الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة طاهري محمد بشار
كلية العلوم الاقتصادية والتجارية، وعلوم التسيير
قسم العلوم المالية و المحاسبة

مطبوع بيداغوجي حول:

خطوات بناء النماذج القياسية

مدعم بأمثلة على برنامج **eviews**

موجه لطلبة سنة أولى ماستر محاسبة و جباية معمقة

أستـــاذة المقيـــاس / مـــوري سـميـة

2022 – 2021

فهرس المحتويات:

قـــــــائـــــمـــــة الـــمـــحـــتـــويـــات	الصفحة
قـــائمة المحتويات	
قائمة الجداول	
قائمة الأشكال	
المحـــاضـــرة رقـــم 01 : مدخل و مفاهيم حول الاقتصاد القياسي.	1
المحـــاضـــرة رقـــم 02 : نماذج الإنحدار .	20
المحـــاضـــرة رقـــم 03 : السلاسل الزمنية.	22
المحـــاضـــرة رقـــم 04 : اختبارات التكامل المشترك.	50
المحـــاضـــرة رقـــم 05 : نموذج تصحيح الخطأ	71
المحـــاضـــرة رقـــم 06 : اختبارات السببية و تحليل دوال الاستجابة الدفعية.	84
المحـــاضـــرة رقـــم 07 : نماذج التنبؤ: نموذج بوكس جنكيز	94

قائمة الجداول

رقـــــم الجدول	عنـــــــــوان الجدول	الصفحة
1	احصائيات سعر الفائدة و الكتلة النقدية في الجزائر	24
2	احصائيات عن الانفاق العام ،معدل البطالة و الناتج المحلي الاجمالي	29
3	احصائيات حول الانفاق الحكومي و الناتج المحلي الاجمالي	39
4	احصائيات بين سعر البترول و سعر الصرف	42
5	احصائيات سعر البترول،الناتج الخام و معدل البطالة	63
6	احصائيات الناتج الداخلي الخام و تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر	73
7	احصائيات الناتج المحلي،سعر البترول و الاستثمار الاجنبي	79
8	أثر صدمة في البواقي على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات التابعة.	86
9	احصائيات عن معدل البطالة،معدل الدخل الفردي الحقيقي،الناتج المحلي الحقيقي	86
10	احصائيات حول معدل التضخم	98
11	قيم المعايير MAIC , MSC, MHQ	101
12	تقدير النموذج الثاني لاختبار ADF للسلسة INF_t	103
13	تقدير النموذج الأول لاختبار ADF للسلسلة INF_t	103
14	المعاملات الشهرية لمستعملة في نزع المركبات الفصلية	104
15	تقدير النموذج الثالث لاختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$	107
16	نتائج اختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$	108
17	تمثيل السلسلة $DINFSA_t$	110
18	نتائج اختبار ADF للسلسلة $DINFSA_t$	110
19	نتائج تقدير نموذج المعرف للسلسلة $DINFSA_t$	112
20	دالة الارتباط الذاتي للبواقي المقدرة	114
21	المستويات المتوقعة في الجزائر للفترة من جوان 2005 إلى ماي 2006	116

قائمة الأشكال

رقم الشكل	عنوان الشكل	الصفحة
1	خطوات بناء نموذج القياس الاقتصادي	4
2	خطوات بناء نموذج القياس الاقتصادي(2)	5
3	منهجية بوكس جنكيز	97
4	نظرة عامة حول بيانات السلسلة (INF)	98
5	التمثيل البياني للسلسلة $INFSA_t$.	105
6	تمثيل السلسلة $DINFSA_t$	109
7	مقارنة بين السلسلة الأصلية والمقدرة لـ $DINFSA_t$	113
8	معدلات تنبؤية لمعدل التضخم بالجزائر	117

تقديم عام

يستند الاقتصاد القياسي على الاساليب الاحصائية لتقدير العلاقات الاقتصادية و اختبار النظريات الاقتصادية و تقييم و تنفيذ سياسة الحكومة و رجال الاعمال و كذا التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية الكلية المهمة كأسعار الفائدة و معدلات التضخم و الناتج المحلي الاجمالي، و لعل هاته الاهمية جعلت الاقتصاد القياسي يحتل اهمية بالغة في الابحاث الاكاديمية لما له من دور مهم في ايجاد مقاربة او توافق للنظرية الاقتصادية .

ان اهمية الاقتصاد القياسي كفرع منفصل عن الاحصاء الرياضي و استخدام اساليبه لايضاح و تقدير العلاقات الاقتصادية اضحت اهمية بالغة لدى الافراد اثناء قيامهم بانشطتهم كادارة المحافظ الاستثمارية و ادارة المخاطر و تحليل الاوراق المالية و غيرها من النشاطات و ذلك باستخدام مختلف البرامج الاحصائية في مجال الاقتصاد القياسي كبرنامج Eviews Spss.

لقد جاء هذا المطبوع كدليل بسيط للمبتدء في استخدام Eviews الموجه لطلبة السنة أولى ماستر محاسبة و جباية معمقة و طلبة السنة أولى ماستر مالية و حسب ما هو مقرر في البرنامج من أجل إزالة اللبس و المساعدة على الفهم من خلال التطبيقات و الأمثلة العملية على البرنامج القياسي كما يوفر المطبوع دليل عملي و تطبيق لكل باحث و منجز لدراسة قياسية حيث يساعده و يرافقه خطوة بخطوة حتى إثبات أو نفي العلاقة الاقتصادية المراد اختبارها.

إن الاقتصاد القياسي بحر شاسع و هذا المطبوع جزء بسيط من ثنايا هذا العلم الذي اضحى ضروري للخروج من الواقع النظري إلى التطبيقي و محاولة استخدام علاقاته من أجل الاستشراف و بناء السياسات الاقتصادية للدول التي اضحت تهتم بهذا العلم أ كثر مما مضى على أمل أن يساعدها في تحسين أداء اقتصادياتها.

المحاضرة الأولى: مدخل و مفاهيم حول الاقتصاد القياسي.

تستعمل طرق القياس الاقتصادي لتقدير معالم النموذج ، اختبار الفرضيات الموضوعة حول النموذج، و تعميم التنبؤات من هذا الأخير. فبناء نموذج القياس الاقتصادي يعتبر فنا ، تماما مثلما نستعمل معلومات الهندسة المعمارية لتهيئة البنايات.

1. تعريف الاقتصاد القياسي: (Definition of Econometric)

كلمة **إقتصاد قياسي** بالإنجليزية (Econometrics) : مكونة من مقطعين ECONO : مشتقة من **إقتصاد** و METRICS مشتقة من كلمة **قياس**.

والاقتصاد القياسي(Econometrics) فرع من فروع علم الاقتصاد الذي يختص بالقياس (التقدير) الكمي للعلاقة بين المتغيرات مستخدما النظرية الاقتصادية والرياضيات والأساليب الإحصائية ، بهدف اختبار النظريات الاقتصادية المختلفة من ناحية ومساعدة رجال الأعمال والحكومات في اتخاذ القرارات ووضع السياسات من ناحية أخرى ، يمكن أن نميز بين:

1- الاقتصاد القياسي النظري: و الذي يهتم بدراسة و تطوير الطرق و الأساليب الإحصائية الخاصة بقياس العلاقات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج الاقتصادي القياسي.

2- الاقتصاد القياسي التطبيقي: و الذي يختص بتطبيق الطرق القياسية النظرية في مجال معين من مجالات النظرية الاقتصادية مثل الطلب، العرض، الإنتاج والاستهلاك وغيرها، و لعل الهدف من ذلك هو قياس العلاقات الاقتصادية في الواقع واختبار مدى التوافق بين النظرية والواقع، بالإضافة إلى التنبؤات الخاصة بتطور الظاهرة الاقتصادية في المستقبل.

2. أهداف الاقتصاد القياسي:(The Goals of Econometrics)

يهدف الاقتصاد القياسي إلي تحقيق ثلاثة أهداف رئيسية هي علي النحو التالي:

- اختبار النظرية الاقتصادية: تعتمد النظرية الاقتصادية في جزء كبير منها على طريقة الاستنباط في التوصل لنتائجها، و تبدأ طريقة الاستنباط من افتراضات مبسطة يضعها الباحث بهدف تبسيط الواقع ثم يستنبط منها فروضا مفسرة عادة ما تقدم تفسيرا للظاهرة الاقتصادية محل البحث، و يكمن دور الاقتصاد القياسي في القيام بمهمة القياس لغرض اختبار مدى صحة النظرية الاقتصادية.
- تفسير بعض الظواهر الاقتصادية: تتلخص مهمة الاقتصاد القياسي في قياس العلاقات الاقتصادية بغرض اختبارها، و عليه فإن القياس لا يمكن أن يتم إلا بناءا على نظرية، حيث تقدم هذه الأخيرة

العلاقات التي يمكن قياسها، و من ثم فإن مهمة النظرية الاقتصادية تأتي قبل مهمة الاقتصاد القياسي، كما تحدد النظرية الاقتصادية للباحث المتغيرات التي يتعين جمع البيانات بشأنها.

- التنبؤ بسلوك المتغيرات الاقتصادية: يساعد استخدام الطرق القياسية في تحديد القيم المتوقعة لبعض المتغيرات الاقتصادية في فترات مقبلة بالاعتماد على البيانات الواقعية المتاحة عن فترات ماضية، و يستفيد صانع القرار من عملية التنبؤ من أجل رسم خطط اقتصادية ملائمة و اتخاذ خطوات مبكرة لإنجاح الخطط الاقتصادية في المستقبل.
- وضع و تقييم السياسات الاقتصادية: يساعد الاقتصاد القياسي على تحديد القيم الرقمية لمعاملات العلاقات الاقتصادية، و التي تفيد في رسم سياسات اقتصادية سليمة.

3. مهام الاقتصاد القياسي:

تتمثل مهام الاقتصاد القياسي عامة بتحقيق ما يلي:

1ـــ تحديد النموذج الرياضي المناسب لتمثيل العلاقة أو العلاقات القائمة بين المتغيرات الاقتصادية المدروسة، إذ يجب على الباحث في هذه المرحلة وضع فروض النظرية الاقتصادية في نموذج رياضي عشوائي.

2ـــ تقدير معاملات أو ثوابت النموذج الرياضي المطبق. تبدأ هذه المهمة بجمع الإحصاءات الاقتصادية المناسبة بالدقة المطلوبة حول ظاهرة أو ظواهر يراد دراستها وتنتهي باستخدام الأساليب الإحصائية المناسبة لتقدير معالم النموذج الذي اختاره الباحث لتمثيل العلاقات بين المتغيرات.

3ـــ اختبار النموذج الرياضي العشوائي المطبق لمعرفة ما إذا كان يمثل فعلاً حقيقة الواقع المدروس أم أنه يجب على الباحث اختيار نموذج آخر أكثر واقعية. ويعتمد الباحث في اختيار النموذج المناسب على معايير اقتصادية، إذ من المفترض أن تنسجم قيم المعاملات المقررة في النموذج في طبيعتها وقيمها النسبية مع ما هو متوقع في إطار النظرية والفروض الاقتصادية التي تحكم الظواهر المدروسة. وكذلك من اختبارات فروض النموذج نفسها، ولاسيما تلك المتصلة بالحد العشوائي لمعرفة مدى انسجامها مع الواقع المدروس.

4. استخدام الاقتصاد القياسي:

تطور استعمال الاقتصاد القياسي مع تطور العلم نفسه ومع تغير المشكلات الاقتصادية. وبوجه عام فإن مجالات تطبيق طرق الاقتصاد القياسي هي:

1ـــ تحليل الدورات الاقتصادية التي تعرضت لها البلدان الرأسمالية ، وخاصة الولايات المتحدة في مطلع القرن العشرين، بهدف التنبؤ بمواعيدها والتصدي للأزمات الاقتصادية ومعالجتها أو التخفيف من حدتها قبل حدوثها وتقليص الخسائر الناجمة عنها

2ـــ أبحاث السوق وتحديد مرونة الطلب والعرض ، إذ من الثابت عموماً أنّ هناك علاقة عكسية بين سعر المنتج والكمية المطلوبة منه، وعلى صعيد أجهزة الدولة المسؤولة عن تخطيط عملية التنمية فإن هذا النوع من

الأبحاث ذو أهمية خاصة، إذ إن السياسات السعرية تؤلف أدوات لتوجيه أنماط الإنتاج والاستهلاك باتجاهات مرغوب فيها، مما يحتم ضرورة تعرُّف فعالية هذه الأدوات قبل استعمالها.

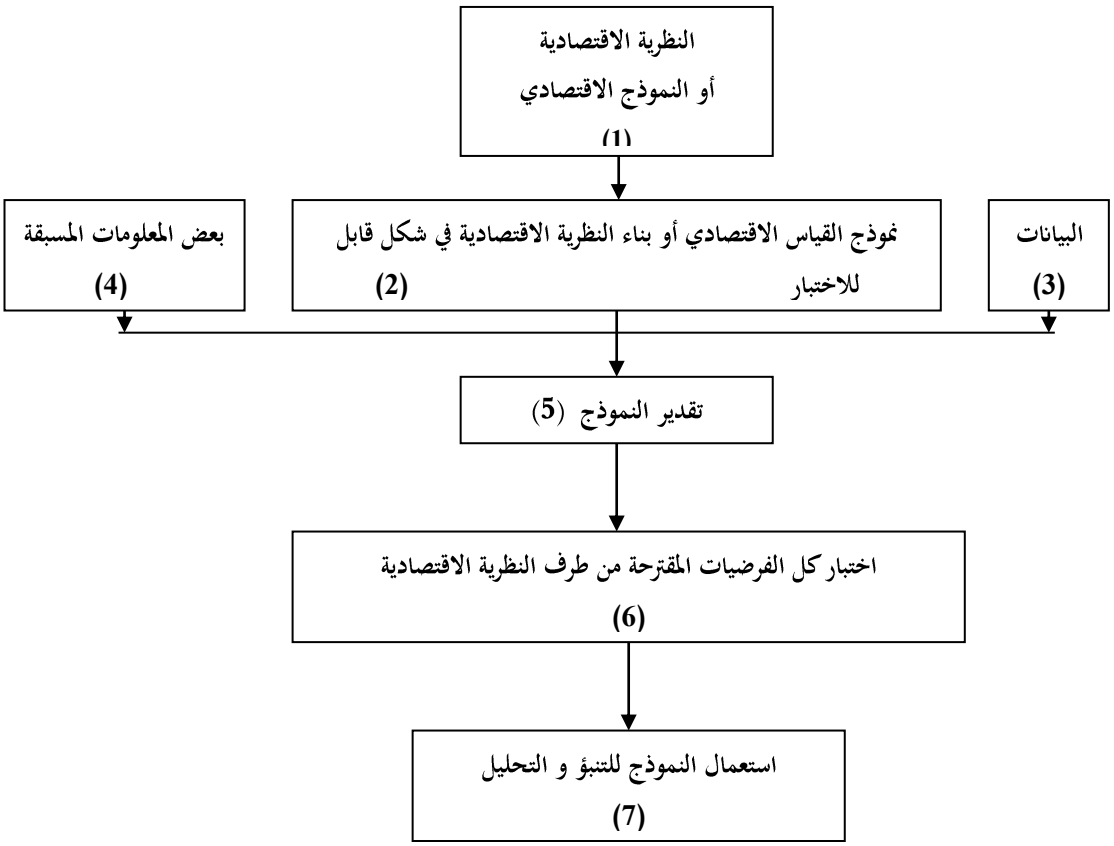
3ـــ دراسة مستويات الإنتاج وعلاقتها بالتكلفة ، إذ تبين هذه الدراسات الأهمية النسبية لكل عامل من عوامل الإنتاج في العملية الإنتاجية على صعيد المؤسسة وأهميته في النمو الاقتصادي على مستوى القطاع والمجتمع. أي تحديد مصادر النمو الاقتصادي في المجتمع ودور التطور التقني في ذلك.

4ـــ نظرية البرمجة التي تطبق تطبيقاً واسعاً على صعيد الوحدات **الإنتاجية** في البلدان **الرأسمالية والاشتراكية** وفي تخطيط الاقتصاد الاشتراكي الشامل. وفي إطار هذه النظرية يتم تحليل النشاطات الاقتصادية المتداخلة بهدف ضمان التوازن بين جميع الوحدات المستقلة المساهمة في العمليات **الإنتاجية** المترابطة.

5. مناهج البحث في القياس الاقتصادي:

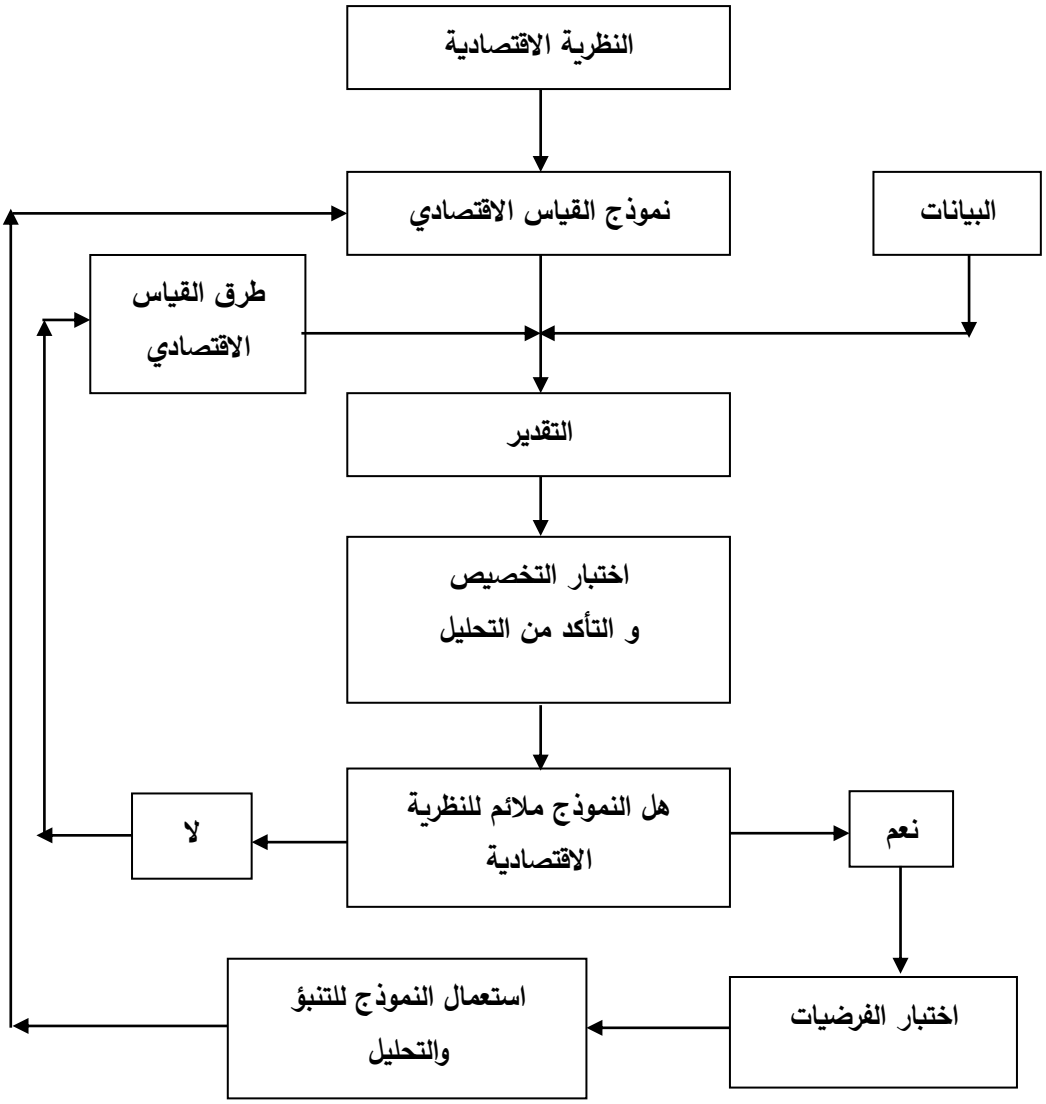
لقد اهتم باحثو القياس الاقتصادي في فترة الستينات بالمبادئ الإحصائية ، وكانت مجالات التخصيص محدودة جدا ، حيث كانت أغلب اهتمامات الباحثين منصبة على التقدير الإحصائي لنماذج القياس الاقتصادي المخصصة بطريقة صحيحة ، إذ خصصت هذه الفترة لطرق التقدير البديلة و برامج الكمبيوتر المختلفة ولم تعطى أهمية لأخطاء التخصيص أو أخطاء في قياس المشاهدات ، لكن مع التقدم و التطور السريع لأجهزة و برامج الكمبيوتر المختلفة ، أصبحت هذه المشاكل ثانوية ، و تغير اهتمام الباحثين إلى مجالات التحليل ، و يمكن توضيح ذلك في الشكل رقم (1).

في بداية السبعينات وجهت عدة انتقادات إلى صياغة الشكل (أ) لأنه يحتوي على طريقة واحدة للوصول إلى الهدف المنشود ، ومن هذه الانتقادات نلاحظ أنه في الشكل (أ) لا يوجد التفاعل المتبادل Feed back ما بين الاختبار القياسي للنظريات الاقتصادية و الصياغة الرياضية لهذه النظريات ، حيث لا يكتفي باحثو القياس الاقتصادي بالبيانات المسلمة لهم من طرف جهات أخرى بل يجب أن يكون هناك تفاوت متبادل من الخطوتين (4) و (5) إلى الخطوة (3) و إذا نظرنا إلى الخطوة (6) ، نلاحظ بأن اختبار الفرضيات يشير فقط إلى تلك المقترحة من طرف النموذج الاقتصادي الأصلي في الخطوة (2) ، و لهذا نرى ضرورة وجود خطوات أخرى في هذا التحليل بالشكل رقم (1).



الشكل رقم (1): خطوات بناء نموذج القياس الاقتصادي

و بعد هذه الانتقادات الموجهة من طرف باحثي القياس الاقتصادي الحديث صحح الشكل رقم (1) على النحو التالي:



الشكل رقم(2): خطوات بناء نموذج القياس الاقتصادي(2)

الهدف الأساسي للاقتصاد القياسي هو اختبار النظرية الاقتصادية. من المؤشر لنجاح النظرية الاقتصادية توافق إشارة المعاملات المقدرة للنموذج القياسي. والاختبار الأكثر أهميه ماذا كان يعطى تنبؤ اكثر دقه من النظريات الاقتصادية التي تم اقتراحها مسبقا. أي انه يستلزم من الباحث مقارنة النموذج الحالي مع النماذج السابقة. هذه الطريقة لاقت اهتماما كبيرا في السنوات الأخيرة.

6. تعاريف ومصطلحات هامة في الإقتصاد القياسي:

- **الرقم الإحصائي (Statistical Number)**: عبارة عن مؤشر يعكس حالة (حجم، عدد) الظاهرة المدروسة.
- **البيانات:(Data)**: هي مؤشرات أولية تجمع من المجتمع بشكل مباشر أو غير مباشرة وليس لها معنى.
- **المعلومات (Data processing)** :عبارة عن البيانات التي طبقت عليها الطرق الإحصائية لكي تجعلها أكثر وضوحًا للباحث.
- **مجتمع البحث(Population)** : يعرف مجتمع البحث بأنه مجموعة المفردات المطلوب جمع بيانات منها عن ظاهرة معينة أو عدة ظواهر و يجب أن يحدد مجتمع البحث بدقة بحيث تكون البيانات المجموعة تخص ذلك المجتمع بالتحديد، فإذا كان المطلوب إجراء بحث عن المنشآت الصناعية في الجزائر فإن مجتمع البحث هنا هو جميع المنشآت التي تزاول عملا صناعيًا داخل حدود الجمهورية الجزائرية.
- **العينة(Sample)**:هي عبارة عن جزء من المجتمع) مجموعة من مفردات المجتمع (تختار بطريقة عشوائية بحيث يمكنها أن تمثل المجتمع الكلي أصدق تمثيل، ويمكن بعد ذلك تعميم نتائج هذه العينة على المجتمع الأصلي الذي سحبت منه.
- **الإطار (Frame)**: هي أي وسيلة يمكن بها حصر مفردات المجتمع، فقد تكون قوائم أو سجلات تشمل مفردات أو وحدات المجتمع.
- **وحدة البحث (Statistical unit)**: هي تلك المفردة التي يتم جمع البيانات الإحصائية عنها.
- فمثلا إذا كنا بصدد بحث ميزانية الأسرة فإن وحدة البحث هنا هي الأسرة المعيشية وإذا كنا بصدد بحث القوى العاملة فإن وحدة البحث هنا هي كل شخص في سن العمل.
- **البحث الإحصائي(Statistical Research)**: هو وسيلة لدراسة ظاهرة معينة ما في محاولة للتعرف عليها والعوامل التي أدت إلى ظهورها.
- **المتغير (Variable)**: هو ظاهرة طبيعية تأخذ أكثر من قيمة (مثال ذلك طول شجرة ما أو حجم الصادرات السنوية لبلد ما)، بعكس الثابت الذي يأخذ قيمة واحدة (مثال ذلك نسبة محيط الدائرة إلى قطرها أو سرعة الضوء في الفراغ).
- **المتغير العشوائي (Random Variable)** :متغير لا يمكن التنبؤ بقيمته مسبقًا مثال ذلك كمية الأمطار الساقطة على منطقة ما في شهر معين أو مقدار ما ستنفقه أسرة ما في شهر معين أو ، عمر مصباح كهربائي وعادة يرمز للمتغيرات بالرموز y, x ...، ويمكن التمييز بين نوعين أساسيين من المتغيرات العشوائية:

- **المتغيرات الكمية(Quantitative Variable)** : وهي تلك المتغيرات التي يمكن التعبير عن قيمتها بمفهوم أكبر من أو أقل من، وعادة ما يمكن التعبير عنها رقميًا، (مثال ذلك درجة الحرارة وعمر الإنسان والوزن والدخل).
- **المتغيرات الوصفية(Qualitative Variables)** : ويقصد بها تلك المتغيرات التي لا يمكن التمييز بين قيمتها بعلامة أكبر من أو أصغر من، مثال ذلك الحالة الزوجية التي تشمل (متزوج، مطلق، أرمل، أعزب) والحالة التعليمية التي تشمل (أمي، يقرأ ويكتب، شهادات ابتدائية، متوسطة، ثانوية ، جامعية ...) إلخ.

❖ **المتغيرات المتصلة(Continuos Variables)** : وهي تلك التي يمكن أن تأخذ أي قيمة في مجالها وبذلك يمكن تحديد قيمة المتغير بأجزاء من الوحدة، مثال ذلك الطول والوزن والعمر ودرجة الحرارة وكمية النقد .. إلخ.

❖ **المتغيرات المتقطعة (Intermittent Variable)** :وهي تلك المتغيرات التي لا تأخذ سوى قيمًا صحيحة، أي لا يمكن التعبير عنها بأجزاء من الوحدة، وهذا النوع من المتغيرات يمكن تحديده بالعد وليس بالقياس.

❖ **المتغير المستقل (Independent variable)**: هو المتغير الذي يؤدي التغير في قيمته إلى التأثير في قيم متغيرات أخرى لها علاقات به.

❖ **المتغير التابع (Dependent variable)** هو المتغير الذي تتوقف قيمته على قيم متغيرات أخرى، مثال ذلك عدد أفراد الأسرة وعدد الحجرات بالمبنى السكني وعدد المصانع وعدد المنشآت في منطقة ما.

❖ **المنهج (Approach)** : هو الطريق الواضح، وفي الاصطلاح الحديث يشير المنهج إلى الطريق المؤدي إلى الكشف عن الحقيقة، والمنهاج :هو طريق الاقتراب من الظاهرة وهو المسلك الذي تتبعه في سبيل الوصول إلى ذلك الهدف الذي تحدد مسبقًا ومناهج البحث هي الطرق والوسائل، للوصول إلى الحقيقة.

❖ **النموذج (Model)**: هو عبارة عن صورة نظرية ومبسطة لما هو موجود في عالم الواقع أي أنه : عبارة عن بناء مشابه للواقع.

❖ **النظرية (Theory)**: هي مجموعة مترابطة من المفاهيم والتعريفات والقضايا التي تكوّن رؤية منظمة للظواهر، عن طريق تحديدها للعلاقات بين المتغيرات بهدف تفسير الظواهر والتنبؤ بها.

❖ **الاستنباط (Deduction)**: يعني مجموعة الإجراءات الذهنية التي تبدأ من العام متجهة إلى الخاص، فهي تبدأ من فكرة والاستنباط ينطلق من التجريد ليصل إلى الواقع.

❖ **الاستقراء(Induction)**: هو عملية الاستنتاج من الجزء وصولا إلى الكل، يعتمد على الملاحظة وفرض الفروض وجمع البيانات عن الظواهر محل الدراسة لينطلق بعد ذلك إلى التعميم.

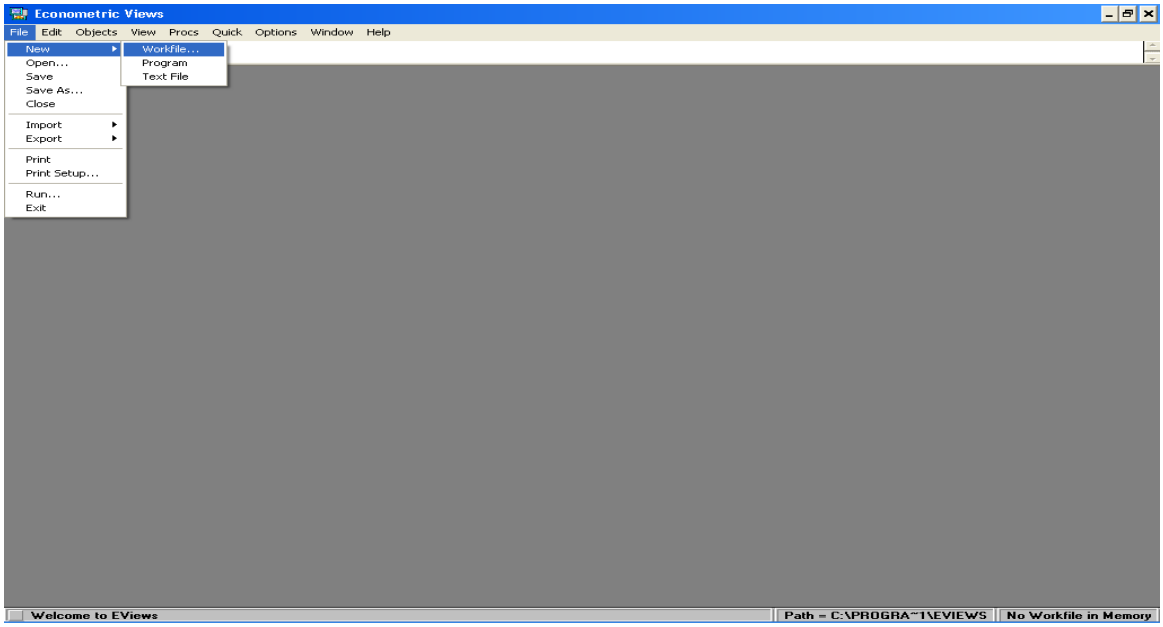
- **معامل الارتباط (*Correlation Coefficient*)**: يرمز له بالرمز (***r***) و يقصد بمعامل الارتباط على أنه مقياس لدرجة اقتران التغير في متغير ما بالتغير في متغير آخر أو في مجموعة من المتغيرات الأخرى. ويسمى الارتباط بين متغيرين اثنين بالارتباط البسيط (*Simple Correlation*) كما يسمى الارتباط بين أكثر من متغيرين بالارتباط المتعدد (*Multiple Correlation*).
- **معامل التحديد (*Determination Coefficient*)**: يرمز له بالرمز(r^2) يستخدم معامل التحديد في اختبار جودة التوفيق أو المقدرة التفسيرية للنموذج ويشير معامل التحديد إلى النسبة المئوية من التغير الكلي في المتغير التابع (Y) التي يمكن تفسيرها بدلالة المتغير المستقل المدرج بالدالة محل الدراسة (X).

تطبيق الاول :انشاء ورقة عمل و بعض التطبيقات على البرنامج

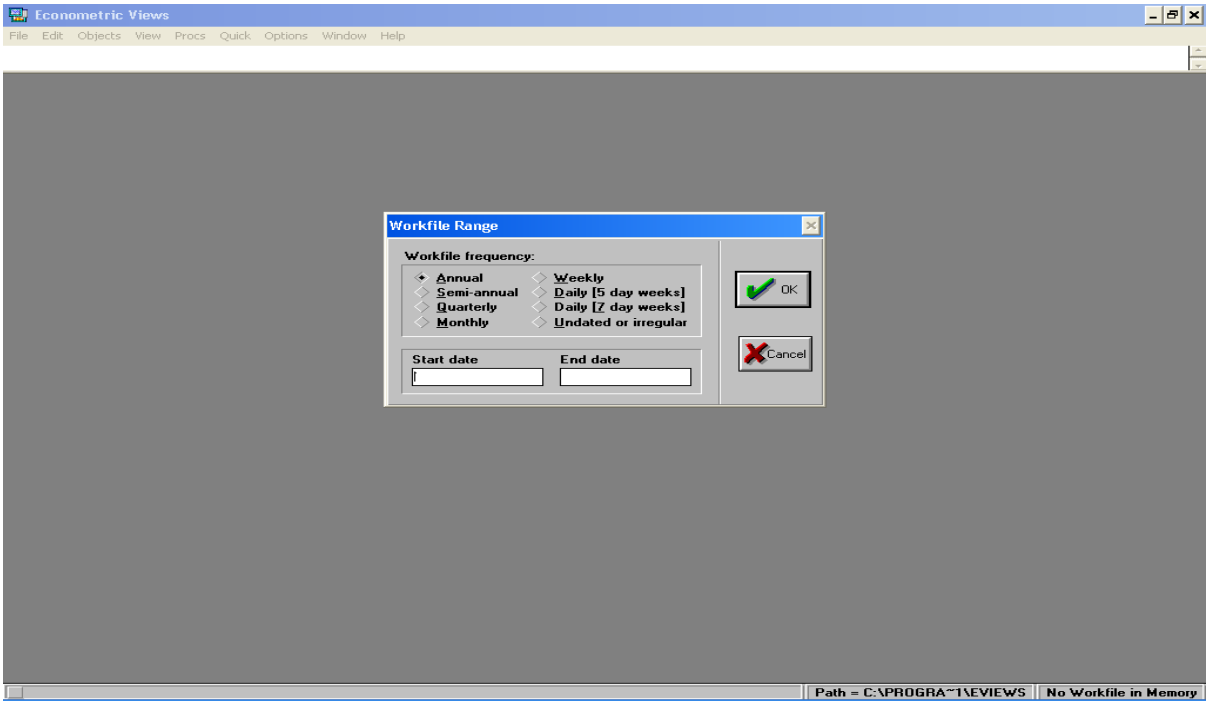
(1) إنشاء ملف (Creating Work file):

الخطوة الأولى في البرنامج تشمل إنشاء ملف كالتالي:

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



بعد ذلك يظهر لك 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:



2- لإدخال بيانات السلاسل الزمنية: توجد الانواع التالية للبيانات :

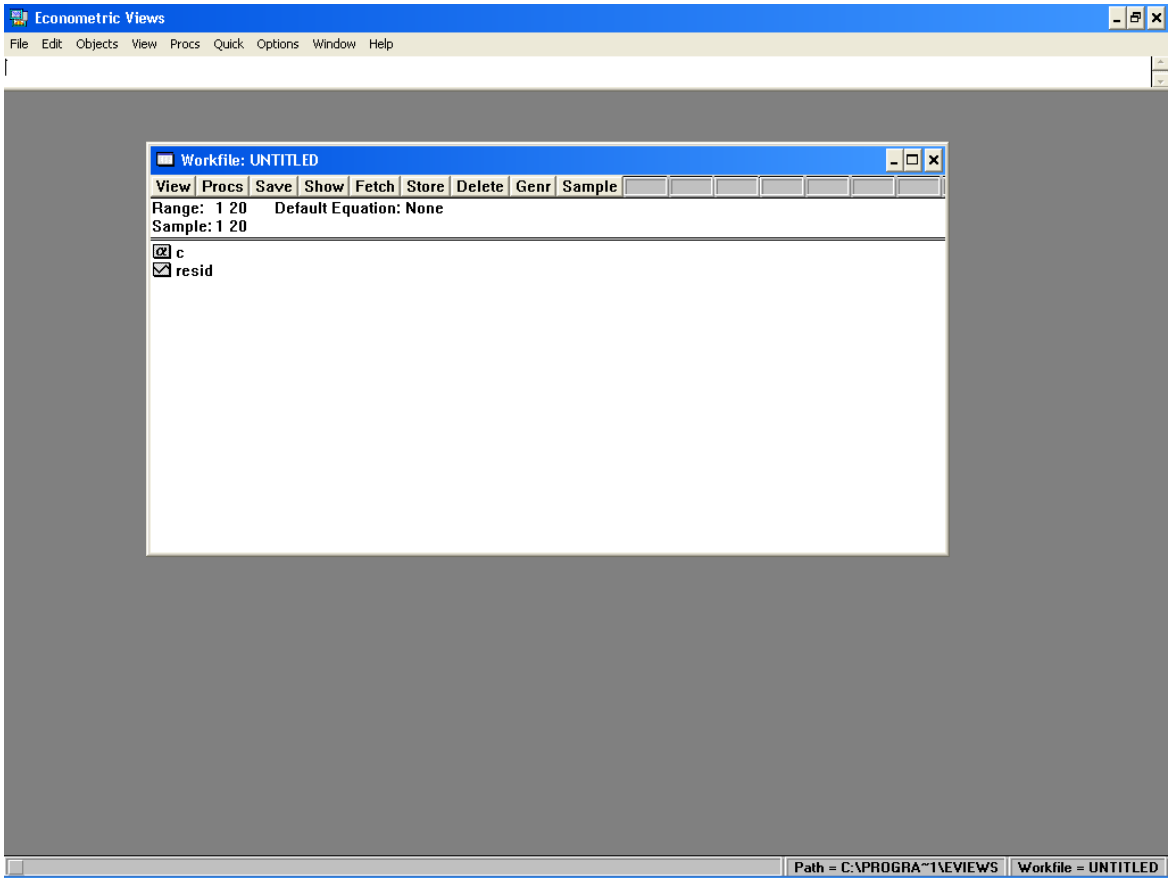
-البيانات السنوية: إذا كانت السنوات قبل عام 2000م يمكن كتابتها رقمين مثل (78, 99) أو أربعة أرقام مثل (1978, 1999) أما السنوات بعد عام 2000 م فيجب كتابتها أربعة أرقام مثل (2002).

-البيانات الربع سنوية: تكتب السنة ثم(نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم رقم الربع تم (نقطه أو فاصله) مثل1978, 1..

-البيانات الشهرية: تكتب السنة ثم (نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم رقم الشهر تم (نقطه أو فاصله) مثل 1988:11.

-البيانات الأسبوعية واليومية: يكتب الشهر ثم (نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم يكتب اليوم ثم(نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم تكتب السنة ثم (نقطه أو فاصله). ويمكن أيضا تغير الترتيب بحيث يكون اليوم ثم الشهر ثم السنة عن طريق الأمر التالي Options/dates-frequency.

بعد الانتهاء من تحديد نوع بياناتك (وبافتراض أن بياناتك غير مؤرخه وعددها من 1 إلى 20) اختر ok يظهر لك الشكل التالي:



لاحظ أن الملف الآن بدون عنوان untitledحيث أنه لم يحفظ بعد. هناك في الملف رمز(أيقونه)(icon) حيث أن الرمز يوضح الأهداف (objects)التي توجد في كل ملف يتم إنشاءه عند استخدام البرنامج حيث cعبارة عن متجه من المعاملات بينما RESID عبارة عن سلسلة البواقي.

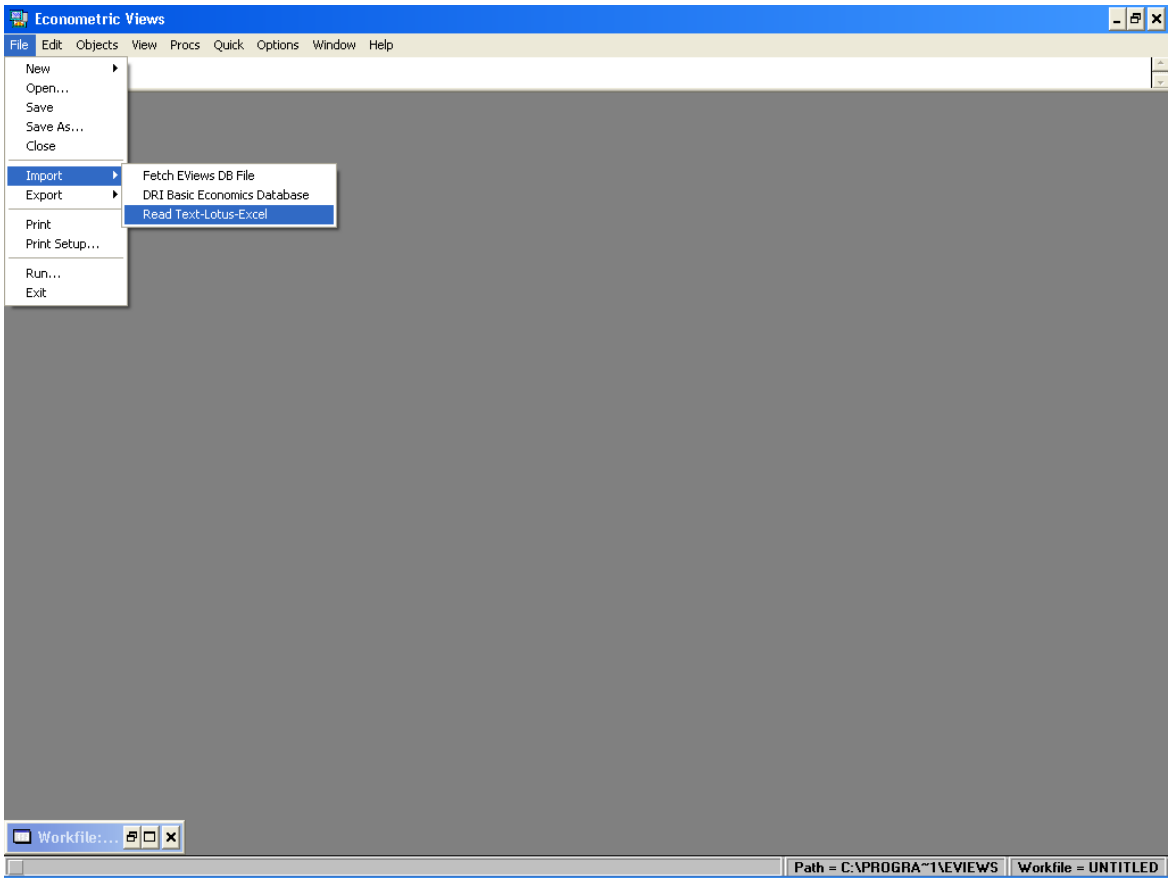
3- إدخال البيانات Data Entering: يتم إنشاء البيانات في برنامج Eveiws بأحد طريقتين:

(أ) بنقل بيانات محفوظة من ملف أخر تم إنشاءه على برنامج Excel أو Text.

(ب) عند طريق إدخالها يدويا في الملف الذي تم إنشاءه Work file.

أ- نقل ملفات محفوظة في ملف كنص Text إلى برنامج Eveiws

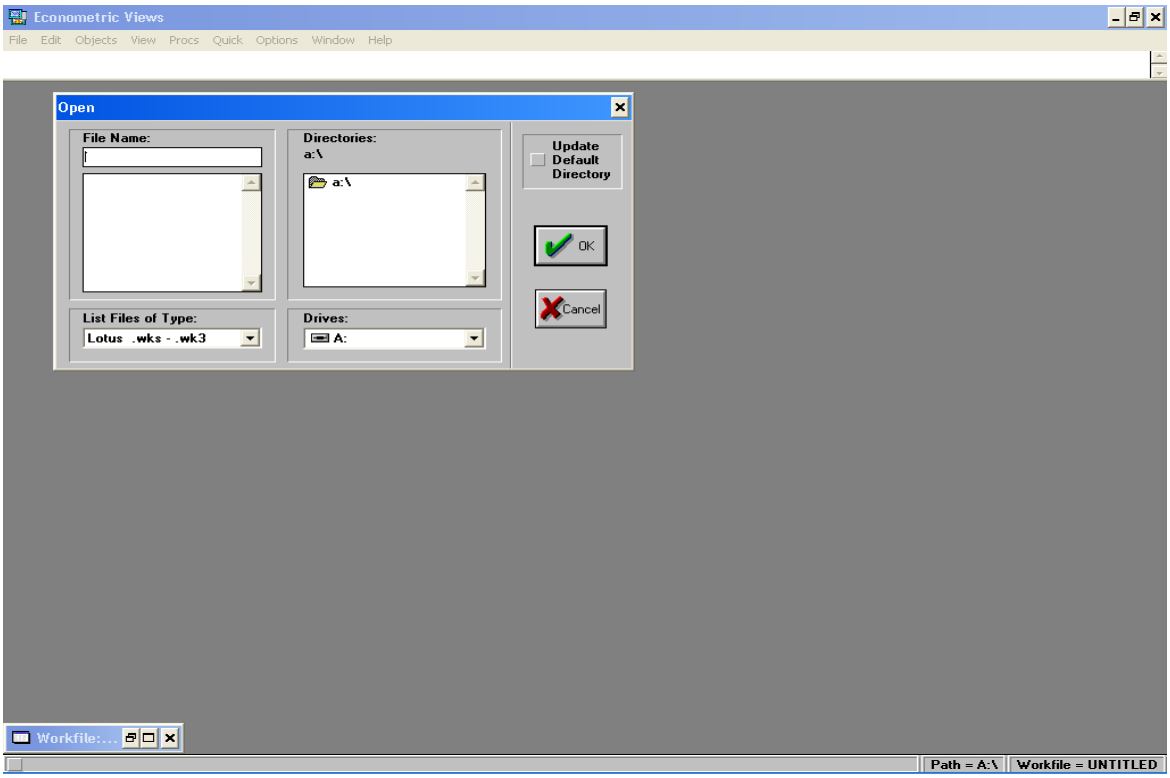
من قائمة ملف أختر Import/Read Text-Lotus-Excel كما في الشكل التالي:



يلي ذلك ظهور مستطيل يمكن من خلاله تحديد مكان الملف المحفوظ عليه البيانات ومن ثم فتحه.

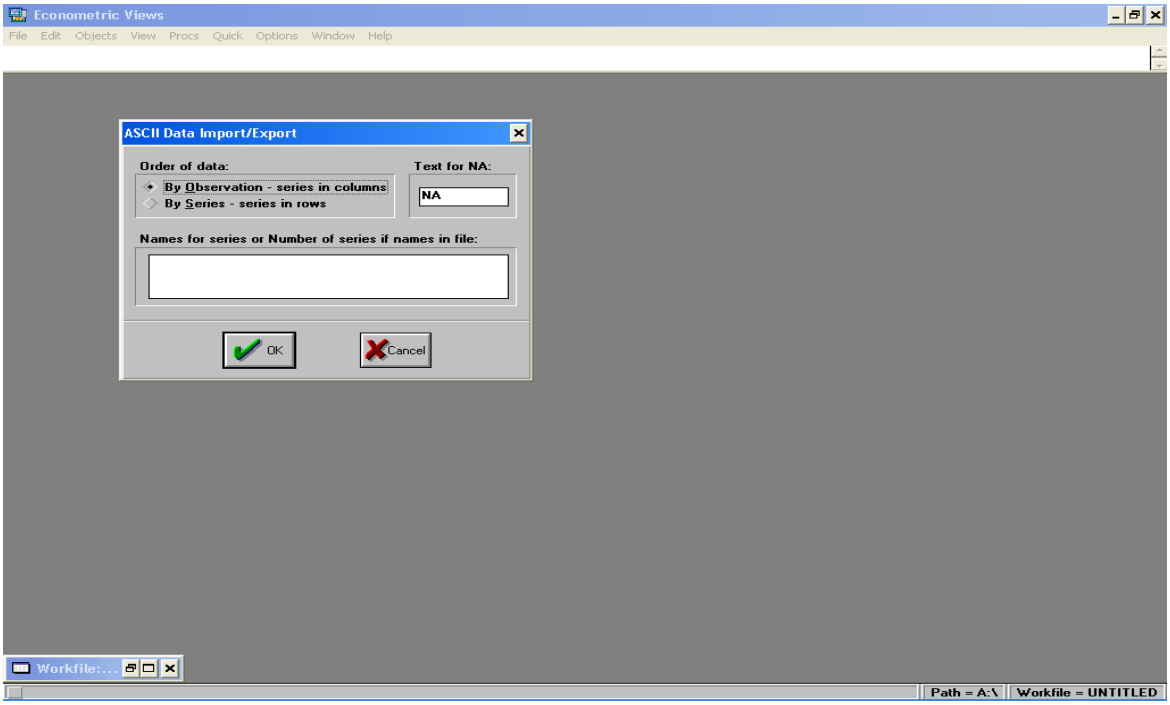
2-نقل ملفات محفوظه كنص text إلى البرنامج:

1. يتم فتح برنامج Word bad من قائمة البرامج ثم إدخال البيانات
2. تحفظ البيانات في Disk ويجب التأكد أنها حفظت كنص Text.
3. يفتح برنامج Eviews ثم يتم اختيار الأمر التالي-File/Import/Read Text-Lotus Excel
4. يظهر المستطيل التالي :



5. يتم اختيار نوع القرص Drive المحفوظ فيه البيانات (A, B, C,D) ثم نوع الملف من القائمة List files of type (Text or Lotus or Excel) ثم اسم الملف من File Name.

6. بعد اختيار الملف المحفوظ عليه البيانات سيظهر لك المستطيل التالي



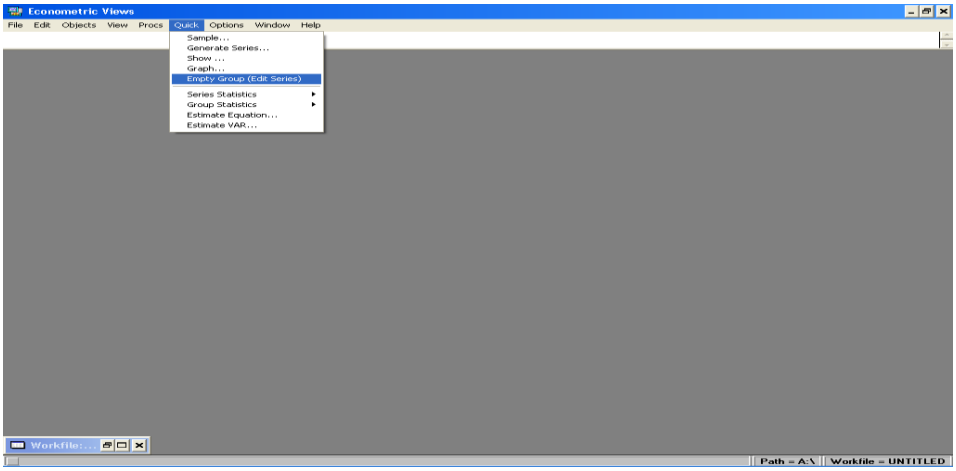
في المستطيل الفارغ يمكن كتابة أسماء المتغيرات إذا كنت سميتها في الملف الأصلي مثل x, y,... أو كتابة عددها إذا كانت بدون أسماء وكانت أكثر من متغير. ثم أختيار ok. وبالتالي نقلت البيانات.

7. يمكن التأكد من البيانات هل تم نقلها كاملة باختيار اسم المتغير من الملف ثم النقر عليه.

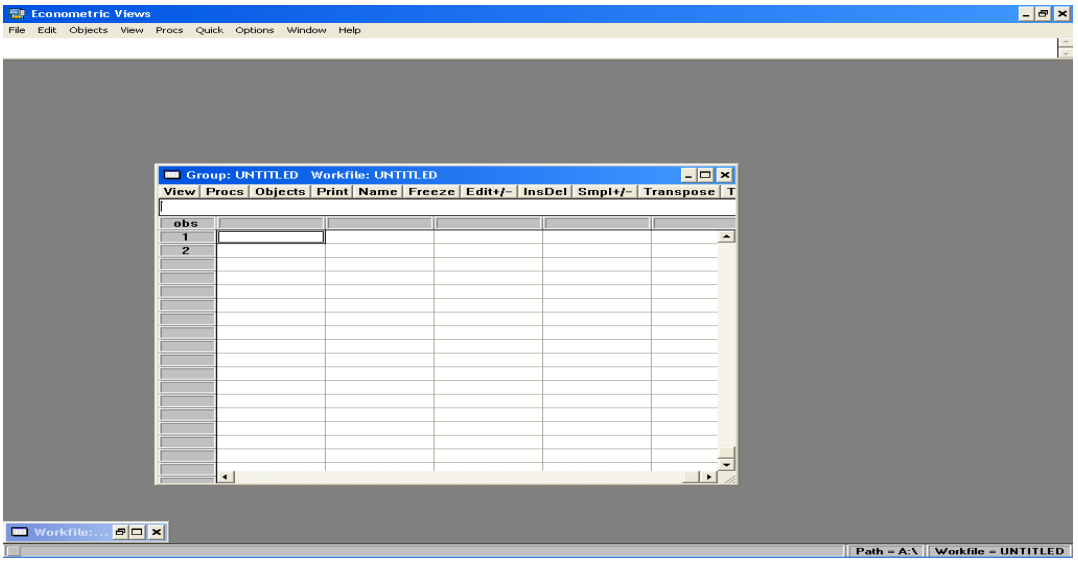
ب-ادخال البيانات يدويا لبرنامج Eveiws

لإدخال البيانات لابد أن يكون لديك ملف تم إنشاءه حسب البيانات التي لديك (سنويه, شهريه,.....)

كالتالي(Quick/Empty Group (Edit Seriesمن قائمة شريط الأوامر أختر



ستظهر لك الصفحة التاليه:



والتي يمكنك إدخال بياناتك فيها ثم حفظها.

يمكن تسمية الأعمدة بتظليلها ثم كتابة أسم المتغير (x, y,.....) ثم الضغط على Enter.

3-رسم البيانات Plotting Data

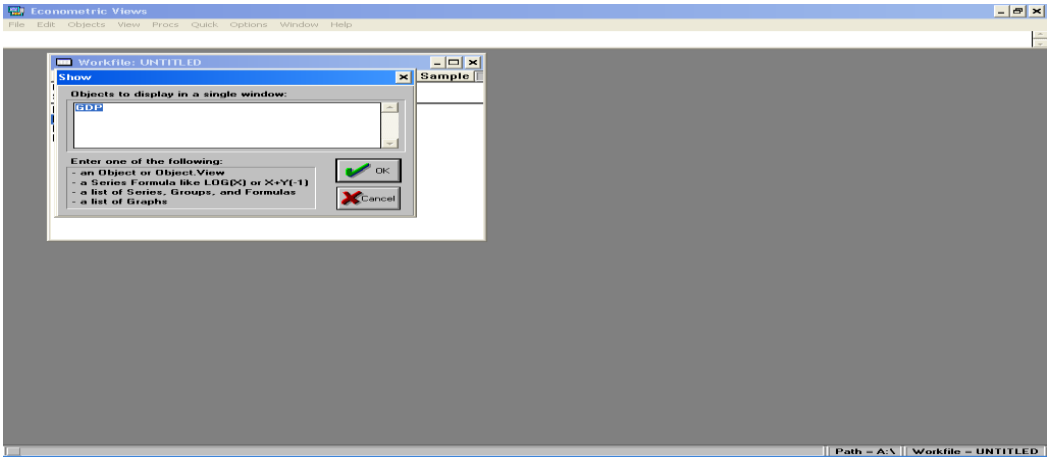
-قم بفتح ملف على برنامج EVIEWS لبيانات سلسله زمنيه من عام 1980 الى 1999.

-انقل البيانات المخزنه على برنامج Excel والموجودة في قاعدة بيانات المقرر باسم lab2-431.

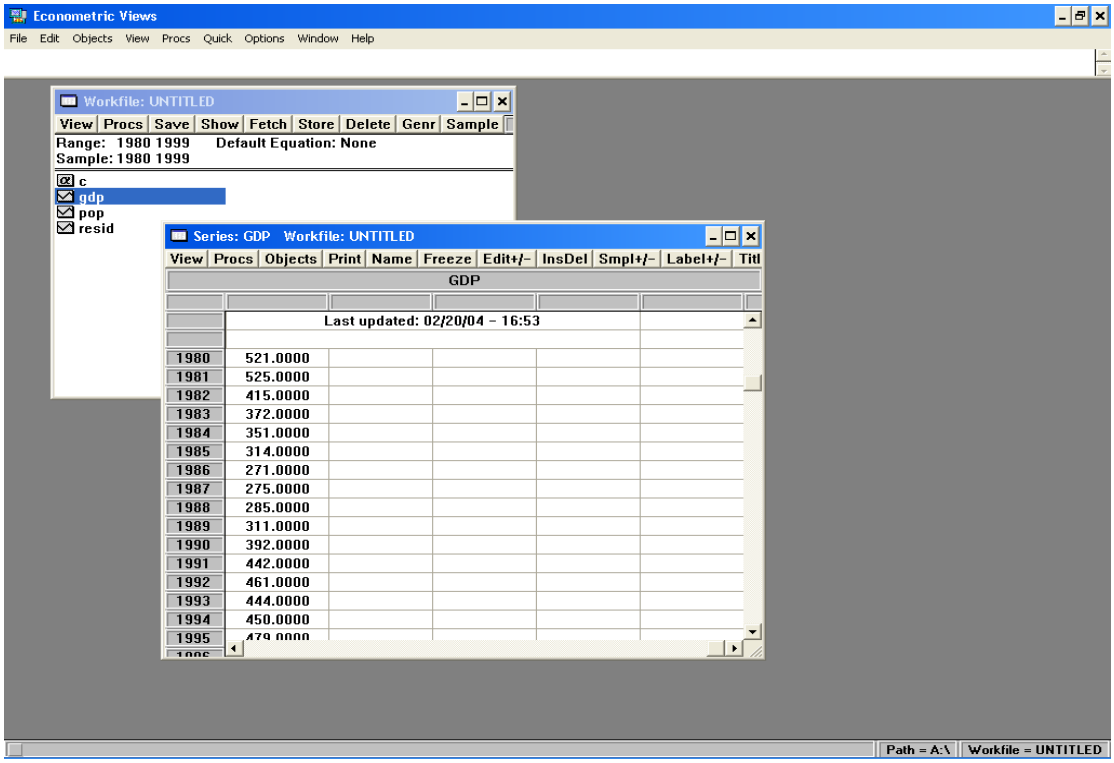
-تأكد من أن البيانات تم تقلها لبرنامج EVIEWS

أ-رسم بيانات لمتغير واحد:

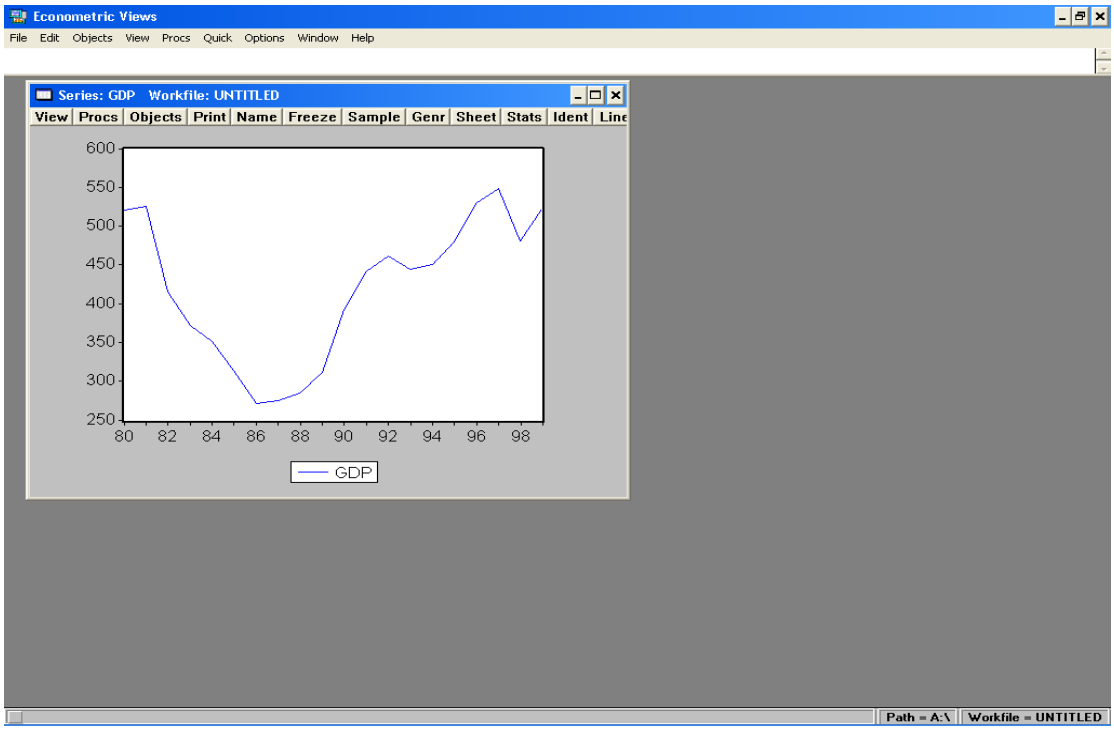
ثم قم بفتح أحد المتغيرات لديك POP أو GDP وذلك بتظليل المتغير ثم اختيار الأمر SHOW من قائمة أوامر الملف تظهر لك المستطيل التالي:



اختر OK يظهر لك المستطيل التالي:



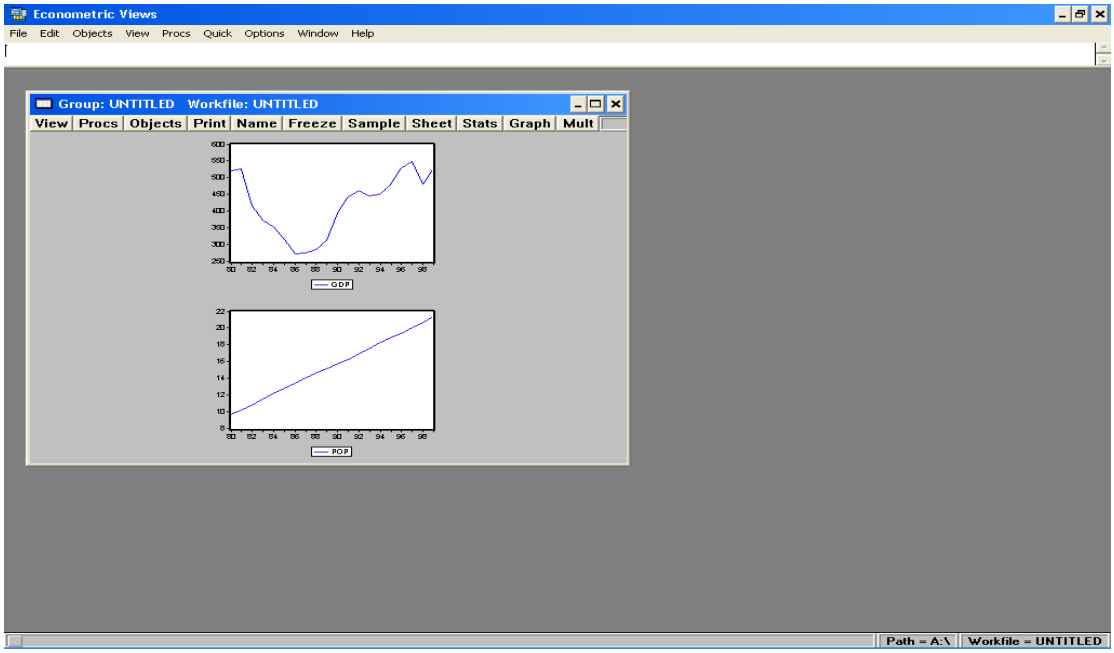
كما تلاحظ ظهور الجدول الالكتروني الذي يحتوي على البيانات من قائمة أوامر الجدول اختر الامر view ثم line graph يظهر لك الشكل البياني التالي:



أيضا يمكن رسم اليانات على شكل أعمدة من خلال استخدام bar graph.

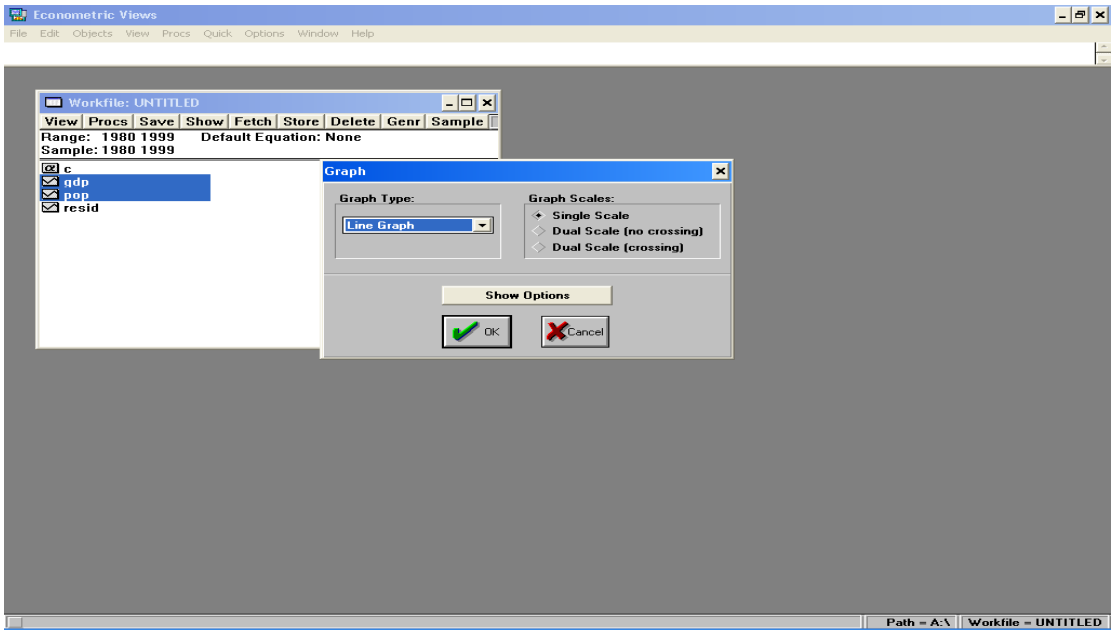
ب-رسم بيانات متغير متغيرين:

بنفس الخطوات السابقة (تظليل المتغيرين معا ثم اختيار show ثم اختيار ok ستظهر لك المتغيرين معا الآن اختر view ثم multiple graph ستحصل على الشكل التالي:



ايضا يمكن رسم البيانات باستخدام أوامر البرنامج كالتالي:

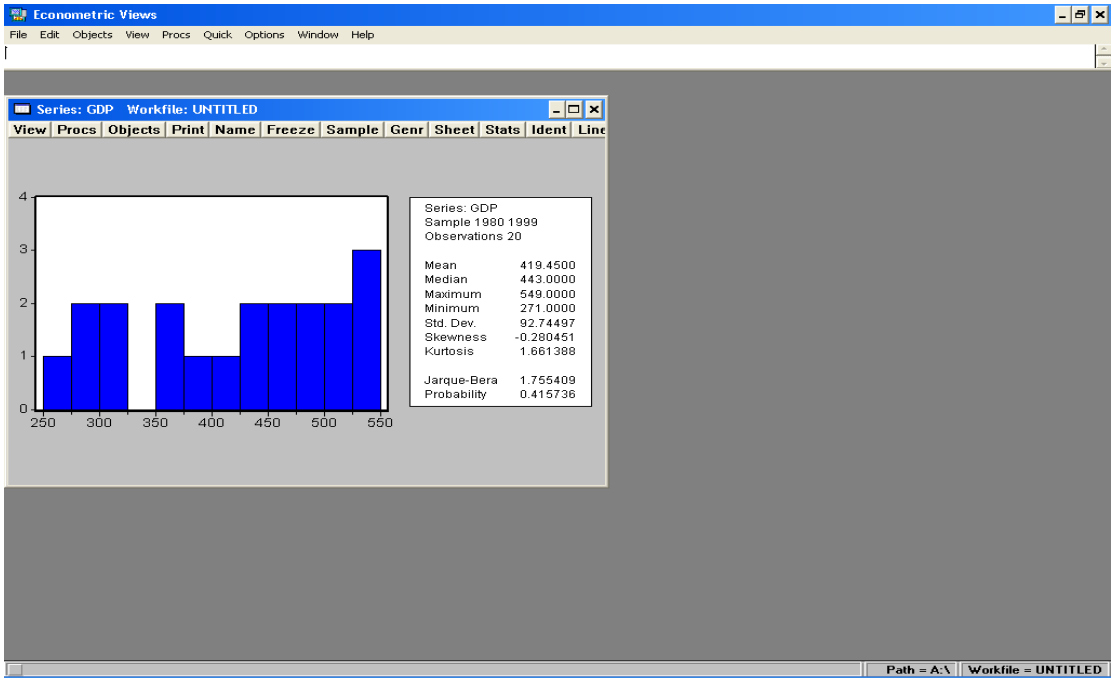
من قائمة أوامر البرنامج استخدم quick/Graph يظهر لك مستطيل اكتب فيه gdp ثم مسافه ثم ok سيظهر لك الشكل التالي:



من هذا المستطيل يمكنك اختيار عدة خيارات لرسم البيانات التي لديك.

ج-شكل التوزيع للبيانات Histogram

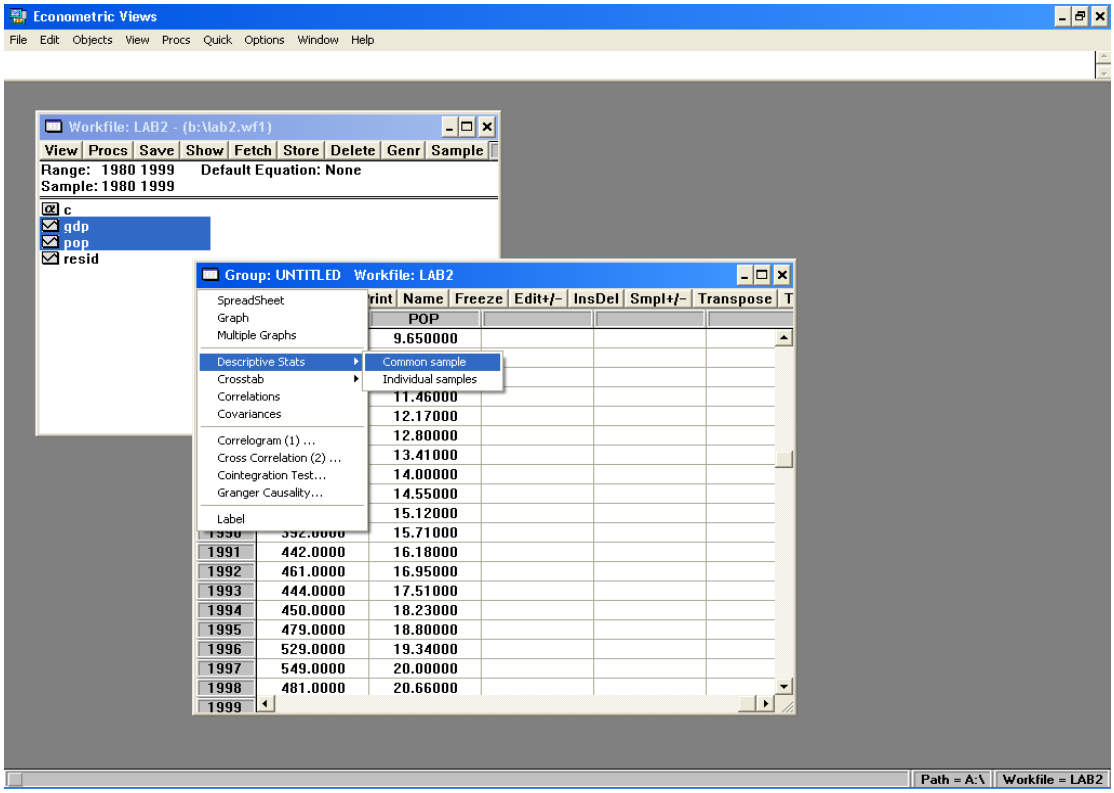
لايجتاد شكل التوزيع لمتغير معين ظلل ذلك المتغير ثم SHOW ثم View ثم Histograme and Stats



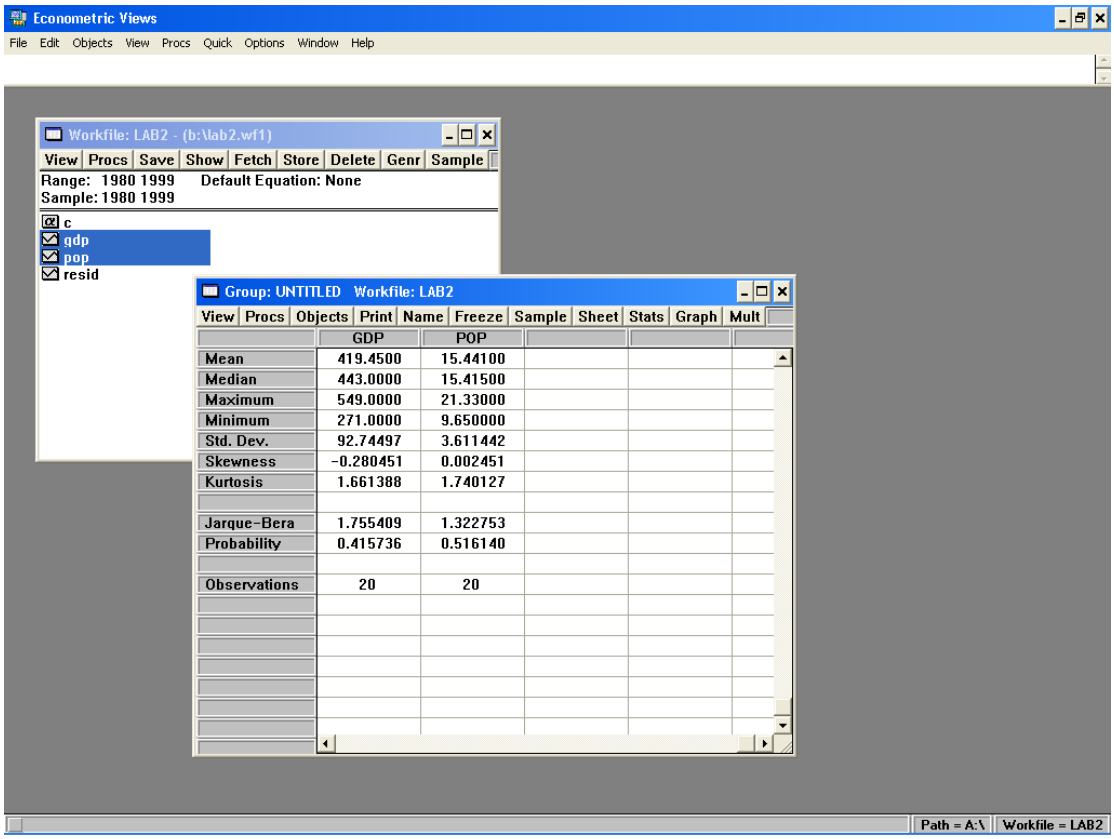
يمكن نسخ شكل التوزيع لملف word بالأمر EDIT/COPY كما في الرسم البياني

ت-الخصائص الإحصائيه للبيانات:

لإيجاد الخصائص الاحصائيه للمتغيرات افتح البيانات باستخدام Show ثم View/Descriptive Statistics كما يلي:



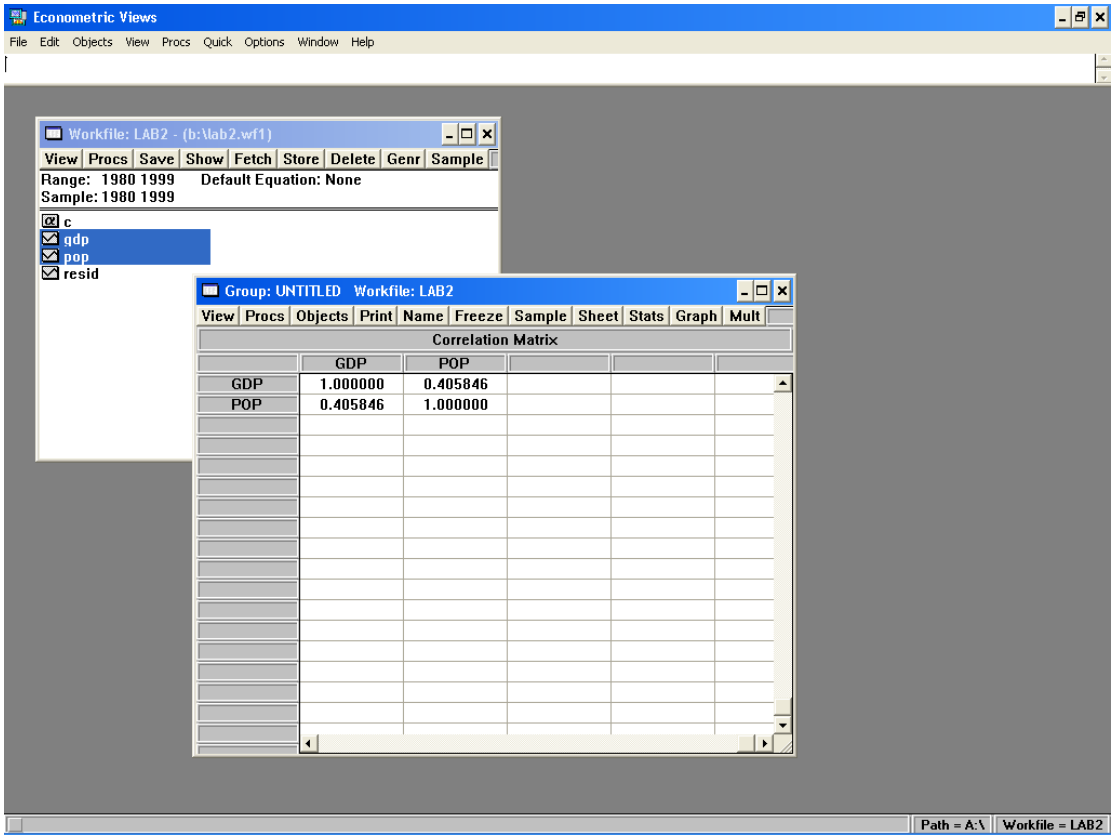
سيظهر لك خيار common sample و individual sample اختر الاولى وليس بينهما فرق الا أن الثانيه تستخدم اذا كان هناك بيانات مفقوده سيظهر لك الشكل التالي.

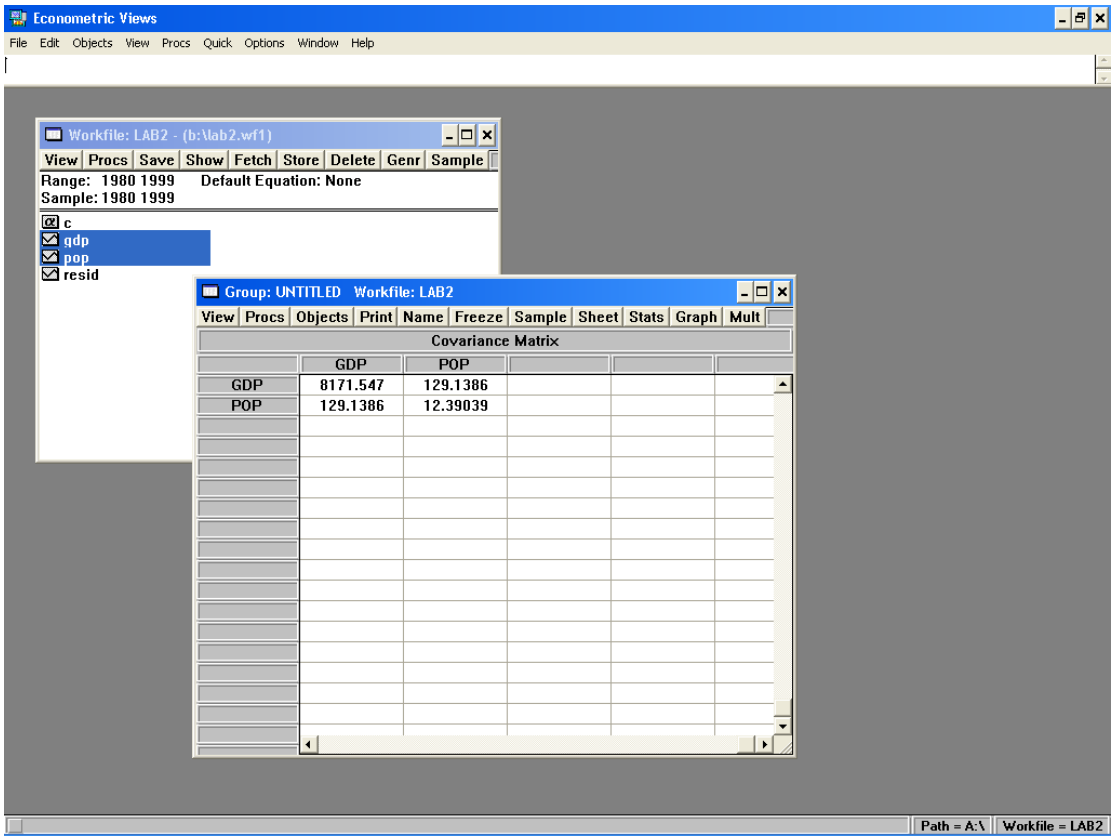


ه-إيجاد مصفوفة الارتباط والتغاير بين المتغيرات:

يمكنك ايجاد مصفوفة الارتباط باستخدام view/correlation

وكذلك التغاير بـــ View/ covariance




Econometric Views
File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help
Workfile: LAB2 - (b:\lab2.wf1)
View Procs Save Show Fetch Store Delete Genr Sample
Range: 1980 1999 Default Equation: None
Sample: 1980 1999
c
gdp
pop
resid
Group: UNTITLED Workfile: LAB2
View Procs Objects Print Name Freeze Sample Sheet Stats Graph Mult
Covariance Matrix
GDP POP
GDP 8171.547 129.1386
POP 129.1386 12.39039
Path = A:\
Workfile = LAB2

المحاضرة رقم (2): نماذج الإنحذار .

تحليل الانحدار من أكثر الأدوات المستعملة في التحليل القياسي لذا سوف نبدأ بتحديد الخطوط العريضة لتحليل الانحدارنبدأ بالسؤال الأساسي: ما هو تحليل الانحدار؟

كلمة انحدار استخدمت من قبل سير فرنسيس جالتون (1911-1982) Sir Francis Galton من إنجلترا. والذي كان يدرس العلاقة بين طول الأبناء وطول الآباء والذي لاحظ جالتون أن الطول يميل إلى المعدل مع أن الآباء الطوال يكون أبنائهم طوال والآباء القصار يميل أبنائهم لان يكونوا قصار أي أن هناك ميل عند لأبناء للمعدل أي أن هناك انحدار نحو المعدل، و في دراسات أخرى مشابهه تحصل على نفس النتيجة التي تحصل عليها جالتون.

1. **نموذج الانحدار البسيط:** يهتم بوصف وتقييم العلاقة بين متغير (عادة يسمى المتغير التابع) و متغير واحد تسمى عادة المتغيرات المفسرة آو المتغيرات المستقلة ويرمز للمتغير التابع بـ Y والمتغير المفسر بـ X_1 يأخذ الصيغة التالية:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u$$

نموذج الانحدار البسيط يتضمن ثلاث معالم هي: αمعلمة القاطع، , β معلمة الميل، u_i حد الخطأ العشوائي، و المراد هو استخدام إحصائيات المتغيرات التابعة والمتغيرات المستقلة حسب الطرق الإحصائيه الملائمة للحصول على مقدرات لهذه المعالم، تعتمد طريقة المربعات الصغرى العادية على الحصول على مقدرات الانحدار، و يقوم هذا الاختبار على فرضيتين:

- **الفرضية العدمية أو الفرضية الصفرية أو الابتدائية (Null Hypothesis)**: ويرمز لها عادة بالرمز H_0، هي الفرضية الأساسية التي نرغب في اختبارها ويفترض صحتها.
- **الفرضية البديلة: الفرضية البديلة (Alternative Hypothesis)**: ويرمز لها بالرمز H_1 وهي الفرضية التي تمثل البديل في حالة رفضت فرضية العدم$H0$ مع العلم أن الفرض الإحصائي قد يكون بسيطًا أو قد يكون مركبًا أي لا يحدد توزيع المتغير بشكل كامل وإن الفرضية $H0$ سترفض لصالح H_1 فقط، إذا توفر دليل قاطع من خلال العينة على أن $H0$ خاطئة، وإذا لم يتوفر ذلك الدليل فلا يمكن رفضها.

2- نموذج الانحدار المتعدد : هو امتداد للنموذج البسيط حيث انه يتضمن اكثر من متغير مستقل واحد، في حالة النموذج البسيط كان الأمر يعتمد على متغيرين متغير تابع والآخر متغير مستقل،

لكن في حالة النموذج العام قد يتضمن عدد من المتغيرات من بينها قد يكون هناك تابع واحد والعديد من المتغيرات المستقلة يأخذ الصيغة التالية:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + ... + \beta_k X_k + u_i$$

المتغيرات المستقلة هي X_1 X_2 إلى X_k و β_0 هي القاطع ، أي نموذج يتضمن اكثر من متغيرين يعتبر نموذج انحدار متعدد مثل نموذج الاستهلاك قد يتضمن التالي:

- $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + u_i$

حيث Y_I تمثل الاستهلاك و X_1 تمثل الدخل وX_2 تمثل السعرX_3 الثروة. أن النماذج المتعددة تكون هي الحالة السائدة بالاقتصاد حيث انه من العسير إن تجد متغير نحدده بأنه هو المتغير التابع ومفسر من قبل متغير مفسر واحد هو الذي يؤثر على المتغير التابع، ففي العادة يتوقع كثير من التأثيرات، و في العادة تكون β_1 مضروبة في 1 وذلك للحصول على القاطع. وتمثلβ_3 β_2 β_1 معلمة الميل والتي تمثل مدى استجابة المتغير التابع للتغيرات في و X_1 وX_2 وX_3 . يتضمن نموذج الانحدار عدد من المتغيرات المستقلة يساوي K-1 .

تكثر النماذج المتعددة في الاقتصاد لا نه من العسير أن نجد متغير تابع مفسر من قبل متغير واحد فقط أي متغير واحد هو الذي يؤثر على المتغير التابع. نتوقع كثير من التأثيرات فدوال الاستهلاك على سبيل المثال تتأثر بمتغير الدخل، الثروة والسعر.

3-الفروض الأساسيه للنموذج العام:

هي نفس الفروض التي يستند عليها النموذج البسيط لكي نتحصل على النموذج المقدر:

1- u_I يتوزع طبيعيا.

2- $E(u_i) = 0$ وسط يساوي الصفر. أي انه ليس هناك خطأ تحديد، وبالتالي نتوقع أن تكون المقدرات غير متحيزة.

3– يضيف الى افتراض افتراض ثبات التباين فرض يشمل ثبات التباين وانعدام التغاير $COV(u_i, u_j) = 0$ عندما تكون $i \neq j$. وبالمقابل لو كانت $j = i$ فان $COV(u_i, u_j) = COV(u_i, u_j) = V(u_i)^2$

4– المتغيرات المستقلة غير عشوائية إي ثابتة في المعاينات المتكررة.

5– عدد المشاهدات n يفوق عدد المتغيرات k أي أن $n > K$ ويؤدي هذا إلى درجات حرية في حالة نموذج المتغيرين: يكون التباين $V(u_i) = \frac{\sigma^2}{n-2}$ في الحالة العامة يكون التباين $V(u_i) = \frac{\sigma^2}{n-k}$ بحيث تقيس K عدد المتغيرات المتضمنة في النموذج كافه، وكلما كانت $n > k$ يؤدي إلى المزيد من درجات الحرية وبالتالي إلى المزيد من دقة القياس. حيث يستعمل التباين في قياس دقة المقدرات فكلما كان التباين قليل كلما كان الأمر افضل، إذا كانت $n > k$ النتيجة سيكون المقام كبير و تقل قيمة مقدرة التباين $\hat{\sigma}^2$ وكلما قل تباين $\hat{\beta}^2$ كلما تحسن قياسها.

6–لا توجد علاقة خطيه بين المتغيرات المستقلة، على سبيل المثال لا توجد علاقة بين X_1 , X_2 كالتالي:

$X_2 = X_3$ أو $X_3 = 2X_4$ أو $X_2 = X_3 + X_4$

هذه علاقات خطيه يفترض أنها لا توجد لاحظي أننا نحدد المتغيرات المستقلة فقط وبعلاقة خطيه إي انه لا يوجد اعتراض على العلاقات الغير خطيه. ولا يوجد اعتراض على العلاقة القوية بين المتغير المستقل والمتغير التابع في الواقع يفض أن يكون هناك علاقة قوية بين المتغير المستقل والمتغير التابع، ولكن لا يكون هناك علاقات قوية تربط بين المتغيرات المستقلة بعضها مع بعض لا نه يترتب عليها شئ في غاية الخطورة وبالحد الأقصى يمكن أن يؤدي إلى انهيار طريقة المربعات الصغرى، و لا توجد علاقة خطيه محدده بين المتغيرات المفسرة.

4–اختبار فرضيات نماذج الانحدار:

من أجل اختبار فرضيات النموذج نقوم ببناء النموذج القياسي انطلاقا من العلاقة الاقتصادية المراد اختبارها ، حيث أن توفر الشروط الإحصائية في معطيات الدراسة إشارة مهمة لأي بحث، لأنها توحي بجودة النموذج وتعطي ثقة في قدرة المتغيرات المأخوذة على تفسير الظاهرة محل البحث.

1–إختبار معنوية معلمات النموذج : إن مستوى المعنوية يعبر عن إحتمال الخطأ عند إتخاذ قرار الرفض للفرضية العدمية و بالتالي فإن مستوى المعنويةα يشير إلى إحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول فعندما نرفض الفرضية العدمية عند مستوى معنوية 5% و نقبل الفرضية البديلة فإن هذا يعني أن هناك إحتمالاً قدره 95 % أن يكون قرار الرفض قراراً صحيحاً، و هناك إحتمال قدره 5% أن يكون قرار

الرفض قراراً خاطئا و يستند هذا الإختبار على قيمة ستودنتT لتقييم معنوية المعالم و بالتالي تقييم تأثير ،

المتغير التابع على المتغيرات الأخرى ، و يساعد هذا الإختبار على بناء ثقة في المعلمات و قدرتها على تفسير الظاهرة محل الدراسة.

أ- اختبار ستودنت Student (t):يستخدم اختبار "t" عندما يكون تباين المجتمع مجهولاً، وحجم العينة صغيراً أي أقل من 30 مشاهدة، وذلك بشرط أن يكون مجتمع المعلمات المقدرة موزعاً توزيعاً معتدلاً باستخدام الصيغة التالية:

$$t_i^* = \frac{\hat{b}_i - b_i}{S_{\hat{b}_i}}$$

ويمكن تحديد قيمة "t" الجدولية من جدول توزيع t عند درجات حرية معينة ومستوى معنوية محدد، حيث: درجات الحرية= حجم العينة – عدد المعلمات المقدرة. ويلاحظ أن توزيع "t" متماثل، وسطه الحسابي=صفر، وتباينه=

وهو يقترب من الواحد كلما كبر حجم العينة، وهذا يعني أن توزيع "t" يقترب من توزيع "z" كلما كبر حجم العينة.

ب- اختبار فيشر (F ficher) : يتم ذلك بإستخدام إختبار فيشر و الذي يهدف إلى التعرف على معنوية الإنحدار ككل من خلال الفرضيتين التاليتين:

الفرضية العدمية H_0 و التي تنص على غياب العلاقة بين المتغيرات المفسرة و المتغير التابع

الفرضية البديلةH_1 و التي تنص على الأقل من بين المعاملات غير معدوم

حيث يتم مقارنة القيمة المحسوبة F_{calcul}مع القيمة الجدولية F_{tabl} و التي يتم إستخراجها من جدول فيشر عند مستوى معنوية5 % ، أما د رجة الحرية للبسط تحسب وفق العلاقة التالية:

F^{k}_{n-k-1}

ج- الإختبار الذاتي بين الأخطاء Durbin-Watson) DW): يعتبر إختبار دربن واتسن من الإختبارات المستعملة للكشف عن وجود إرتباط ذاتي بين الأخطاء من الرتبة الأولى قيمته محصورة بين 1 و4 ، كما يمكن إستخدامه عندما يكون عدد المشاهدات صغير نسبيا.

تطبيقات حول المحاضرة رقم (2).

مثال 1: لدينا المعطيات التالية حول سعر الفائدة و الكتلة النقدية في الجزائر خلال الفترة (1977-2009) كما هي موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم 1:احصائيات سعر الفائدة و الكتلة النقدية في الجزائر

السنة	سعر الفائدة%	الكتلة النقدية%	السنة	سعر الفائدة%	الكتلة النقدية%	السنة	سعر الفائدة%	الكتلة النقدية%
1977	9.15	17.77	1988	9	11.19	1999	12.15	14.40
1978	11.75	20.16	1989	17.5	21.37	2000	24.5	27.33
1979	13.5	22.31	1990	27.5	31.35	2001	1.15	2.51
1980	14	26.73	1991	38.75	55.51	2002	4.75	6.99
1981	9.5	17.82	1992	20.5	24.65	2003	14.15	16.13
1982	5.5	8.39	1993	9.15	10.70	2004	15	17.07
1983	8.5	12.62	1994	22.5	25.02	2005	18.75	22.97
1984	8.75	12.87	1995	31	34.79	2006	10.15	12.60
1985	7.5	10.51	1996	26	28.18	2007	7	9.95
1986	0.75	1.69	1997	6.75	8.17	2008	16.5	18.22
1987	4.5	5.44	1998	1.15	1.80	2009	0.5	-9.49

المصدر:الديوان الوطني للاحصائيات

المطلوب: تقدير نموذج الانحدار البسيط باستخدام EViews6.

حيث: سعر الفائدة (tr) متغير مستقل.

الكتلة النقدية (M2) متغير تابع.

الحل:

نحاول اختبار العلاقة الاقتصادية بين سعر الفائدة و الكتلة النقدية حيت أن النموذج هو نموذج انحدار بسيط لإحتوائه على متغيرين فقط أحدهما تابع و الثاني مستقل حيث يقوم النموذج على الفرضيتين التاليتين:

(H0): لا يؤثر سعر الفائدة على الكتلة النقدية.

(H1): يؤثر سعر الفائدة على الكتلة النقدية.

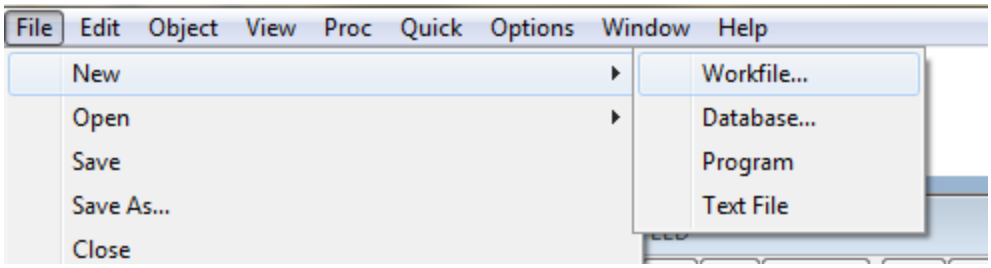
حيث يأخذ النموذج الصيغة التالية:

$$Y=f(x)+ui$$

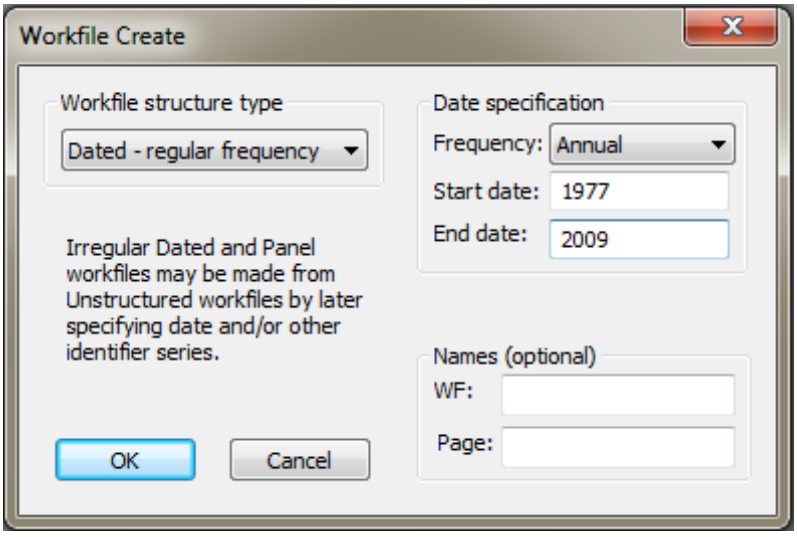
$$M2=a(tr)+b+ui$$

يتم أولاً تحديد تاريخ بداية ونهاية البيانات بإتباع المراحل الموالية:

File → New → Workfile



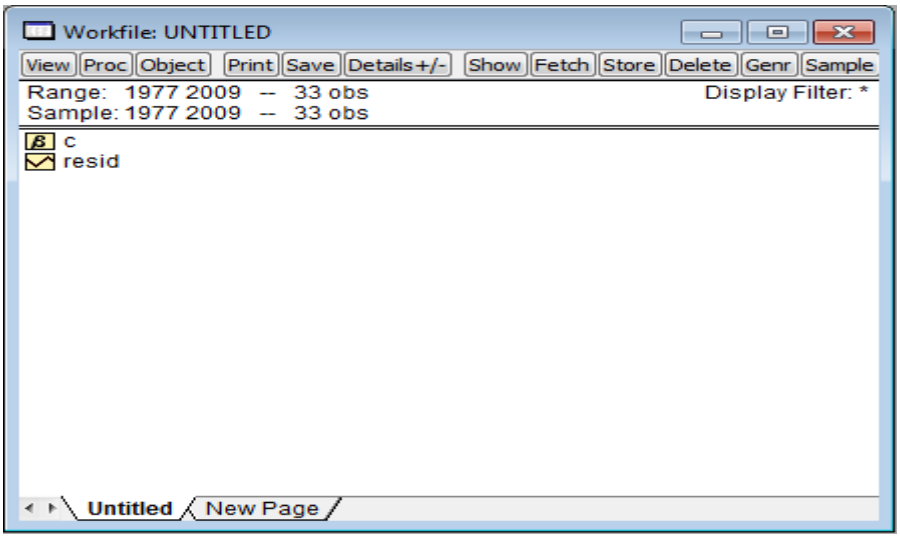
نتحصل بعدها على لوحة كتابة طبيعة ونوعية البيانات سنوية أو ربع سنوية أو شهرية ...ألخ.



يتم خلالها كتابة تاريخ بداية البينات في خانة Start Date وتاريخ نهاية البيانات في خانة End Date

ملاحظة: إذا كانت البيانات ربع سنوية تكتب بالشكل التالي: البداية 1977:01 النهاية 2009:04 وإذا كانت شهرية تكتب بالشكل التالي: البداية1977:01 النهاية 2009:12.

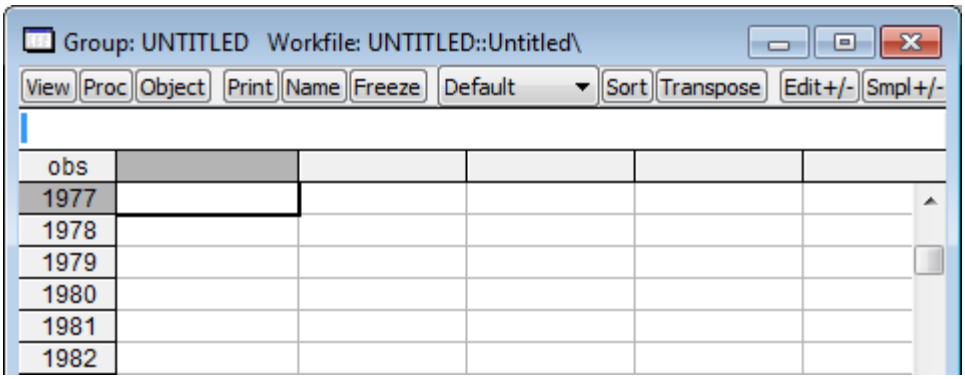
ثم الضغط على Ok لتحصل بعدها على اللوحة التالية:



لإدخال البيانات يتم من خلال اتباع المراحل التالية بالضغط على:

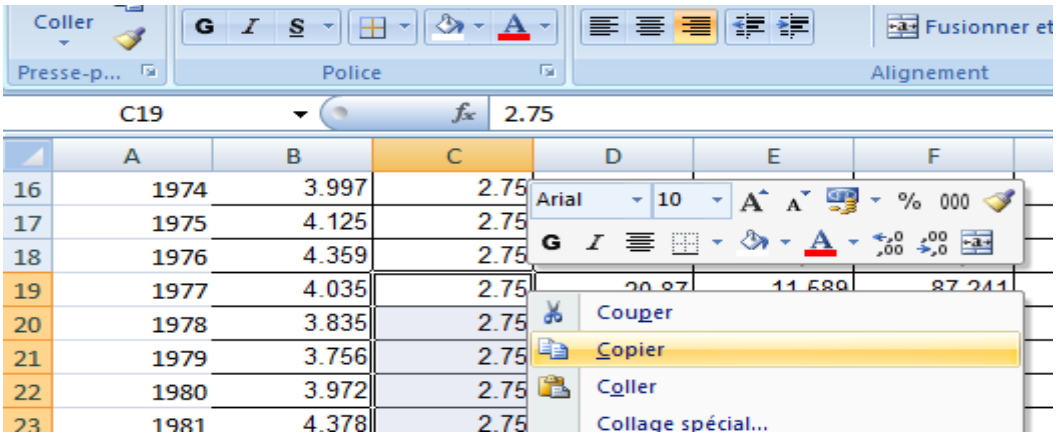
Quick → Empty Group (Edit Series)

نحصل اللوحة التالية لكتابة البيانات:

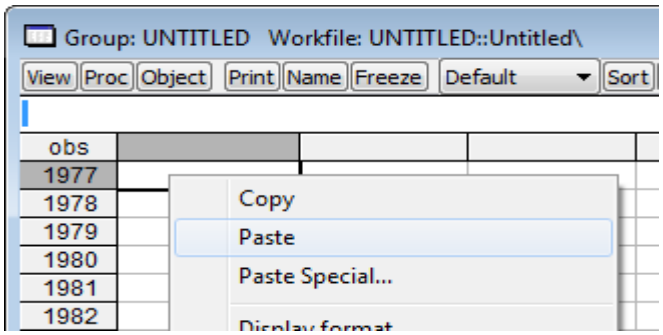


وتتم عملية كتابة البيانات أو نسخها من ملف Excel ولصقها في اللوحة بالشكل التالي:

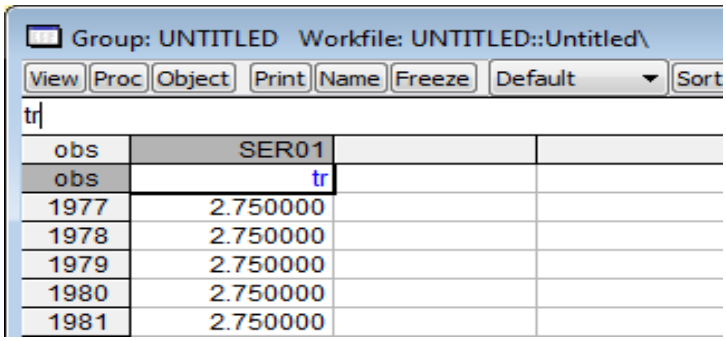
عملية النسخ copier:



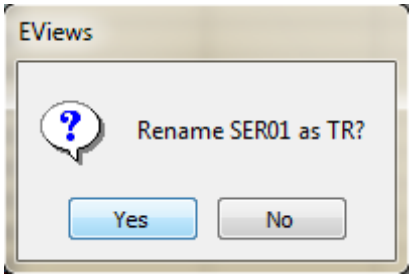
عملية اللصق paste:



وتتم عملية تسمية المعطيات بالشكل التالي:

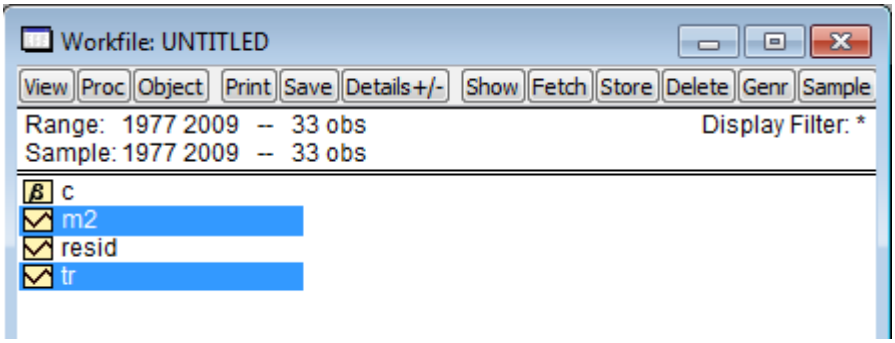


نحصل بعد هذه المحلة مباشرة على اللوحة التالية:



نقوم بالضغط على yes للموافقة التسمية، نتبع نفس المراحل بالنسبة للتغير النسبي للكتلة النقدية M2.

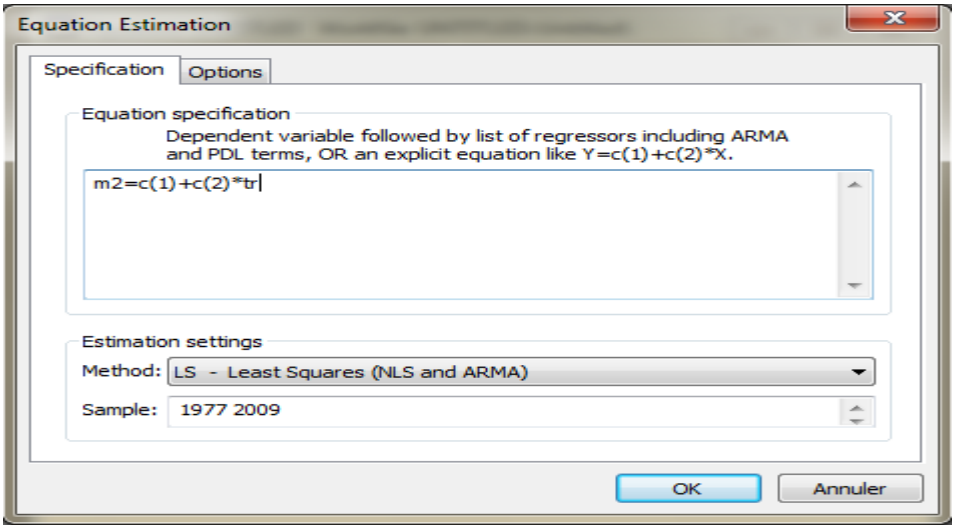
عندها تظهر المتغيرات في اللوحة كما هي مبينة في الشكل التالي:



إن عملية تقدير نموذج الانحدار البسيط تعتمد على اتباع المراحل التالية بالضغط على:

Quick → Estimate Equation…

نحصل على اللوحة التالية:



ومن خلال هذه اللوحة يتم اختيار طريقة التقدير وهي طريقة المربعات الصغرى (OLS) كما يظهر وصياغة النموذج بالشكل التالي: $M2=c(1)+c(2)*tr$

حيث:

$$c(1)=\alpha$$

$$c(2)=\beta$$

ثم الضغط على Ok فنحصل على المعلمات المقدرة للنموذج كما في الشكل التالي:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.704831	1.169002	0.602934	0.5509
C(2)	1.225948	0.073895	16.59030	0.0000

R-squared	0.898772	Mean dependent var	16.59758
Adjusted R-squared	0.895506	S.D. dependent var	11.90643
S.E. of regression	3.848814	Akaike info criterion	5.592099
Sum squared resid	459.2144	Schwarz criterion	5.682796
Log likelihood	-90.26963	Hannan-Quinn criter.	5.622616
F-statistic	275.2380	Durbin-Watson stat	0.779398
Prob(F-statistic)	0.000000		

إذن فإن معاملات نموذج الانحدار البسيط المقدرة الموجودة في الدائرة الخضراء هو:

$$M2=9.714+1.057TR+ui$$

من خلال النتائج المحصل عليها نلاحظ وجود علاقة طردية بين سعر الفائدة و الكتلة النقدية لأن إشارة المعلمة B موجبة و هذا ما تثبته النظرية الاقتصادية و بالتالي نرفض الفرضية العدمية و نقبل الفرضية البديلة.

مثال 2:

نحاول دراسة تأثير الانفاق الحكومي على بعض المتغيرات الاقتصادية التي تعكس أداء الاقتصاد الوطني خلال الفترة(1980-2013) حيث تم استخدام متغيرات سنوية لكل من الانفاق العام(de)،معدل البطالة(ch) ،الناتج المحلي الاجمالي(gdp) .

الجدول 2: احصائيات عن الانفاق العام ،معدل البطالة و الناتج المحلي الاجمالي

السنوات	الإنفاق ح(مليار دج)	معدل البطالة	ن . م .إ (مليار دج)
1980	22.351	18	162.507
1981	26.354	13.22	191.469
1982	30.660	16.29	207.552
1983	34.693	13.10	233.752
1984	39.476	8.69	263.856
1985	45.832	9.69	291.597
1988	65.1386	18	347.717
1989	70.791	21.39	422.044
1990	90.067	15.19	554.388
1991	128.191	18.10	862.133
1992	184.765	19.70	1074.700
1993	221.203	21.29	1189.720
1996	405.369	23.79	2570.030

2780.170	23.14	459.832	1997
2830.490	24.36	503.631	1998
3238.200	28.10	543.604	1999
4123.510	25.89	560.136	2000
4227.110	26.40	624.559	2001
4522.770	28.020	700.447	2002
5252.320	29	777.522	2003
6150.450	28.88	846.896	2004
7563.610	27.29	865.879	2005
8520.560	28.89	954.868	2006
9306.240	26.29	1062.910	2007
10993.80	17.60	43229.000	2008
10017.50	15.30	51917.000	2009
12034.39	12.30	61700.000	2010
14481.00	13.80	66050.000	2011
15915.36	11.300	74287.000	2012
16357.00	10.19	67270.000	2013

المصدر:الديوان للاحصائيات الوطني

المطلوب: تقدير نموذج الانحدار المتعدد باستخدام EViews6.

الحل:

نحاول اختبار العلاقة الاقتصادية تأثير الإنفاق العام على متغيرات الاقتصاد الوطني خلال الفترة(1980-2013) حيث أن النموذج المناسب لتقدير العلاقة هو نموذج انحدار متعدد لاحتوائه على أكثر من متغير أحدهما تابع و الباقي متغيرات مفسرة حيث يقوم النموذج على الفرضيتين التاليتين:

(H0): لا يؤثر الانفاق الحكومي على الاقتصاد الوطني

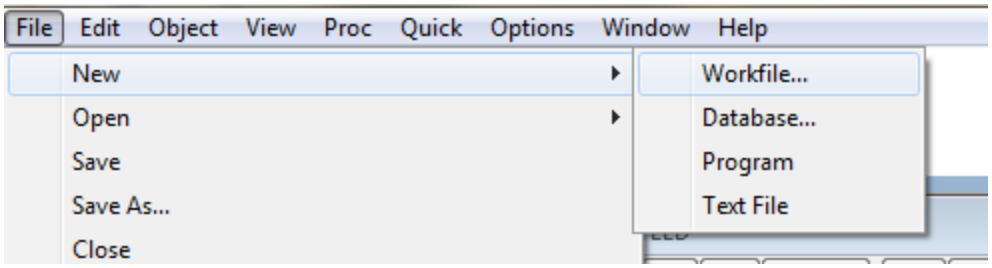
(H1): يؤثر الانفاق الحكومي على الاقتصاد الوطني

حيث يأخذ النموذج الصيغة التالية:

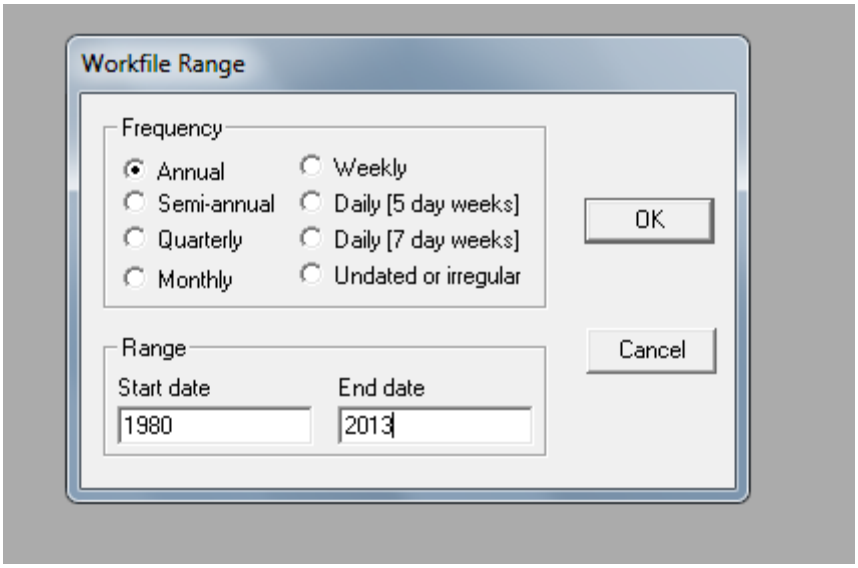
$$Y=f(x_i)+u_i$$
$$Y=a(x_1,x_2,x_3)+b+u_i$$

يتم أولاً تحديد تاريخ بداية ونهاية البيانات بإتباع المراحل الموالية:

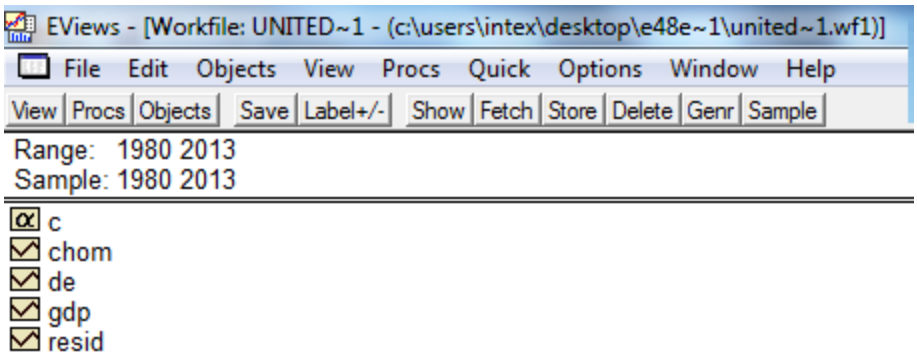
File → New → Workfile



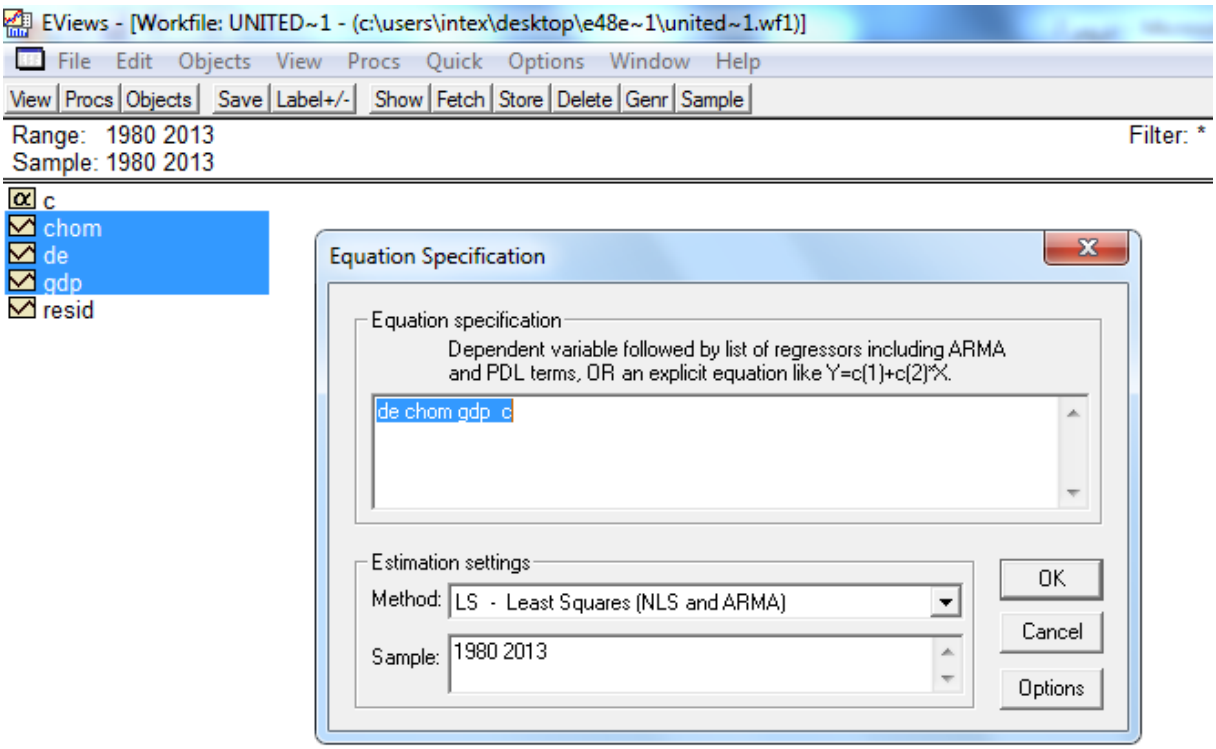
نتحصل بعدها على لوحة كتابة طبيعة ونوعية البيانات سنوية أو ربع سنوية أو شهرية ...ألخ.



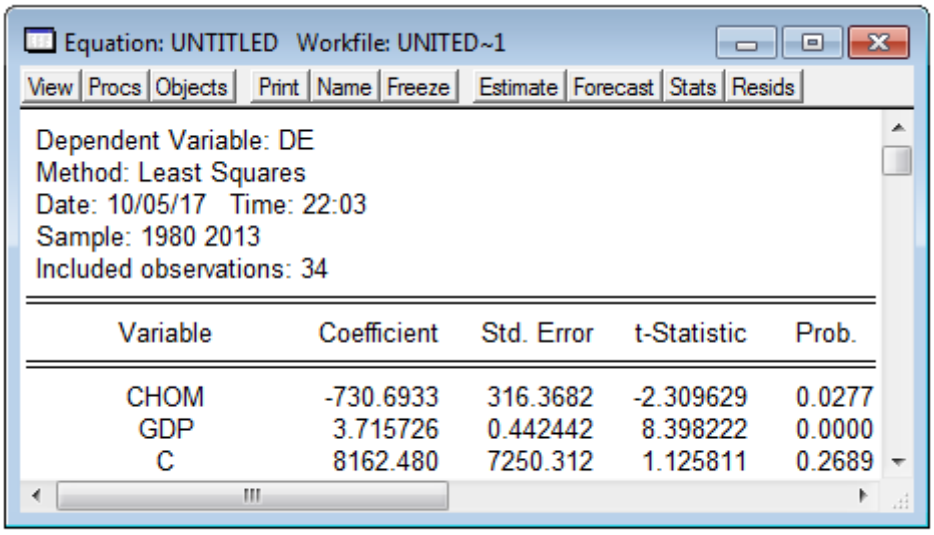
نقوم بادخال المتغيرات بنفس الطريقة السابقة و باتباع نفس الخطوات نتحصل على الشاشة التالية:



إن عملية تقدير نموذج الانحدار المتعدد تعتمد على الحصول على معادلة النموذج باستعمال طريقة المربعات الصغرى اتباع المراحل التالية بالضغط على المتغير التابع أولا ثم تليه المتغيرات المستقلة صم نضغط على الزر باليسار نضغط على أحد الخيارات باسم OPEN ثم as equation نتحصل على الشاشة التالية:



نضغط على زر okنتحصل على معادلة النموذج:



Y=8162+ 3.7157gdp-730 .69 ch+ui

المحاضرة رقم (3): السلاسل الزمنية.

تعتبر السلسلة الزمنية مجموعة من المشاهدات لمؤشر إحصائي معين وفق ترتيب زمني بحيث كل فترة زمنية تقابلها قيمة عددية للمؤشر، و غياب الاستقرارية يؤدي إلى مشاكل قياسية مثل مشكلة الانحدار الزائف و التي تجعل معظم الاختبارات الإحصائية مضللة، و من أجل ذلك وجب دراسة استقرارية السلاسل الزمنية المراد دراستها من أجل تفادي كل هذه المشاكل، و تطلق الاستقرارية في المفهوم الإحصائي على السلسلة الزمنية التي يكون وسطها الحسابي و تباينها ثابتان عبر الزمن، و تعرف الاستقرارية أيضا أنها مجموعة من القيم الخاصة بمؤشر ما مأخوذ خلال فترات زمنية متتالية و التي تعكس تطور ذلك المؤشر عبر الزمن، و السلسلة الزمنية المستقرة هي التي لا تحتوي على اتجاه عام و لا على مركبة فصلية.

وتعتبر السلسلة الزمنية مستقرة إذا توفرت فيها الخصائص التالية:

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن أي $E(Y_t)$ مستقل عن الزمن (t).
- ثبات التباين عبر الزمن أي $Var(Y_t)$مستقل عن الزمن (t) .
- أن يكون التغاير(Covariance) بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمدة على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير، أي $Var(Y_t)$ مستقل عن الزمن (t).

و خلاصة الأمر أن السلسلة تكون مستقرة إذا كانت كل الخصائص الثلاث مستقلة عن الزمن*(t)*.

1-اختبارات استقرارية السلاسل الزمنية.

تعد اختبارات جذر الوحدة (The unit root test of Stationary) كفيلة بإجراء اختبارات الاستقرارية، ونقوم بهذه العملية من أجل تفادي الانحدار الزائف و النتائج المضللة، ويجب أن تكون السلاسل الزمنية مستقرة من نفس الدرجة، و يعد هذا أحد الشروط الضرورية لإجراء اختبار التكامل المشترك وإلا فلن تكون هناك علاقة بين المتغيرات في المدى الطويل.

و هناك العديد من الطرق التي تستخدم في اختبار سكون السلسلة الزمنية وهي إما كيفية أو كمية:

- الاختبارات الكيفية: ومنها الرسم البياني الذي قد لا يعطي نتائج قاطعة بشأن طبيعة و خصائص السلسلة الزمنية، كما يمكن الاستدلال على سكون السلسلة الزمنية لأي متغير بفحص دالة الارتباط الذاتي ACF "*Auto Corrélation Function*"، حيث تقترب الدالة من الواحد إذا كانت السلسلة غير ساكنة، وتتناقص بالتدريج مع زيادة الفجوة الزمنية، وتعتمد هذه الطريقة على الفحص النظري ولكنها قد لا تؤدي إلى نتائج قاطعة.

- الاختبارات الكمية: وهي أكثر دقة في تحديد الاستقرارية للسلسلة الزمنية، ومن أهم هذه الاختبارات نجد :

أ- اختبارات الجذر الأحادي (The unit root test of stationary)

- اختبار ديكي- فولر البسيط: DF "*Dickey Fuller*" : قدم هذا الاختبار لأول مرة من قبل فولر في عام 1976، و تم مواصلة البحث من طرف "*Dickey* و *Fuller*" سنة 1979، و يبحث اختبار *DF* في التحقق من استقرارية أو عدم استقرارية السلسلة في حالة وجود نموذج ذو انحدار ذاتي من الرتبة الأولى *AR(1)' First-order Autoregressive Model*، و يرتكز هذا الاختبار على فرضيين و ثلاث نماذج.

الفرضيتان هما:

الفرضية العدمية: $H_0 : \Phi = 1$

الفرضية البديلة: $H_1 : \Phi \# 1$

إذا تحققت الفرضية العدمية معناه السلسلة تحتوى على الجذر الأحادي وبالتالي هي غير مستقرة، وإذا تحققت الفرضية البديلة معناه عدم وجود الجذر الأحادي وبالتالي السلسلة الزمنية هي مستقرة، و نقوم بتطبيق هذه الفرضيات على ثلاث نماذج، ومنه يمكن كتابة النموذج الانحدار الذاتي: $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ على شكل $\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$ حيث Δ تمثل الفروق الأولى أو التفاضل الأول، وحسب اختبار *DF* نقوم باختبار الفرضيات في ثلاثة صيغ أي ثلاث نماذج:

النموذج الأول: ..... $\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \varepsilon_t$

النموذج الثاني: ..... $\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + c + \varepsilon_t$

النموذج الثالث: ..... $\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + c + B_t + \varepsilon_t$.

بحيث:

c: تمثل الثابت.

B_t: تمثل الاتجاه الزمني.

ε_t: هو حد الخطأ العشوائي.

X_t: متغيرة عند الزمن(t).

X_{t-1}: متغيرة عند الزمن$(t-1)$.

- في النموذج الأول صيغة السير العشوائي هي بسيطة (Simple Random Walk) لا يوجد بها اتجاه زمني و لا حد ثابت (processus sans Trend et sans constante).

- في النموذج الثاني صيغة السير العشوائي بدون اتجاه زمني و مع حد ثابت (processus sans Trend avec constante).

- في النموذج الثالث صيغة السير العشوائي مع اتجاه زمني و حد ثابت (processus avec Trend et avec constant).

و يتبع *اختبار* DF الخطوات التالية:

- يبدأ بإجراء اختبار الفرضية على النموذج الثالث ثم الثاني ثم الأول، ويتم مقارنة قيم Φ المقدرة مع القيم الجدولية في جداول معدة خصيصا لذلك من قبل "*Dickey* و *Fuller*" ويوجد بها ما يسمى بالقيم الحرجة "*Critical values*" عند حجم عينة معين (n) ومستوى معنوية معين (1%، 5%، 10%)، وعند استخدام برامج متخصصة مثل "*Eviews*" فإنها تعطي القيم الحرجة ضمن النتائج دون الحاجة للبحث عنها في الجداول.

فإذا كانت قيمة Φ المقدرة أكبر من القيم الحرجة نقبل الفرضية العدمية (H_0) و يعني هذا وجود جذر أحادي وبالتالي السلسلة غير مستقرة.

أما إذا كانت قيمة Φ المقدرة أصغر من القيم الحرجة نرفض الفرضية العدمية (H_0) و نقبل الفرضية البديلة (H_1) يعني عدم وجود جذر أحادي وبالتالي استقرار السلسلة.

– **اختبار ديكي فولر الموسع: " Augmented Dickey Fuller ADF"** :طور العالم ديكي فولر عام 1981 اختبار لتحليل طبيعة و خصائص السلاسل الزمنية أطلق عليه *(ADF) Test Augmented Dickey-Fuller*، والذي أصبح يعد من أكفأ الاختبارات لجذر الوحدة محاولا تصحيح مشكلة الارتباط الذاتي في البواقي عن طريق تضمين دالة الاختبار عددا معينا من فروقات المتغير التابع.

و يعتبر اختبار ديكي- فولار الموسع 1981 *(ADF)* اختبار لوجود الجذر الأحادي ، ويعتمد على نفس عناصر اختبار *(DF)* ولكنه يقوم بتحويل نموذج من نوع *AR(1)* إلى نموذج من نوع *AR(p)* للتخلص من الارتباط الذاتي للحد العشوائي، وبهذا يصبح له قوة للكشف على استقرارية السلاسل الزمنية، والقدرة على تحديد نوع عدم الاستقرارية إن كانت من مسار *TS* أو *DS*، وهو كذلك يعتمد على ثلاثة صيغ أي ثلاثة نماذج باستعمال طريقة المربعات الصغرى*(MCO)*:

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad \text{.....النموذج (1)}$$

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \quad \text{.....النموذج (2)}$$

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \quad \text{.....النموذج (3)}$$

بحيث:

$$(p-1) = \Phi$$

k تمثل درجة التأخر.

وتتمثل الفروض المراد اختبارها حسب كل نموذج كما يلي:

– في النموذج (1):لا تحتوي صيغة هذا النموذج على اتجاه زمني ولا على حد ثابت وتتمثل الفروض في هذه الحالة كما يلي:

الفرضية العدمية: $H_0 : \Phi = 0$

الـــفرضية البديلة: $H_1 : \Phi < 0$

– في النموذج (2): لا تحتوي صيغة هذا النموذج على اتجاه زمني ولكن تحتوي على حد ثابت وتتمثل الفروض في هذه الحالة كما يلي:

الفرضية العدمية: $H_0 : \Phi = 0$ و $c = 0$

الـــفرضية البديلة $H_1 : \Phi < 0$ و $c \neq 0$

- في النموذج (3): نلاحظ أن الصيغة تحتوي على اتجاه زمني و على حد ثابت وتتمثل الفروض في هذه الحالة كما يلي:

$$H_0: \Phi = 0 \text{ و } 0 = c \text{ و } b = 0$$

$$H_1: \Phi < 0 \text{ و } c \neq 0 \text{ و } b \neq 0$$

وتتمثل خطوات ADF كما يلي:

- نقوم بتقدير النموذج الثالث أي الصيغة ذات الاتجاه الزمني والحد الثابت، ثم نجري اختبار الفرضية الخاصة بهذا النموذج، فإذا تم قبول الفرضية (H_0) فإن هذا يعني أن السلسلة غير مستقرة أي يوجد بها جذر أحادي، وبالتالي يتم اختبار معنوية المعامل (b) باستعمال اختبار ستودنت (t)، فإذا كان يختلف عن الصفر فإن السلسلة الزمنية من المسار TS و أفضل طريقة لإرجاعها مستقرة هي تقدير معادلة الاتجاه العام لإجراء الدراسة على البواقي، أما إذا رفضنا الفرضية العدمية(H_0) و قبلنا الفرضية البديلة(H_1) فإننا نمر إلى تقدير النموذج الثاني.

- في النموذج الثاني إذا تم قبول الفرضية العدمية (H_0) هذا يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، و بالتالي يتم اختبار معنوية المعامل الثابت(c) باستعمال اختبار ستودنت (t)، فإذا كان(c) مختلف عن الصفر فإن السلسة الزمنية من المسار DS بانحراف، وأحسن طريقة لإرجاعها مستقرة هي طريقة الفروقات مع إضافة الثابت(c)، أما إذا كان(c) يساوي الصفر فهذا يعني أن السلسلة من المسار DS دون انحراف، وأفضل طريقة لإرجاعها مستقرة هي طريقة الفروقات دون إضافة الثابت(c)، أما إذا رفضنا الفرضية العدمية (H_0) و تم قبول الفرضية البديلة(H_1) نمر إلى تقدير النموذج الأول.

- في النموذج الأول إذا تم قبول الفرضية العدمية (H_0) هذا يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة من المسار DSدون انحراف و أفضل طريقة لارجاعها مستقرة طريقة الفروقات، أما إذا تم قبول الفرضية البديلة (H_1) فإن السلسلة الزمنية مستقرة في مستواها الأصلي.

يعتمد اختبار ADF على عدد التأخر أي درجة التأخير k وتحدد باستعمال معيار *chwortz* 1978 ومعيار *Akaike* 1974 و باستعمال البرامج المتخصصة مثل برنامج *Eviews* يتم إعطاء عدد التأخر الأمثل (*lags optimal*) لهذين المعاملين.

- اختبار فيلب بيرون: "*Philips Perron*" :طور فليبس اختبارا للتخلص من آثار الارتباط الذاتي في بواقي معادلة اختبار جذر الوحدة، وذلك بإجراء تعديل معلمي لتباين النموذج حتى يأخذ في الاعتبار وجود الارتباط الذاتي الذي يعكس الطبيعة الديناميكية في السلسلة، و قد اقترح كل من *Phillips* و*Perron*

(1988) طريقة غير معيارية non paramétrique لتصحيح وجود الارتباط الذاتي على عكس ADF الذي يستعمل الطريقة المعيارية.

و يقوم اختبار PP على اختبار الفرضية العدمية للجذر الأحادي في ثلاث نماذج.

الفرضيتان هما:

H_0: $\Phi = 0$ الفرضية العدمية

H_0 : $\Phi < 0$ الفرضية البديلة

و تتمثل صيغ النماذج في:

النموذج الأول: ..... $\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$

النموذج الثاني: ..... $\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + c + \varepsilon_t$

النموذج الثالث: ..... $\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + c + B_t + \varepsilon_t$.

النموذج الأول بدون اتجاه زمني و لا حد ثابت .

النموذج الثاني بدون اتجاه زمني و بحد ثابت .

النموذج الثالث باتجاه زمني و بحد ثابت.

و يستخدم اختبار PP اختبار الفرضية العدمية ابتدءا بالنموذج الثالث ذو اتجاه زمني وحد ثابت، ثم النموذج الثاني ذو حد ثابت وأخيرا النموذج الأول بدون اتجاه زمني ولا حد ثابت، ونقارن القيم المقدرة Φ مع القيم الجدولية بنفس طريقة كما في اختبار *ADF* ، و يتميز اختبار PP بإعطاء نتائج جيدة وقوية أحسن من نتائج ADF.

– **اختبار الاستقرارية لـ *kpss***: إن اكتشاف هذا الاختبار من طرف الباحثين *Kwiatkowski, Philips, Schmidt and Shin* (1992) ، و يأخذ هذا الاختبار بعين الاعتبار الحالة التي يكون فيها التباين للبواقي غير ثابت عبر الزمن، و أيضا الحالة التي يتواجد فيها أكثر من جذر أحادي للوحدة و ذلك عن طريق اختبار الفرضيتين السابقتين كما في اختبار ديكي فولار، ثم حساب مربع البواقي كما يلي:

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} e_t$$

ثم بعد ذلك يتم حساب التباين في المدى الطويل عن طريق تقدير العلاقة التالية:

$$S_t^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}(1 - \frac{i}{l+i}) \times \frac{1}{n}\sum^{n} e_t\, e_{t-1}$$

ليتم فيما بعد حساب الإحصائية LM (معامل لاغرانج) كما يلي:

$$LM = \frac{1}{s_t^2}\sum \frac{s_t^2}{n^2}$$

تطبيقات حول المحاضرة رقم (3):

نحاول دراسة تأثير الانفاق العام(dep) على معدل النمو الاقتصادي (cr) في الجزائر خلال الفترة 1980-2014 حيث تتوفر لدينا البيانات في الجدول التالي نقوم بإجراء اختبار الاستقرارية لسلسلة النمو الاقتصادي و الانفاق العام باستعمال برنامج EVIEWS .6

الجدول رقم 3:احصائيات حول الانفاق الحكومي و الناتج المحلي الاجمالي

الوحدة (مليار دينار جزائري)

السنوات	الإنفاق ح	ن . م .إ
1980	22.351	162.507
1981	26.354	191.469
1982	30.660	207.552
1983	34.693	233.752

263.856	39.476	1984
291.597	45.832	1985
347.717	65.1386	1988
422.044	70.791	1989
554.388	90.067	1990
862.133	128.191	1991
1074.700	184.765	1992
1189.720	221.203	1993
2570.030	405.369	1996
2780.170	459.832	1997
2830.490	503.631	1998
3238.200	543.604	1999
4123.510	560.136	2000
4227.110	624.559	2001
4522.770	700.447	2002
5252.320	777.522	2003
6150.450	846.896	2004
7563.610	865.879	2005
8520.560	954.868	2006
9306.240	1062.910	2007
10993.80	43229.000	2008
10017.50	51917.000	2009
12034.39	61700.000	2010
14481.00	66050.000	2011
15915.36	74287.000	2012
16357.00	67270.000	2013

المصدر:الديوان الوطني للاحصائيات

و لتطبيق اختبار ADF على سلسلة النمو الاقتصادي (cr) نقوم بتقدير النماذج القاعدية الثلاث على السلسلة باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية MCO، وتتمثل صيغة النموذج في:

$$\Delta cr = pcr_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} Qj\ \Delta cr_{t-j+1} + c + dt + \varepsilon_t$$

و نقوم باختبار استقرارية السلسلة باستخدام اختبار ADF للتحقق من صحة الفرضية المتمثلة في:

$cr_t \quad I(1)$

حيث يتم تقدير المعادلة التالية بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية بحيث تكون الفرضية العدمية كما يلي:

$H0 : cr_t \quad I(1)$

و يتم رفض الفرضية العدمية $H0$ إذا كانت قيمة α سالبة و تختلف عن الصفر.

- و باستعمال برنامج *eviews* نقوم باختبار استقرارية السلسلة الزمنية الناتج المحلي الإجمالي و ذلك باجراء اختبار على الفرضية التالية: $H_0 : Q_1 = 1$

و تتمثل النماذج الثلاث المراد اختبارها على سلسلة الناتج المحلي الإجمالي في:

النموذج الأول:

$$\Delta tcr = \text{pcr}_{t-1} \sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta cr_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

النموذج الثاني:

$$\Delta tcr = \text{pcr}_{t-1} \sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta cr_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

النموذج الثالث:

$$\Delta tcr = \text{pcr}_{t-1} \sum_{j=2}^{p} \emptyset \Delta cr_{t-j+1} + c + d_t + \varepsilon_t$$

و يكون القرار الإحصائي كما يلي:

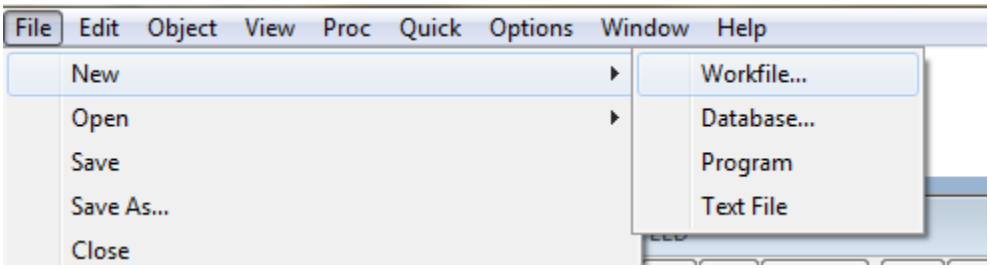
- إذا كانت $t_{tab} < t_{Qj}$ نقبل الفرضية العدمية H_0 أي أن سلسلة الناتج المحلي غير مستقرة و ذلك لوجود الجذر الأحادي.
- إذا كانت $t_{tab} > t_{Qj}$ نرفض الفرضية العدمية H_0 أي أن السلسلة الزمنية لا يوجد بها الجذر الأحادي و بالتالي هي مستقرة.

و من أجل دراسة الاستقرارية باستخدام برنامج اتبع الخطوات التالية:

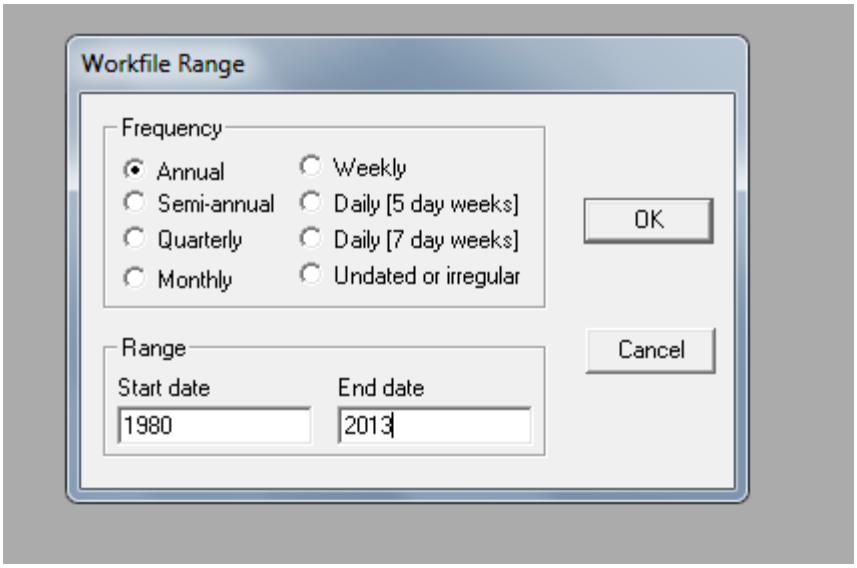
1- إدخال البيانات في جدول excel أو من خلال إنشاء ملف مختصر على سطح المكتب document texte و حفظها على الكمبيوتر.

2- إنشاء ملف داخل برنامج eviews كالتالي:

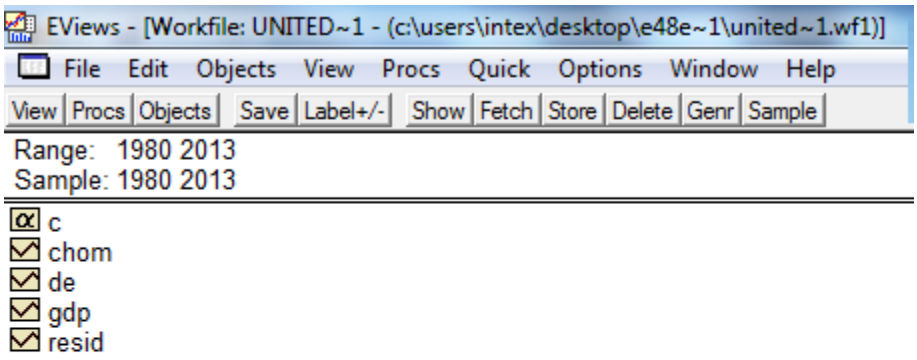
3- من قائمة البرامج يتم فتح برنامج Eviews ثم اختر File/new/work file كما في الشكل التالي:



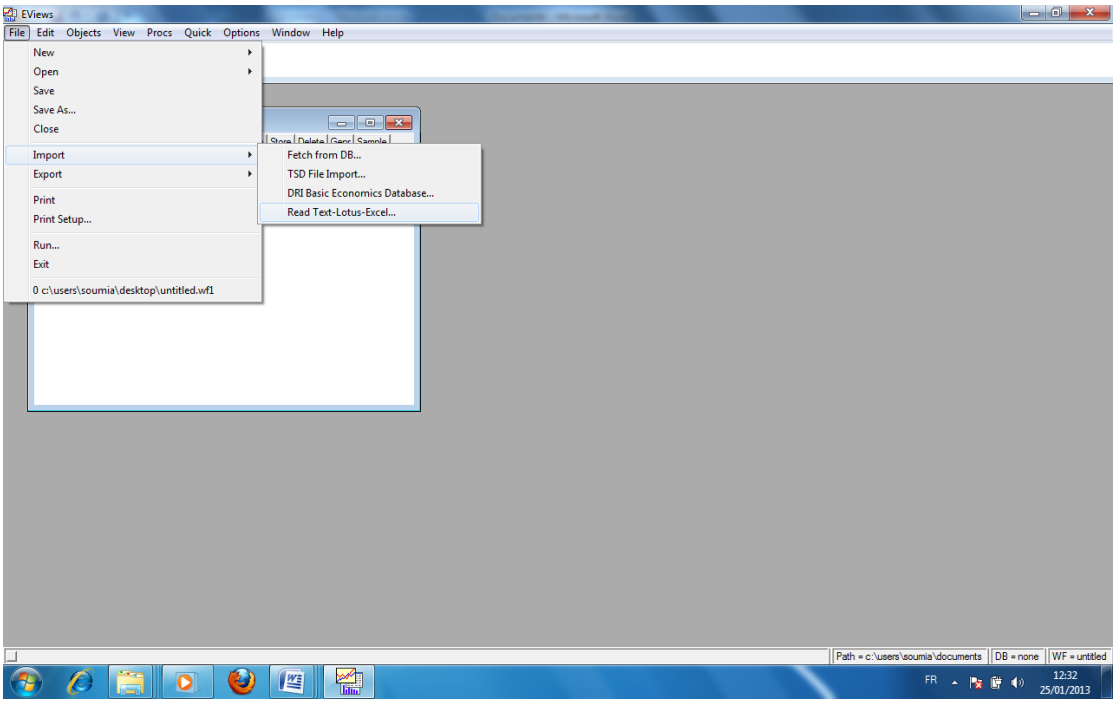
4- بما أن الإحصائيات المتوفرة لدينا في المثال هي بيانات سنوية نقوم بالخيارات التالية:



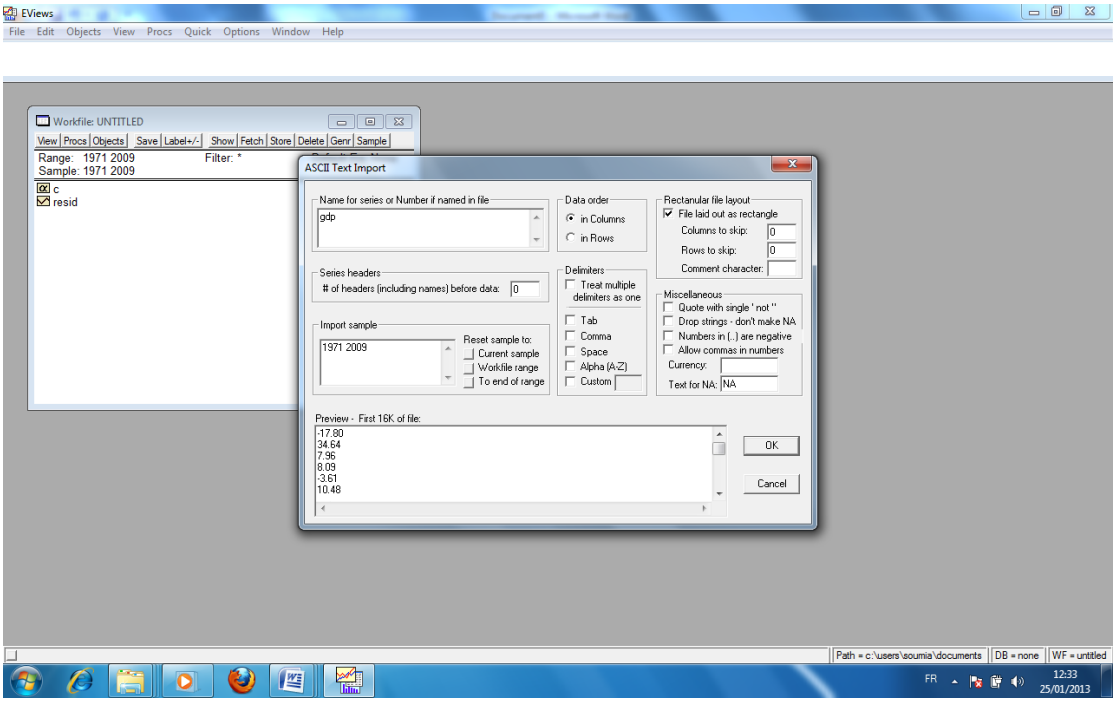
5-عند الضغط على OK تظهر لك الشاشة التالية تتكون من C الثوابت أما résid فهم البواقي:



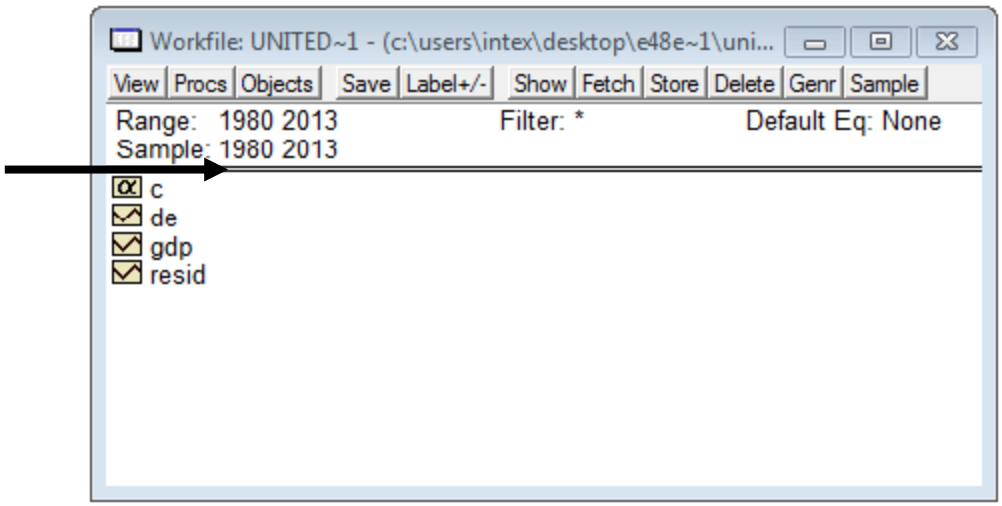
6-يتم الآن إدخال السلسلة إلى البرنامج قم باختيار import و حمل السلسلة بالبرنامج:



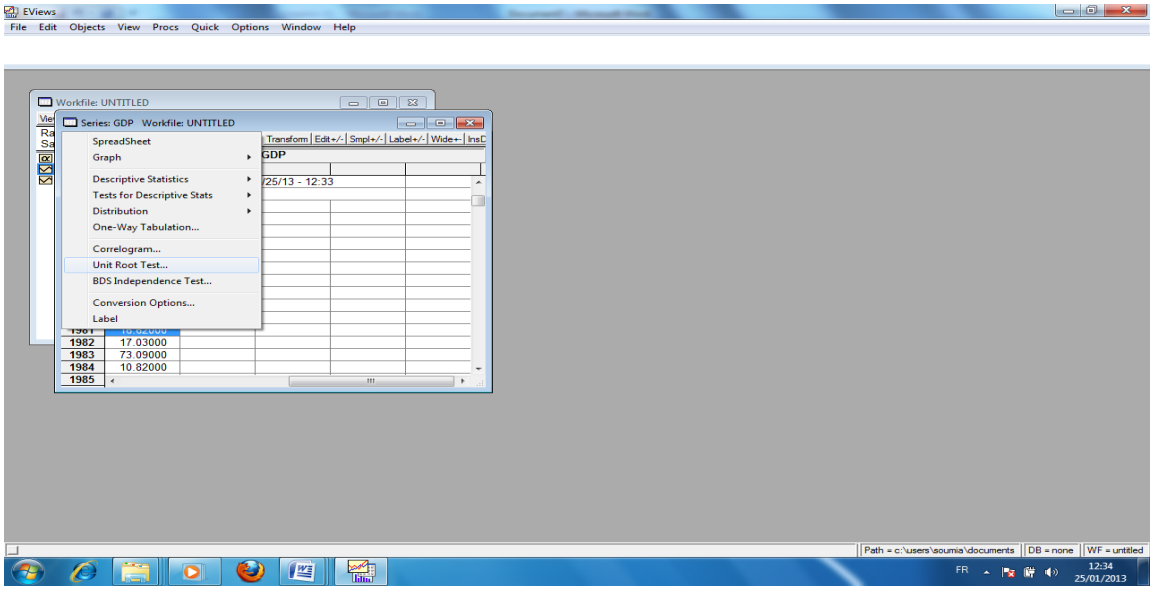
7- الشكل التالي يوضح لك تحميل السلسلة الموجودة في ملف نوع document texte



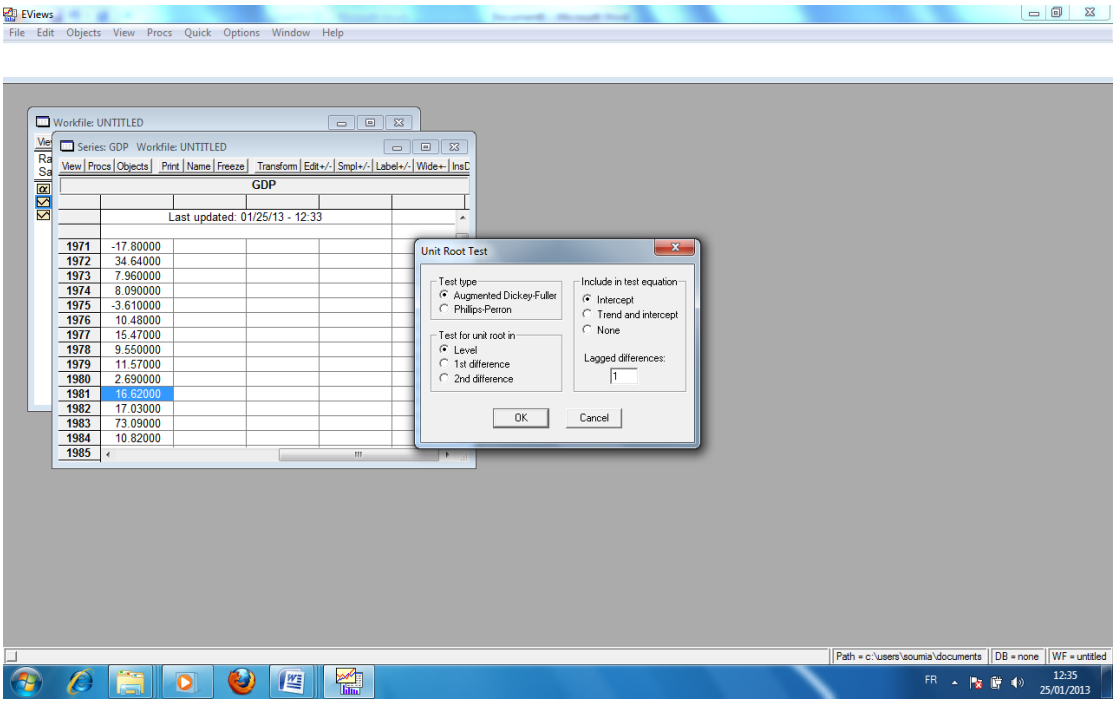
8- نفس الخطوات ستتبعها عند إدخال سلسلة الاتفاق الحكومي غي البرنامج تتحصل على ورق عمل بالشكل التالي:



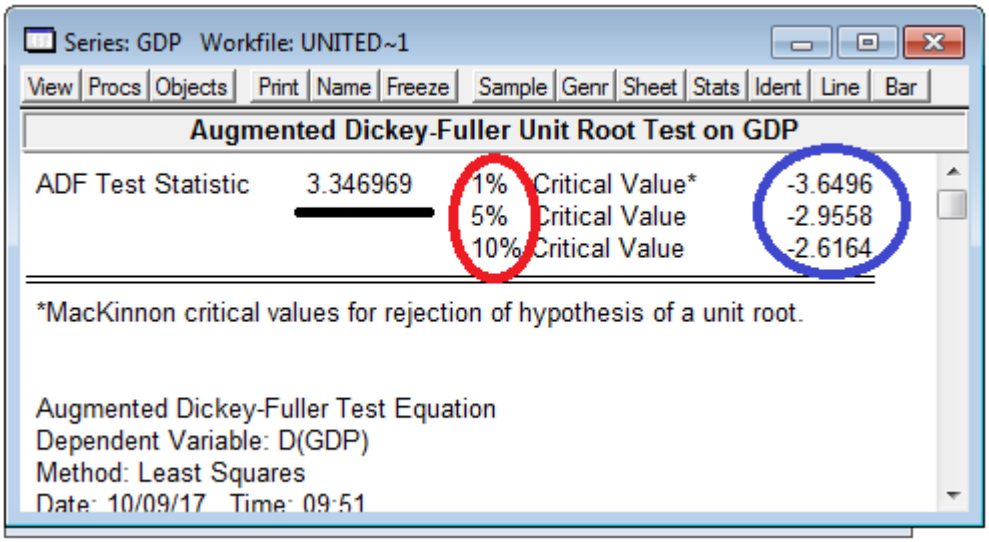
9- نقوم الآن بفتح السلسة عن طريق الضغط مرتين على أيقونة السلسلة ثم نختار viewالموجودة في البرنامج و نختار إختبار الجذر الوحدوي unit root test كما في الشكل التالي:



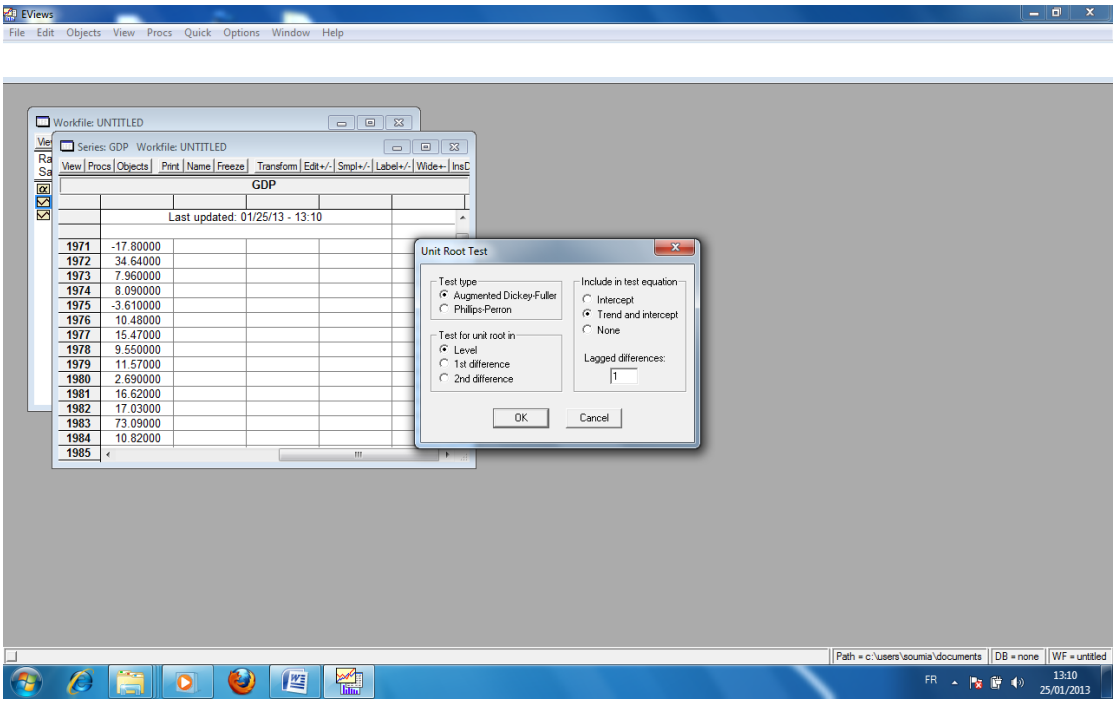
10- تظهر لدينا في الشاشة وجود اختبارات ADF و PP بثلاث نماذج كما في الشكل حيث نقوم بإجراء الإختبار الأول ADF على النموذج الأول عند المستوى الأول كما هو موضح:



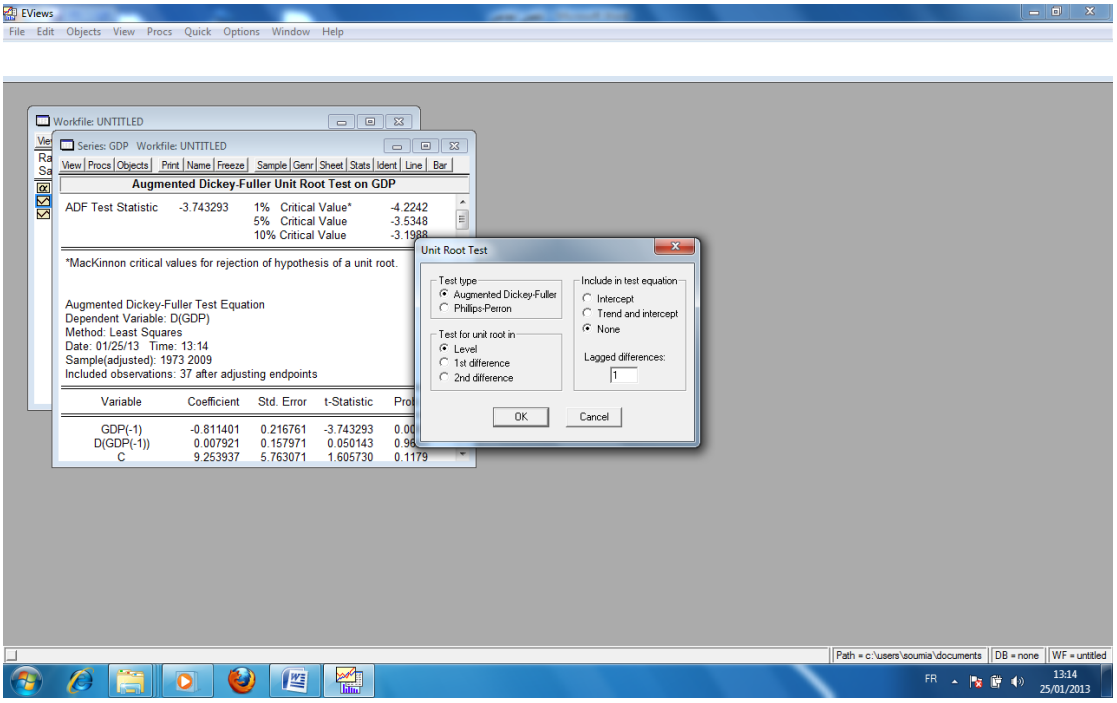
11-يظهر من الإختبار أن السلسة تحتوي على الجذر الوحدوي ما يعني أنها غير مستقرة و نلاحظ ذلك من خلال مقارنة القيم المحسوبة بالقيم الحرجة الجدولية عند مستويات الثقة 1% و 5 % و 10% كما هو مبين في الشكل التالي:



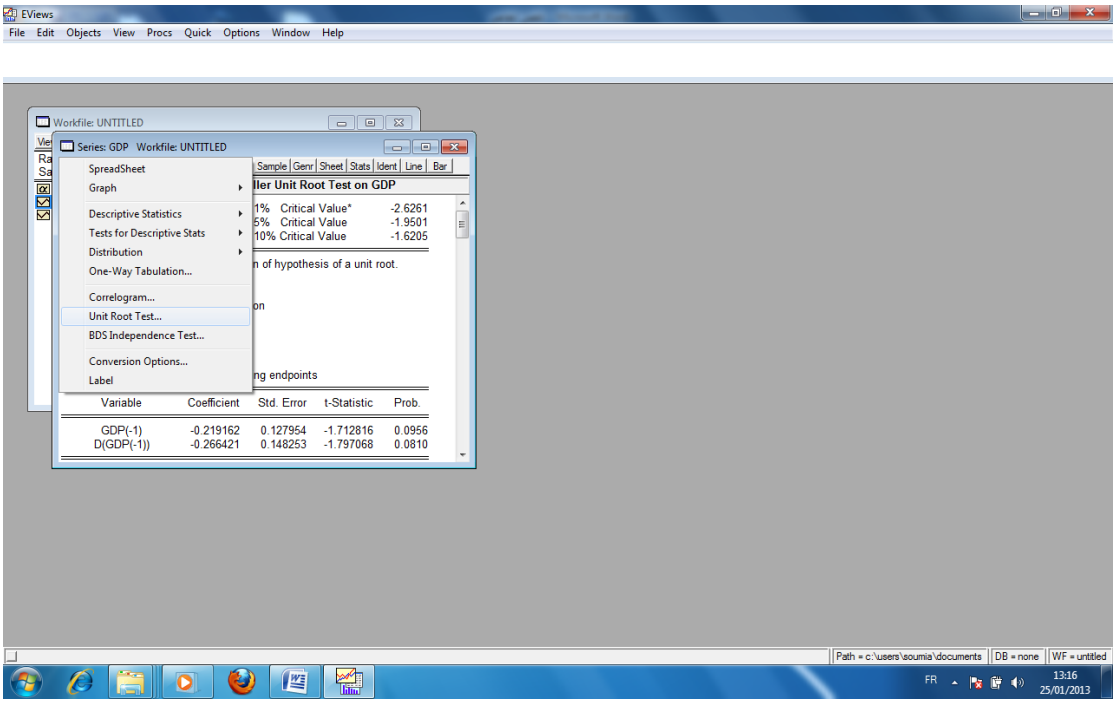
و بالتالي نجري الإختبار باستعمال النموذج الثاني عند المستوى الأول ، اختر view و قم بنفس الاختيار unit root test و اضغط على ok كما يظهر:

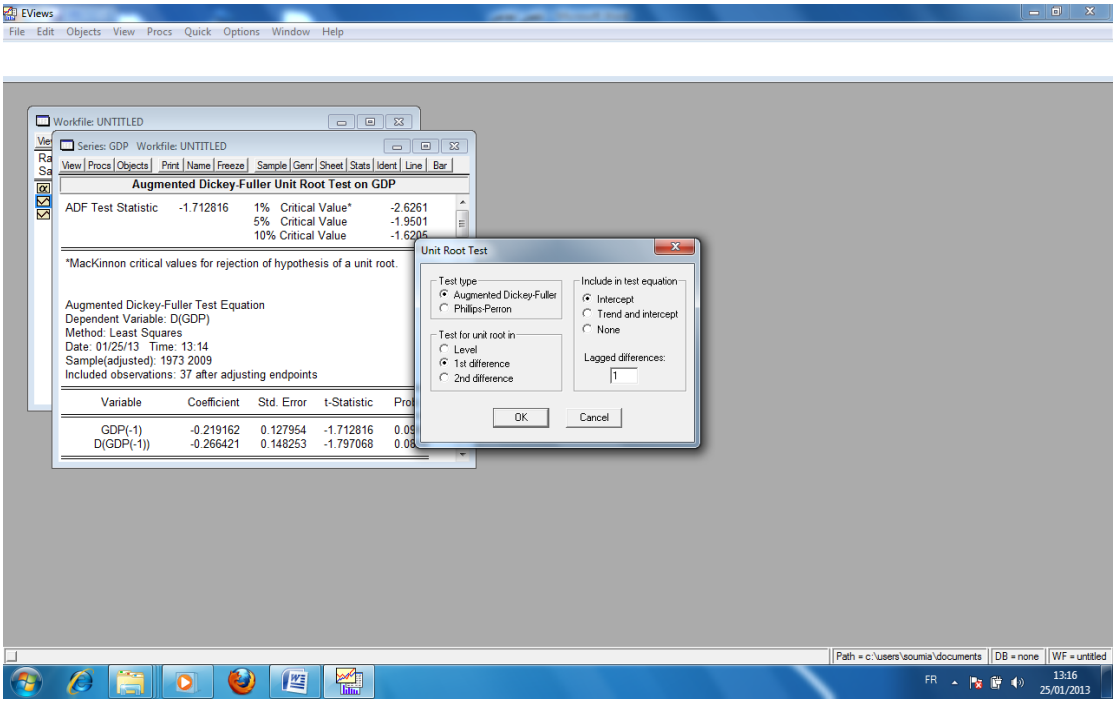


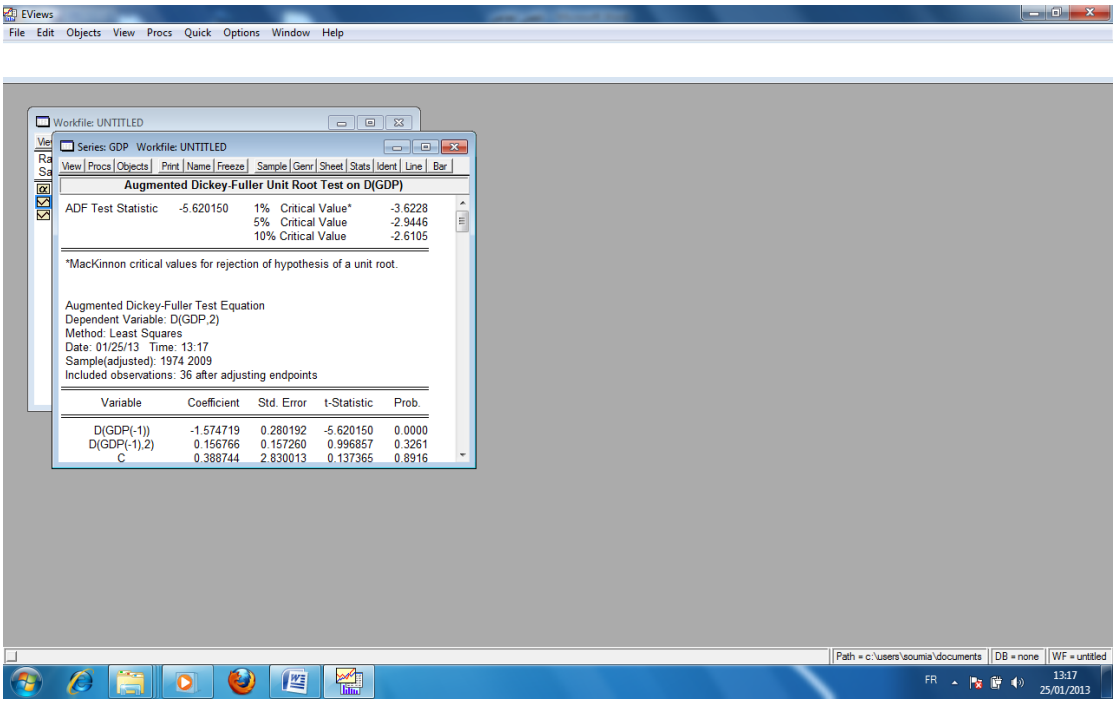
12- بعد ذلك ستظهر لك شاشة توضح لك نتائج الإختبار حيث تلاحظ أن السلسلة لا تزال تتضمن جذر الوحدة و أنها لا تزال غير مستقرة لذلك ستمر إلى اختبار النموذج الثالث عند نفس المستوى:



13- من خلال نتائج البرنامج لا تزال السلسلة تتضمن جدر الوحدة لذلك سنبحث عن الاستقرارية باجراء التكامل من الدرجة الأولى كما يظهر في الشكل التالي:

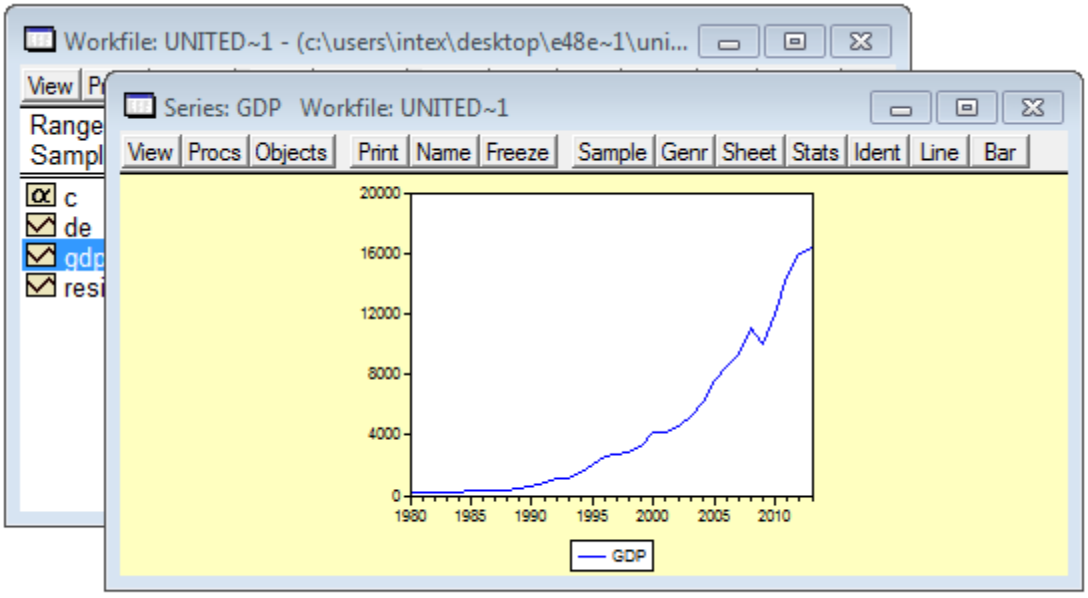

EViews
File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help
Workfile: UNTITLED
Series: GDP Workfile: UNTITLED
SpreadSheet
Graph
Descriptive Statistics
Tests for Descriptive Stats
Distribution
One-Way Tabulation...
Correlogram...
Unit Root Test...
BDS Independence Test...
Conversion Options...
Label
Sample Genr Sheet Stats Ident Line Bar
ller Unit Root Test on GDP
1% Critical Value* -2.6261
5% Critical Value -1.9501
10% Critical Value -1.6205
n of hypothesis of a unit root.
ng endpoints
Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.
GDP(-1) -0.219162 0.127954 -1.712816 0.0956
D(GDP(-1)) -0.266421 0.148253 -1.797068 0.0810
Path = c:\users\soumia\documents
DB = none
WF = untitled
FR
13:16
25/01/2013


EViews
File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help
Workfile: UNTITLED
Series: GDP Workfile: UNTITLED
View Procs Objects Print Name Freeze Sample Genr Sheet Stats Ident Line Bar
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on GDP
ADF Test Statistic -1.712816 1% Critical Value* -2.6261
5% Critical Value -1.9501
10% Critical Value -1.6205
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDP)
Method: Least Squares
Date: 01/25/13 Time: 13:14
Sample(adjusted): 1973 2009
Included observations: 37 after adjusting endpoints
Variable Coefficient Std. Error t-Statistic
GDP(-1) -0.219162 0.127954 -1.712816
D(GDP(-1)) -0.266421 0.148253 -1.797068
Unit Root Test
Test type
Augmented Dickey-Fuller
Phillips-Perron
Test for unit root in
Level
1st difference
2nd difference
Include in test equation
Intercept
Trend and intercept
None
Lagged differences:
1
OK
Cancel
Path = c:\users\soumia\documents
DB = none
WF = untitled
FR
13:16
25/01/2013

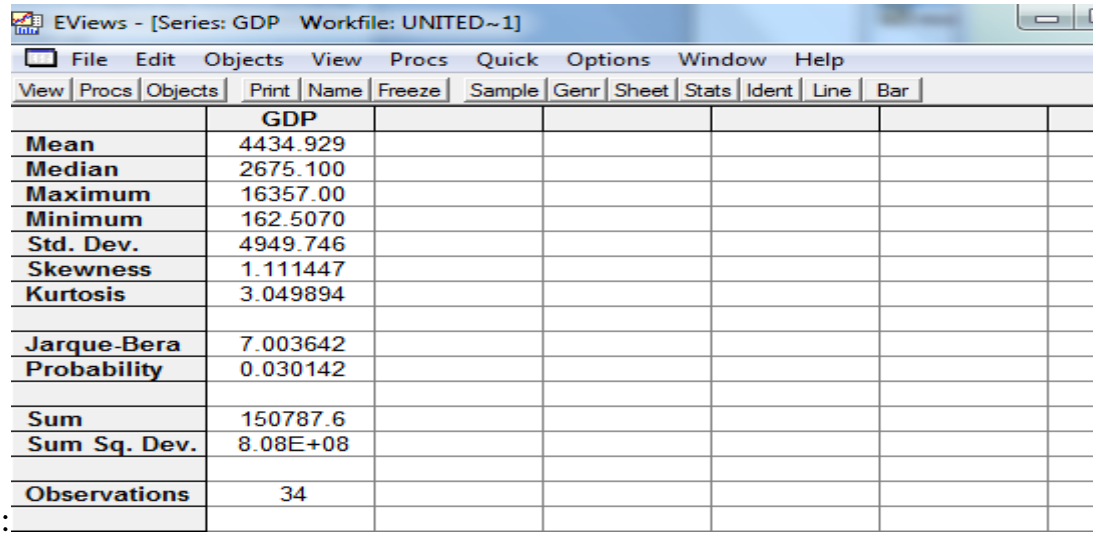


14- بعد إجراء الإختبار على السلسلة من الدرجة الأولى أثبتت النتائج أن سلسلة الناتج المحلي هي مستقرة من الدرجة الأولى حيث نلاحظ أن نسبة الاحتمال 0 كما أن القيم المحسوبة أقل من القيم الجدولية عند مستوى عند مستويات الثقة 1% و 5 % و 10% .

كما يسمح البرنامج برسم السلاسل الزمنية بيانيا حيث يتم الضغط على أيقونة السلسلة المراد رسمها اذهب الى view ختر graph و اضغط ok ستتحصل على رسم للسلسلة الزمنية:



كما يمكن الحصول على الخصائص الاحصائية للسلسة الزمنية حيث يتم الضغط على أيقونة السلسلة المراد الحصول على خصائصها اذهب الى view ا ختر descriptive statistic و اضغط ok ستتحصل على:



	GDP
Mean	4434.929
Median	2675.100
Maximum	16357.00
Minimum	162.5070
Std. Dev.	4949.746
Skewness	1.111447
Kurtosis	3.049894
Jarque-Bera	7.003642
Probability	0.030142
Sum	150787.6
Sum Sq. Dev.	8.08E+08
Observations	34

:

المحاضرة رقم (4) اختبارات التكامل المشترك.

يعرف التكامل المتزامن على أنه تصاحب association بين سلسلتين زمنيتين (X_t , Y_t) أو أكثر بحيث تؤدي التقلبات في إحداهما لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتهما ثابتة عبر الزمن.

و يعرف التكامل المتزامن أيضا بأنه " ربط مجموعة من المتغيرات من نفس الدرجة أو من درجات مختلفة بحيث يؤدي هذا الربط إلى تشكيل تركيبة خطية متكاملة برتبة أقل أو تساوي أصغر رتبة للمتغيرات المستعملة".

و لقد قدمت هذه الطريقة من طرف أنجل و جرانجر Angel/Granger في سنة 1987، ثم بعد ذلك اعتمدت كمفهوم جديد و مهم في الاقتصاد القياسي من طرف العديد من الاقتصاديين، فقد قامGranger بإدخال مفهوم التكامل المتزامن و إنشاء قاعدة موحدة لتحليل نموذج تصحيح الأخطاء للسلاسل الزمنية التي تمنح فيها المتغيرات توجها مشتركا، و قد أثبت كل منهما أن السلاسل الزمنية المتكاملة زمنيا يمكن تمثيلها بنموذج تصحيح الخطأ، و في نفس الوقت فإن هذه النماذج تنتج سلاسل زمنية تربط بينهما علاقة تكامل مشترك.

وتقتضي طريقة التكامل المتزامن أنه إذا كان لدينا متغيرين Y_t، X_t متكاملان من الدرجة الأولى أي مستقرين بعد تفاضلهما من الدرجة الأولى، فنقول أن Y_t،X_t متكاملان تزامنيًا إذا كانت هناك معادلة خطية وحيدة من الشكل: $X_t = A + By_t + Z_t$

حيث أن:

A , B: أعداد حقيقية.

Z_t: متغير مستقر بمتوسط معدوم(تشويش أبيض).

فإذا كانت المعادلة $X_t = A + By_t + Z_t$ تمثل علاقة توازن اقتصادي فإن (Z_t) يسمح بقياس الفرق بين المتغير (X) و قيمته التوازنية في اللحظة(t)، أما إذا كانت (Z_t) لا تشكل تشويش أبيض فإن المتغيرين مرتبطين بعلاقة اقتصادية ثابتة.

و عموما فإن مصطلح التكامل المشترك يحدد لنا إحصائيا المفهوم الاقتصادي للتوازن في المدى الطويل بين متغيرين متكاملين من نفس الدرجة.

1- شروط التكامل المتزامن: تكون السلسلتان الزمنيتان (X_t) و (Y_t) متكاملتان زمنيا إذا تحقق الشرطان التاليان:

1- أن تكون السلسلتين متكاملتان من نفس الدرجة.

2- أن تكون سلسلة البواقي (ε_t) تشكل سلسلة مستقرة من درجة أقل.

فإذا كانت (X_t) سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة (d) أي أن: $X_t \longrightarrow I(d)$

و إذا كانت(Y_t) سلسلة زمنية متكاملة من الدرجة (b) أي أن: $Y_t \longrightarrow I(b)$

فإن مجموع السلسلتين يكون متكامل بدرجة تكامل أقل أي:

$$d \geq b \geq 0$$

فإذا وجدت سلسلتين متكاملتان من الدرجة الأولى I(1) على الشكل:

$$Y_t = a + b\,x_t + \varepsilon_t$$

نتوقع أن تكون هذه العلاقة علاقة تكامل مشترك بحيث تكون العلاقة: $\varepsilon_t = Y_t - a - bx_t$ و التي تمثل البواقي عبارة عن سلسلة مستقرة أي متكاملة من الدرجة الصفر (0) عندها نقول أنه يوجد تكامل مشترك بين X_t و Y_t.

و نتحقق من وجود التكامل المشترك عن طريق اختبار الجذر الأحادي على سلسلة البواقي (ε_t) باستخدام اختبارات الاستقرار مثل DF, ADF وPP .

1. اختبارات التكامل المتزامن.

أ- اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة انجل جرانجر *Engel and Granger*.

قام Granger سنة 1983 بإدخال مفهوم التكامل المتزامن وإنشاء قاعدة موحدة لتحليل نموذج تصحيح الأخطاء للسلاسل الزمنية التي تتبع فيها المتغيرات توجها مشتركا، وقد أثبت كل من Engel و Granger سنة 1985 أن السلاسل الزمنية التي تربط بينها علاقة تكامل متزامن يمكن تمثيلها بنموذج تصحيح الأخطاء، وفي نفس الوقت فإن هذه النماذج تنتج سلاسل زمنية تربط بينهما علاقة تكامل مشترك، وفي سنة 1986 وسع Granger بحثه بتقديم طريقة لتقدير واختبار المتغيرات التي تربط بينهما علاقة تكامل مشترك، وتتم مراحل اختبار التكامل المتزامن وفق مرحلتين أساسيتين هما:

- المرحلة الأولى :اختبار درجة تكامل المتغيرات.

إن تكامل السلاسل من نفس الدرجة يعتبر شرطا مهما لاختبار التكامل المتزامن، فإذا كانت السلاسل الزمنية غير متكاملة من نفس الدرجة فلا يمكن أن تكون هناك علاقة تكامل متزامن بين هاتين السلسلتين، ويتم تحديد درجة تكامل كل سلسلة باستعمال اختبار(DF) , (ADF) و (PP).

- المرحلة الثانية :تقدير العلاقة في المدى الطويل.

بعد تحقق الشرط الأول والمتمثل في الاستقرارية، نقوم بتقدير المتغيرين في المدى الطويل باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO)، ولكي تتحقق علاقة التكامل المتزامن بين المتغيرين X_t و Y_t يجب أن تكون بواقي هذا الانحدار مستقرة أي:

$$e_t = y_t - \hat{a}_1 x_t - \hat{a}_0$$

و يسمى هذا الاختبار أحيانا بأسلوب الخطوتين: Two Step Engle –Granger test for cointegration، ويتمثل هذا الاختبار في خطوتين يمكن إجرائهما على النحو التالي:

1- التحقق من سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات باستخدام أي نوع من اختبارات جذر الوحدة " Unit Root Test "، فإذا كانت السلاسل ساكنة في مستواها الأصلي فهذا يعني أن المتغيرات متكاملة تكاملا مشتركا، وفي حالة العكس فالمتغيرات متكاملة من درجات مختلفة ومنه عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، ومن ثم يجب استخدام الأساليب الإحصائية و الاقتصادية الحديثة للحصول على الاستدلالات المطلوبة.

2- اختبار الجذر الأحادي على بواقي علاقة التكامل المشترك ε_t الذي يقدر العلاقة بين المتغيرين في المدى الطويل عن طريق المربعات الصغرى العادية (MCO)، وبعدها يطبق اختبار ADF أو اختبار PP بوضع الفرضية العدمية: السلسلة (ε_t) لها جذر أحادي وبالتالي لا يوجد تكامل مشترك بين المتغيرين والفرضية البديلة: السلسلة (ε_t) مستقرة وبالتالي يوجد تكامل مشترك بين المتغيرين، وبعد ذلك يتم مقارنة Φ المقدرة بالقيم الجدولية بنفس الطريقة المشروحة سابقا، و يستعمل اختبار $Engel$ و$Granger$ في حال متغيرين فقط و هذا يعد من أحد عيوب هذا الاختبار.

ب- اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة ($Johanson$)

يعتبر هذا الاختبار أوسع من المنهجية المطبقة من طرف اختبار $Engel$ و$Granger$، فهو يسمح بتحديد عدد علاقات التوازن في المدى الطويل بين عدة متغيرات متكاملة من نفس الدرجة، و تعتمد منهجية $Johanson$ على طبيعة العلاقة بين رتبة المصفوفة وجذورها بشكل أساسي، ويقوم هذا الاختبار بحساب عدد علاقات التكامل المشترك من خلال حساب عدد أشعة التكامل المشترك والمسماة برتبة مصفوفة التكامل المشترك، و تتمثل صياغة النموذج في:

$$\Delta y_t = u + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \, \Delta y_{t-p} + \pi y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث أن:

متجه من الدرجة($n \times 1$) و يتضمن بيانات السلسلة الزمنية للمتغيرات الداخلة في النموذج.

I مصفوفة الوحدة من الدرجة ($n \times n$)

متجه من الحدود العشوائية الموزعة توزيعا طبيعيا من الدرجة ($n \times 1$)

حد ثابت

مصفوفة معلمات النموذج من الدرجة ($n \times n$)

و توضح منهجية جوهانسن رتبة المصفوفة فإذا كانت مساوية للصفر فإن السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة لها جذور وحدة مما يدل على عدم وجود تكامل مشترك بين عناصر مما يستوجب استخدام الفروق، أما إذا كانت المصفوفة تامة الرتبة حيث تساوي عدد متغيرات النموذج المقدر فإن جميع عناصر فإن جميع عناصر ساكنة في مستواها.

أما الحالة التي يكون لدينا فيها نموذج قياسي مكون من(k) متغير يتم اختبار التكامل المتزامن وفق الخطوات التالية:

1- يأخذ النموذج الصيغة التالية:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \cdots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t$$

2- يتم اختبار استقرارية السلاسل الزمنية المدروسة و المكونة للنموذج.

3- نقوم بتقدير معادلة البواقي بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO).

$$e_t = y_t - \hat{B}_0 - B_1 x_{1t} - \cdots - \hat{B}_k x_{kt}$$

ويتم اختبار استقرارية البواقي باستعمال أحد الاختبارات(DF) أو (ADF) حيث نقوم بمقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية، فإذا كانت القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية فإننا نرفض الفرضية العدمية (H_0) أي أن البواقي مستقرة و منه وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات المدروسة، أما في حالة القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية فإننا نقبل الفرضية العدمية (H_0) و بالتالي عدم وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات المدروسة.

تطبيقات حول المحاضرة رقم (5)

التمرين الأول: حالة نموذج الانحدار الخطي البسيط.

نحاول دراسة تأثير سعر النفط (pp) على سعر الصرف (tch) في الجزائر خلال الفترة 1980-2014 حيث تتوفر لدينا البيانات في الجدول التالي نقوم بإجراء الدراسة القياسية للنموذج باستعمال برنامج EVIEWS .6

الجدول :احصائيات سعر الصرف و سعر البترول

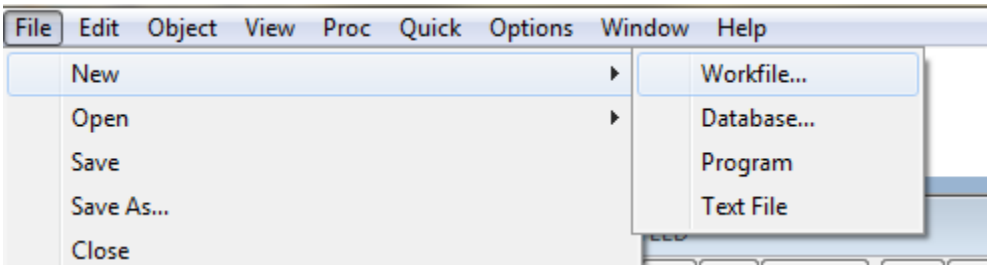
السنوات	سعر الصرف	سعر البترول
1990	8.96	44
1991	18.47	37
1992	21.84	36
1993	23.35	32

29	35.06	1994
32	47.66	1995
39	54.75	1996
35	57.71	1997
23	58.74	1998
32	66.57	1999
52	75.26	2000
45	77.21	2001
46	79.68	2002
53	77.39	2003
70	72.06	2004
100	73.27	2005
120	72.64	2006
137	69.29	2007
98.9	64.58	2008
62.3	72.64	2009
80.3	74.39	2010
112.9	72.94	2011
111.4	77.54	2012
108	79.38	2013
المصدر:بنك الجزائر		

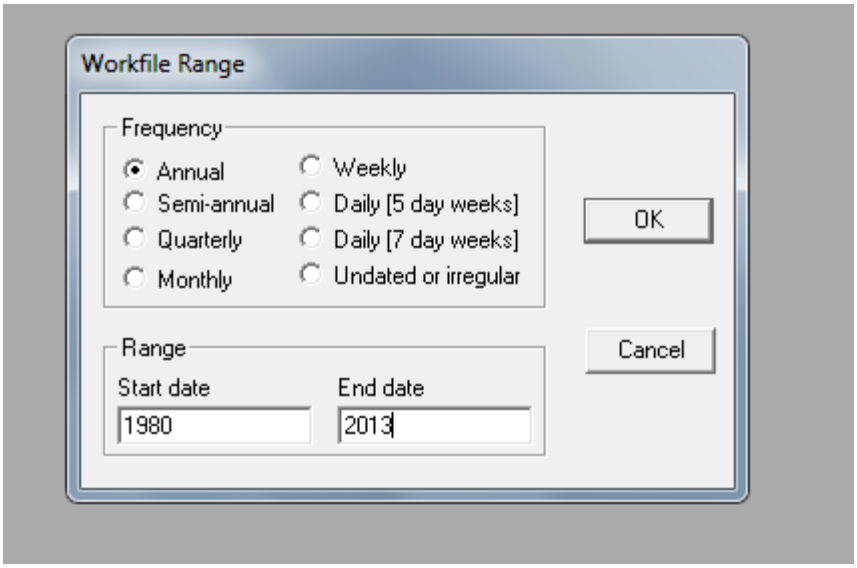
1- إدخال البيانات في جدول excel أو من خلال إنشاء ملف مختصر على سطح المكتب document texte و حفظها على الكمبيوتر.

2- إنشاء ملف داخل برنامج eviews كالتالي:

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

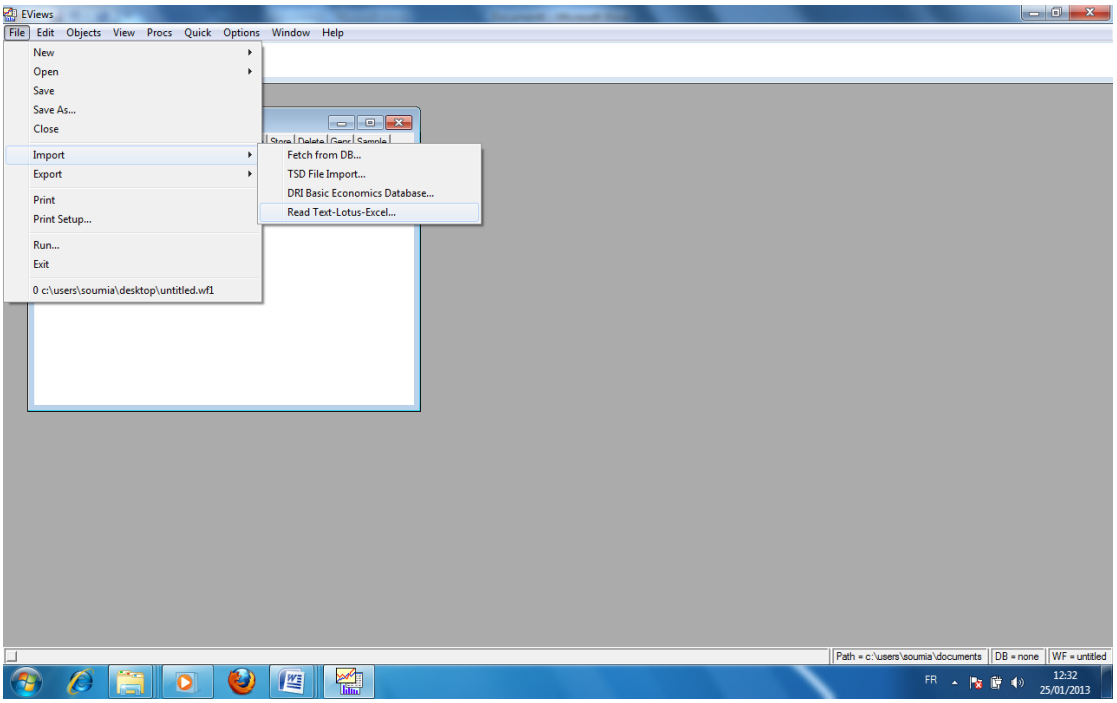


4- بما أن الإحصائيات المتوفرة لدينا في المثال هي بيانات سنوية نقوم بالخيارات التالية:

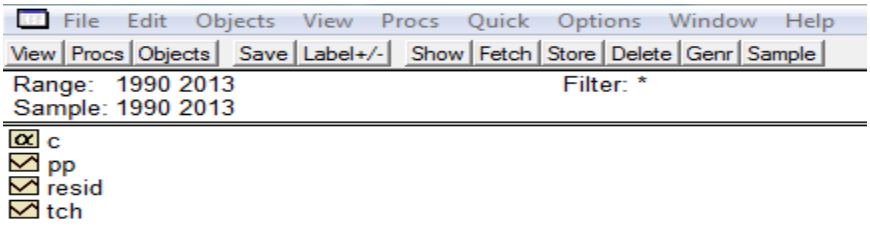


5- عند الضغط على OK تظهر لك الشاشة التالية تتكون من C الثوابت أما résid فهم البواقي:

6- يتم الآن إدخال السلسلة إلى البرنامج قم باختيار import و حمل السلسلة بالبرنامج:

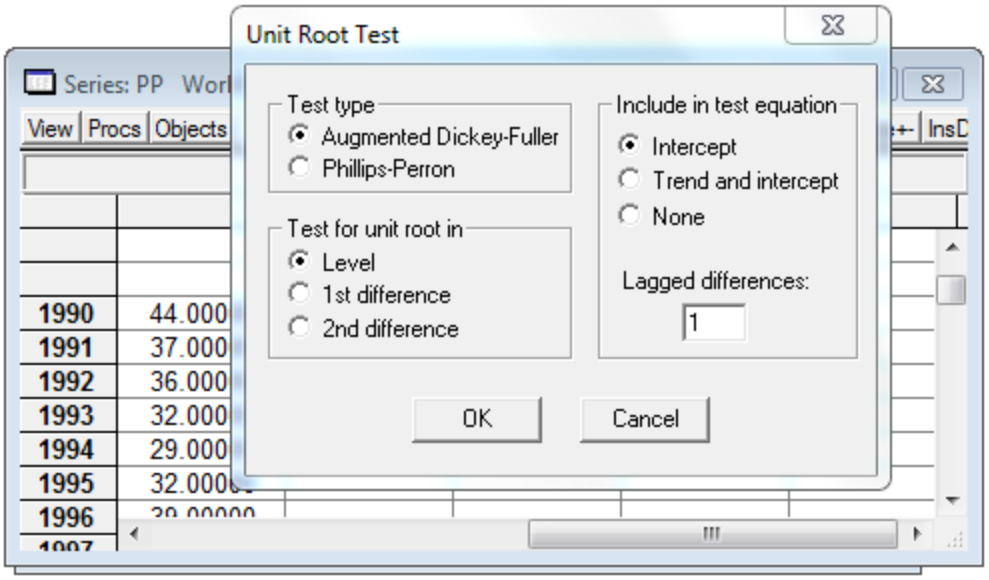


7- الشكل التالي يوضح لك تحميل السلسلتين سعر الصرف (tch) و سعر البترول (pp) الموجودة في ملف نوع document texte



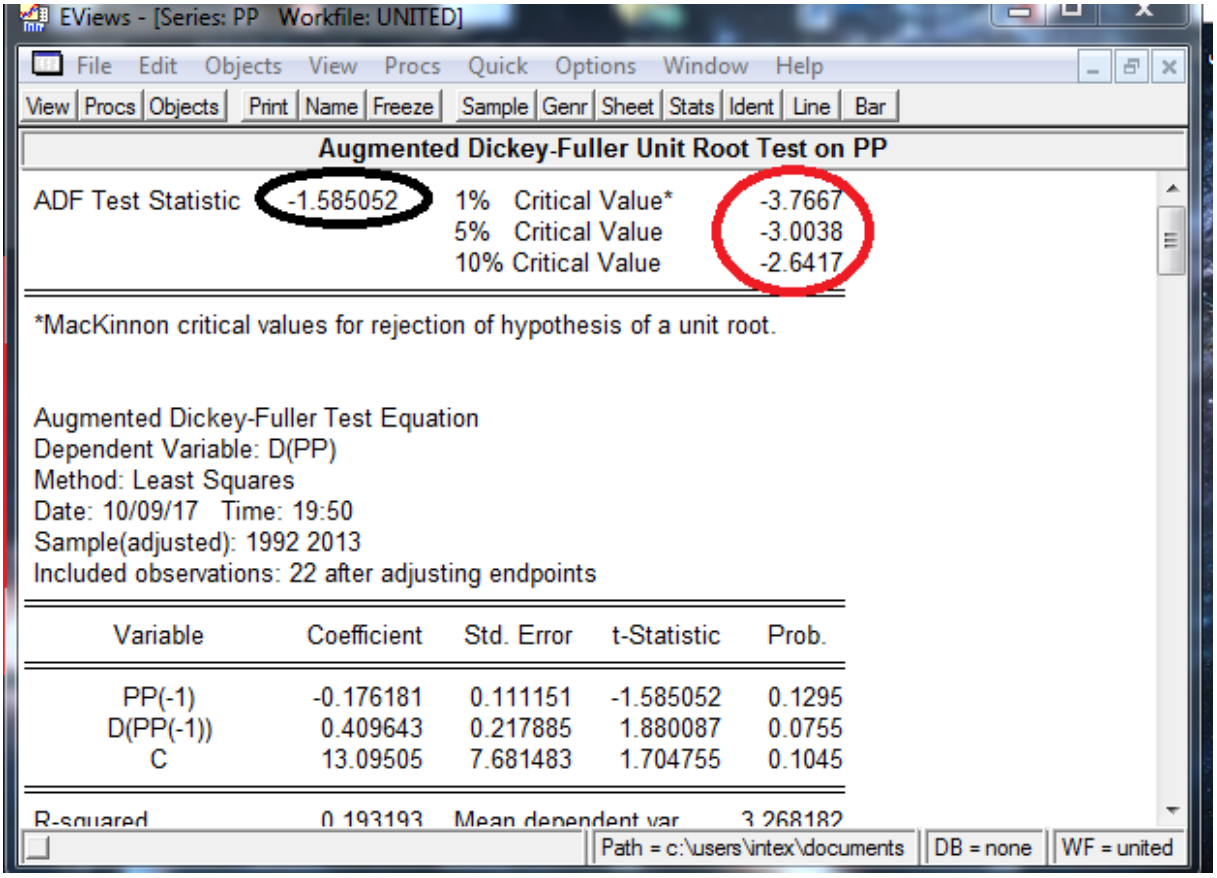
من أجل اجراء اختبار التكامل المشترك لابد من دراسة استقرارية السلاسل الزمنية و توفر شرط مفس درجة الاستقرارية نقوم بذلك باتباع الخطوات التالية:

1-بالنسبة لسلسلة سعر البترول: انقر على السلسلة اختر من شريط الأدوات view اختر unit root test اضغط ستظهر لك الشاشة التالية:

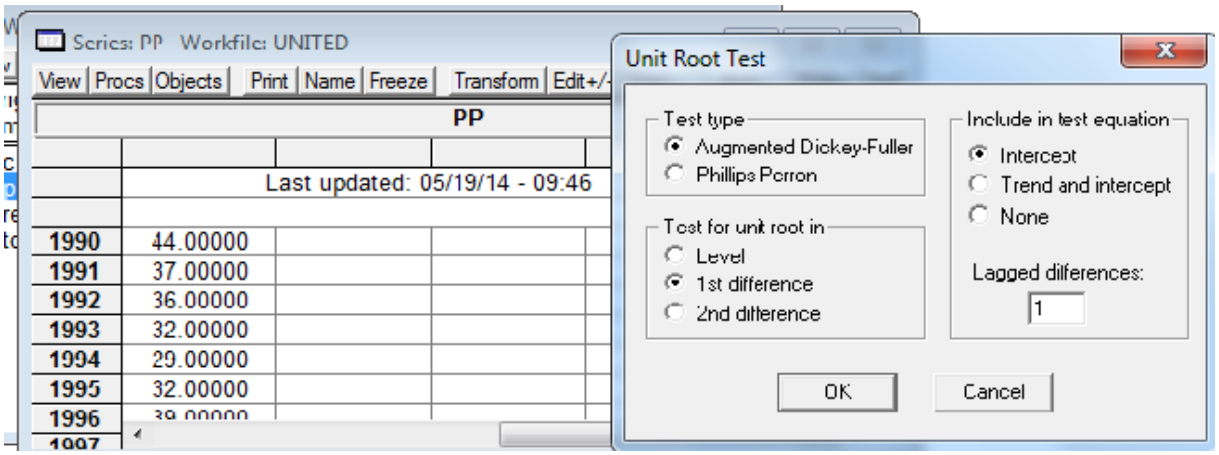


v

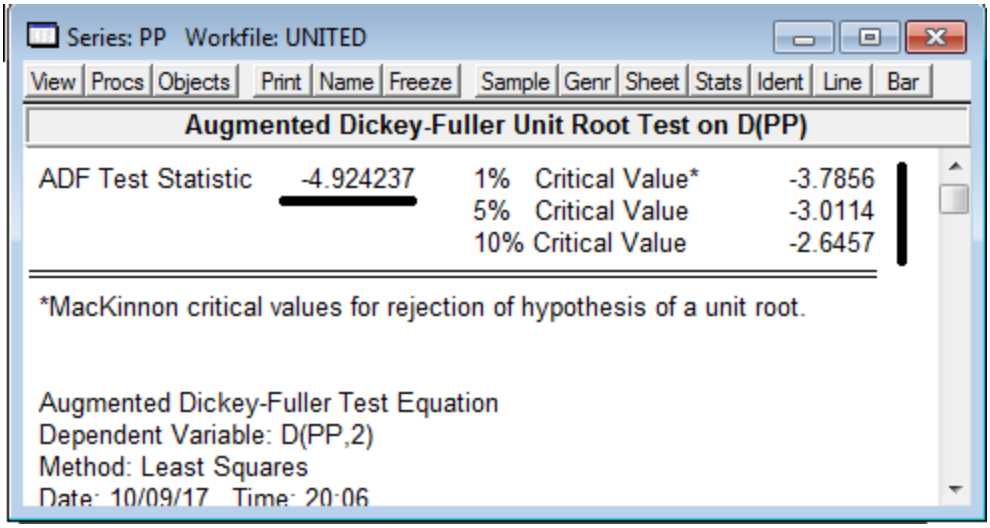
قم باستعمال اختبار ADF اختبر الاستقرارية في المستوى الأصلي Level اضغط ok ستتحصل على الشاشة ال تالية:



من خلال النتائج الموضحة اعلاه تتصح أن السلسة عير مستقرة في المست ;ى الأصلي بحيث أن القيم المحسوبة أعلى من القيم الجدولية عند مستويات الثقة 1%،5% و 10%، نجري الاختبار على النماذج الثلاث سيتضح من خلال النتائج المحصلة أن السلسلة الزمنية غير مستقرة في المستوى الأصلي ما يدفعنا لإجراء التكامل من الدرجة الاولى كما يتضح في الشاشة:

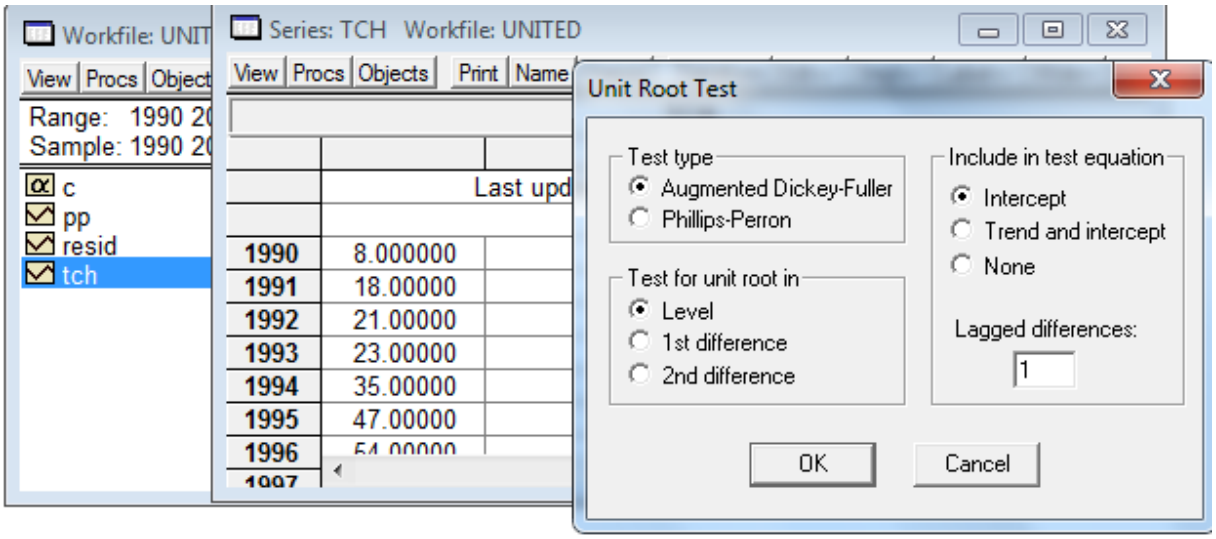


نضغط ok نحصل على مايلي:

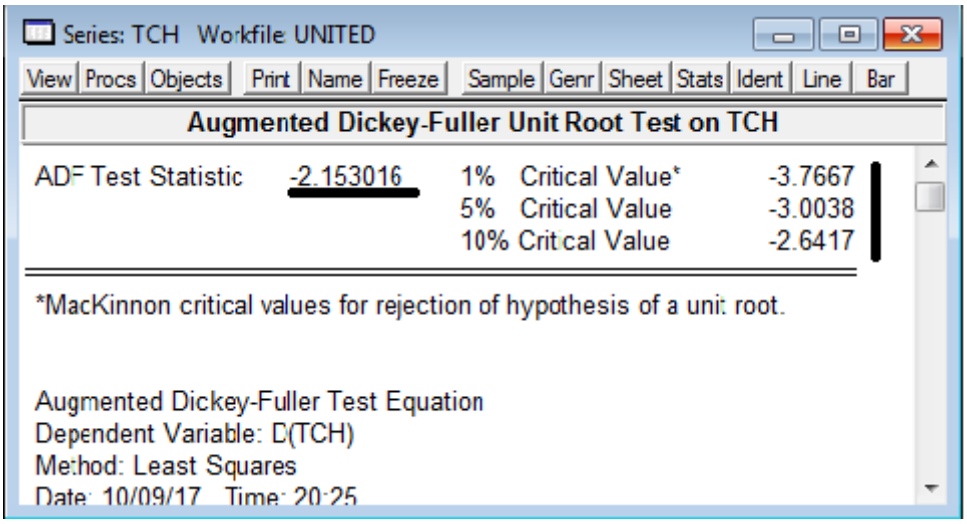


من خلال النتائج المحصل عليها تتضح أن القيم المحسوبة أقل من القيم الجدولية عند مستويات الثقة 1%،5% و 10%، و عليه فإن سلسلة سعر البترول مستقرة من الدرجة الأولى.

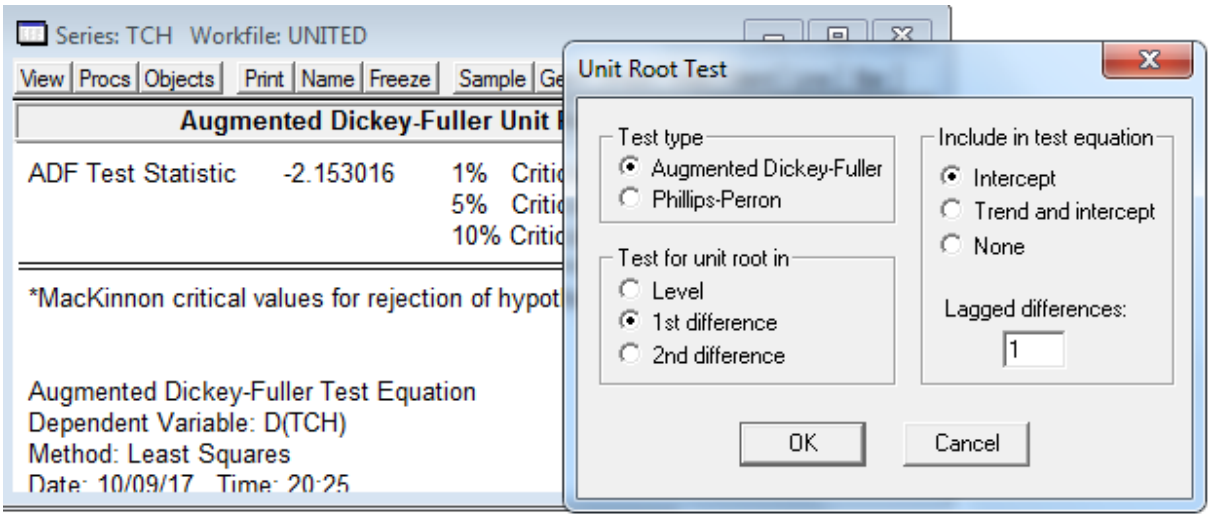
نتبع نفس الخطوات لدراسة استقرارية سلسلة سعر الصرف حيث نبدأ باختبار الاستقرارية في المستوى الاصلي level انقر على سلسلة سعر الصرف الموجودة في ورقة العمل اذهب لشريط الأدوات اختر view ثم unit root test اضغط على ok ستظهر لك شاشة الاختبار الجذر الوحدوي اختر اختبار ADF كما يظهر في الشاشة أسفل:



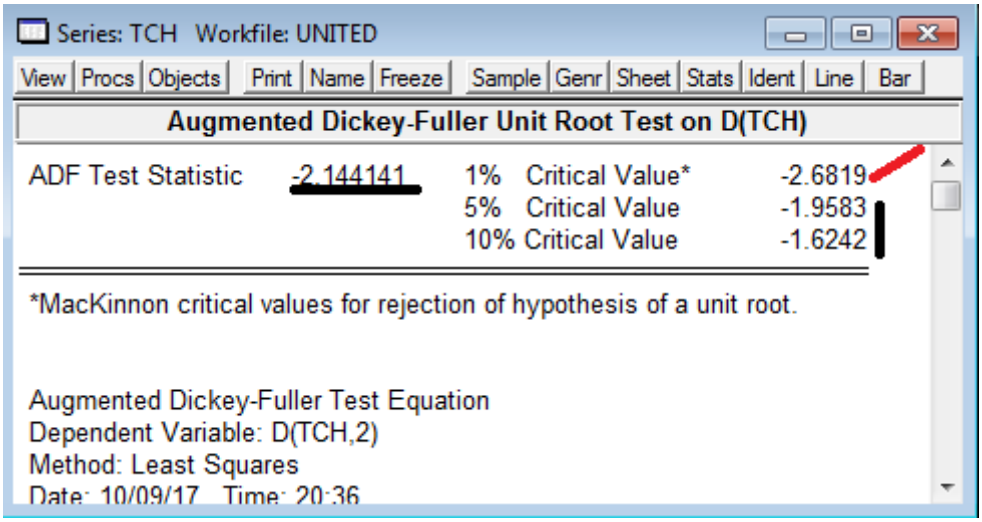
اضغط ستتحصل على نتائج الاختبار كما يلي:



من خلال النتائج تتضح أن السلسلة غير مستقرة في المستوى الاصلي لأن القيم المحسوبة أكبر من القيم الجدولية عند مستويات الثقة 1%،5% و 10%، و عليه فإن سلسلة سعر الصرف غير مستقرة في المستوى الأصلي نقوم باختبار النماذج الثلاث ة سيتضح من خلال النتائج المحصلة أن السلسلة عير مستقرة ما يتطلب اجراء الفروق الأولى.



اضغط ستتحصل على نتائج الاختبار كما يلي:

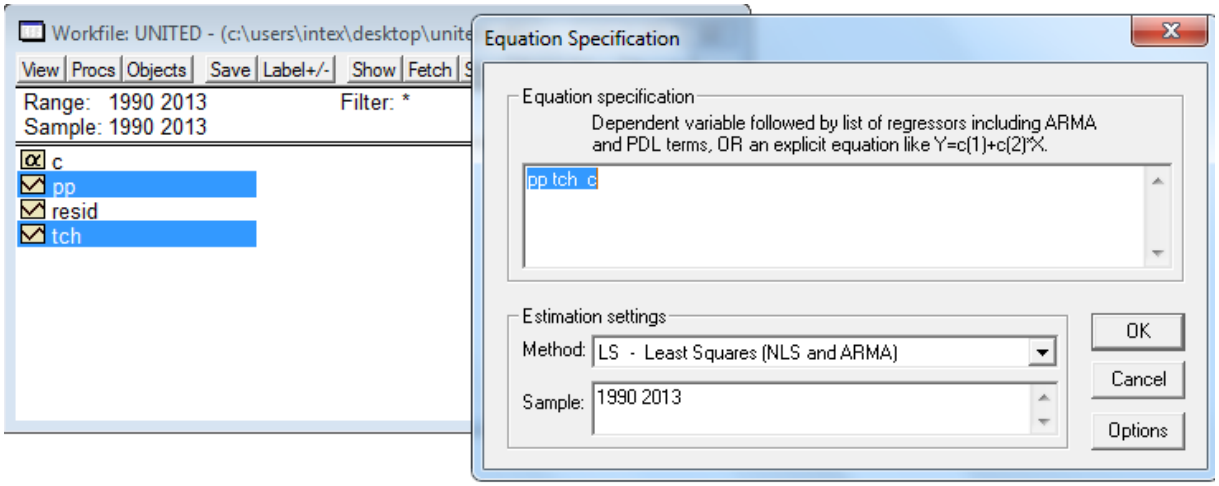


من خلال النتائج أعلاه نلاحظ أن السلسة غير مستقرة يعد اجراء التفاضل من الدرجة الأولى عند مستوى معنوية 1% كون القيمة المحسوبة أكبر من القيم الجدولية لكن السلسلة مستقرة عند مستوى معنوية 5% و 10% كون القيم المحسوبة أقل من القيم الجدولية و بالتالي فإن القرار الاحصائي يشير أن سلسلة سعر الصرف مستقرة من الدرجة الأولى عند مستوى معنوية 5 و 10%.

من خلال النتائج المحصل عليها نلاحظ أن السلسلتين يعر البترول و سعر الصرف مستقرتان من نفس الدرجة و هو أول شرط يتحقق لإجراء اختبار التكامل المشترك.

-إن تحقق شرط الاستقرارية مهم و ضروري لإختبار العلاقة في المدى الطويل باستعمال اختبار جوهانسن و هو اختبار ذو الخطوتين يعتمد على استخراج سلسلة البواقي résid كخطوة أولى و اختبار درجة استقراريتها كخطوة ثانية.

و من أجل اختبار استقرارية سلسلة البواقي لابد من الحصول على السلسلة في ملف العمل من أجل اجراء الاختبار عليها لابد من الحصول على معادلة النموذج، غي ملف العمل اضغط على المتغير التابع ثم المتغير المفسر معا اضغط بز الفأرة على اليسار اختر open ثم as equation اضغط ok



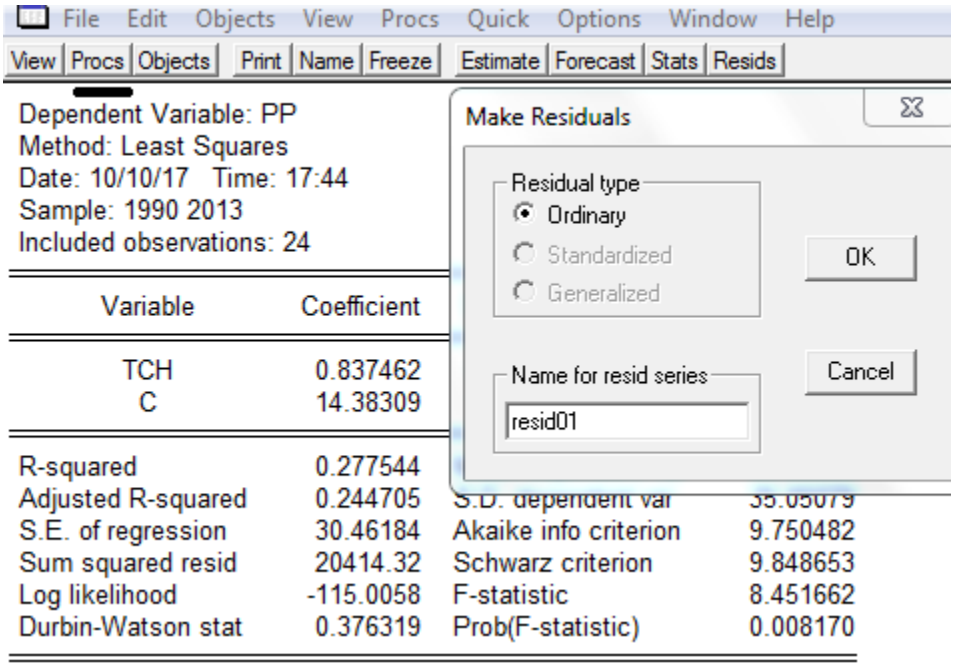
ستتحصل على معادلة النموذج بالشكل التالي:

Dependent Variable: PP
Method: Least Squares
Date: 10/10/17 Time: 17:41
Sample: 1990 2013
Included observations: 24

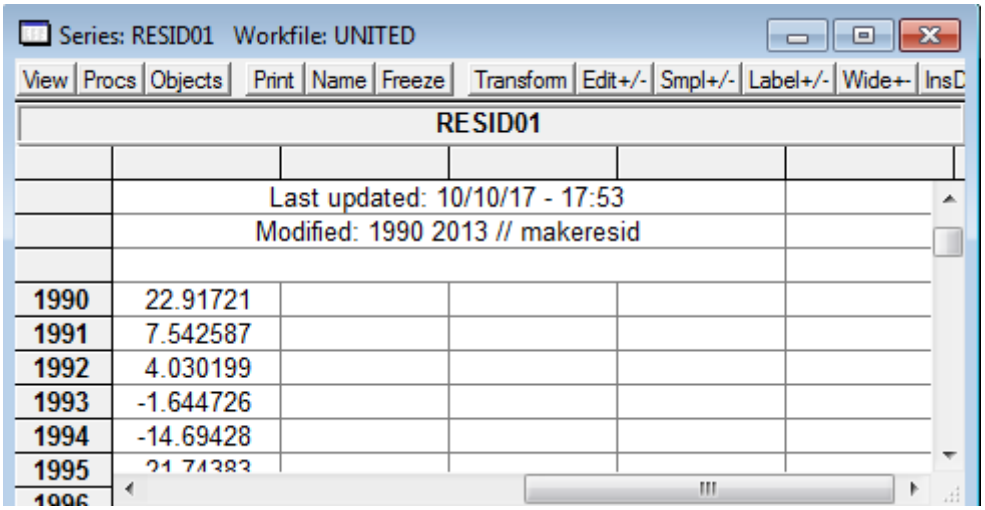
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TCH	0.837462	0.288068	2.907174	0.0082
C	14.38309	18.17686	0.791286	0.4372

PP=0.83 x+14.36+ui

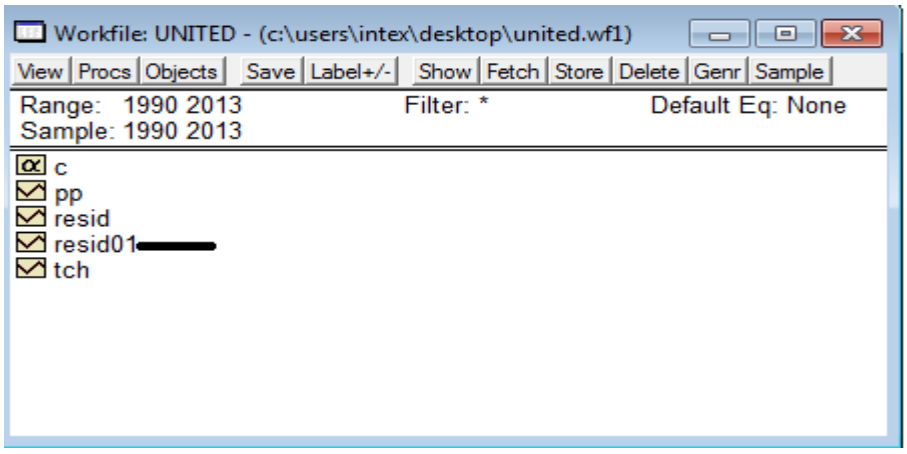
من أجل استخراج سلسلة البواقي اذهب للشريط الخاص بالبرنامج الموضح في اسفل الشاشة اضغط procs اختر make résiduel séries ستظهر لك الشاشة التالية:



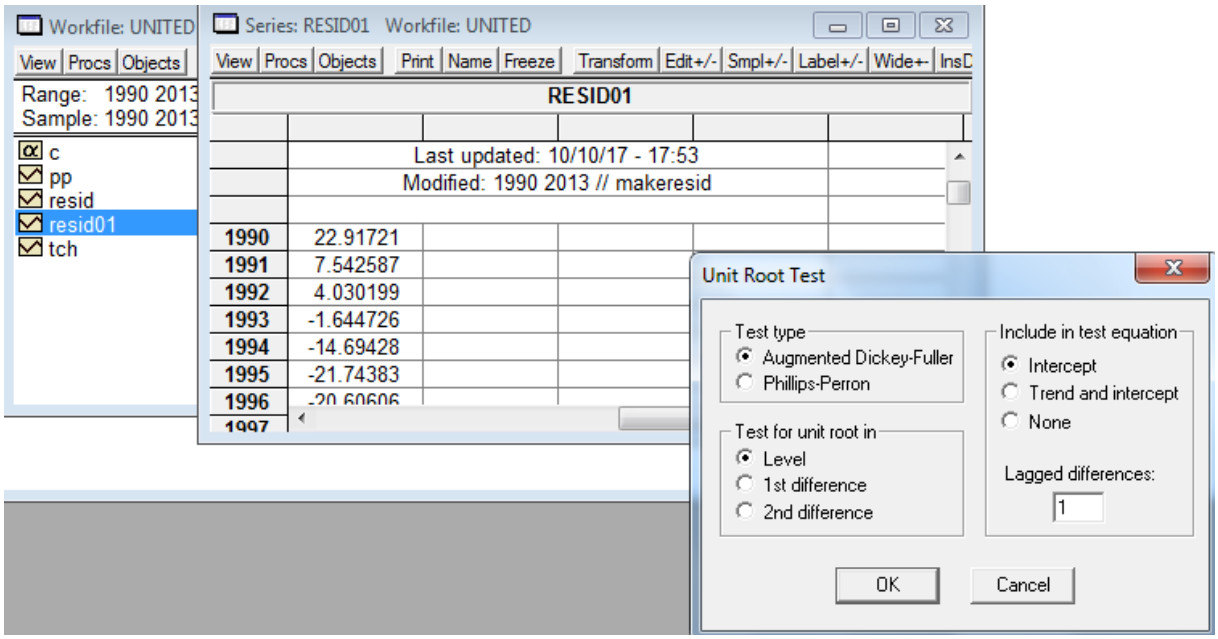
اضغط OK ستتحصل على سلسلة البواقي التالية:



قم بحفظ السلسلة في ورقة العمل ستظهر لك كما هو موضح:

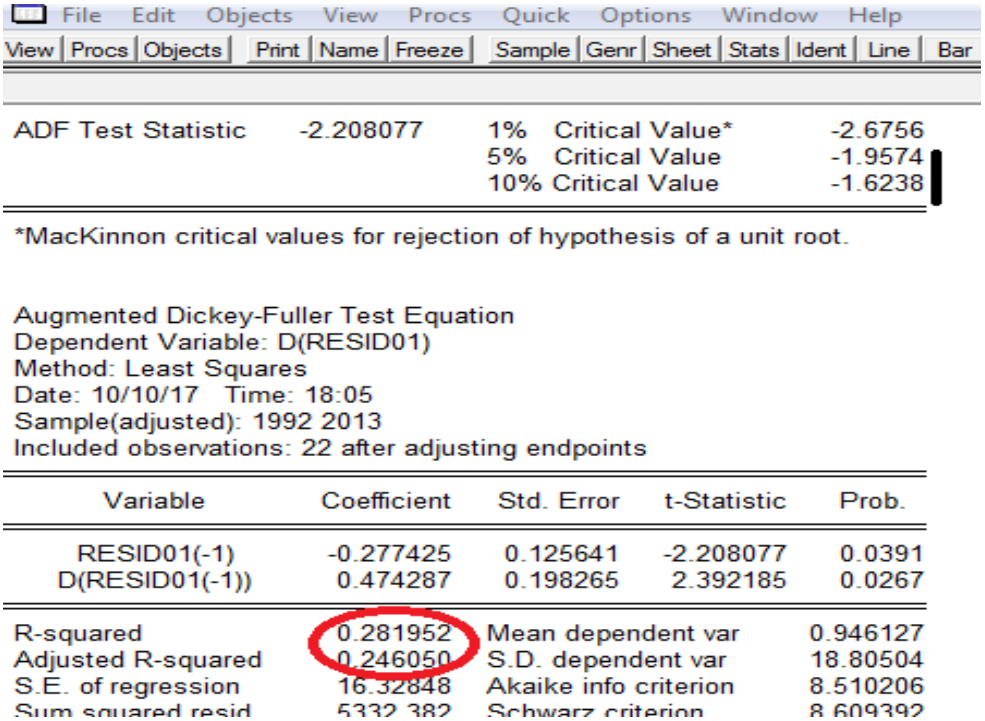


من أجل دراسة استقرارية سلسلة البواقي اضغط على السلسلة résid 01 قم بفتحها ثم اضغط على view اختر unit root test ستظهر لك الشاشة الموضحة في الاسفل:



ان تحقق استقرارية سلسلة البواقي لابد ان يكون في المستوى الأصلي(من شروط اختبار انجل جرانجر أن تكون سلسلة البواقي مستقرة من درجة أقل من درجة استقرارية السلاسل الزمنية) اضغط

Ok ستحصل على ما هو موضح في الأسفل :



نلاحظ أن سلسلة البواقي مستقرة عند مستوى معنوية 5 و 10% لأن القيم المحسوبة أقل من القيم الجدولية و بالتالي فأن الشرط الثاني قد تحقق و عليه يمكن القول أن هناك علاقة توازنية طويلة المدى بين سعر البترول و سعر الصرف في الجزائر .

التمرين الثاني: حالة نموذج الإنحذار المتعدد.

نحاول دراسة تأثير سعر النفط (pp) على معدل البطالة (chom) و الناتج الداخلي الخام(gdp) في الجزائر خلال الفترة 1990-2013 حيث تتوفر لدينا البيانات في الجدول التالي نقوم بإجراء الدراسة القياسية للنموذج باستعمال برنامج EVIEWS .6، تتوفر لدينا الاحصائيات التالية :

الجدول رقم 5:احصائيات سعر البترول،الناتج الخام و معدل البطالة

السنوات	سعر البترول	الناتج الداخلي الخام مليار دج	معدل البطالة
1990	44	162.5	19.7
1991	37	191.46	21.29
1992	36	207.55	23.79
1993	32	233.75	23.14
1994	29	263.85	24.360
1995	32	291.59	28.10
1996	39	296.55	25.89
1997	35	312.70	26.40
1998	23	347.71	28.0208
1999	32	422.04	29
2000	52	554.38	28.88
2001	45	862.13	27.29
2002	46	1074.69	28.89
2003	53	1189.71	26.29
2004	70	1487.40	17.60
2005	100	2004.98	15.30
2006	120	2570.03	12.30
2007	137	2780.16	13.80

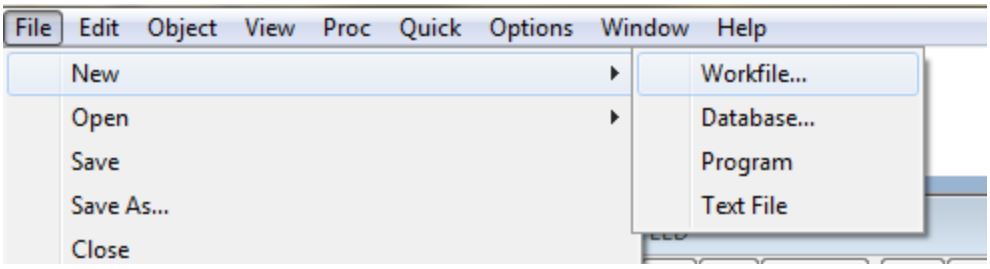
11.30	2830.48	98.9	2008
10.199	3238.19	62.3	2009
10	4123.50	80.3	2010
10	4227.10	112.9	2011
11	4522.77	111.4	2012
9.80	5252.31	108	2013

المصدر:الديوان الوطني للاحصائيات

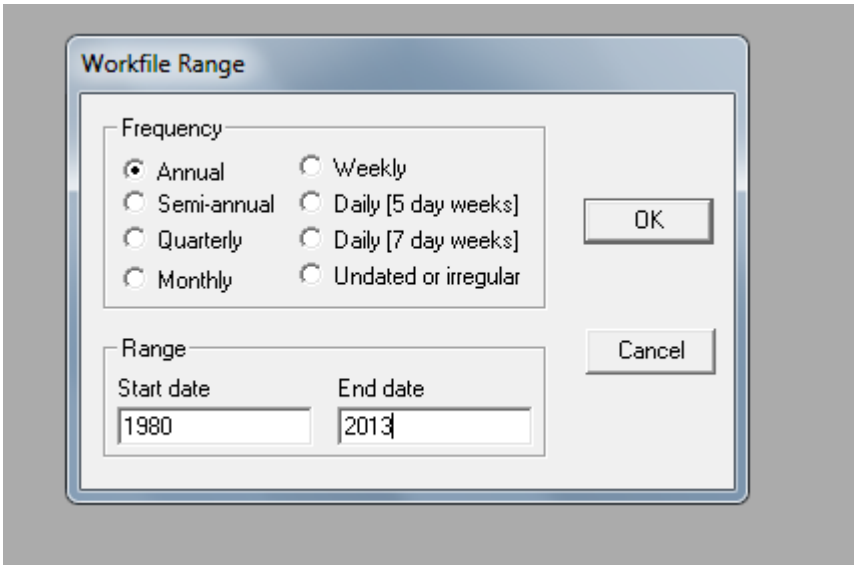
1- نقوم بانشاء ورقة العمل و إدخال المتغيرات باستعمال البرنامج الاحصائي اذهب إلى إدخال البيانات في جدول excel أو من خلال إنشاء ملف مختصر على سطح المكتب document texte و حفظها على الكمبيوتر.

2- إنشاء ملف داخل برنامج eviews كالتالي:

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

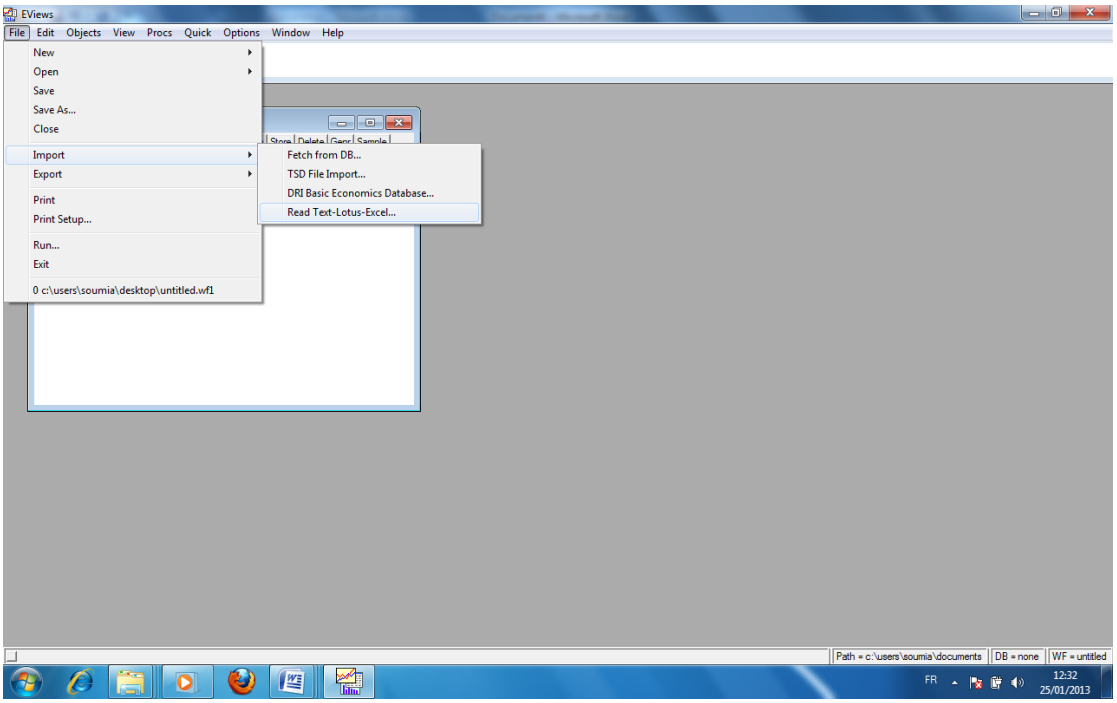


4- بما أن الإحصائيات المتوفرة لدينا في المثال هي بيانات سنوية نقوم بالخيارات التالية:

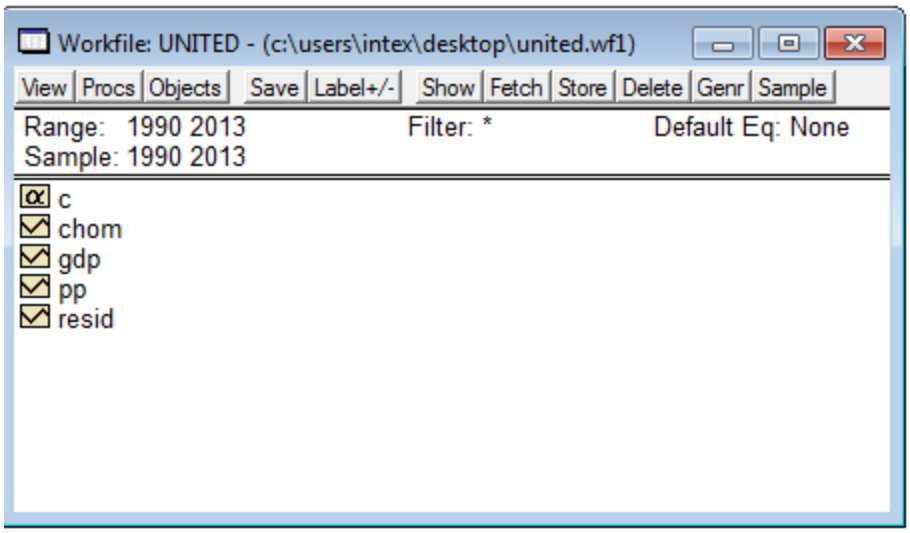


5- عند الضغط على OK تظهر لك الشاشة التالية تتكون من C الثوابت أما résid فهم البواقي:

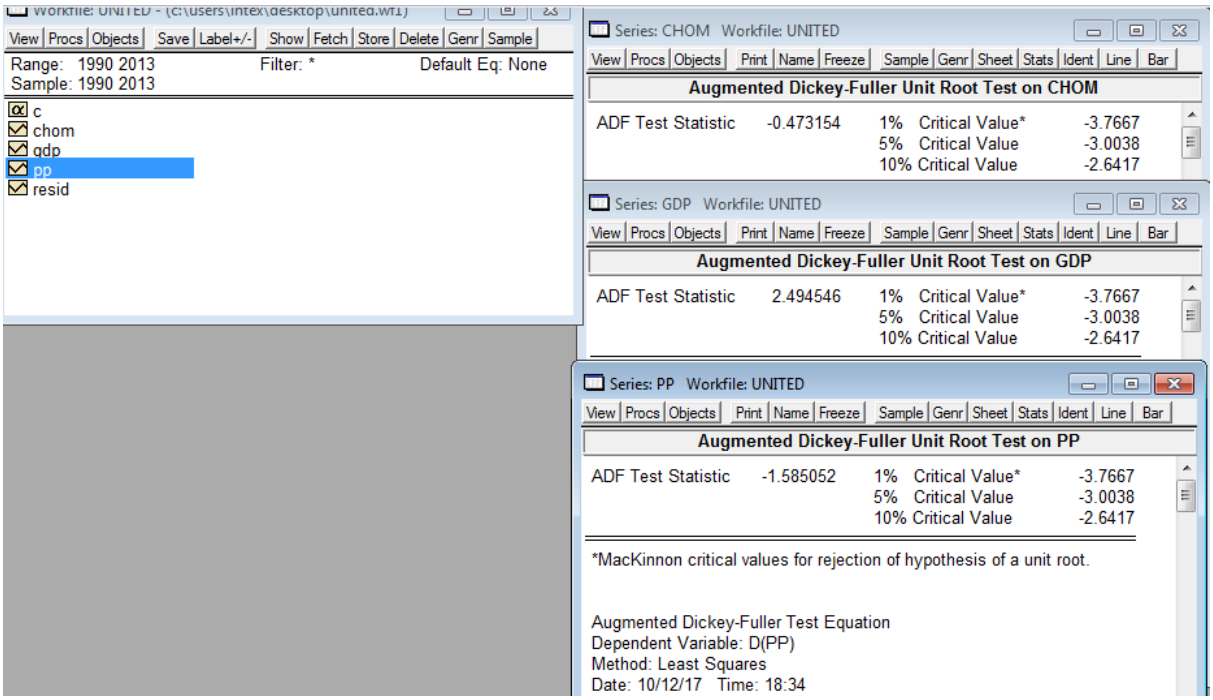
6- يتم الآن إدخال السلسلة إلى البرنامج قم باختيار import و حمل السلسلة بالبرنامج:



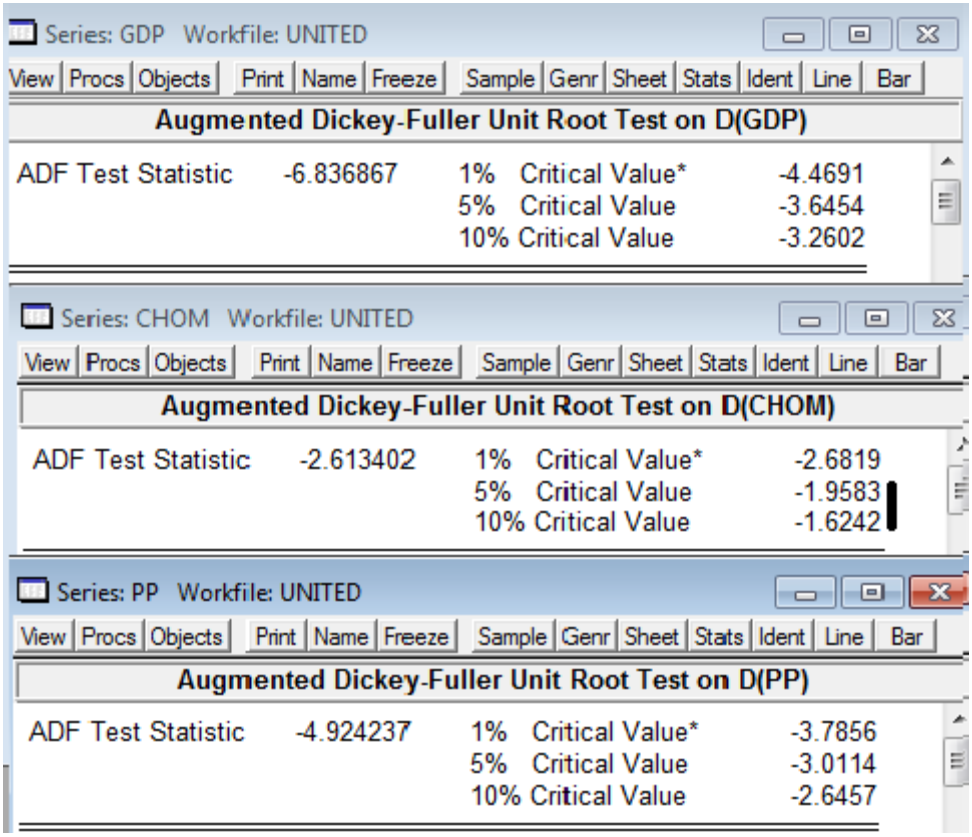
باتباع نفس الخطوات المذكورة سابقا تقوم بادخال السلاسل الزمنية للورقة العمل تتحصل على:



نقوم بدراسة استقرارية كل سلسلة زمنية على حدى باستعمال اختبارات الجذر الوحدوي باستعمال اختبار ADF على كل من سلسلة سعر البترول، معدل البطالة و الناتج الداخلي الخام حيث نقوم باختبار استقرارية السلسلة الزمنية في المستوى الأصلي تحصلنا على النتائج التالية:

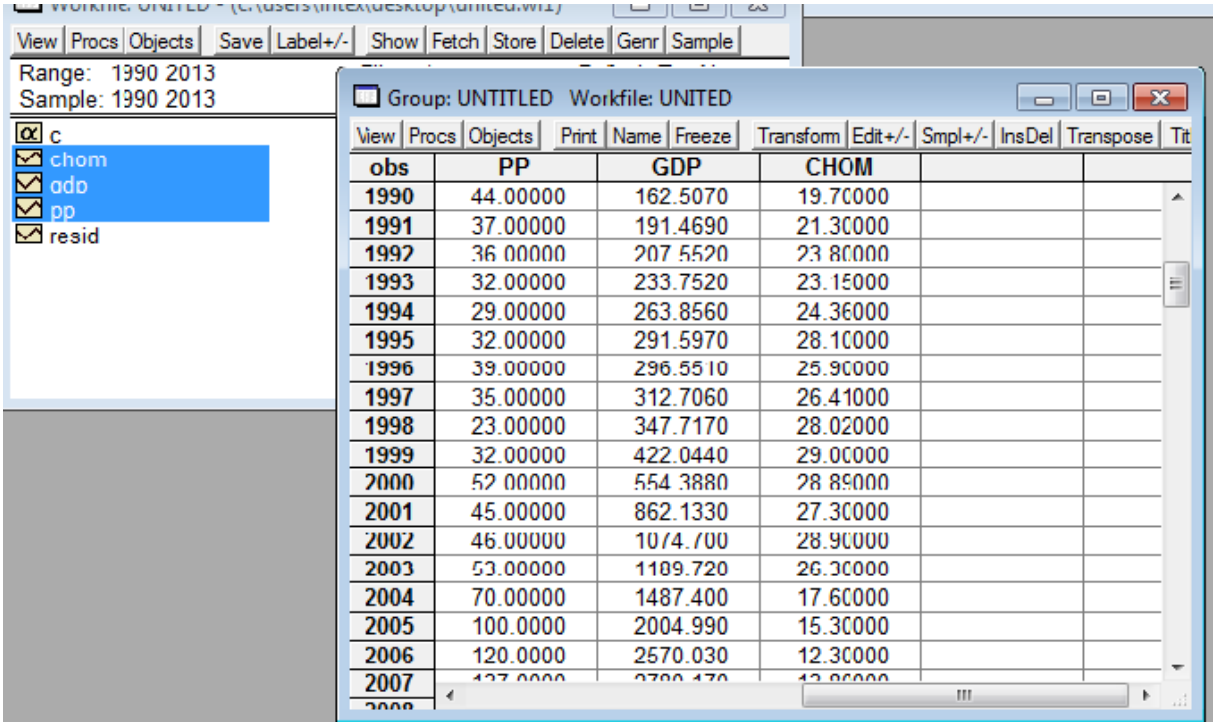


نلاحظ عدم استقرارية السلاسل الزمنية في المستوى الاصلي باستعمال اختبار الجذر الوحدوي ما يدفعنا للبحث عن استقرارية السلاسل بإجراء التفاضل من الدرجة الأولى حيث نحصل على:

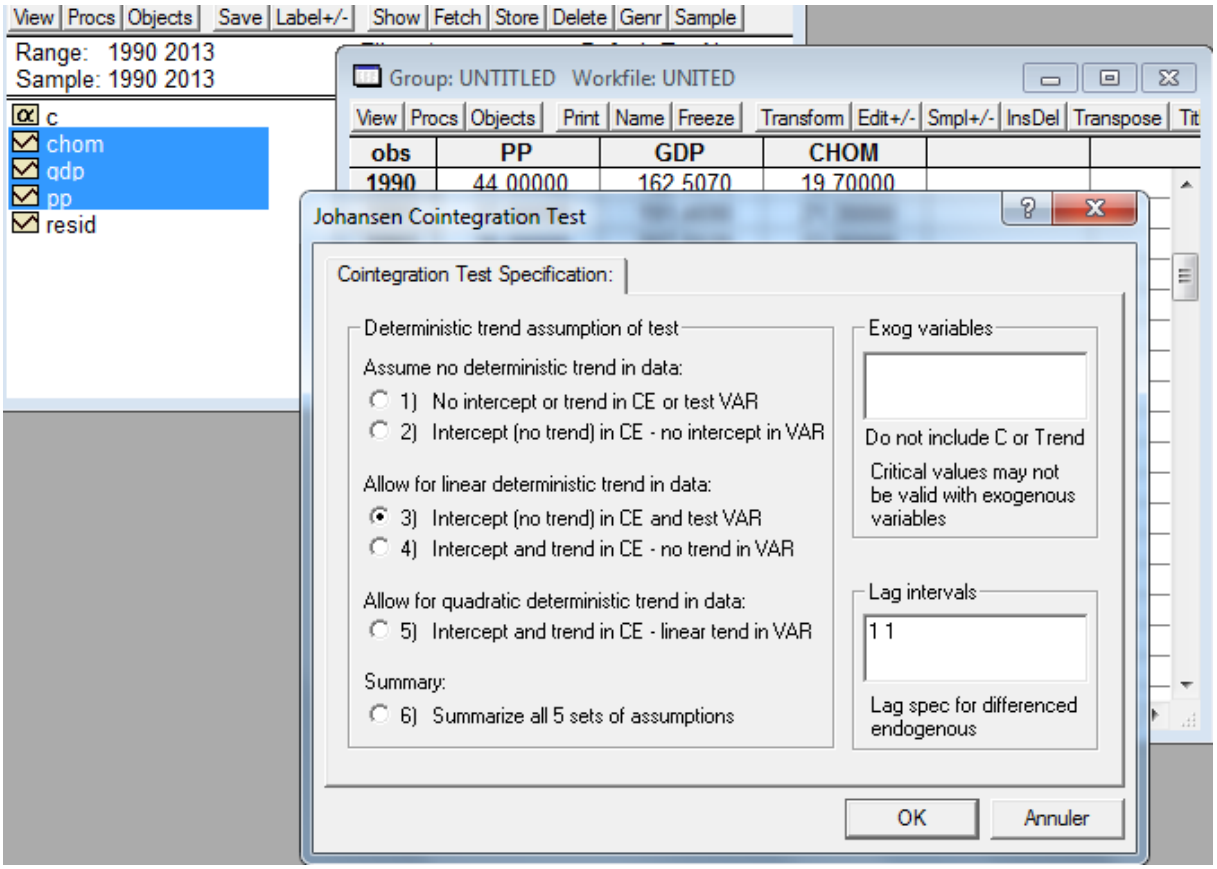


من خلال النتائج المحصل عليها نلاحظ استقرارية السلاسل الزمنية بعد اجراء الفروق الأولى أي استقراريتها من نفس الدرجة (الدرجة الأولى) و بالتالي تحقق الشرط الأول لاختبار العلاقة على المدى الطويل.

بعد تحقق الشرط الأول نقوم باختبار العلاقة على المدى الطويل باستخدام اختبار جوهانسن لأن النموذج متعدد، اذهب لورقة العمل اضغط على المتغير التابع ثم المتغيرات المفسرة افتح الكل كمجموعة open ثم as groupe تظهر الشاشة التالية:



اذهب الى view اختر cointegration test



ستظهر لنا نتائج الإختبار كما يلي:

EViews - [Group: UNTITLED Workfile: UNITED]

File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Johansen Cointegration Test

Date: 10/16/17 Time: 10:57
Sample(adjusted): 1992 2013
Included observations: 22 after adjusting endpoints
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: PP GDP CHOM
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.776610	44.49003	29.68	35.65
At most 1	0.252192	11.51562	15.41	20.04
At most 2 *	0.207710	5.122221	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.776610	32.97441	20.97	25.52
At most 1	0.252192	6.393402	14.07	18.63
At most 2 *	0.207710	5.122221	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

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

من خلال النتائج المحصل نلاحظ انه تم رفض الفرضية العدمية حيث قيمة (44,49) أكبر من القيمة الجدولية(35,65-29,68) عند مستوى معنوية 5 و 10 % ، في حين أنه في إطار الفرضيات الأخرى نلاحظ أن القيمة المحسوبة أقل من القيم الحرجة و بالتالي يمكن القول أن هناك متجه وحيد للتكامل المشترك بين سعر النفط و باقي المتغيرات.

المحاضرة رقم (5): نموذج تصحيح الخطأ "*Error Correction Model ECM*".

بعد التأكد من وجود التكامل المشترك بين متغيرين فإن النموذج الأكثر ملائمة لتقدير العلاقة بينهما هو نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، و تأتي خطوة تصميم نموذج تصحيح الخطأ و التي تعتبر واحدة من أدوات التحليل القياسي بحيث يضاف حد تصحيح الخطأ الذي يمثل بواقي الانحدار لمعادلة الأجل الطويل للنموذج المستخدم في الدراسة بفجوة زمنية متباطئة لنموذج الفروقات، و هو ما يعرف بمعادلة الأجل القصير.

و يستخدم هذا النموذج عادة للتوفيق بين السلوك قصير الأجل و السلوك طويل الأجل للعلاقات الاقتصادية،فهو مسار تعديلي يسمح بإدخال التغيرات الناتجة في المدى القصير في علاقة المدى الطويل، وبذلك فإنه يهدف إلى عزل علاقة التكامل المتزامن من جهة ومن جهة أخرى للبحث عن الاتجاه المشترك و الرابطة الحقيقية بين المتغيرات.

إذا بدأنا بمتغيرين X_t و Y_t و قدرنا العلاقة بينهما باستخدام الصيغة التالية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t$$

إذن يمكن الحصول على متغير جديد يسمى حد تصحيح الخطأ يتمثل في البواقي حيث:

$$\varepsilon_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 x_t$$

و يمكن أن نميز بين شكلين من أشكال نموذج تصحيح الخطأ:

الشكل الأول: نموذج تصحيح الأخطاء من شكل المتوسطات المتحركة: يأخذ هذا النموذج الصيغة التالية:

$$Z_t = \beta\mu + \beta\varphi(L)s_t + \beta\varphi(L)e_t$$

الشكل الثاني: نموذج الانحدار الذاتي لتصحيح الأخطاء: يأخذ هذا النموذج الصيغة التالية:

$$\Delta y_t = c - Bz_{t-1} + \sum_{i=1}^{p=1} Q_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

لدينا ثلاث حالات:

- الحالة الأولى: إذا كانت رتبة المصفوفة (φ) ثابتة أي مساوية لعدد التغيرات ، فإن المتغيرات المدروسة تكون مستقرة حول اتجاه عام ، لذلك نكتفي ببناء نموذج للمتغيرات العادية من نوع شعاع انحداري دون اللجوء إلى نموذج تصحيح الأخطاء.

- الحالة الثانية: إذا كانت رتبة المصفوفة تساوي الصفر فإننا نكتفي ببناء نموذج من شكل انحدار ذاتي لفروق المتغيرات.

– الحالة الثالثة: إذا كانت رتبة التكامل المتزامن محصورة ما بين الرتبة التامة والصفر، فإن النموذج الأمثل هو نموذج تصحيح الأخطاء، وإذا كانت رتبة المصفوفة تساوي الواحد تكون طريقة التقدير لهذا النموذج هي طريقة « *Engles-Granger* » ذات المرحلتين، أما في الحالة الأخرى نستعمل فيها طريقة « *Johanson* ».

1–تقدير نموذج تصحيح الخطأ.

أ– خطوات تقدير نموذج تصحيح الخطأ في حالة متغيرين: إذا كانت لدينا سلسلتان زمنيتان غير مستقرتان ومتكاملتان يمكننا أن نقدر علاقاتهما انطلاقًا من نموذج تصحيح الأخطاء، ولقد بين كل من Granger و Engle سنة 1987 أن كل السلاسل المتكاملة يمكن أن تمثل بنموذج لتصحيح الأخطاء (ECM),أما عن الطرق الأكثر شيوعا في تقدير هذا النموذج نقوم باستعراضها بتقدير السلسلتين y_t و x_t باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO)، و اختبار سلسلة البواقي فإذا كانت مستقرة يدل ذلك على أن السلسلتين y_t و x_t متكاملتان زمنيا.

و يمكننا أن نقدر نموذج لتصحيح الأخطاء وفق الخطوات التالية:

الخطوة 1 : تقدير علاقات المدى الطويل بواسطة طريقة المربعات الصغرى:

القصير) الحركي(المدى النموذج علاقات تقدير2 : الخطوة

طريقة المربعات الصغرى العادية: بواسطة

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + U_t (\alpha_2 < 0)$$

ب– تقدير نموذج تصحيح الخطأ في حالة عدة متغيرات: يتم تقدير نموذج تصحيح الأخطاء في حالة وجود(k) متغير في النموذج المدروس، إذ تكون لدينا حالتين بالنسبة للاختبارات :

1– حالة وجود شعاع للتكامل المتزامن وحيد:

حيث نستعمل طريقة *Engle* و *granger* لتقدير نموذج تصحيح الأخطاء، و يكون ذلك وفق المرحلتين التاليتين:

المرحلة الأولى: يتم من خلالها تقدير العلاقة في المدى الطويل بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية و حساب البواقي:

$$e_t = y_t - \hat{B}_0 - \hat{B} x_{1t} - \cdots - \hat{B}_k x_{kt}$$

المرحلة الثانية: يتم فيها تقدير علاقة النموذج الحركي (المدى القصير) بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية:

$$\Delta y_t =+$$

2- حالة وجود عدة أشعة للتكامل المتزامن:في هذه الحالة فإن طريقة *Engle* و *granger* غير فعالة لتقرير نموذج تصحيح الأخطاء، لذلك نلجأ إلى تقدير النموذج الشعاعي (*MVCE*) لتصحيح الخطأ (*Modèle vectoriel à correction d'erreur*)، ففي حالة وجود متغيرين فإن نموذج تصحيح الأخطاء يعطي بالعلاقة التالية :

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + u_t$$

ما يمكننا من إيجاد علاقة بين تغيرات (y_t) و تغيرات (x_t) وعليه ، و بالرغم من وجود هذه العلاقة في المدى الطويل أي:

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{B} x_t + e_t$$

و بالتالي احتمال وجود علاقة للنموذج الديناميكي في المدى القصير كالتالي:

$$\Delta y_t = c + \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \lambda \leq 0$$

تطبيقات المحاضرة رقم (5).

المثال1: لدراسة العلاقة طويلة المدى بين سلسلة الناتج المحلي الإجمالي و الاستثمار الأجنبي المباشر التي تعكس دور الاستثمار الأجنبي المباشر في رفع نسبة الناتج المحلي في الجزائر و بالتالي تحقيق نمو اقتصادي، حيث نقوم باختبار التكامل المتزامن لهاذين السلسلتين، حيث أن شرط الاستقرارية للسلسلتين من نفس الدرجة يجب أن يكون محققا، ثم نقوم بعد ذلك باختبار استقرارية سلسلة البواقي التي يجب أن تكون مستقرة من درجة أقل.

الوحدة:مليون دولار

الجدول رقم 6:احصائيات الناتج الداخلي الخام و تدفقات الاستثمار الاجنبي المباشر

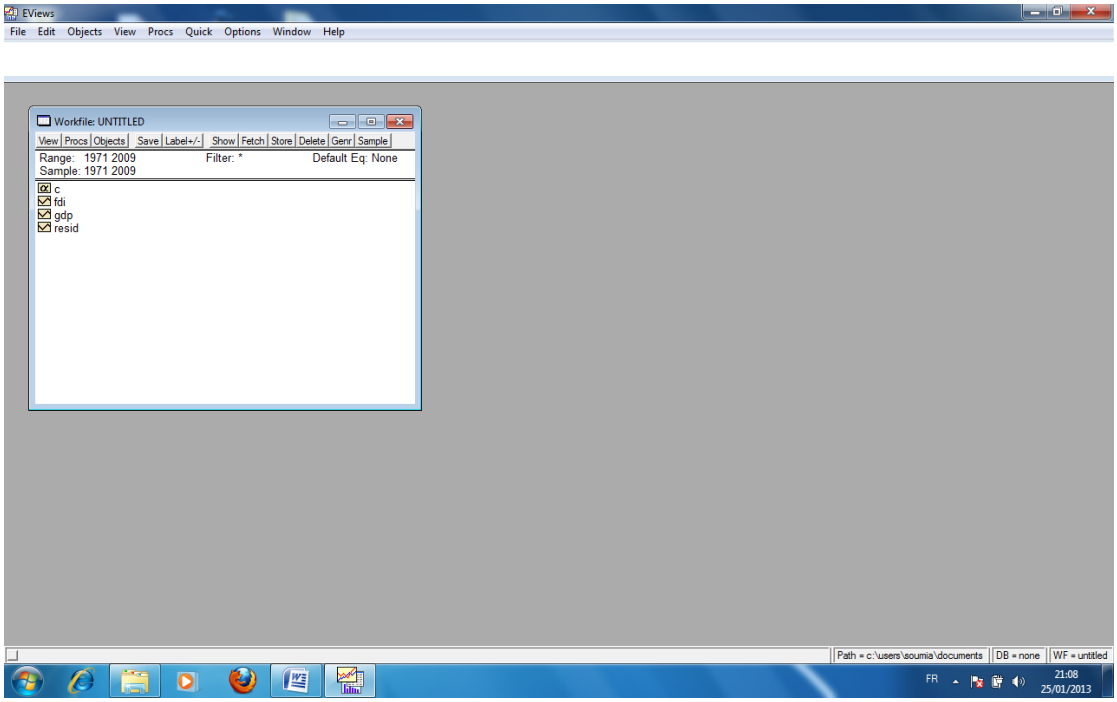
السنوات	الناتج الداخلي الخام	تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر
1971	-17,80	15.73
1972	34,64	11.03
1976	10,48	15.9
1977	15,47	16.25
1978	9,55	16.069
1982	17,03	13.08
1983	73,09	14.32
1984	10,82	8.92

11.21	17,82	1990
7.466	8,40	1991
10.93	12,62	1992
3.518	5,45	1996
13.6	11,20	1997
13.52	21,38	1998
13.70	25,02	2003
12.99	34,80	2004
12.9	28,18	2005
12.94	8,18	2006
13.37	1,81	2007
13.28	14,40	2008
13.61	27,34	2009

المصدر: احصائيات الصندوق الدولي

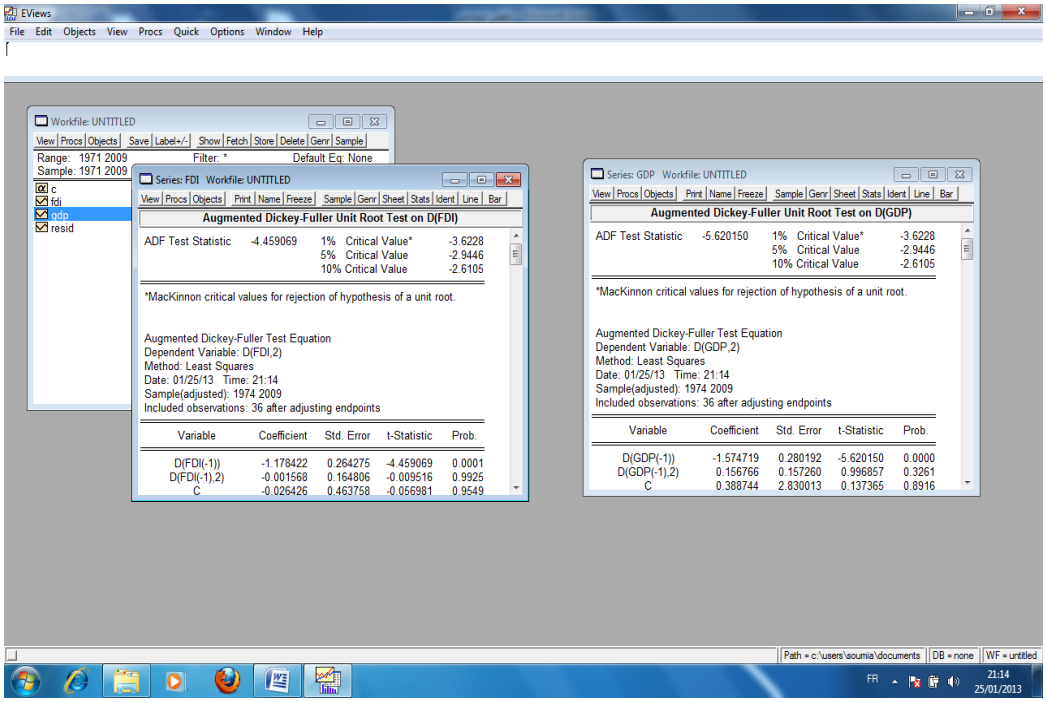
و لذلك نقوم باتباع الخطوات التالية:

1–اختبار استقرارية سلسلة الناتج المحلي و الاستثمار الأجنبي المباشر باستعمال اختبار ADF.



تظهر في النافذة أعلاه سلسلتي الناتج المحلي gdp و الاستثمار الأجنبي المباشر fdi للفترة 1971 حتى 2009 .

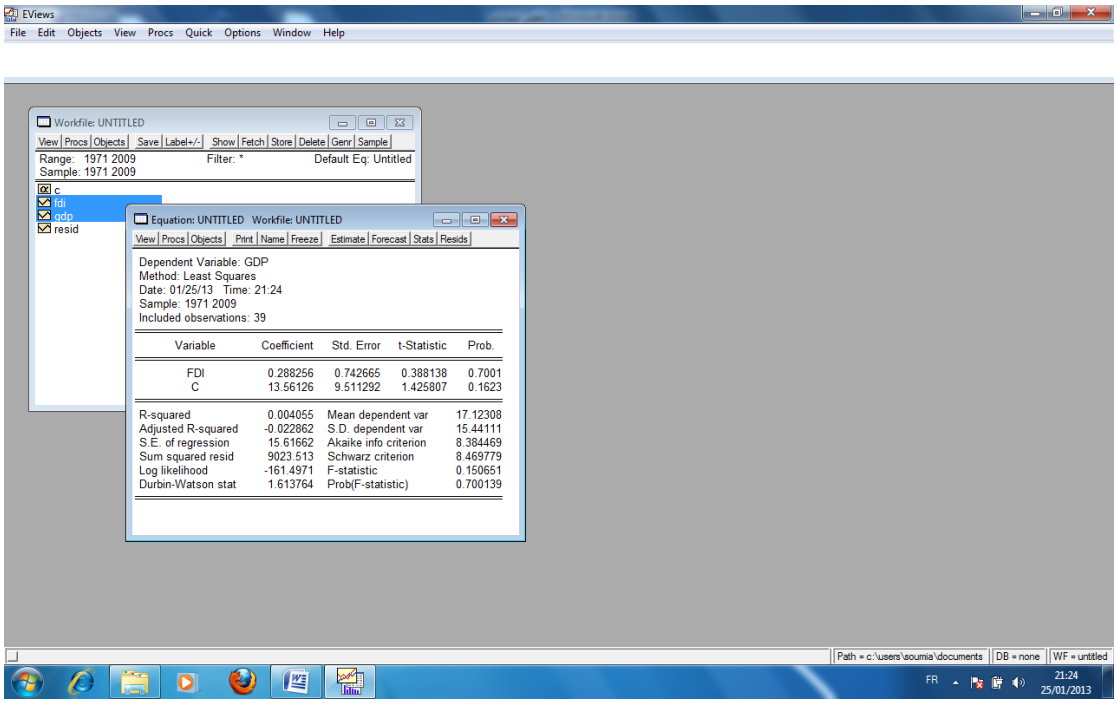
2- ندرس استقرارية السلسلتين بحيث يجب أن تكونا مستقرتين من نفس الدرجة.



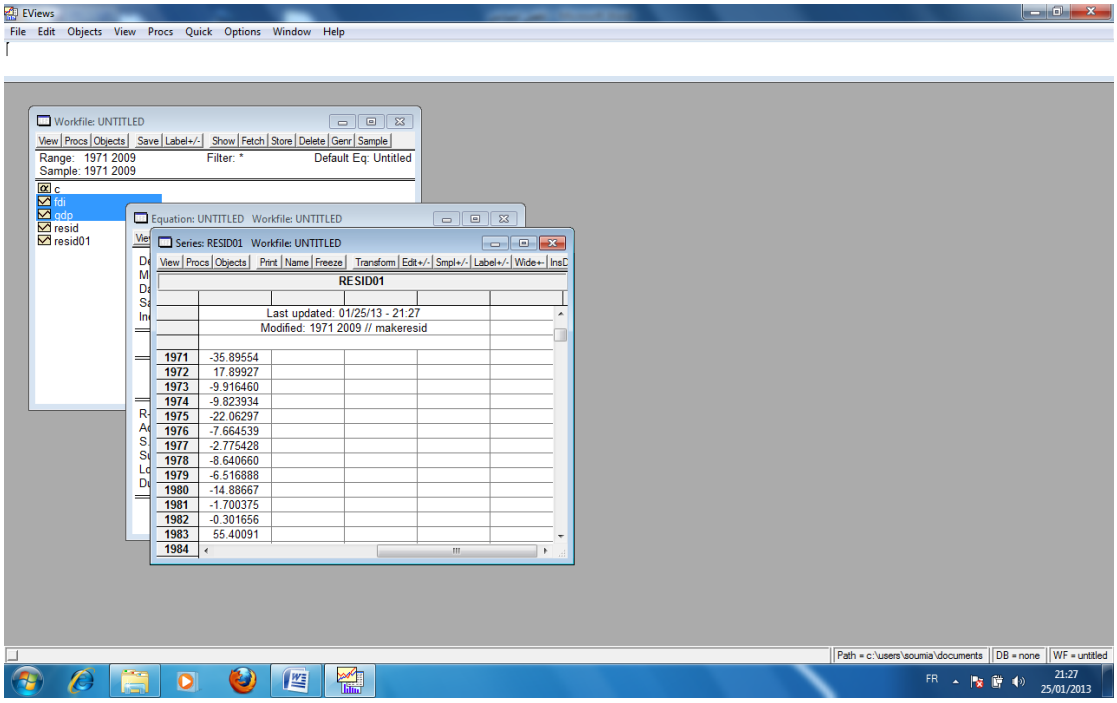
من خلال الجدول أعلام قمنا باختبار الاستقرارية باستخدام اختبار ADF للكشف عن الجدر الوحدوي لكلتا السلسلتين حيث اتضح من النتائج أنهما مستقرتين من الدرجة 1 و بالتالي يمكن إجراء اختبار التكامل المتزامن.

3- نقوم باختبار التكامل المتزامن من خلال اختبار استقرارية سلسلة البواقي التي يجب أن تكون مستقرة من درجة أقل من استقرارية السلسلتين محل الدراسة.

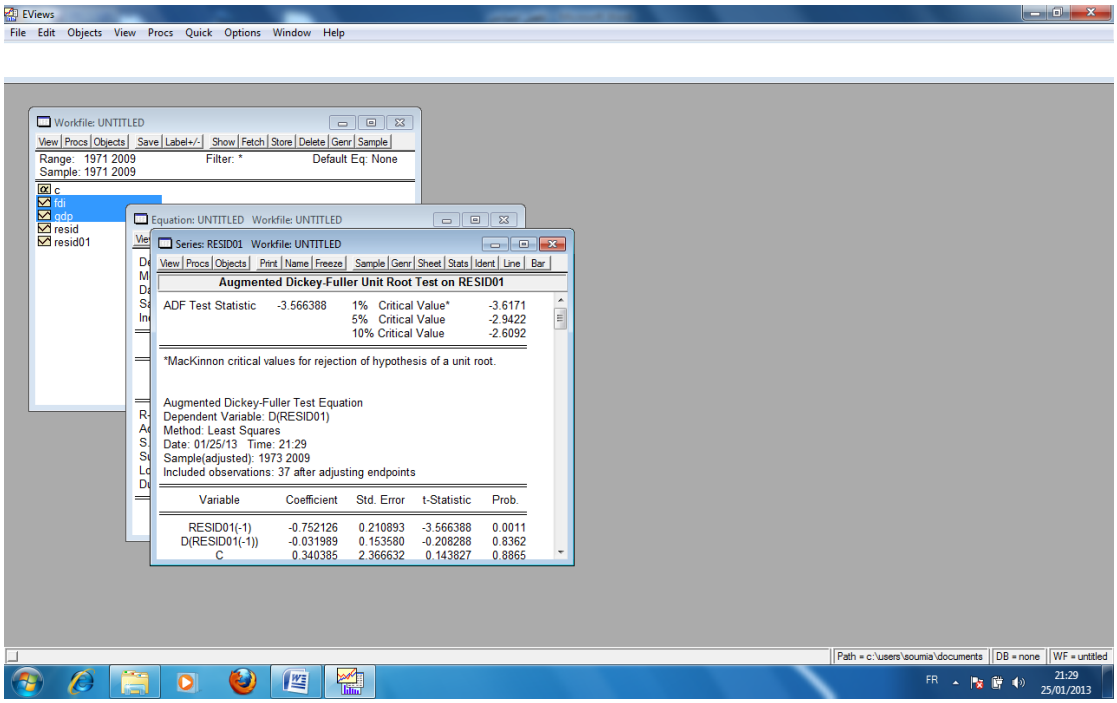
4- قم بتقدير المعادلة عن طريق تحديد المتغير التابع و المستقل اضغط على المتغير التابع gdp ثم المتغير المستقل fdi و استخدم الفأرة من جهة اليسار و اضغط و قم بالفتح open و اختر equation ستفتح لك نافذة اضغط على ok عندها ستحصل على معادلة نموذجك محل الدراسة، انظر الشاشة التالية:



5-اذهب إلى procs و اختر MAKE RESIDUEL SERIES و اضغط على ok ستظهر لك الشاشة التالية:



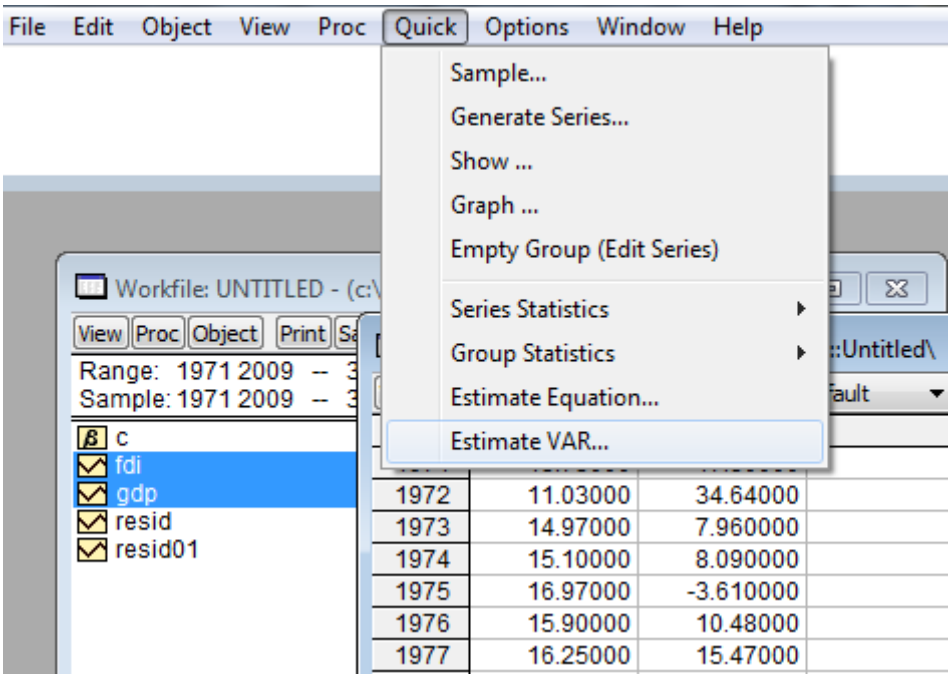
6-اذهب إلى VEW و اضغط على اختبار جذر الوحدة UNIT ROOT TEST و اضغط على ok



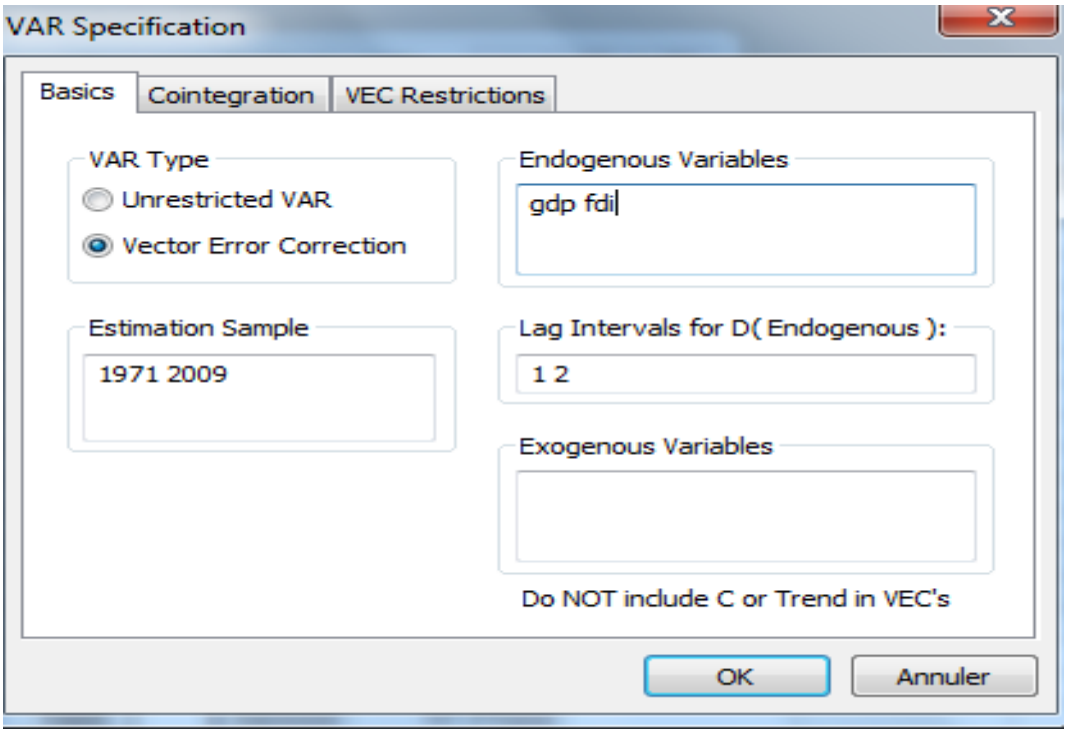
7-من خلال النتائج تظهر أن سلسلة البواقي مستقرة من الدرجة 0 و بالتالي نقول أن هناك علاقة تكامل متزامن بين الناتج المحلي الإجمالي و الاستثمار الأجنبي المباشر.

8-تقدير نموذج تصحيح الخطأ: لتقدير هذا النموذج نتبع الخطوات التالية:

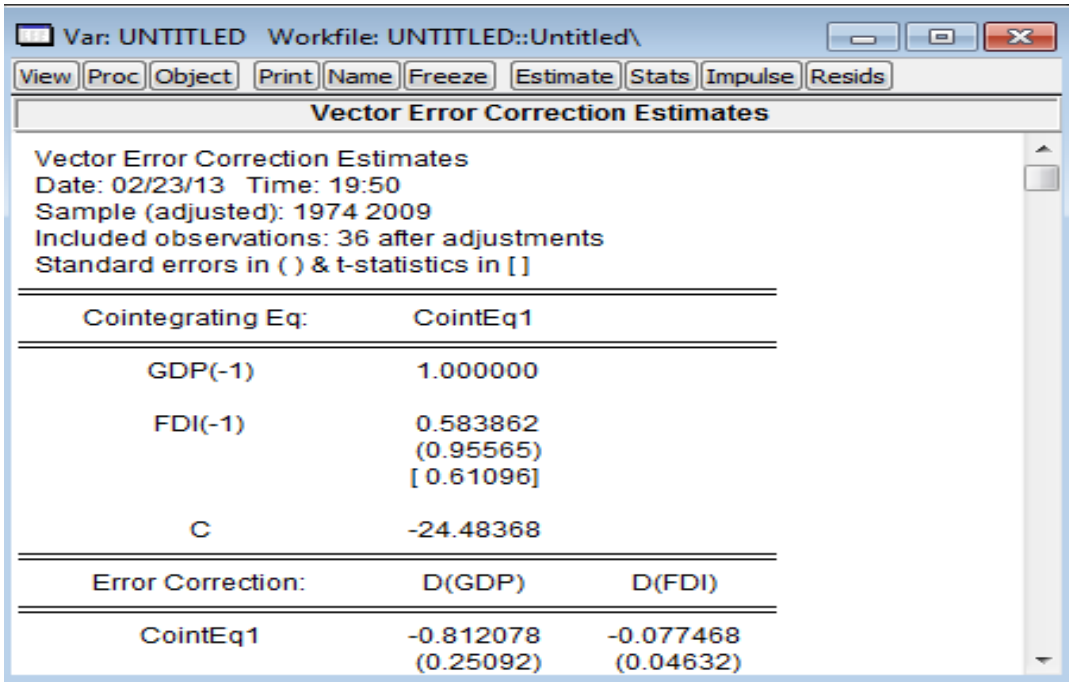
1-افتح المتغيرين مع بعض بالضغط عليهما بالفأرة من جهة اليسار و اختر "فتح" ستظهر لك شاشة تتضمن السلسلتين مع بعض، اذهب إلى QUICK و اختر ESTIMATION VAR و اضغط OK



2-ستظهر لك شاشة أخرى اكتب المتغير التابع ثم المستقل و اضغط OK كما يوضحه الشكل التالي:



3- بعد ذلك ستحصل على نموذج تصحيح الخطأ الخاص بنموذجك كما توضحه الشاشة التالية:



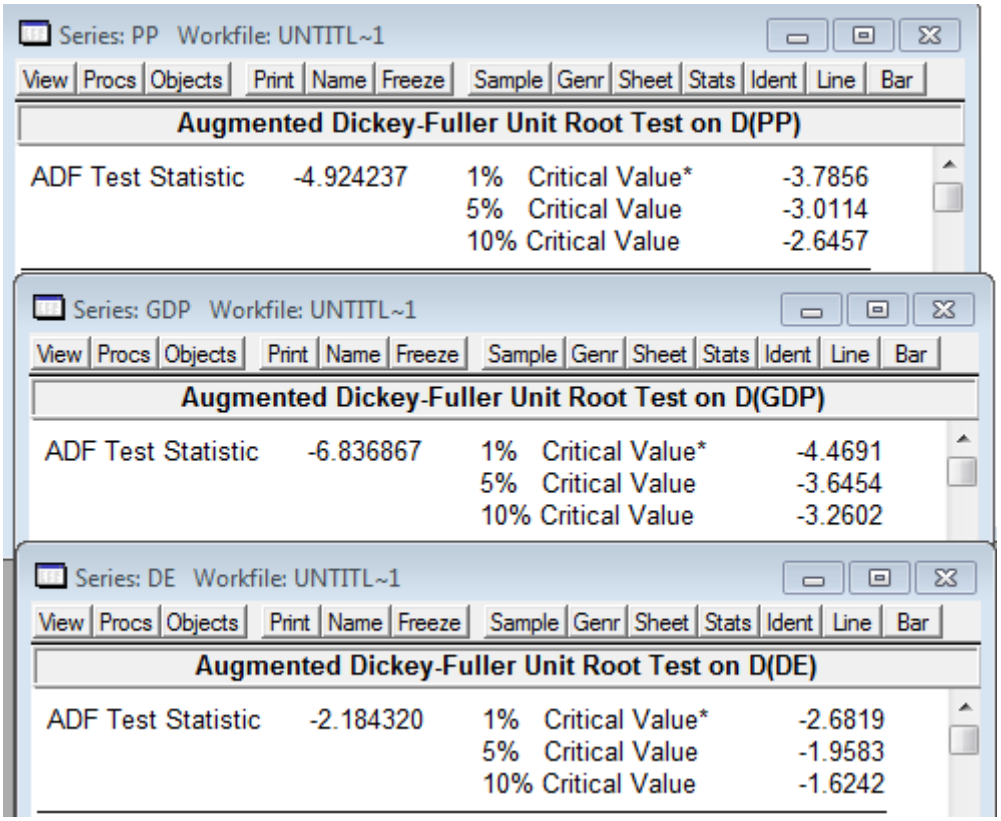
المثال 2: لدراسة العلاقة طويلة المدى التي توضح تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر و سعر البترول عل الناتج المحلي الاجمالي في الجزائر خلال الفترة (1990-2013)، الاحصائيات موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم 7:احصائيات الناتج المحلي،سعر البترول و الاستثمار الاجنبي الوحدة:مليار دينار

السنوات	الناتج المحلي الاجمالي	الاستثمار الأجنبي المباشر	سعر البترول
1990	554.38	90.067	44
1991	862.13	128.19	37
1992	1074.69	184.76	36
1993	1189.71	221.20	32
1994	1487.40	263.93	29
1995	2004.98	340.20	32
1996	2570.03	405.36	39
1997	2780.16	459.83	35
1998	2830.48	503.63	23
1999	3238.197	543.60	32
2000	4123.50	560.13	52
2001	4227.10	624.55	45
2002	4522.77	700.44	46
2003	5252.31	777.52	53
2004	6150.451	846.89	70
2005	7563.60	865.87	100
2006	8520.55	954.86	120
2007	9306.24	1062.91	137
2008	10993.79	43229	98.90
2009	10017.5	51917	62.34
2010	12034.38	61700	80.36
2011	14481	66050	112.919
2012	15915.36	74287	111.4
2013	16357	67270	108.9

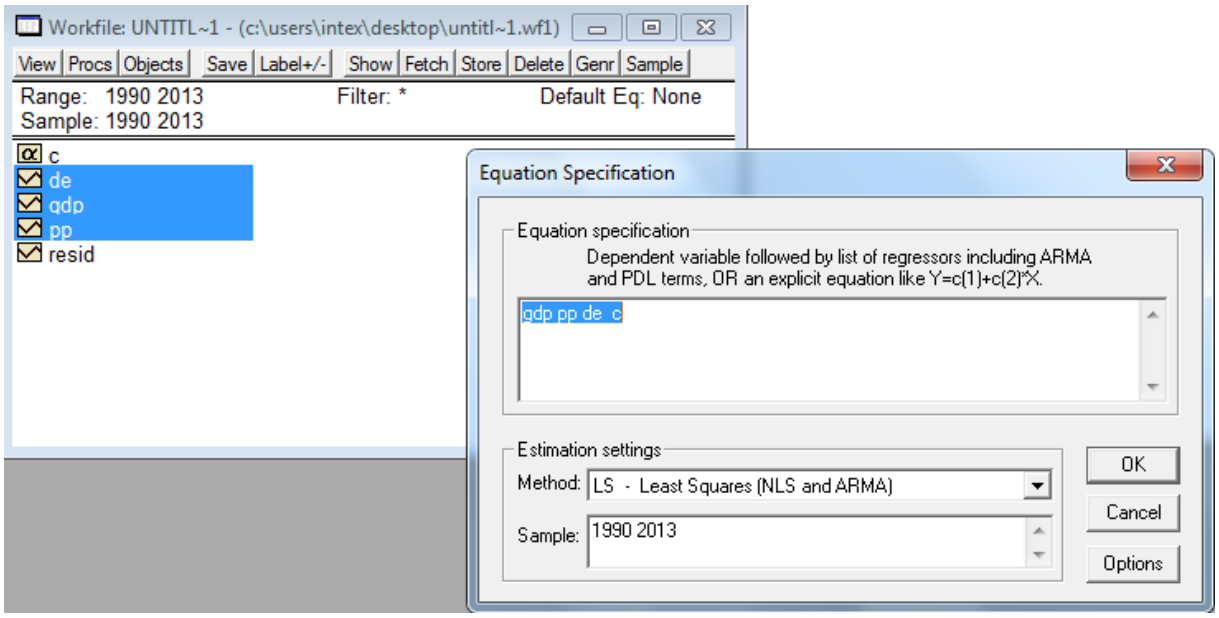
المصدر: صندوق النقد الدولي

باتباع نفس الخطوات السابقة نقوم باعداد ملف العمل و ادخال السلاسل الزمنية و دراسة استقراريتها كما يلي:



حيث نلاحظ أن كل السلاسل الزمنية مستقرة من نفس الدرجة بعد اجراء التفاضل عليها و هذا شرط محقق لاجراء التكامل المشترك و بناء نموذج تصحيح الخطأ.

يمكن تقدير معادلة النموذج بين متغيرات الدراسة كما يلي:



نضغط على ok نحصل على تقدير المعادلة:

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: UNTITL~1]

File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help

View Procs Objects Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

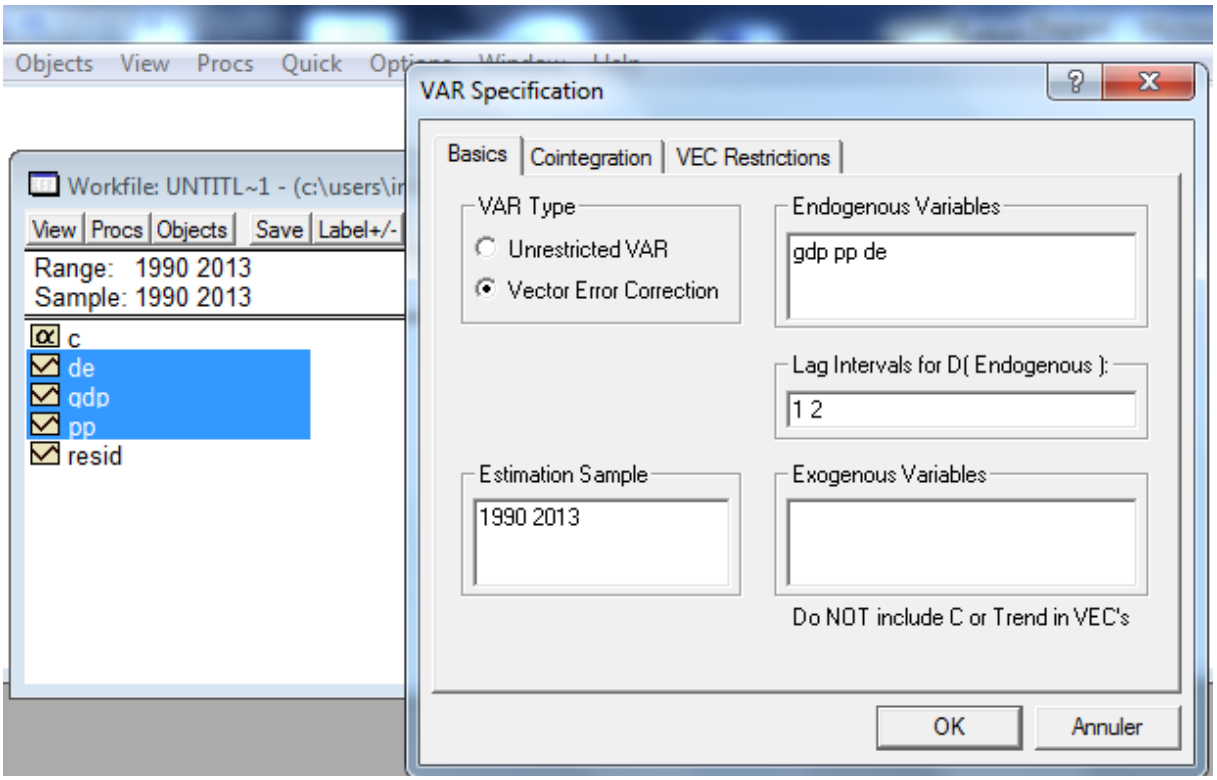
Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 11/14/17 Time: 09:33
Sample: 1990 2013
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP	23.05458	2.386957	9.658565	0.0000
DE	0.037080	0.003081	12.03360	0.0000
C	-410.5309	148.6174	-2.762335	0.0117

R-squared	0.962214	Mean dependent var	1643.653
Adjusted R-squared	0.958616	S.D. dependent var	1636.026
S.E. of regression	332.8197	Akaike info criterion	14.56955
Sum squared resid	2326148.	Schwarz criterion	14.71680
Log likelihood	-171.8346	F-statistic	267.3819
Durbin-Watson stat	1.587443	Prob(F-statistic)	0.000000

$$Y=-410.53+23.054+0.037+Ui$$

نقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطّأ كما يلي:



نضغط على ok نحصل على النموذج:

EViews - [Var: UNTITLED Workfile: UNTITL~1]

File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help

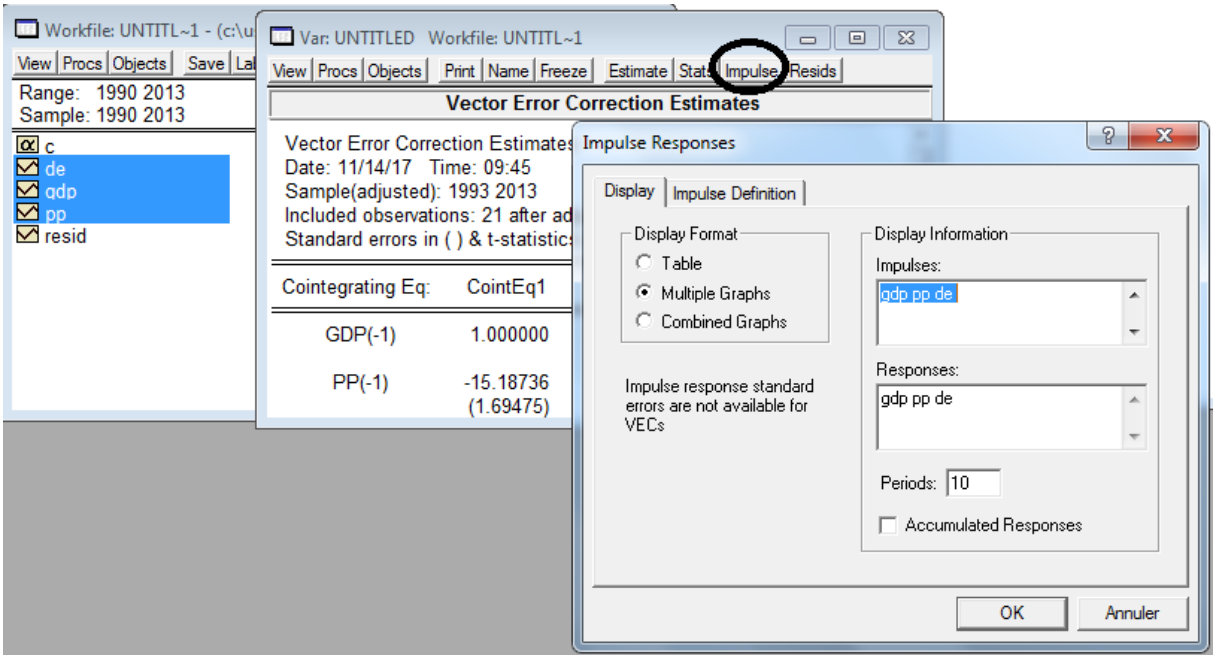
View Procs Objects Print Name Freeze Estimate Stats Impulse Resids

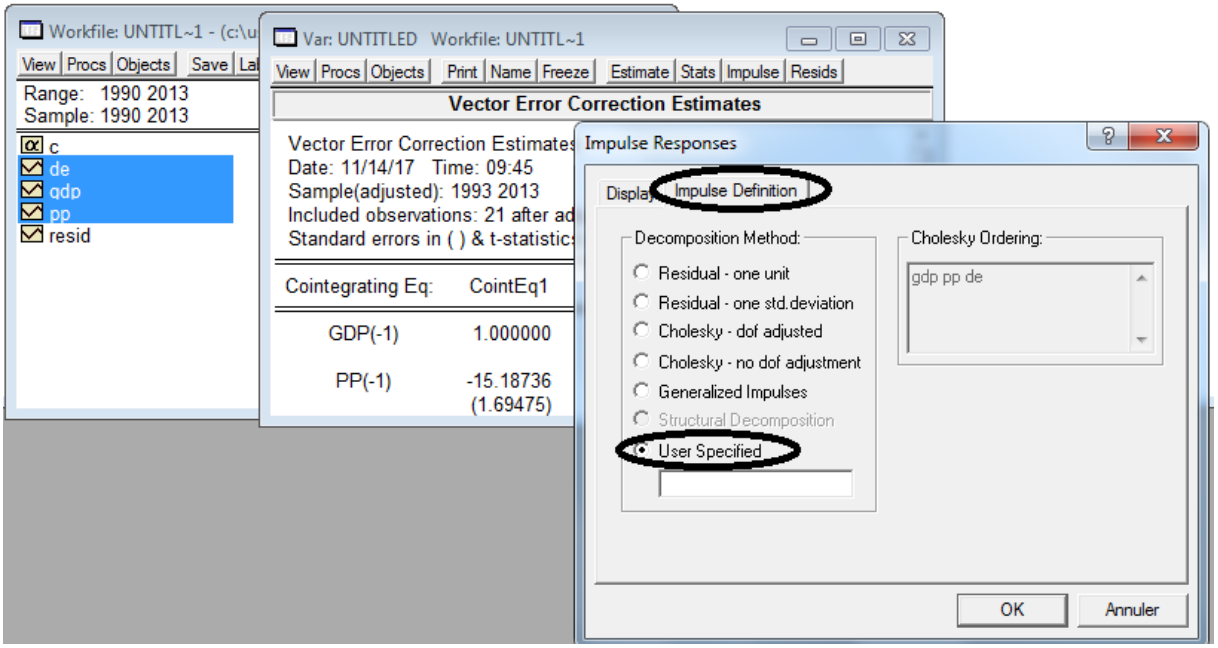
Vector Error Correction Estimates
Date: 11/14/17 Time: 09:39
Sample(adjusted): 1993 2013
Included observations: 21 after adjusting endpoints
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
GDP(-1)	1.000000
PP(-1)	-15.18736 (1.69475) [-8.96141]
DE(-1)	-0.037018 (0.00134) [-27.6969]
C	-97.03513

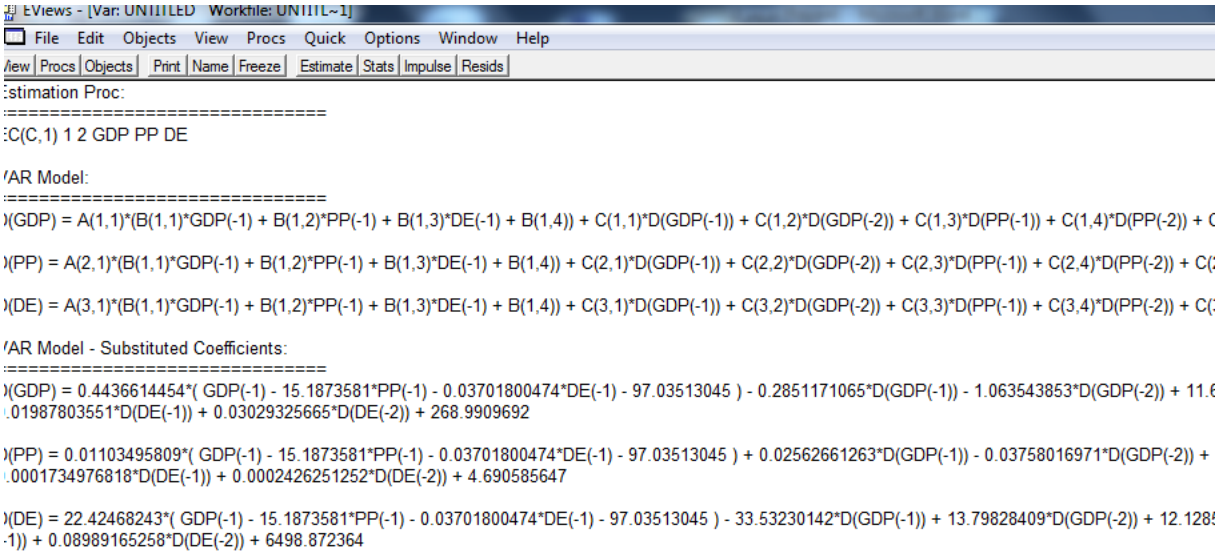
Error Correction:	D(GDP)	D(PP)	D(DE)
CointEq1	0.443661 (0.16563) [2.67871]	0.011035 (0.01971) [0.55975]	22.42468 (12.7137) [1.76382]
D(GDP(-1))	-0.285117 (0.24158) [-1.18023]	0.025627 (0.02875) [0.89122]	-33.53230 (18.5440) [-1.80826]

لكتابة النموذج اضغط على زر impluse ستتحصل على الشاشة التالية:





اضغط ok ستتحصل على النموذج لتصحيح الخطأ:



المحاضرة(6):اختبارات السببية و تحليل دوال الاستحابة الدفعية.

1- اختبارات السببية:

قام جرانجر بوضع مصطلحي السببية **causalité** و الخارجية **éxogénéité** بحيث يكون المتغير Y_{1t} مسبب لـــ Y_{2t} إذا تحسنت القيمة التنبؤية لـــ Y_{1t} عند إدخال المعلومة المتعلقة ب Y_{2t} .

ويقال أن X تسبب في Y لو أن تنبؤ بقيم Y عن طريق القيم السابقة للمتغير X بالإضافة إلى القيم السابقة للمتغير Y كان أفضل من التنبؤ المبني على القيم السابقة للمتغير Y فقط.

فلو أن X و Y يتصفان بخاصية التكامل المشترك من الرتبة الأولى يتعين إضافة حد تصحيح الخطأ المقدر من العلاقة بين X و Y في نموذج السببية بالإضافة إلى القيم السابقة لكل من X و Y.

و في سنة 1969 قدم *Granger* اختباره للسببية و الذي يسمح بمعرفة أي المتغيرين يؤثر، و يجري هذا الاختبار كما يلي:

ليكن لدينا نموذج شعاع انحدار ذاتي من الدرجة(ρ) للمتغيرين Y_{2t} وY_{1t} المستقرين كالتالي:

$$\begin{matrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{matrix} = \begin{matrix} a_0 \\ b_0 \end{matrix} + \begin{matrix} a_1^1 & b_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 \end{matrix} \times \begin{matrix} y_{1t-1} \\ y_{2y-1} \end{matrix} + \begin{matrix} a_2^1 & b_2^1 \\ a_2^2 & b_2^2 \end{matrix} \times \begin{matrix} y_{1t-2} \\ y_{2y-2} \end{matrix} + \cdots + \begin{matrix} a_p^1 & b_p^1 \\ a_p^2 & b_p^2 \end{matrix} \times \begin{matrix} y_{1t-p} \\ y_{2y-p} \end{matrix}$$

حيث إذا تم قبول الفرضية (H_0)

= =..... =0

فإن هذا يعني أن (y_{2t})لا تسبب (y_{1t}).

إذا تم قبول الفرضية(H_0) :

= =..... =0

فإن هذا يعني أن(Y_{1t}) لا تسبب (y_{2t}).

إذا تم قبول الفرضيتين البديلتين أي: (Y_{1t}) تسبب (y_{2t}) و (y_{2t}) تسبب (y_{1t})فتكون لدينا حلقة رجعية.

2-سببية سيمس"*Sims*" : قدم Sims اختباره للسببية سنة 1980 ، و الذي ينص على أنه إذا كانت القيم المستقبلية لـــ(y_{1t}) تسمح بتغير القيم الحاضرة لـــ(y_{2t}) فإن هذا يعني أن(yY_{2t}) تسبب (y_{1t}).

و يمكن تمثيل ذلك رياضيا كما يلي:

$$y_{1t} = a_1^0 + \sum_{i=1}^{p} a_{1i}^1 y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{p} a_{1i}^2 y_{2t-i} + \sum_{i=1}^{p} b_i^2 y_{2t+i} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_{1t} = a_2^0 + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}^1 y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{p} a_{2i}^2 y_{2t-i} + \sum_{i=1}^{p} b_i^2 y_{1t+i} + \varepsilon_{21t}$$

- إذا تم قبول الفرضية(H_0) حيث:

= =..... = 0

فإن: لا تسبب في .

= =..... = 0

- إذا تم قبول الفرضية(H_0) حيث:

= =..... = 0

فإن: لا تسبب في .

ثانيا:دوال الاستجابة الدفعية.

يكمن أهم استعمال لنماذج (VAR) في تحليل الاستجابة الدفعية، حيث تفسر دوال الاستجابة الدفعية تأثير صدمة في أحد البواقي (ε_t) على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات التابعة، غير أن هذا التأثير سينتقل إلى المتغيرات الأخرى عن طريق هيكل ديناميكية نماذج (VAR) فإذا افترضنا مثلاً النموذج التالي:

$$X_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^{p} \beta_{x,i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{x,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t}$$

$$Y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^{p} \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{x,i} X_{t-i} + \varepsilon_{y,t}$$

فإن حدوث صدمة في حد الخطأ سيؤثر حتماً في القيمة الحالية لـــ كما انه سيؤثر في القيم المستقبلية لكل من X و Y نظراً لاحتواء المعادلتين على القيم السابقة لـــ X. فإذا افترضنا أن هذه الصدمة في مقدرة بـــ 1% فإن سينتج عن ذلك التأثير كما في الجدول التالي:

الجدول رقم 8: أثر صدمة في البواقي على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات التابعة.

الفترة	ديناميكية تأثير الصدمة
في الفترة t:	$\begin{bmatrix}\Delta X_t \\ \Delta Y_t\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}1 \\ 0\end{bmatrix}$
في الفترة t+1:	$\begin{bmatrix}\Delta X_{t+1} \\ \Delta Y_{t+1}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\beta_{x,i} \dots & \emptyset_{x,i} \\ \beta_{y,i} \dots & \emptyset_{x,i}\end{bmatrix} \begin{bmatrix}1 \\ 0\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}a \\ b\end{bmatrix}$
في الفترة t+2	$\begin{bmatrix}\Delta X_{t+2} \\ \Delta Y_{t+2}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\beta_{x,i} \dots & \emptyset_{x,i} \\ \beta_{y,i} \dots & \emptyset_{x,i}\end{bmatrix} \begin{bmatrix}a \\ b\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}c \\ d\end{bmatrix}$

المصدر: محمد عطية،الاقتصاد القياسي ،مرجع سابق ص 275

تطبيقات حول المحاضرة رقم (7).

نحاول دراسة تأثير الصدمات التي تحدث لأسعار النفط على بعض المؤشرات الاقتصادية في الجزائر حيث نعتمد على دراسة متغير معدل البطالة، متوسط الدخل الفردي الحقيقي و الناتج المحلي الحقيقي خلال الفترة(1970-2012) البيانات المتعلقة بالمتغيرات موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم9 : احصائيات عن معدل البطالة،معدل الدخل الفردي الحقيقي،الناتج المحلي الحقيقي

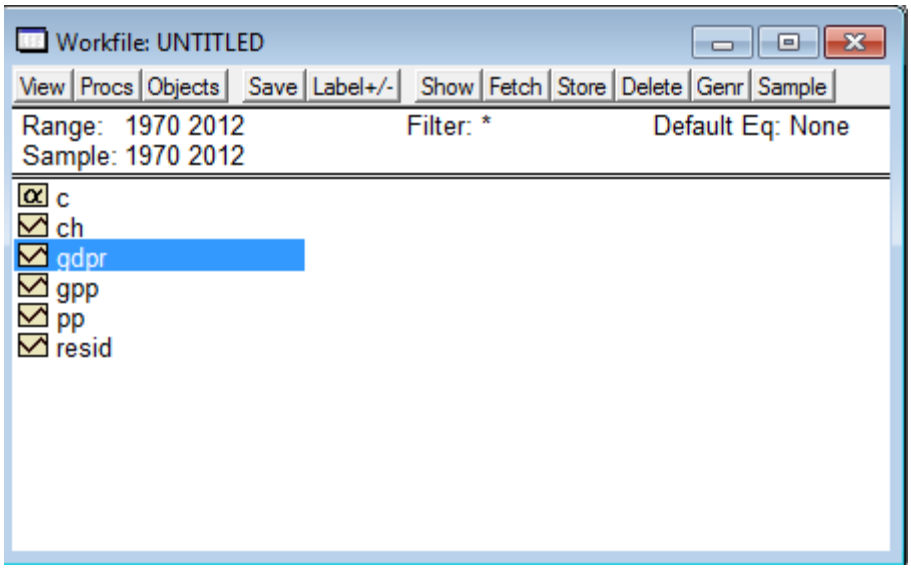
السنوات	معدل البطالة	معدل الدخل الفردي الحقيقي	الناتج المحلي الحقيقي
1970	1.279	1935.0	11629130
1971	12.80	1669.4	11706143
1972	28	2070.5	13109137
1973	26.60	2092.3	13944830

21088588	2188.8	25.79	1974
22228844	2236.6	26.60	1975
26491700	2357.2	27.39	1976
26198348	2411.9	28.29	1977
27228987	2559.2	22	1978
30170003	2669.8	22.60	1979
35023103	2609.4	23.32	1980
35990319	2603.6	24.030	1981
36734849	2681.8	16.29	1982
39023722	2736.2	13	1983
40718503	2798.4	15.1	1984
40725865	2813.5	9.69	1985
36884502	2741.7	18	1986
36192835	2645.4	21.35	1987
38001846	2547.5	15.19	1988
42204300	2589.7	18.10	1989
47021891	2544.5	19.70	1990
58095202	2452.8	21.29	1991
54999795	2438.8	23.79	1992
50519108	2334.4	23.149	1993
48943863	2665.9	24.360	1994
50836570	2306.9	28.10	1995
54903415	2358.8	25.89	1996
56176358	2345.4	26.409	1997
54495392	2427.1	28.020	1998
60731385	2468.2	29	1999
77075026	2487.3	28.88	2000
75809058	2567.2	27.29	2001

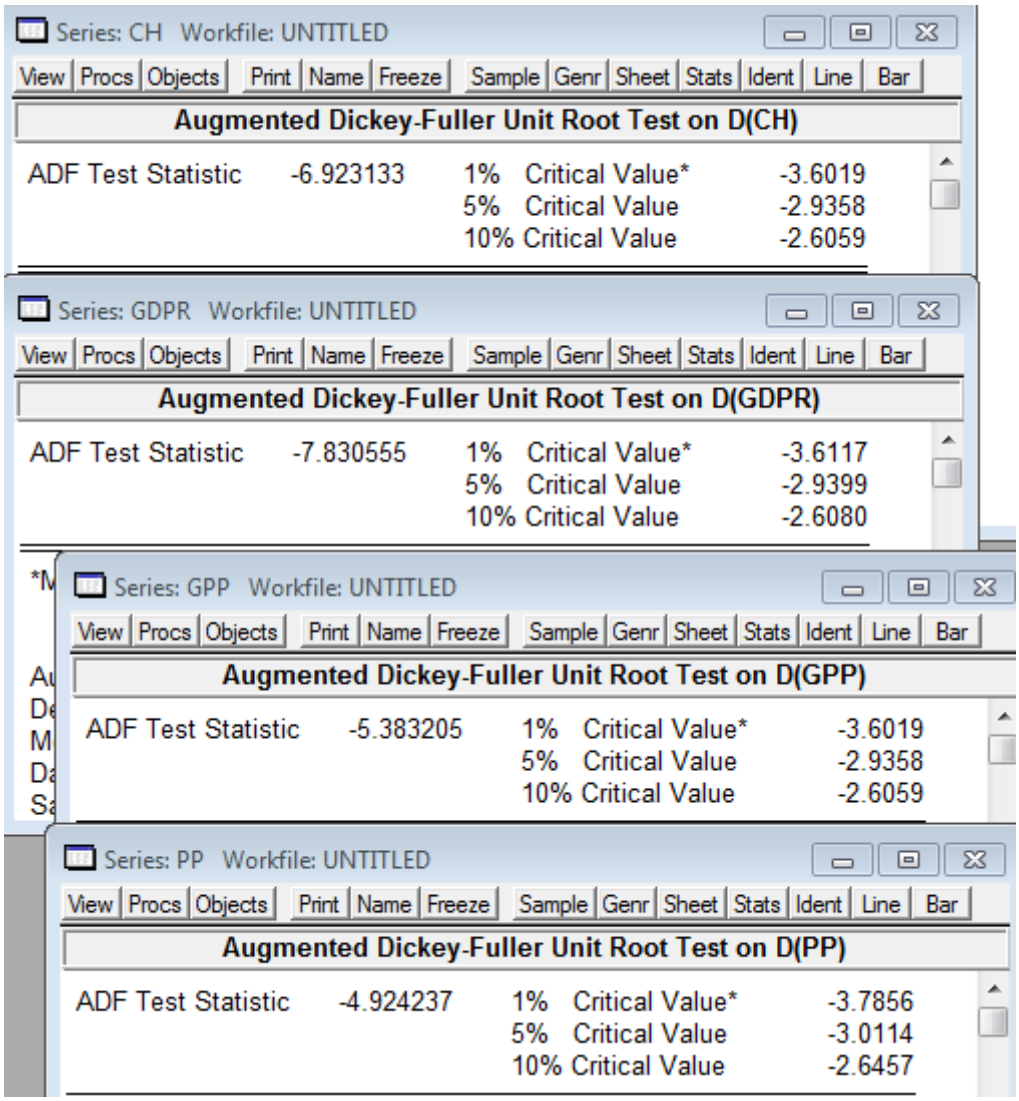
79819475	2675.7	28.89	2002
90458245	2831.0	26.29	2003
102146112	2912.3	17.60	2004
12355175	3038.7	15.300	2005
13515175	3391.0	12.30	2006
143614875	3846.0	13.80	2007
166572727	4787.1	11.30	2008
149846244	3771.0	10.19	2009
170138277	4350.0	10	2010
17572727	5272.0	10	2011
178572727	5310.2	11	2012

المصدر:صندوق النقد الدولي

نقوم بانشاء ملف عمل بادخال جميع متغيرات الدراسة ثم دراسة استقرارية السلاسل لتحديد درجة الاستقرارية من أجل اجراء التكامل المشترك نختصر هذه الخطوات-المشار لها سابقا-



نقوم باختبار استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة باستخدام اختبار ADF كما هو موضح في الشكل التالي:



من خلال النتائج المحصل عليها نلاحظ أن جميع السلاسل الزمنية مستقرة من الدرجة الأولى أي نفس الدرجة و بالتالي وجود العلاقة في المدى الطويل بين متغيرات الدراسة .

نحاول البحث عن العلاقة السببية لمتغيرات الدراسة.

تفيد إختبارات السببية في تحديد نوع التأثير في المدى القصير بإستعمال طريقةGranger و من أجل ذلك نختبر الفرضية العدمية بعدم وجود سببية بين متغيرات الدراسة ، سنقوم الآن بإجراء اختبار اتجاه لعلاقات السببية بين متغيرات الدراسة، واختبار العلاقة السببية يقوم على اختبار الفرضية العدمية التي تنص على عدم وجود علاقة سببية أو تأثير في المدى القصير بين المتغيرات الثلاثة وسعر النفط الممثلة وفق شعاع الانحدار الذاتي وذلك من خلال تقدير المعادلات التالية:

$$\Delta ch_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \, \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, \Delta PP_{t-i} + v_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots [1]$$

$$\Delta gpp_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta TC_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta PP_{t-i} + v_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots [2]$$

$$\Delta gdpr_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta DR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta PP_{t-i} + v_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots [3]$$

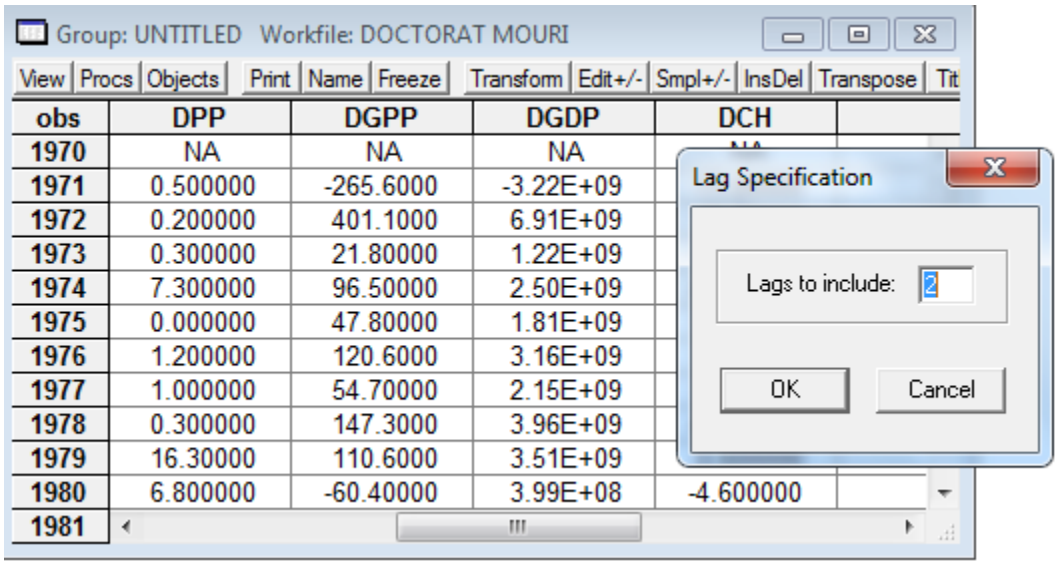
اضغط بالفأرة على متغيرات الدراسة و قم بفتحها على شكل مجموعة as groupeوالجدول التالي يلخص نتائج الاختبار:

Group: UNTITLED Workfile: DOCTORAT MOURI

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Transform | Edit+/- | Smpl+/- | InsDel | Transpose | Tit

obs	DPP	DGPP	DGDP	DCH
1970	NA	NA	NA	NA
1971	0.500000	-265.6000	-3.22E+09	11.00000
1972	0.200000	401.1000	6.91E+09	15.72000
1973	0.300000	21.80000	1.22E+09	-1.400000
1974	7.300000	96.50000	2.50E+09	-0.800000
1975	0.000000	47.80000	1.81E+09	0.800000
1976	1.200000	120.6000	3.16E+09	0.800000
1977	1.000000	54.70000	2.15E+09	0.900000
1978	0.300000	147.3000	3.96E+09	-6.300000
1979	16.30000	110.6000	3.51E+09	0.600000
1980	6.800000	-60.40000	3.99E+08	-4.600000
1981				

اضغط على view



ستتحصل على النتائج التالية:

File Edit Objects View Procs Quick Options Window Help

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 11/15/17 Time: 10:22
Sample: 1970 2012
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DGDP does not Granger Cause DPP	40	1.21450	0.30906
DPP does not Granger Cause DGDP		0.63655	0.53513
DGPP does not Granger Cause DPP	40	1.35433	0.27131
DPP does not Granger Cause DGPP		5.23110	0.01029
DCH does not Granger Cause DPP	40	1.22993	0.30464
DPP does not Granger Cause DCH		0.94578	0.39808
DGPP does not Granger Cause DGDP	40	0.45979	0.63518
DGDP does not Granger Cause DGPP		2.56188	0.09155
DCH does not Granger Cause DGDP	40	3.11731	0.05677
DGDP does not Granger Cause DCH		4.16644	0.02382
DCH does not Granger Cause DGPP	40	0.77169	0.46994
DGPP does not Granger Cause DCH		0.30685	0.73772

يتم مقارنة الاحتمال بالقيم المعنوية 1 ،10،5% من خلال نتائج الاختبار نلاحظ أن تغيرات سعر النفط تؤثر على تغيرات متوسط الدخل الفردي الحقيقي باتجاه سعر النفط يؤثر على متغير متوسط الدخل الحقيقي فقط على المدى القصير (احتمال 0,010) و بالتالي نقبل الفرضية العدمية بوجود علاقة سببية بين المتغيرين فقط.

نحاول اختبار الصدمات بتحليل دوال الاستجابة الدفعية هذا الاختبار الذي يتطلب سلاسل زمنية مستقرة من نفس الدرجة، وهذا يعني استعمال التفاضل الأول لجميع المتغيرات:

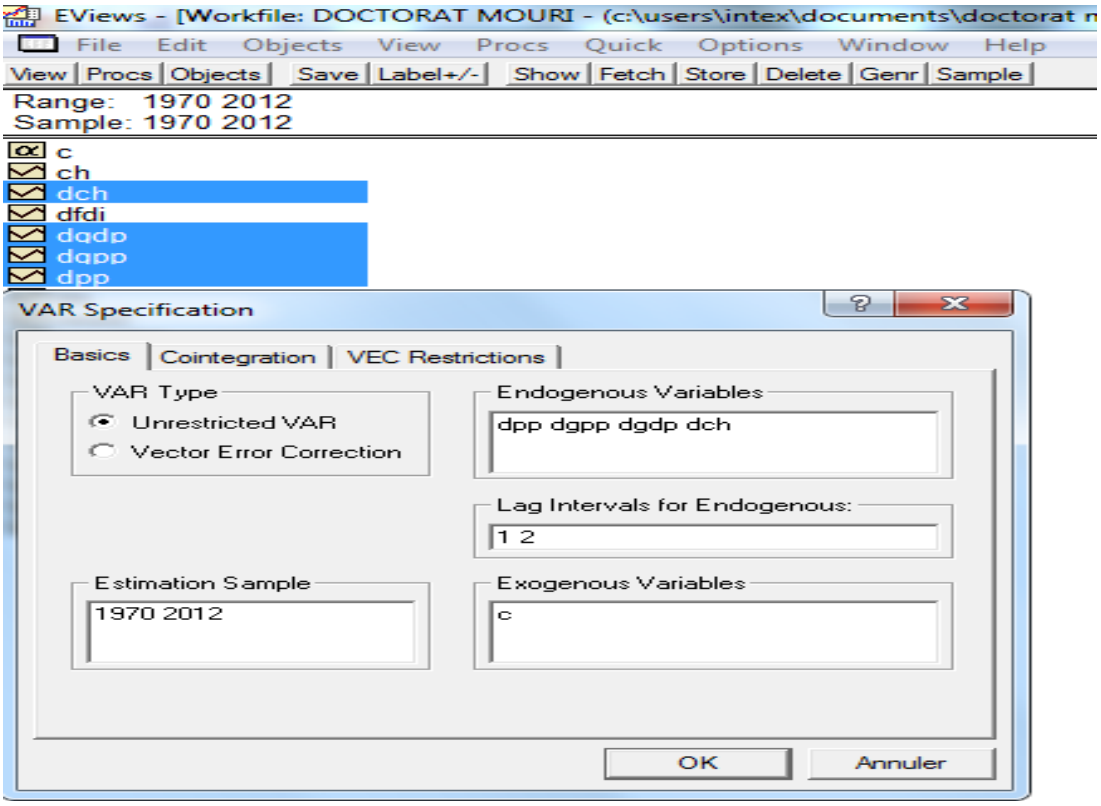
$$\Delta ch_t = \sum_{i=1}^{p} \beta_{x,i}\, \Delta ch_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{x,i} \Delta PP_{t-i} + \varepsilon_{x,t} \dots\dots\dots\dots\dots [1]$$

$$\Delta gdp_t = \sum_{i=1}^{p} \beta_{y,i}\, \Delta gdp_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{x,i}\, \Delta PP_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \dots\dots\dots\dots\dots [2]$$

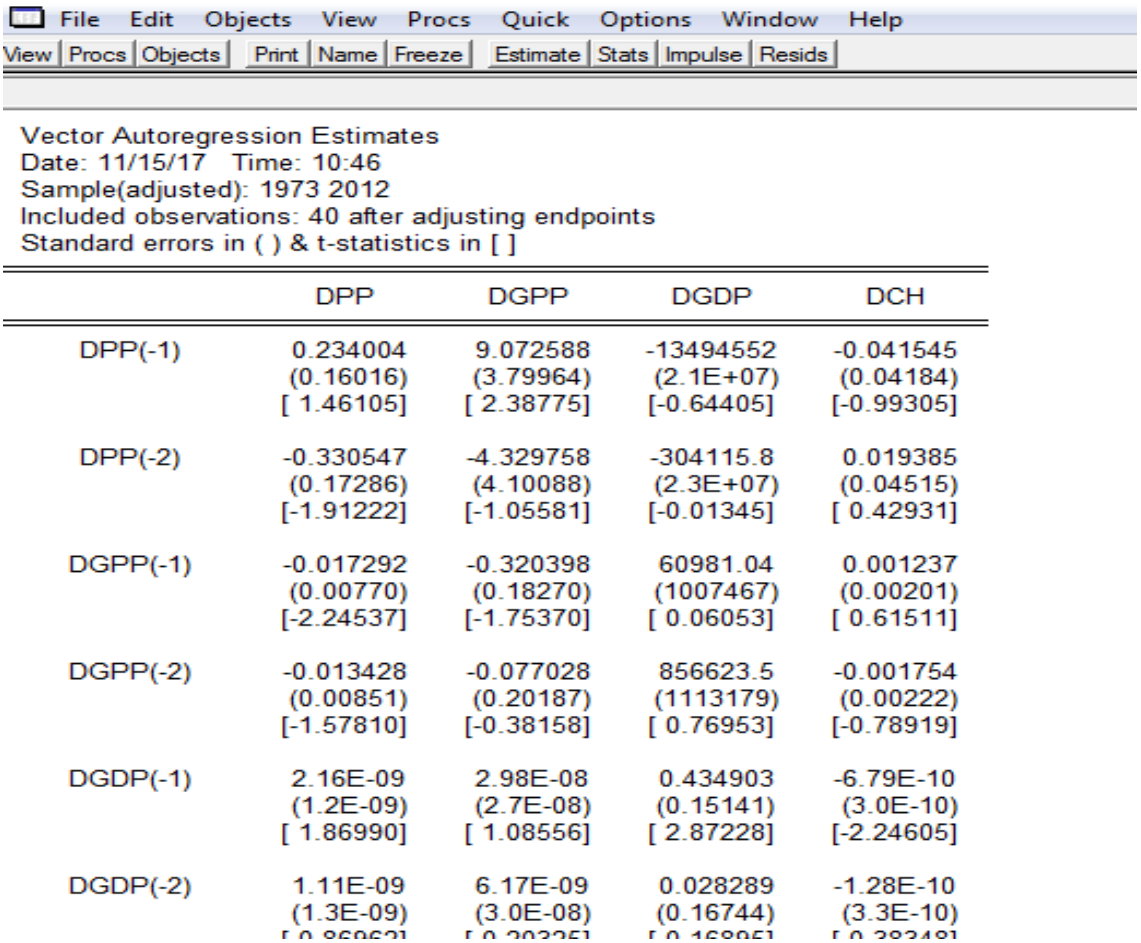
$$\Delta gpp_t = \sum_{i=1}^{p} \beta_{y,i}\, \Delta gpp_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{x,i}\, \Delta PP_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \dots\dots\dots\dots\dots [3]$$

ويمكن توضيح هذا من خلال تقدير دوال الاستجابة الدفعية في الشكل التالي:

1-قم بتقدير VAR اضغط على متغيرات النموذج و قم بفتحهم :

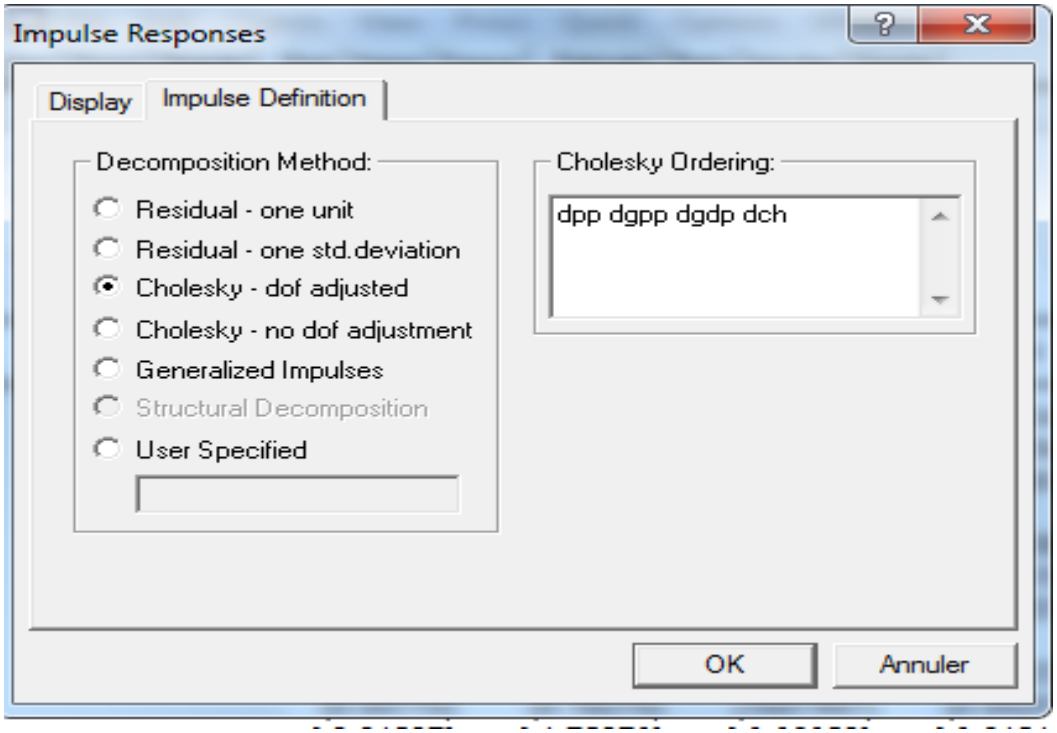


اضغط على OK تحصل على النتائج التالية:

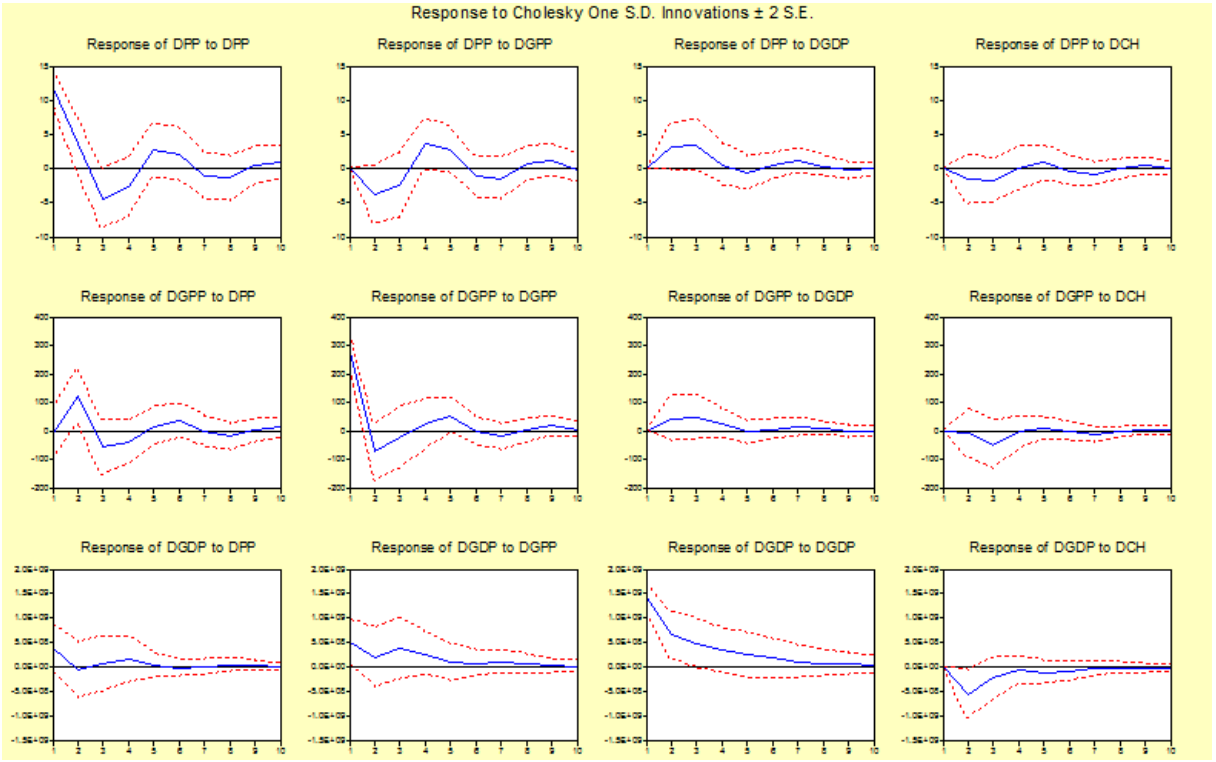


	DPP	DGPP	DGDP	DCH
DPP(-1)	0.234004	9.072588	-13494552	-0.041545
	(0.16016)	(3.79964)	(2.1E+07)	(0.04184)
	[1.46105]	[2.38775]	[-0.64405]	[-0.99305]
DPP(-2)	-0.330547	-4.329758	-304115.8	0.019385
	(0.17286)	(4.10088)	(2.3E+07)	(0.04515)
	[-1.91222]	[-1.05581]	[-0.01345]	[0.42931]
DGPP(-1)	-0.017292	-0.320398	60981.04	0.001237
	(0.00770)	(0.18270)	(1007467)	(0.00201)
	[-2.24537]	[-1.75370]	[0.06053]	[0.61511]
DGPP(-2)	-0.013428	-0.077028	856623.5	-0.001754
	(0.00851)	(0.20187)	(1113179)	(0.00222)
	[-1.57810]	[-0.38158]	[0.76953]	[-0.78919]
DGDP(-1)	2.16E-09	2.98E-08	0.434903	-6.79E-10
	(1.2E-09)	(2.7E-08)	(0.15141)	(3.0E-10)
	[1.86990]	[1.08556]	[2.87228]	[-2.24605]
DGDP(-2)	1.11E-09	6.17E-09	0.028289	-1.28E-10
	(1.3E-09)	(3.0E-08)	(0.16744)	(3.3E-10)

اذهب و اضغط على IMPULSE الموجودة في البرنامج اضغط على impluse difinition تحصل على الشاشة التالية:



اضغط OK ستحصل على دوال الاستجابة الدفعية على شكل منحنيات:



المحاضرة7 : نماذج التنبؤ: نموذج بوكس جنكيز

إن طريقة بوكس جينكينـــز، يشار لها، اختصاراً، باسم "نماذج أرايمـــا ARIMA Models" والكلمـــة الإنكليزية ARIMA، تعبر عن المكونات الثلاث للنموذج: الانحدار الذاتي المتكامل للمتوســـط المتحـــرك Auto-regressive Integrated Moving Average. ويكتـــب غالبـــاً بالصـــيغة (p,d,q) ARIMA، لأنه تحدده ثلاث قيم: درجة الانحدار الذاتي (p)، درجة المتوســـط المتحـــرك (d) ودرجـــة التكامل (q). وعليه، فعملية تعريف السلسلة الزمنية تتمثل في إيجاد رقم، غالباً صغير (مثلاً، صـــفر، 1، 2)، يمثل قيم p و d و q التي تعبر عن نمط السلسلة .

يقصد بنماذج ARIMA تلك المنهجية التي طبقها كل من Box و Jenkins على السلاسل الزمنية عام 1970 , وتعتمد هذه المنهجية في صياغتها على ثلاث إجراءات هي كالاتي:

1. نموذج الانحدار الذاتي AutoRegressive (AR) :

يمكن كتابة الانحدار الذاتي بالشكل الاتي :-

$$Y_T = B_0 + B_1 Y_{T-1} + B_2 Y_{T-2} + \ldots + B_P Y_{T-P} + e_T$$

حيث أن :-

Y_T: تمثل قيم المتغير Y المتنبأ به .

$Y_{T-1}, Y_{T-2}, Y_{T-P}$ تمثل قيم المتغير Y المتأخرة زمنياً خلال الفترة T .

B_0, B_1, B_2, B_P : معاملات معادلى الانحدار .

ويشير نموذج الانحدار الذاتي الى ان القيم الحاليـــة للمتغـــير Y_T تعتمـــد علـــى قـــيم المتغـــير الســـابقة $Y_{T-1}, Y_{T-2}, Y_{T-1}$.

في نموذج الانحدار من الرتبة p ،المشاهدات الحالية Y_t تكون مرتبطة بالمشاهدات السابقة حتى الفترة p، والعلاقة تكون كالتالي:

$$AR\ (1): y_t = a + \theta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$AR\ (2): y_t = a + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$AR\ (3): y_t = a + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \ldots\ldots\ldots + \theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots (IIX)$$

$\theta_1, \theta_2, \ldots\ldots, \theta_p$: معاملات مقدرة موجبة او سالبة و ε_t الحد العشوائي.

ويمكن كتابة العلاقة أعلاه بتطبيق معامل التأخير d بالشكل التالي:

$$AR(P): (1-\theta_1 d-\theta_2 d^2 - \ldots\ldots\ldots-\theta_p d^p)y_1=\varepsilon_t \ldots\ldots\ldots\ldots(IX)$$

2. نموذج المتوسط المحرك Moving Average (MA) :

ويمكن صياغته بالشكل الأتي :

$$Y_T = W_0 + e_T - W_1 e_{T-1} - W_2 e_{T-2} \ldots\ldots - W_q e_{T-q}$$

Y_T : تمثل قيم المتغير Y المتنبأ بها .

$e_{T-1}, e_{T-2}, e_{T-q}$: تمثل القيم المتأخرة للبواقي من تقدير Y_T.

W_0, W_1, W_2, W_q : تمثل الاوزان .

e_T تمثل المتغير العشوائي .

ومن النموذج نجد ان قيم Y_T الحالية تعتمد على القيم السابقة للبواقي

$e_{T-1}, e_{T-2}, e_{T-q}$.

في نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة q، المشاهدات الحالية تكون مرتبطة بالأخطاء العشوائية حتى الفترة q ويأخذ الصيغة التالية :

$$MA(1) = b + \varepsilon_t - \vartheta_1 \varepsilon_t$$

$$MA(2) = b = \varepsilon_t - \vartheta_1 \varepsilon_t - \vartheta_2 \varepsilon_{t-2}$$

$$MA(q) = b = \varepsilon_t - \vartheta_1 \varepsilon_t - \vartheta_2 \varepsilon_{t-2} - \ldots\ldots - \vartheta_q \varepsilon_{t-q} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(X)$$

$\theta_1, \theta_2, \ldots\ldots, \theta_p \theta$: معاملات مقدرة موجبة او سالبة و ε_t الحد العشوائي.

ويمكن كتابة العلاقة أعلاه بتطبيق معامل التأخير بالشكل التالي:

$$MA(q) :(1-\vartheta_1 d-\vartheta_2 d^2-\ldots\ldots-\vartheta_q d^q)\,\varepsilon_t = y_1 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(XI)$$

3. نموذج الانحدار الذاتي ومتوسط متحرك : ARMA:

يمكن جمع النموذجين السابقين بنموذج واحد يسمى (ARMA) ويصبح النموذج الجديد بالشكل الأتي .

$$Y_T = B_0 + B_1 Y_{T-1} + B_2 Y_{T-2} + \ldots + B_P Y_{T-P} + e_T$$
$$+W_0 + e_T - W_1 e_{T-1} - W_2 e_{T-2} \ldots\ldots - W_q e_{T-q}$$

الى الانحدار الذاتي p) حيث يشير الحرف q, p من الرتبة (ARIMAويشار الى هذا النموذج بـــ لرتبة المتوسط المتحرك . qويشير الحرف

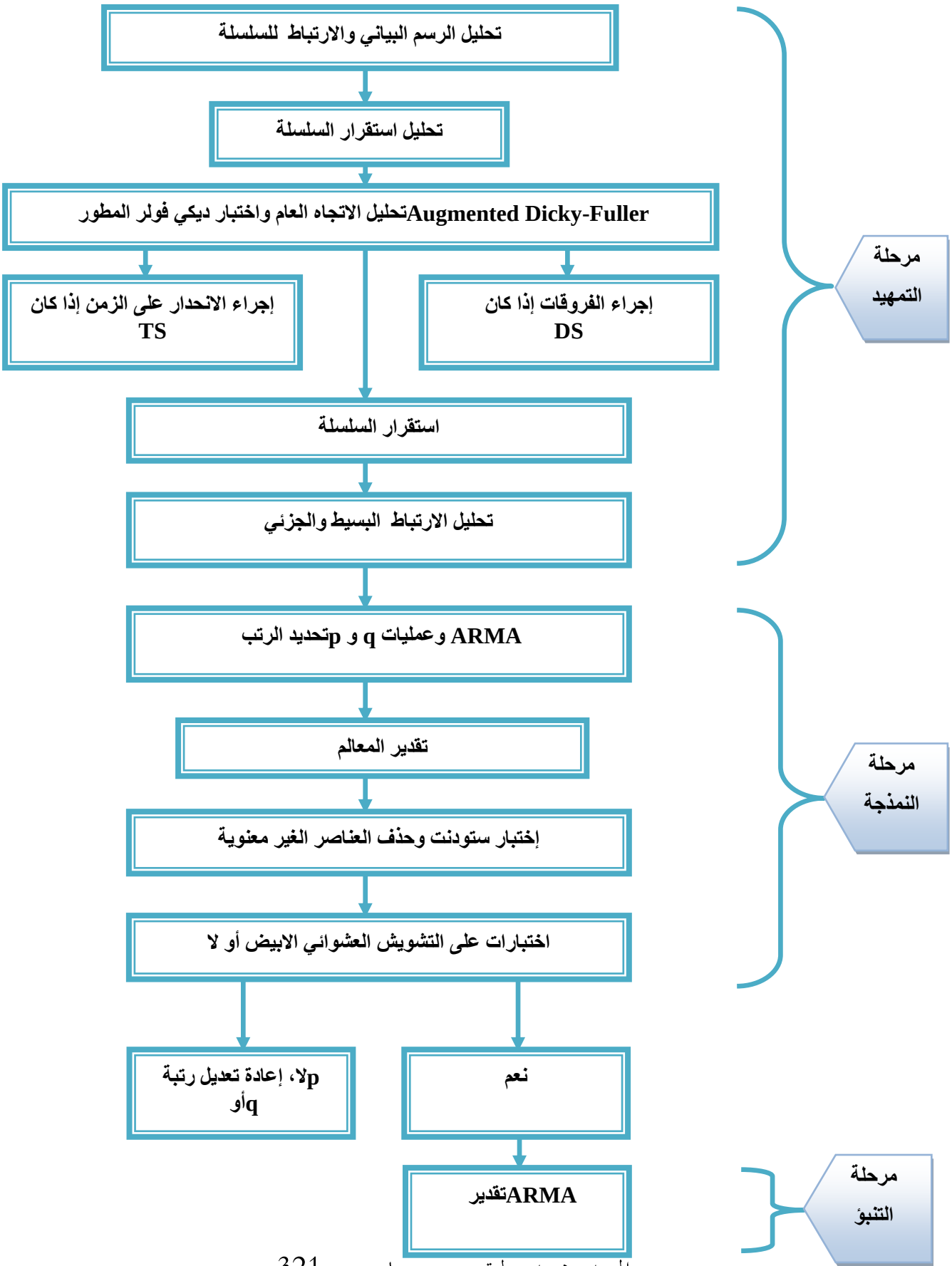
فإذا كانت السلسة الأصلية غير ساكنة نقول عنها أنها متكاملة، وإذا كان الوصول إلى الاستقرار يتطلب عدد (d) من الفروق فيقال عندئذ أن السلسلة متكاملة من الدرجة (d).

ويتصف نموذج ARIMA بثلاثة رتب ونكتب :(ARIMA(p .d .q.

4.خطوات التنبؤ وفق منهجية Box –Jenkins:

من خلال المخطط يتبين أنه هناك ثلاث مراحل يتعين إتباعها حتى نستخدم منهجية بوكس –جينكيز في التنبؤ، والشكل التالي يوضح ذلك:

الشكل رقم 3:منهجية بوكس جنكيز



المصدر:محمد عطية ،مرجع سابق، ص 321

5. مثال تطبيقي حول بوكس وجينكنس (BOX et JENKENS):

في هذا الجزء الثاني من الدراسة فسنستعمل منهجية بوكس وجينكنس (BOX et JENKENS) للانحدار الذاتي، وسنمر بنفس المراحل السابقة التي رأيناها في الشكل السابق وهي دراسة استقرارية السلسلة الزمنية للتضخم (INF) ثم تقدير النموذج الأمثل للتنبؤ.

1-5. نظرة عامة حول السلسلة (inf):

طبيعة بيانات السلسة شهرية تتكون السلسلة الزمنية (INF) من 185 مشاهدة وهي بيانات شهرية تمتد من الفترة 1990:01 إلى غاية 2005:05 كما يبينه الجدول التالي:

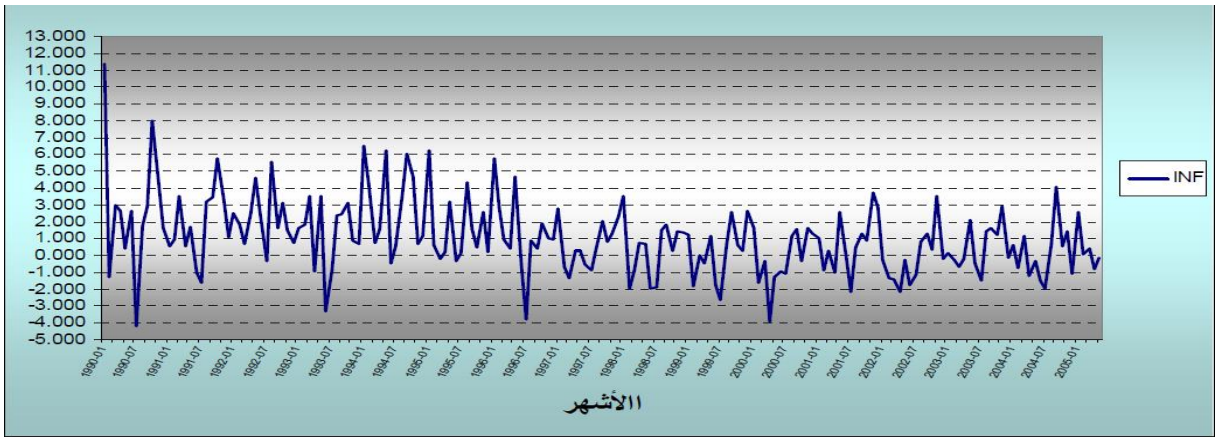
الجدول رقم 10:احصائيات حول معدل التضخم

	جانفي	فيفري	مارس	أفريل	ماي	جوان	جويلية	أوت	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر
1990	11.400	-1.257	3.000	2.648	0.430	2.654	-4.170	1.741	2.908	7.980	4.311	1.624
1991	0.581	0.939	3.505	0.553	1.718	-1.014	-1.638	3.192	3.430	5.787	3.319	1.071
1992	2.531	1.837	0.676	2.520	4.642	2.349	-0.306	5.575	1.647	3.098	1.526	0.729
1993	1.627	1.868	3.493	-0.970	3.536	-3.292	-0.851	2.403	2.473	3.149	0.912	0.668
1994	6.479	4.289	0.773	1.535	6.218	-0.485	0.552	3.426	6.000	4.688	0.704	1.174
1995	6.247	0.624	-0.207	0.233	3.205	-0.326	0.151	4.340	1.539	0.450	2.593	0.230
1996	5.754	2.883	0.969	0.396	4.656	-0.516	-3.753	0.871	0.432	1.925	1.004	0.955
1997	2.797	-0.671	-1.351	0.274	0.293	-0.545	-0.899	0.414	2.044	0.828	1.280	2.338
1998	3.538	-1.975	-0.853	0.751	0.672	-1.968	-1.915	1.521	1.812	0.254	1.395	1.376
1999	1.234	-1.846	-0.018	-0.479	1.159	-1.727	-2.654	0.663	2.562	0.607	0.248	2.672
2000	1.603	-1.611	-0.310	-3.925	-1.296	-0.966	-1.086	1.154	1.583	-0.308	1.654	1.269
2001	1.006	-0.874	0.300	-0.984	2.556	0.035	-2.128	0.495	1.267	0.869	3.755	2.872
2002	-0.258	-1.327	-1.443	-2.129	-0.289	-1.773	-1.145	0.808	1.271	0.344	3.513	-0.215
2003	0.133	-0.249	-0.698	-0.167	2.128	-0.492	-1.484	1.406	1.634	1.250	2.935	-0.125
2004	0.624	-0.744	1.140	-1.189	-0.359	-1.506	-1.927	0.698	4.080	0.558	1.433	-1.109
2005	2.596	0.105	0.434	-0.819	-0.135							

المصدر: الديوان الوطني للاحصائيات www.ons.dz

ويمكن تمثيل بيانات السلسلة في المنحنى التالي:

الشكل رقم (4):نظرة عامة حول بيانات السلسلة (INF):



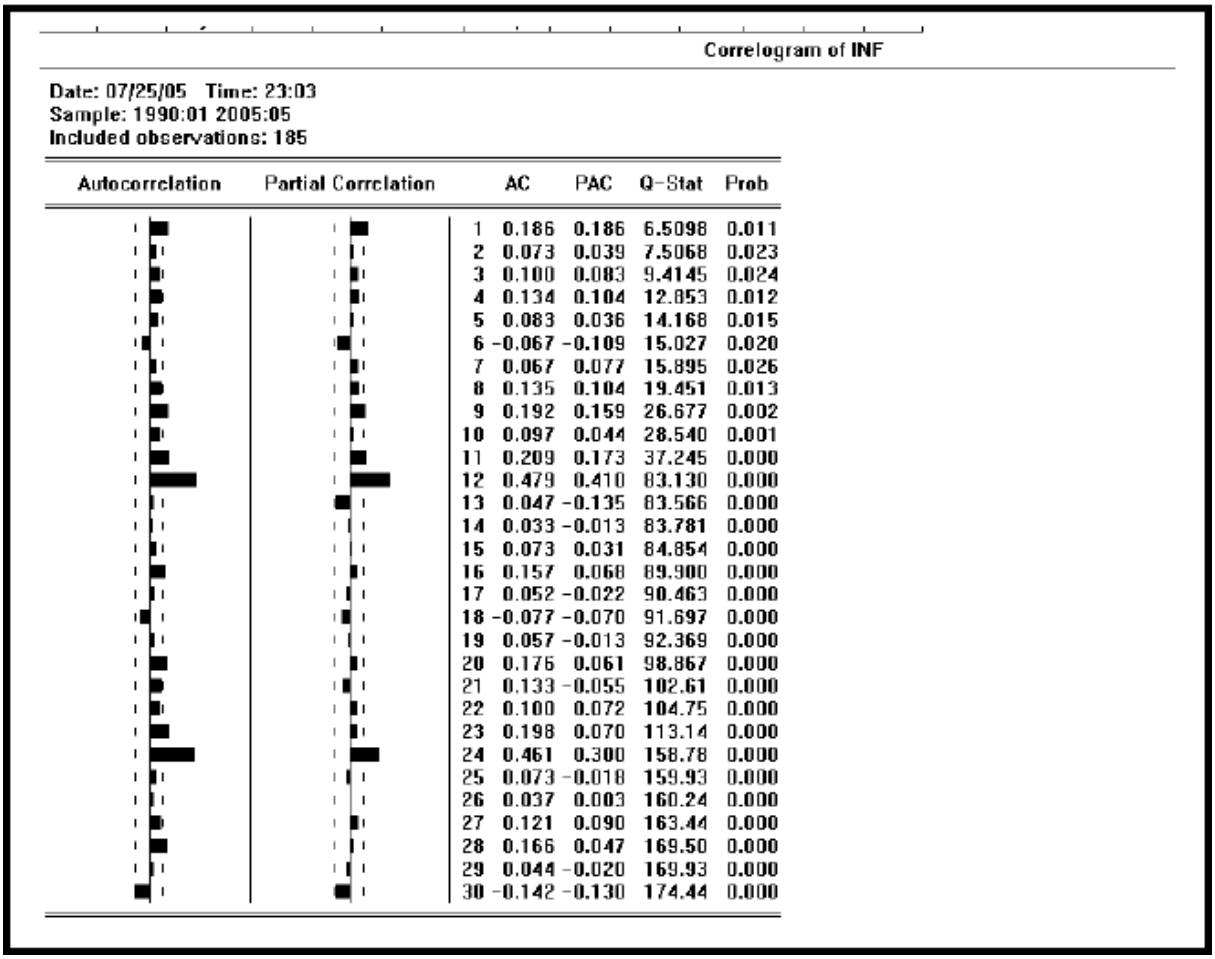
المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال المنحنى نجد أن السلسلة أخذت ميل موجب في بداية فترة الدراسة إلى غاية سنة 1996، ثم سرعان ما عرفت بعد ذلك اتجاهاً عاما معاكس لتشهد في الأخير نوع من الاستقرار، كما يظهر جلياً أن المستوى الأكبر للسلسلة في كل سنة يكون في حدود بدايتها، وأن المستوى الأصغر يوافق الأشهر الوسطى في كل سنة، وبين هاتين الفترتين تأخذ السلسلة شكل شبه منتظم، مما يشر على إمكانية وجود مركبة موسمية في السلسلة، ويعود هذا الانتظام في تغير البيانات حسب السنوات، وهذا يشير إلى أن الأسعار في الجزائر عادة ما ترتفع بشكل موسمي مثل شهر رمضان لتعرف بعدها انخفاض يوافق أشهر الصيف.

إن الملاحظات البيانية لا يمكن أن تعطينا جواب واضح حول إن كانت السلسلة محل الدراسة مستقرة أم لا، لذلك نستعين بالاختبارات الإحصائية في هذا المجال.

2-5. دراسة استقرار السلسلة:

قبل أن نجري اختبار ديكي فولار الموسع (ADF) للسلسلة الزمنية INF نلقي نظرة على طبيعة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة.



Correlogram of INF

Date: 07/25/05 Time: 23:03
Sample: 1990:01 2005:05
Included observations: 185

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.186	0.186	6.5098	0.011
		2	0.073	0.039	7.5068	0.023
		3	0.100	0.083	9.4145	0.024
		4	0.134	0.104	12.853	0.012
		5	0.083	0.036	14.168	0.015
		6	-0.067	-0.109	15.027	0.020
		7	0.067	0.077	15.895	0.026
		8	0.135	0.104	19.451	0.013
		9	0.192	0.159	26.677	0.002
		10	0.097	0.044	28.540	0.001
		11	0.209	0.173	37.245	0.000
		12	0.479	0.410	83.130	0.000
		13	0.047	-0.135	83.566	0.000
		14	0.033	-0.013	83.781	0.000
		15	0.073	0.031	84.854	0.000
		16	0.157	0.068	89.900	0.000
		17	0.052	-0.022	90.463	0.000
		18	-0.077	-0.070	91.697	0.000
		19	0.057	-0.013	92.369	0.000
		20	0.176	0.061	98.867	0.000
		21	0.133	-0.055	102.61	0.000
		22	0.100	0.072	104.75	0.000
		23	0.198	0.070	113.14	0.000
		24	0.461	0.300	158.78	0.000
		25	0.073	-0.018	159.93	0.000
		26	0.037	0.003	160.24	0.000
		27	0.121	0.090	163.44	0.000
		28	0.166	0.047	169.50	0.000
		29	0.044	-0.020	169.93	0.000
		30	-0.142	-0.130	174.44	0.000

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

نلاحظ من دالة الارتباط الذاتي، أن المعاملات المحسوبة من أجل الفجوات k التي تساوي 1، 9، 11، 12، 16، 20 معنوياً تختلف عن الصفر (خارج مجال الثقة)، ولإثبات هذا نستعمل اختبار *Ljung-Box*.

يعتمد هذا الاختبار على دراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات أقل من 30 أعلاه توافق إحصائية الاختبار المحسوبة LB آخر قيمة في العمود Q-stat في الجدول أعلاه ومقارنتها بالإحصائية الجدولية لـــ كاي^2 (X^2)، أي:

$$Q\text{-stat}=174.44 > X^2_{0.05:30}=43.373$$

أكبر من القيمة الجدولية ومنه نرفض الفرضية العدمية القائلة بأن كل معاملات LBوعليه فإن القيمة المحسوبة الارتباط الذاتي مساوية للصفر ($H_0: P_1=P_2=.....=P_{30}=0$.)

1-2-5.اختبار ديكي فولر المطور Dickey Fuller Augmente:

يعتمد اختبار ADF في دراسة استقرارية السلسلة INF_t على تقدير النماذج الثلاثة التالية:

تقدير النماذج الثلاثة للتضخم (*INF*):

$$\Delta INF = pINF_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta INF_{t-j+1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots [1]$$

$$\Delta INF = pINF_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta INF_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots [2]$$

$$\Delta INF = pINF_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta INF_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \dots [3]$$

يحدد مستوى التأخرات p حسب أقل قيمة للمعايير: AIC , SC, HQ المعدلة.

نقوم بتقدير النموذج الثالث من أجل أعداد مختلفة للتأخرات (P=1,2,3,.....,14) ثم نختار قيمة p الموافقة لأقل قيمة للمعايير السابقة. والنتائج موضحة الجدول التالي:

الجدول رقم (11): قيم المعايير MAIC , MSC, MHQ المعدلة حسب التأخرات *P* المحسوبة للنموذج الثالث.

HQ	SC	AIC	*p*	HQ	SC	AIC	*p*
1.22918	1.318327	1.063147	$p=11$	1.7503	1.407683	1.33753	$p=1$
1.13967	1.224475	0.949984	$p=12$	1.66366	1.4336578	1.348556	$p=2$
1.16292	1.251608	0.957651	$p=13$	1.61403	1.47084	1.364812	$p=3$
1.19475	1.28327	0.969691	$p=14$	1.60587	1.4955609	1.371439	$p=4$
1.21454	1.31614	0.982778	$p=15$	1.63574	1.482159	1.339704	$p=5$
1.24652	1.353554	1.000248	$p=16$	1.57507	1.466552	1.305675	$p=6$
1.22641	1.33092	0.957508	$p=17$	1.57331	1.50238	1.322937	$p=7$
1.25768	1.362239	0.965884	$p=18$	1.55354	1.533428	1.335272	$p=8$
1.28234	1.398531	0.984405	$p=19$	1.53351	1.521594	1.30458	$p=9$
1.31815	1.4361	1.001363	$p=20$	1.50443	1.532525	1.296504	$p=10$

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال البيانات الجدول أعلاه نستنتج أن أقل قيمة للمعايير *MAIC , MSC, MHQ* توافق *P=12* المقدرة وفق النموذج الثالث الموضح في الجدول التالي:

الجدول رقم (): تقدير النموذج الثالث لاختبار ADF للسلسلة IFN_t

ADF Test Statistic	-2.457451	1% Critical Value*	-4.0140
		5% Critical Value	-3.4367
		10% Critical Value	-3.1422

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(INF)
Sample(adjusted): 1991:02 2005:05
Included observations: 172 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.558402	0.227228	-2.457451	0.0151
D(INF(-1))	-0.266702	0.227751	-1.171022	0.2434
D(INF(-2))	-0.292434	0.217966	-1.341647	0.1816
D(INF(-3))	-0.256086	0.206661	-1.239162	0.2171
D(INF(-4))	-0.161734	0.195516	-0.827218	0.4094
D(INF(-5))	-0.227174	0.179445	-1.265986	0.2074
D(INF(-6))	-0.290157	0.165305	-1.755280	0.0812
D(INF(-7))	-0.356443	0.148661	-2.397688	0.0177
D(INF(-8))	-0.354588	0.137474	-2.579311	0.0108
D(INF(-9))	-0.313777	0.123488	-2.540946	0.0120
D(INF(-10))	-0.342183	0.107514	-3.182681	0.0018
D(INF(-11))	-0.280550	0.091338	-3.071568	0.0025
D(INF(-12))	0.207957	0.067030	3.102445	0.0023
C	1.310274	0.626563	2.091210	0.0381
@TREND(1990:01)	-0.008148	0.004177	-1.950770	0.0529

R-squared	0.637190	Mean dependent var	-0.004163
Adjusted R-squared	0.604838	S.D. dependent var	2.453797
S.E. of regression	1.542504	**Akaike info criterion**	**0.949984**
Sum squared resid	373.5530	**Schwarz criterion**	**1.224475**
Log likelihood	-310.7560	F-statistic	19.69528
Durbin-Watson stat	1.948996	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال الجدول أعلاه يمكن أن نستكشف النتائج التالية:

- اختبار الفرضية العدمية (H_0 :b=0) أي أن معامل الاتجاه العام في السلسلة inf_t يختلف معنوياً عن الصفر لأن ($Prob$=0.0529< 0.05).
- لدينا إحصائية ستودنت المحسوبة t^*=-2.457451 أكبر من القيم الحرجة الجدولية t_{tab} عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10% ومنه نقبل الفرضية العدمية بوجود جذور وحدية في السلسلة inf وبالتالي السلسلة غير مستقرة.

الجدول رقم (12): تقدير النموذج الثاني لاختبار ADF للسلسلة INF_t .

ADF Test Statistic	-1.486273	1% Critical Value*	-3.4695
		5% Critical Value	-2.8783
		10% Critical Value	-2.5756

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(INF)
Sample(adjusted): 1991:02 2005:05
Included observations: 172 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.194080	0.130582	-1.486273	0.1392
D(INF(-1))	-0.616898	0.141397	-4.362881	0.0000
D(INF(-2))	-0.618333	0.141237	-4.377986	0.0000
D(INF(-3))	-0.553394	0.140809	-3.930105	0.0001
D(INF(-4))	-0.429951	0.140233	-3.065976	0.0026
D(INF(-5))	-0.463240	0.133673	-3.465484	0.0007
D(INF(-6))	-0.496005	0.128368	-3.863922	0.0002
D(INF(-7))	-0.530810	0.119839	-4.429370	0.0000
D(INF(-8))	-0.500337	0.116419	-4.297736	0.0000
D(INF(-9))	-0.428101	0.109657	-3.904008	0.0001
D(INF(-10))	-0.424826	0.099689	-4.261509	0.0000
D(INF(-11))	-0.331593	0.088283	-3.756017	0.0002
D(INF(-12))	0.184595	0.066534	2.774425	0.0062
C	0.137221	0.177583	0.772717	0.4408

R-squared	0.628396	Mean dependent var	-0.004163
Adjusted R-squared	0.597821	S.D. dependent var	2.453797
S.E. of regression	1.556138	Akaike info criterion	0.962306
Sum squared resid	382.6075	Schwarz criterion	1.218497
Log likelihood	-312.8157	F-statistic	20.55263
Durbin-Watson stat	1.929910	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال الجدول يتضح:

- أن المعامل الثابت C لا يختلف معنوياً عن الصفر ($prob$=0.4408> 0.05)، مما يجعلنا نقبل الفرضية العدمية H_0 وهذا يعني أن المعامل يساوي الصفر في المدى الطويل.
- اختبار الفرضية العدمية (H_0=$Ø_1$=1) لإحصائية ستودنت المحسوبة t^*=-1.486273 أكبر من القيم الحرجة الجدولية t_{tab} عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10% ومنه نقبل الفرضية العدمية بوجود جذور وحدية في السلسلة inf وبالتالي السلسلة غير مستقرة.

الجدول رقم (13): تقدير النموذج الأول لاختبار ADF للسلسلة INF_t.

ADF Test Statistic	-1.362474	1% Critical Value*	-2.5775
		5% Critical Value	-1.9416
		10% Critical Value	-1.6167

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال نتائج الجدول يتضح أن إحصائية ستودنت المحسوبة t^*=-1.362474 أكبر من القيم الحرجة الجدولية t_{tab} عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10% ومنه نقبل الفرضية العدمية بوجود جذور وحدية في السلسلة inf وبالتالي السلسلة غير مستقرة.

2-2-5.خلاصة نتائج استقرار السلسلة INF وفق اختبار ADF:

من خلال الجداول السابقة، وبإدراج الفروق ذات الفجوة الزمنية Dinf (j=1,2,3…,12) أعلاه يمكن أن نستشف النتائج التالية:

- إن اختبار الفرضية العدمية (H_0 :b=0) بالنسبة لمعامل الاتجاه العام في السلسلة inf_t يختلف معنوياً عن الصفر لأن ($Prob$=0.0529< 0.05). وهذا يعني أن السلسلة تتبع نموذج DS.
- أن المعامل الثابت C لا يختلف معنوياً عن الصفر ($prob$=0.4408> 0.05)، مما يجعلنا نقبل الفرضية العدمية H_0 وهذا يعني أن المعامل يساوي الصفر في المدى الطويل.
- اختبار الفرضية العدمية (H_0=$Ø_1$=1) لجميع النماذج الثلاثة من خلال إحصائية ستودنت المحسوبة t^* أثبت أن الأخيرة أكبر من القيم الحرجة الجدولية t_{tab} عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10% ومنه نقبل الفرضية العدمية بوجود جذور وحدية في السلسلة inf.

ومن خلال النقاط السابقة نستنتج أن السلسلة غير مستقرة، وتحمل خصائص نموذج DS ويعرف بـــ " نموذج المشي العشوائي" أو "Random Walk Model" وهو كثير الاستعمال في دراسة الأسواق المالية.

3-2-5.إزالة المركبة الفصلية ومركبة الاتجاه العام:

من خلال الشكل السابق يمكن قراءة التغيرات الفصلية في السلسلة INF_t والصورة المنتظمة التي تتكرر في كل سنة، وهذا راجع للعوامل الموسمية التي تتحكم في أسعار الاستهلاك في الجزائر. ومن أجل نزع المركبات الموسمية توجد طريقة تستخدم فيها معاملات شهرية تسمى بالمعاملات الموسمية. هذه الأخيرة تقسم أو تطرح من المشاهدات الأصلية للسلسلة INF_t حسب كل شهر.

أ) إدخال المعاملات الموسمية:

باستعمال برنامج EViews6 تحصلنا على قيم المعاملات الشهرية المناسبة لنزع المركبات الفصلية من السلسلة inf_t:

الجدول رقم (14): المعاملات الشهرية لمستعملة في نزع المركبات الفصلية

Sample: 1990:01 2005:05
Included observations: 185
Difference from Moving Average
Original Series: INF
Adjusted Series: INFSA

Scaling Factors:

جانفي	1.411467
فيفري	0.788747 -
مارس	0.586774 -
أفريل	1.250816 -
ماي	1.095553
جوان	1.820961-
جويلية	2.586868-
أوت	0.897804
سبتمبر	1.299482
أكتوبر	1.102707
نوفمبر	1.054107
ديسمبر	0.173047

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

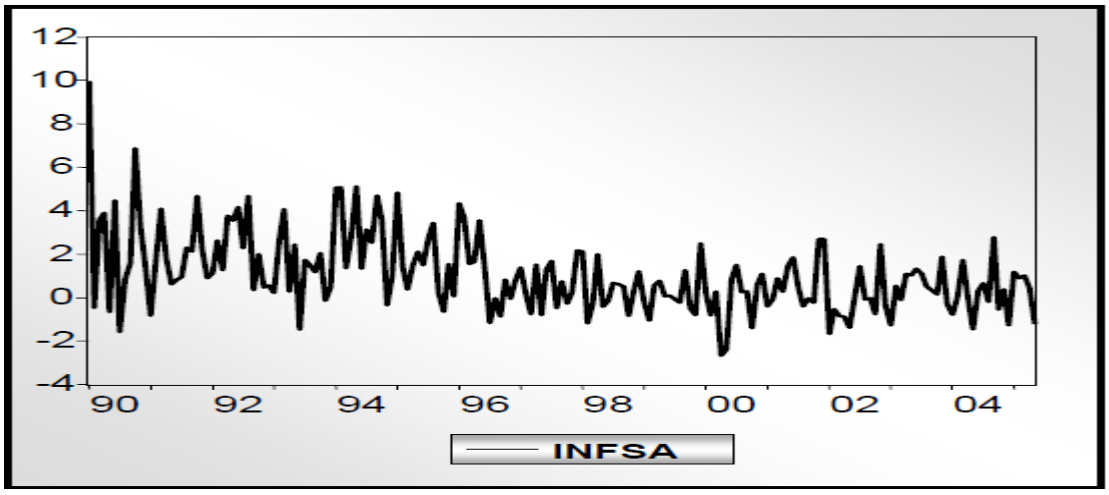
من خلال هذه المعاملات نحصل على السلسلة المصححة الجديدة $INFSA_t$ من خلال طرح المعاملات (CS) من بيانات السلسلة INF_t حسب كل شهر مثال:

$$INFSA_{janvier,1990} = INF_{janvier,1990} - CS_{janvier}$$

$$INFSA_{février,2001} = INF_{février,2001} - CS_{février}$$

إذن من خلال هذه الصيغة يمكن أن نحسب 185 مشاهدة للسلسلة المصححة $INFSA_t$ والممثلة في الشكل التالي:

الشكل رقم (5): التمثيل البياني للسلسلة $INFSA_t$.



المصدر: مستخرج من برنامج EViews

ب)اختبار استقرارية INFSA السلسلة بعد نزع المركبات الفصلية:

من أجل اختبار استقرارية السلسلة الجديدة (بعد نزع المركبة الفصلية) وفقاً لمنهجية ADF لابد من تقدير النماذج الثلاثة التالية:

تقدير النماذج الثلاثة لسلسلة التضخم المعدلة (*INFSA*):

$$\Delta INFSA = pINFSA_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta INFSA_{t-j+1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots [1]$$

$$\Delta INFSA = pINFSA_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta INFSA_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots [2]$$

$$\Delta INFSA = pINFSA_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta INFSA_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \dots [3]$$

عدد التأخرات هي P=13 الموافقة لأصغر قيمة لـــلمعايير *MAIC* و *MSC* و *MHQ* الموجودة في الجدول التالي بعد تقدير النموذج الثالث.

الجدول رقم (15): تقدير النموذج الثالث لاختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$

ADF Test Statistic	-3.043714	1% Critical Value*	-4.0143	
		5% Critical Value	-3.4368	
		10% Critical Value	-3.1423	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(INFSA)
Sample(adjusted): 1991:03 2005:05
Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFSA(-1)	-0.610538	0.200590	-3.043714	0.0027
D(INFSA(-1))	-0.194109	0.198599	-0.977390	0.3299
D(INFSA(-2))	-0.252269	0.197295	-1.278638	0.2029
D(INFSA(-3))	-0.197860	0.194355	-1.018032	0.3102
D(INFSA(-4))	-0.132336	0.189425	-0.698619	0.4858
D(INFSA(-5))	-0.118280	0.185333	-0.638201	0.5243
D(INFSA(-6))	-0.032821	0.177886	-0.184503	0.8539
D(INFSA(-7))	0.041559	0.170558	0.243666	0.8078
D(INFSA(-8))	0.019815	0.159724	0.124055	0.9014
D(INFSA(-9))	0.124407	0.148552	0.837460	0.4036
D(INFSA(-10))	0.035508	0.131983	0.269032	0.7883
D(INFSA(-11))	0.123945	0.113775	1.089387	0.2777
D(INFSA(-12))	0.286769	0.093250	3.075278	0.0025
D(INFSA(-13))	0.039512	0.066836	0.591186	0.5553
C	1.438926	0.554464	2.595166	0.0104
@TREND(1990:01)	-0.008823	0.003674	-2.401404	**0.0175**

R-squared	0.508469	Mean dependent var	-0.017300
Adjusted R-squared	0.460901	S.D. dependent var	1.793007
S.E. of regression	1.316486	Akaike info criterion	**0.638828**
Sum squared resid	268.6360	Schwarz criterion	0.932785
Log likelihood	-281.2583	F-statistic	10.68940
Durbin-Watson stat	**2.016935**	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال الجدول أعلاه، يمكن أن نستكشف النتائج التالية:

- إن اختبار الفرضية العدمية (H_0 :b=0) بالنسبة لمعامل الاتجاه العام في السلسلة $INFSA_t$ يختلف معنوياً عن الصفر لأن ($Prob$=0.0175< 0.05). وهذا يعني أن السلسلة تتبع نموذج DS.
- أن المعامل الثابت C يختلف معنوياً عن الصفر ($prob$=0.0104< 0.05)، مما يجعلنا نقبل الفرضية العدمية H_0 وهذا يعني أن المعامل لا يساوي الصفر في المدى الطويل.
- اختبار الفرضية العدمية (H_0 :$Ø_1$=1) لجميع النماذج الثلاثة من خلال إحصائية ستودنت المحسوبة t^* أثبت أن الأخيرة أكبر من القيم الحرجة الجدولية t_{tab} عند مستويات المعنوية 1%، 5%، 10% ومنه نقبل الفرضية العدمية بوجود جذور وحدية في السلسلة $INFSA_t$.

ومن خلال النقاط السابقة نستنتج أن السلسلة غير مستقرة، وتحمل خصائص نموذج DS.

ومن أجل تأكيد وجود جذور وحدية في السلسلة قمنا بتقدير النماذج الثلاثة من أجل $P=13$ حسب أقل قيمة للمعايير $MAIC$, MSC, MHQ كما هي ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (16): نتائج اختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$

اختبار ADF للسلسلة $INFSA_t$ عدد التأخيرات (أقل قيمة لـــ AIC) = 13						
	$H_0 : \lambda = 0$		$(H_0 : b = 0)$		$(H_0 : C = 0)$	
	$\tau_{\hat{\phi}_1}$	$\tau_{tabulé\ 5\%}$	t^*_{calcul}	Prob	t^*_{calcul}	Prob
النموذج (1)	-1.632301	-1.9416	–	–	–	–
النموذج (2)	-1.855601	-2.8784	–	–	1.027581	0.3057
النموذج (3)	-3.043714	-3.4368	-2.401404	0.0175	2.595166	0.0104

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال قراءة بسيطة لبيانات الجدول أعلاه، نلاحظ أن إحصائية ستودنت t^* المحسوبة في كل النماذج الثلاثة أكبر من القيم الحرجة عند جميع المستويات المعنوية 1%، 5%، 10% ومنه نقبل بوجود جذور وحدية والسلسلة $INFSA_t$ غير مستقرة.

وطبقاً لمنهجية ديكي فولر فإن قبول الفرضية ($H_0 : Ø_1=1$) بوجود جذور وحدية في حالة وجود معامل الاتجاه العام يختلف عن الصفر أي رفض الفرضية العدمية ($H_0 : b=0$) وهذا يعني وجود مركبة اتجاه عام عشوائية وبالتالي السلسلة تتبع نموذج DS.

د) إزالة مركبة الاتجاه العام والجذور الوحدية:

إن من بين المميزات الحسنة لاختبار الجذور الوحدية أنها يمكن أن تعطينا فكرة حول صفة عدم الاستقرارية سواء تحديدية أو عشوائية التي توافق نماذج TS أو DS على الترتيب. هذا من شأنه أن يدلنا على أحسن طريقة لكي نجعل السلسلة مستقرة. فمن أجل نموذج DS وهي الحالة التي نحن بصدد دراستها، تكون أحسن طريقة لضمان استقرار هو إجراء الفروق من الدرجة الأولى. أما من أجل نموذج TS فأحسن طريقة لجعل السلسلة تستقر هي طريقة المربعات الصغرى العادية، ذلك أن استخدام الفروقات يخلق اضطرابات اصطناعية في السلسلة.

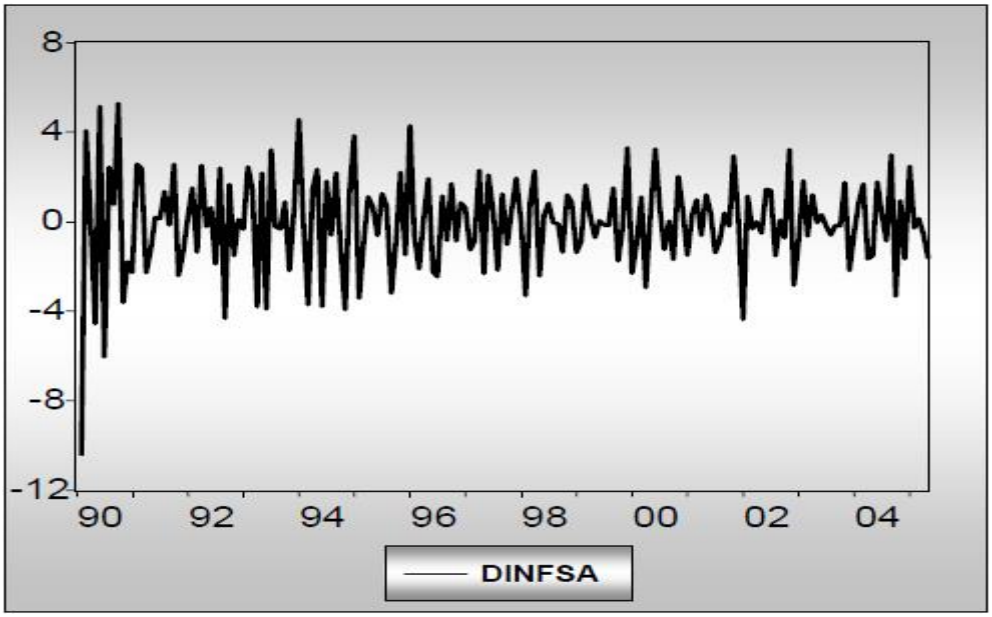
ه) إجراء الفروقات من الدرجة الأولى:

من أجل إزالة مركبة الاتجاه العام العشوائية والجذور الوحدية من السلسلة $INFSA_t$ نجري الفروق من الدرجة الأولى، لنحصل على السلسلة $DINFSA_t$ أي أن :

$$INFSA_{t-1}\ DINFSA_t = INFSA_t -$$

ويمكن تمثيل السلسلة $DINFSA_t$ التي تتكون من 185 مشاهدة في المنحنى البياني التالي:

الشكل رقم6: تمثيل السلسلة $DINFSA_t$



المصدر: مستخرج من برنامج EViews

نلاحظ أن المنحنى أعلاه يأخذ شكل موازي تقريباً لمحور الفواصل مما يوحي لنا مبدئياً بغياب التغير المنتظم في الاتجاه العام بدلالة الزمن وأن السلسلة مستقرة وهذا من خلال مجموع الفروقات الموجبة والسالبة والتي يجب أن تساوي الصفر.

و) اختبار ADF على سلسلة الفروق الأولى $DINFSA_t$:

إن الملاحظة البسيطة للمنحنى أعلاه لا تكفي لوحدها لإعطائنا إجابة حول وجود اتجاه عام في السلسلة $Dinfsa_t$ لذلك لابد من اللجوء إلى المقاييس الإحصائية المعروفة. ونظراً لأهمية هذه المرحلة في تحليل السلاسل الزمنية، سنكتفي فقط باختبار ديكي فولر الموسع (ADF).

إن اختبار ADF بصيغته المطورة بادراج الفروق ذات الفجوة الزمنية، يأخذ بعين الاعتبار مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء الملاحظة من خلال إحصائية DW، وتكون النماذج المستعملة في التقدير للسلسلة **$DINFSA_t$** من الشكل التالي:

تقدير النماذج الثلاثة لسلسلة التضخم المعدلة ($DINFSA$):

$$\Delta DINFSA = pDINFSA_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta DINFSA_{t-j+1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots [1]$$

$$\Delta DINFSA = pDINFSA_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta DINFSA_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \dots\dots\dots [2]$$

$$\Delta DINFSA = pDINFSA_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \emptyset_j \Delta DINFSA_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \dots [3]$$

وقبل تقدير النماذج أعلاه لابد من تحديد مستوى التأخيرات p. ويكون مستوى P=12 حسب أقل قيمة للمعايير MAIC , MSC, MHQ.

الجدول رقم (17): نتائج اختبار ADF للنموذج الثالث من السلسلة $DINFSA_t$.

ADF Test Statistic	**-4.751714**	1% Critical Value*	-4.0143
		5% Critical Value	-3.4368
		10% Critical Value	-3.1423

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
LS // Dependent Variable is D(DINFSA)
Sample(adjusted): 1991:03 2005:05
Included observations: 171 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINFSA(-1)	-5.244225	1.103649	-4.751714	0.0000
D(DINFSA(-1))	3.493624	1.074926	3.250108	0.0014
D(DINFSA(-2))	2.716716	1.022313	2.657420	0.0087
D(DINFSA(-3))	2.037639	0.951151	2.142288	0.0337
D(DINFSA(-4))	1.470328	0.867746	1.694422	0.0922
D(DINFSA(-5))	0.955040	0.770142	1.240084	0.2168
D(DINFSA(-6))	0.571478	0.666426	0.857527	0.3925
D(DINFSA(-7))	0.302514	0.555723	0.544361	0.5870
D(DINFSA(-8))	0.053345	0.445965	0.119616	0.9049
D(DINFSA(-9))	-0.046069	0.335618	-0.137265	0.8910
D(DINFSA(-10))	-0.189400	0.233685	-0.810495	0.4189
D(DINFSA(-11))	-0.194288	0.142744	-1.361098	0.1754
D(DINFSA(-12))	0.009069	0.066599	0.136170	0.8919
C	-0.100246	0.233342	-0.429610	0.6681
@TREND(1990:01)	0.000462	0.002101	**0.220117**	**0.8261**

R-squared	0.808947	Mean dependent var	-0.024682
Adjusted R-squared	0.791801	S.D. dependent var	2.960645
S.E. of regression	1.350907	Akaike info criterion	0.685183
Sum squared resid	284.6922	Schwarz criterion	0.960768
Log likelihood	-286.2217	F-statistic	47.18052
Durbin-Watson stat	2.002517	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

مع العلم أن عدد التأخرات هي P=12

ومن خلال النقاط السابقة نستنتج أن السلسلة مستقرة.

ومن أجل تأكيد عدم وجود جذور وحدية في السلسلة قمنا بتقدير النماذج الثلاثة من أجل P=12 حسب أقل قيمة للمعايير MAIC , MSC, MHQM كما هي ملخصة في الجدول التالي:

الجدول رقم (18):نتائج اختبار ADF للسلسلة $DINFSA_t$

اختبار ADF للسلسة $DINFSA_t$ عدد التأخيرات (أقل قيمة لـــ AIC و HQ) = 12						
	$H_0 : \lambda = 0$		$(H_0 : b = 0)$		$(H_0 : C = 0)$	
	$\tau_{\hat{\phi}_1}$	$\tau_{tabulé\ 5\%}$	t^*_{calcul}	Prob	t^*_{calcul}	Prob
النموذج (1)	-4.743364	-1.9416	-	-	-	-
النموذج (2)	-4.761280	-2.8784	-	-	-0.523222	0.6016
النموذج (3)	-4.751714	-3.4368	0.220117	0.8261	-0.429610	0.6681

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

من خلال قراءة بسيطة لبيانات الجدول أعلاه، نلاحظ أن إحصائية ستودنت t^* المحسوبة في كل النماذج الثلاثة أصغر من القيم الحرجة عند جميع المستويات المعنوية 1%، 5%، 10% ومنه نرفض الفرضية العدمية بوجود جذور وحدية. والسلسلة $DINFSA_t$ مستقرة.

إن هذه النتائج المتوصل إليها تنتقل بنا إلى المرحلة الثانية من بناء نماذج تقديرية للتنبؤ ثم اختيار النموذج التقديري الأمثل من بين هذه النماذج كما سنرى في نمذجة اللسلسة $DINFSA_t$.

5-2-4.نمذجة السلسلة $DINFSA_t$:

بعد ضمان الاستقرارية للسلسلة $DINFSA_t$ نصل إلى مرحلة تحديد المراتب (p,q) للنموذج المختلط (ARMA) المعرف لهذه السلسلة، وتبقى هذه المرحلة الأصعب في بناء السلاسل الزمنية، لأنه يمكن للنموذج الأولي المختار أن يرفض في مرحلة متأخرة من التحليل.

أ) تعريف النموذج المعرف للسلسلة $DINFSA_t$:

تكون الصيغة الرياضية ARMA (p,q) المعرفة للسلسلة $DINFSA_t$ من الشكل:

$$DINFSA_t = \emptyset_1 DINFSA_{t-1} + \emptyset_2 DINFSA_{t-2} + \ldots + \emptyset_p DINFSA_{t-p} + ß + \mu_t - f_1 \mu_{t-1} - f_1 \mu_{t-2} - \ldots - f_q \mu_{t-q}$$

ومن أجل تحديد النموذج المعرف للسلسلة المستقرة $DINFSA_t$ فسنحاول دراسة أكثر من صيغة رياضية مرشحة لنماذج ARMA مختلفة حسب المراتب (p,q).

ويكون بذلك النموذج المختار هو الذي يعطي أحسن توفيقة بين المعايير Akaic , Schwars, Hannan Quinn مع الأخذ بعين الاعتبار مستوى معامل التحديد R^2 ومعنوية المعاملات المقدرة وإحصائية الارتباط الذاتي بين الأخطاء لـــ DW.

بعد تفحص النماذج المختلفة المرشحة السابقة يمكننا اختيار النموذج ARMA(0,1) وذلك لعدة اعتبارات منها:

1) أقل قيمة للمعايير Akaic , Schwars, Hannan Quinn
2) مستوى أعلى لمعامل التحديد R^2
3) بالنظر إلى دوال منحنيات الارتباط البسيطة والجزئية للسلسلة $DINFSA_t$ نلاحظ أن معامل الارتباط P_k من أجل $k=1,2,3,\ldots,20$. معنوياً لا تختلف عن الصفر
4) معنوية جيدة للمعالم المقدرة.

وفقاً لهذه النقاط تكون الصيغة الرياضية المثلى للنموذج المعرف للسلسلة المستقرة $DINFSA_t$ من الشكل:

$$DINFSA_t = AR(0) + MA(1) = 0 + f_1\ \mu_{t-1}$$

$$DINFSA_t \sim ARMA(0,1)$$

ب) تقدير نموذج المعرف للسلسلة $DINFSA_t$:

إن تقدير معالم النموذج الأمثل للتنبؤ يأخذ الشكل التالي:

الجدول رقم (19): نتائج تقدير نموذج المعرف للسلسلة $DINFSA_t$

LS // Dependent Variable is DINFSA
Date: 08/06/05 Time: 11:38
Sample(adjusted): 1990:02 2005:05
Included observations: 184 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	**-0.013860**	0.002480	**-5.589443**	0.0000
MA(1)	**-0.989949**	0.005178	**-191.1900**	0.0000

R-squared	**0.503641**	Mean dependent var	-0.060973
Adjusted R-squared	0.500914	S.D. dependent var	2.114342
S.E. of regression	1.493698	Akaike info criterion	0.813320
Sum squared resid	406.0663	Schwarz criterion	0.848265
Log likelihood	-333.9101	F-statistic	**184.6704**
Durbin-Watson stat	1.764916	Prob(F-statistic)	0.000000

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

ومنه يمكن صياغة النموذج المعرف $DINFSA_t \sim ARMA(0,1)$ رياضياً على النحو التالي:

$$DINFSA_t = -0.013860 - 0.989949\ \mu_{t-1} + \mu_t$$

$$(0.070958) \quad (0.023202)$$

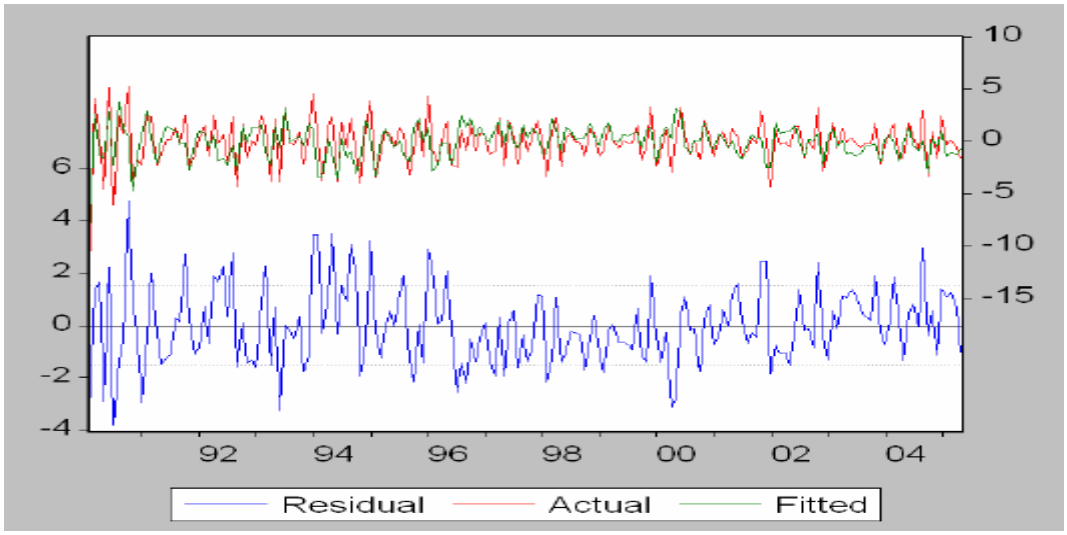
$$R^2 = 0.503641,\ n=184$$

حيث القيمة ما بين القوسين تمثل قيمة الانحراف المعياري للمعالم المقدرة.

ج) تشخيص النموذج المقدر للسلسلة $DINFSA_t$:

- **اختبار معنوية المعالم المقدرة:** من خلال قراءة بسيطة لبيانات الجدول أعلاه، نلاحظ أن احتمال إحصائية ستودنت t^* المحسوبة للمعلمتين أصغر من القيم الحرجة عند جميع مستوى المعنوية 5%، ومنه نرفض الفرضية العدمية القائلة بأن المعلمتين لا تختلفا عن الصفر ونقبل الفرضية البديلة بأن المعلمتين لا تساوي الصفر في المدى الطويل.
- **مقارنة بين السلسلتين الأصلية والمقدرة:** من خلال الشكل أدناه يتبين أن هناك شبه تطابق بين السلسلتين الأصلية (Actual) والمقدرة (Fitted) وذلك خلال فترة الدراسة. وهذا من شأنه أن يعطينا فكرة عن مدى تفسير النموذج المقدر $DINFSA_t \sim MA(0,1)$ عن بيانات السلسلة $DINFSA_t$.

الشكل رقم (7): مقارنة بين السلسلة الأصلية والمقدرة لـــ $DINFSA_t$



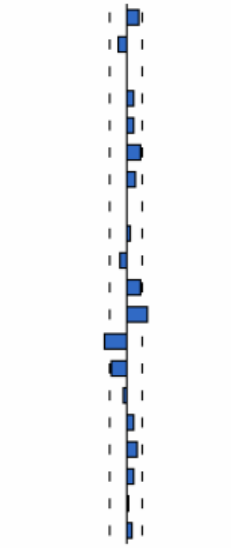
المصدر: مستخرج من برنامج EViews

د) تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي:

الجدول رقم (20): دالة الارتباط الذاتي للبواقي المقدرة

Correlogram of Residuals

Sample: 1990:02 2005:05
Included observations: 184
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.107	0.107	2.1377	
		2	-0.071	-0.084	3.0939	0.079
		3	0.000	0.018	3.0939	0.213
		4	0.062	0.055	3.8193	0.282
		5	0.063	0.052	4.5739	0.334
		6	0.132	0.131	7.9141	0.161
		7	0.078	0.059	9.0769	0.169
		8	0.000	0.003	9.0769	0.247
		9	0.038	0.043	9.3573	0.313
		10	-0.054	-0.085	9.9370	0.356
		11	0.125	0.131	13.052	0.221
		12	0.185	0.132	19.889	0.047
		13	-0.181	-0.233	26.438	0.009
		14	-0.129	-0.066	29.784	0.005
		15	-0.029	-0.062	29.954	0.008
		16	0.072	0.052	31.000	0.009
		17	0.106	0.098	33.289	0.007
		18	0.061	0.016	34.052	0.008
		19	0.018	0.077	34.116	0.012
		20	0.056	0.100	34.774	0.015

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

لاختبار ما إذا كانت معالم دالتي الارتباط الذاتي الكلية والجزئية لهذه البواقي داخل مجال الثقة، نستعمل اختبار Ljung-Box-Pierce حيث يعتمد هذا الاختبار على دراسة المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي ذات الفجوات أقل من 20 . مع العلم أن عدد الفجوات في هذا اختبار تحدد بالطريقة التالية:

تبين إحصائية الاختبار المحسوبة LB التي توافق آخر قيمة في العمود Q-stat في الجدول أعلاه أنها أصغر عند مقارنتها بالإحصائية الجدولية لـــ كاي^2 (X^2)، أي:

$$Q\text{-stat}=34.774 < X^2_{0.01\,:20-1}=36.191$$

وعليه نقبل الفرضية القائلة بأن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر أي:

$(H_0 : P_1=P_2=\ldots..=P_{20}=0)$.

هـ) المعدلات المتوقعة للتضخم في الجزائر:

من خلال النقاط السابقة وجدنا النموذج الأحسن لتمثيل بيانات السلسلة $DINFSA_t$ هو النموذج المعرف بالشكل التالي: $DINFSA_t \sim ARMA(0,1)$ والمعادلة المقدرة التالية:

$$DINFSA_t = -0.013860 - 0.989949\ \mu_{t-1} + \mu_t$$

$$(0.070958) \quad (0.023202)$$

وفي هذه الحالة يمكن التنبؤ بالقيم المستقبلية للسلسلة $DINFSA_t$.

ويمكن التنبؤ بمستوى السلسلة $DINFSA_t$ الموافق لشهر جوان 2005 من خلال المعادلة المقدرة التراجعية التالية

$$DINFSA_{juin,2005} = -0.013860 - 0.989949\ \mu_{mai,\ 2005} + \mu_{juin,2005}$$

حيث:

$DINFSA_{janvier,2006}$: تمثل قيمة شهر جانفي من سلسلة الفروق الأولى لـ $DINFSA_t$ وهي تساوي 1.08627924

$\mu_{mai,\ 2005}$: تمثل آخر قيمة للبواقي ، وهي تساوي 0.983280 -

$$DINFSA_{juin,2005} = -0.013860 - 0.989949(-0.983280) + 0$$

$$DINFSA_{juin,2005} = 0.959307$$

وهي تمثل القيمة المتنبأ بها للسلسلة $DINFSA_t$ في شهر جوان 2005.

ويمكننا بذلك الحصول على القيمة التنبؤية للسلسلة $INFSA_t$ في شهر جوان 2005 من خلال العلاقة التراجعية للفروقات الأولى:

$$DINFSA_t = INFSA_t - INFSA_{t-1}$$

ومنه فإن: $INFSA_t = DINFSA_t + INFSA_{t-1}$

$$INFSA_{juin,2005} = DINFSA_{juin,2005} + INFSA_{mai,\ 2005}$$

حيث :

$INFSA_{mai,\ 2005}$: تمثل آخر قيمة في السلسلة $INFSA_t$ وتساوي 1.230553-

$INFSA_{juin,\ 005} = 0.959307 - 1.230553 = 0.271246_2$

إذن نستطيع أن نحسب معدل التضخم المتوقع لشهر جوان 2005 من خلال العلاقة التراجعية بالشكل التالي:

$INFSA_{juin,\ 005} - CS_{juin2005} = INF_{juin,2}$

$INFSA_{juin,2005} + CS_{juin,005}$ ومنه

حيث :

CS_{juin}: يمثل المعامل الموسمي لشهر جانفي ويساوي 1.820961-

$INF_{juin,\ 2}$ 2.0922073- =1.820961- 0.271246- =$_{005}$ومنه نجد أن:

وهكذا يكون معدل التضخم ومؤشر أسعار الاستهلاك INF المتوقع لشهر جوان 2005 يساوي - % 2.0922073

بنفس الخطوات السابقة التي أعتمدنا عليها في حساب المعدل المتوقع لشهر جوان 2005 نستطيع حساب هذا المعدل لـــ 11 شهر من جويلية 2005 إلى غاية ماي 2006.

والجدول التالي يبين القيم المتوقعة لمستويات التضخم في الجزائر بعد من نهاية فترة الدراسة:

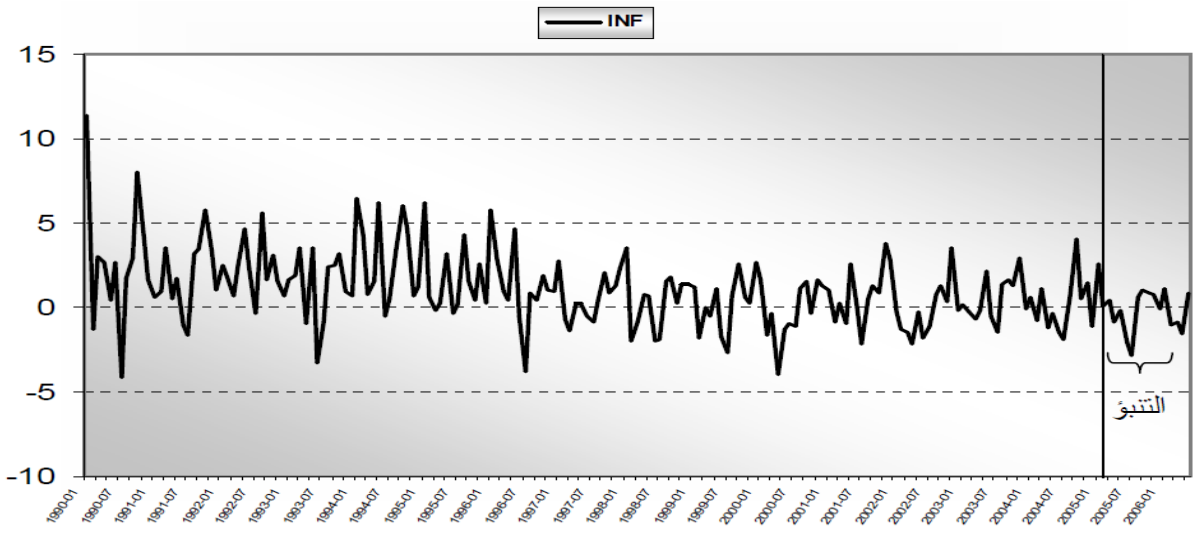
الجدول رقم (21): المستويات المتوقعة في الجزائر للفترة من جوان 2005 إلى ماي 2006

الأشهر	dinfsa	infsa	CS	inf	CPI
ماي 2005		**-1.23055342**	**1.095553**	**-0.13500042**	**665.1**
جوان 2005	0.95930712	-0.271246303	**-1.820961**	**-2.0922073**	**651.2**
جويلية 2005		-0.271246303	**-2.586868**	**-2.8581143**	**632.6**
أوت 2005		-0.271246303	**0.897804**	**0.6265577**	**636.5**
سبتمبر 2005		-0.271246303	**1.299482**	**1.0282357**	**643.1**
أكتوبر 2005		-0.271246303	**1.102707**	**0.8314607**	**648.4**
نوفمبر 2005		-0.271246303	**1.054107**	**0.7828607**	**653.5**
ديسمبر 2005		-0.271246303	**0.173047**	**-0.0981993**	**652.9**
جانفي 2006		-0.271246303	**1.411467**	**1.1402207**	**660.3**
فيفري 2006		-0.271246303	**-0.788747**	**-1.0599933**	**653.3**
مارس 2006		-0.271246303	**-0.586774**	**-0.8580203**	**647.7**
أفريل 2006		-0.271246303	**-1.250816**	**-1.5220623**	**637.8**
ماي 2006		-0.271246303	**1.095553**	**0.8243067**	**643.1**

المصدر: مستخرج من برنامج EViews

بالاعتماد على النتائج المبينة أعلاه ومعطيات الجدول يمكن تمثيل تنبؤاتنا فيما يخص معدلات التضخم في الجزائر للفترة من جوان 2005 إلى غاية ماي 2006 من خلال الشكل التالي:

الشكل رقم8 : معدلات تنبؤية لمعدل التضخم بالجزائر



المصدر: مستخرج من برنامج EViews

تم بحمد الله الانتهاء من هذا المطبوع

تحتاج معظم الدراسات و الأبحاث التي يقوم بها الباحثون و الأكاديميون حاليا إلى تحليل احصائي متقدم من خلال استعمال البرامج الاحصائية و القياسية و التي تساعد على اختبار العلاقات الاقتصادية في المدى الطويل و محاولة فهم أهم معالم هاته العلاقات من خلال ماتوفره هذه البرامج من اختبارات مبنية على أسس رياضية و احصائية.

لذلك جاء هذا المطبوع ليوفر مادة علمية عملية لكل من يصعب عليه البدء في اجراء دراسته القياسية و الذي كان نتاج جهد شخصي و تدريس للتحليل الاحصائي و النماذج الاحصائية كمقياس مقرر في البرامج الرسمية لمختلف التخصصات فطلبتنا كثيرا ماعانوا من صعوبة اجراء دراسة قياسية نظرا لغياب الجانب التطبيقي على حزمة البرامج.

إن أهمية الاساليب القياسية و الاحصائية حاليا اضحت ضرورة مهمة للإلمام بثناياها فهي مساعدة في تحسين السياسات و توجيهها و التنبؤ بالأحداث المستقبلية التي قد تؤثر في سيرها.

للتواصل عبر البريد الاكتروني:soumia.mouri@yahoo.fr

قائمة المراجع:

- تومي صالح " مدخل لنظرية القياس الاقتصادي" الجزء الأول OPU 1999 .
- حمزة محمد دودين التحليل الاحصائي المتقدم للبيانات باستخدامspss دار المسيرة للنشر و التوزيع ط2013.
- خالد محمد السواعي،Eviews و القياس الاقتصادي، دار الكتاب الثقافي للطباعة و النشر ط 2013.
- عبد المحمود محمد عبد الرحمن، "مقدمة في الاقتصاد القياسي"، جامعة ملك سعود الرياض 1997.
- عبد القادر محمد عبد القادر عطية،" الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق"،الدار الجامعية،الإسكندرية، ط 2005.

-مكيديش محمد، ساهد عبد القادر، "دراسة قياسية لأسعار البترول باستخدام نماذج GARCH "، مجلة الاقتصاد المعاصر، خميس مليانة العدد 3 أبريل 2008.

- مكيد علي،" الاقتصاد القياسي، دروس و مسائل محلولة"، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر 2007.

- 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.
- -DICKEY D.A , FULLER W.A. "Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root", Econometrica, Vol 49, 1981.
- Herlin ,Economie appliqué des series temporelles Univerisité de Paris,Dauphine 2003 .
- Phillips Peter C. B., & Perron Pierre, "Testing for a unit root in time series regression" *Biometrika*, Vol 75, Jun 1988.
- Régie Bourbonnais, « Econometrie » ,Dunod 5eme édition , Paris 2003 .

- Sandrine Lardic et Valérie Mignon, économie des séries temporelles macroéconomiques et financières, économica, paris, 2002.