko-2000)** تهدف إلى تصحيح الارتباط الذاتي للأخطاء و عدم ثبات التباين و حذف الداخلية المحتملة للمتغيرات التفسيرية مع المتغير التابع ضمن البيانات الطولية.

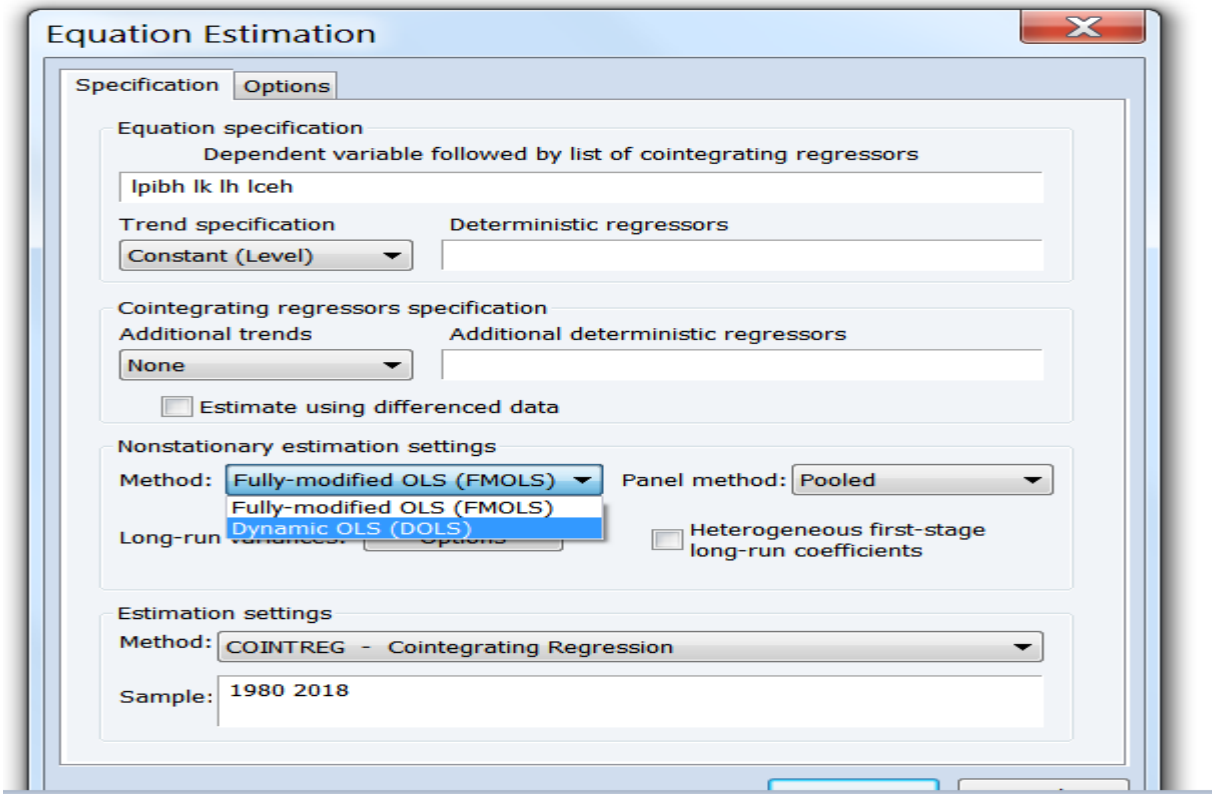
و بهذا الهدف يقترح **(Ko-2000)** إجراء آخر و المتمثل في استعمال الإبطاء أو الإسراع في المتغيرات التفسيرية ضمن النموذج المقترح للتقدير (01) و يعتبر هذا الإجراء كأداة للتخلص من مشكل الداخلية للمتغيرات التفسيرية مع المتغير التابع. أما بغرض تصحيح الارتباط الذاتي للأخطاء فيكون عن طريق استعمال الإبطاء في المتغير التابع، و اقترح كل من **(Ko -2000 et Chiang-)** استعمال مقدرات التباينات المشروطة طويلة الأجل من اجل التخلص من مشكل عدم ثبات التباين.

و بغرض تحسن جودة هذه المقدرات فلقد اعتمد **(Pedroni-2001)** على أعمال **(Ko-2000)** ليقترح مقدر يعتمد متوسط مقدر DOLS للبيانات الطولية يسمى **DOLS (GD)** [2].

وتمنح طريقة التقدير **DOLS** مقدرات للمعالم متسقة و تتبع تقريبياً التوزيع الطبيعي المعياري. وهي بذلك تكون أكثر قوة.

[1] *Dynamic OLS.*
[2] Group Mean (GD).

لكـي نتحصـل علـى هـذا التقـدير نتبـع نفـس الخطـوات ولكـن نضـغط فـي مرحلـة أخيـرة علـى Dynamyc OLS(DOLS) يظهر الجدول التالي:



بعد الضغط على OK نتحصل على التقدير التالي:

نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة DOLS

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 12/04/20 Time: 17:19
Sample (adjusted): 1982 2017
Periods included: 36
Cross-sections included: 10
Total panel (balanced) observations: 360
Panel method: Pooled estimation
Cointegrating equation deterministics: C
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Coefficient covariance computed using default method
Long-run variance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) used for coefficient covariances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LK	-0.017680	0.037648	-0.469601	0.6390
LH	0.246899	0.222430	1.110004	0.2680
LCEH	1.254540	0.183931	6.820705	0.0000

R-squared	0.957442	Mean dependent var	7.287065
Adjusted R-squared	0.940552	S.D. dependent var	1.134553
S.E. of regression	0.276626	Sum squared resid	19.66619
Long-run variance	0.115188		

12.4 دراسة مثال 02 على نماذج بانال:

الدراسة القياسية لأثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي

في هذا المثال سنقوم بالدراسة القياسية لأثر الادخار على النمو الاقتصادي، فسنقوم أولا تقديم نموذج لهذه الدراسة، ثم نقوم بدراسة السببية بين المتغيرتين(حصة الفرد من الناتج و الادخار)، كما يتضمن هذا المبحث أيضا تقدير نماذج البانال الديناميكي والعلاقة طويلة الآجل لهذه الدراسة، ثم إجراء مختلف الاختبارات الإحصائية اللازمة ودراستها من الناحية الاقتصادية مستعملين في ذلك برنامج **EViews10** كم يجب أن ننوه إلى أنه خلال دراستنا لظاهرة الادخار والنمو الاقتصادي ضمن البيانات الطولية فإننا نعمل على اختبار إمكانية تبيين أثر الادخار على النمو الاقتصادي ضمن اقتصاديات العينة، و نهتم كذلك بتحديد المتغيرات الاقتصادية التي تبدي قدرة تفسيرية في شرح العلاقة السابقة في حالة تحققها.

أولا: تحديد النموذج المقترح للدراسة:

الفرع الأول:تحديد عينة الدراسة:

في دراستنا لأثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي لبعض الدول العربية، اخترنا 8 دول كعينة للدراسة وهي: **الجزائر، البحرين، مصر، الأردن، المغرب، المملكة العربية السعودية، السودان، تونس،**

ولقد كان اختيارنا لهذه الدول متعلق بتوفر المعطيات الخاصة بمتغيرات الدراسة والمأخوذة من قاعدة البيانات المعتمدة لدى **البنك الدولي** [1] واختيرت فترة الدراسة من سنة 1985 إلى 2012.

1. كتابة الشكل التحليلي لنموذج الدراسة:

محاولتا منا لدراسة أثر الادخار المحلي على النمو الاقتصادي، يتحدد نموذج الدراسة بناءا على دالة النمو الاقتصادي **لسولو المطور** التي تعتبر الادخار والكثافة السكانية متغيرات مستقلة ومؤثرة والنموذج هو على الشكل التالي:

$$lpib_t = a_{0i} + a_1 ls_t + a_2 l(n+g+\delta)_t + \varepsilon_t$$

حيث أن: $lpib_t$ الناتج المحلي الإجمالي للفرد.

ls: فهو الادخار الحقيقي.

n: هو معدل نمو الجهد و g: هو معدل الابتكار التكنولوجي و δ: هو معدل الاهتلاك.

وحسب الصيغة الموجودة لعمل مانكيو وشركائه **(MRW–1992)**، وذلك في تقدير المعادلة لمجموعة متكونة من 98 دولة غير متجانسة (متفاوتة التطور)، واعتمدوا على استعمال متوسطات مختلف متغيرات النموذج خلال فترة الدراسة (1960– 1985) لكل دولة i، و مع افتراض ثبات $(\gamma+\delta)$ بالنسبة لكل الدول و المساوي لـ 0,05 [2].

وبالتالي يصبح نموذج سولو على الشكل التالي:

$$lpib_t = a_{0i} + a_1 ls_t + a_2 l(n+0.05)_t + \varepsilon_t$$

كما نقوم بإدخال **مؤشر رأس المال البشري، ومتغيرة حصة الفرد من إجمالي الناتج بتأخير سنة ضمن المتغيرات التفسيرية للنموذج،** وعلى هذا الأساس يصبح نموذج دراستنا هذا من نوع البانال الديناميكي لسولو المطور حيث يكتب النموذج على النحو التالي:

$$lpibh_{it} = a_{0i} + a_1 ls_{it} + a_2 lh_{it} + a_3 lpibh_{it-1} + a_4 l(n+0.05) + \varepsilon_{it}$$

حيث أن:

$lpibh_{it}$: يمثل لوغاريتم حصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي للدولة i في الفترة t، وهو يمثل المتغير التابع في النموذج.

ls_{it}: يمثل لوغاريتم نسبة الادخار المحلي من الناتج المحلي الإجمالي للدولة i في الفترة t.

[1] *DATABASE, World Development Indictors(WDI) of the World bank.*
[2] *Pierre Cahuc, , **Macroéconomie Avancée- ECo 557**, Paris, Janvier 2007 , page 14*

lh_{it} : يمثل لوغاريتم متوسط عدد سنوات الدراسة للأفراد البالغين 15 سنة فما فوق للدولة i في الفترة t، مأخوذة من قاعدة البيانات لبارو ولي(**Barro & Lee**) 2010، حيث تم حساب القيم السنوية باستعمال معدل النمو السنوي المتوسط.

$l(n+0.05)$: يمثل مؤشر الكثافة السكانية مقاسا i في الفترة t.

$lpibh_{it-1}$: يمثل لوغريتم مستوي حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي للدولة i لفترة تأخر واحدة.

ε_{it} : يمثل الخطأ العشوائي[1].

ثانيا: دراسة السببية بين الادخار المحلي الحقيقي وحصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي:

لدراسة السببية بين معدل الادخار المحلي الحقيقي وحصة الفرد من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، قمنا بإجراء اختبار جرانجر(**Granger**) والذي أعطى النتائج التالية:

نتيجة اختبار السببية لجرانجر.

Pairwise Dumitrescu Hurlin Panel Causality Tests
Date: 01/15/16 Time: 15:44
Sample: 1986 2012
Lags: 3

Null Hypothesis:	W-Stat.	Zbar-Stat.	Prob.
LPIBH does not homogeneously cause LS	7.19853	3.28899	0.0010
LS does not homogeneously cause LPIBH	5.61414	1.91713	0.0552

بناءا على نتائج الجدول رقم(6) نرفض فرضية العدم(حصة الفرد من الناتج لا يسبب معدل الادخار المحلي) وهذا عند مستوى معنوية 1% وعليه فحصة الفرد من الناتج يسبب الادخار المحلي والعكس صحيح، حيث أننا نرفض فرضية العدم(معدل الادخار المحلي لا يسبب حصة الفرد من الناتج) وبالتالي توجد سببية في اتجاهين واحد، وهو ما يتوافق مع نظريات النمو التي تؤكد على دور الادخار في الرفع من الأداء الاقتصادي من خلال التراكم الرأسمالي.

[1] وهو يضم مجموعة العوامل التي يمكن أن تؤثر على المتغير التابع و التي لم يتم تحديدها ضمن المتغيرات المستقلة بالإضافة إلي كل أخطاء القياس.

ثانيا : تحديد نوع النموذج الملائم لبيانات عينة الدراسة

أولا: تقدير نموذج الدراسة

نقوم في هذا الفرع بتقدير المعادلة المذكورة أعلاه بطريقة المربعات الصغرى، و على أساس أن بيانات الدراسة طولية فإننا نميز ثلاث نماذج: **نموذج التجانس الكلي (Pooled)**، **نموذج الأثر الثابت (MEF) ونموذج الأثر العشوائي (MEA)**، و يتم تقدير النموذج الأول و الثاني بطريقة المربعات الصغرى العادية، أما النموذج الأخير فيتم تقديره بطريقة المربعات الصغرى المعممة و النتائج مسجلة في ما يلي:

الفرع الأول: نتائج تقدير نموذج التجانس الكلي:

تقدير نموذج التجانس الكلي.

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Least Squares
Date: 01/13/16 Time: 13:43
Sample: 1986 2012
Periods included: 27
Cross-sections included: 8
Total panel (balanced) observations: 216

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055189	0.031933	1.728298	0.0854
LPIBHT_1	0.996323	0.003084	323.0373	0.0000
LS	-0.000137	0.008580	-0.016017	0.9872
LH	0.005456	0.007974	0.684295	0.4945
L_CPOP_0_05_	-0.021757	0.005364	-4.055655	0.0001

R-squared	0.999005	Mean dependent var	7.936599
Adjusted R-squared	0.998987	S.D. dependent var	1.096945
S.E. of regression	0.034919	Akaike info criterion	-3.848674
Sum squared resid	0.257285	Schwarz criterion	-3.770543
Log likelihood	420.6568	Hannan-Quinn criter.	-3.817109
F-statistic	52988.68	Durbin-Watson stat	2.082689
Prob(F-statistic)	0.000000		

الفرع الثاني: نتائج تقدير نموذج الأثر الثابت:

تقدير نموذج الأثر الثابت.

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Least Squares
Date: 01/13/16 Time: 13:45
Sample: 1986 2012
Periods included: 27
Cross-sections included: 8
Total panel (balanced) observations: 216

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.658676	0.162372	4.056577	0.0001
LPIBHT_1	0.901470	0.023038	39.12985	0.0000
LS	0.019323	0.009558	2.021664	0.0445
LH	0.068236	0.019655	3.471749	0.0006
L_CPOP_0_05_	-0.035420	0.008412	-4.210466	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.999169	Mean dependent var	7.936599
Adjusted R-squared	0.999124	S.D. dependent var	1.096945
S.E. of regression	0.032472	Akaike info criterion	-3.962922
Sum squared resid	0.215104	Schwarz criterion	-3.775407
Log likelihood	439.9956	Hannan-Quinn criter.	-3.887165
F-statistic	22286.14	Durbin-Watson stat	2.211477
Prob(F-statistic)	0.000000		

الفرع الثالث: نتائج تقدير نموذج الأثر العشوائي:

تقدير نموذج الأثر العشوائي.

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 01/13/16 Time: 13:45
Sample: 1986 2012
Periods included: 27
Cross-sections included: 8
Total panel (balanced) observations: 216
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055189	0.029695	1.858555	0.0645
LPIBHT_1	0.996323	0.002868	347.3837	0.0000
LS	-0.000137	0.007979	-0.017224	0.9863
LH	0.005456	0.007415	0.735868	0.4626
L_CPOP_0_05_	-0.021757	0.004989	-4.361319	0.0000

Effects Specification	S.D.	Rho
Cross-section random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	0.032472	1.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.999005	Mean dependent var	7.936599
Adjusted R-squared	0.998987	S.D. dependent var	1.096945
S.E. of regression	0.034919	Sum squared resid	0.257285
F-statistic	52988.68	Durbin-Watson stat	2.082689
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.999005	Mean dependent var	7.936599
Sum squared resid	0.257285	Durbin-Watson stat	2.082689

إن النموذج الموجه للتقدير هو من نوع نماذج البيانات الطولية الديناميكية بسبب وجود إبطاء زمني ضمن النموذج، وعليه فان إحصائية دوربين و واتسن *DW* و التي تساعدنا في الكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولي تكون متحيزة و لا يمكننا استعمالها، غير أنه يوجد اختبار بديل يعتمد على تصحيح التحيز الموجود في إحصائية *DW* و الناتج عن الأثر الديناميكي الموجود في النموذج، و الفرضية المعدومة لهذا الاختبار هي **الاستقلال الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى**

و الإحصائية المحسوبة لهذا الاختبار هي[1]:

$$h = \left(1 - \frac{DW}{2}\right)\sqrt{\frac{NT}{1 - NT \times Var(\hat{\beta})}} \xrightarrow{asy} N(0.1)$$

حيث أن NT يمثل حجم العينة.

[1] *Damodar N.Gujarati, Traduction par Bernard Bernier, Econométrie , 4 éme édition, université de Bruxelles, 2004, PP 675 et 676.*

فإذا كانت القيمة المحسوبة لهذا الاختبار h اكبر من القيمة المجدولة التي عادةً ما تكون 1.96 في حالة العينات الكبرى فإننا نرفض الفرضية المعدومة و يكون هناك ارتباط موجب للأخطاء من الدرجة الأولى.

ثانيا:اختبار إمكانية وجود أثر فردي في النموذج:

في البداية نعمل على اختبار مكانية و جود اثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة و يكون هذا على أساس اختبار من نوع فيشر الذي تكون فيه فرضية العدم تلاءم نموذج التجانس الكلي، أي عدم وجود أي أثر للأفراد في العينة المدروسة، و إحصائية هذا الاختبار هي[1] :

$$F(N-1\ ,\ \ NT-N-K)=\frac{(R^2_{MNC}-R^2_{MC})/(N-1)}{(1-R^2_{MNC})/(NT-N-K)}$$

حيث أن:

N: يمثل عدد الأفراد (في حالتنا هذه 8 الدول)

T: طول السلسلة الزمنية المقترحة للدراسة (في حالتنا هذه 27 سنة)

K: عدد المتغيرات الخارجية في النموذج (في حالتنا هذه 4)

R^2_{MC}: يمثل معامل التحديد المضاعف للنموذج المقيد أي في ظل فرضية العدم، في هذه الحالة هو نموذج بدون أثر أي نموذج التجانس الكلي (R^2_{MC}=0.9990).

R^2_{MNC}: يمثل معامل التحديد المضاعف للنموذج الغير مقيد أي في ظل الفرضية العكسية، في هذه الحالة يوافق نموذج الأثر الثابت(R^2_{MNC}=0.9992).

و عند تطبيق هذا الاختبار يعطي لنا قيمة لإحصائية فيشر المحسوبة قدرها $F_C = 7.285$ أما الإحصائية المجدولة فقد بلغت: $F(7\ ,\ 204) = 2.73$ و عليه نرفض الفرضية المعدومة و بمستوى معنوية 1% و نقول أن هناك اثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة.

و عند تطبيق هذا الاختبار يعطي لنا قيمة لإحصائية فيشر المحسوبة قدرها $F_C = 3.0446$ أما الإحصائية المجدولة فقد بلغت: $F(50\ ,\ 1313) = 1.52$ و عليه نرفض الفرضية المعدومة و بمستوى معنوية 1% و نقول أن **هناك أثر فردي** ضمن بيانات عينة الدراسة.

ثالثا: اختبار تحديد نوعية الأثر

[1] *William Greene,* ***Traduction de la 5 éme édition par Théophile Azomahou et Nicolas Coudec, économétrie****,* édition *française dirigée par Didier Schlacther , IEP Paris, Université Paris II, 2005, page 277.*

بعد إجراء اختبار فيشر والذي بين وجود الأثر الفردي سوف نقوم بتحديد نوعية الأثر وهذا باستعمال اختبار

هوسمن **(HausmanTest)** من اجل الاختيار بين نموذج الأثر الثابت أو الأثر العشوائي، و نتيجة هذا الاختبار هي:

نتيجة اختبار هوسمان (Hausman Test)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	39.134553	4	0.0000

** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LPIBHT_1	0.901470	0.996323	0.000523	0.0000
LS	0.019323	-0.000137	0.000028	0.0002
LH	0.068236	0.005456	0.000331	0.0006
L_CPOP_0_05_	-0.035420	-0.021757	0.000046	0.0437

إن الإحصائية المحسوبة لاختبار هوسمن $\chi_C^2 = 39.13$ كبيرة جداً مقارنةً بالإحصائية المجدولة $\chi_4^2 = 9.48$ و منه يمكننا رفض الفرضية المعدومة و الإقرار بان هناك ارتباط بين المتغيرات المفسرة و الأثر الفردي، و عليه يكون النموذج الملائم لبيانات عينة الدراسة هو من **نوع الأثر الفردي** و الذي يمنحنا مقدرات متسقة في هذه الحالة، و يعني هذا أن دول العينة تتفق من ناحية معاملات المتغيرات المفسرة و تختلف في قيم الثابت و هذا الاختلاف يتحدد على أساس قيم المتغيرات المفسرة لكل دولة.

رابعا: تقييم نموذج الأثر الفردي

على أساس نتائج الاختبارات السابقة، فإن النموذج الذي يتلاءم مع بيانات عينة دراستنا هو نموذج الأثر الفردي، بناءا على نتائج للتقديرات السابقة المبينة في الجدول رقم(51)، يكتب النموذج على النحو التالي:

$$lpibh_{it} = 0.658 + 0.019ls_{it} + 0.068lh_{it} + 0.901lpibh_{it-1} - 0.035l(n+0.05) + e_{it}$$

الفرع الأول: التقييم الاقتصادي

نلاحظ أن إشارة مقدرة معلمة **الادخار المحلي الحقيقي** موجبة وهذا يلائم النظرية الاقتصادية، حيث أن زيادة معدل الادخار المحلي الحقيقي ب1 % تؤدي إلى زيادة حصة الفرد من الناتج بـ 0.019%.

كما وجدنا علاقة موجبة **بين رأس المال البشري** و مستوي حصة الفرد من الناتج، حيث أن زيادة رأس المال البشري ب1 % تؤدي إلى زيادة حصة الفرد من الناتج بـ 0.068%، وهذا مالا يتعارض والنظرية الاقتصادية، وذلك لأن الاستثمار في رأس المال البشري(التعليم وتدريب القوى العاملة) من المقومات الأساسية للنمو، حيث أن الإنفاق على الرأس المال البشري يعتبر ادخارا في حد ذاته لأنه يعمل على تحفيز أنشطة البحث والتطوير مستقبلا من خلال نوعية تكوين عمال وباحثين وتقنيين ومهندسين أكفاء يساهمون بدرجة كبيرة في زيادة النمو على المدى الطويل.

كما تشير مرونة **مستوي حصة الفرد من الناتج المحلي للسنة الماضية** (0.901) إلى التأثر الكبير للناتج بالنسبة لهذا المتغير، وهذا مالا يتعارض والنظرية الاقتصادية لأن النمو الاقتصادي هو ظاهرة تراكمية.

بالإضافة إلى ما سبق، نلاحظ أن مرونة **معدل النمو السكاني** هي(−0.035) مما يعني أن زيادة النمو السكاني بـ 1 % تؤدي إلى انخفاض حصة الفرد من الناتج وهذا مالا يتعارض والنظرية الاقتصادية.

وعليه فان اختيار نموذج الأثر الفردي الثابت هو الأنسب في تحليل و دراسة هذا النوع من الظواهر.

الفرع الثاني: التقييم الإحصائي

من خلال نتائج اختبارات(**Student**) للمعنوية الإحصائية لمقدرات معالم النموذج، نلاحظ قبولها إحصائيا عند مستوى المعنوية الإحصائية(5%). كذلك يشير اختبار(**Fisher**) لمعنوية النموذج الكلية إلى قبول القوة التفسيرية لهذا النموذج(5%). كما أن قيمة معامل التحديد المضاعف قد بلغت(R^2=0.99) وهي قيمة ممتازة، وعلى أساس هذه النتيجة فإن 99% من نصيب الفرد من الدخل الإجمالي يتحدد ضمن المتغيرات المستقلة للنموذج.

كما أن إحصائية اختبار دربن واستن(**DW**) تشير إلى وجود ارتباط ذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى مما يجعل مقدرات المعالم غير متسقة(**Non convergents**).

خامساً: تقدير العلاقة طويلة الأجل:

من أجل تقدير العلاقة طويلة الآجل، يجب في البداية أن نختبر استقرارية متغيرات النموذج فإذا كانت هذه المتغيرات مستقرة عند نفس الفرق فعند إذن نختبر إمكانية التكامل المشترك لهذه المتغيرات، فإذا كانت هذه المتغيرات في حالة تكامل مشترك، نقوم بتقدير العلاقة طويلة الآجل.

أولا: اختبار استقرارية متغيرات النموذج

بغرض اختبار استقرارية السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج نستعمل الاختبارات الإحصائية التالية: اختبار(**Levin, Lin et Chu**)، اختبار(**Breitung**)، اختبار(**Im, Pesaran et Shin**)، اختبار(**et Wu Maddala**[1]) وكانت النتائج مبينة في الجدول التالي:

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي.

Panel unit root test: Summary
Series: LPIBH
Date: 01/13/16 Time: 16:38
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.77946	0.2179	8	200
Breitung t-stat	2.20685	0.9863	8	192
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.56813	0.7150	8	200
ADF - Fisher Chi-square	18.0236	0.3225	8	200
PP - Fisher Chi-square	12.0859	0.7380	8	208

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

[1] هذا الاختبار يوافق اختبار ADF-Fisher Chi-square.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي عند الفرق الأول.

Panel unit root test: Summary
Series: D(LPIBH)
Date: 01/13/16 Time: 16:40
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	3.08782	0.9990	8	192
Breitung t-stat	-2.51654	0.0059	8	184
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.80127	0.0025	8	192
ADF - Fisher Chi-square	34.7971	0.0042	8	192
PP - Fisher Chi-square	140.236	0.0000	8	200

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

على أساس النتائج المتحصل عليها فإن المتغيرة: *lpibh* غير مستقرة في مستواها باستعمال أغلب الاختبارات السابقة وبمستوى معنوية 5%، غير أنها استقرت عند الفرق الأول باستعمال أربعة اختبارات إحصائية عند مستوى الدلالة 5%.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة الادخار المحلي الحقيقي.

Panel unit root test: Summary
Series: LS
Date: 01/13/16 Time: 16:48
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.36556	0.0860	8	200
Breitung t-stat	-3.96577	0.0000	8	192
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.55207	0.0603	8	200
ADF - Fisher Chi-square	23.1917	0.1087	8	200
PP - Fisher Chi-square	22.7545	0.1205	8	208

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة معدل الادخار المحلي الحقيقي عند الفرق الأول.

Panel unit root test: Summary
Series: D(LS)
Date: 01/13/16 Time: 16:49
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.60792	0.0000	8	192
Breitung t-stat	-4.19877	0.0000	8	184
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-8.73312	0.0000	8	192
ADF - Fisher Chi-square	92.7043	0.0000	8	192
PP - Fisher Chi-square	120.771	0.0000	8	200

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

على أساس النتائج المتحصل عليها فإن المتغيرة: *ls* غير مستقرة في مستواها باستعمال أغلب الاختبارات السابقة وبمستوى معنوية 5%، غير أنها استقرت عند الفرق الأول باستعمال كل اختبارات جذر الوحدة و عند مستوى معنوية **5%**.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة رأس المال البشري.

Panel unit root test: Summary
Series: LH
Date: 01/13/16 Time: 16:45
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.74837	0.0402	8	200
Breitung t-stat	-0.21581	0.4146	8	192
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.55077	0.2909	8	200
ADF - Fisher Chi-square	22.0816	0.1406	8	200
PP - Fisher Chi-square	35.4760	0.0034	8	208

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة رأس المال البشري

Panel unit root test: Summary
Series: D(LH)
Date: 01/13/16 Time: 16:46
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	4.81443	1.0000	8	192
Breitung t-stat	4.09480	1.0000	8	184
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	3.07910	0.9990	8	192
ADF - Fisher Chi-square	7.90923	0.9515	8	192
PP - Fisher Chi-square	11.3308	0.7886	8	200

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

على أساس النتائج المتحصل عليها فإن المتغيرة: lh غير مستقرة في مستواها باستعمال أغلب الاختبارات السابقة وبمستوى معنوية 5%، كما أنها لم تستقر عند الفرق الأول باستعمال كل اختبارات جذر الوحدة و عند مستوى معنوية **5%**.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي بتأخير سنة.

Panel unit root test: Summary
Series: LPIBHT_1
Date: 01/13/16 Time: 16:50
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.09639	0.4616	8	200
Breitung t-stat	2.72297	0.9968	8	192
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.60582	0.9458	8	200
ADF - Fisher Chi-square	9.19641	0.9051	8	200
PP - Fisher Chi-square	14.1393	0.5883	8	208

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي بتأخير سنة عند الفرق الأول.

Panel unit root test: Summary
Series: D(LPIBHT_1)
Date: 01/13/16 Time: 16:51
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	0.84777	0.8017	8	192
Breitung t-stat	-1.27795	0.1006	8	184
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.18596	0.0007	8	192
ADF - Fisher Chi-square	38.2462	0.0014	8	192
PP - Fisher Chi-square	142.809	0.0000	8	200

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

على أساس النتائج المتحصل عليها فإن المتغيرة: $lpibh_{t-1}$ غير مستقرة في مستواها باستعمال أغلب الاختبارات السابقة وبمستوى معنوية 5%، غير أنها استقرت عند الفرق الأول باستعمال أغلب اختبارات جذر الوحدة و عند مستوى معنوية **5%**.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة عدد السكان L(n+0.05).

Panel unit root test: Summary
Series: L_CPOP_0_05_
Date: 01/13/16 Time: 16:42
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.94576	0.0000	8	200
Breitung t-stat	-1.58146	0.0569	8	192
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.7922	0.0000	8	200
ADF - Fisher Chi-square	161.543	0.0000	8	200
PP - Fisher Chi-square	13.8492	0.6099	8	208

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

نتائج اختبار استقرارية لسلسلة عدد السكان L(n+0.05) عند الفرق الأول.

Panel unit root test: Summary
Series: D(L_CPOP_0_05_)
Date: 01/13/16 Time: 16:44
Sample: 1986 2012
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-4.14981	0.0000	8	192
Breitung t-stat	-5.56057	0.0000	8	184
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-6.24417	0.0000	8	192
ADF - Fisher Chi-square	69.8611	0.0000	8	192
PP - Fisher Chi-square	135.751	0.0000	8	200

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

كل الاختبارات المستعملة تتوزع حسب التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.

ثانيا:نتائج اختبار بدروني (Pedroni) للتكامل المشترك

على أساس أن المتغيرات: $lpibh_{-1}$ ،lS_k ،$l((n+0.05)$ ،$lpibh$ مستقرة عند فروقها الأولى أي عند نفس المستوي وبالتالي فإنه من المناسب البحث عن علاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات، و لكن في البداية من الواجب اختبار إمكانية تحقق هذه العلاقة و من اجل ذلك فإننا نستعمل اختبار (Pedroni) بدروني للتكامل المشترك و نتيجة هذا الاختبار في الجدول رقم 35.

نتائج اختبار (Pedroni) بدروني للتكامل المشترك.

Pedroni Residual Cointegration Test
Series: LPIBH LS L_CPOP_0_05_ LPIBHT_1
Date: 01/13/16 Time: 17:02
Sample: 1986 2012
Included observations: 216
Cross-sections included: 8
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: Deterministic intercept and trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	5.201606	0.0000	4.130393	0.0000
Panel rho-Statistic	-3.419887	0.0003	-3.202808	0.0007
Panel PP-Statistic	-9.153759	0.0000	-8.742994	0.0000
Panel ADF-Statistic	-2.746891	0.0030	-2.954466	0.0016

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	-2.353391	0.0093
Group PP-Statistic	-9.309034	0.0000
Group ADF-Statistic	-2.315038	0.0103

Cross section specific results

Phillips-Peron results (non-parametric)

Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs
1	-0.102	0.000260	0.000206	3.00	26
2	-0.178	0.000613	0.000579	2.00	26
3	0.064	9.54E-05	9.79E-05	1.00	26
4	0.176	0.001485	0.001417	1.00	26
5	-0.217	0.001132	0.001314	2.00	26
6	-0.040	0.001035	0.001098	1.00	26
7	-0.194	0.001064	0.001108	1.00	26
8	-0.003	0.000313	0.000313	0.00	26

Augmented Dickey-Fuller results (parametric)

Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs
1	-0.295	0.000262	1	--	25
2	-0.301	0.000589	1	--	25
3	-0.049	9.71E-05	1	--	25
4	0.002	0.001468	1	--	25
5	-0.021	0.001140	1	--	25
6	0.145	0.000906	1	--	25
7	0.006	0.000862	1	--	25
8	0.104	0.000246	1	--	25

إن نتائج الاختبار في الجدول أعلاه تؤكد على رفض فرضية العدم لهذا الاختبار و المتضمنة لعدم وجود تكامل مشترك و بالتالي تؤكد على أن المتغيرات المستخدمة في النموذج هي في حالة تكامل مشترك.

نتائج اختبار كاو للتكامل المشترك.

Kao Residual Cointegration Test
Series: LPIBH LS LPIBHT_1 L_CPOP_0_05_
Date: 01/13/16 Time: 17:06
Sample: 1986 2012
Included observations: 216
Null Hypothesis: No cointegration
Trend assumption: No deterministic trend
User-specified lag length: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

	t-Statistic	Prob.
ADF	-6.622396	0.0000
Residual variance	0.001455	
HAC variance	0.000753	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID)
Method: Least Squares
Date: 01/13/16 Time: 17:06
Sample (adjusted): 1988 2012
Included observations: 200 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.875367	0.099550	-8.793213	0.0000
D(RESID(-1))	-0.174025	0.066695	-2.609270	0.0098

R-squared	0.565923	Mean dependent var	-6.74E-05
Adjusted R-squared	0.563731	S.D. dependent var	0.047363
S.E. of regression	0.031284	Akaike info criterion	-4.081494
Sum squared resid	0.193776	Schwarz criterion	-4.048511
Log likelihood	410.1494	Hannan-Quinn criter.	-4.068146
Durbin-Watson stat	1.909277		

كما أثبت اختبار كاو أن هناك تكامل مشترك بين المتغيرات $lpibper$ ، $lpibh_p$ ، lk ، $\ln(n+0.05)$ عند مستوى معنوية 5%، و يمكننا تقدير العلاقة طويلة الأجل،و تصبح عندئذٍ العلاقة المقدرة بين السلاسل ذات التكامل المشترك ضمن النموذج محل الدراسة تمثل علاقة توازن هيكلية على المدى البعيد و ليست انحدار زائف، و يسمى النموذج المقدر بنموذج أشعة تصحيح الخطأ **(VECM)**.

و بغرض تقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM) للعلاقة طويلة الأجل فإننا نستعمل طريقة FMOLS و DOLS المطور من طرف (Pedroni-2000) و تتميز هذه الطريقة بقدرتها على التعامل مع داخلية المتغيرات التفسيرية الارتباط الذاتي للأخطاء و عدم ثبات التباين المحتمل للمعاملات على المدى البعيد، و تمنحنا هذه الطريقة مقدرات غير متحيزة تقريبياً و بأقل تباين و بالتالي فهي متسقة.

ثالثا: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة FMOLS

إن تقدير النموذج باستعمال المتغيرات التي أبدت قدرة على التكامل المشترك فقط و بطريقةFMOLS أعطى لنا النتائج التالية:

نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة FMOLS.

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)
Date: 01/15/16 Time: 18:03
Sample (adjusted): 1987 2012
Periods included: 26
Cross-sections included: 8
Total panel (balanced) observations: 208
Panel method: Grouped estimation
Cointegrating equation deterministics: C
Regressor equations estimated using differences
Additional regressor deterministics: @TREND DLPIBH DLS DL_CPOP_0_05_
Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Integer Newey-West fixed bandwidth)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBHT_1	0.882875	0.016515	53.45832	0.0000
LS	0.094165	0.011495	8.191564	0.0000
L_CPOP_0_05_	-0.061560	0.006578	-9.358720	0.0000

R-squared	0.634465	Mean dependent var	7.943177
Adjusted R-squared	0.615910	S.D. dependent var	1.094786
S.E. of regression	0.678493	Sum squared resid	90.68959
Long-run variance	0.000353		

في الجدول أعلاه نلاحظ أن كل مقدرات المعلمات مقبولة من وجهة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، كما أن إشاراتها تتوافق مع الطرح النظري فهي مقبولة من وجهة اقتصادية، بالإضافة إلى ذلك فان معامل التحديد المعدل قد بلغ القيمة 0.62 مما يعني أن 62% من تباين المتغيرة الداخلية مفسرة على أساس متغيرات النموذج بمعنى آخر أن 62% من حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي مشروحة على أساس معدل الادخار المحلي الحقيقي، و حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي لفترة تأخر واحدة، ومعدل النمو السكاني.

فبالنسبة لمقدرة حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي لفترة تأخر واحدة لاحظنا أن قيمة هذه المقدرة كبيرة (0.88) مما يدل على أن النموذج الديناميكي يناسب وطبيعة البيانات الممثلة للدراسة. أما بالنسبة لمقدرة معلمة معدل الادخار الحقيقي(lS) فقد ارتفعت قيمتها مقارنة بالتقديرات السابقة مما يدل على تأثيرها في تحديد حصة الفرد من الناتج المحلي على المدى البعيد. أما بالنسبة لمقدرة معلمة النمو السكاني($l(n+0.05)$) فقد بينت تأثيرها في تحديد حصة الفرد من الناتج المحلي على المدى البعيد حيث زيادتها تؤدي إلى انخفاض حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي وهذا مقبول اقتصاديا.

رابعا: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة DMOLS

إن تقدير النموذج باستعمال المتغيرات التي أبدت قدرة على التكامل المشترك فقط و بطريقة DMOLS أعطى لنا النتائج التالية:

نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ بطريقة DMOLS

Dependent Variable: LPIBH
Method: Panel Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 01/15/16 Time: 17:20
Sample: 1986 2012
Periods included: 27
Cross-sections included: 8
Total panel (balanced) observations: 216
Panel method: Grouped estimation
Cointegrating equation deterministics: C
Static OLS leads and lags specification
Long-run variances (Prewhitening with lags = 1, Bartlett kernel, Integer Newey-West fixed bandwidth) used for individual coefficient covariances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBHT_1	0.934535	0.024303	38.45296	0.0000
LS	0.076145	0.016509	4.612369	0.0000
L_CPOP_0_05_	-0.063367	0.009342	-6.782805	0.0000

R-squared	0.745341	Mean dependent var	7.936599
Adjusted R-squared	0.732919	S.D. dependent var	1.096945
S.E. of regression	0.566900	Sum squared resid	65.88198
Long-run variance	0.000978		

في الجدول أعلاه نلاحظ أن كل مقدرات المعلمات مقبولة من وجهة إحصائية عند مستوى معنوية 5%، كما أن إشاراتها تتوافق مع الطرح النظري فهي مقبولة من وجهة اقتصادية، بالإضافة إلى ذلك فان معامل التحديد المعدل قد بلغ القيمة 0.73 مما يعني أن 73% من تباين المتغيرة الداخلية مفسرة على أساس متغيرات النموذج بمعنى آخر أن 73% من حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي مشروحة على أساس

معدل الادخار المحلي الحقيقي، و حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي لفترة تأخر واحدة، ومعدل النمو السكاني.

فبالنسبة لمقدرة حصة الفرد من إجمالي الناتج الحقيقي لفترة تأخر واحدة لاحظنا أن قيمة هذه المقدرة كبيرة (0.93) مما يدل على أن النموذج الديناميكي يناسب وطبيعة البيانات الممثلة للدراسة، أما بالنسبة لمقدرة معلمة معدل الادخار الحقيقي(lS) فقد ارتفعت قيمتها مقارنة بالتقديرات السابقة مما يدل على تأثيرها في تحديد حصة الفرد من الناتج المحلي على المدى البعيد. أما بالنسبة لمقدرة معلمة النمو السكاني($l(n+0.05)$) فقد بينت تأثيرها في تحديد حصة الفرد من الناتج المحلي على المدى البعيد، حيث أن زيادتها تؤدي إلى انخفاض حصة الفرد من إجمالي الناتج المحلي وهذا مقبول اقتصاديا. و يعزي سبب انخفاض في قيمة المرونات خاصة مرونة معدل الادخار المحلي الحقيقي إلى التباين الكبير بين بعض دول العينة، فهناك بعض الدول عانت خلال فترة الدراسة من معدلات نمو اقتصادي سالبة ومعدلات ادخار محلي سالبة، ومن أمثلة هذه الدول مصر وبالمقابل نلاحظ أن هناك بلدان حققت معدلات نمو وادخار كبيرة مثل السعودية والجزائر.

قائـمة المراجـع

المراجع بالعربيـة:

– إمتثال محمد حسن، محمد علي محمد أحمد، **مبادئ الاستدلال الإحصائي**، الإسكندرية، الدار الجامعية، 2000.

– أموري هادي كاظم الحسناوي، **طرق القياس الاقتصادي**، دار وائل للنشر والتوزيع، عمان الأردن، 2002.

– تومي صالح، **مدخل لنظرية القياس الاقتصادي**، الجزء الأول، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 1999

–حسام علي داود وخالد محمد السواعي، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق باستخدام برنامج Eviews 7** ، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، عمان "الأردن"، 2013.

–دومينيك سالفادور، **ملخصات شوم نظريات ومسائل في الإحصاء والاقتصاد القياسي**، ترجمة: سعدية حافظ منتصر، الدار الدولية للنشر والتوزيع، مصر، بدون سنة نشر.

–شيخي محمد، **طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات**، دار الحامد للنشر والإشهار، الجزائر، 2012.

–عبد العزيز شرابي، **طرق إحصائية للتوقع الاقتصادي**، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2000، ص43.

–عبد القادر محمد عبد القادر عطية، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، 2005.

–عبد المحمود محمد عبد الرحمان، **مقدمة في الاقتصاد القياسي**، عمادة شؤون المكتبات، الرياض، المملكة العربية السعودية، 1995.

–عبد المحمود محمد عبد الرحمن، مقدمة في الاقتصاد القياسي، جامعة ملك سعود الرياض، 1997

–مجيد علي حسين وعفاف عبد الجبار، **الاقتصاد القياسي: النظرية والتطبيق**، الطبعة العربية، دار اليازوزي العلمية للنشر والتوزيع، الأردن، 2007.

–محمد صالح تركي القريشي، **مقدمة في الاقتصاد القياسي**، مؤسسة الوراق للنشر عمان، 2004.

– محمد عبد السميع عناني، **التحليل القياسي والاحصائي للعلاقات الاقتصادية مدخل حديث باستخدام"SPSS"**، الدار الجامعية الإسكندرية، 2008 .

– محمود محمود عطوة، **الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق**، المكتبة العصرية المنصورة "مصر"، 2002.

– مكيد علي، **الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة**، ديوان المطبوعات الجامعية ، الجزائر.

– نعمة الله نجيب إبراهيم، **مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي**، مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية، 200.

– هاري كلجيان ووالاس أوتس، **مقدمة في الاقتصادي القياسي: المبادئ والتطبيقات**، دار النشر العلمي والمطابع الرياض، المملكة العربية السعودية، 1995.

– وليد إسماعيل السيفو وفيصل مفتاح وآخرون، **مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي**، الأهلية للنشر والتوزيع، المملكة الأردنية، عمان، 2007.

– وليد إسماعيل السيفو وأحمد محمد مشعل، **الاقتصاد القياسي التحليلي بين النظرية والتطبيق**، دار مجدلاوي للنشر والتوزيع، عمان الأردن، 2003.

المراجع باللغة الأجنبية:

- Agung, I Gustingurah, **Time Series Analysis Using Eviews**, Wiley, 2009.
- Asteriou, Dimitrios And Hall, Stephen G,**Applied Econometrics: Modem Aproach**, Palgrave, Revised Edition,2007.
- BENDIB. R, Econométrie, **théorie et Application**, OPU, Alger, 2001.
- Bernard Bercu, Patrick Pamphile : **«Probabilities et Applications »**, Ediscience international, Paris, 1996.
- Bernard Delyon **: «Régression»**, Cours de deuxième année de master, Université Rennes I, 2013.

  CADORET. I, et BENJAMIN. C et autre, **Econométrie appliquée : méthodes, application corrigés**, De Boeck, Bruxelles.

-Christophe Hurlin et Valérie Mignon, **« une synthèse des testes de Cointegration sur données de Panel»**, université d'Orléans, novembre 2006.

- Christophe Hurlin, **« l'économétrie des données de Panel Modèles linéaires simple »**, université d'Orléans, 2005.
- Collins S. and Bosworth B., **« Economic growth in Asia : Accumulation versus assimilation »**, Brookings papers on economic, 1996, PP 135-203.
- Damodar N.Gujarati, Traduction par Bernard Bernier, **« Econométrie »**, 4 éme édition, université de Bruxelles, 2004
- DICKEY D.A , FULLER W.A. **Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root, Econometrica**, Vol 49, 1981.
- DICKEY D., FULLERW., **« Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root »**, Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, n°366, 1979.
- George Bresson ; alain pirotte : **économétrie des Séries temporelles** , PUF ; 1er édition , paris 1995 .
- GREENES. W, **Econométrie, Pearson**, France, 2005.
- GUJARATI. N. D, **Econométrie, De Boeck**, Bruxelles, 2004.

- J. Paul Tsasa: **«Econométrie 1 – Manuel d'exercices»** , Université Protestante au Congo Centre Congolais-Allemand de Microfinance, 2011.
- Jean Louis Brillet ; **Modélisation économétrique principe et technique,** économica 1994,p86,87.
- Jeffrey M. Wooldridge: **«Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data»**, The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.
- JOHNSTON. J, DINARDO. J, **Méthodes économétrique**, Economica, Paris, 1999.
- KRIAA farouk, **Modélisation Econométrique, Cours et Exercices Corrigé.**
- Lllen, Geofrey, P. And Fildes, Robert, **« Econometric Forcasting », Principles Of Forcasting** : Altandbook For Researchers And Practitionsers, 2001.
- MICHELE Cohen / JACQUELINE Pradel , **Théorie et Techniques De Base Méthode D'utilisation Exercices**, paris, 1998.
- Murat Yıldızoglu, **« Modélisation de la dynamique économique I Sources de la croissance économique»**, université de Montesquieu Bordeaux IV-France, Décembre 2007.
- Murray R. Spiegel : «Statistique » DUNOD, Paris, 2002
- Nazrul Islam, **« Growth empirics: A panel data approach »**, Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, N° 443, PP. 1127-1170, Novembre 1995.
- Patrick Sevestre, **« économétrie des données de Panel »**, Dunod, Paris, 2002.
- Paul M. Romer, **« Increasing returns and long Run Growth** », Journal of Political Economy, Vol. 94, N°5, PP. 1002-1037, 1986.
- PHILIPPE Dechamps, **Cours D'econométrie**, Suisse, 2006.
- PHILIPPE Casin, **Econométrie Méthode et applications avec Eviews**, Edition TECHNIP,Paris, 2009.
- Phillips Peter C. B., & Perron Pierre, **Testing for a unit root in time series regression** ,*Biometrika*, Vol 75, Jun 1988, p346.
- R.CARTER HILL /WILLIAME GRIFITHS/GUAY C.LIM, **Principles Of Econometrics**, Fourth Edition.
- Rebelo S., **« Long Run Policy Analysis and Long run Growth », Journal of Political Economy**, Vol. 99, N°3, PP. 500-521, 1991.
- REGIS BOURBONNAIS, **Econométrie**, 9e édition, Dunod, 2009, Paris.
- Ricco Rakotomalala: **«Analyse de corrélation Étude des dépendances - Variables quantitatives»**, Version 1.0, Université Lumière Lyon 2, 2012.

- SAMIR GHAZOUANI/ MOHAMED GOAIED, **Econométri** Eléments De COURS et Exercices Corrigés, TOME 1, Edition C.L.E, Tunis, 2015.
- **Series** with a unit root, Journal of the american statistical association, Vol. 74, n°366, 1979 .
- Steve Ambler : **«Introduction à l'économétrie Notes sur les modèles de régression non linéaires»**, département des sciences économiques, Ecole des sciences de la gestion, Université du Québec à Montréal, 2013.
- Terence C. Mills and Kerry Patterson: **«Palgrave Handbook of Econometrics»**, Volume 2: Applied Econometrics, Macmillan, 2009.
- William Greene, Traduction de la 5 éme édition par Théophile Azomahou et Nicolas Coudec**, «Econométrie»**, édition française dirigée par Didier Schlacther, IEP Paris, Université Paris II, 2005.
- Yves Croissant, **«Les données de panel»**, 29 Novembre 2005.