الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة ابن خلدون تيارت

كلية العلوم الاقتصادية ،التجارية وعلوم التسيير

قسم: علوم التسيير

مطبوعة بعنوان:

تطبيقات معالجة البيانات 02

محاضرات مدعمة بأمثلة محلولة باستخدام برنامج Eviews

موجهة لطلبة السنة ثانية ماستر ميدان العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

من إعداد الدكتور: عمران بن عيسى -أستاذ محاضر ب-

السنة الجامعية: 2019 -2020

فهرس المحتويات

مقدمة:

إن الهدف الرئيسي من هذه المطبوعة هو تزويد الطالب بالأساليب التي تمكنه من تكوين قاعدة بيانات وتسييرها واستخلاص النتائج منها من أجل اتخاذ القرارات الصائبة، وذلك بتقديم مجموعة من المحاضرات والتمارين المحلولة لمقياس الاقتصاد القياسي الموجهة لطلبة السنة الثانية ماستر تخصص محاسبة وجباية وتخصص مالية وبنوك بالإضافة إلى تخصص إدارة مالية التابعة لقسم علوم التسيير حيث اعتمدنا في ذلك على البساطة والوضوح في إخراج هذه المادة مدعما بذلك بأمثلة تطبيقية محلولة باستخدام برنامج Eviews9.0، آخذا بعين الاعتبار مدة ثلاثة عشر أسبوع (سداسي) في تلقي هذه المادة (محاضرات وتطبيقات)، بعيدا عن البراهين الرياضية والمعادلات المعقدة التي تثقل كاهل الطالب غير المتخصص في الرياضيات لاسيما وأن هذا المقياس موجه لطلبة غير متخصصين في الاقتصاد القياسي، ومن ثم فإن الهدف من هذه المطبوعة هو إتقان الطالب أدوات الاقتصاد القياسي كمدخل لاستخدامه كأداة ومنهجية في اتخاذ القرار والاستعانة به في انجاز البحوث العلمية التطبيقية خاصة منها مذكرات التخرج، طبعاً دون إغفال الجانب التخصصي للطالب، حيث تم تقسيم المطبوعة إلى أربع فصول أساسية، الفصل الأول يتناول عموميات حول برنامج Eviews أين قمنا بالتعريف بالبرنامج ثم التطرق إلى كيفية التعريف بالمتغيرات وإدخال (تفريغ) البيانات ثم عرضها .

أما في الفصل الثاني الموسوم بـ تحليل الانحدار الخطي البسيط تناولنا فيه الفرضيات الأساسية للنموذج وطرق تقدير النموذج وخصائص الطريقة المقدرة، وتوزيع المعاينة واختبار الفرضيات، كما ركزنا في المشاكل القياسية التي يعاني منها النموذج على مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء وكيفية اختبارها، ثم قمنا بإدراج مثال تطبيقي باستخدام البرنامج، وفي الفصل الثالث فقد تم التطرق إلى جميع نقاط الفصل الثاني ولكن في إطار النموذج الخطي المتعدد ،كما خصصنا آخر فصل لدراسة السلاسل الزمنية من حيث مركباتها وشكلها العام بالإضافة إلى معرفة درجة استقراريتها وب الاستعانة ببرنامج Eviews9.0 قمنا بدراسة بعض السلاسل الزمنية .

الفصل الأول : عموميات حول برنامج Eviews

سيتمكن الطالب أو المطلع على حيثيات هذا الفصل من التعرف على برنامج Eviews وكيفية استخدامه من خلال التطرق إلى النقاط الآتية :

- تعريف المتغيرات وإدخال (تفريغ) البيانات ؛
- كيفية حفظ الملف ؛
- إعادة عرض البيانات وكيفية تعديلها أو تصحيح الأخطاء بها ؛
- إستحداث متغيرات جديدة باستخدام التحويلات الرياضية ؛
- المقاييس الإحصائية للبيانات (وصف البيانات) ؛
- الرسوم والأشكال البيانية ؛
- بناء المصفوفات على البرنامج .

تمهيد : يعتبر برنامج Eviews كأداة مساعدة ومختصرة وسهلة للولوج إلى النتائج وكيفية قراءتها في أسرع وقت وهو يستخدم في البحوث التطبيقية التي تعتمد بالأساس على الدراسات القياسية وبالخصوص المجال الإقتصادي ويكون ذلك انطلاقا من المنطق الاقتصادي و الذي يقصد به الصياغة المنطقية المشتقة والمبنية على فرضيات النظرية الاقتصادية البحتة، يأتي بعد ذلك محاولة صياغة هذا المنطق في بعض الصور والعلاقات الرياضية بين المتغيرات الاقتصادية سواء في شكل معادلة واحدة أو نظام من المعادلات وهو ما يعرف بالاقتصاد الرياضي، وعند بناء نموذج لعلاقة اقتصادية ما يصعب جمع جميع بيانات المتغيرات ذات العلاقة من جهة ومن جهة أخرى يجب تبسيط النموذج في عدد محدود من المتغيرات المفسرة (المتغيرات المستقلة) وبالتالي يبقى جزء من مكونات المتغير المفسر (المتغير التابع) لم يتم تفسيره بالمتغيرات المستقلة في النموذج ويسمى هذا الجزء الباقي بالحد العشوائي ، عند إضافة هذا الحد العشوائي إلى المعادلات يصبح اسم النموذج الذي يستخدم لوصف العلاقات الاقتصادية بالنموذج الاقتصادي القياسي، وفي النموذج الاقتصادي القياسي يقوم الباحث بعدة مهام منها تقدير معاملات هذا النموذج، اختبار المعنوية الإحصائية ، معالجة مشاكل القياس والتقدير ...، لذا توجد بعض الطرق القياسية لمعالجة هذا الجزء العشوائي.

وتظهر أهمية برنامج Eviews في أنه يضم مجموعة متكاملة من الإمكانات التي تمكن الباحث من استخدام هذه الطرق القياسية وذلك من خلال التقدير القياسي Econometric واستعراض مظاهر مختلفة لعرض نتائج هذه الطرق القياسية Views ومن هنا جاء إسم البرنامج Eviews.

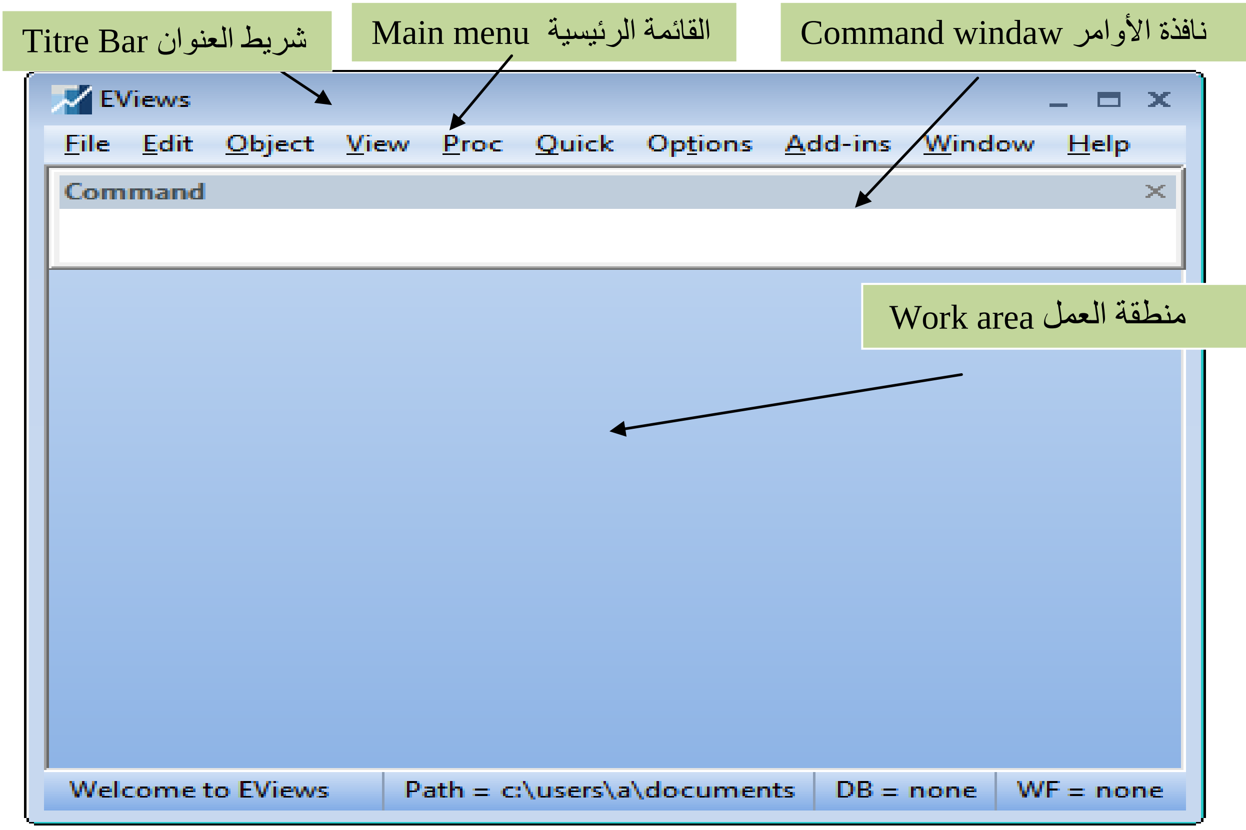
1 –التعريف ببرنامج Eviews:

يقدم برنامج Eviews تحليلا متقدما في التحليل القياسي وبناء وتقدير النماذج الاقتصادية، هو نسخة مطورة من البرنامج السابق TPS، البرنامج مهم للباحثين في مجال الاقتصاد.

عدة مجالات يمكن أن يكون فيها استخدام البرنامج مفيد وهي: تحليل البيانات، التقييم والتحليل المالي، التنبؤ بالنسبة لمتغيرات الاقتصاد الكلي، المحاكاة، التنبؤ بالمبيعات، تحليل التكاليف، ...إلخ، ويضم البرنامج تقنيات متقدمة كفحص الارتباط الذاتي Autocorrelation والمتعدد Multicollinearity واختلاف التباين Heteroscdasticity وكذا تحليل السلاسل الزمنية كأسلوب فحص سكون السلسلة باستخدام جذور الوحدة Unit Roots واختبار التكامل المشترك Cointégration test إضافة إلى تحليل البيانات المدمجة والمقطعية Panal Data .

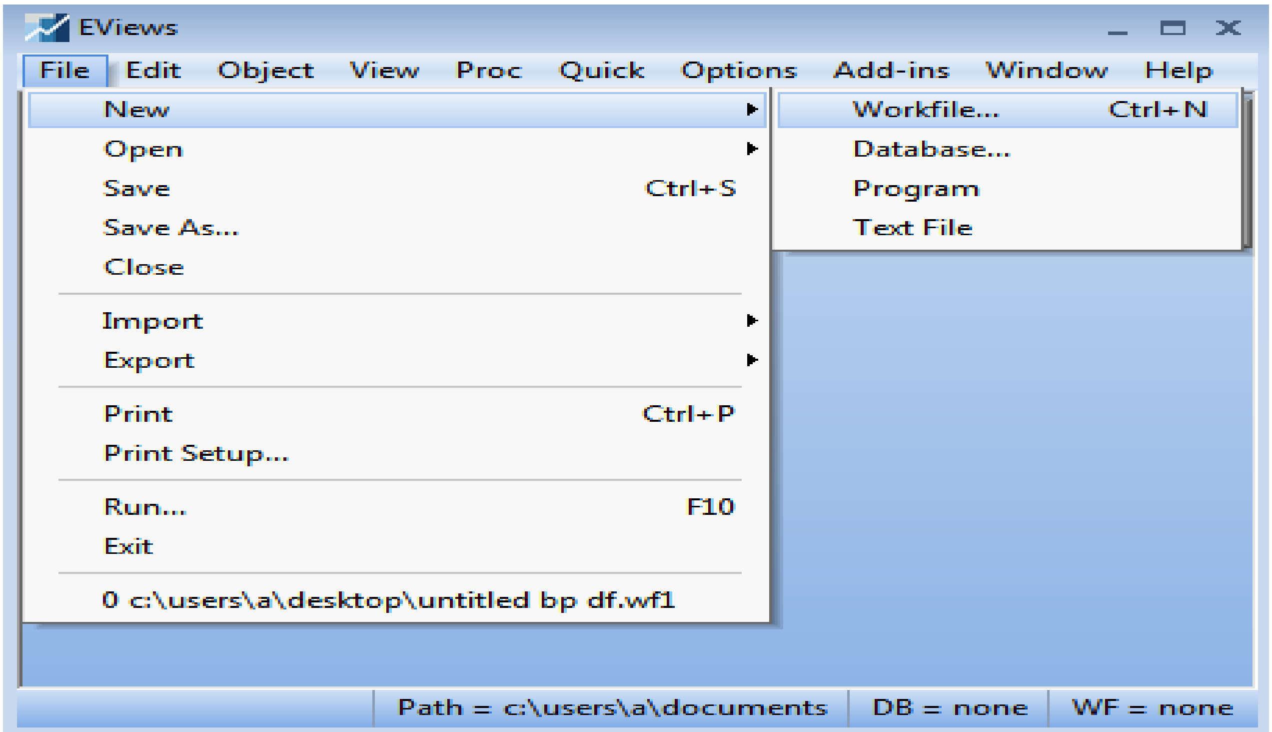
2 –تعريف المتغيرات وإدخال (تفريغ) البيانات:

النافذة الرئيسية لبرنامج Eviews : عند فتح البرنامج وهذا بعد تثبيته على جهاز الكمبيوتر تظهر الواجهة الرئيسية كما في الشكل الآتي:

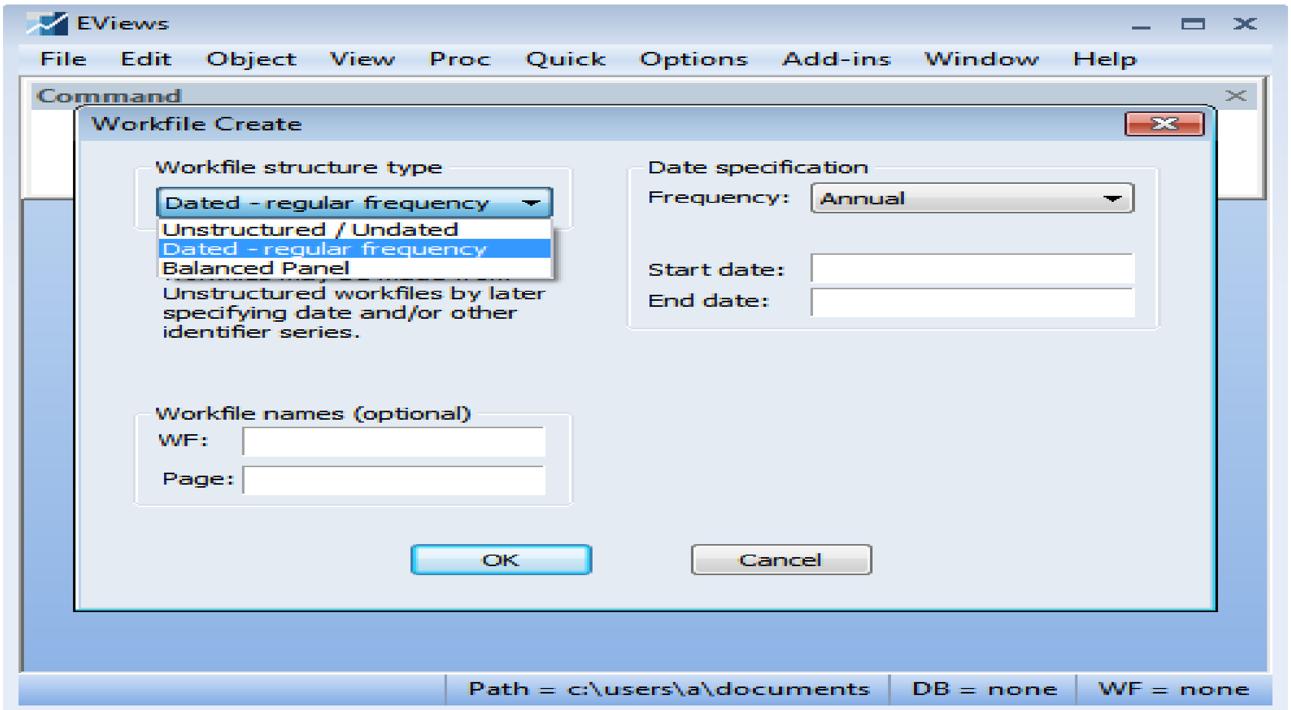


2–1–كيفية إنشاء ملف جديد وإدخال البيانات للبرنامج :

لإنشاء ملف جديد هنالك طريقتان إما عن طريق إدخال التعليمات مباشرة على نافذة الأوامر كما سنرى لاحقا، أو نقوم نقوم باختيار من قائمة File الأمر New ثم نختار الأمر Work file كما هو موضح بالشكل التالي :

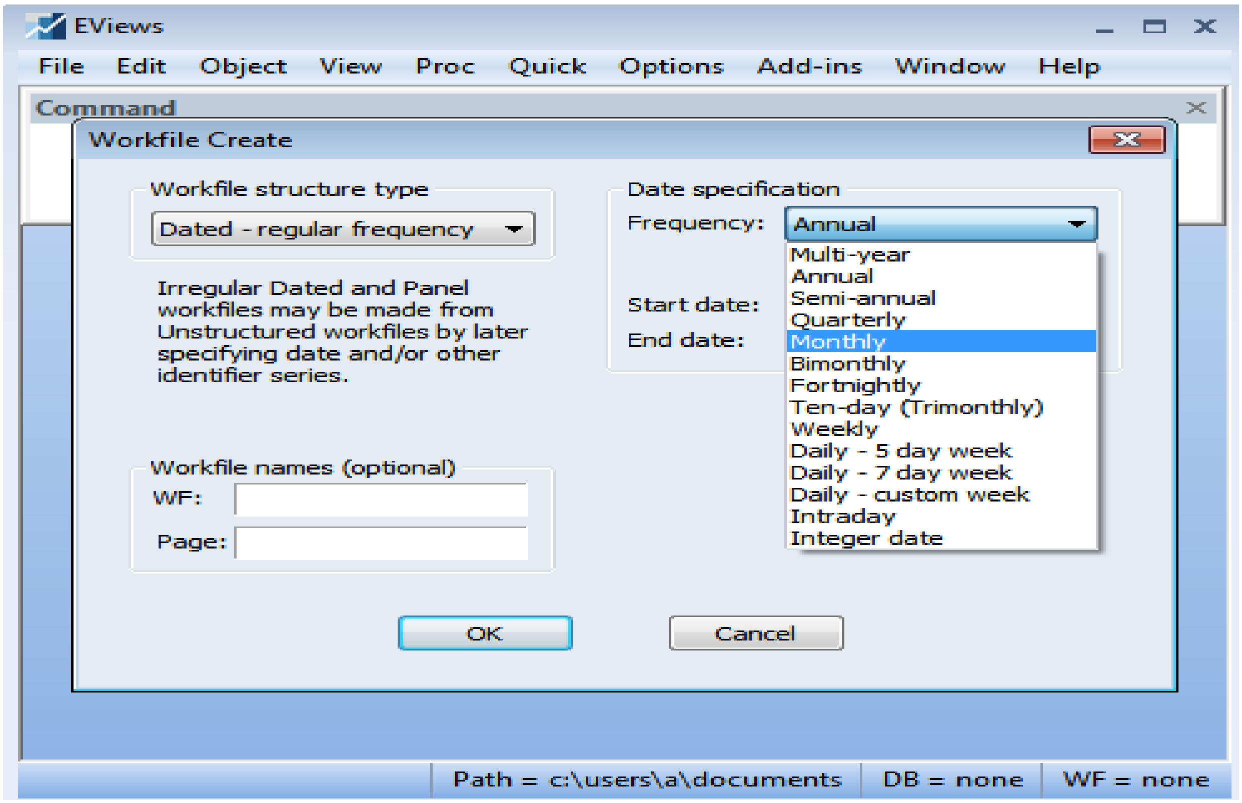


يظهر بعد ذلك مربع حواري يوضح لنا مدى البيانات التي نريد إدخالها ونوع السلاسل قيد الدراسة أين نجد بيانات سلسلة زمنية منتظمة (Dated-regular frequency) بالإضافة إلى بيانات غير مؤرخة unstructured/undated وأخيرا البيانات المدمجة والمقطعية Balanced Panel كما بالشكل الآتي :



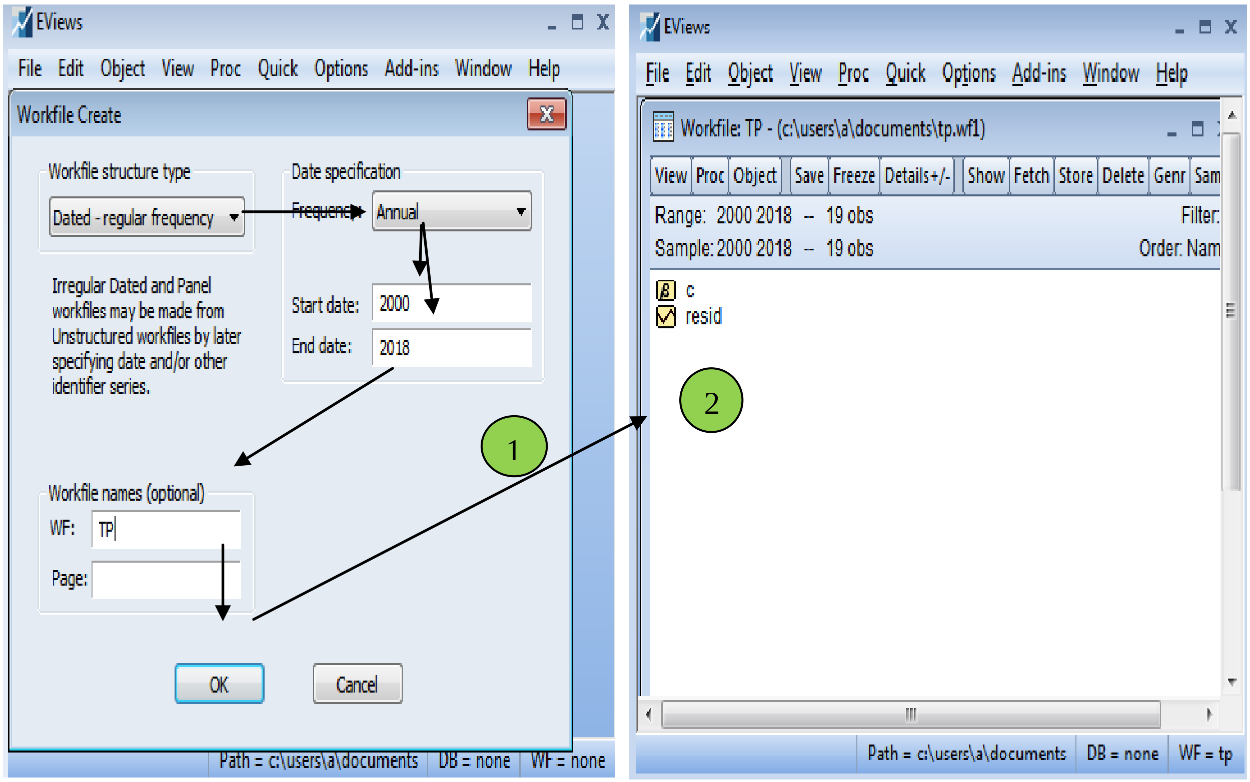
ملاحظة : يمكن أن نتبع طريقة ثانية للحصول على نفس المربع الحواري الأخير بعد فتح البرنامج نقوم بالضغط على الزرين CTRL و N معا من خلال لوحة المفاتيح .

أ- **سلاسل زمنية (Dated-regular frequency) :** وهي تضم مجموعة من الاختيارات أين نجد لدينا بيانات سنوية Annual أو نصف سنوية Semi-annual أو شهرية Monthly أو أسبوعية Weekly ...إلخ كما في الشكل الموالي :

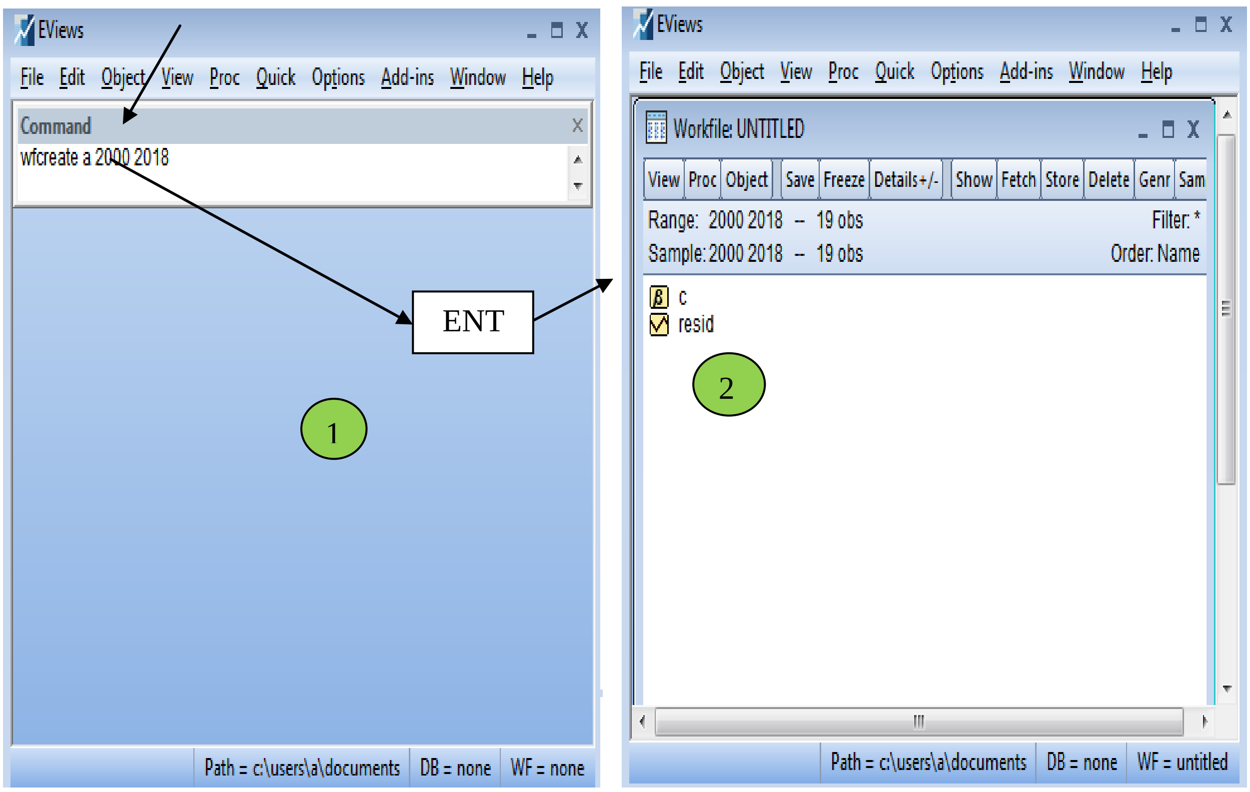


مثال 01 : إذا كان لدينا بيانات سنوية عن ظاهرة ما ولتكن حجم مبيعات مؤسسة إقتصادية ابتداءا من سنة 2000 إلى غاية سنة 2018، ومن أجل تفريغ هذه البيانات في البرنامج نتبع إحدى الطريقتين المشار إليهما سابقا:

الطريقة الأولى : بعد تنفيذ الأوامر File ⟵ new ⟵ workfile يظهر لنا الشكل رقم 3 السابق ثم نحدد نوعية البيانات ، وهي سنوية Annual في مثالنا كما نقوم بتسمية الملف مثلا TP1 من خلال Workfile names (optional) واسم للصفحة ثم نضغط على الأمر OK لنتحصل على مخرجات جديدة وهذه الخطوة موضحة بالشكل الآتي :



الطريقة الثانية : بعد فتح البرنامج نقوم بإدخال التعليمات مباشرة على نافذة الأوامر، فإذا كانت لدينا بيانات المثال السابق نقوم بكتابة التعليمة : wfcreate a 2000 2018 ثم نضغط على الزر ENTER الموجود بلوحة المفاتيح كما هو مبين بالشكل الموالي:



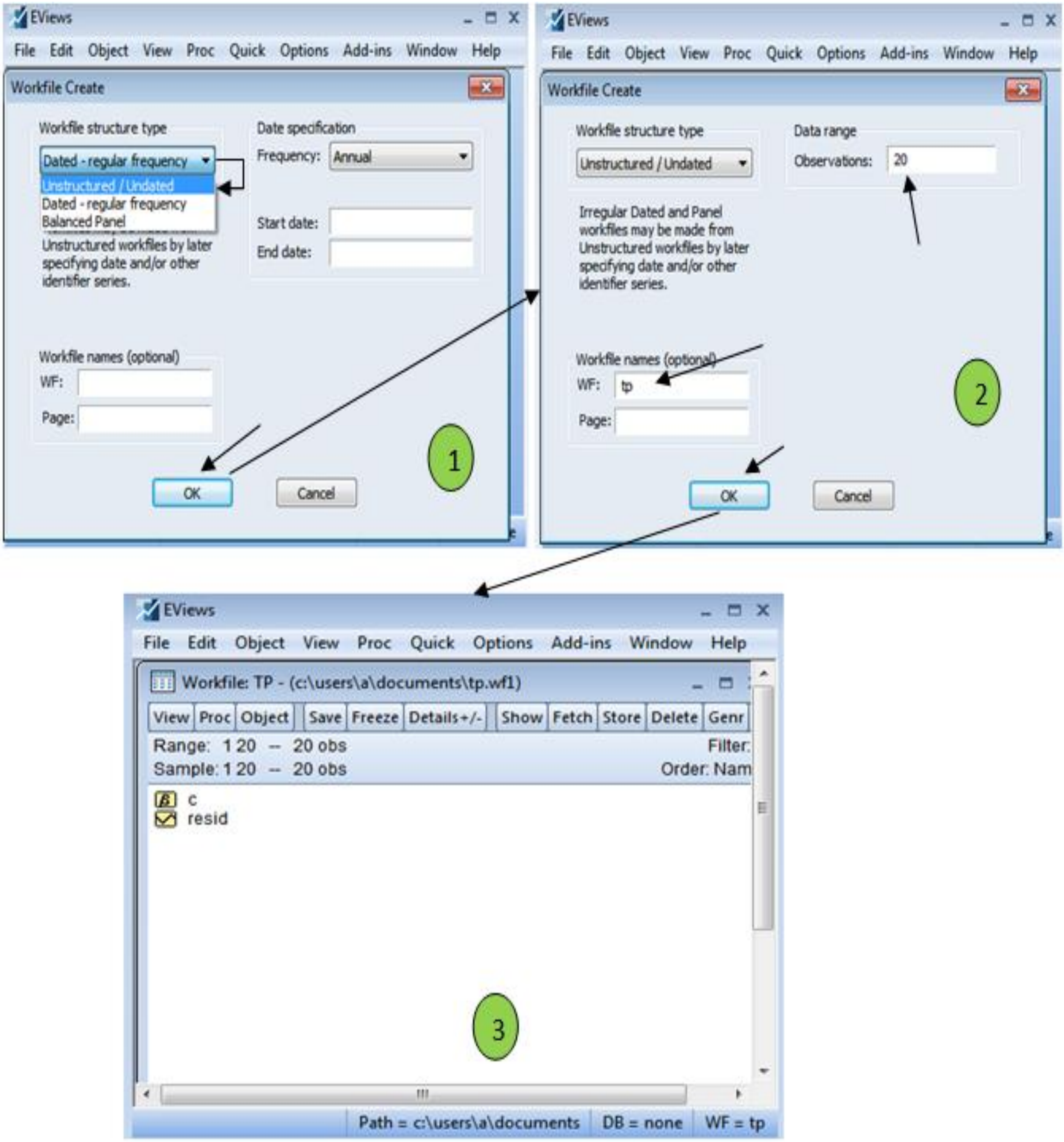
أما إذا كانت البيانات غير سنوية فنكتب التعليمة المناسبة لها كمايلي :

- بيانات نصف سنوية: wfcreate s 2000 2018
- بيانات ربع سنوية (فصلية): wfcreate q 2000 2018
- بيانات شهرية: wfcreate m 2000 2018
- بيانات أسبوعية: wfcreate w 2000 2018
- بيانات يومية : wfcreate d5 2000 2018 إذا احتسبنا فقط أيام العمل أو wfcreate d7 2000 2018 إذا احتسبنا جميع أيام الأسبوع .

ب- بيانات غير مؤرخة unstructured/undated : وهي عبارة عن مشاهدات فقط بدون تأريخ ، ولإدخال بياناتها إلى البرنامج نتبع كذلك نفس الطريقتين السابقتين .

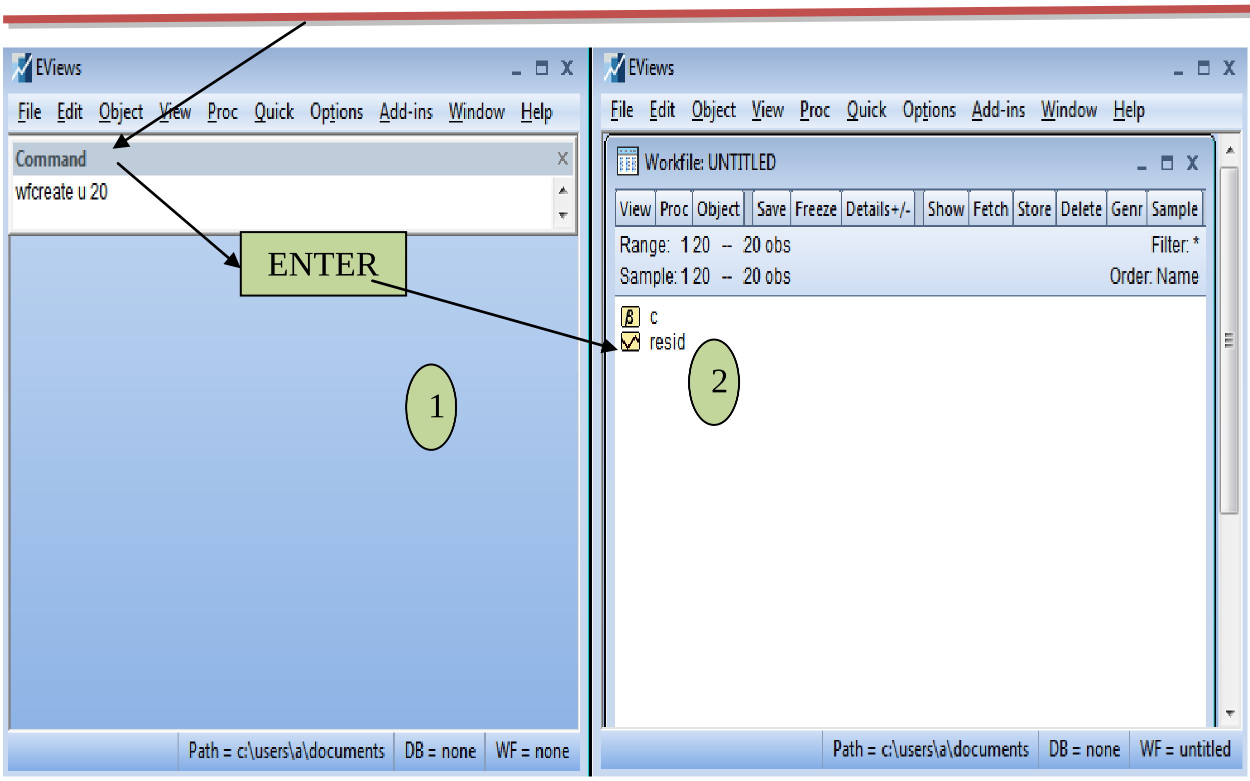
مثال2: لتكن لدينا أوزان 20 شخصا خضعوا لنفس التجربة المتمثلة في تناول أحد أنواع الأدوية الخاصة بتخفيض الوزن .

نقوم أولا بتحديد نوعية البيانات وهي unstructured/undated ثم نضغط على الأمر OK لنتحصل على نافذة جديدة نقوم من خلالها تحديد عدد المشاهدات التي نرغب بإدخالها وتسمية ملف العمل الذي نحن بصدد إنشائه ثم نضغط على OK وهذه الخطوات موضحة بالشكل الموالي :



أما الطريقة الثانية فتتمثل في كتابة التعليمة wfcreate u 20 مباشرة في نافذة الأوامر بعد فتح البرنامج ثم نضغط على Enter لنتحصل على الواجهة المطلوبة لملأ بيانات الدراسة كما هو مبين بالشكل :

كتابة التعليمة

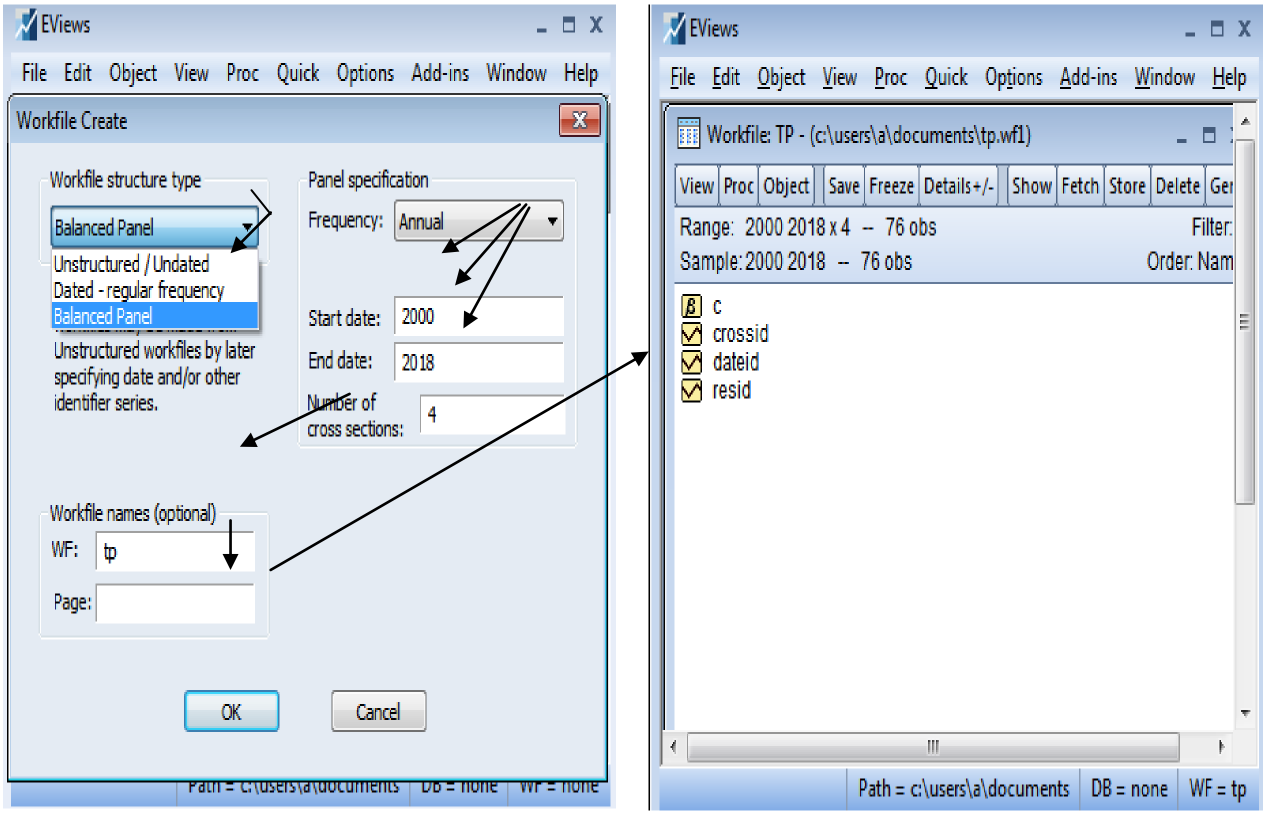


ج – بيانات المدمجة والمقطعية Balanced Panel :

وهي عبارة عن بيانات تجمع بين خصائص كل من البيانات المقطعية التي تصف سلوك عدد من المفردات أو الوحدات المقطعية (والتي قد تكون إما دولا أو مقاطعات أو مؤسسات أو أشخاص طبيعيين أو جمادات ...إلخ) عند فترة زمنية واحدة، ببيانات السلسلة الزمنية التي تصف سلوك مفردة واحدة خلال فترات زمنية معينة (والتي قد تكون إما سنوات أو أشهر أو سداسيات...إلخ) ، وهي تسمى أيضا ببيانات بانل (Panel) ، وبالتالي فهذا النوع من البيانات يجمع بين ثلاث حدود مع بعض وهي الحد الموضوعي ويمثل فيه الهدف المدروس المتغير التابع والعوامل المؤثرة عليه المتغيرات المفسرة، ثم الحد الزمني وهي الفترة الزمنية المدروسة وهنالك الحد المقطعي .

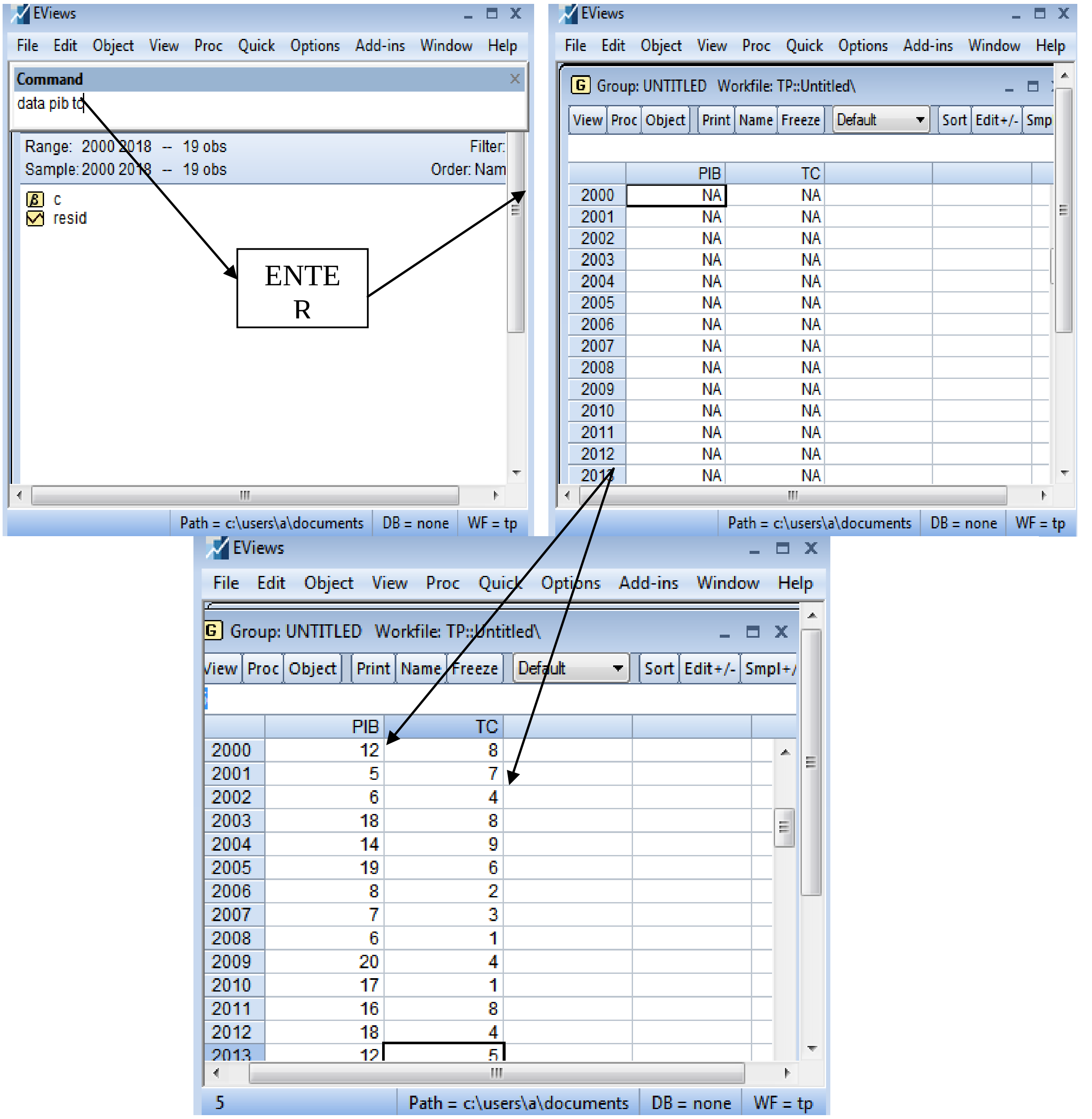
ويمكن تفريغ هذا النوع من البيانات ببرنامج Eviews بعد تنفيذ الأوامر الآتية :

File ← new ← workfile يظهر لنا ملف الـ Workfile السابق ثم نحدد نوعية البيانات Balanced Panel ثم بعد ذلك نقوم بملأ بياناتنا الخاصة ببداية السنة ونهاية السنة بالإضافة إلى عدد المقاطع أين أخذنا 4 على سبيل المثال في خانة Number of cross sections ثم نضغط على OK وهذه الخطوات يوضحها الشكل الموالي :

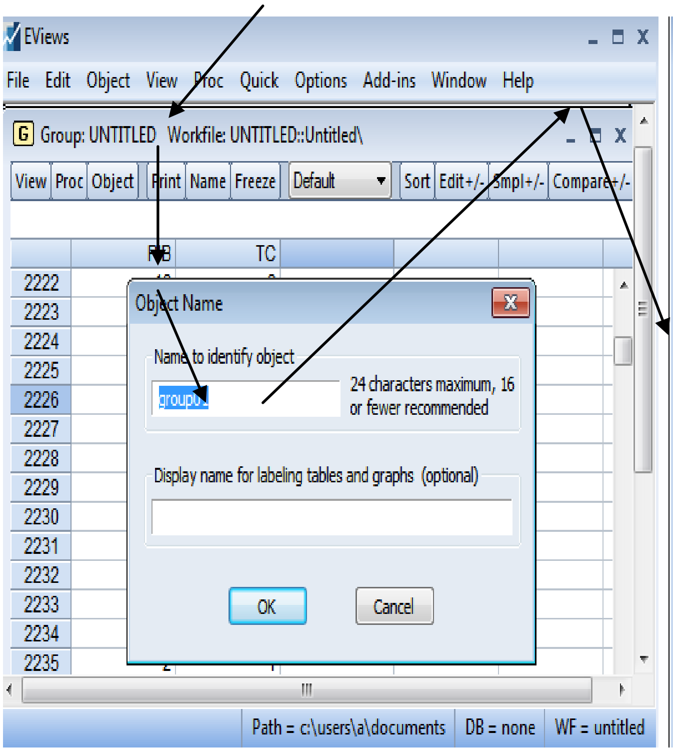


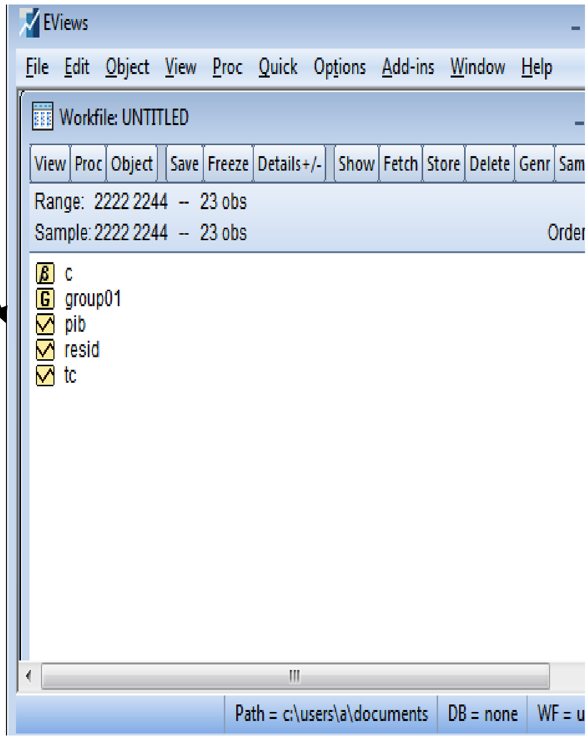
2-2- إدخال البيانات إلى ملف Eviews : لإدخال البيانات التي قمنا بتحديد مداها ونوعها نقوم بتسمية متغيرات الدراسة وتفريغ بيانات كل سلسلة موافقة للإسم المعطى لها (X Y Z...) بإتباع إحدى الطرق الآتية :

أ- نكتب في الفراغ التي تحت شريط القوائم (نافذة الأوامر) أمر DATA ثم نكتب اسم متغيرات الدراسة بحيث نترك فراغ بين كل اسم واسم آخر مثلا: (DATA PIB TC) ثم نضغط على ENTER في لوحة المفاتيح ونملأ بياناتنا كما في الشكل الموالي:

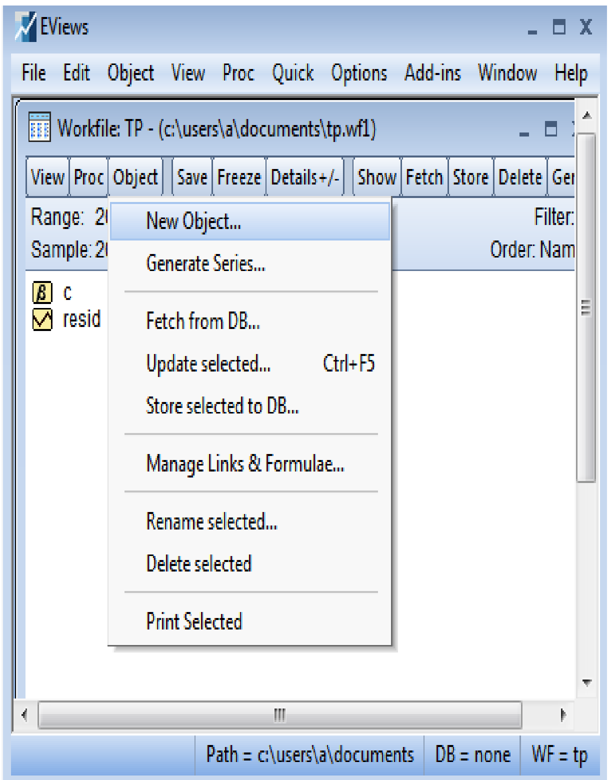


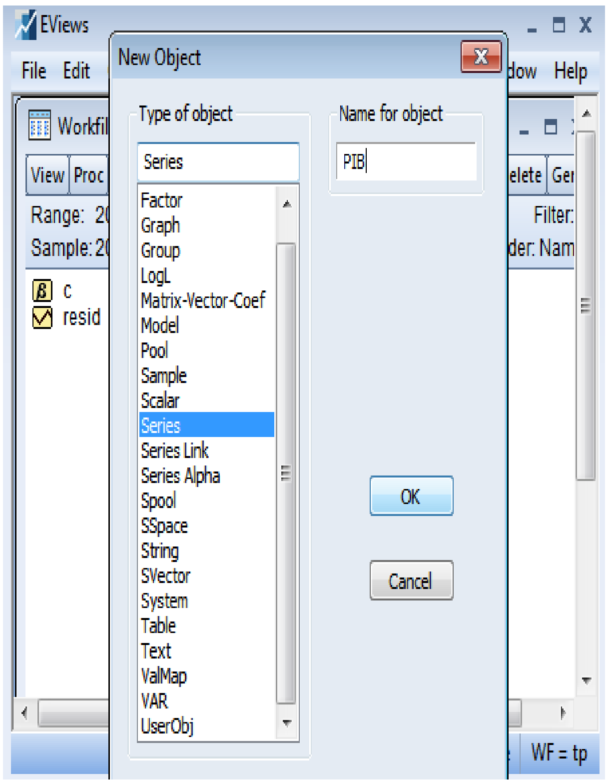
بعد الإنتهاء من ملأ جميع البيانات نقوم بحفظ هذه المجموعة (Groupe) بالضغط على Name وإعطاء إسم لها مثلا Groupe1 فتسجل على واجهة صفحة الـ Workfile ثم تسجيل خروج لنتحصل على الشكل الآتي :

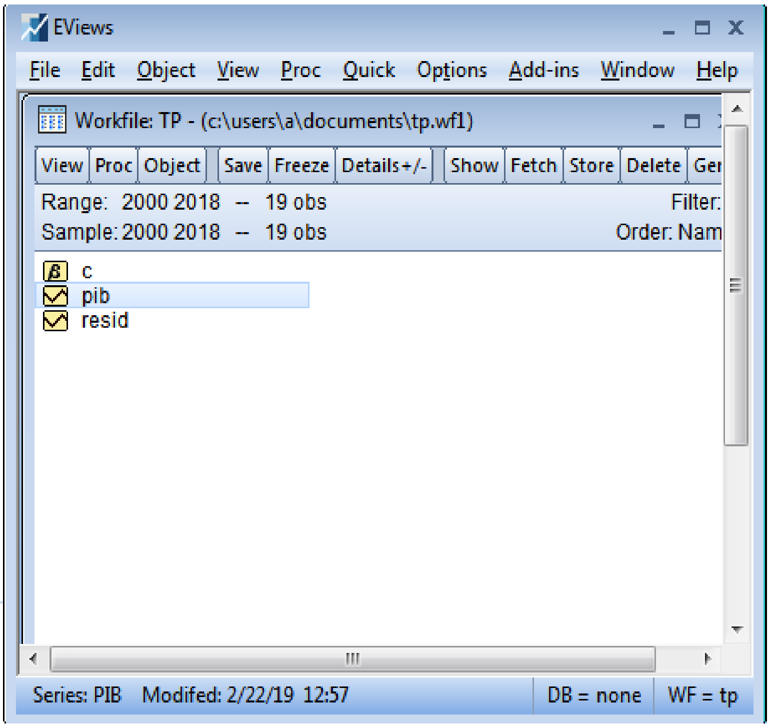




ب– يمكن إدخال المتغيرات من خلال الأمر Object ⇐ Object New ونختار ضمن هذه قائمة Séries وعلى يمين القائمة نجد Name of objet ونعطي إسم للسلسلة المراد إدخالها مثلا الناتج المحلي الإجمالي (PIB) وبنفس الطريقة ندخل باقي المتغيرات المراد إدخالها مع الضغط دائما على الزر OK في نهاية كل الأمر كما في الشكل الموالي:

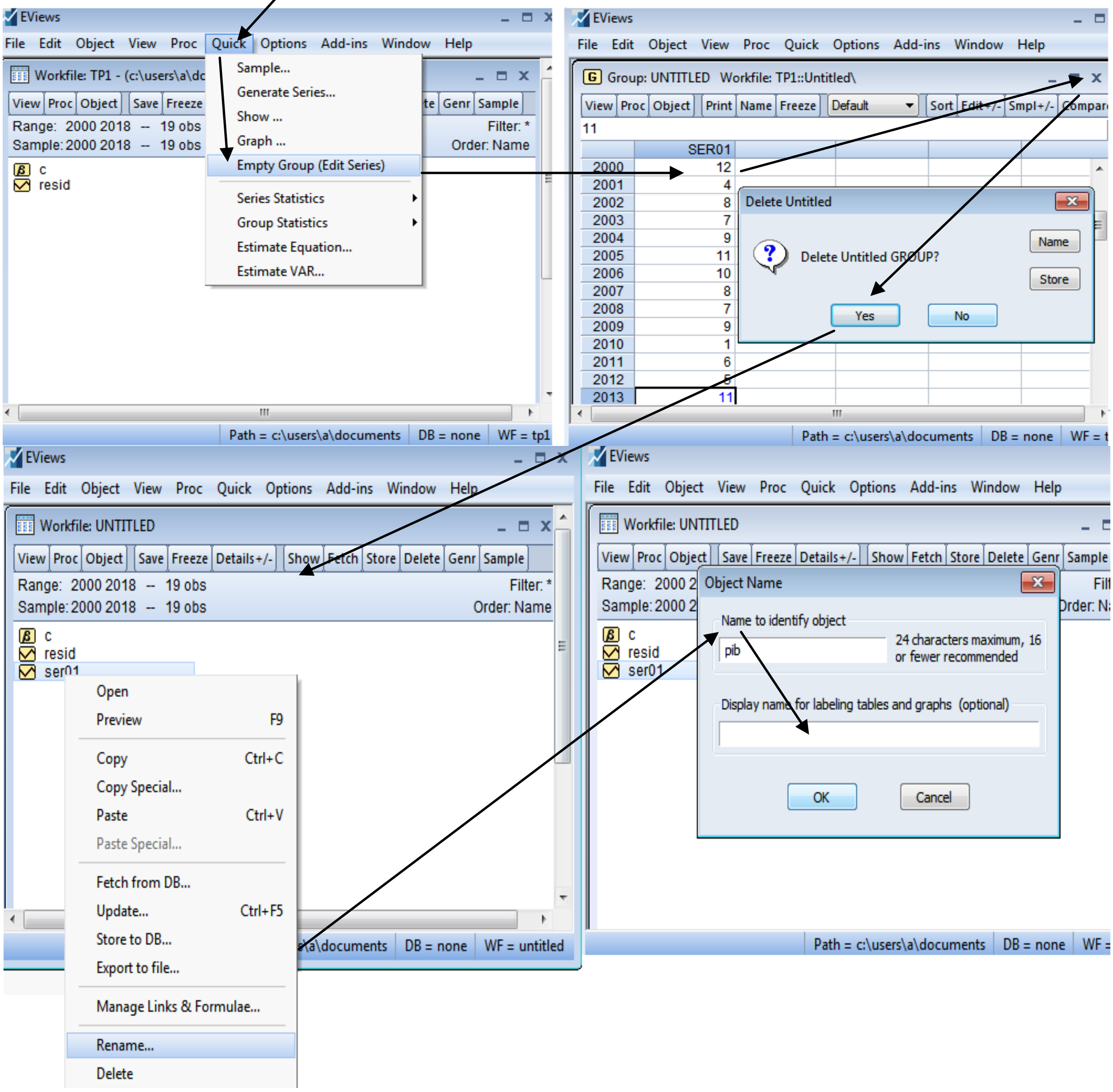






ج- يمكن كذلك إدخال البيانات بعد تحديد نوعها ومداها بإتباع الخطوات الآتية:

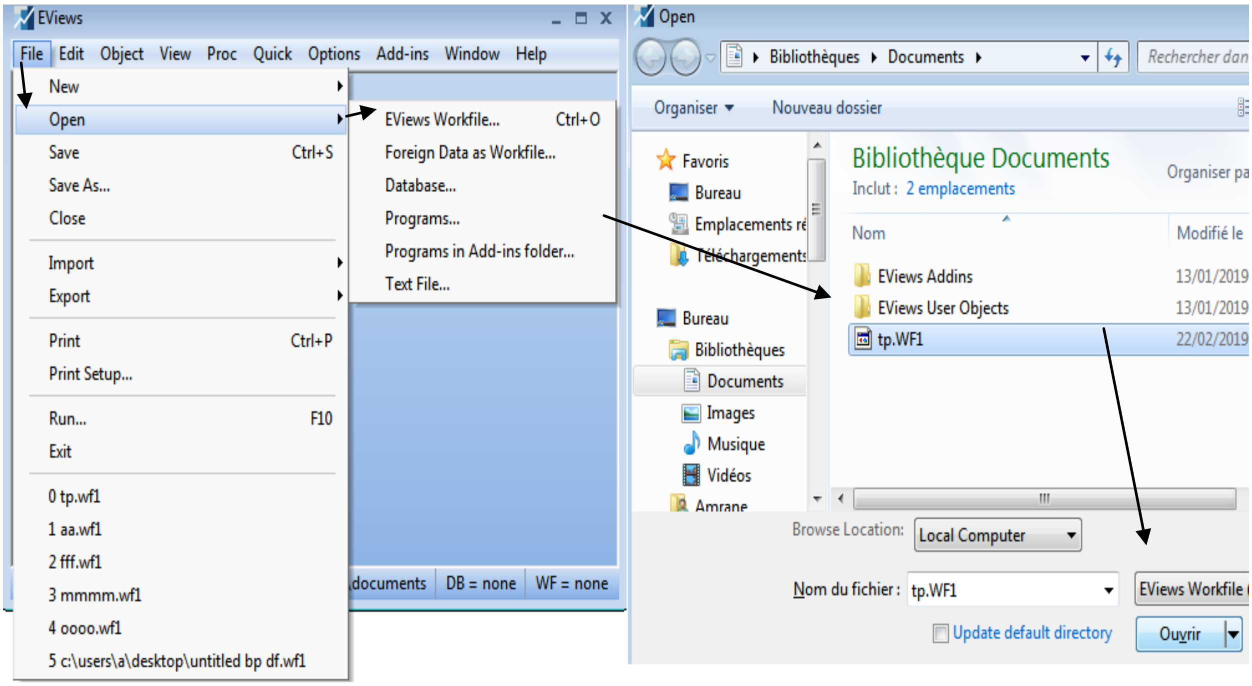
Quick ⟵ Empty Groupe(Edit Series) فتظهر واجهة نقوم بملأ بيانات السلسلة فيها ثم نسجل خروج فيعطينا البرنامج مربع حواري فنضغط على Yes فنتحصل على سلسلة مكتوبة Serie01 ثم نضغط على يمين الفأرة ونعيد تسمية سلسلتنا في مثالنا والتي قدمناها بإسم Pib ثم نضغط على OK وهذا ما يوضحه الشكل الموالي:



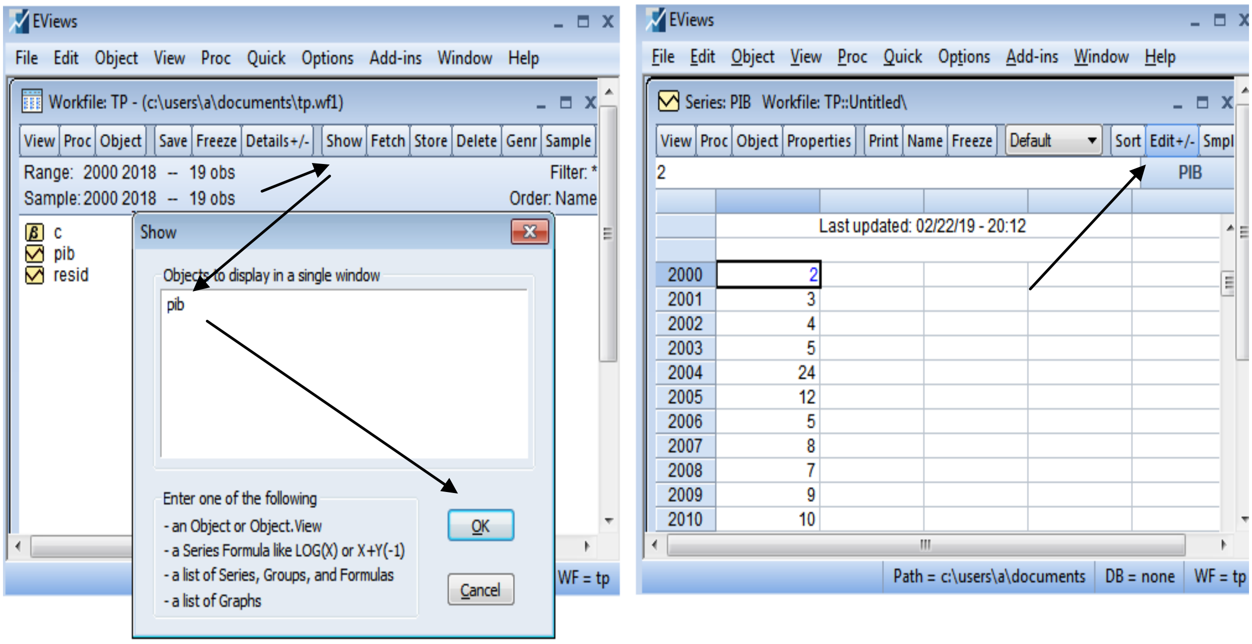
3 –حفظ الملف: عند إنشائنا لملف العمل قمنا بتسميته بـ TP، ويتم الاحتفاظ به آليا في Mes Documents، فعند تسجيلنا للخروج من البرنامج يعطينا مربع حواري يسمح لنا بالاحتفاظ بالتعديلات التي تمت على مستوى ملف العمل فنضغط على من قائمة File نختار منها SAVE فيظهر مربع حواري آخر نقوم بالضغط على Yes ثم OK فيتم إغلاق البرنامج مع الاحتفاظ بالملف، أما إذا لم يتم تسمية الملف من الأول نقوم باختيار من قائمة File الأمر Save فيظهر مربع حواري نحدد من خلاله إسم الملف و نحدد مكان الاحتفاظ به على حسب رغبتك ثم نضغط على Enregistrer .

4 –إعادة عرض البيانات وكيفية تعديلها أو تصحيح الأخطاء بها :

لعرض بيانات الملف المحفوظ سابقا نقوم بفتح البرنامج ثم نختار من قائمة File الأمر Open ثم Eviews workfile، فيظهر لنا مربع حواري أين نقوم بتحديد إسم الملف الذي نرغب في فتحه ثم نضغط على Ouvrir فيفتح الملف كما في الشكل الآتي:



أما لتعديل بيانات أي سلسلة فنقوم بالضغط على الأمر Show ثم نكتب إسم السلسلة أو السلاسل المعنية بالتعديل ثم OK لتفتح السلسلة ثم نقوم بالضغط على الأمر Edit+/- فنقوم بالتعديل كما يوضحه الشكل الموالي :



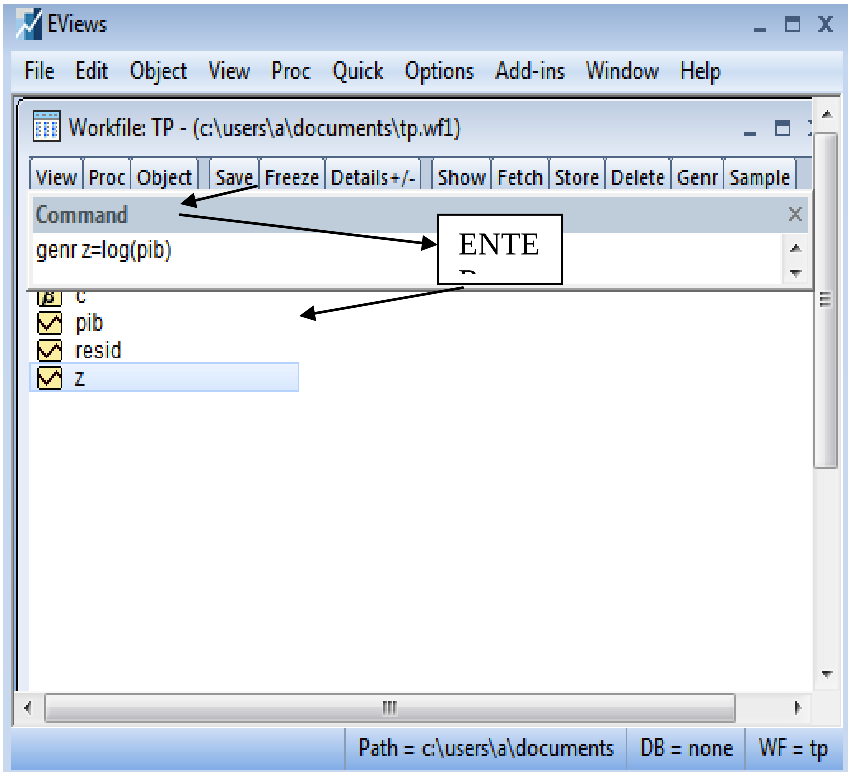
أو هنالك طريقة سهلة أين نفتح السلسلة مباشرة من ملف Workfile ثم نقوم بالضغط على الأمر -/+Edit ثم نعدل مانرغب فيه .

أما إذا أردنا حذف متغير ما فنقوم بتظليله ثم الضغط بالزر الأيمن للفأرة ثم إختيار Delete

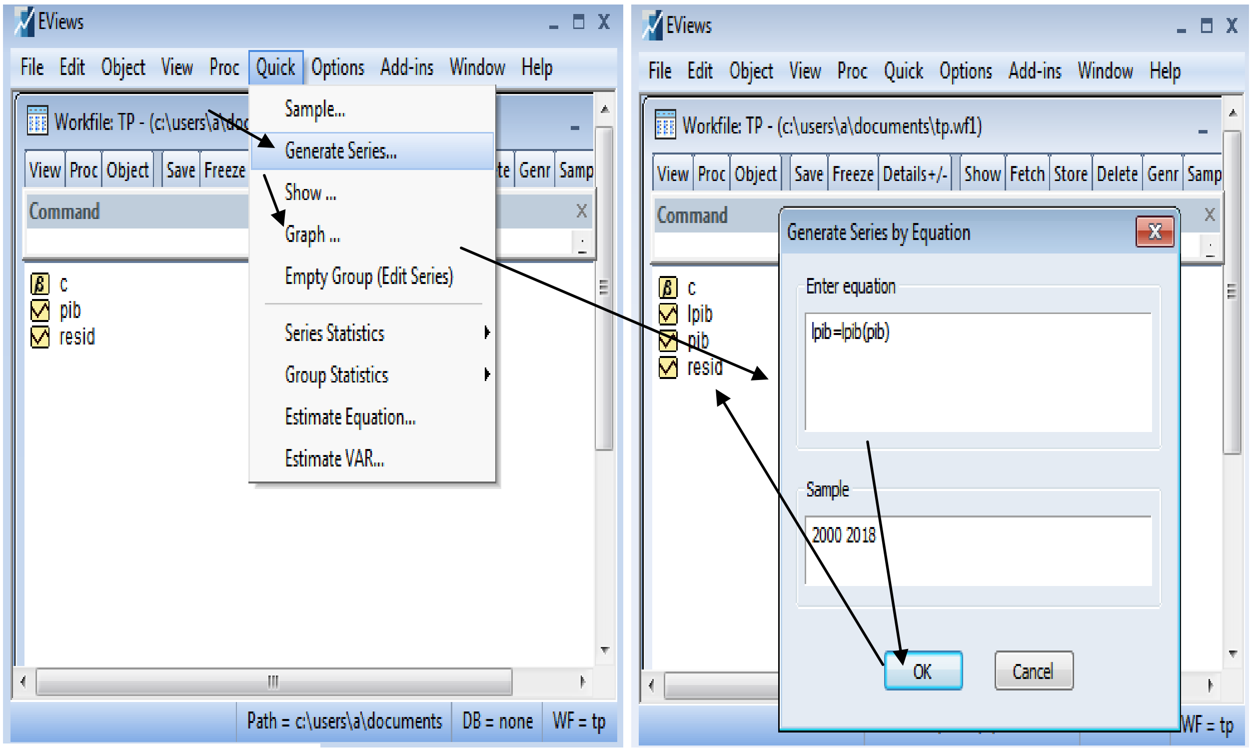
5 – إستحداث متغيرات جديدة باستخدام التحويلات الرياضية:

يمكن الحصول على متغيرات جديدة باستخدام مختلف العلاقات الرياضية من عمليات الجمع والطرح أو إدخال اللوغاريتم ...إلخ ، وذلك بإحدى الطريقتين الآتيتين:

5–1– لإيجاد متغير جديد وليكن Z نكتب في الفراغ الذي تحت شريط القوائم أي نافذة الأوامر التعليمة Genr ثم نترك فراغ ونكتب المتغير الجديد مثلا: genr Z=X+Y أو genr Z=log(Pib) ثم نضغط على Enter فيظهر لنا المتغير Z كما بالشكل :

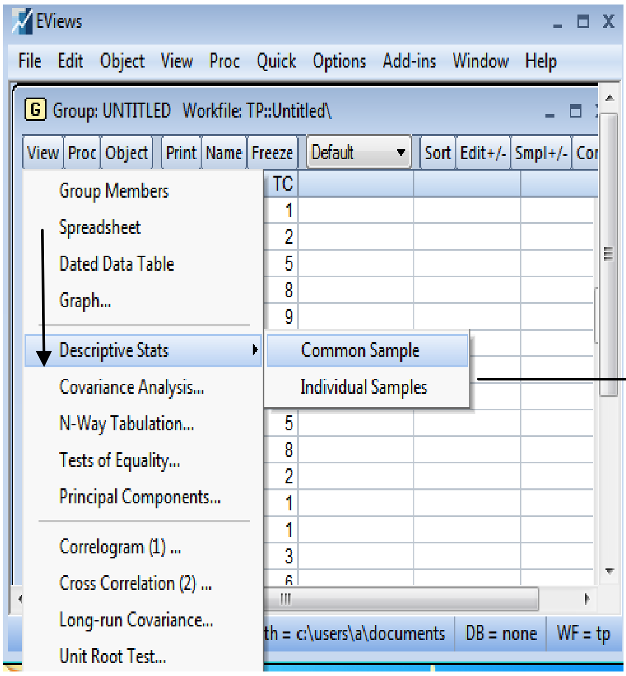


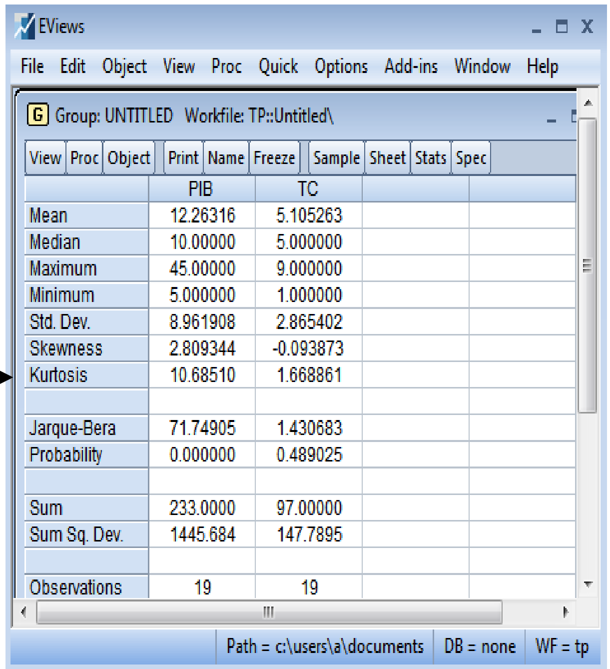
5–2– نختار من شريط القوائم مايلي : Quick ⟵ Generate serie فيظهر مربع حواري نكتب فيه إسم المتغير الجديد مثلا نريد الحصول على لوغاريتم الناتج الداخلي الخام أي lpib فنكتب lpib=log(pib) ثم نضغط على OK والشكل الموالي يوضح ذلك:



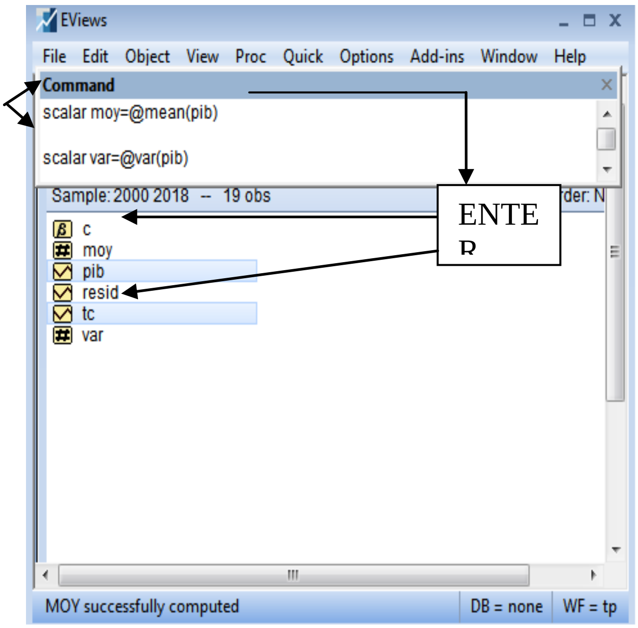
6 –المقاييس الإحصائية للبيانات (وصف البيانات) : لإيجاد مختلف المقاييس الإحصائية لبيانات الدراسة نقوم بفتح السلسلة المعنية من ملف Workfile ثم نختار من القائمة الرئيسية الأمر: View ⟵ descriptive statistics et tests ⟵ stats table ليظهر لنا مجموعة من مقاييس النزعة المركزية مثل المتوسط الحسابي والوسيط ومقاييس التشتت مثل الانحراف المعياري بالإضافة إلى مقاييس التمركز مثل معامل التفلطح أو التناظر، أما إذا رغبنا في الحصول على تلك المقاييس لمجموعة من السلاسل في جدول واحد فنقوم بفتح تلك السلاسل معا على شكل مجموعة groupe (عن طريق الأمر show بكتابة إسم السلاسل ثم نضغط ENTER أو نقوم بتضليل المتغيرات ثم نضغط على يمين الفأرة ونختار الأمر open ثم as group ونقوم بإتباع الخطوة الآتية :

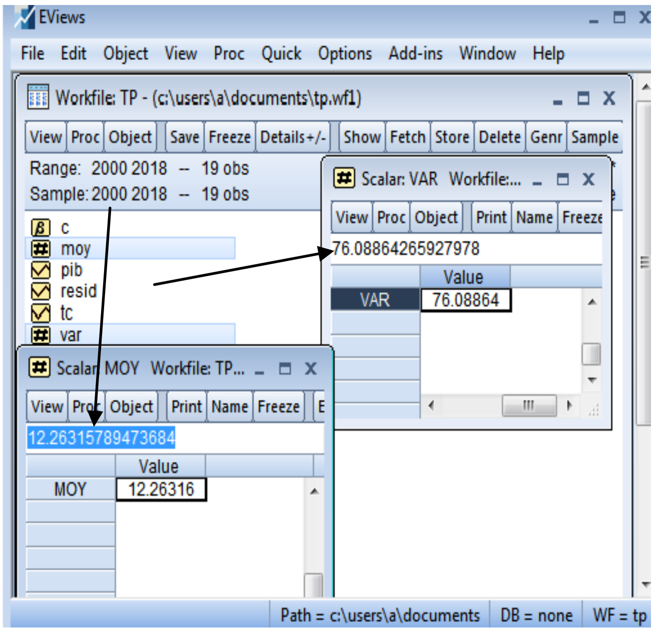
View ⟵ descriptive stats ⟵ common sample



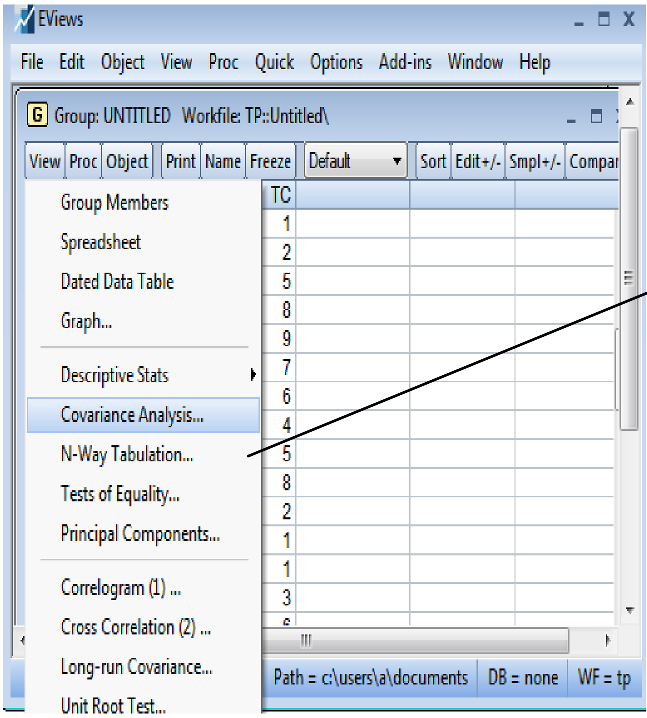


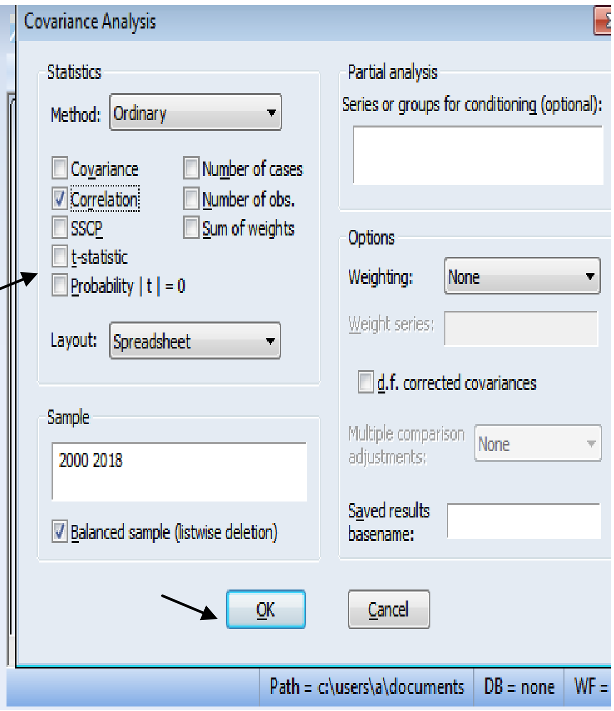
أما إذا كانت رغبة الباحث في إيجاد مقياس إحصائي معين مثل المتوسط الحسابي أو التباين ...إلخ، والتي تعتبر أعدادا حقيقية فهنا يتم استخدام التعليمة scalar، فمثلا إذا أردنا حساب المتوسط الحسابي لل Pib فنكتب التعليمة الآتية في نافذة الأوامر scalar moy=@mean(Pib) أما لإيجاد التباين فنكتب scalar var=@var(Pib) وهكذا :



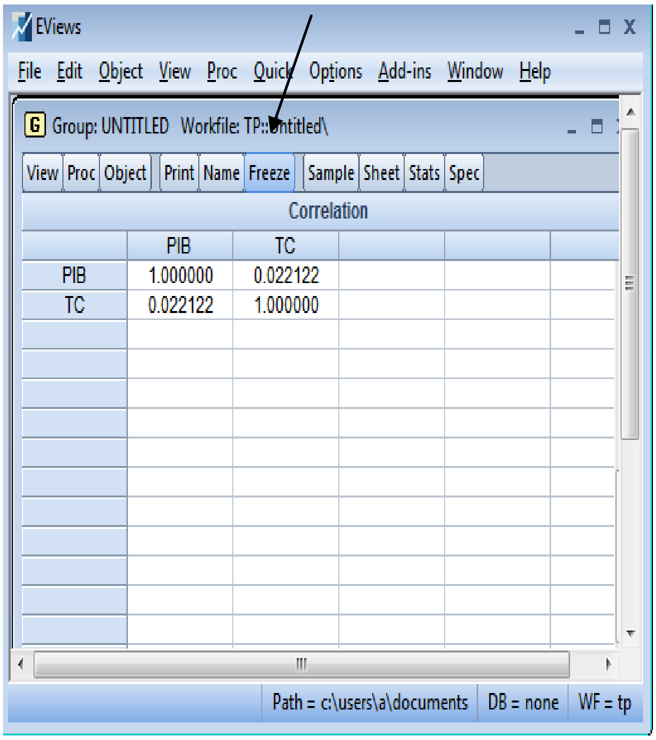


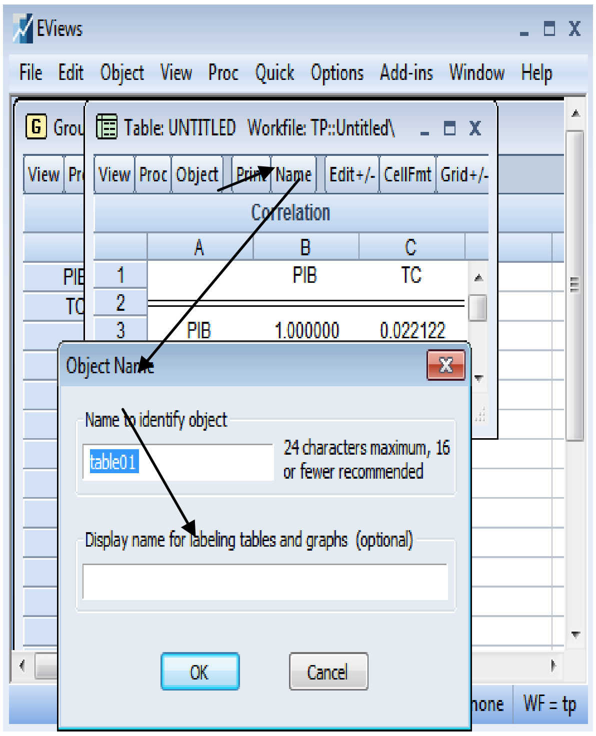
أما إذا أردنا إيجاد مصفوفة الارتباط بين المتغيرات فنقوم بفتح المتغيرات معا ثم نختار من قائمة View الأمر covariance analysis فيظهر لنا مربع حواري فننشط خانة correlation ثم نضغط على OK فتظهر لنا مصفوفة الارتباط :



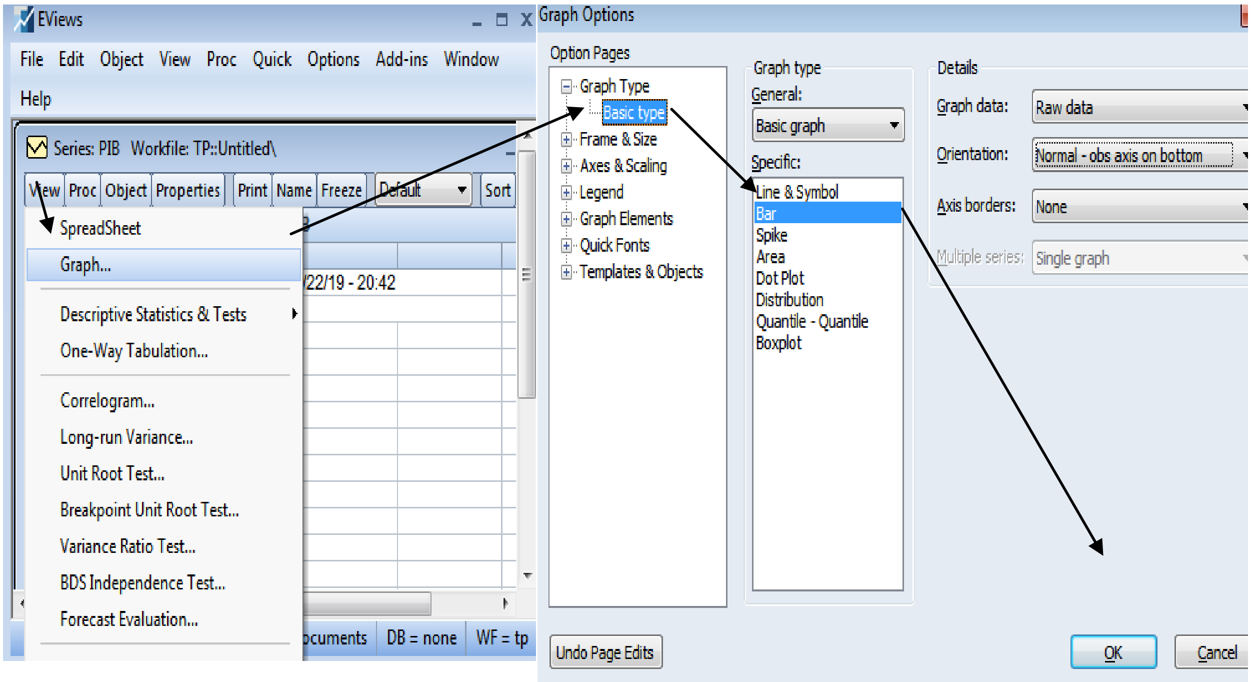


ولحفظ المخرجات نقوم بالضغط على Freeze ثم Name فيظهر لنا مربع حواري نكتب فيه اسم المخرجات :

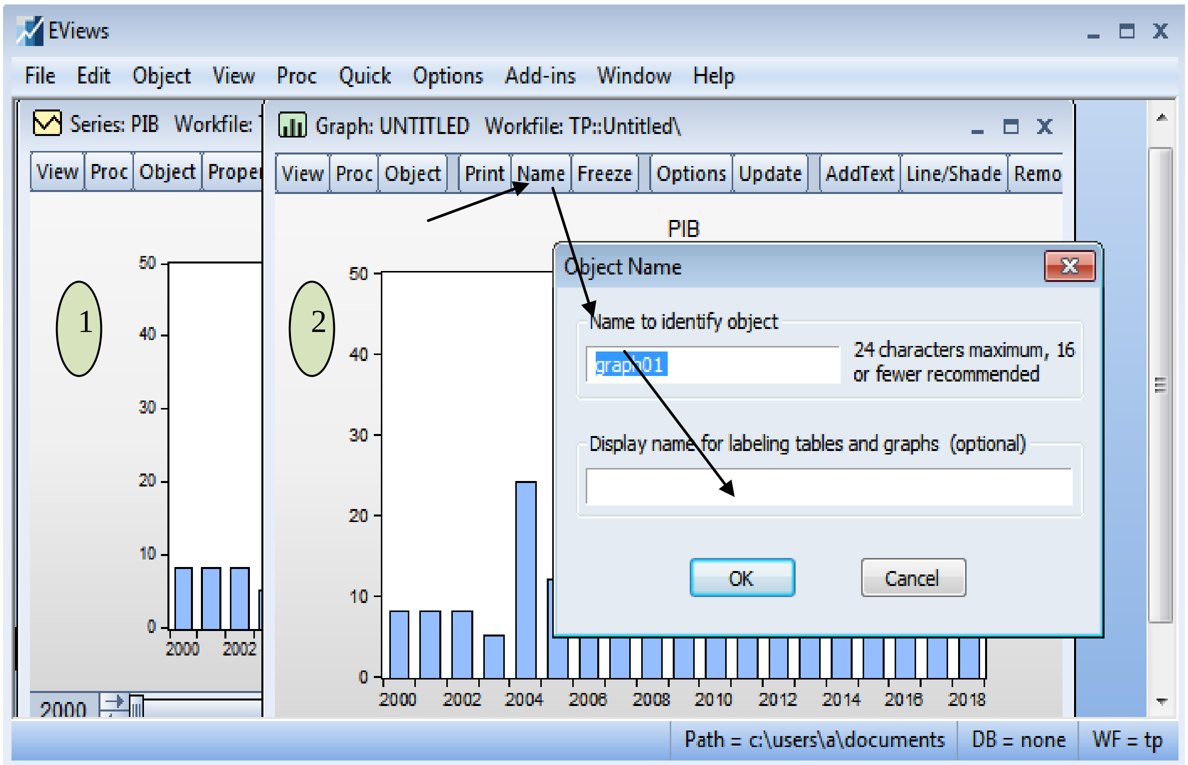




7 –الرسوم والأشكال البيانية : بعد فتح سلسلة البيانات نقوم باختيار من القائمة View الأمر Graph الذي يقدم لنا عدة أنواع من الرسوم البيانية فنختار ما يناسب دراستنا فمثلا نختار أعمدة Bar كما في الشكل الموالي :



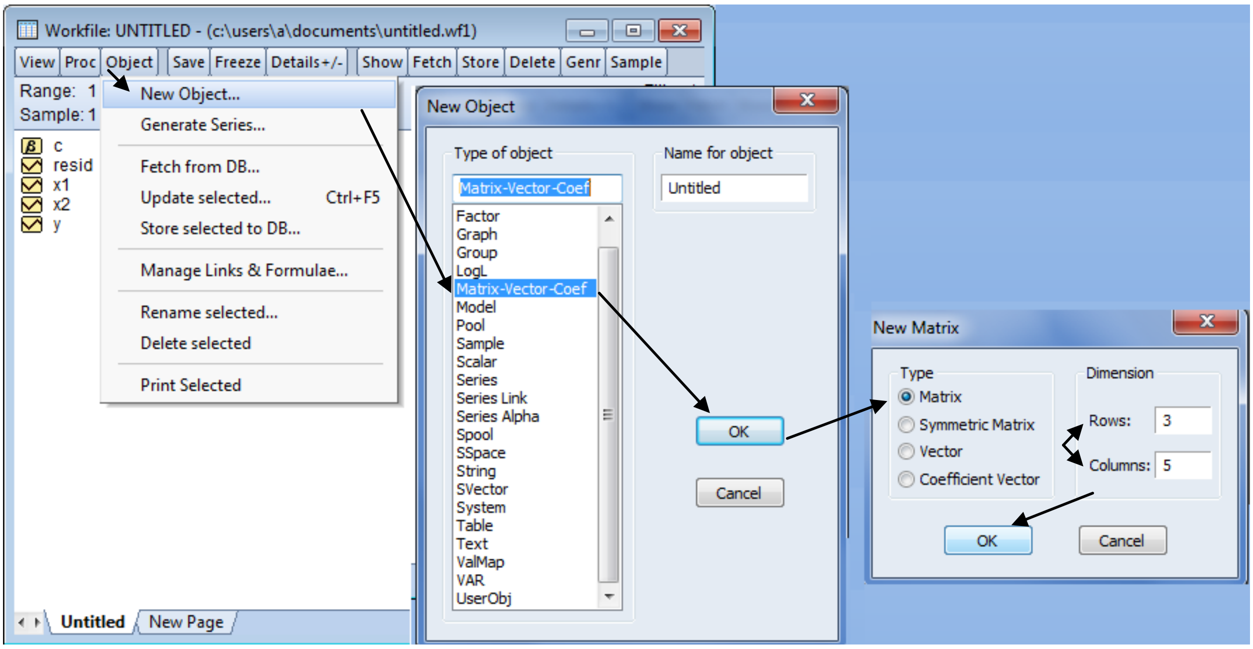
وبالضغط على OK نتحصل على الشكل المرغوب ، فإذا أردنا حفظ الشكل البياني نضغط على الأمر Freeze فتظهر لنا نافذة جديدة فنضغط على الأمر Name فيقدم البرنامج اسما آليا Graph01 فأما نعيد التسمية أو نترك الأمر ماهو عليه :



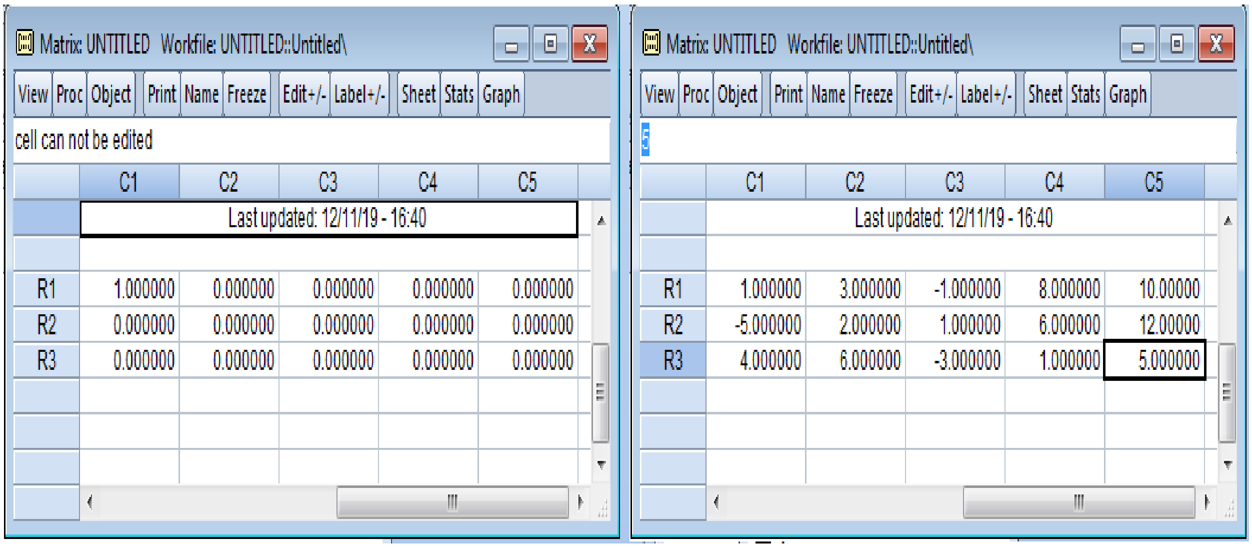
كما يمكننا إدخال تعديلات على الرسم البياني والتي تجعل منه أكثر وضوحا وتمثيلا للسلسلة من خلال الضغط على الأمر Option .

8 –بناء المصفوفات على برنامج Eviews :

لإنشاء مصفوفة على البرنامج نختار من القائمة Object الأمر New Object ثم نختار Matrix vector coefficient وبعدها نضغط على OK لنتحصل على مربع حواري نحدد من خلاله عدد أسطر المصفوفة في خانة Rows وعدد الأعمدة في خانة Columns كما في الشكل الآتي :

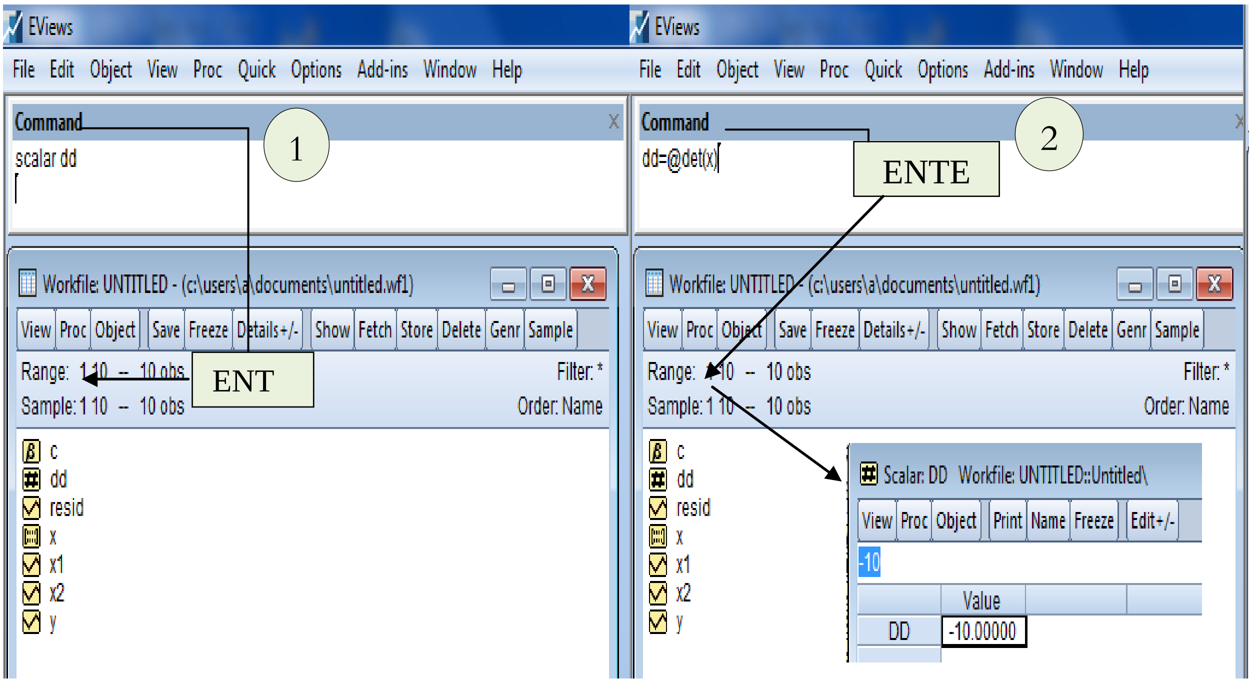


ثم نضغط على OK لنتحصل على الشكل الموالي الذي يسمح لنا بإعطاء قيم للمصفوفة من خلال الضغط على الزّر - /+Edit :

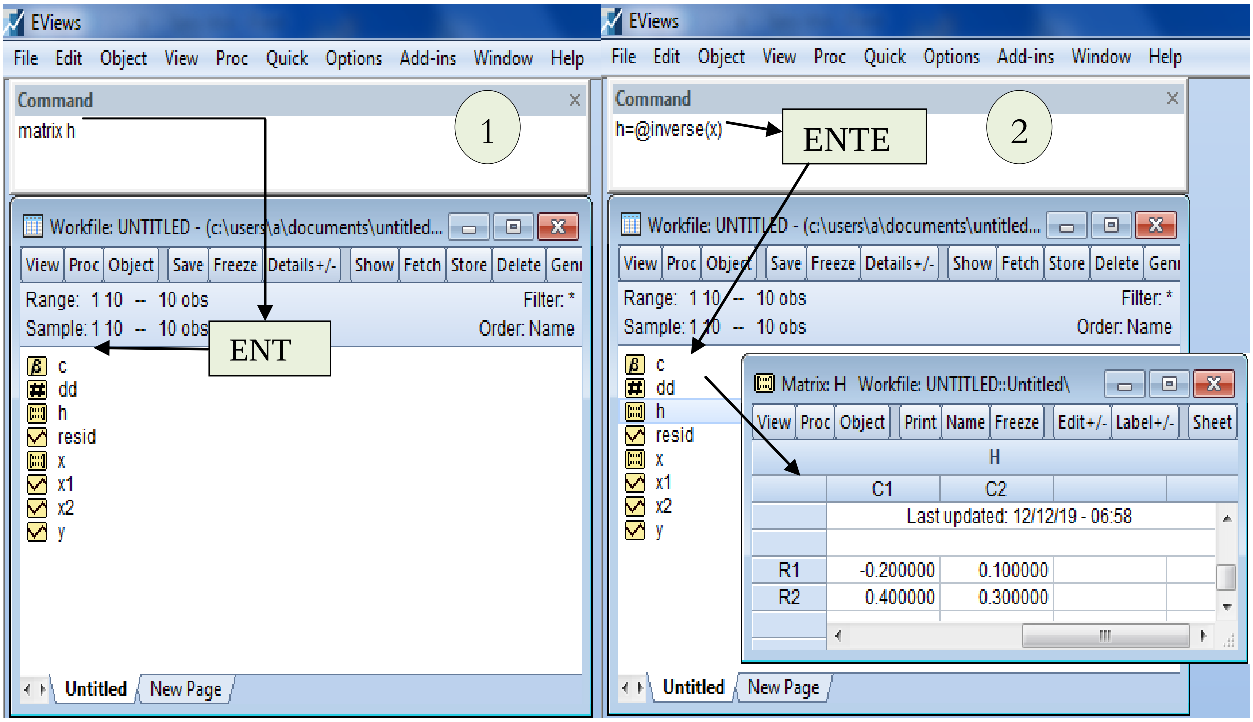


ويمكن الاحتفاظ بهذه المصفوفة على صفحة Workfile بالضغط على Name وإعطاء إسما معينا للمصفوفة ، ويمكن حساب محدد المصفوفة المربعة مثلا لتكن المصفوفة $X = \begin{bmatrix} -3 & 1 \\ 4 & 2 \end{bmatrix}$ من خلال

البرنامج Eviews وذلك من خلال خطوتين، أين نقوم بكتابة التعليمة scalar dd ثم نضغط على Enter من خلال لوحة المفاتيح في الخطوة الأولى، أما الخطوة الثانية فنكتب التعليمة dd=@det(x) ثم نضغط على Enter لنتحصل على قيمة المحدد dd :



كما يمكننا الحصول على معكوس المصفوفة X وذلك بإنشاء مصفوفة جديدة H والتي تمثل معكوس المصفوفة X ، أين نقوم أولا بكتابة التعليمة Matrix H في نافذة الأوامر ثم نضغط على الزر Enter، ثم نكتب التعليمة H=@inverse(X) وبعد الضغط على Enter تتحصل على المصفوفة H :



سيتمكن الطالب أو المطلع على حيثيات هذا الفصل من التعرف على ماهية الانحدار الخطي البسيط من جهة وتعلم كيفية استخدام برنامج Eviews في تحليل هذا النوع من الانحدار من جهة ثانية بالتطرق إلى النقاط الآتية :

- كتابة الشكل العام لنموذج الانحدار الخطي البسيط ؛
- فرضيات النموذج الخطي البسيط ؛
- تقدير معاملات النموذج بطريقة المربعات الصغرى OLS ؛
- معامل التحديد (R^2) ؛
- حساب تباين المقدرات ؛
- بناء مجال الثقة للمعالم ؛
- اختبارات المعنوية أو الدلالة الإحصائية ؛
- استعمال برنامج Eviews9.0 في تطبيقات لمعادلة الانحدار الخطي البسيط .

تمهيد: يعتبر الانحدار أحد الأساليب الإحصائية التي تستخدم في قياس العلاقات الاقتصادية بين متغير ما يسمى بالمتغير التابع ومتغير آخر أو مجموعة من المتغيرات تسمى بالمتغيرات المفسرة أو المستقلة، كما تنقسم نماذج الانحدار إلى عدة أنواع فهنالك الانحدار الخطي والانحدار غير الخطي، وهناك الانحدار البسيط والانحدار المتعدد وتحدد درجة الخطية على أساس العلاقة المراد قياسها وصفتي البسيط والمتعدد على حسب عدد المتغيرات التفسيرية .

1- الشكل العام لنموذج الانحدار الخطي البسيط: يستخدم النموذج الخطي البسيط لتكوين علاقة بين متغير تابع y ومتغير مستقل مفسر x بواسطة عينة n من الملاحظات، هذه العلاقة تسمح بشرح قيم y بواسطة قيم مأخوذة من طرف x، كعلاقة الكمية المطلوبة من سلعة ما مع سعرها أو علاقة الإنفاق الاستهلاكي بالدخل المتاح....إلخ، أو بعبارة أخرى أثر متغير مستقل واحد على متغير آخر يسمى بالتابع، وتعرف علاقة الانحدار بالشكل التالي:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \qquad i = 1.....n$$

حيث: Y_i المتغير التابع (الداخلي) ، X_i : المتغير المستقل (الخارجي)، ε_i : حد الخطأ (المتغير العشوائي)، أما α يمثل الجزء الثابت وهو الجزء المقطوع من المحور الرأسي، وهو عبارة عن قيمة متوسط المتغير التابع لما تنعدم قيمة المتغير المفسر ، بينما β فيمثل ميل المستقيم وهو يعبر عن مقدار التغير في المتغير التابع إذا حدث تغير في المتغير المستقل بوحدة واحدة ويطلق عليه أيضا بمعامل الانحدار، وإشارته تبين ما إذا كانت هنالك علاقة طردية أو عكسية بين المتغير التابع والمتغير المستقل، n : عدد المشاهدات أو الملاحظات .

ويرجع وجود حد الخطأ ε_i إلى عدة أسباب منها :

- إهمال بعض المتغيرات المستقلة التي يمكن أن تؤثر على المتغير التابع في النموذج.
- الصياغة الرياضية غير السليمة للنموذج.
- حدوث خطأ في كل من تجميع البيانات وقياس المتغيرات الاقتصادية .

2 - فرضيات النموذج: يعتبر ε_i الخطأ متغير عشوائي حيث يخضع للفرضيات الأساسية:

الفرضية الأولى : الأمل الرياضي للأخطاء معدوم أي $E(\varepsilon_i) = 0, \forall i = 1...n$

وتعني هذه الفرضية أن الأخطاء لا تدخل في تفسير y، إذ أنها تعبر عن حدود عشوائية تأخذ قيما سالبة

أو موجبة أو معدومة وبالتالي لا يمكن تحديدها أو قياسها بدقة، وهي تخضع لقوانين الاحتمال بوسط أو توقع معدوم .

الفرضية الثانية: ثبات (تجانس) تباين الأخطاء Homoscedasticity

وهو ما يعني أن تبعثرها أو تشتتها حول المتوسط ثابت، ونعبر عن ذلك رياضيا بـ:

$$V(\varepsilon_i) = E\left(\varepsilon_i^2\right) = \sigma^2, \forall i = 1 \ldots n$$

الفرضية الثالثة: الأخطاء تتوزع طبيعيا

ε_i موزع توزيعا طبيعيا ونكتب : $\varepsilon_i \to N(0,\sigma^2)$.

الفرضية الرابعة: لا يوجد إرتباط ذاتي بين الأخطاء

تعني بأن التباينات المشتركة لأخطاء الملاحظات المختلفة تكون معدومة أي $COV(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j$

الفرضية الخامسة: لا يوجد إرتباط بين المتغير X_i والخطأ ε_i

أي أن المعطيات التي جمعت بالنسبة لهذا المتغير قادرة على إظهار تأثيرها على مستوى التابع، بحيث تكون قيمة واحدة على الأقل تختلف عن بقية القيم، لأجلها تكون العبارة الآتية تختلف عن الصفر $\frac{1}{n}\sum\left(X_i - \overline{X}\right)^2 \neq 0$ ونعبر عن ذلك بالعبارة الآتية $COV(X_i, \varepsilon_i) = 0$

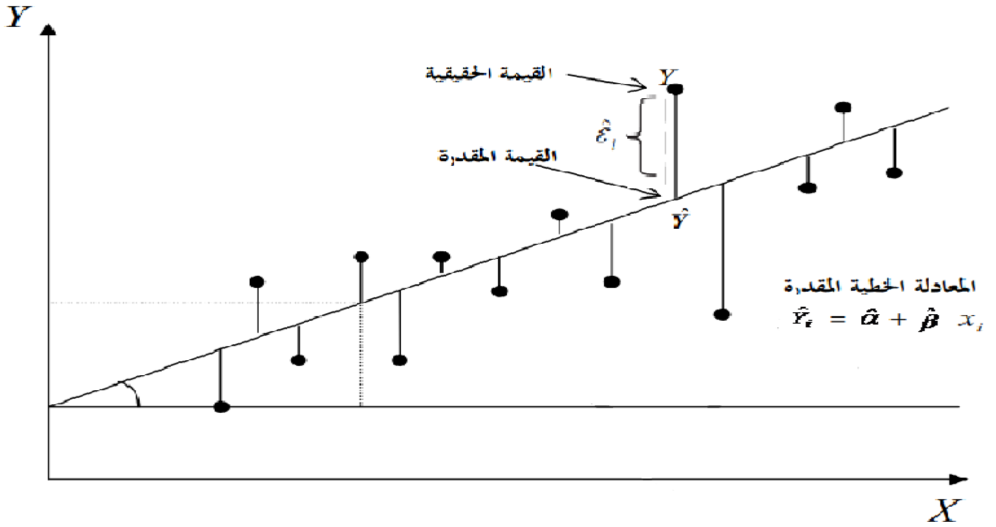
3 -تقدير معاملات النموذج بطريقة المربعات الصغرى OLS:

تعتمد هذه الطريقة في إيجادها لقيم تقديرية لمعلمات النموذج على التقليل قدر الإمكان من الفوارق بين القيم المشاهدة والقيم النظرية أو المقدرة التي يمنحها لنا مستقيم الانحدار أي $e_i = \hat{\varepsilon}_i = (Y_i - \hat{Y}_i)$ وتكون هذه الفوارق موجبة أحيانا وسالبة أحيانا أخرى ولتخطي عقبة الإشارة نلجأ إلى استعمال مربعات الفوارق مما يعطينا مجموعا دائما موجبا وبالتالي فإن مبدأ هذه الطريقة هو تصغير مجموعة مربعات الأخطاء ونكتب : $MIN\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = MIN\sum\left(Y_i - \hat{\beta}X_i - \hat{\alpha}\right)^2$

حيث $\hat{\alpha}$: القيمة المقدرة لـ α ، $\hat{\beta}$: القيمة المقدرة لـ β

$e_i = \hat{\varepsilon}_i = (Y_i - \hat{Y}_i)$ قيم البواقي ، $\hat{Y}_i$: النموذج المقدر ، Y_i : النموذج الاقتصادي.

والشكل الموالي يوضح المعادلة الخطية المقدرة



ولإيجاد القيم المقدرة نشتق $\sum_{i=1}^{n} e_i^2$ بالنسبة لكل من $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ بالطريقة الآتية :

$$\partial \sum_{i=1}^{n} e_i^2 \Big/ \partial \hat{\alpha} = -2\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\alpha} X_i - \hat{\beta}) = 0$$

$$\partial \sum_{i=1}^{n} e_i^2 \Big/ \partial \hat{\beta} = -2\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\alpha} X_i - \hat{\beta}) = 0$$

وبالتبسيط نجد:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - n\bar{X}\bar{Y}}{\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n\bar{X}^2} = \frac{COV(X_i, Y_i)}{V(X_i)}$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - b\bar{X}$$

4 – معامل التحديد (R^2):

هذا المعامل يقيس جودة النموذج، أي يوضح نسبة انحرافات قيم (y) الموضحة في النموذج بالنسبة للإنحرافات الكلية، وهو عدد موجب محصور بين [0; 1] ويرمز له بالرمز (R^2) حيث هو مربع معامل الارتباط الخطي (r)، ويتم استخراج قيمته الجبرية كالتالي:

$$\sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

$$Y_i - \hat{Y}_i = e_i \Rightarrow \sum Y_i - \sum \hat{Y}_i = \sum e_i = 0 \Rightarrow \bar{Y} = \hat{Y}$$

$$\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^{n} (\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}})^2 + \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

$$\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y} - \bar{\hat{y}})^2 + \sum_{i=1}^{n} e_i^2 \ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

بقسمة طرفي المعادلة الأخيرة على $\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2$ نحصل على:

$$1=\frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}-\bar{\hat{Y}})^2}{\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2}+\frac{\sum_{i=1}^{n}e_i^2}{\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2}$$

ومنه قيمة R^2 هي :

$$R^2=1-\left(\sum_{i=1}^{n}e_i \Big/ \sum_{i=1}^{n}(Y_i-\hat{Y})^2\right)$$

وتعد المعادلة (1) مفيدة جدا لخدمة أغراضنا فيما يتعلق بقياس القدرة التفسيرية للنموذج، لذا من المهم أن نفحص بعناية معنى كل حد من حدودها:

$\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2$: تعبر عن مجموع مربعات الانحرافات الكلية (TSS) TOTAL SUM OF SQUARES

$\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_i-\bar{\hat{Y}})^2$: تمثل مجموع مربعات الانحرافات المشروحة EXPLAINED SUM OF SQUARES (ESS)

$\sum_{i=1}^{n}(e_i)^2$: تمثل مجموع مربعات البواقي RESIDUAL SUM OF SQUARES (RSS)

ومنه نعيد صياغة المعادلة (1) على الشكل الآتي : TSS=ESS+RSS

وبتقسيم كل الأطراف على TSS نجد : 1=(ESS/TSS)+(RSS/TSS) ومنه نعرف معامل التحديد كمايلي : $R^2=r^2=\frac{ESS}{TSS}=1-\frac{RSS}{TSS}$ وهو معامل يقيس ويشرح نسبة الانحرافات الكلية أو التغيرات التي تحدث في التابع Y والمشروحة بواسطة تغيرات المتغير المستقل X .

لما يأخذ R^2 أكبر قيمة وهي 1 أي عندما تقع كل نقاط الملاحظات (Yi , Xi) على الخط المقدر $\hat{Y}_i=\hat{\alpha}+\hat{\beta}X_i$ فالقدرة التفسيرية للنموذج عالية جدا (تامة)، أي هناك جودة في التوفيق والارتباط بين المتغير التابع والمستقل.

أما إذا كان R^2 يأخذ أصغر (أسوء) قيمة له وهي الصفر، فنفسر ذلك بأنه ليس هناك أي جودة في التوفيق والارتباط بين المتغير التابع والمستقل أي ليس للنموذج قدرة تفسيرية على الإطلاق وقد يرجع السبب في ذلك إلى أن العلاقة الموجودة بين المتغيرين هي غير خطية أو إلى غياب السببية بينهما.

نذكر أن الفرق الجوهري بين معامل التحديد ومعامل الارتباط يكمن في السببية حيث يقيس معامل

الارتباط العلاقة بين متغيرين بغض النظر عن الدور الذي يلعبه كل متغير، أما معامل التحديد فيقيس أيضا الارتباط ولكن يأخذ بعين الاعتبار السببية حيث أن المتغير X_i هو الذي يشرح الظاهرة .

7- حساب تباين المقدرات :

7-1- حساب تباين مقدرتي معلمتي النموذج:

- **تباين الثابت** $\hat{\alpha}$: نقوم أولا بحساب المقدار $\hat{\alpha}-\alpha$ أين وجدنا سابقا بأن $\hat{\alpha}=\bar{Y}-\hat{\beta}\bar{X}$ ولدينا كذلك $\bar{Y}=\alpha+\beta\bar{X}+\bar{\varepsilon}$ وبالتعويض بقيمة $\bar{Y}$ في قيمة $\hat{\alpha}$ نجد :

$$\hat{\alpha}-\alpha=\beta\bar{X}-\hat{\beta}\bar{X}+\bar{\varepsilon}=\bar{\varepsilon}-\left(\hat{\beta}-\beta\right)\bar{X}=\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{1}{n}-w_i\bar{X}\right)\varepsilon_i=\sum_{i=1}^{n}w_i^*\varepsilon_i$$

وعليه : $(\hat{\alpha}-\alpha)^2=\sum_{i=1}^{n}w_i^{*2}\varepsilon_i^2+2\sum_i\sum_j w_i^* w_j^*\ \varepsilon_i\varepsilon_j$

وبعد إدخال التوقع الرياضي على الطرفين نجد : $E(\hat{\alpha}-\alpha)^2=\sum_{i=1}^{n}w_i^{*2}E(\varepsilon_i^2)+2\sum_i\sum_j w_i^* w_j^*\ E(\varepsilon_i\varepsilon_j)$

مع العلم بأنه لدينا: $\sum_{i=1}^{n}w_i^{*2}=\sum_i\left(\frac{1}{n^2}+w_i^2\bar{X}^2-\frac{2}{n}w_i\bar{X}\right)=\frac{1}{n}+\sum_i w_i^2\bar{X}^2$

$$E\left(\varepsilon_i\,\varepsilon_j\right)=0 \qquad ، \qquad E\left(\varepsilon_i^2\right)=\sigma_\varepsilon^2$$

وبالتالي يصبح لدينا تباين الثابت هو : $\operatorname{var}(\hat{\alpha})=\left(\frac{1}{n}+\frac{\bar{X}^2}{\sum_i\left(X_i-\bar{X}^2\right)}\right)\sigma_\varepsilon^2=\left(\frac{\sum_i X_i^2}{n\sum_i\left(X_i-\bar{X}\right)^2}\right)\sigma_\varepsilon^2$

-حساب تباين $\hat{\beta}$.

نعلم بأن :

$$\hat{\beta}=\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}=\frac{\sum_{i=1}^{n}x_i y_i}{\sum_{i=1}^{n}x_i^2}$$

بحيث:

$$y_i=Y_i-\bar{Y} \qquad ,x_i=X_i-\bar{X}$$

نضع : $w_i=\frac{x_i}{\sum_i x_i^2}$ وبالتالي يمكن كتابة $\hat{\beta}$ كمايلي: $\hat{\beta}=\sum_{i=1}^{n}w_i y_i$

يجب أن نذكر بعض الخصائص الخاصة ب w_i :

$$\sum_i w_i^2=\frac{1}{\sum_i x_i^2} \qquad \sum_i w_i x_i=1 \qquad \sum_i w_i=0$$

لدينا : $\hat{\beta}=\sum_{i=1}^{n}w_i y_i=\sum_i w_i\left(Y_i-\bar{Y}\right)$ كما لدينا $Y_i=\alpha+\beta X_i+\varepsilon_i$ و $\bar{Y}=\alpha+\beta\bar{X}+\bar{\varepsilon}$

بالتعويض نحصل على :

$$\hat{\beta}=\sum_i w_i\left(\alpha+\beta X_i+\varepsilon_i-\alpha-\beta\bar{X}-\bar{\varepsilon}\right)$$
$$=\sum_i w_i\left(\beta X_i+\varepsilon_i-\beta\bar{X}-\bar{\varepsilon}\right)=\sum_i w_i\left[\beta\left(X_i-\bar{X}\right)+\left(\varepsilon_i-\bar{\varepsilon}\right)\right]$$

المقدار $\varepsilon_i-\bar{\varepsilon}$ يؤول إلى ε_i لأن الأمل الرياضي ل $\bar{\varepsilon}$ يساوي الصفر كما لدينا $\sum_i w_i x_i=1$ ومنه

يمكن كتابة $\hat{\beta}$ كمايلي : $\hat{\beta}=\beta+\sum_{i=1}^{n}w_i\varepsilon_i$ أي $\hat{\beta}-\beta=\sum_{i=1}^{n}w_i\varepsilon_i$

وعليه : $(\hat{\beta}-\beta)^2=\left(\sum_{i=1}^{n}w_i\varepsilon_i\right)^2=\sum w_i^2\varepsilon_i^2+2\sum_i\sum_j w_i w_j\varepsilon_i\varepsilon_j$

وبعد إدخال التوقع الرياضي نحصل على :

$$E(\hat{\beta}-\beta)^2=\sum w_i^2E(\varepsilon_i^2)+2\sum_i\sum_j w_i w_j E(\varepsilon_i\varepsilon_j)$$

بما أن : $E\left(\varepsilon_i^2\right)=\sigma_\varepsilon^2$ و $E\left(\varepsilon_i\,\varepsilon_j\right)=0$ فإن :

$$\operatorname{var}\left(\hat{\beta}\right)=\sigma_\varepsilon^2\sum w_i^2=\left(\frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum_i\left(X_i-\bar{X}\right)^2}\right)$$

نلاحظ أن تباين كل مقدر غير معروف لأنه يرتبط بتباين الأخطاء النظري σ_ε^2 فينبغي في هده الحالة تقدير تباين الأخطاء للحصول على تباين البواقي .

7-2- حساب تباين الأخطاء (البواقي) σ_ε^2 :

إن تقدير تباين الأخطاء العشوائية هو :

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2}{n-2}$$

القيمة التي في البسط تعبر عن مجموع مربعات البواقي أما n-2 فهي درجة الحرية التي تعبر عن حجم العينة n ناقص 2 وذلك لوجود معلميتي مقدرتين في النموذج الخطي البسيط .

8 -بناء مجال الثقة للمعالم:

بمعرفة توزيع $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ يمكن تكوين مجالات ثقة وإجراء اختبار الفرضيات الموضوعة حول معالم الانحدار α و β على التوالي، نعطي مجالا للقيم التي يمكن أن تحتوي عليها معالم الانحدار الحقيقية، مع كل مجال ثقة نضع مستوى إحصائيا للمعنوية، حيث أن احتمال احتواء المجال المذكور على معلمة الانحدار الحقيقية يكون واحد مطروحا منه مستوى المعنوية، أي ($1-\alpha$) ولتكوين مجال الثقة من التوزيع t بالنسبة للمعلمين α و β نكتب القانون الخاص لكل معلمة:

- **في حالة $n \leq 30$ و σ^2 غير معروف :**

$$\frac{\hat{\alpha}-\alpha}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}} \rightarrow t_{n-2}$$

$$\frac{\hat{\beta}-\beta}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}} \rightarrow t_{n-2}$$

عند مستوى معنوية (α%) يكون مجال الثقة لكلا المعلمتين :

$$pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\hat{\alpha}-\alpha}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}} \leq t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right]=1-\alpha$$

$$pr\left[-t_{n-2,\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\hat{\beta}-\beta}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}} \leq t_{n-2,\frac{\alpha}{2}}\right]=1-\alpha$$

إذا ضربنا جميع أطراف الإحتمال الأول ب $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}$ وأضفنا المقدار α ، أما الاحتمال الثاني فنضرب أطرافه ب $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$ ونضيف β فسنتحصل في الأخير على فترة الثقة الخاصة بكل معلمة :

$$\alpha \in \left[\hat{\alpha}-\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}} t_{(n-2,\frac{\alpha}{2})} ; \hat{\alpha}+\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}} t_{(n-2,\frac{\alpha}{2})}\right]$$

$$\beta \in \left[\hat{\beta}-\hat{\sigma}_{\hat{\beta}} t_{(n-2,\frac{\alpha}{2})} , \hat{\beta}+\hat{\sigma}_{\hat{\beta}} t_{(n-2,\frac{\alpha}{2})}\right]$$

- **في حالة حجم العينة $n > 30$ و التباين σ^2 معروف :**

$$\hat{\alpha} \rightarrow N\left(\alpha, \frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2}}{\sum_{i} x_{i}^{2}}\right) \Rightarrow \frac{\hat{\alpha}-\alpha}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}} \rightarrow N(0,1)$$

$$\hat{\beta} \to N\left(\beta, \frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2}\sum_{i} X_{i}^{2}}{n\sum_{i} x_{i}^{2}}\right) \Rightarrow \frac{\hat{\beta}-\beta}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}} \to N(0,1)$$

عند مستوى المعنوية ($\alpha\%$) يكون مجال الثقة لكلا المعلمتين كمايلي:

$$\alpha \in \left[\hat{\alpha} - \hat{\sigma}_{\hat{\alpha}} z_{\frac{\alpha}{2}} ; \hat{\alpha} + \hat{\sigma}_{\hat{\alpha}} z_{\frac{\alpha}{2}}\right]$$

$$\beta \in \left[\hat{\beta} - \hat{\sigma}_{\hat{\beta}} z_{\frac{\alpha}{2}} , \hat{\beta} + \hat{\sigma}_{\hat{\beta}} z_{\frac{\alpha}{2}}\right]$$

مع العلم بأن القيمة $z_{\frac{\alpha}{2}}$ تمثل القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي المعياري وهي القيمة المحسوبة نستخرجها من الجدول مباشرة .

9 - اختبارات المعنوية أو الدلالة:

قد يكون النموذج المبني من طرفنا صحيحا أو غير صحيح ونثبت صحته من خلال اختباره، ويتم ذلك بواسطة فرض معلمة من معالم النموذج تساوي الصفر أو أي عدد آخر، وتسمى فرضية العدم H_0 وما دامت العلاقة بين Y و X قائمة على أساس النموذج الخطي، فإن انعدام هذه العلاقة يعني بأن خط انحدار المجتمع هو عبارة عن خط أفقي أي $H_0: \beta = 0$ ، وبما أن الافتراض H_0 خاضع للاختبار فإنه لا يكون بالضرورة صحيحا الأمر الذي يتطلب منا وضع فرض بديل $H_1: \beta \neq 0$ وفي حالة معرفة إشارة β مسبقا من النظرية الاقتصادية فإن الافتراض البديل يكون $H_1: \beta \succ 0$ (أو $H_1: \beta \prec 0$)

فإذا أردنا أن نختبر العلاقة بين المتغير المستقل (X) والتغير التابع (Y) وذلك بوضع الفرضية H_0 التي تنص على عدم وجود علاقة بينهما فتكون الفرضية $H1$ عكس H_0 ويكون شكل الاختبار كمايلي :

$$\begin{cases} H_0 : \beta = 0 \\ H_1 : \beta \neq 0 \end{cases}$$

ولاختبار صحة إحدى الفرضيتين السابقتين نستعمل إختبار ستودنت (T) أو إختبار فيشر (F).

1- **اختبار ستودنت** (T): ويتم هذا الاختبار بحساب الإحصائية التالية: $T_c = \left|\frac{\hat{\beta} - B}{\delta_{\hat{\beta}}}\right|$

حيث $\delta_{\hat{\beta}}$: الانحراف المعياري للمقدرة $\hat{\beta}$ ، وبما أن الفرضية H_0 تنص على إنعدام B فإن قيمة (T) تصبح:

$$T_c = \left|\frac{\hat{\beta}}{\delta_{\hat{\beta}}}\right|$$

ويتم قبول أو رفض H_0 بمستوى معنوية معين ($\alpha\%$) بمقارنة قيمة (T) المحصل عليها مع القيمة المجدولة عند درجة الحرية $(N-2)$ ، حيث: 2 هو عدد المقدرات في هذه الحالة، و N هو عدد المشاهدات، وقرار هذا الاختبار يكون كالآتي:

$T_c \rangle T_t$: فإن نرفض H_0 : إذن $\hat{\beta} \neq 0$ ومنه المتغير له معنى (تأثير) في النموذج أي أنه معنوي.

$T_c \langle T_t$: فإننا نقبل H_0 : إذن $\hat{\beta} = 0$ ومنه $\hat{\beta}$ ليس معنوي أي أن المتغير المفسر له دور في النموذج.

حيث T_t المجدولة تمثل القيم الحرجة وتحدد المنطقة الحرجة للاختبار ذو الطرفين عند درجة الحرية $(N-2)$ وبمستوى معنوية محدد ونكتب $t_{n-2;\frac{\alpha}{2}}$.

ملاحظة: عندما يكون حجم العينة كبيرا (n >30) فينبغي استعمال التوزيع الطبيعي ويمكن أخذ القيمة الحرجة $z_{\alpha/2}$ وذلك بحساب المساحة المظللة للتوزيع الطبيعي .

2- اختبار فيشر (F): يوضح لنا هذا الاختبار دلالة النموذج بصورة عامة، وكذلك حساب نسبة الانحرافات الموضحة إلى الانحرافات غير الموضحة بواسطة النموذج:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = \beta = 0 \\ H_1 : \alpha \neq 0 \text{ أو } \beta \neq 0 \end{cases}$$

- **شكل الاختبار**: ويتم الاختبار بحساب الإحصائية:

$$F_c = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{Y}_i - \bar{Y}) \Big/ 1}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2 \Big/ n-2}$$

حيث n: هو عدد المشاهدات

نقوم بمقارنة القيمة F_C مع القيمة (F_t) عند درجة الحرية $(1,n-2)$ بمستوى معنوية α .

- **قرار الاختبار**:

إذا كان $F_t \langle F_c$ فإننا نرفض H_0 : أي أن المتغيرات x تؤثر (أي تفسر) y.

إذا كان $F_t \rangle F_c$ فإننا نقبل H_0 : أي أن المتغيرات x لا يؤثر (أي تفسر) y.

10 -استعمال برنامج Eviews9.0 في تطبيقات لمعادلة الانحدار الخطي البسيط :

سنعتمد على المثال الآتي من أجل معرفة تقدير النماذج الخطية البسيطة وذلك بإختبارها يدويا أولا، ثم باستعمال برنامج Eviews9.0

مثال 01 : لدراسة أثر سعر الفائدة (X) كمتغير مستقل على إدخار القطاع العائلي (Y) كمتغير تابع في دولة ما تم تجميع البيانات الخاصة بالمتغيرين خلال الفترة 2008 – 2017 كما هو موضح بالجدول الموالي:

السنة	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
سعر الفائدة	2	3	5	4	3	5	7	6	7	8
الإدخار	20	28	40	45	37	52	54	43	65	56

المطلوب :

1 -رسم بيانات الجدول في شكل إنتشاري .

2 -تقدير معادلة الانحدار الخطي البسيط بين المتغيرين باعتبار العلاقة بينهما خطية باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS يدويا ثم عن طريق برنامج Eviews.

3 -قدم تفسيرا إقتصاديا لمعلمة النموذج المتوصل إليها .

4 -أحسب مختلف قيم حد الخطأ $e_i = \hat{\varepsilon}_i$ مقدر الخطأ العشوائي ε_i

5 -إيجاد تباين البواقي والانحراف المعياري للمقدرات .

6 -اختبار عند مستوى معنوية 5% معنوية المقدرات.

7 -إختبر المعنوية الإحصائية الكلية للنموذج عند مستوى معنوية 5%

8 -إيجاد معامل التحديد للنموذج المقدر ثم اشرح النتيجة .

-الحل باستخدام الطريقة الحسابية اليدوية :

1 -تقدير النموذج الخطي البسيط: نقوم أولا بحساب المجاميع التي يوضحها الجدول الموالي :

السنوات	X	Y	XY	X^2	Y^2
2008	2	20	40	4	400
2009	3	28	84	9	784
2010	5	40	200	25	1600
2011	4	45	180	16	2025
2012	3	37	111	9	1369
2013	5	52	260	25	2704
2014	7	54	378	49	2916
2015	6	43	258	36	1849
2016	7	65	455	49	4225

2017	8	56	448	64	3136
المجموع	50	440	2414	286	21008

يمكن حساب المتوسط الحسابي للمتغيرين :

$$\bar{y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{10} Y_i = \frac{440}{10} = 44 \qquad \bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{10} X_i = \frac{50}{10} = 5$$

لدينا العلاقة بين المتغيرين هي من الشكل: $Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$ وتقديرها يكون من الشكل الموالي: $\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i$ ، ومنه يمكن إيجاد قيمة المعلمة B كمايلي :

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - n\bar{X}\bar{Y}}{\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n\bar{X}^2} = \frac{2414 - (10)(44)(5)}{286 - 10.(5)^2}$$

$$\Rightarrow \hat{\beta} = 5.94$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X} \Rightarrow \hat{\alpha} = 44 - 5.94(5) \Rightarrow \hat{\alpha} = 14.3$$

إذن المعادلة المقدرة تكتب كمايلي : $\hat{Y}_i = 14.3 + 5.94 X_i$

2 –التفسير الإقتصادي لمعلمة النموذج:

النموذج المتوصل إليه هو $\hat{Y}_i = 14.3 + 5.94 X_i$ وبغض النظر عن معنوية النموذج من عدمها فإن القيمة 5.94 تعني بأنه إذا تغير المتغير المستقل (إدخار العائلات) بوحدة واحدة فإن المتغير التابع (سعر الفائدة) سيتغير بمقدار 5.94 وحدة وفي نفس الاتجاه أي العلاقة بين المتغيرين هي علاقة طردية.

3 –حساب مختلف قيم حد الخطأ $e_i = \hat{\varepsilon}_i$:

لدينا البواقي تكتب من الشكل : $e_i = (Y_i - \hat{Y}_i)$

السنوات	X	Y	$\hat{Y}_i = 14.3 + 5.94 X_i$	$e_i = (Y_i - \hat{Y}_i)$	$e_i^{\ 2}$
2008	2	20	26.18	-6.18	38.19
2009	3	28	32.12	-4.12	16.97
2010	5	40	44	-4	16
2011	4	45	38.06	6.94	48.16
2012	3	37	32.12	4.88	23.81

2013	5	52	44	8	64
2014	7	54	55.88	-1.88	3.53
2015	6	43	49.94	-6.94	48.16
2016	7	65	55.88	9.12	83.17
2017	8	56	61.82	-5.82	33.87
المجموع	50	440	/	/	375.86

3- تقدير تباين حد الخطأ العشوائي :

لدينا:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_{i}^{2}}{(n-2)}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i-\hat{Y}_i\right)}{(n-2)}$$

ومنه فإن مقدر تباين حد الخطأ يساوي :

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_{i}^{2}}{(n-2)}=\frac{375.86}{8}=46.98$$

4- إختبار معنوية معلمتي النموذج المقدر :

نقوم باختبار الفرضيتين الآتيتين:

فرض العدم :سعر الفائدة ليس له أثر معنوي على إدخار العائلات $H_0 : \beta = 0$

فرض البديل: سعر الفائدة له أثر معنوي على إدخار العائلات $H_1 : \beta \neq 0$

وللقيام بهذا الاختبار نقوم بحساب إحصائية ستيودنت t بحيث :

$$T_c=\left|\frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}}\right|$$

بحيث أن :

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}^{2}=\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2}}{\sum_{i=1}^{n}\left(X_i-\bar{X}\right)^{2}}$$

السنوات	X	$X_i-\bar{X}$	$(X_i-\bar{X})^2$
2008	2	-3	9
2009	3	-2	4

2010	5	0	0
2011	4	-1	1
2012	3	-2	4
2013	5	0	0
2014	7	2	4
2015	6	1	1
2016	7	2	4
2017	8	3	9
المجموع	50	/	36

لدينا :
$$\hat{\sigma}^2_{\hat{\beta}} = \frac{\hat{\sigma}^2_{\varepsilon}}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} = \frac{46.98}{36} = 1.3$$
$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}} = \sqrt{1.3} = 1.14$$

إذن يصبح
$$T_c = \left|\frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}}\right| = \frac{5.94}{1.14} = 5.21$$

11 - إختبار المعنوية الكلية للنموذج :

نقوم باختبار الفرضيتين الآتيتين:

فرض العدم :النموذج الحالي غير مناسب لتمثيل العلاقة بين سعر الفائدة كمتغير تابع وإدخار العائلات كمتغير مستقل ونعبر عنه بالصيغة الآتية: $H_0 : \alpha = \beta = 0$

فرض البديل: النموذج الحالي مناسب لتمثيل العلاقة بين سعر الفائدة كمتغير تابع وإدخار العائلات كمتغير مستقل ونعبر عنه بالصيغة الآتية: $H_1 : \alpha \neq 0$ أو $\beta \neq 0$

ولإجراء هذا الاختبار نقوم بحساب إحصائية فيشر F وفق العلاقة الآتية:

$$F_c = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / 1}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2 / n-2}$$

نقوم بحساب المقدار $\sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$ أولا كما في الجدول :

السنوات	Y	$Y_i - \bar{Y}$	$(Y_i - \bar{Y})^2$	$\hat{Y}_i$	$(\hat{Y}_i - \bar{Y})$	$(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$	e_i^2
2008	20	-24	576	26.18	-17.82	317.55	38.19
2009	28	-16	256	32.12	-11.88	141.13	16.97

2010	40	-4	16	44	0	0	16
2011	45	1	1	38.06	-5.94	35.28	48.16
2012	37	-7	49	32.12	-11.88	141.13	23.81
2013	52	8	64	44	0	0	64
2014	54	10	100	55.88	11.88	141.13	3.53
2015	43	-1	1	49.94	5.94	35.28	48.16
2016	65	21	441	55.88	11.88	141.13	83.17
2017	56	12	144	61.82	17.82	317.55	33.87
المجموع	440	/	1648	/	/	1270.18	375.86

$$F_c = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \big/ 1}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2 \big/ n-2} = \frac{1270.18 \big/ 1}{375.86 \big/ 8} = 27.03$$

لدينا قيمة فيشر المجدولة عند درجة حرية F(1،8) وبمستوى معنوية 5% تساوي : 5.32

بمأن قيمة فيشر المحسوبة أكبر من المجدولة فإننا نقبل بالفرضية البديلة التي تنص على وجود العلاقة مابين كل من سعر الفائدة وإدخار العائلات ويستدل من هذا أن النموذج المقترح مناسب لتمثيل العلاقة بين المتغيرين .

12 - حساب معامل التحديد R^2 :

$$R^2 = 1 - \left(\sum_{i=1}^{n} e_i^2 \Big/ \sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2 \right)$$

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{ESS}{TSS}$$

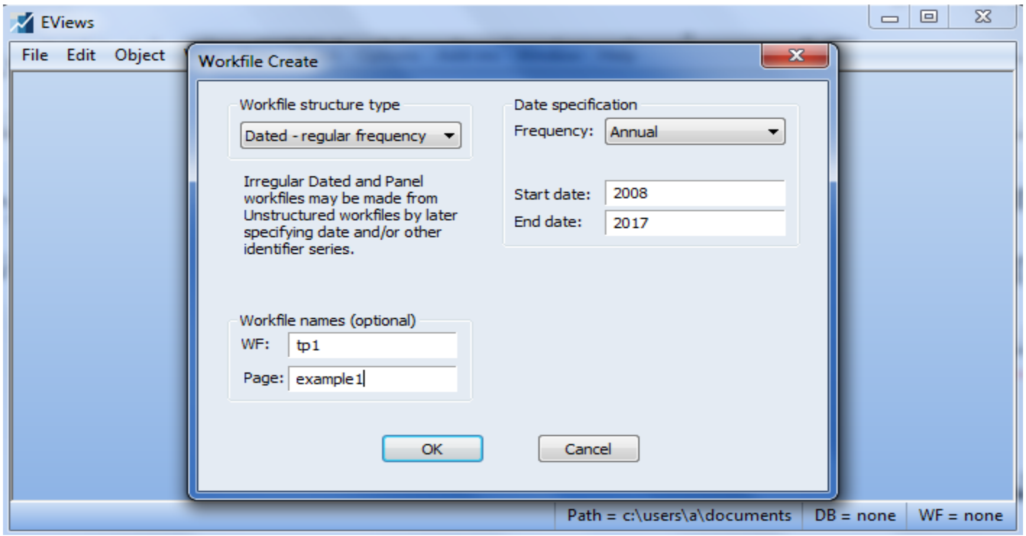
$$R^2 = \frac{\sum\left(\hat{Y}_i - \bar{Y}\right)^2}{\sum\left(Y_i - \bar{Y}\right)^2} = \frac{1270.18}{1648} = 0.7707$$

يمكن تفسير هذه النتيجة بأن 77.07 % من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع المتمثل في سعر الفائدة ناتجة من مجموع التغيرات التي تحدث في معدلات إدخار العائلات ، أما النسبة المتبقية (22.93%) ترجع لعوامل أخرى (أخطاء عشوائية) أي أن للنموذج ذو قوة تفسيرية عالية.

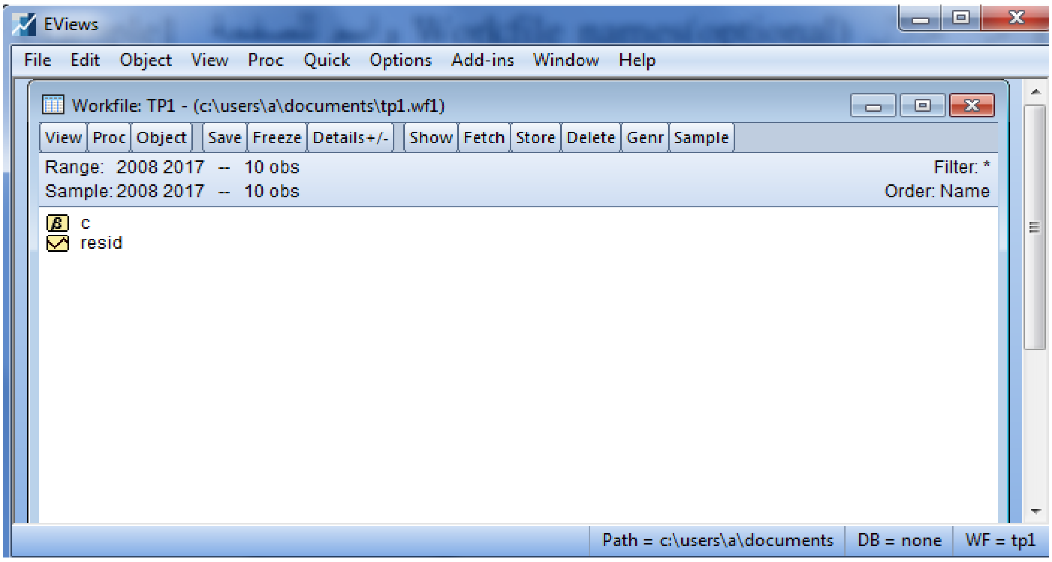
الحل باستخدام برنامج Eviews :

قبل تقدير العلاقة بين متغيرتي النموذج نقوم أولا وكما تطرقنا في الفصل الأول بإنشاء ملف جديد بالبرنامج أين ندخل بيانات متغيرتي الدراسة وذلك بعد فتح البرنامج على الجهاز ومن خلال القائمة الرئيسية ننفذ الأوامر وفق الخطوات الآتية:

File ⟵ new ⟵ workfile أو بالضغط على الزر CTRL+N يظهر لنا شاشة من أجل تحديد نوعية البيانات، وهي عبارة عن سلاسل زمنية سنوية Annual لنكتب تاريخ بداية السلسلة 2008 مقابل Start date وتاريخ نهاية السلسلة 2017 مقابل End date في مثالنا كما نقوم بتسمية الملف مثلا TP1 من خلال Workfile names(optional) واسم للصفحة example1 كما في الشكل الموالي :

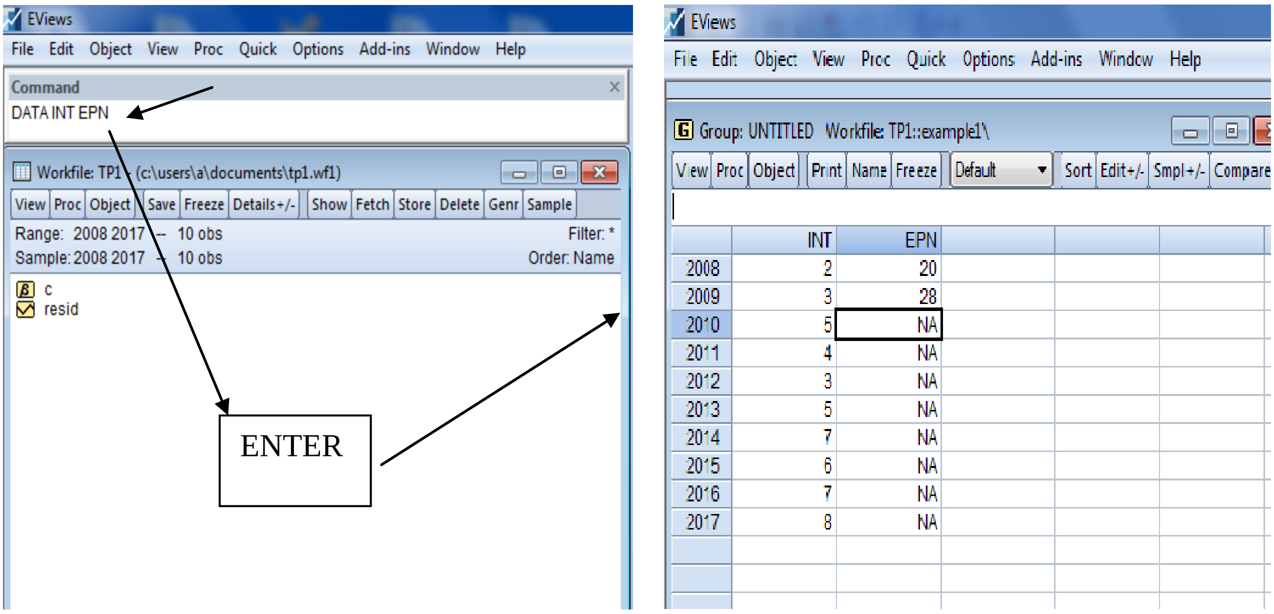


ثم نضغط على الأمر OK لنتحصل على مخرجات كما بالشكل الآتي :



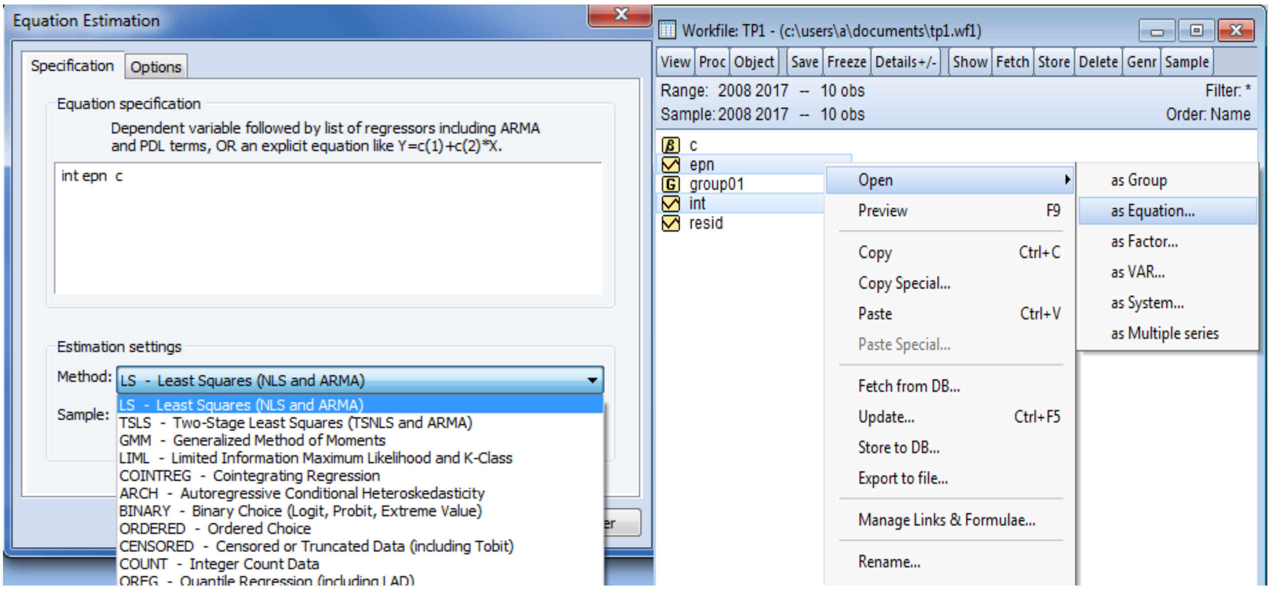
لإدخال البيانات التي قمنا بتحديد مداها ونوعها نقوم بتسمية متغيرات الدراسة وتفريغ بيانات كل سلسلة موافقة للإسم المعطى لها (X, Y) بإتباع إحدى الطرق الثلاثة كما جاء في الفصل الأول وسنتختار نحن إحدى تلك الطرق كمايلي:

نكتب في الفراغ التي تحت شريط القوائم (نافذة الأوامر) أمر DATA ثم نكتب اسم متغيرات الدراسة أين نترك فراغ بين كل اسم واسم آخر: (DATA INT EPN) بحيث INT تعبر عن سعر الفائدة و EPN تعبر عن الإدخار الخاص بالعائلات، ثم نضغط على ENTER في لوحة المفاتيح ونملأ بياناتنا كما في الشكل الموالي:

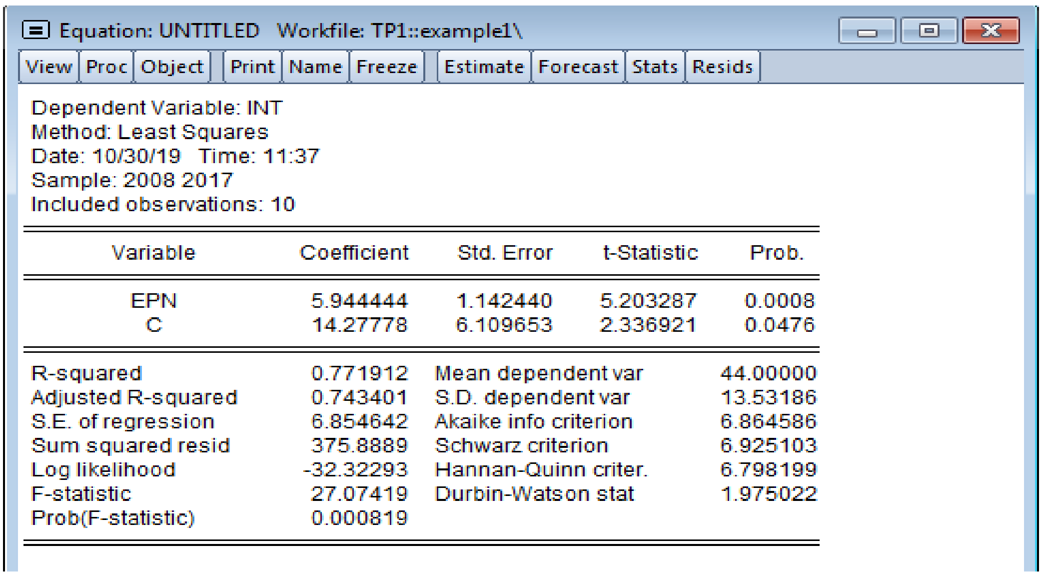


بعد الإنتهاء من ملأ جميع البيانات نقوم بحفظ هذه المجموعة (Groupe) بالضغط على Name وإعطاء إسم لها مثلا Groupe1 فتسجل على واجهة صفحة الـ Workfile ثم تسجيل خروج ، سوف تظهر

السلسلتين EPN,INT في الصفحة Workfile TP1 نقف بمؤشر الماوس أولا على السلسلة التي تمثل التابع INT ونضغط باليسار ليتم التظليل ونقف على السلسلة EPN أيضا وذلك على الترتيب، وبدون تغير مكان الماوس نضغط باليمين ليظهر قائمة نختار منها OPEN ثم AS EQUATION نضغط عليها لنتحصل على صندوق بعنوان Specification Equation في أسفل الإطار نختار طريقة التقدير Least Squares (طريقة المربعات الصغرى) من Method كمايلي :



ثم نضغط OK لتظهر نتيجة التقدير في جدول على الشكل التالي:


Equation: UNTITLED Workfile: TP1::example1\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

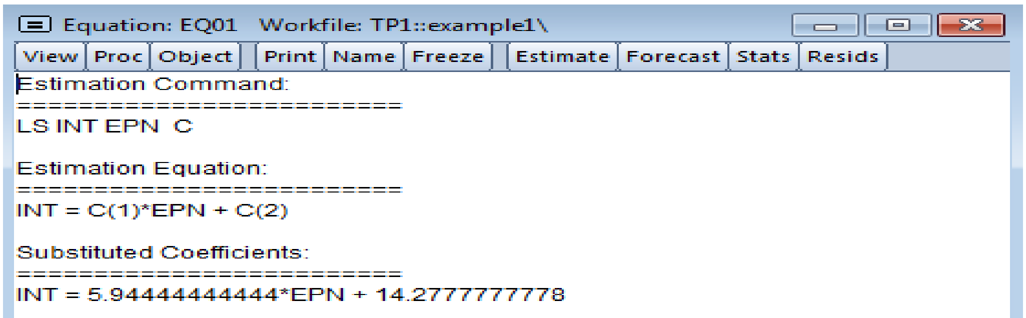
Dependent Variable: INT
Method: Least Squares
Date: 10/30/19 Time: 11:37
Sample: 2008 2017
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EPN	5.944444	1.142440	5.203287	0.0008
C	14.27778	6.109653	2.336921	0.0476

R-squared	0.771912	Mean dependent var	44.00000
Adjusted R-squared	0.743401	S.D. dependent var	13.53186
S.E. of regression	6.854642	Akaike info criterion	6.864586
Sum squared resid	375.8889	Schwarz criterion	6.925103
Log likelihood	-32.32293	Hannan-Quinn criter.	6.798199
F-statistic	27.07419	Durbin-Watson stat	1.975022
Prob(F-statistic)	0.000819		

نحتفظ بالمعادلة المقدرة بالضغط على الزر name ونختار اسما مثلا eq1 ثم نضغط على OK فتظهر داخل صفحة Workfile TP1 .

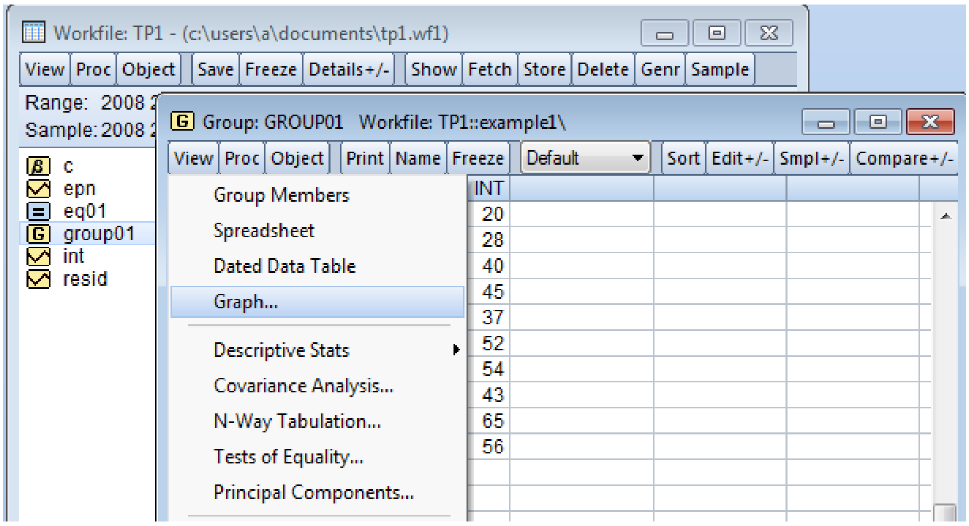
وللحصول على التمثيل الرياضي للعلاقة السابقة نختار من الأمر View الأمر Representations فنتحصل على نموذج الانحدار المقدر كمايلي :



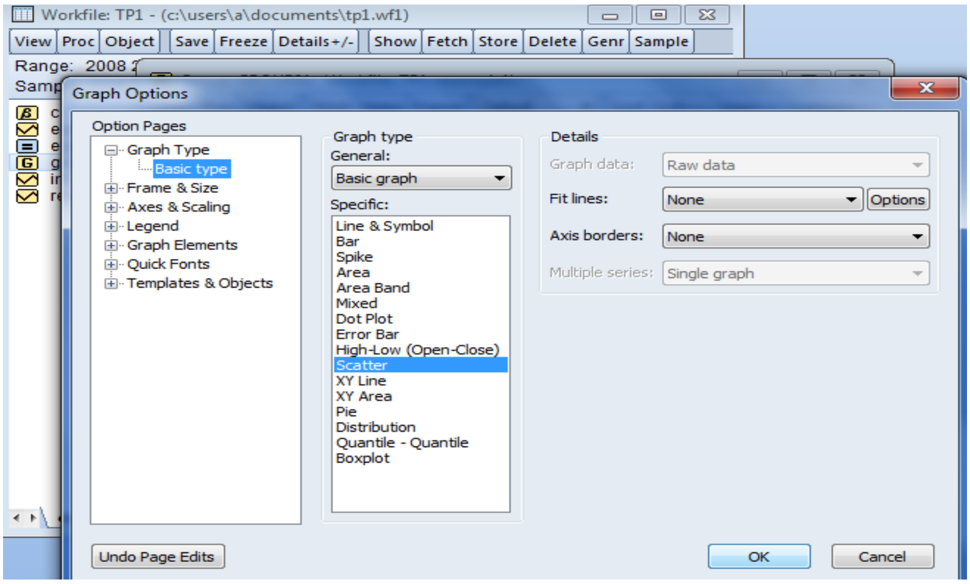
نلاحظ بأننا تحصلنا على نفس النتائج وذلك باستعمال الحل اليدوي بحيث تمثل 5.94 القيمة المقدرة لمعلمة النموذج والتي تعبر عن مقدار التغير في INT لما يتغير EPN بوحدة واحدة وهي قيمة موجبة لتدل بأن العلاقة بين المتغيرين هي علاقة طردية، أما 14.27 فتعبر عن القيمة المقدرة للثابت وهو حجم INT لما تنعدم قيمة المتغير EPN أي في ظل عدم وجود أي إدخار عائلي .

للحصول على جواب السؤال الأول وهو الشكل الانتشاري لبيانات الجدول نتبع الخطوات الآتية :

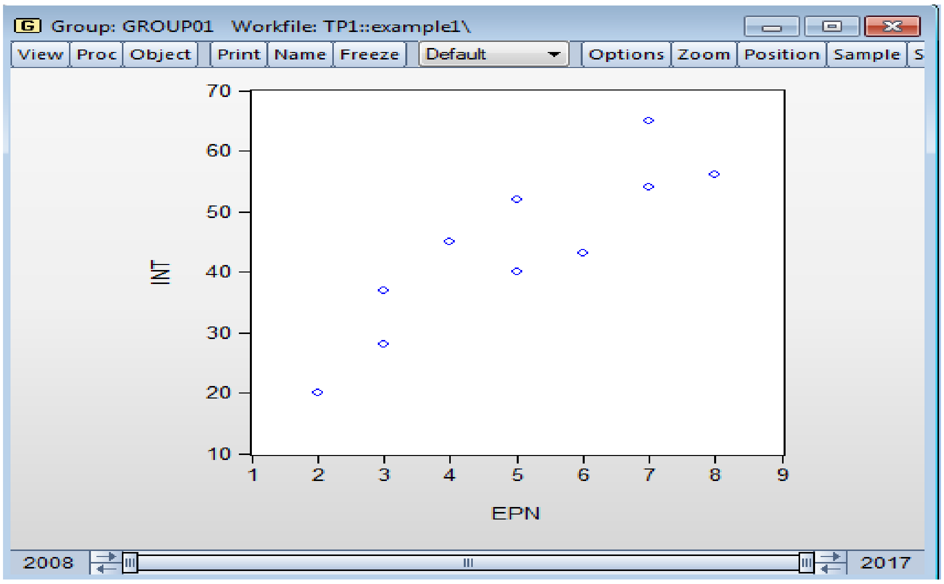
نقوم بفتح Group01 من صفحة Workfile TP1 ثم نختار الأمر Graph من View كما بالشكل الموالي:



ليظهر مربع حواري آخر نقوم من خلاله باختيار الشكل المناسب أين سنختار نحن الأمر Scatter أي الشكل الانتشاري لبيانات الدراسة :



ثم بعدها نضغط على ok لنتحصل على الشكل الموالي:

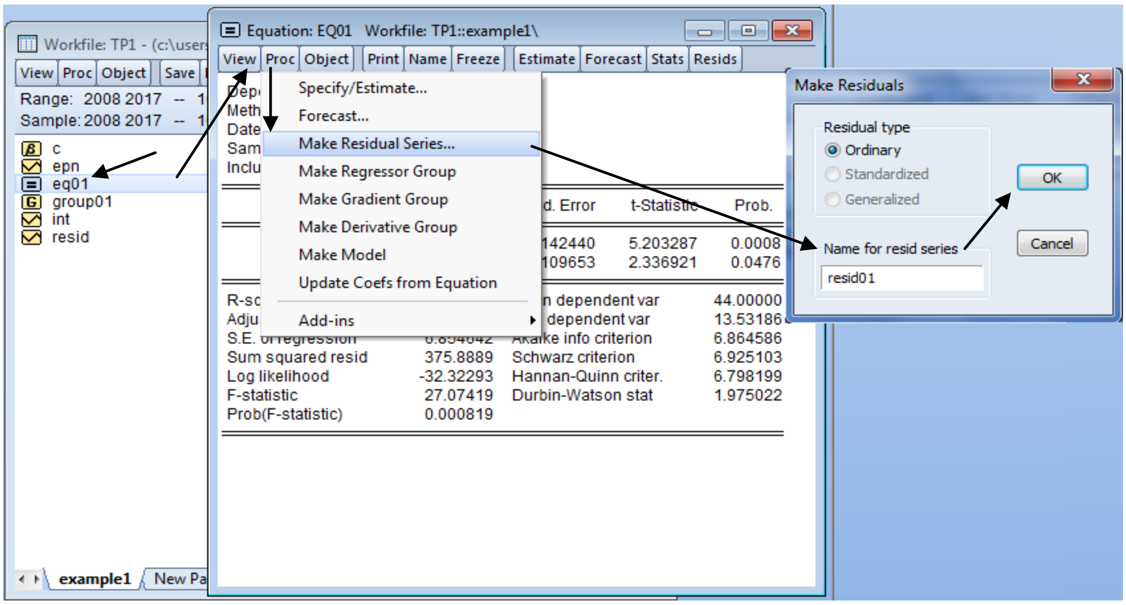


إن الهدف من التمثيل البياني لمختلف قيم متغيرات الدراسة هو توضيح نوع العلاقة واتجاهها، أين يتضح من خلال السحابة النقطية بين المتغيرين بأن العلاقة بينهما هي علاقة خطية موجبة.

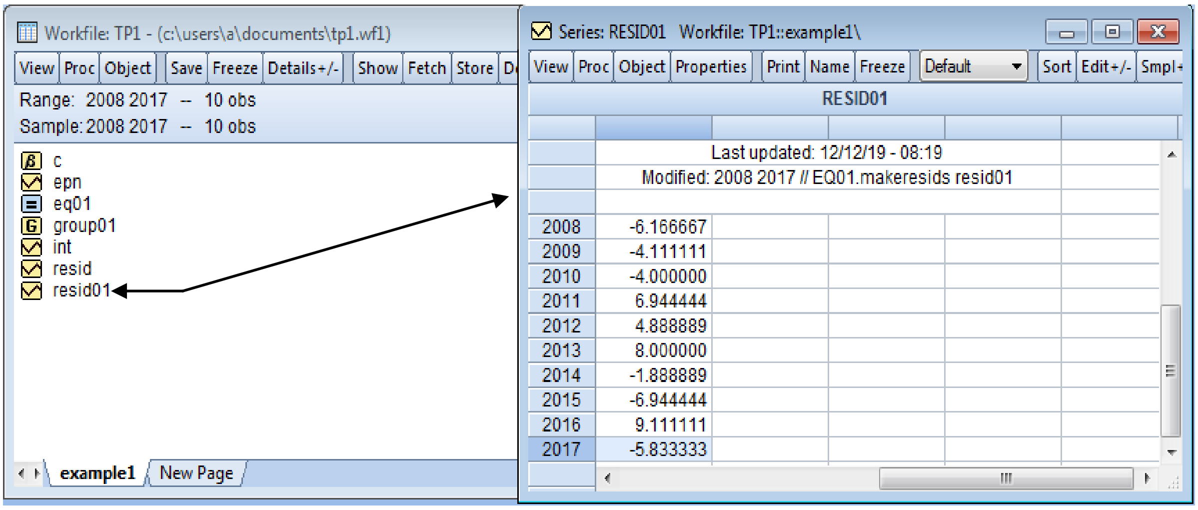
4 – حساب مختلف قيم حد الخطأ المقدر $\hat{\varepsilon}_i$:

نتحصل على مختلف قيم حد الخطأ المقدر $\hat{\varepsilon}_i$ عن طريق برنامج Eviews بإتباع الخطوات الآتية:

نقوم بفتح eq01 (المعادلة المقدرة المتحصل عليها والتي تم الإحتفاظ بها سابقا) من صفحة Workfile ثم نختار من Proc الأمر Make residual series لنتحصل على مربع حواري نقوم من خلاله بتسمية سلسلة البواقي في خانة Name for resid series كما في الشكل الموالي :



ثم نضغط على OK فتظهر سلسلة البواقي في صفحة الـ Workfile



أما بقية أسئلة التمرين فيمكننا الإجابة عليها من خلال جدول التقدير المتحصل عليه سابقا :

إحصائية

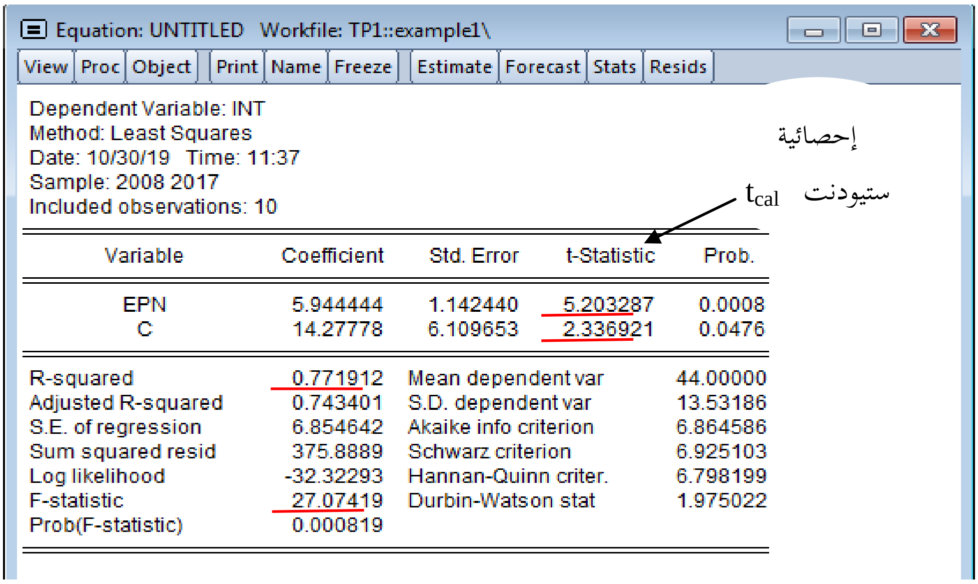
ستيودنت t_{cal}

معامل

التحديد

قيمة فيشر

F_{CAL}



الجدول أعلاه يوضح مختلف القيم الإحصائية التي تساعدنا على الحكم على النموذج المقدر هل هو مقبول إحصائيا أم لا، مثل قيمة معامل التحديد وقيمة إحصائية فيشر بالإضافة إلى إحصائية ستيودنت كما يحتوي الجدول على قيمة إحصائية دربن واتسون التي سنتكلم عنها لاحقا ، كما يمكننا الحكم على معنوية معلمتي النموذج من خلال قيمة إحتمال المقابل لكل معلمة بحيث إذا كانت قيمة الإحتمال أقل من 0.05 (مستوى المعنوية هنا 5%) فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونقبل بالفرض البديل الذي ينص على المعنوية الإحصائية للمعلمة وهي النتيجة المتحصل عليها في مثالنا هذا (0.0008 أقل من 0.05 هذا بالنسبة لمعلمة النموذج أما بالنسبة للثابت فلدينا 0.04 أقل من 0.05)، ويمكن الحكم كذلك على المعنوية الكلية للنموذج من خلال إحتمال إحصائية فيشر كما بالجدول Prob(F-statistic)=0.00819 وهي قيمة أقل من 0.05 إذن النموذج ككل معنوي .

مثال 02: قام أحد المحللين الماليين بحساب الانحرافات المعيارية لمعدلات العائد والتي تمثل درجة المخاطرة (s) ،الخاصة بـ 12 محفظة مالية ذات أحجام مختلفة من الأوراق المالية التي تمثل درجة التنوع (v) خلال سنة، والجدول الموالي يبين النتائج المتحصل عليها :

درجة التنوع (v)	درجة المخاطرة (s)
1	30
2	20
3	15
4	12
5	8.5
6	7.5
7	7
8	6.75
9	6.5
10	6.5
11	6.25
12	6

المطلوب :

1 -قدر العلاقة ما بين درجة التنوع ودرجة المخاطرة .

2- بكم تتغير درجة المخاطرة عندما ترتفع درجة التنوع بمقدار ورقتين ماليتين ؟

3- ماذا تعني قيمة $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ إقتصاديا ؟ حيث أن $\hat{\alpha}$:هي الثابت و $\hat{\beta}$:هي الميل.

4- استنتج معادلة حد الخطأ e_i أي $\hat{\varepsilon}_i$ ، ثم أحسب e_5 واشرح ماذا تعني .

5-أحسب الخطأ المعياري $\hat{\sigma}$ لمقدرتي المربعات الصغرى .

6-أوجد قيمة معامل التحديد R^2 ، ماذا تعني لك تلك القيمة ؟

7 - اختبر مدى المعنوية الإحصائية لميل معادلة الانحدار عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ مع العلم بأن قيمة t_{tab} =2.228

الحل باستخدام برنامج Eviews :

نقوم أولا وكما تطرقنا في المثال السابق بإنشاء ملف جديد بالبرنامج أين ندخل بيانات متغيرتي الدراسة بحيث نختار بيانات غير مؤرخة unstructured/undated وهي عبارة عن مشاهدات فقط بدون تأريخ أين نحدد عدد المشاهدات (أنظر الفصل الأول) بدلا من Dated-regular frequency ، وهنا يجب أولا تحديد المتغير التابع من المتغير المستقل وفي مثالنا نجد بأن درجة المخاطرة تختلف باختلاف درجة التنوع أي أن S متغير تابع و V متغير مستقل وفي الأخير تحصلنا على الجدول الموالي وهذا باستعمال طريقة المربعات الصغرى في عملية التقدير :

Equation: UNTITLED Workfile: TP2::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: S
Method: Least Squares
Date: 11/01/19 Time: 17:49
Sample: 1 12
Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
V	-1.680070	0.370209	-4.538166	0.0011
C	21.92045	2.724664	8.045195	0.0000

R-squared	0.673149	Mean dependent var	11.00000
Adjusted R-squared	0.640464	S.D. dependent var	7.383181
S.E. of regression	4.427055	Akaike info criterion	5.964358
Sum squared resid	195.9882	Schwarz criterion	6.045176
Log likelihood	-33.78615	Hannan-Quinn criter.	5.934437
F-statistic	20.59495	Durbin-Watson stat	0.500824
Prob(F-statistic)	0.001078		

1 - من خلال الجدول نستخرج المعادلة المقدرة التي توضح مدى تأثير درجة التنوع في درجة المخاطرة :

$$\hat{S}_i = 21.92 - 1.68V_i$$

2 - بكم تتغير درجة المخاطرة عندما ترتفع درجة التنوع بمقدار ورقتين ماليتين ؟

من خلال المعادلة نلاحظ بأنه إذا ارتفعت درجة التنوع بورقة مالية واحدة تنخفض درجة المخاطرة بمقدار 1.68، ومنه عندما ترتفع درجة التنوع بورقتين ماليتين فإن درجة المخاطرة تنخفض بمقدار 3.36 $(1.68\times 2 = 3.36)$

3- ماذا تعني قيمة $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ إقتصاديا ؟

تعني قيمة الثابت بأنه عندما لا تكون هنالك أي درجة تنوع بالمحفظة المالية أي أن المتغير المستقل معدوم (S=0) فإن درجة المخاطرة المتمثلة في الانحرافات المعيارية لمعدلات العائد تكون كبيرة وتساوي 21.92 .

أما بالنسبة لمعلمة النموذج والتي تقدر ب (-1.68) فتعني بأنه كلما زادت درجة التنوع بمقدار ورقة مالية واحدة تنخفض (الإشارة سالبة) درجة المخاطرة بمقدار 1.68 أي أن العلاقة عكسية

- استنتج معادلة حد الخطأ e_i أي $\hat{\varepsilon}_i$ ، ثم أحسب e_5 واشرح ماذا تعني .

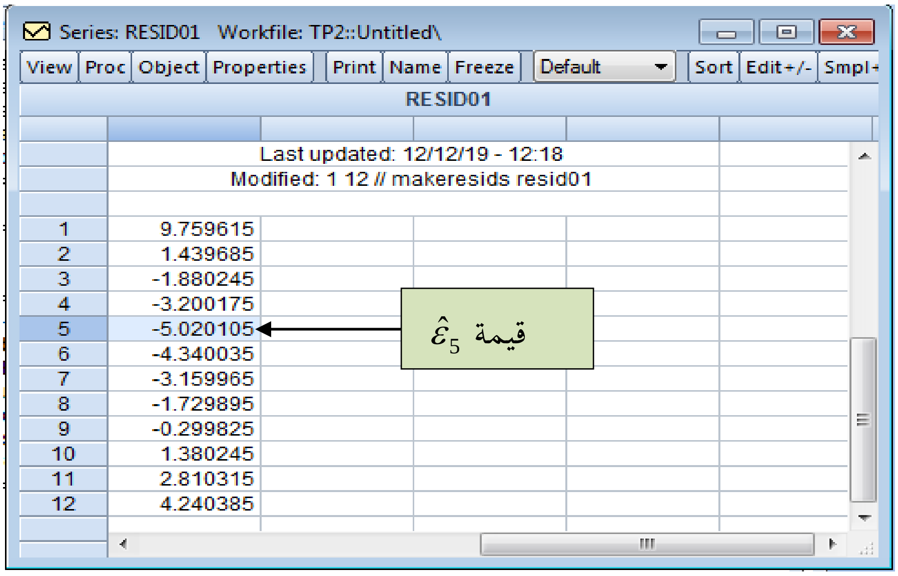
$$\hat{\varepsilon}_i = S_i - \hat{S}_i = S_i - 21.92 + 1.68V_i$$

4-حساب القيمة e_5 :

$$\hat{\varepsilon}_5 = S_5 - \hat{S}_5 = S_5 - 21.92 + 1.68V_5$$
$$\hat{\varepsilon}_5 = 8.5 - 21.92 + (1.68\times 5) = -5.02$$

الفرق بين القيمة الفعلية والقيمة المقدرة تساوي 5.02- أي أن القيمة المقدرة أكبر من القيمة الفعلية بـ 5.02 فالمشاهدة رقم 5 كانت عندها درجة المخاطرة الفعلية المشاهدة 8.5 $(S_5 = 8.5)$ أما المقدرة تكون $(\hat{S}_5 = 13.52)$

هذه القيمة يمكن الحصول عليها من خلال برنامج Eviews كما وضحنا سابقا أين نتحصل على مختلف قيم الأخطاء المقدرة :



	RESID01
1	9.759615
2	1.439685
3	-1.880245
4	-3.200175
5	-5.020105
6	-4.340035
7	-3.159965
8	-1.729895
9	-0.299825
10	1.380245
11	2.810315
12	4.240385

5-حساب الخطأ المعياري $\hat{\sigma}$ لمقدرتي المربعات الصغرى :

قبل حساب الخطأ المعياري لمقدرتي النموذج يجب إيجاد الخطأ المعياري للأخطاء $\hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}}$ بحيث لدينا

$\hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}} = \sqrt{\hat{\sigma}^2_{\varepsilon}} = \sqrt{\dfrac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2}{n-2}} = \sqrt{\dfrac{195.98}{12-2}} = 4.42$ مع العلم بأن القيمة 195.98 تمثل مجموع مربعات الأخطاء أين نستخرجها من الجدول أعلاه (Sum squared resid=195.9882)

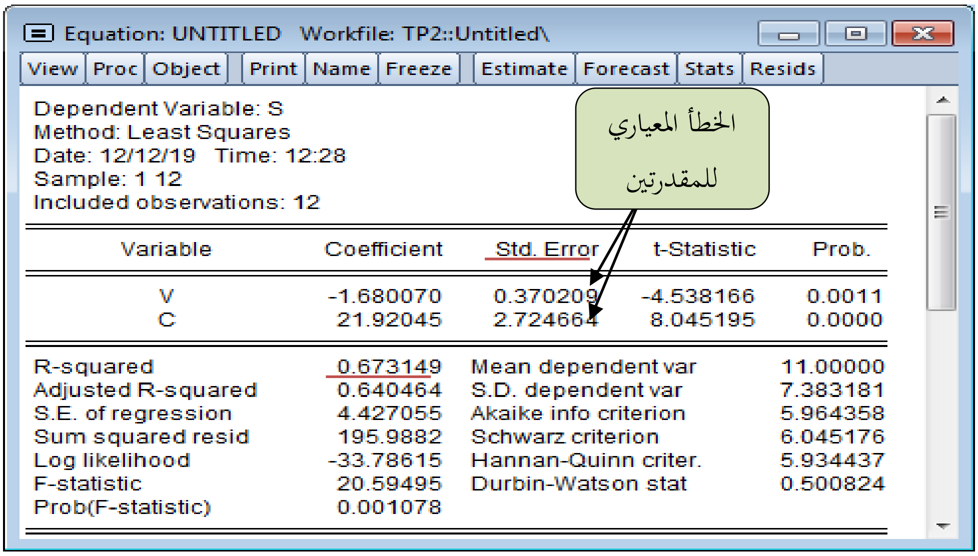
_الخطأ المعياري للثابت $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}$:

$$\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}} = \sqrt{\mathrm{var}(\hat{\alpha})} = \sqrt{\left(\frac{\sum_i V_i^2}{n\sum_i (V_i - \bar{V})^2}\right)\hat{\sigma}^2_{\varepsilon}} = \sqrt{\frac{650}{12(143)}} \times 4.42 = 2.72$$

-الخطأ المعياري لمعلمة النموذج $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$:

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}} = \sqrt{\mathrm{var}(\hat{\beta})} = \sqrt{\left(\frac{\sigma^2_{\varepsilon}}{\sum_i (V_i - \bar{V})^2}\right)} = \frac{4.42}{\sqrt{143}} = 0.36$$

يمكن إستخراج مباشرة من الجدول قيمتي الانحراف المعياري لمقدرتي النموذج وهما القيمتان بعمود Std.Error وهما على التوالي 2.72 بالنسبة للثابت و 0.37 لمعلمة النموذج وهي النتيجة المتحصل عليها حسابيا .



Equation: UNTITLED   Workfile: TP2::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: S
Method: Least Squares
Date: 12/12/19   Time: 12:28
Sample: 1 12
Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
V	-1.680070	0.370209	-4.538166	0.0011
C	21.92045	2.724664	8.045195	0.0000

R-squared	0.673149	Mean dependent var	11.00000
Adjusted R-squared	0.640464	S.D. dependent var	7.383181
S.E. of regression	4.427055	Akaike info criterion	5.964358
Sum squared resid	195.9882	Schwarz criterion	6.045176
Log likelihood	-33.78615	Hannan-Quinn criter.	5.934437
F-statistic	20.59495	Durbin-Watson stat	0.500824
Prob(F-statistic)	0.001078		

13 – أوجد قيمة معامل التحديد R^2 ، ماذا تعني لك تلك القيمة ؟

من خلال الجدول أعلاه كذلك يمكن استخراج قيمة معامل التحديد $R^2 = 67.31$ ، هذا المعامل يدل على مدى قوة العلاقة بين القيم الفعلية والقيم المقدرة أو القوة التفسيرية للنموذج، وهي متوسطة كون أن درجة التنوع الخاصة بالمحفظة المالية تفسر 67.31 % من الاختلافات أو التغيرات التي تحدث في درجة المخاطرة وأن النسبة الباقية 32.69 % ترجع لمتغيرات أخرى تندرج ضمن ا لأخطاء عشوائية وهي نسبة مرتفعة نوعا ما .

7 – اختبر مدى المعنوية الإحصائية لميل معادلة الانحدار عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ مع العلم بأن قيمة $t_{tab} = 2.228$

من خلال الجدول يمكن استخراج قيمة إحصائية ستيودنت المحسوبة الخاصة بمعلمة النموذج أي $t_{cal} = -4.53$ وبمأن : $|t_{cal}| = 4.53 \succ t_{tab} = 2.22$ فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل بالفرض البديل وبالتالي فالمعلمة ذات دلالة إحصائية (ذات معنوية إحصائية) .

ملاحظة : إذا أعتمدنا في إختبار مدى المعنوية الإحصائية لمعلمتي النموذج على الاحتمال المستخرج من الجدول وهو 0.001 بالنسبة لمعلمة النموذج و0.00 بالنسبة للثابت وهما احتمالان أقل من 0.05 وبالتالي يدل ذلك على رفض فرضية العدم مما يعني معنوية كلا المعلمتين .

تمارين :

التمرين الأول: إذا كان المطلوب دراسة العلاقة مابين المبيعات ونفقات الإعلان، وتم لهذا الغرض جمع البيانات الآتية:

الوحدة : (ألف دولار)

قيمة المبيعات (Y)	40	50	60	65	70	80	92	100
نفقات الاعلان (X)	5	7	10	12	15	20	25	30

المطلوب :

1 -إيجاد معادلة الانحدار لـ : Y على X .

2 - قدر قيمة المبيعات إذا كانت نفقات الإعلان هي 16000 دولار .

3 -أرسم خط الانحدار المتحصل عليه في (1) على الشكل الانتشاري لقيم النفقات والمبيعات.

4 -بكم تزيد قيمة المبيعات إذا زادت قيمة نفقات الإعلان بألف دولار (بدون حساب) .

5 -أحسب معامل الارتباط بين المبيعات ونفقات الإعلان .

التمرين الثاني:

الجدول الموالي يبين حجم القروض المقدمة من طرف بنك الفلاحة والتنمية الريفية BADR خلال السنوات ما بين 2001 و2007 لصالح الفلاحين بأحد مناطق الهضاب العليا

الوحدة:(مليار دينار جزائري)

السنوات	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
قيمة القروض	50	70	85	80	85	100	95

المطلوب :

1 - إيجاد معادلة الاتجاه العام الخطية (معادلة الانحدار) باستخدام طريقة المربعات الصغرى وتقدير قيمة القروض المقدمة من طرف البنك خلال سنة 2008 .

2 - إذا كانت لدينا المعطيات ابتدءا من سنة 2000 وكانت القروض المقدمة خلال هذه السنة تقدر بحوالي 40 مليار دينار، أوجد معادلة الانحدار في هذه الحالة .

التمرين الثالث : لدينا المخرجات الآتية من برنامج Eviews والتي تبين علاقة الاستثمار (INV) بالناتج الداخلي الخام (GDP) :

Dependent Variable: DDGDP
Method: Least Squares
Date: 12/02/17 Time: 09:57
Sample (adjusted): 1972 2005
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINV	0.524989	0.229885	2.283701	0.0292
C	2.78E+08	3.76E+08	0.738738	0.4655

R-squared	0.140138	Mean dependent var	5.28E+08
Adjusted R-squared	0.113268	S.D. dependent var	2.23E+09
S.E. of regression	2.10E+09	Akaike info criterion	45.82491
Sum squared resid	1.41E+20	Schwarz criterion	45.91469
Log likelihood	-777.0234	Hannan-Quinn criter.	45.85553
F-statistic	5.215290	Durbin-Watson stat	1.702241
Prob(F-statistic)	0.029170		

1 - أكتب معادلة الانحدار الخطي بين الاستثمار (INV) والناتج الداخلي الخام (GDP) .

2 - اشرح ماذا تعني معالم النموذج ؟

3 - أدرس معنوية معلمتي النموذج ثم المعنوية الكلية للنموذج عند مستوى 5 %.

4 - كم تبلغ القوة التفسيرية للنموذج مع الشرح ؟

5 - ماذا تعني قيمة دربن واتسن إذا علمت بأن $d_U=1.52$ و $d_L=1.41$ ؟

6 - استخرج مجموع مربعات الأخطاء من الجدول وفيما تستخدم .

الفصل الثالث : تطبيق برنامج EVIEWS في تحليل الانحدار الخطي المتعدد

سيتمكن الطالب أو المطلع على حيثيات هذا الفصل من التعرف على ماهية الانحدار الخطي المتعدد بالإضافة إلى التحكم في استخدام برنامج Eviews في تحليل هذا النوع من الانحدار من خلال النقاط الآتية :

- كتابة الشكل العام لمعادلة الإنحدار المتعدد ؛
- الفرضيات الأساسية للنموذج الخطي المتعدد ؛
- تقدير شعاع المعالم β وتباين الأخطاء σ^2 ؛
- اختبار جودة التوفيق للنموذج ؛
- اختبار الفرضيات ؛
- استخدام برنامج EVIEWS في تطبيقات لمعادلة الانحدار الخطي المتعدد .

تمهيد: في الواقع الاقتصادي لا يمكن الاستعانة بالنموذج ذي متغيرين (النموذج البسيط) لتحليل أغلب الظواهر الاقتصادية حيث أن هذه الأخيرة لا تفسّر فقط بمحدد واحد وإنما ينبغي إدماج جميع المحددات أو العوامل المؤثرة في الظاهرة لكي تكون الدراسة أكثر شمولية ، فمثلا لدراسة أهم العوامل التي تؤثر في الطلب على سلعة ما نجد سعر السلعة نفسها، الدخل، سعر السلعة البديلة، سعر السلعة المكملة...إلخ.

1 - الشكل العام لنموذج الانحدار الخطي المتعدد:

رأينا في النموذج الخطي البسيط أن المتغير التابع (Y) يرتبط بمتغير مستقل واحد (X_{ij}) بحيث j=1، أما في النموذج الخطي المتعدد فإن المتغير التابع (Y) يرتبط بعدة متغيرات (X_{ij}) بحيث k ... j=1 ، أي هنالك k متغير مستقل لتصبح معادلة الانحدار كما يلي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + ... + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

المتغيرات $X_{i1}.X_{i2}$ ..... X_{ik} تسمى المتغيرات المفَسِّرة أو المستقلة للمتغير المفسَّر أو التابع Y_i وما يجب ملاحظته أن Y_iمشروح من طرف k متغير مفَسِّر، ولا يمكن لهذه الأخيرة أن تفسر Y بشكل تام لأنه لا يمكننا في غالب الأحيان حصر جميع الظواهر المؤثرة على Y لذلك يدرج حد الخطأ ε_i الذي يتضمن كل المعلومات التي لا تقدمها المتغيرات المفسرة ونفترض عادة بأن المتغيرات المستقلة كلما أخدت بعين الاعتبار كلما كانت المعلومات التي يقدمها الخطأ العشوائي مهملة، و نشير أيضا إلى أن $\beta_0, \beta_1, \beta_2 ... \beta_k$ هي معالم النموذج، وبالتالي يكون لدينا K+1 معلمة في النموذج.

يمكن كتابة المعادلة السابقة على شكل جملة معادلات لكافة قيم المشاهدات (i) على الشكل التالي:

$$i = 1: Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{12} + ... + \beta_k X_{1k} + \varepsilon_1$$

$$i = 2: Y_2 = \beta_0 + \beta_1 X_{21} + \beta_2 X_{22} + ... + \beta_k X_{2k} + \varepsilon_2$$

....

$$i = n: Y_n = \beta_0 + \beta_1 X_{n1} + \beta_2 X_{n2} + ... + \beta_k X_{nk} + \varepsilon_n$$

ويمكن كتابة هذا النظام من المعادلات على الشكل المصفوفي التالي :

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \\ \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & X_{21} & X_{31} .... X_{k1} \\ 1 & X_{22} & X_{32} .... X_{k2} \\ \\ \\ 1 & X_{2n} & X_{3n} .... X_{kn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ . \\ . \\ \beta_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \\ \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$

وبشكل مختصر نكتب:

$Y = XB + \varepsilon$ وهذا ما نسميه بالنموذج الخطي العام، حيث أن:

$Y_{(n\times1)}$: متجه عمودي درجته $(n\times1)$ ويشمل على n مشاهدة خاصة بالمتغير Y

$X_{(n\times(k+1))}$: مصفوفة من الدرجة $(n\times(k+1))$ والتي تشمل على n من المشاهدات الخاصة بالمتغيرات المستقلة $X_1, X_2, ..., X_K$ وعمودها الأول يشمل الرقم 1 وهو يخص معامل الحد الثابت β_0 (مصفوفة المتغيرات الثابتة) .

$\beta_{((k+1)\times1)}$: متجه عمودي درجته (1.(k × 1)) وهو يخص معالم النموذج التي علينا تقديرها ونسميه بشعاع المعالم .

$\varepsilon_{n\times1}$: متجه عمودي درجته (n ×1) و هو يخص قيم المتغير العشوائي ونسميه بشعاع الأخطاء

2 –الفرضيات الأساسية للنموذج الخطي المتعدد :

إن بناء نموذج الانحدار الخطي المتعدد يجب أن يكون مستوفيا لعدد من الفرضيات التي يمكن إجمالها فيمايلي :

الفرضية الأولى : القيمة المتوقعة لمتجه حد الخطأ تساوي صفرا أي أن $E(\varepsilon_i) = 0$

ونكتبها على الشكل الشعاعي الآتي :

$$E(\varepsilon_i) = E\begin{pmatrix}\varepsilon_1\\ \varepsilon_2\\ \vdots\\ \varepsilon_n\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}E(\varepsilon_1)\\ E(\varepsilon_2)\\ \vdots\\ E(\varepsilon_n)\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}0\\ 0\\ \vdots\\ 0\end{pmatrix}$$

الفرضية الثانية: تباين العناصر العشوائية ثابت من مشاهدة لأخرى (i=1 .2.....n) أي أن $Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$ وتسمى بفرضية ثبات أو تجانس تباين الأخطاء Homoscedasticity

الفرضية الثالثة: حد الخطأ ε_i يتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط معدوم وتباين يساوي σ^2 أي :

$$\varepsilon_i \rightarrow N(0, \sigma^2)$$

الفرضية الرابعة: الأخطاء غير مرتبطة مع بعضها البعض من مشاهدة لأخرى أو أن نتيجة أي تجربة لا تؤثر على بقية النتائج وهذا مايعني بأن التباين المشترك بين العناصر العشوائية يكون معدوما ونكتب

$$COV(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad ، \quad \forall i \neq j$$

يمكن كتابة كل من الفرضيتين الثانية والرابعة معا على الشكل المصفوفي التالي :

$$\Omega_\varepsilon = E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_\varepsilon^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} = \sigma_\varepsilon^2 I_n$$

تسمى Ω_ε^2 بمصفوفة التباين– والتباين المشترك للأخطاء

الفرضية الخامسة : لا يوجد ارتباط بين قيم حد الخطأ وقيم المتغيرات المستقلة، أي أن أعمدة المصفوفة X مستقلة خطيا عن متجه الأخطاء العشوائية ε وتكتب على النحو التالي :

$$COV(X_i, \varepsilon_i) = 0 \Rightarrow E(X'\varepsilon) = 0$$

الفرضية السادسة: عدد المشاهدات n هو أكبر من عدد المتغيرات المفسرة k ويضاف إليها القيمة واحد (1) والذي يمثل الحد الثابت، وهي الحالة التي تلغي الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة أي أن Rank(X)=k+1 بحيث n> k+1 ونعني بـRank(X) رتبة مصفوفة البيانات .

3- تقدير شعاع المعالم β وتباين الأخطاء σ^2:

في النموذج Y = Xβ + ε المجاهيل هي β و ε، أما المصفوفة X والشعاع Y هي معطيات النموذج، إذن علينا تقدير β بشكل يجعل $\hat{Y}$ (القيمة التقديرية للمتغير التابع) أقرب ما يمكن للمتغير الحقيقي Y، ولهذا الغرض توجد عدة طرق سنكتفي نحن بطريقة المربعات الصغرى العادية .

3-1- تقدير معالم النموذج (الشعاع β) بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS):

سنستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير معلمات النموذج الخطي المتعدد $Y = XB + \varepsilon$، وسوف نقوم بكتابة المعادلة بصيغتها التقديرية كما يلي : $\hat{Y} = X\hat{\beta}$

بحيث $\hat{\beta}$ هي مقدرة شعاع معالم النموذج β، وكما في النموذج الخطي البسيط نصغر مجموعة مربعات الخطأ بين القيمة المقدرة $\hat{Y}$ والقيمة الحقيقية Y، أي $Min\left(\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i^2\right)$ مجموع مربعات الأخطاء (ESS) كمايلي:

$$\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i^2 = \varepsilon^t\varepsilon = (Y-\hat{Y})^t(Y-\hat{Y})$$
$$= (Y - X\hat{B})^t(Y - X\hat{B})$$
$$= Y^tY - Y^tX\hat{B} - \hat{B}^tX^tY + \hat{B}^tX^tX\hat{B}$$
$$= Y^tY - 2\hat{B}^tX^tY + \hat{B}^t(X^tX)\hat{B}$$

نعلم مسبقا بأن أي دالة حتى تصل إلى نهايتها الصغرى فإن

$$\frac{d(\varepsilon^t\varepsilon)}{d\hat{\beta}} = -2X^tY + 2X^tX\hat{\beta} = 0$$

مشتقتها الأولى تساوي الصفر(شرط الدرجة الأولى) أي :

وبقسمة الطرفين على العدد 2 نجد:

$$X^tY = X^tX\hat{\beta}$$

وفي الأخير نتحصل على ا لمعادلة الأساسية لاستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير

معا لم نموذج الانحدار الخطي $\hat{\beta} = (X^tX)^{-1}X^tY$ المتعدد :

إذا قمنا بالتعويض بقيمة $\boldsymbol{Y = XB + \varepsilon}$ في معادلة مقدرة β فسنحصل على :

$$\hat{B} = (X^tX)^{-1}X^t[XB+\varepsilon] = (X^tX)^{-1}(X^tX)B + (X^tX)^{-1}X^t\varepsilon$$

$$\Rightarrow \hat{B} = B + (X^tX)^{-1}X^t\varepsilon$$

بإدخال التوقع الرياضي نتحصل على :

$$E(\hat{B}) = B + (X^tX)^{-1}X^tE(\varepsilon) = B$$

مع العلم بأن $E(\varepsilon) = 0$

نستنتج أن التقدير $\hat{\beta}$ لـ β المحصل عليه بطريقة المربعات الصغرى غير متحيز بالإضافة إلى ذلك فإن $\hat{\beta}$ هو التقدير الأفضل من ضمن كل التقديرات الخطية غير المتحيزة لـ β. ($BLUE$).

3–2– تقدير تباين الأخطاء σ^2:

إحدى فرضيات النموذج هي $E(\varepsilon\varepsilon') = \Omega_\varepsilon = \sigma^2 I_n$ وبما أن σ^2 غير معروف فينبغي تقديره:

$$\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\beta} = X\beta + \varepsilon - X\hat{\beta} = \varepsilon - X(\hat{\beta} - \beta)$$

$$= \varepsilon - X(X'X)^{-1}X'\varepsilon = (I_n - X(X'X)^{-1}X')\varepsilon$$

نضع $M_X = (I_n - X(X'X)^{-1}X')$ حيث M_X تسمى المصفوفة الدورية أي :

$$M_X = M_X'M_X = M^2_X = M$$

بالإضافة إلى أن : $M_X X = 0$

ومنه : $\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = \varepsilon' M_x \varepsilon$ أي: $\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = \varepsilon' M_{x'} M_x \varepsilon$

ندخل التوقع الرياضي على الطرفين $E(\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}) = E(\varepsilon' M_x \varepsilon)$

ويجب الملاحظة أن أثر $\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}$ يساوي أثر $\varepsilon' M \varepsilon$ ونعلم أيضا أن أثر (AB) = أثر (BA)

يكون لدينا إذن : أثر $\varepsilon' M \varepsilon$ = أثر $\varepsilon\varepsilon' M$

$$E(\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}) = E(\varepsilon'\varepsilon)Tr(M X)$$

نعلم بأن : $E(\varepsilon'\varepsilon) = \sigma^2$ وعليه : $E(\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}) = \sigma^2\{Tr(I_n) - Tr(X(X'X)^{-1}X')\}$

ومنه: $E(\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}) = \sigma^2(n-k-1)$

لكي نحصل على تقدير غير متحيز ل σ^2 يكفي قسمة العبارة الأخيرة على n-k-1 كمايلي:

$$E\left(\frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{n-k-1}\right) = \sigma^2$$

في حالة الانحدار المتعدد حيث هناك $k+1$ معلمة للتقدير و n عدد المشاهدات، وهذا يُعطي عدد درجات الحرية $n-k-1$ إذن القيمة التقديرية لتباين الأخطاء هي :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{n-k-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2}{n-k-1}$$

كما يمكن تقدير مصفوفة التباينات –التباينات المشتركة للمقدرات $\Omega_{B^\wedge}$ كمايلي :

$$\hat{B} = B + \left(X^t X\right)^{-1} X^t \varepsilon$$

$$\hat{B} - B = \left(X^t X\right)^{-1} X^t \varepsilon$$

كما لدينا من إحدى فرضيات النموذج بأن :

$$E(\varepsilon\varepsilon') = \Omega_{\varepsilon} = \sigma^2 I_n$$

نقوم بحساب $(\hat{\beta}-\beta)'$ $(\hat{\beta}-\beta)$ كمايلي :

$$(\hat{\beta}-\beta)(\hat{\beta}-\beta)' = (X'X)^{-1}X'\varepsilon\varepsilon'X(X'X)^{-1}$$

بإدخال التوقع الرياضي على الطرفين، نتحصل على مصفوفة التباينات–التباينات المشتركة للمقدرات :

$$\Omega_{\beta^\wedge} = E((\hat{\beta}-\beta)(\hat{\beta}-\beta)') = (X'X)^{-1}X'E(\varepsilon'\varepsilon)X(X'X)^{-1} = (X'X)^{-1}X'\Omega_{\varepsilon}X(X'X)^{-1}$$

إذن : $\Omega_{B^\wedge} = \sigma^2_{\varepsilon}(X'X)^{-1}$

بما أن σ^2_{ε} غير معروف، فانه يمكن استبداله بمقدر تباين الأخطاء $\sigma^{\wedge 2}_{\varepsilon}$ وعليه:

$$\Omega^\wedge \hat{\beta} = \sigma^{2\wedge}_{\varepsilon}(X'X)^{-1}$$

4- اختبار جودة التوفيق للنموذج:

عندما يكون لدينا أكثر من متغير مستقل في النموذج ننتقل من معامل الارتباط البسيط إلى معامل الارتباط المتعدد ، في حين أن الأول يقيس العلاقة بين متغير مستقل وآخر تابع فإن الثاني وبالإضافة إلى نفس الدور فإنه يمكن أن يدرس العلاقة بين المتغير التابع Y وعدة متغيرات مستقلة مرة واحدة.

ويستعمل معامل الارتباط المتعدد عادة في اختبارات اكتشاف التعدد الخطي، حيث يعتمد عليه الباحثان Farrar-Glauber في شكل معاملات تحديد جزئية على شكل $R^2\,(X_j . X_1 . X_2 .... X_k)$ حيث أنه يربط ما بين المتغير المستقل X_j وبقية المتغيرات المستقلة الأخرى من غير X_j .

أما معامل التحديد المتعدد R^2 فهو يشير إلى النسبة التي يمكن تفسيرها من التغير الكلي في المتغير التابع Y بدلالة المتغيرات المستقلة المدرجة في المعادلة، ويستعمل كمقياس لجودة التوفيق في نموذج الانحدار المحتوي على k متغير مستقل، ولحسابه يمكن إتباع نفس الطريقة المستعملة في النموذج الخطي البسيط بحيث: TSS=ESS+RSS ففي النموذج ذي k متغير مستقل، يمكن حساب R^2 على الشكل:

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{ESS}{TSS}$$
$$= 1 - \frac{\sum}{\sum\left(Y_i - \bar{Y}\right)^2} = \frac{\hat{Y}'Y}{Y'Y} = \frac{\hat{\beta}'X'X\hat{\beta}}{Y'Y}$$

وتتراوح قيمة R^2 بين 0 (عندما لا تفسّر معادلة الانحدار أيا من التغير في Y)، و1 (عندما تقع كل النقاط على خط الانحدار) .

ولكن هناك مجموعة من المشاكل نواجهها عند استعمال R^2 منها:

- كل نتائجنا الإحصائية تأتي من الفرضية القائلة بأن نموذجنا المبني في المعادلة $Y = X\beta + \varepsilon$ يكون صحيحا، ثم ليس لدينا طريقة أو قيمة إحصائية بديلة للمقارنة.

- إن R^2 غير حساس لعدد المتغيرات المستقلة والموجودة بالنموذج، حيث إن إضافة متغيرات مستقلة أخرى لمعادلة الانحدار لا يمكن أبدا أن تقلل من قيمة R^2 وبالعكس فإنها يمكن أن تزيد من قيمته (لأن إضافة متغير مستقل جديد للنموذج لا يؤثر في التغيرات الكلية TSS بينما يزيد في قيمة الانحرافات المشروحة ESS)، ويصبح تفسير واستعمال R^2 صعبا عندما يكون النموذج بدون الحد الثابت ، حيث ليس بالضرورة في هذه الحالة أن يكون محصورا بين 0و1.

إن الصعوبات في استعمال R^2 كمقياس لجودة التوفيق راجعة لأن هذا المعامل يعتمد على التغيرات الحاصلة في Y (المشروحة وغير المشروحة)، وبالتالي فإنه لا يأخذ بعين الاعتبار عدد درجات الحرية في أي مشكل إحصائي، ولهذا الغرض يستعمل معامل آخر يسمى معامل التحديد المصحح $\left(\bar{R}^2\right)$.

ويمكننا حساب هذا المعامل كمايلي : $\bar{R}^2 = 1 - \frac{RSS/n-k-1}{TSS/n-1}$

حيث n:عدد المشاهدات و k +1 :عدد المعالم المقدرة.

وبالتعويض في معادلة معامل التحديد السابقة نجد : $\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2)(\frac{n-1}{n-k-1})$

والهدف من ذلك هو حل مشكلة جودة التوفيق عند إدراج متغيرات تفسيرية جديدة في النموذج لأن $(\bar{R}^2)$ حساس لدرجات الحرية أي المتغيرات المستقلة داخل المعادلات $(\bar{R}^2 \leq R^2)$ إذا كانت $(K>1)$ إذن $\bar{R}^2$ له مجموعة من الخصائص تجعله وسيلة قياس جودة التوفيق أفضل من R^2، فهو على الأقل يجيب على تساؤلات بعض الباحثين حول أهمية زيادة عدد المتغيرات للنموذج بدون التفكير في سبب ظهور هذه المتغيرات على كل حال، رغم ذلك لا يجب التفكير في أن $\bar{R}^2$ يحل كل المشاكل المتعلقة بالمقياس R^2 لجودة التوفيق، حيث أن القرار حول إمكانية ظهور بعض المتغيرات في النموذج أم لا تبقى معتمدة على اعتبارات نظرية أخرى في القياس الاقتصادي، كما أن القيمة العددية ل ـ $\bar{R}^2$ تكون جد حساسة لنوع المعطيات أو البيانات المستعملة.

5 - اختبار الفرضيات:

5-1- اختبار المعنوية الإحصائية للمعالم:

بإدخال قانون التوزيع الطبيعي المتعدد ونظرا إلى أن $\hat{\beta}$ هو دالة خطية لشعاع الأخطاء العشوائية، فإن هذا المتغير له صفة المتغير العشوائي ويتبع كذلك قانون التوزيع الطبيعي المتعدد .

نضع : $A = (X'X)^{-1} X'$ ولدينا : $\hat{\beta} = \beta + A\varepsilon$

ومنه فإن: $\hat{B} \sim N(\beta . \sigma^2 \varepsilon (X'X)^{-1})$

ثم لدينا بواقي المربعات الصغرى : $\hat{\varepsilon} = M_X \varepsilon$

إذن : $\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} = \varepsilon' M_X \varepsilon$

مع : $M_X = (I - X(X'X)^{-1} X')$

ومنه : $$\frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{\sigma_\varepsilon^2} = \frac{\varepsilon' M_X \varepsilon}{\sigma_\varepsilon^2} = \frac{(n-k-1)\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2} \sim \chi^2_{n-k-1}$$

مع الخاصية $M_X X = 0$ يكون الشعاعان $\hat{\beta}$ و $\hat{\varepsilon}$ يتبعان التوزيع الطبيعي المتعدد ومستقلين عن بعضهما البعض، وبالتالي فهما شعاعان متعامدان حيث :

$$Cov(\hat{\varepsilon}, \hat{\beta}) = E\left[\hat{\varepsilon}\left(\hat{\beta} - \beta\right)'\right] = E[M_X \varepsilon\varepsilon' A'] = \sigma_\varepsilon^2 M_X A = 0$$

$$\frac{RSS}{\sigma_\varepsilon^2}$$

ومنه نستنتج أن شعاع المقدرات $\hat{\beta}$ مستقل كذلك عن $\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}$ والذي يستلزم أن $\hat{\beta}$ موزع استقلاليا عن $\hat{\sigma}^2_{\varepsilon}$ أو نكتب : $. j = 0.1......k$ $\hat{\beta}_j \sim N(\beta_j . \sigma^2 \varepsilon\, a_{ij})$

حيث أن a_{ij} هو العنصر j الموجود بقطر المصفوفة AA' مع أن: $A = (X'X)^{-1} X'$.

ولدينا كذلك : $\hat{\beta}_j - \beta_j \sim N(0 \;. \sigma^2 \varepsilon\; a_{ij})\,.\; j = 0.1......\, k$

ومنه :

$$\left(\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_{\varepsilon}\sqrt{a_{ij}}}\right) \sim N(0,1),\; j = 0,1...k$$

وليصبح قانون التوزيع t على الشكل :

$$t = \frac{N(0,1)}{\sqrt{\chi^2_{n-k} / n-k-1}} = \frac{\dfrac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_{\varepsilon}\sqrt{a_{ij}}}}{\dfrac{(n-k-1)\hat{\sigma}^2_{\varepsilon}}{\sigma^2_{\varepsilon}} /(n-k-1)}$$

ونجد بعد الإختصار :

$$t = \left(\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_{\varepsilon}\sqrt{a_{ij}}}\right) = \left(\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_{\hat{\beta}_j}}\right) \sim t_{n-k-1}$$

تساعدنا هذه المعادلة الأخيرة على تكوين مجالات الثقة لمعالم النموذج .

ويكون شكل الاختبار:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_j = 0 \\ H_1 : \beta_j \neq 0 \end{cases}$$

بمأننا نختبر فرضية العدم سنقارن القيمة $t_c = \left(\dfrac{\hat{\beta}_j}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_j}}\right)$ مع القيمة المجدولة عند درجة الحرية $(N-K-1)$ بمستوى معنوية α فإذا كانت $t_c = \left|\dfrac{\hat{\beta}_j}{\hat{\sigma}_j}\right| < t_{n-k-1,\frac{\alpha}{2}}$ ففي هذه الحالة فإننا نقبل بفرضية العدم H0 بمعنى أن B_j ليس له معنوية إحصائية أي يساوي معنويا الصفر والعكس صحيح في حالة إذا كانت $|T_c| \rangle T_T$

عندما يكون حجم العينة كبيرا أي : $n > 30$ فينبغي استعمال التوزيع الطبيعي و يمكن أخذ القيمة الحرجة $z_{\alpha\,/\,2}$ وذلك بحساب المساحة المظلة للتوزيع (استخراج القيمة من جدول التوزيع الطبيعي المعياري) .

5 2 -اختبار صلاحية النموذج (اختبار المعنوية الاجمالية للنموذج – اختبار F):

نقوم أولا ودائما بصياغة الفروض كمايلي:

-الفرض الأول هو الفرض العدم H0 : النموذج الحالي غير مناسب لتمثيل العلاقة بين المتغير التابع من جهة و المتغيرات المستقلة من جهة أخرى.

-الفرض الثاني: هو الفرض البديل H1 :النموذج الحالي مناسب لتمثيل العلاقة بين المتغير التابع من جهة و المتغيرات المستقلة المفسرة من جهة أخرى.

ويمكن تشكيل هذا الاختبار كمايلي :

$$\begin{cases} H_0 : \beta_0 = \beta_1 = ...\beta_k = 0. \\ H_1 : \exists j / \beta j \neq 0 \qquad j = 1............k \end{cases}$$

ولإجراء هذا الاختبار نقوم بحساب (F_c) بالعلاقة التالية:

$$F_c = \frac{\sum_{i=1}^{n} \hat{Y}_i^2 \Big/ k}{\sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i^2 \Big/ n-k-1} = \frac{R^2 \big/ k}{1-R^2 \big/ n-k-1} \rightarrow F_\alpha(k, n-k-1))$$

فإذا تجاوزت الإحصائية F المحسوبة قيمة F المجدولة عند مستوى معنوية α وبدرجتي حرية k و1– n – k نرفض H0 (أي إذا كان $F_t \langle F_c$ فإننا نرفض فرضية العدم H_0) ونقبل بالفرضية البديلة القائلة بأن معا لم النموذج ليست جميعها مساوية للصفر وأن R^2 يختلف جوهريا عن الصفر ففي هذه الحالة، يمكن القول أن للنموذج ذو معنوية إحصائية والعكس صحيح (إذا كان $F_t \rangle F_c$ فإننا نقبل H_0) .

مثال 01: أراد أحد الباحثين أن يحدد أي العوامل أكثر تأثيرا على سعر التجزئة لسلعة يتم توزيعها في مراكز عديدة ومتباعدة، واقتصر البحث على متغيرتين باعتبارهما أهم الأسباب المؤثرة في أسعار التجزئة لنفس السلعة وهما :

- طول المسافة مابين مركز الإنتاج ومركز التوزيع (X_1) بالكيلومتر
- عدد الوسطاء بين مركز الإنتاج ومركز التوزيع (X_2)

والجدول الموالي يبين النتائج المتحصل عليها :

المشاهدة i	أسعار التجزئة (Y)	البعد (X1)	عدد الوسطاء (X2)
1	20	30	2
2	21	40	3
3	22.5	70	4
4	23	90	4
5	23.7	120	5
6	24.5	150	5
7	25	200	6
8	25.5	220	5
9	26	240	6
10	26.7	270	7

المطلوب :

1 - أكتب الشكل العام لنموذج الانحدار الخطي المتعدد

2 - قدر معادلة الانحدار الخطي المتعدد .

3 - أوجد تقدير تباين حد الخطأ والانحرافات المعيارية للمعلمات المقدرة في النموذج

4 - إختبر جودة التوفيق من خلال معامل التحديد المصحح .

الحل:

1 - كتابة الشكل العام للنموذج :

لدينا 10 مشاهدات ومتغيرين مستقلين، يكتب النموذج العام كما يلي : $Y = XB + \varepsilon$ بحيث:

$$Y = \begin{pmatrix} 20 \\ 21 \\ 22.5 \\ \vdots \\ 26.7 \end{pmatrix}; \quad X = \begin{pmatrix} 1 & 30 & 2 \\ 1 & 40 & 3 \\ 1 & 70 & 4 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 270 & 7 \end{pmatrix}; \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix}; \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_{10} \end{pmatrix}$$

مع أن رتبة كل مصفوفة هي على النحو التالي :

$$Y_{(10\times1)};\qquad X_{(10\times3)};\qquad \beta_{(3\times1)};\qquad \varepsilon_{(10\times1)}$$

2 - تقدير معالم النموذج :

نعلم بأن $\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'Y$ لذا سنقوم بحساب كل من $(X'X)$ و $(X'X)^{-1}$ ثم $(X'Y)$

$$X'X=\begin{pmatrix}1 & 1 & \cdots & 1\\ 30 & 40 & \cdots & 270\\ 2 & 3 & \cdots & 7\end{pmatrix}\begin{pmatrix}1 & 30 & 2\\ 1 & 40 & 3\\ \vdots & \vdots & \vdots\\ 1 & 270 & 7\end{pmatrix}$$

$$X'X=\begin{pmatrix}10 & 1430 & 47\\ 1430 & 271300 & 7800\\ 47 & 7800 & 241\end{pmatrix}$$

لدينا كذلك :

$$(X'X)^{-1}=\begin{pmatrix}2.54 & 0.01 & -0.89\\ 0.01 & 0.0001 & -0.006\\ -0.89 & -0.006 & 0.37\end{pmatrix}$$

أيضا :

$$(X'Y)=\begin{pmatrix}1 & 1 & \cdots & 1\\ 30 & 40 & \cdots & 270\\ 2 & 3 & \cdots & 7\end{pmatrix}\begin{pmatrix}20\\ 21\\ \vdots\\ 26.7\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}237.9\\ 35663\\ 1146.7\end{pmatrix}$$

ومن يمكن حساب قيمة $\hat{\beta}$ كمايلي :

$$\hat{\beta}=\begin{pmatrix}2.54 & 0.01 & -0.89\\ 0.01 & 0.0001 & -0.006\\ -0.89 & -0.006 & 0.37\end{pmatrix}\begin{pmatrix}237.9\\ 35663\\ 1146.7\end{pmatrix}$$

$$\hat{\beta}=\begin{pmatrix}18.72\\ 0.014\\ 0.647\end{pmatrix}$$

إذن النموذج المقدر يمكن كتابته بالشكل الآتي:

$$\hat{Y}_i=18.72+0.014X_{i1}+0.647X_{i2}$$

3 - حساب تقدير تباين حد الخطأ والانحرافات المعيارية للمعلمات المقدرة في النموذج :

لحساب تقدير حد الخطأ لدينا :

مع العلم بأن : $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ لذا سنقوم $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{n-k-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2}{n-k-1}$ بحساب مجموع مربعات الأخطاء في الجدول الموالي:

$\hat{\varepsilon}_i^2$	$\hat{\varepsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i$	$\hat{Y}_i = 18.72 + 0.014X_{i1} + 0.647X_{i2}$	Y_i	I
0.188	-0.434	20.434	20	1
0.049	-0.221	21.221	21	2
0.045	0.212	22.288	22.5	3
0.187	0.432	22.568	23	4
0.004	0.065	23.635	23.7	5
0.198	0.445	24.055	24.5	6
0.162	-0.402	25.402	25	7
0.216	0.465	25.035	25.5	8
0.001	0.038	25.962	26	9
0.108	-0.329	27.029	26.7	10
1.159	/	/	/	المجموع

ومنه :

إذن تباين حد الخطأ هو: $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\hat{\varepsilon}_i^2}{n-k-1} = \frac{1.159}{7} = 0.165$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = 0.165$$

6 -الانحرافات المعيارية لمقدرات معالم النموذج:

نقوم بتحديد مصفوفة التباينات-التباينات المشتركة للمقدرات $\hat{\Omega}_{\hat{\beta}}$ لدينا:

$$\hat{\Omega}_{\hat{\beta}} = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 (X'X)^{-1}$$

$$\hat{\Omega}_{\hat{\beta}} = 0.165\begin{pmatrix} 2.54 & 0.01 & -0.89 \\ 0.01 & 0.0001 & -0.006 \\ -0.89 & -0.006 & 0.37 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.419 & 0.002 & -0.147 \\ 0.002 & 0.000016 & -0.0009 \\ -0.147 & -0.0009 & 0.061 \end{pmatrix}$$

كل عنصر من عناصر قطر مصفوفة التباينات-التباينات المشتركة المتحصل عليها يعبر عن تباين كل مقدر أي:

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}^2 = 0.419 \Rightarrow \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0} = 0.647$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2 = 0.00016 \Rightarrow \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} = 0.004$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}^2 = 0.061 \Rightarrow \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2} = 0.246$$

4 - إختبار جودة التوفيق :

لإختبار جودة التوفيق نقوم بحساب معامل التحديد المتعدد العادي ثم المصحح من خلال المعادلة الآتية:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{\sum \left(Y_i - \bar{Y}\right)^2}$$

نقوم بحساب $\sum \left(Y_i - \bar{Y}\right)^2$ أين وجدنا $\bar{Y} = 23.79$ من خلال هذا الجدول :

$\sum \left(Y_i - \bar{Y}\right)^2$	$Y_i - \bar{Y}$	Y_i	I
14.364	-3.79	20	1
7.784	-2.79	21	2
1.664	-1.29	22.5	3
0.624	-0.79	23	4
0.008	-0.09	23.7	5
0.504	0.71	24.5	6
1.464	1.21	25	7
2.924	1.71	25.5	8
4.884	2.21	26	9
8.468	2.91	26.7	10
42.689	/	/	المجموع

ومنه :

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{\sum \left(Y_i - \bar{Y}\right)^2} = 1 - \frac{1.159}{42.689} = 0.973$$

أما معامل التحديد المصحح يمكن حسابه كما يلي:

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2)\left(\frac{n-1}{n-k-1}\right)$$

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - 0.973)\left(\frac{10-1}{10-2-1}\right)$$

$$\bar{R}^2 = 0.965$$

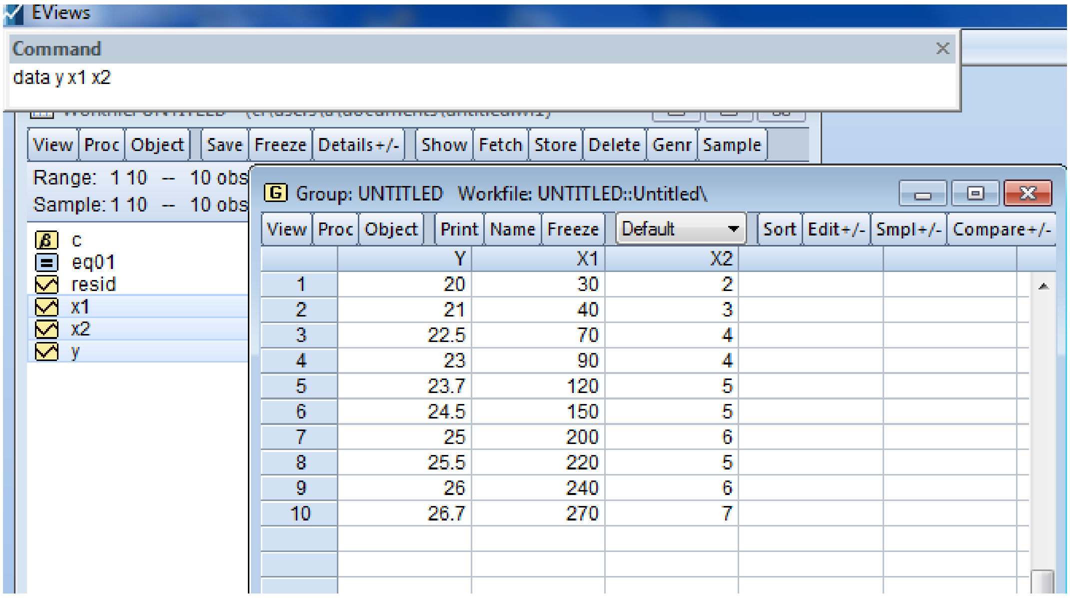
من الملاحظ أن معامل التحديد المصحح $\bar{R}^2$ يبقى أقل نسبيا من معامل التحديد R^2

من خلال قيمة معامل التحديد المصحح نستنتج أن للنموذج قدرة تفسيرية عالية جدا أي أن المتغيرات المستقلة تشرح المتغير التابع بنسبة 96.5 %.

6–استعمال برنامج Eviews9.0 في تطبيقات لمعادلة الانحدار الخطي المتعدد:

كما تم في الفصل الثاني في كيفية إنشاء ملف جديد بالنسبة لتفريغ بيانات الدراسة نتبع نفس تلك الخطوات، كما أن عملية التقدير بطريقة المربعات الصغرى (OLS) بالنسبة للنموذج الخطي البسيط

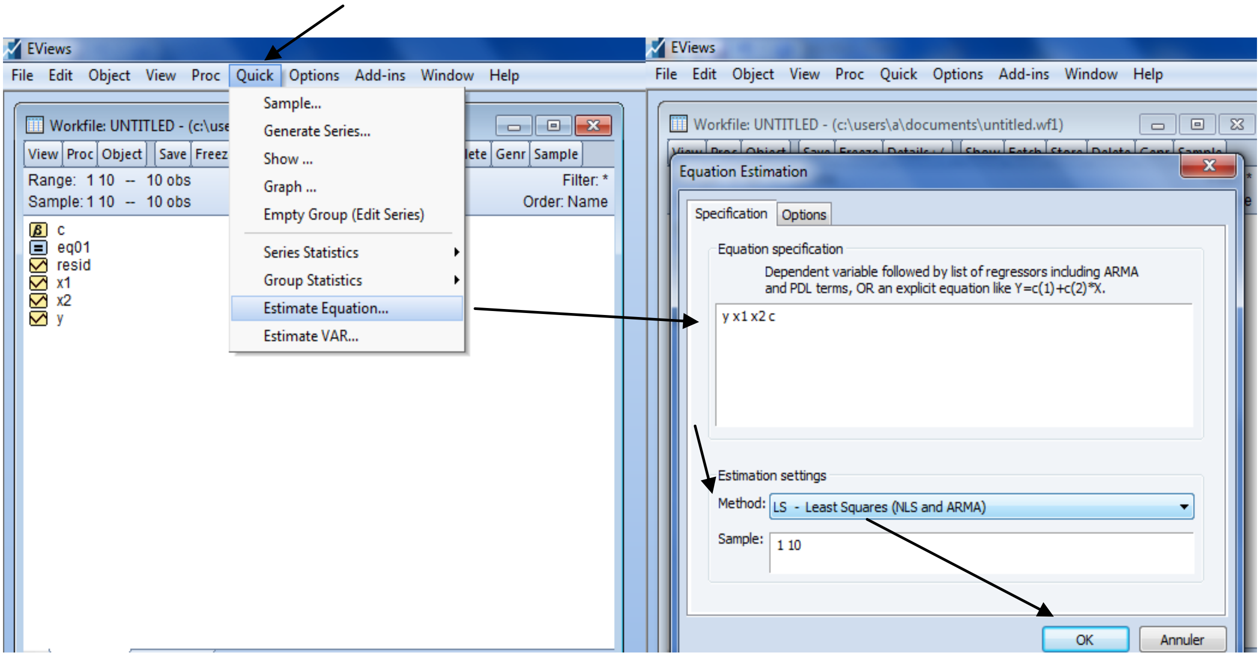
والمتعدد هي بنفس الطريقة والفرق فقط في عدد المتغيرات المفسرة ففي مثالنا لدينا متغيرين مستقلين، والشكل الموالي يوضح بياناتنا من خلال محرر البيانات (Work file) لبرنامج Eviews9.0 :



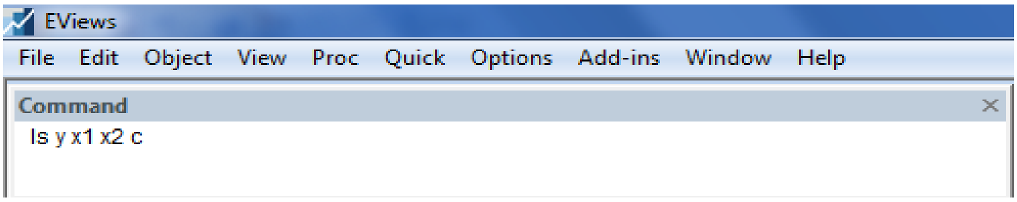
1 – كتابة

الشكل العام للنموذج :

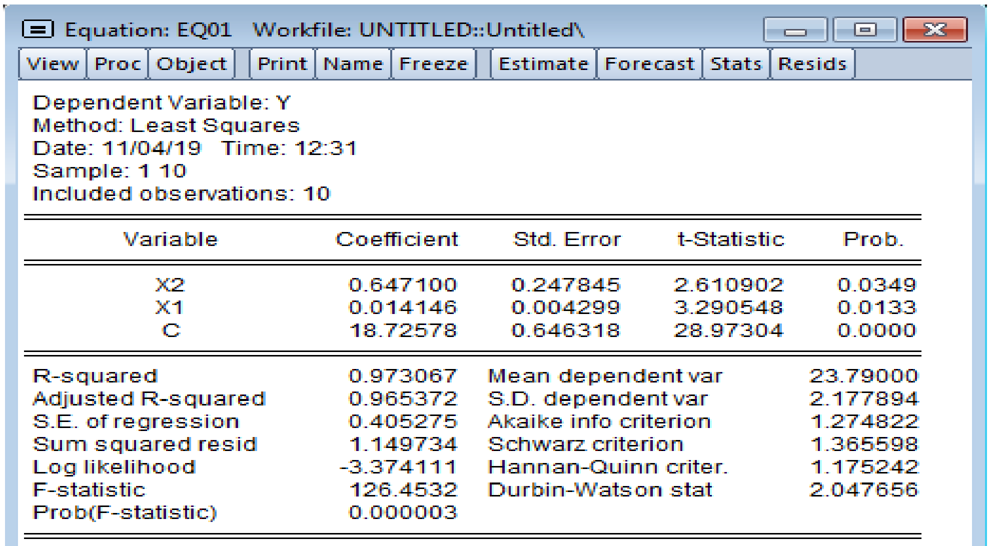
يمكن أن نتبع الطريقة السابقة في عملية التقدير كما رأيناها في الفصل الثاني أو نتبع طريقة أخرى وهذا بإتباع الخطوات الآتية : نختار من قائمة Quick الأمر Estimate Equation ونكتب اسم المتغيرات داخل الإطار المخصص لذلك بالإضافة إلى الثابت (c) (يجب كتابة المتغير التابع أولا ثم بعدها المتغيرات المستقلة) مع الإبقاء على الخيار Least Squares– LS من Method لإجراء التقدير كما هو موضح بالشكل الموالي:



بعد الضغط على OK نتحصل على التقدير، ويمكن أيضا بطريقة أخرى إجراء هذا التقدير مباشرة من نافذة الأوامر بكتابة التعليمة الآتية: ls y x1 x2 c كما هو موضح بالشكل الآتي:



وبالضغط على ENTER من لوحة المفاتيح نتحصل على جدول التقدير كمايلي :



Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 11/04/19 Time: 12:31
Sample: 1 10
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2	0.647100	0.247845	2.610902	0.0349
X1	0.014146	0.004299	3.290548	0.0133
C	18.72578	0.646318	28.97304	0.0000

R-squared	0.973067	Mean dependent var	23.79000
Adjusted R-squared	0.965372	S.D. dependent var	2.177894
S.E. of regression	0.405275	Akaike info criterion	1.274822
Sum squared resid	1.149734	Schwarz criterion	1.365598
Log likelihood	-3.374111	Hannan-Quinn criter.	1.175242
F-statistic	126.4532	Durbin-Watson stat	2.047656
Prob(F-statistic)	0.000003		

من خلال الجدول نستخرج النموذج الخطي المتعدد المقدر :

$$\hat{Y}_i = 18.72 + 0.014X_{i1} + 0.647X_{i2}$$

إذن النتيجتين الخاصة بعملية التقدير هي نفسها سواءا بالحل اليدوي أو باستخدام برنامج Eviews ،بالإضافة إلى تلك القيم المتحصل عليها والمتعلقة بـ معامل التحديد العادي والمصحح $\left(\overline{R}^2 = 0.965\right)$ وكذلك مجموع مربعات البواقي $\left(\sum \hat{\varepsilon}_i^2 = 1.149\right)$ التي تساعدنا في إيجاد تقدير تباين الأخطاء، ويقدم لنا الجدول كذلك قيم الانحرافات المعيارية للمعلمات المقدرة في النموذج (أنظر إلى قيم عمود Std.error) ، كما يمكننا أن نستخرج من الجدول قيما مهمة فيما يخص استعمالها في الاختبارات المعنوية للمعالم (إحصائية ستيودنت) أو معنوية النموذج ككل (إحصائية فيشر) بالإضافة إلى نتائج أخرى مهمة سنتطرق إليها لاحقا .

يمكن كتابة النموذج السابق مع أهم القيم المستخرجة من الجدول كمايلي :

$$\hat{Y}_i = 18.72 + 0.014 X_{i1} + 0.647 X_{i2}$$

$$\begin{array}{ccc} (0.64) & (0.004) & (0.24) \\ 3.29 & 2.61 & 28.97 \end{array}$$

$$R^2 = 97.3 \qquad F = 126.45 \qquad n = 10$$

مع أن القيم التي بين قوسين تمثل الأخطاء المعيارية للمقدرات، بينما القيم التي في الأسفل مباشرة تمثل قيم إحصائية ستيودنت المحسوبة .

2 –إختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج:

نلاحظ من خلال الجدول بأن جميع إحتمالات إحصائية ستيودنت لمعالم النموذج أقل من 0.05 بما فيها الثابت، في المقابل وجدنا بأن كل قيم ستيودنت المحسوبة هي أكبر من القيمة الحرجة لها عند مستوى معنوية 5% ودرجة حرية n-k-1=7 (t_{cal}=2.365) وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل بالفرض البديل الذي ينص على معنوية كل معالم النموذج .

أما بالنسبة لإحصائية فيشر المحسوبة F_{cal}=126.45 وهي أكبر من القيمة الحرجة لها مما يدل على أن النموذج معنوي مما يؤكد القوة التفسيرية العالية لنموذج الانحدار الخطي المتعدد من الناحية الإحصائية .

وفيما يخص التفسير الاقتصادي للنموذج المتحصل عليه فقد وجدنا بأن المتغير المستقل الثاني (X_2) المتمثل في عدد الوسطاء بين مركز الإنتاج ومركز التوزيع هو الأكثر تأثيرا في ارتفاع أسعار التجزئة فكلما زاد عدد الوسطاء زاد سعر نفس السلعة عن ماهو عليه في حالة عدد وسطاء أقل (علاقة طردية) وهذا ماينطبق تماما مع النظرية الإقتصادية لرغبة كل وسيط في الحصول على فائدة أو عائد من الخدمة وفي مثالنا هذا فكلما زاد وسيط واحد بين مركز الإنتاج ومركز التوزيع ارتفع سعر السلعة ب 0.647 وحدة،

أما عن المتغير الثاني (X_1) فتأثيره في السعر أقل بحيث كلما زادت المسافة بكلوميتر واحد ارتفع سعر السلعة بـ 0.014 وحدة وهو كذلك ينطبق مع منطق النظرية الاقتصادية تماما، ويمكننا تفسير قيمة الثابت بأنه سعر السلعة المبدئي داخل المركز أي قبل التسويق بشرط عدم تأثير المتغيرين (X_1,X_2) هو 18.72 وحدة. .

3 - اختبار استقرار معاملات النموذج (اختبار chow) :

يدرس هذا الاختبار مدى استقرار النموذج في كامل الفترة الزمنية (دراسة التغيير الهيكلي للنموذج) ، أي صياغة النموذج هي نفسها ولكن تختلف القيم المقدرة للمعاملات في العينتين الجزئيتين.

ليكن النموذج المقدر ذو k متغير مستقل على فترة واحدة :

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{i1} + \hat{\beta}_2 X_{i2} \ldots + \hat{\beta}_k X_{ik}$$

نقدر النموذج انطلاقا من عينتين جزئيتين n_1 وn_2 مع ، $n = n_1 + n_2$ حيث :

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0^{(1)} + \hat{\beta}_1^{(1)} X_{i1} + \hat{\beta}_2^{(1)} X_{i2} \ldots + \hat{\beta}_k^{(1)} X_{ik}$$

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0^{(2)} + \hat{\beta}_1^{(2)} X_{i1} + \hat{\beta}_2^{(2)} X_{i2} \ldots + \hat{\beta}_k^{(2)} X_{ik}$$

نختبر الفرضيات التالية :

$$H_0 : \begin{pmatrix} \beta_0 = \beta_0^{(1)} = \beta_0^{(2)} \\ \beta_1 = \beta_1^{(1)} = \beta_1^{(2)} \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ \beta_k = \beta_k^{(1)} = \beta_k^{(2)} \end{pmatrix}$$

إن اختبار استقرار المعاملات يقود نا إلى طرح السؤال التالي : هل يوجد فرق معنوي بين مجموع مربعات البواقي في كامل الفترة n وجمع مجموع مربعات البواقي المحسوبة RSS1 + RSS2 انطلاقا من العينتين الجزئيتين ؟ إذا كانت الإجابة لا فهذا يعني أن النموذج مستقر في كامل العينة.

تعرف إحصائية فيشر كما يلي :

$$F_C = \frac{\left[RSS - \left(RSS^1 + RSS^2\right)\right]/ df_1}{\left(RSS^1 + RSS^2\right)/ df_2}$$

مع :

$$df_1 = k + 1$$
$$df_2 = n - 2k - 2$$

إذا كانت $F_c \leq F_\alpha(k+1, n-2k-2)$ ففي هذه الحالة نقبل الفرضية ، H_0 أي أن المعاملات مستقرة معنويا في كامل الفترة الزمنية .

سنقوم الآن باختبار إستقرارية النموذج المتحصل عليه في مثالنا السابق بحيث نقوم بتقدير النموذج على عينتين جزئيتين (لدينا n=10 لذا كل عينة جزئية تساوي 5) ثم نقوم بحساب مجموع مربعات البواقي لكل نموذج وذلك بالإستعانة ببرنامج Eviews9.0 كمايلي:

-نموذج الفترة الأولى ($n_1=5$) :

$$\hat{Y}_i = 17.89 + 0.013 X_{i1} + 0.89 X_{i2}$$

$$R^2 = 97.73 \qquad n_1 = 5 \qquad RSS^1 = 0.206$$

-نموذج الفترة الثانية ($n_2=5$) :

$$\hat{Y}_i = 21.32 + 0.017 X_{i1} + 0.075 X_{i2}$$

$$R^2 = 95.73 \qquad n_2 = 5 \qquad RSS^2 = 0.125$$

بعدها نقوم بحساب قيمة فيشر وفق العلاقة الآتية :

$$F_C = \frac{\left[RSS - \left(RSS^1 + RSS^2\right)\right] / df_1}{\left(RSS^1 + RSS^2\right) / df_2}$$

$$F_C = \frac{\left[1.149 - (0.206 + 0.125)\right] / 3}{(0.206 + 0.125) / 4} = \frac{0.272}{0.08275} = 3.29$$

نقارن القيمة 3.29 مع قيمة فيشر المجدولة كمايلي:

$$F_C = 3.29 \prec F_{0.05}(3,4) = 6.59$$

وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية التي تعني بأن معاملات النموذج مستقرة معنويا على كامل فترة الدراسة وبالتالي النموذج لا يعاني من تغير هيكلي .

تمارين :

التمرين الأول :

أرادت شركة أن تختبر مدى فعالية كل من السياسة السعرية والسياسة الإعلانية على مبيعاتها الكلية أين قام أحد الباحثين بجمع بيانات ربع سنوية عن الإيراد الكلي y ومتوسط السعر x_1 والإنفاق الإعلاني x_2 للشركة في عينة حجمها 52 مشاهدة .

$\sum y_i = 6256.89$	$\sum y_i x_{i1} = -2.46$
$\sum x_{i2} = 502.39$	$\sum x_{i1} = 104$
$\sum Y_i x_{i2} = 3939.06$	$\sum x_{i1} x_{i2} = 7.55$

$\sum X^2_{i1}=3.7$ $\qquad$ $\sum x^2_{i2}=1335.7$

$\sum e^2_i=1798.33$ $\qquad$ $\sum Y^2=13581.35$

المطلوب:

1 - تعيين النموذج الرياضي باستخدام الصيغة الخطية وتحديد التوقعات القبلية لمعلماته.

2 - تقدير النموذج القياسي لدالة المبيعات وتفسير المعلمات المقدرة اقتصاديا.

التمرين الثاني : لدينا المخرجات الآتية من برنامج Eviews والتي تبين أثر كل من معدل الكتلة النقدية وسعر الصرف على التضخم في الجزائر للفترة 1980-2017 :

Dependent Variable: INF
Method: Least Squares
Date: 04/30/21 Time: 12:54
Sample: 1980 2017
Included observations: 38

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M2	-0.034253	0.185466	-0.184688	0.8545
TC	25.99226	5.524466	4.704936	0.0000
C	6.887989	2.854237	2.413251	0.0212

R-squared	0.388560	Mean dependent var	9.166316
Adjusted R-squared	0.353621	S.D. dependent var	8.338856
S.E. of regression	6.704250	Akaike info criterion	6.719017
Sum squared resid	1573.144	Schwarz criterion	6.848300
Log likelihood	-124.6613	Hannan-Quinn criter.	6.765015
F-statistic	11.12097	Durbin-Watson stat	1.106652
Prob(F-statistic)	0.000182		

7 - أكتب معادلة الانحدار الخطي المتعدد من الجدول

8 - اشرح ماذا تعني معالم النموذج ؟

9 - أدرس معنوية معالم النموذج ثم المعنوية الكلية للنموذج عند مستوى 5 %.

10 -كم تبلغ القوة التفسيرية للنموذج مع الشرح ؟

التمرين الثالث: لدينا المخرجات الآتية من برنامج Eviews والتي توضح العلاقة الموجودة مابين الدخل كمتغير مفسر (X) والادخار كمتغير تابع (Y) :

Dependent Variable: الادخار (y)
Method: Least Squares
Date: 12/02/18 Time: 09:57
Sample (adjusted): 1980 2017
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
الدخل (x)	0.354989	0.229885	2.723701	0.0292
الثابت (c)	2.080108	3.762408	2.288738	0.0710

R-squared	0.580138	Mean dependent var	5.28E+08
Adjusted R-squared	0.493268	S.D. dependent var	2.23E+09
S.E. of regression	2.10E+09	Akaike info criterion	45.82491
Sum squared resid	1.41E+20	Schwarz criterion	45.91469
Log likelihood	-777.0234	Hannan-Quinn criter.	45.85553
F-statistic	5.215290	Durbin-Watson stat	1.552241
Prob(F-statistic)	0.029170		

1 -أكتب معادلة الانحدار الخطي بين الدخل والادخار.

2 - اشرح المعنى الإقتصادي للمعادلة المقدرة من خلال معالم النموذج .

3 - أدرس معنوية معالم النموذج مع العلم بأن $t_{tab}=2.365$ عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$

4 -قمنا بإدخال متغيرة مفسرة ثانية إلى النموذج والمتمثلة في الاستهلاك (X_2) فتوصلنا إلى النموذج الآتي: $\hat{Y}_i = 1.97 + 0.21X_{i1} - 0.47X_{i2}$ مع العلم بأن القدرة التفسيرية للنموذج بلغت 68.71 ، اشرح النتائج المتوصل إليها، وماهي النتيجة المهمة التي يستنتجها الباحث ؟

الفصل الرابع: المشاكل القياسية في الانحدار واستخدام برنامج Eviews في الكشف عنها

سيتمكن الطالب أو المطلع على حيثيات هذا الفصل من التعرف على أهم المشاكل التي تواجه الباحث عند بناء أي نموذج قياسي والتي تتمثل في كل من :

- مشكلة الارتباط الذاتي مابين الأخطاء: L'Autocorrélation des erreurs ؛
- مشكلة اختلاف التباين Heterskedasticity ؛
- مشكلة التعدد الخطي Multicollinearity ؛
- مشكلة عدم التوزيع الطبيعي للأخطاء ؛
- كيفية استخدام برنامج Eviews في الكشف عن أي مشكلة من تلك المشاكل .

تمهيد: وضعت الفروض التي تحدثنا عنها سابقا فيما يخص بناء أي نموذج من أجل تبسيط معالجة الانحدار، لكن في الواقع إن كثيرا من هذه الفروض لا يستوفى بعضها أو أحيانا كلها حيث أنه إذا تم خرق أي من الفروض تظهر مشكله عدم القدرة على تطبيق طرق الانحدار العادية مثل طريقة المربعات الصغرى العادية، فعلى سبيل المثال في كثير من الدراسات نلاحظ إن فرض الوسط يساوي الصفر هذا قد لايتم استيفائه فيترتب عليه أشياء من ناحية الخصائص التي تمتلكها المقدرات المتحصل عليها، ويمكن أن نحصر أهم المشاكل التي نواجهها في العناصر الآتية :

- الارتباط الذاتي للأخطاء ؛
- اختلاف التباين ؛
- التعدد الخطي ؛
- عدم التوزيع الطبيعي للأخطاء .

1 - مشكلة الارتباط الذاتي مابين الأخطاء: L’Autocorrélation des erreurs

يظهر الارتباط الذاتي كأحد المشاكل الناتجة من خرق فرض من الفروض اللازمة لتطبيق المربعات الصغرى العادية على نماذج الانحدار نتيجة لعدم استيفاء الفرض الخاص بالتغاير $Cov(\varepsilon_i,\varepsilon_j)=0$ حيث إن قيمة التغاير صفر تعني أن ε_j , ε_i مستقلتان ومعنى الاستقلال أن ما يحدث في الفترة الزمنية i لا يتأثر بما يحدث في الفترة j، في دراسات السلاسل الزمنية وفي الدراسات المقطعية نقول أن ما يحدث للمشاهدة الأولى لا يتأثر بما يحدث للمشاهدة الثانية.

هناك عدة أشكال للارتباط الذاتي فقد يكون من الدرجة الأولى أو الثانية أو أكثر، إلا أن معظم التطبيقات في الاقتصاد القياسي تتضمن ارتباطا ذاتيا من الدرجة الأولى .

1-1-الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى (AR(1)): عندما يكون الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى موجود فإن العنصر العشوائي يكون غير مستقل بل يتبع النموذج التالي :

$$\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + v_i$$

إن العلاقة السابقة تدل على أن التغير الحالي جزء من التغير السابق مضافا إليه تأثير يمثل بـ v_i حيث أن هذه المتغيرة العشوائية تحقق جميع فرضيات التي نعبر عنها بالعلاقة الآتية: $v_i \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$.

فمن خلال العلاقة السابقة دائما يمكن أن نوضح بأن ε_i تعتمد على ε_{i-1} السابقة بمقدار ρ، بحيث ρ تقيس درجة الارتباط الذاتي بين العناصر الحالية والعناصر السابقة وتتراوح قيمته بين $-1\le\rho\le+1$ فإذا

كانت $\rho = 1$ معناه أن العشوائي الحالي يساوي العشوائي السابق (ارتباط طردي تام)، وإذا كانت $\rho=0$ معناه أن ε_i مستقلة عن ε_{i-1} ومنه لا يوجد ارتباط ذاتي ما بين الأخطاء، وعلى العموم يمكن القول بأن ε_i تعتمد على قيمة ε_{i-1} حسب قيمة ρ .

إن عدم تحقق الفرض الخاص بالتغاير يترتب عليه خسارة كفاء ة المقدرات، أي نستطيع تطبيق المربعات الصغرى العادية فنتحصل على مقدرات غير متحيزة تتميز بوسط صفري وخطية ولكن نخسر الكفاءة، وعليه إذا استعملنا هذا التباين في بناء فترات الثقة وإجراء اختبارات المعنوية فإن النتائج ستكون خاطئة.

2-1- إختبارات الكشف عن الارتباط الذاتي: من بين أهم الاختبارات المخصصة للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي يوجد إختبار ديربن واتسون، إختبار h وإختبار مضاعف لاجرانج .

-إختبار ديربن واتسون: من أوسع الاختبارات إستعمالا وهو جيد الأداء لمختلف العينات، لأنه يوجد إختبارات أخرى قد تكون أقوى من إختبار ديربن–واتسون من الناحية الإحصائية إلا أنها تكتسب قوتها في العينات كبيره الحجم ولذلك يفضل ديربن واتسون على الكثير من الاختبارات الأخرى فضلا على أنه بسيط من ناحية الفكرة والتطبيق ، وهذا الاختبار مخصص للكشف عن الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى فقط.

لتكن لدينا المعادلة الخاصة بالمتغيرة العشوائية كمايلي : $\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + v_i$ ، نقوم باختبار الفرضية الموالية

فرضية العدم : $H_0 : \rho = 0$

الفرضية البديلة: $H_A : \rho \neq 0$

ومن أجل إختبار فرضية العدم يجب حساب إحصائية داربين واتسون (DW) بالعلاقة الاتية:

$$DW = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{n}\varepsilon^2{}_i} \approx 2(1-\rho)$$

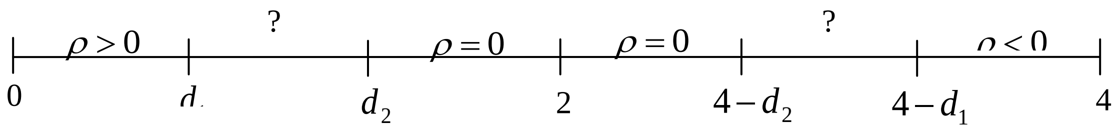
مع:

$$\rho = \frac{\sum_{i=2}^{n}\varepsilon_i\varepsilon_{i-1}}{\sum_{i=1}^{n}\varepsilon^2{}_i}$$

بعد حساب قيمة " DW " نقارنها مع القيمة المجدولة d_l التي تمثل الحد الأدنى لانعدام الارتباط الذاتي بين الأخطاء أما " du " فتمثل الحد الأقصى، وذلك حسب عدد الملاحظات (n) وعدد المتغيرات

المستقلة في كل نموذج لكل مستوى من مستويات الدلالة α (%10,%5,%1) ويتم قبول أو رفض الفرضيتين حسب المخطط التالي الذي يوضح كافة الحالات الممكنة .

الشكل رقم 04-01: مناطق القبول والرفض لاختبار داربين واتسون Dw



قيمة dw الوسطية هي 2 وعندها ينعدم الارتباط الذاتي، أي: $\rho=0$.

ويتم قبول و رفض H_0 حسب الحالات التالية:

$0<d<d_1$ وجود ارتباط ذاتي موجب.

$d_1<d<d_2$ مجال غير محسوم (هناك شك في وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي).

$d_2<d<4-d_2$ عدم وجود ارتباط ذاتي.

$4-d_2<d<4-d_1$ مجال غير محسوم (هناك شك في وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي).

$4-d_1<d<4$ وجود ارتباط ذاتي سالب.

– **اختبار h لـ داربن:** في حالة وجود متغير متباطئ للمتغير التابع ونتيجة لأسباب إحصائية لوحظ أن إحصائية ديربن واتسون d يتجه نحو القيمة 2 وإذا استندنا على هذه النتيجة سنتوصل إلى قرار خاطئ ونقول أنه لا يوجد مشكلة ارتباط ذاتي.

إن النماذج الاقتصادية تحكمها قوه معينه تحتم ظهور المتغيرات المتباطئة كمتغيرات مفسره لأي متغير تابع، لنفترض أنه لدينا النموذج الموالي:

$$Y_i=\gamma_0+\gamma_1 Y_{i-1}+\gamma_2 X_i+\varepsilon_i$$

فإن صيغة الاختبار المقترح هي :

$$h=\hat{\rho}\sqrt{\frac{n}{1-nV(\hat{\gamma}_1)}}$$

حيث أن $V(\hat{\gamma}_1)$ تمثل تباين معامل الانحدار المقدر التابع ذو فترة إبطاء واحدة $\mathbf{Y_{i-1}}$، ويلاحظ بأن هذا الاختبار لا يمكن استخدامه إذا كانت $nV(\hat{\gamma}_1)>1$ كما يفضل استعماله للعينات التي تزيد عن 30 مشاهده وتقل قوة الاختبار عند العينات التي تكون أقل من ذلك.

وتجدر الاشارة هنا إلى أن إحصائية h تكون موزعة توزيعا طبيعيا، ومن ثم يجب مقارنة قيمة h بالقيمة الجدولية لـ z الموجودة بجدول التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية معين .

ويتلخص اختبار h من جانب واحد كمايلي:

$$H_0 : \rho \leq 0$$
$$H_1 : \rho > 0$$

إذا كانت $h > z$ يقبل H_1 أي يوجد هناك ارتباط ذاتي موجب من الدرجة الأولى .

–اختبار مضاعف لاجرانج The Lagrange Multiplier (LM)

يرتكز هذا الاختبار على مضاعف لاغرانج والذي يسمح باختبار وجود ارتباط ذاتي من درجة أكبر من الواحد.

نموذج الانحدار الذاتي للأخطاء من الدرجة p يكتب على الشكل التالي :

$$\varepsilon_i = \rho_1\varepsilon_{i-1} + \rho_2\varepsilon_{i-2} + \ldots + \rho_p\varepsilon_{i-p} + v_i$$

ليكن النموذج العام حيث أن الأخطاء مرتبطة ذاتيا:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \ldots + \beta_k X_{ik} + \rho_1\varepsilon_{i-1} + \rho_2\varepsilon_{i-2} + \ldots + \rho_p\varepsilon_{i-p} + v_i$$

هناك ثلاث خطوات لإجراء هذا الاختبار:

– تقدير النموذج العام بطريقة المربعات الصغرى ثم حساب البواقي $\hat{\varepsilon}_t$

– تقدير المعادلة الوسيطية التالية:

$$\hat{\varepsilon}_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \ldots + \beta_k X_{ik} + \rho_1\hat{\varepsilon}_{i-1} + \rho_2\hat{\varepsilon}_{i-2} + \ldots + \rho_p\hat{\varepsilon}_{i-p} + v_i$$

ثم حساب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة R^2، نذكر بأنه باستعمال هذه المعادلة سنفقد p مشاهدة.

فرضية استقلالية الأخطاء H_0 التي ينبغي اختبارها هي:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \ldots = \rho_p = 0$$

الإحصائية $LM = (n-p)\times R^2$ تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية p فإذا كان $(n-p)\times R^2$ أكبر من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بنسبة معنوية α فإننا نرفض H_0 فرضية استقلالية الأخطاء.

مثال: لو عدنا للمثال رقم 2 في الفصل الثاني الخاص بعملية تقدير نموذج الخطي البسيط مابين درجة المخاطرة (S) ودرجة التنوع (V) خلال سنة، قد توصلنا من خلال برنامج Eviews إلى النتائج الآتية:

Equation: UNTITLED Workfile: TP2::Untitled\

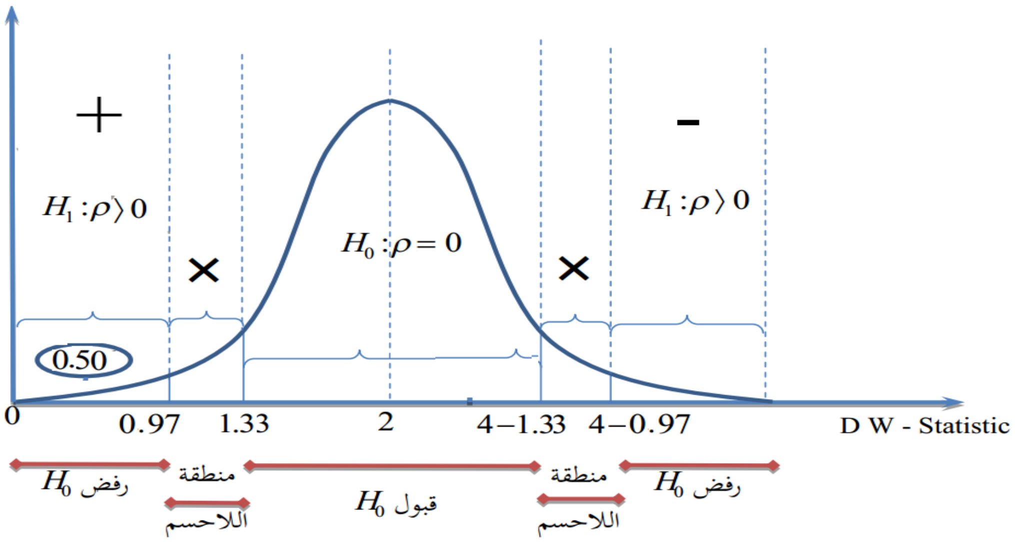
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: S
Method: Least Squares
Date: 11/01/19 Time: 17:49
Sample: 1 12
Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
V	-1.680070	0.370209	-4.538166	0.0011
C	21.92045	2.724664	8.045195	0.0000

R-squared	0.673149	Mean dependent var	11.00000
Adjusted R-squared	0.640464	S.D. dependent var	7.383181
S.E. of regression	4.427055	Akaike info criterion	5.964358
Sum squared resid	195.9882	Schwarz criterion	6.045176
Log likelihood	-33.78615	Hannan-Quinn criter.	5.934437
F-statistic	20.59495	Durbin-Watson stat	0.500824
Prob(F-statistic)	0.001078		

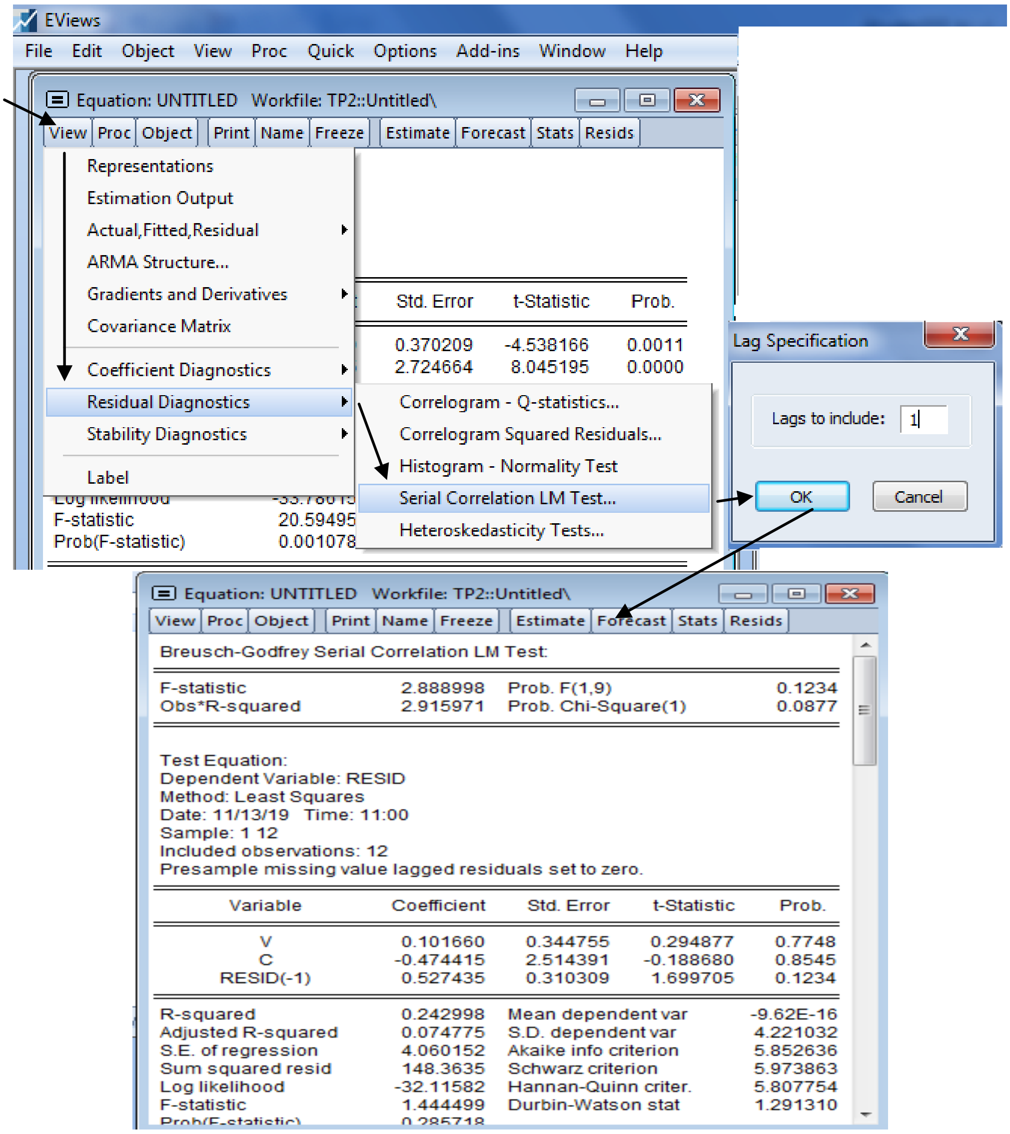
قد توصلنا إلى أن النتائج مقبولة من الناحية الإحصائية (معنوية معلمتي النموذج، القدرة التفسيرية الجيدة المعنوية الكلية)، لكن لابد من التأكد من تحقق الفرضيات الخاصة بعملية التقدير والتي من بينها عدم الارتباط الذاتي مابين الأخطاء: ومن أجل ذلك نستخرج قيمة إحصائية داربن واتسون Durbin–Watson من الجدول والتي تساوي 0.50 أي D-W=0.50 ثم نبحث عن موقع هذه القيمة بعد تحديد القيم المجدولة لداربن واتسون العليا والدنيا عند مستوى معنوية 5% وهي: $d_L=0.97$, $d_U = 1.33$ من خلال البيان الآتي :



من خلال البيان يتضح بأن قيمة D-W تقع بمنطقة رفض فرضية العدم أي قبول الفرضية البديلة والتي تنص على وجود إرتباط ذاتي مابين الأخطاء وهذا الإرتباط موجب، وبالتالي عدم تحقق أحد فروض طريقة المربعات الصغرى مما يطرح مشكلا في عدم كفاءة المقدرات التي قد تعطينا نتائج خاطئة عند إجراء اختبارات المعنوية وفي بناء فترات الثقة أيضا.

-سنتأكد من النتيجة السابقة من خلال إختبار Breusch-Godfrey Test (ويسمى أيضا اختبار مضروب لاغرونج للارتباط التسلسلي – BGLM) وهو أقوى من الاختبار الأول لـ D-W، وهذا باختبار العلاقة بين البواقي المبطأة لفترة واحدة لاختبار الفرض الصفري القائل بعدم وجود ارتباط ذاتي بسلسلة بواقي التقدير وسنعتمد في ذلك على برنامج Eviews كمايلي :

بعد الحصول على جدول التقدير نختار من القائمة View الأمر Residual Daignostics ثم نختار الأمر Serial Correlation LMTest نقوم بملأ رقم 1 في الخانة Lags to includ ثم نضغط على ok فنتحصل على نتائج إختبار Breusch-Godfrey والشكل الموالي يوضح هذه الخطوات



من خلال النتيجة المتحصل عليها فيما يخص إحصائية فيشر المحسوبة F-statistic=2.88 أين وجدنا تلك القيمة أقل من القيمة المجدولة لها $F_{0.05}(1,9)=5.12$ أو من خلال العلاقة $Obs^*R^2=2.91$ والتي هي أقل تماما من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 1 ونسبة معنوية 0.05

($\chi^2_{0.05}(1) = 3.84$) ، مما يعني بأن الفرضية الصفرية مقبولة وبالتالي عدم وجود إرتباط ذاتي مابين الأخطاء، وهذه النتيجة هي عكس ما تحصلنا عليه من خلال إحصائية DW .

للتخلص من مشكل الارتباط الذاتي في حالة وجوده نقوم بتحويل المتغيرات الأصلية إلى متغيرات ذات شبه الفروقات من الدرجة الأولى كمايلي: $Y_i^* = Y_i - \hat{\rho}Y_{i-1}$ و $X_i^* = X_i - \hat{\rho}X_{i-1}$

نلاحظ بأن هذه الطريقة لا تسمح لنا بحساب المشاهدة الأولى لكل متغير أي سنفقدها ولتجنب ضياعها نضع :

$$X_1^* = X_1\sqrt{1-\hat{\rho}^2} \quad \text{و} \quad Y_1^* = Y_1\sqrt{1-\hat{\rho}^2}$$

لنتوصل إلى الشكل العام للنموذج المصحح من الارتباط الذاتي كما في المعادلة الآتية :

$$Y_i - \rho Y_{i-1} = \beta_0(1-\rho) + \beta_1(X_{i1} - \rho X_{i-1,1}) + \ldots + \beta_k(X_{ik} - \rho X_{i-1,k}) + \varepsilon_i - \rho\ \varepsilon_{i-1}$$

يتم تقدير هذا النموذج المصحح من الارتباط الذاتي بطريقة المربعات الصغرى العادية، والمشكل الأساسي الذي نواجهه يتمثل في تقدير معامل الارتباط الذاتي بين الأخطاء من الدرجة الأولى (ρ) إذ هنالك عدة طرق لتقدير هذا المعامل مثل طريقة Durbin-watson وطريقة Theil-Nagar، طريقة Cochrane-Orcutt وطريقة Hildreth-Lu، ونحن سنكتفي بطريقة ديربن واتسون المباشرة حيث نقوم أولا بحساب معامل الارتباط الذاتي وفق العلاقة الآتية :

$\hat{\rho} \approx 1 - \dfrac{DW}{2}$ ثم نقوم بـتقدير النموذج التالي بعد إجراء التعديلات على المشاهدات بحساب شبه الفروقات:

$$Y_i - \hat{\rho}Y_{i-1} = \beta_0(1-\hat{\rho}) + \beta_1(X_{i1} - \hat{\rho}X_{i-1,1}) + \ldots + \beta_k(X_{ik} - \hat{\rho}X_{i-1,k}) + V_i$$

بالتعويض بالمتغيرات المحولة (Y_i^*, X_i^*) في المعادلة الأخيرة نجد :

$$Y_i^* = \beta_0^* + \beta_1 X_{i1}^* + \beta_2 X_{i2}^* \ldots + \beta_k X_{ik}^* + V_i$$

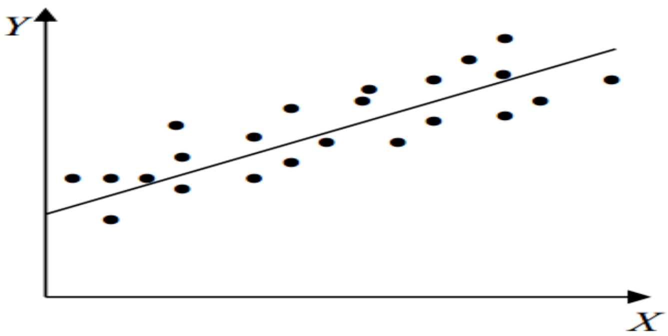
وتكون لدينا المعالم المقدرة بطريقة المربعات الصغرى هي: $\hat{\beta}_0^* = \beta_0(1-\hat{\rho}), \hat{\beta}_1 \ldots \hat{\beta}_k$

2-مشكلة اختلاف التباين Heterskedasticity :

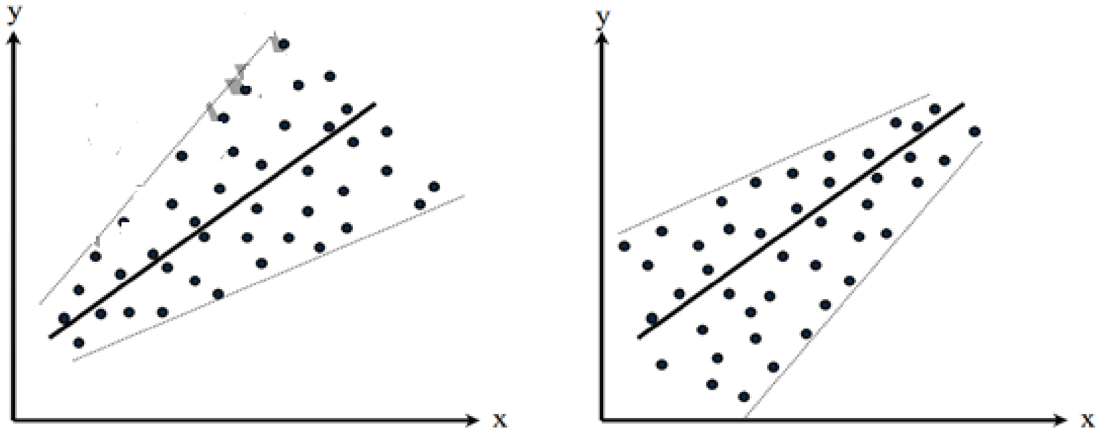
من بين الفروض التي يبنى عليها نموذج الانحدار الخطي هو ثبات تباين الأخطاء أي $V(\varepsilon_i) = \sigma^2$ ويترتب عن إسقاط هذا الافتراض عدة مشاكل في القياس، كأن نتحصل على

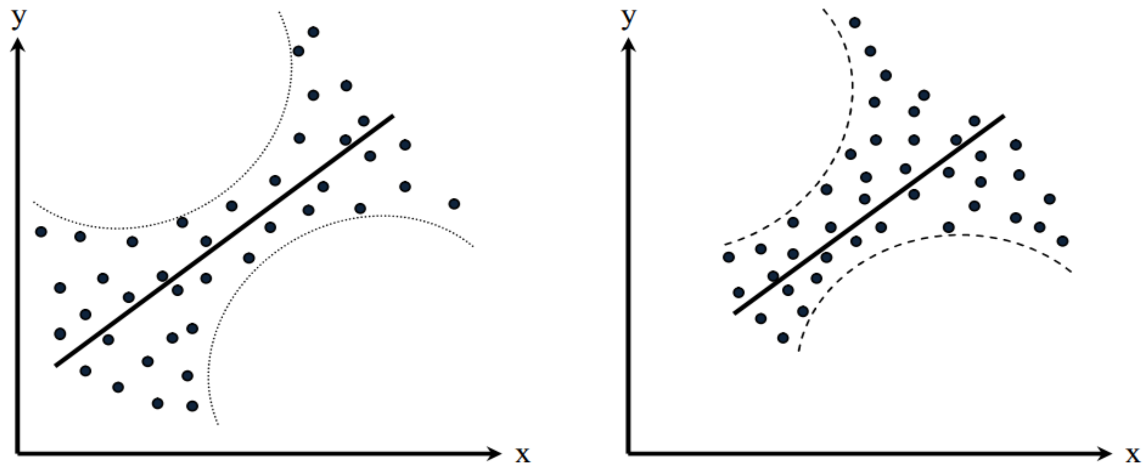
معلمات لا تتصف بالكفاءة بالرغم من تحقق خاصيتي عدم التحيز والاتساق وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى، كما تصبح التباينات المقدرة وكذلك التباينات المشتركة الخاصة بالمعلمات متحيزة وغير متسقة لتصبح اختبارات الفروض غير دقيقة أو ملائمة، كما أن التنبؤات بواسطة النموذج المقدر تكون أقل مصداقية.

يوضح الشكل الموالي العلاقة المتوقعة بين المتغيرين التابع Y والمستقل X في حالة ثبات تباين الخطأ، ويلاحظ من خلال هذا الشكل أن تباين حد الخطأ لا يعتمد على قيم X .



وتوضح الأشكال التي في الأسفل حالة عدم ثبات التباين لحد الخطأ $E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma^2, \forall i$ حيث نلاحظ أن زيادة X سوف تؤدي إلى اختلاف في تباين حد الخطأ .





2 1- طرق اكتشـاف اختلاف التباين:

يمكن إكتشاف إختلاف تباين الخطأ بعدة إختبارات نذكر منها مايلي :

- **اختبار بارك** The Park Test: نختبر الفرضية الآتية

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 .... = \sigma_m^2$$
$$H_1 : \exists \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 / i \neq j$$

يفترض هذا الاختبار أن σ^2 دالة للمتغير Z

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 Z_i^2$$

حيث تمثل σ^2 تباين البواقي، و Z العامل النسبي.

يعتبر إختبار بارك طريقة لاختبار إختلاف التباين ويتم ذلك بإتباع الخطوات التالية:

- تقدر معادلة الانحدار التالية بطريقة المربعات الصغرى :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \varepsilon_i$$

ثم تحسب البواقي ε_i :

$$\varepsilon_i = Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_{i1} - \beta_2 X_{i2}$$

- نقدر لوغاريتمات البواقي وتحسب كمتغير تابع في معادلة تتضمن Z كمتغير نسبي، يتم إختياره حسب الدراسة: $\ln\left(\varepsilon_i^{\,2}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Z_i + v_i$

ونختبر معنوية المتغير Z بايجاد قيمة لإحصائية t ومقارنتها بـ t الجدولية، ومن ثم يتم قبول أو رفض فرضية العدم.

– **اختبار جولدفيلد–كوندات** Goldfeld-Quandt Test: يعتمد هذا الاختبار على تقسيم المشاهدات حسب الترتيب التصاعدي للتباين إلى قسمين ونحسب مقدرة التباين لكل قسم ونقارن بين مقدرتي التباين ونختبر فرضية العدم: $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$

أي أنه اختبار تساوي التباين بين الجزأين من العينة نفسها، هذه الاختبار يعتمد على النسبة بين التباين والتي تعتمد على توزيع F حيث يتم حساب التباين لكل جزء من العينة حيث يكون إختبار جولد فلد كواندت :

$$\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_2^2} \sim F_{n_2-2,n_1-2}$$

حيث :

$$\sigma_2^2 = \frac{\sum (Y_i - \hat{\alpha}_2 - \hat{\beta}_2 X_i^2)}{(n_2 - 1)} \quad و \quad \sigma_1^2 = \frac{\sum (Y_i - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 X_i^2)}{(n_1 - 1)}$$

يقترح جولد كواندت ترتيب البيانات الخاصة بالمتغير المستقل X والذي ترتبط معه التباين تصاعديا أو تنازليا مع حذف P مشاهده من الوسط بحيث P=n/3 ، ويجري تقدير انحدارين منفصلين الأول للعينة التي تشمل القيم الصغيرة من σ^2 والتي يبلغ عددها $n_1 = \frac{n-P}{2}$ والتباين التي تشمل القيم الكبيرة من σ^2 والتي يبلغ عددها $n_2 = \frac{n-P}{2}$ ثم تؤخذ نسبة مجموع مربعات البواقي في الانحدار الثاني إلى مجموع مربعات البواقي في الانحدار الأول وذلك للحصول على القيمة المحسوبة للإحصاء:

$$F = \frac{ESS_2 /(n_2 - k)}{ESS_1 /(n_1 - k)} \sim F_{n_1-k,n_2-k}$$

ونقارنها بالقيمة الجدولية حيث نرفض أو نقبل فرضية العدم.

ملاحظة: إن اختبار Goldfeld-Quandt لا يمكن تطبيقه إلا في حالة ما إذا كانت إحدى المتغيرات المستقلة هي المسببة في وجود مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ.

– **اختبار وايت** White test (1980): اقترح White إختبارا يتضمن إنحدار مربعات البواقي على المتغيرات المستقلة ومربعاتها : $\varepsilon^2 = \alpha + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2$

يعتمد هذا الإختبار على مقارنة تباين العينة لمقدرات المربعات الصغرى تحت ثبات التباين واختلاف التباين عندما يكون فرض العدم صحيح تكون المقدرات في العينات الكبيرة مختلفة.

يمكن إبراز خطوات هذا الاختبار كما يلي:

– نقدر معادلة الانحدار في شكلها العام بطريقة المربعات الصغرى ثم نحسب مربعات البواقي :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{t2} + \ldots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

– نقدر المعادلة الوسيطية الآتية:

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \alpha_1 X_{i1}^2 + \ldots + \beta_k X_{ik} + \alpha_k X_{ik}^2 + V_i$$

ثم نحسب معامل التحديد الخاصة بهذه المعادلة R^2

– نختبر فرضية ثبات تباين الأخطاء H_0 :

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \alpha_1 = \ldots = \beta_k = \alpha_k = 0$$

– نقوم بحساب إحصائية مضاعف لاغرانج $LM = n\times R^2$ والتي تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية ، 2k فإذا كانت $n \times R^2$ أكبر من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بنسبة معنوية α فإننا نرفض H_0 أي إذا كان هناك على الأقل معامل واحد من معاملات المعادلة الوسيطية يختلف معنويا عن الصفر ومنه يكون تباين الأخطاء غير متجانس.

– **إختبار ARCH** : لإختبار فرضية ثبات التباين نستخدام اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالإنحدار الذاتي (ARCH) Autoregressive conditionelle Hetroscedasticité ونحكم على النتائج سواءا بقبول فرضية العدم التي تنص على ثبات تباين حد الخطأ في النموذج المقدر أو العكس بقبول الفرضية البديلة والتي تقر بعدم تجانس تباين الأخطاء.

–يعتمد إذن هدا الاختبار إما على مضاعف لاغرانج LM أو إختبار فيشر F ، وخطوات إجراء هذا الاختبار هي كالتالي :

– تقدير النموذج العام للإنحدار بواسطة طريقة المربعات الصغرى ثم حساب الأخطاء $\hat{\varepsilon}_i$

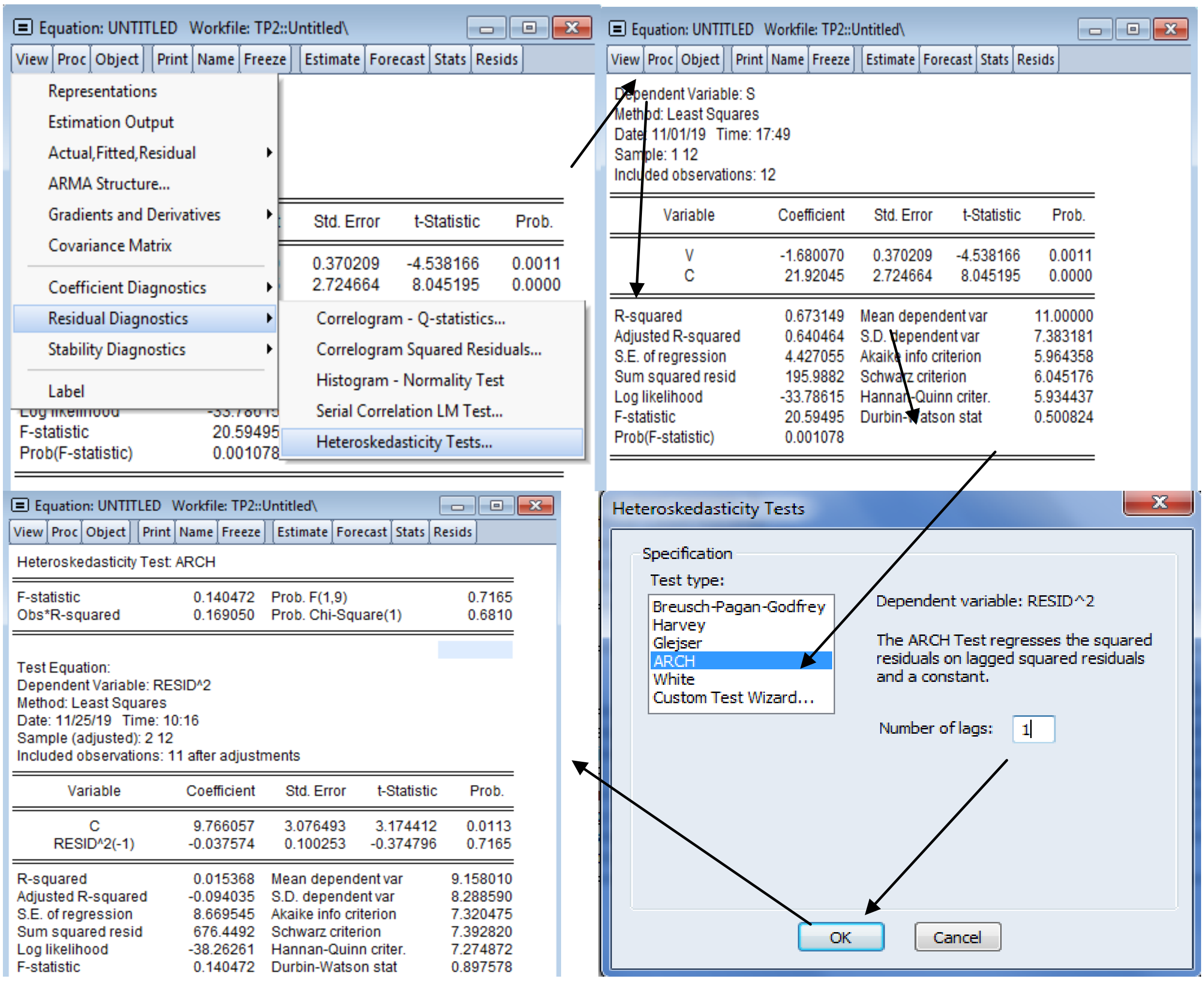
–حساب مربعات الأخطاء من الخطوة الأولى $\hat{\varepsilon}_i^2$

–يتم إجراء إنحدار ذاتي للبواقي من خلال P فترة تباطؤ $\hat{\varepsilon}_i^2 = \theta_0 + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{i-1}^2 + \ldots + \theta_p \hat{\varepsilon}_{i-p}^2 + v_i$ ثم نحسب معامل التحديد R^2 الخاص بهذه المعادلة .

–نقوم باختبار الفرضية الآتية : $H_0 : \theta_0 = \theta_1 = \ldots = \theta_p = 0$ وذلك بحساب قيمة مضاعف لاغرونج $LM=(n-p)R^2$ التي تتبع توزيع مربع كاي بدرجة حرية P فإذا كانت تلك القيمة أكبر من القيمة الحرجة لمربع كاي بمستوى معنوية $\alpha\%$ فإننا نرفض الفرضية الصفرية وبالتالي نستنتج بأنه هنلك على الأقل

معامل واحد من معاملات معادلة ARCH يختلف معنويا عن الصفر أي أن فرضية ثبات تباين الأخطاء غير محققة .

مثال : إذا طلب منا اختبار تجانس تباين الأخطاء في المثال السابق(سنختبر العلاقة بين مربع البواقي كمتغير تابع ومربع البواقي المبطأة لفترة واحدة كمتغير مستقل) باستخدام برنامج Eviews سنتبع الخطوات الآتية:



من خلال النتائج المتحصل عليها نلاحظ بأن إحصائية LM Test =0.16 وهي أقل من القيم الحرجة لها كما نستدل ذلك من خلال إحتمال هذه الاحصائية (0.68 >0.05) هذا مايؤدي بنا إلى قبول فرضية العدم التي تنص على ثبات تباين الأخطاء.

2-2- طريقة المعالجة العملية للتخلص من مشكلة إختلاف التباين :

من أبرز الطرق المستخدمة لتصحيح المشكلة هي طريقة المربعات الصغرى المرجحة، وتقوم هذه الفكرة على إعطاء القيم ذات الانحراف الأ قل على خط الانحدار وزنا أكبر من القيم ذات الانحراف الأكبر في تقدير العلاقة محل الاعتبار ، ويتوقف شكل النموذج الأصلي المحول على نمط عدم ثبات التباين المكتشف في النموذج الأصلي المقدر.

من بين الحلول العملية كأن نقوم بقسمة طرفي النموذج على σ والذي يمثل الخطأ المعياري.

$$Y_i = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i X_i + \varepsilon_i$$

$$\frac{Yi}{\sigma_i} = \hat{\alpha}_i(\frac{1}{\sigma}) + \hat{\beta}_i(\frac{X_i}{\sigma}) + (\frac{\varepsilon_i}{\sigma})_i$$

وتكتب على النحو التالي: $Y*_i = \hat{\alpha}_i W* + \hat{\beta}_i X* + \varepsilon*_i$

تشير النجوم هذه إلى المتغيرات المصححة حيث أن :

التابع/الخطأ المعياري للعنصر العشوائي= $Y* = \frac{Y_i}{\sigma_i}$

المفسر / الخطأ المعياري للعنصر العشوائي= $X* = \frac{X_i}{\sigma_i}$

عناصر المتغير العشوائي/الخطأ المقابلة لها= $\varepsilon* = \frac{\varepsilon_i}{\sigma_i}$

وW* معكوس الخطأ المعياري $W* = \frac{1}{\sigma_i}$ وسمي بمتغير لأنه يعتمد علىσ والتي نعتبر معكوسها متغير.

النموذج المصحح يستوفي جميع الفروض اللازمة للحصول على مقدرات تمتلك الخطية، عدم التحيز، الكفاءة، الاتساق ، الكفاءة التقاربيه.

إن وسط العشوائيات $E(\varepsilon_i *)$ يساوي الصفر أي :

حيث: $E(\varepsilon*) = E(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_i}) = \frac{E(\varepsilon_i)}{\sigma_i} = \frac{Zero}{\sigma_i} = 0$

إن التغاير بين القيم الخاصة بالعناصر العشوائية (COV(u*i u*j يساوي الصفر ونكتب:

$$COV(\varepsilon_i \varepsilon_j) = \frac{E(\varepsilon_i, \varepsilon_j)}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{0}{\sigma_i \sigma_j} = 0$$

تباين العشوائي يساوي قيمه ثابتة يمكن إثبات ذلك بملاحظة أن تباين العنصر العشوائي الجديد يساوي القيمة المتوقعة لـ $V(\varepsilon*) = E(\varepsilon*_i)^2$

$$E(\varepsilon^*)^2 = E(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_i})^2$$

$$E(\varepsilon^*)^2 = E(\frac{\varepsilon^2{}_i}{\sigma^2_i})$$

$$E(\varepsilon^*)^2 = \frac{E(\varepsilon^2)_i}{\sigma^2_i}$$

لكن $E(\varepsilon^2) = \sigma^2$ نعوض عن القيمة في المعادلة أعلاه $V(\varepsilon^*)^2 = \frac{\sigma^2{}_i}{\sigma^2_i} = 1$

تباين العنصر العشوائي المصحح الآن ثابت ومنه توصلنا إلى نموذج يكون التباين فيه ثابت أي تخلصنا من إختلاف التباين وهو يستوفي جميع الفروض بما فيها فرض ثبات التباين فيمكن الآن تطبيق طريقة المربعات الصغرى على النموذج المصحح بدلا من النموذج الأصلي.

$$Y^*_i = \hat{\alpha}_i W^* + \hat{\beta}_i X^* + \varepsilon^*_i$$

كما أنه هنالك عدة أنماط أو افتراضات لعدم ثبات تباين الأخطاء، ويختلف النموذج أو المعادلة المحولة من افتراض إلى آخر كأن نقوم بتحويل النموذج الأصلي إلى الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة الذي سوف يؤدي غالبا إلى تقليل درجة عدم ثبات تباين حد الخطأ، ومن ثم طبقا لهذا الافتراض تكون المعادلة المحولة المناسبة للنموذج كما يلي: $\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_i + \varepsilon_i$

أما بافتراض أن التباين σ^2 يرتبط بعلاقة مع مربع المتغير المفسر X_i^2 أي يمكن التعبير عن اختلاف التباين بالدالة التالية : $E(\varepsilon_i^2) = \sigma_i^2 X_i^2$ ومنه التباين يصبح يساوي $\sigma_i^2 = \frac{1}{X_i^2} E(\varepsilon_i^2)$

وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة جميع أطرافه بالمتغير X_i كما في المعادلة الآتية:

$$\frac{Y_i}{X_i} = \frac{\beta_0}{X_i} + \beta_1 + \frac{\varepsilon_i}{X_i}$$

نضع V_i متغير عشوائي يعبر عن حد الخطأ المحول $V_i = \frac{\varepsilon_i}{X_i}$ لتصبح المعادلة القابلة للتقدير بطريقة المربعات الصغرى كمايلي : $\frac{Y_i}{X_i} = \beta_0 \frac{1}{X_i} + \beta_1 + V_i$ ويمكن إثبات افتراض تجانس تباين الأخطاء للنموذج المصحح حيث. $E(V_i^2) = E\left(\frac{\varepsilon_i}{X_i}\right)^2 = \frac{1}{X^2{}_i} E(\varepsilon_i^2) = \sigma_i^2$ أي أن تباين النموذج المصحح ثابت .

أما إذا افترضنا بأن أ ن التباين σ^2 يرتبط بعلاقة مع المتغير المفسر X_i أي $E(\varepsilon_i^2)=\sigma_i^2 X_i$ فطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة جميع أطرافه بالمتغير $\sqrt{X_i}$ وبنفس الطريقة نجري انحدار $\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}}$ على $\frac{1}{\sqrt{X_i}}$ و $\sqrt{X_i}$ بطريقة المربعات الصغرى كما في المعادلة الآتية:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}}=\beta_0\frac{1}{\sqrt{X_i}}+\beta_1\sqrt{X_i}+\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}$$

3 –مشـكلة التعدد الخطي Multicollinearity :

وهي خاصة بنماذج الانحدار المتعدد كون إحدى فرضيات النموذج الكلاسيكي للانحدار المتعدد هي أن لمصفوفة المشاهدات عن المتغيرات المستقلة رتبة تامة k، هذه الفرضية سمحت لنا باستنتاج مقدر $\hat{B}$ لـ B خطي وغير متحيز وذي تشتت أصغر، وذلك انطلاقا من المعادلة $(X'X)\hat{B}=X'Y$ فإذا رفعت هذه الفرضية، فإن $(X'X)$ لن تكون ذات رتبة تامة، أي تكون أقل من رتبة (X) أو (X’) أي أقل من k ومع أن $(X'X)$ هي مصفوفة ذات بعد $(k\times k)$ التالي تكون مصفوفة شاذة (محددها معدوم)،ومنه فإن $(X'X)^{-1}$ تكون غير موجودة وعليه لا تقبل المعادلة $(X'X)\hat{B}=X'Y$ حلا وحيدا (عدد لانهائي من الحلول) .

يضع النموذج الكلاسيكي للانحدار المتعدد $Y=X\beta+\varepsilon$ المتغير التابع Yi :i =1....n في علاقة خطية مع المتغيرات المستقلة $X_{i1}, X_{i2},......X_{ik}$، وكذلك مع الأخطاء العشوائية $\varepsilon_i : i=1..n$ فإذا كانت بالإضافة إلى ذلك رتبة X أقل من أو تساوي k فإن هذا يترجم بارتباط خطي بين أعمدة المصفوفة .

وبعبارة أخرى يشير مشكل التعدد الخطي إلى وجود ارتباط خطي بين عدد من المتغيرات المفسرة، ومن ثم فإن هذا المشكل لا يوجد في حالة الانحدار البسيط ، نسمي Xj العمود رقم j لـ X حيث $X=[X_1,X_2...X_j...X_k]$ قولنا أن رتبة X أقل من k يعني أنه يوجد شعاع C حيث $C'=[C_1,C_2...C_j..C_k]\neq 0$ مع $C_1X_1+C_2X_2+........+C_kX_k=0$

إن العلاقة الأخيرة تعبر عن وجود علاقة خطية بين المتغيرات المستقلة .

3–1– أسباب التعدد الخطي وآثاره:

ينشأ التعدد الخطي من عدة أسباب منها ما يلي:

اتجاه المتغيرات الاقتصادية معا للتغير مع مرور الزمن بالزيادة أو النقصان مما يدل على وجود ارتباط بين هذه المتغيرات ومنه التعدد الخطي في النموذج سوف يتحقق .

استخدام متغيرات مستقلة ذات فترة إبطاء في المعادلة المراد تقديرها فمثلا الإنتاج في الفترة الزمنية الحالية يتحدد جزئيا بواسطة قيمته في الفترة الزمنية السابقة، وحيث أن هناك ارتباط بين القيم المتتالية لمتغير ما فإن التعدد الخطي سوف يتحقق.

ففي حالة وجود التعدد الخطي فإنه سوف يترتب عنه:

- زيادة التباين والتباين المشترك للمقدرات بدرجة كبيرة .
- القيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف تكون غير محددة وغير دقيقة.
- الأخطاء المعيارية للقيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف تكون كبيرة جدا

3 2 -اختبارات اكتشاف التعدد الخطي : تعتمد درجة الخطورة لأثر التعدد الخطي على درجة الارتباط الجزئي ومعامل الارتباط الكلي (أو معامل التحديد المضاعف)، ومنه يمكن القول بأن كلا من الأخطاء المعيارية ومعاملات الارتباط الجزئية $r_{xi,xj}$ ، معامل التحديد المضاعف R^2 يمكنها أن تستعمل لاختبار التعدد الخطي، لكن كل معيار من هذه المعايير الثلاثة المذكورة ليس بمؤشر على وجود التعدد الخطي بمفرده، وذلك لأن القيم العالية للأخطاء المعيارية لا تظهر دائما بسبب التعدد الخطي وإنما يمكن أن تظهر لأسباب أخرى، كما أن الارتباطات العالية فيما بين المتغيرات المستقلة لا تؤثر بالضرورة على قيم المقدرات $\hat{B}_j$ ومنه ليست هذه الأخيرة بمعيار مناسب لقياس واكتشاف التعدد الخطي بمفردها، وبالمقابل يمكن لقيمة معامل التحديد المضاعف R^2 أن تكون عالية بالمقارنة مع $r_{Xi,Xj}$.

ورغم ذلك من المحتمل أن تحتوي نتائجنا على إشارات خاطئة أو على أخطاء معيارية كبيرة، ومع كل هذا يمكن القول بأن توفيق المعايير الثلاثة، أعلاه يساعدنا على اكتشاف التعدد الخطي .

- **طريقة التحليل الترافدي لـ Frisch:** تكمن هذه الطريقة في انحدار المتغير التابع على كل متغير مستقل على حدا ومنه نحصل على كل الانحدارات الأولية، ثم نختار الانحدار الأولي الذي يعطي النتائج الأكثر مصداقية ثم نضيف تدريجيا متغيرات أخرى ونختبر آثارها على كل من المعالم الفردية، ويكون المتغير المضاف للانحدار ذا معنوية إذا تحققت فيه الشروط التالية :

إذا حسن المتغير المستقل الجديد من R^2 بدون أن يجعل المعالم الفردية مرفوضة بطريقة خاطئة نحتفظ بهذا المتغير ونعتبره كمتغير مستقل، وإذا لم يحسن المتغير الجديد من العلاقة ويؤثر على قيم المعالم الفردية، نعتبره مرفوضا ونحذفه من الانحدار.

إذا أثر المتغير الجديد بشكل واضح على إشارات وقيم المعالم المقدرة نعتبره متغيرا مفسرا، فإذا تأثرت المعالم الفردية بالطريقة التي تصبح فيها غير مقبولة على أساس الاعتبارات النظرية المعروفة مسبقا فإنه يمكننا القول بأن هذا مؤشر على وجود التعدد الخطي، بشكل معقد يكون هذا المتغير مهما لكن بسبب الارتباطات الخطية مع المتغيرات المستقلة الأخرى، يكون أثره غير مقدر وغير معروف إحصائيا بواسطة المربعات الصغرى العادية.

إن التحليل الترافدي لـ Frisch ينص على تقدير كل الانحدارات الممكنة ما بين المتغيرات الموجودة بالعلاقة المدروسة، آخذين كل متغير بالترتيب كمتغير تابع واعتبار كل الانحدارات الممكنة لكل متغير في بقية المتغيرات والتي ندخلها تدريجيا في التحليل، ومن الواضح أن التحليل الترافدي يتطلب منا حسابات كثيرة ومنه تكون المقارنات ما بين النتائج معقدة أكثر.

- طريقة Farrar-Glauber: لاكتشاف ظاهرة التعدد الخطي يتبع Glauber-Farrar الخطوات التالية :

– حساب محدد مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة كمايلي:

$$D = \begin{vmatrix} 1 & r_{23} & r_{24}\cdots & r_{2k} \\ & 1 & r_{34}\cdots & r_{2k} \\ & & 1 \quad \cdots & r_{2k} \end{vmatrix}$$

فكلما اقترب محدد المصفوفة D من الصفر كان ذلك دلالة على وجود تعدد خطي.

– نستعمل اختبار χ^2 وذلك بوضع الفرضيات التالية :

$$\begin{cases} H_0 : D = 1 \\ H_1 : D \langle 1 \end{cases}$$

إحصائية Farrar-Glauber (القيمة المحسوبة) تعرف كما يلي :

$$\chi^{2*} = -\left[n-1-\frac{1}{6}(2k+7)\right].\ln D$$

حيث n: هو حجم العينة، k: هو عدد المتغيرات المفسرة في النموذج و ln: هو اللوغاريتم النبري، فإذا كانت قيمة χ^{2*} أكبر تماما من القيمة الجدولية لتوزيع χ^2 بدرجة حرية $\frac{1}{2}k(k+1)$ ونسبة معنوية α، نقبل H_1 أي هناك تعدد خطي.

-قياس التعدد الخطي أو شرط الأعداد (condition numbers):

من خلال النموذج التالي : $Y_i = B_0 + B_{i1}X_{i1} + B_{i2}X_{i2} + \varepsilon_i$ يكون لدينا :

$$\begin{cases} V(\hat{B}_1) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{i1}^2 V(1-R_1^2)} \\ V(\hat{B}_2) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{i2}^2 V(1-R_2^2)} \\ COV(\hat{B}_1, \hat{B}_2) = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{i1}x_{i2}(1-R_1^2)} \end{cases}$$

حيث أن R_1^2 هو مربع معامل الارتباط المتعدد ما بين المتغيرين المستقلين X_{i1} و X_{i2} بينما R_2^2 هو ما بين X_{i2}و X_{i1} وهما في الأخير متساويان، أما عند توسيع النموذج إلى k متغير مستقل $K \geq 2$ يصبح R_j^2 على أنه مربع معامل الارتباط المتعدد ما بين المتغير المستقل X_{ij} وبقية المغيرات المستقلة الأخرى، ومنه يمكننا استنتاج قانون عام لتباين المقدرات الفردية لشعاع معالم النموذج كما يلي:

$$V(\hat{B}j) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum X_{ij}^2(1-R_j^2)}, j = 1.....k$$

وتكون قيمة $\text{Var}(\hat{B}_j)$ كبيرة كلما كانت σ^2 كبيرة و $\sum X_{ij}^2$ صغيرة في مقابل R_j^2 كبيرة.

ومنه نعرف مقياسا جديد يسمى" معامل تضخم التباين "Variance Inflation "Factor V.I.F ومقياسا آخر يسمى "شرط العدد "Condition number وهما مقياسان يحددان درجة التعدد الخطي.

ويعرف معامل تضخم التباين كما يلي:

$$V.I.F(\hat{B}_j) = \frac{1}{1-R_j^2}$$

وبناءا على هذا التعريف نستطيع كتابة: $j = 1......k$

$$VAR(\hat{B}_j) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum x_{ij}^2} \times V.I.F(\hat{B}_j)$$

أي :

$$V.I.F(\hat{B}_j) = \frac{\sum x_{ij}^2}{\sigma_\varepsilon^2} \times VAR(\hat{B}_j)$$

انطلاقا من الانتقادات الموجهة لمعامل الارتباط، يكون مقياس VIF غير كاف لتحديد التعدد الخطي، ومنه نذكر مقياس شرط الأعداد المذكور من طرف (Welsch (1980 والذي يقيس حساسية مقدرات الانحدار للتغيرات الصغيرة في التباينات، ويعرف شرط الأعداد على أنه الجدر التربيعي لأكبر قيمة مقسمة على أصغر قيمة للقيم المميزة للمصفوف $(X'X)$ وهو على الشكل $K(X)=\frac{\sqrt{\lambda_{\max}}}{\sqrt{\lambda_{\min}}}$

فكلما كانت القيمة أعلاه أقرب إلى الواحد كلما كان الشرط أفضل لعدم جدية التعدد الخطي، ومع هذا فإن المقياسين المذكورين أعلاه ليسا كاملين حيث القانون الخاص ب VIF ينظر إلى الارتباطات من خلال المتغيرات المستقلة فقط وهذا ليس بالعامل الوحيد، كما أن شرط العدد يمكن أن يتغير بإعادة تحويل المتغيرات المستقلة والتي ليست دائمة صحيحة، ويصلح المقياسان للاستعمال عند حذف بعض المتغيرات وفرض قيود على المعالم فقط في الحالات التي يكون فيها $R_j^2 \approx 1$ أو لما تكون القيمة المميزة لصغيرة $\lambda_{\min}$ أقرب من الصفر نقدر النموذج في هذه الحالة تبعا لبعض القيود المفروضة على معالمه، ويقترح Theil مقياسا آخر لقياس درجة الارتباط فيما بين المتغيرات ومنه درجة التعدد الخطي على الشكل: $m=R^2-\sum_{j=1}^{k}\left(R^2-R_{-j}^2\right)$ حيث أن R^2 هو معامل التحديد المضاعف المعروف من قبل، أما R_{-j}^2 فهو مربع معامل الارتباط المتعدد من انحدار y في $x_1, x_2,......x_k$ مع حذف x_j، لكن إحدى عيوب هذه الطريقة هي أن m يمكن أن تكون سالبة مما يجعل التحليل أصعب، وهناك من يقترح طرقا معينة لحل مشكلة التعدد الخطي كإضافة حد ثابت لتباينات مقدرات المعالم قبل حل المعادلات الطبيعية للمربعات الصغرى.

3 -3 الحلول المقترحة للتعدد الخطي : عند وجود التعدد الخطي فإن الحلول تكون معتمدة على إمكانية إيجاد مصادر أخرى للبيانات وعلى أهمية العوامل التي تسببت في ظهورها، ثم على الهدف الذي من أجله نقوم بتقدير الدالة تحت الدراسة، فإذا لم يؤثر التعدد الخطي بشكل فعلي على مقدرات النموذج يقترح بعض باحثي القياس الاقتصادي إهمال وجوده في النموذج حيث يمكن تحاشي التعدد الخطي بتوسيع حجم العينة، فمثلا يمكن تحويل البيانات السنوية إلى بيانات موسمية أو شهرية إن أمكن ذلك، كما يمكن التخلص من التعدد الخطي بإسقاط (حذف) المتغير المسبب لهذا المشكل لكن هذه العملية يمكن أن تخلق مشاكل أخرى، وهناك من يقترح إدخال معلومات إضافية للنموذج.

إن وجود التعدد الخطي يجعل من الصعب فصل آثار المتغيرات المختلفة، ومنه نحتاج إلى معلومات خاصة تساعدنا على فصل أثر كل متغير لوحده، ويكون ذلك عن طريق فرض قيود على بعض المعالم بناءا على المعلومات المسبقة للنظرية الاقتصادية .

مثال : من خلال المثال السابق في الفصل الثالث والمتعلق بالانحدار المتعدد قد تحصلنا على النموذج المقدر باستخدام برنامج Eviews

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 11/04/19 Time: 12:31
Sample: 1 10
Included observations: 10

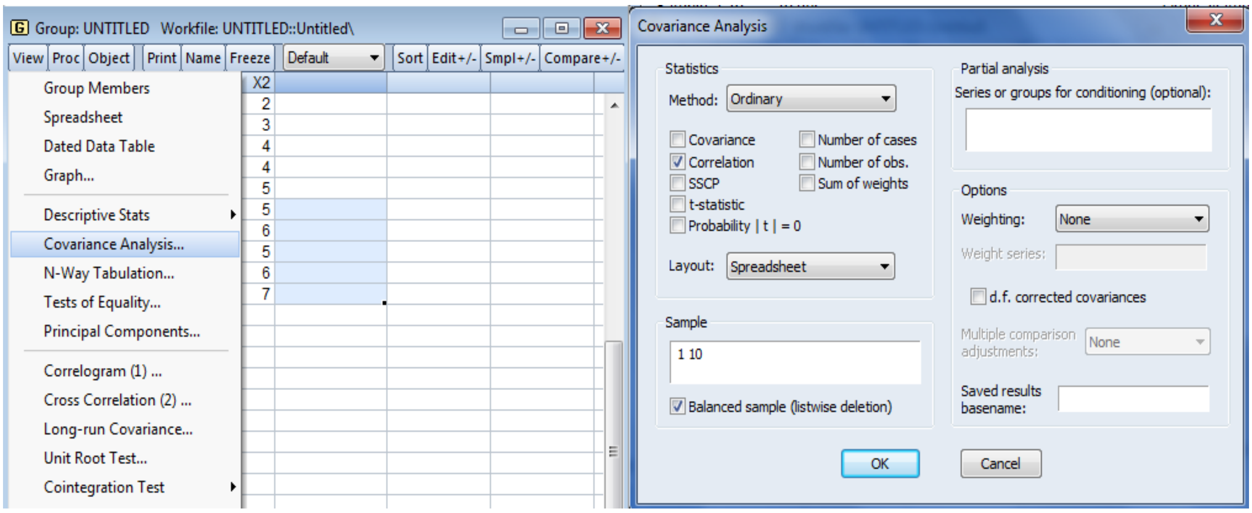
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2	0.647100	0.247845	2.610902	0.0349
X1	0.014146	0.004299	3.290548	0.0133
C	18.72578	0.646318	28.97304	0.0000

R-squared	0.973067	Mean dependent var	23.79000
Adjusted R-squared	0.965372	S.D. dependent var	2.177894
S.E. of regression	0.405275	Akaike info criterion	1.274822
Sum squared resid	1.149734	Schwarz criterion	1.365598
Log likelihood	-3.374111	Hannan-Quinn criter.	1.175242
F-statistic	126.4532	Durbin-Watson stat	2.047656
Prob(F-statistic)	0.000003		

فإذا كان المطلوب هو معرفة هل هذا النموذج يعاني من مشكل التعدد الخطي أم لا ، فما هي الخطوات المتبعة في ذلك ؟

لاختبار التعدد الخطي نستعمل اختبار Farrar-Glauber لهذا الغرض نحسب أولا مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات المستقلة بواسطة برنامج Eviews كمايلي :

نفتح سلسلتي المتغيرتين المستقلتين معا من صفحة الـ Workfile ثم نختار من القائمة View الأمر Covariance Analysis وننشط الأمر Correlation ثم نضغط على ok فنتحصل على المصفوفة :



Group: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

Correlation

	X1	X2
X1	1.000000	0.931114
X2	0.931114	1.000000

ثم نحسب محدد هذه المصفوفة D بحيث D=(1X1) - (0.93X0.93) = 0.135

نحسب إحصائية Farrar-Glauber (القيمة المحسوبة) كما يلي :

$$\chi^{2*} = -\left[n-1-\frac{1}{6}(2k+7)\right].\ln D = -\left[10-1-\frac{1}{6}(4+7)\right](-2.001) = 14.34$$

نلاحظ أن هذه الإحصائية أكبر تماما من القيمة المجدولة لتوزيع χ^2 بدرجة حرية 3 $[\frac{1}{2}k(k+1)]$ ونسبة معنوية $\alpha = 5\%$ ، وعليه نرفض H_0 أي هناك تعدد خطي أي أن المتغيرات المستقلة مرتبطة فيما بينها .

ملاحظة : هنالك من يحكم بوجود التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة من خلال مصفوفة الارتباط وهذا في حالة ما إذا كانت معاملات الارتباط بين متغيرين تتجاوز القيمة $|0.7|$

4 –مشكلة عدم التوزيع الطبيعي للأخطاء :

من بين الفروض التي نعتمدها في تطبيق طريقة المربعات الصغرى من أجل عملية التقدير هي أن بواقي النموذج المقدر أي الأخطاء المقدرة تتوزع توزيعا طبيعيا، ومن أجل التأكد من ذلك قدم كل من جاك وبيرا سنة 1987 إحصائية تسمى باسمهما ونرمز لها بـ JB نختبر من خلالها مدى قبول فرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء (Normality test) المتمثلة في الفرضية الصفرية أو رفضها وهذا بمقارنتها بالقيمة المجدولة لتوزيع مربع كاي، ويتم إحتساب تلك الإحصائية كمايلي :

$$JB = \frac{n}{6}\left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4}\right)$$

بحيث K تعني قيمة معامل التفرطح (Kurtosis) ويحسب كمايلي:

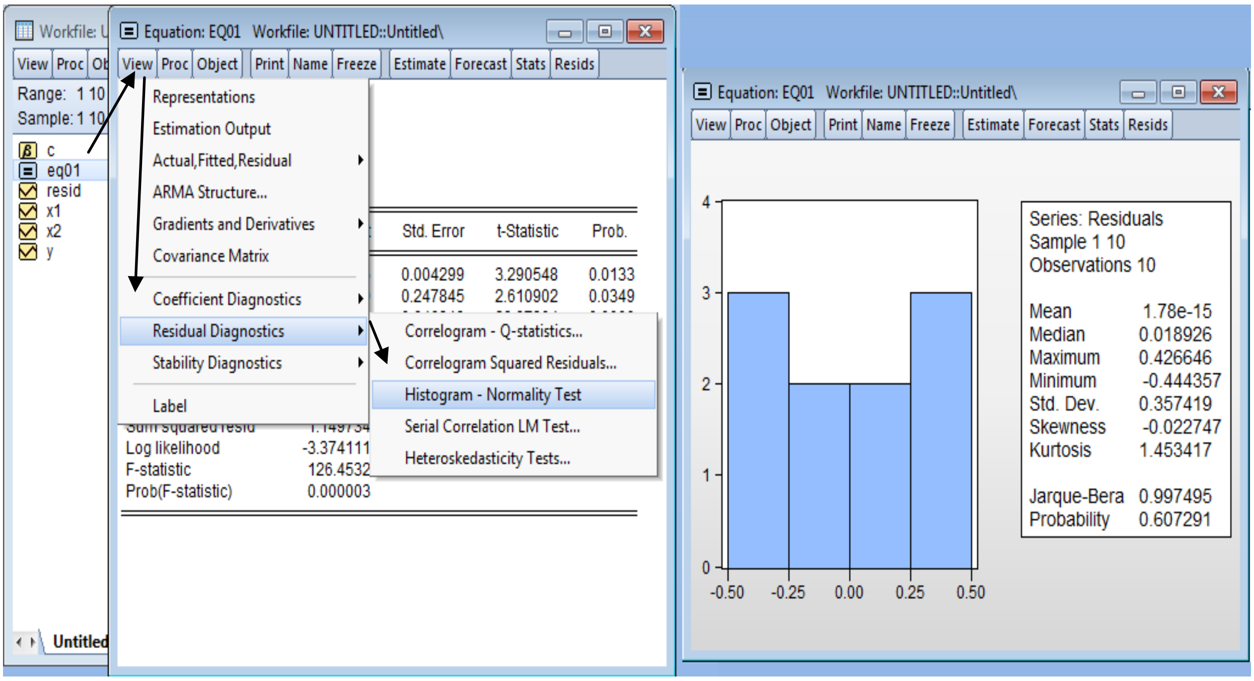
$$K = \frac{\mu_4}{\sigma^4} = \frac{\frac{1}{n}(x_i-\bar{x})^4}{\left[\frac{1}{n}(x_i-\bar{x})^2\right]^2}$$

أما S فتعني قيمة معامل الإلتواء (Skewness) ويحسب كمايلي :

$$S = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = \frac{\frac{1}{n}(x_i - \bar{x})^3}{\left[\frac{1}{n}(x_i - \bar{x})^2\right]^{3/2}}$$

يمكن الحصول على قيمة إحصائية JB من خلال برنامج Eviews الخاصة بالمثال السابق بإتباع الخطوات الآتية :

نفتح المعادلة المقدرة من صفحة ال Workfile ونختار من الأمر View Residual Diagnostic ثم نختار منها Histogram-Normality Test كما في الشكل الآتي :



نتحصل على مدرج تكراري الذي يوضح نوعية التوزيع هل هوطبيعي أم لا، بالإضافة إلى مجموعة من الإحصائيات على يمين هذا المدرج من بينها قيمة إحصائية JB=0.997 وهي أقل من قيمة مربع كاي وبالتالي يتم قبول الفرضية الصفرية التي تنص على أن الأخطاء تتوزع توزيعا طبيعيا .

تمارين :

التمرين الأول : تأكد من خلو نماذج الفصلين الثاني والثالث من مختلف مشاكل القياس المتطرق إليها في هذا الفصل .

التمرين الثاني: لدراسة إختبار الارتباط الذاتي Autocorrélation استخدمنا في ذلك اختبار مضروب لاغرونج للارتباط التسلسلي (BGLM) كما هو موضح في الجدول :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.979921	Prob. F(2,22)	0.3911
Obs*R-squared	2.535706	Prob. Chi-Square(2)	0.2814

فما هو القرار الذي يمكن أن نستخلصه من الجدول ؟

كما أن الجدول الموالي يبين إختبار Ljung – Box لدراسة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج المقدر

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Sample: 1980 2018
Included observations: 38

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	Df
1	3.362708	NA*	3.464609	NA*	NA*
2	5.583135	0.2325	5.823812	0.2127	4
3	8.964123	0.3453	9.531992	0.2994	8
4	9.625630	0.6488	10.28170	0.5913	12
5	12.83591	0.6847	14.04548	0.5953	16
6	17.61210	0.6129	19.84513	0.4677	20
7	22.14958	0.5703	25.55900	0.3759	24
8	23.82483	0.6907	27.74971	0.4778	28
9	26.63398	0.7349	31.57015	0.4882	32
10	29.98002	0.7497	36.31037	0.4542	36
11	31.40764	0.8324	38.42077	0.5414	40
12	35.32615	0.8215	44.47666	0.4516	44
13	37.81418	0.8542	48.50489	0.4525	48
14	38.48153	0.9185	49.63939	0.5673	52
15	44.71287	0.8608	60.79020	0.3075	56

فهل النموذج المقدر يخلو من مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء ؟

التمرين الثالث: إن دراسة تجانس تباين الأخطاء يتم عن طريق إحصائية ARCH Heteroskedasticity Tests ، والجدول الموالي يبين نتائج إختبار إحصائية ARCH لدراسة تباين البواقي

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	4.296810	Prob. F(1,28)	0.0475
Obs*R-squared	3.991240	Prob. Chi-Square(1)	0.0457

كما أن الجدول الموالي يبين إختبار تجانس تباين الأخطاء باستخدام إختبار مربع كاي :

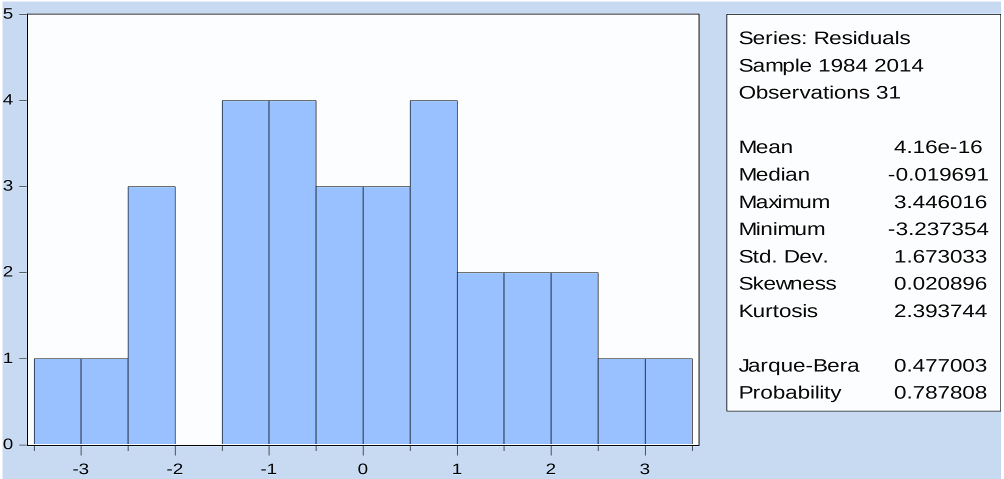
VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 10/30/20 Time: 11:53
Sample: 1980 2018
ncluded observations: 37

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
10.34710	18	0.9200

على حسب نتيجة الجدولين هل تباين الأخطاء ثابت أم لا؟

التمرين الرابع: من خلال برنامج EVIEWS نتحصل على الشكل الموالي الذي يبين معاملات التوزيع الطبيعي للبواقي :



يتم اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية بواسطة اختبار J.B ، فهل الأخطاء تتوزع طبيعيا؟

- لدينا جدول التوزيع الطبيعي لبواقي أحد النم اذج :

Prob.	Df	Jarque-Bera	Component
0.96	2	0.06	1

ماذا تستنتج من الجدول فيما يخص التوزيع الطبيعي للأخطاء .

سيتمكن الطالب أو المطلع على حيثيات هذا الفصل من التعرف على ماهية السلاسل الزمنية وكيفية تحليلها باستخدام برنامج Eviews وهذا بالتطرق إلى النقاط الآتية :

- ماهية السلسلة الزمنية ومركباتها ؛
- الشكل النظري للسلسلة الزمنية ؛
- كشف مركبات السلاسل الزمنية ؛
- دراسة استقرارية السلسة الزمنية ؛
- أنواع السلاسل الزمنية ؛
- تحليل بعض السلاسل الزمنية باستخدام برنامج Eviews .

تمهيد: من المعروف أنه يمكن تصنيف البيانات التي يتم تحليلها إحصائيا إلى نوعين، النوع الأول يدعى بالبيانات القطاعية والتي تمثل بيانات عن نشاط معين لنفس الفترة الزمنية وبالتالي هي تعبر عن مستوى أفقي، أما النوع الثاني فيدعى ببيانات السلاسل الزمنية والتي تهتم بظاهرة معينة خلال فترة زمنية وهذه الأخيرة هي المعنية بالدراسة .

1 – ماهية السلسلة الزمنية ومركباتها:

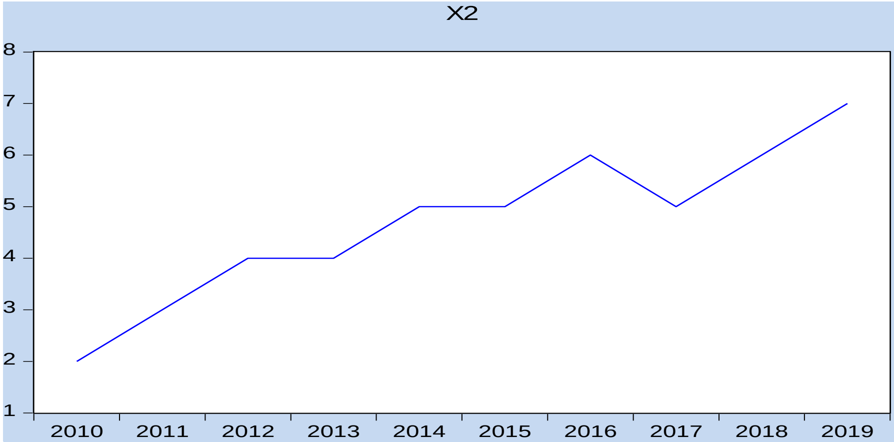
1-1- تعريف السلسلة الزمنية: السلسلة الزمنية هي مجموعة من القيم لمؤشر إحصائي معين مرتبة حسب تسلسل زمني بحيث كل فترة زمنية يقابلها قيمة عددية للمؤشر تسمى مستوى السلسلة، وبمعنى آخر هي متتالية لقيم متغير إحصائي خلال مجالات زمنية متساوية (أسبوع، شهر، سنة ....) ، أو هي مجموعة من المعطيات لظاهرة ما مشاهدة عبر الترتيب التصاعدي للزمن.

لابد من التأكد عند بناء أي سلسلة زمنية قبل استخدامها من أن مستوياتها قابلة للمقارنة فيما بينها وهو شرط أساسي لصحة أي تحليل وأي تقدير، وفيما يلي العناصر اللازمة في ذلك:

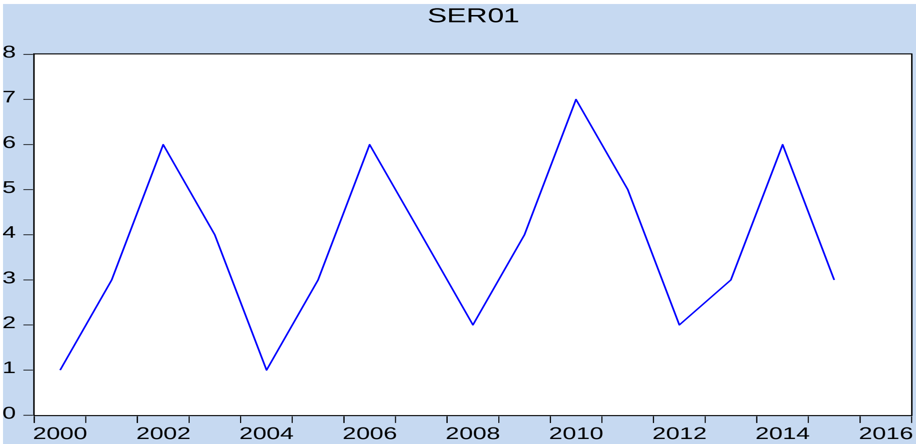
- أن تأخذ السلسلة الزمنية قيمها على فترات متساوية، فمثلا لا يجوز أن تعبر بعض مستويات السلسلة عن عدد المواليد خلال كل شهر، وبعض المستويات الأخرى تعبر عن عدد المواليد خلال كل سنة، فالمقارنة بين المستويات هنا غير ممكنة ؛
- أن تكون جميع مستويات السلسلة خاصة بمكان معين سواء كان إقليما أو ولاية أو مؤسسة، فلا يجوز أن تعبر بعض المستويات عن مؤشر خاص بمجال معين وأخرى خاصة بمجال أوسع مثلا؛
- أن تكون وحدة القياس لجميع مستويات السلسلة الزمنية موحدة ؛
- أن تكون طريقة ومنهجية قياس جميع المستويات موحدة؛

1-2 – مركبات السلسلة الزمنية:نقصد بها العناصر المكونة للسلسلة الزمنية، وهذا بهدف معرفة سلوك السلسلة وتحديد مقدار تغيراتها وإدراك طبيعتها واتجاهها حتى يصبح بالإمكان القيام بالتقديرات اللازمة والتنبؤات الضرورية، وهذه العناصر هي:

-**الاتجاه العام**: هو النمو الطبيعي للظاهرة حيث يعبر عن تطور متغير ما عبر الزمن سواء كان هذا التطور بميل موجب أو سالب، هذا التطور لا يلاحظ في الفترات القصيرة بينما يكون واضحا في الفترات الطويلة، والشكل الموالي يوضح حالة وجود مركبة الاتجاه العام بالسلسلة:



– **التغيرات الموسمية أو الفصلية**: هي التغيرات التي تحدث بانتظام في وحدات زمنية متعاقبة والتي تنجم من تأثير عوامل خارجية أو هي تقلبات تتكرر في نفس الوتيرة كل سنة، ويرمز لها بـ S وكمثال لهذه التغيرات نأخذ: العطل والإجازات، الإقبال على نوع من الألبسة في فصل ما، استهلاك الكهرباء في فصل الصيف ... إلخ، والشكل الموالي يوضح هذه المركبة بالسلسلة:



– **التغيرات الدورية**: تنعكس هذه المركبة في السلاسل الزمنية الطويلة الأجل والتي تبرز انتقال أثر الأحوال الاقتصادية مثلا، وهي تغيرات تشبه التغيرات الموسمية إلا أنها تتم في فترات أطول نسبيا من الفترات الموسمية، وبالمقارنة بالتغيرات الموسمية فإن طول الفترة الزمنية غير معلوم وإنما يتراوح عادة بين ثلاث سنوات إلى عشر سنوات، وبالتالي يصعب التعرف على التقلبات الدورية ومقاديرها لأنها تختلف اختلافا كبيرا من دورة لأخرى سوءا من حيث طول الفترة الزمنية للدورة أو اتساع تقلباتها ومداها.

– **التغيرات العشوائية**: وهي تعبر عن تلك التذبذبات الغير المنتظمة أوبمعنى آخر هي تلك التغيرات الشاذة التي تنجم عن ظروف طارئة لا يمكن التنبؤ بوقوعها أو تحديد نطاق تأثيرها، حيث تنشأ عن أسباب عارضة لم تكن في الحسبان مثل الزلزال، إضراب العمال ...إلخ.

بعد أن تعرفنا على مركبات السلسلة الزمنية وجب علينا تحديد نوع العلاقة التي تجمع بين تلك المركبات أي هنالك نموذج يجمع بين مكونات السلسلة الزمنية .

2 –الشكل النظري للسلسلة الزمنية :

يتكون الشكل النظري للسلسلة الزمنية من مركبة الاتجاه العام والمركبة الفصلية والمركبة العشوائية وأحيانا تظهر مركبة الدورات الاقتصادية ويمكن كتابة السلسلة الزمنية على الشكل الآتي :

$$X_t = \sum_{i=1}^{k} Z_t^i b_i + \sum_{j=1}^{i} S_t^j C_j + U_t$$

حيث أن : $E(U_t) = 0 \qquad V(U_t) = \delta^2 \qquad \forall t \neq t' \qquad COV(U_t . U_{t'}) = 0$

كما أن : C_i و b_i معاملات تقدر بالعلاقة الآتية :

$$\hat{b} = \left[Z'Z - Z'S(S'S)^{-1} - S'Z\right]^{-1}\left[Z'X - Z'X(S'S)^{-1}\ S'X\right]$$
$$\hat{C} = \left[S'S - S'Z(Z'Z)^{-1} - Z'S\right]^{-1}\left[S'X - S'X(Z'Z)^{-1} Z'X\right]$$

يمكن تحديد ثلاثة أشكال نظريا للسلسلة الزمنية وهي كل من الشكل التجميعي والشكل الجدائي بالإضافة إلى الشكل المختلط .

2–1– الشكل التجميعي: هذا الشكل يمثل علاقة تجميعية بين المركبات السلسلة الزمنية (X_t)، مع وجود استقلالية بين هذه المركبات، ويعرف رياضيا بالعلاقة: $X_t = T_t+C_t+S_t+\varepsilon_t$

2–2– الشكل الجدائي: هذا الشكل يمثل العلاقة الجدائية بين مركبات السلسلة الزمنية(X_t) مع وجود إرتباط بين هذه المركبات، ويعرف رياضيا بالعلاقة: $X_t = T_t*C_t*S_t*\varepsilon_t$

يمكننا انطلاقا من الشكل الجدائي الحصول على الشكل التجميعي وذلك بإدخال اللوغاريتم كما يلي:

$$\log X_t = \log T_t + \log C_t + \log S_t + \log\varepsilon_t$$

2–3– الشكل المختلط: هذا الشكل يمثل علاقة تجميعية وجدائية في آن واحد بين مركبات السلسلة الزمنية (X_t)، ويعرف رياضيا بالعلاقة: $X_t = T_t* S_t + C_t + S_t *\varepsilon_t$.

3– كشف مركبات السلاسل الزمنية:

إن الغرض من ذلك هو التعرف على طبيعة السلسلة لأغراض النمذجة أو التنبؤ .

3–1– عن طريق تحليل المعلومات بيانيا: نهتم في هذه المرحلة بدراسة وتحليل الظروف التي تولدت عنها هذه السلسلة الزمنية فإذا كان هذا المحيط مستقرا تكون السلسلة كذلك والعكس صحيح، حيث نقوم بتمثيل هذه المعلومات الرقمية في شكل بياني يعكس إستقرارية السلسلة الزمنية من عدمها.

فيتمثل الاتجاه العام في تلك المركبة التي تدفع بمنحنى تطور السلسلة عبر الزمن بالزيادة إذا كان ميلها موجب أو إلى الأسفل إذا كان ميلها سالبا، بينما تنعكس المركبة الدورية في الشكل البياني على هيئة قمم أو انخفاضات بشكل منتظم يسمح لنا بتحديد فترة حدوث هذه الظاهرة كأن تكون في فصل أو شهر معينين ... الخ، بينما المتغيرة العشوائي ة تتمل في التذبذب الحاصل على مستوى السلسلة، أما المتغيرة الفصلية تتضح من خلال الانتظام الموجود في تسجيل قيمة على الفصل الأخير لكل سنة أو الانخفاض في بداية كل سنة جديدة مثلا... الخ .

3 2 -عن طريق الاختبارات الإحصائية : الاختبار البياني في كثير من الحالات لا يكون كافيا لكشف مركبات السلسلة بشكل دقيق مما يستلزم استعمال أدوات إحصائية لهدا الغرض.

وسنعرض إختبارين إحصائيين يكشف لنا الأول على وجود مركبة الاتجاه العام والثاني على وجود المركبة الموسمية.

- **الكشف عن مركبة الاتجاه العام** : هناك عدة إختبارات إحصائية تمكننا من كشف مركبة الاتجاه العام من بينها إختبار التوالي، إختبار نقطة الانعطاف، إختبار الفروقات، إختبار دانيال وإختبار ديكي- فولر (DICKY- FULLER) ، وهذا الأخير من أقوى هذه الاختبارات وأكثرها استعمالا وسنتطرق إليه بالتفصيل في دراسة استقرارية السلاسل الزمنية.

- **الكشف عن المركبة الفصلية:**

أ- **الاختبار البياني:** يمكن الكشف عن مركبة الفصلية في السلسلة الزمنية عن طريق دالة الارتباط الذاتي Correlogramme ، هذا الأخير يعتمد على فكرة الارتباط بين المشاهدات وفي فترات مختلفة وتظهر الفصلية في هذه الدالة في شكل قمم وانخفاضات في فترات زمنية تعادل (P) أي أنه تظهر قمة في دورة تعادل (P) ونفس الشيء بالنسبة للانخفاضات.

ب- **الاختبار الإحصائي** : هناك عدة إختبارات إحصائية تمكننا من كشف المركبة الفصلية من بينها إختبار الفروقات، إختبار الإشارة، إختبار كريسكال واليس Kruskall-Wallis، إختبار تحليل التباين والذي سنتطرق له بالتفصيل.

- **اختبار تحليل التباين** Analyse de la variance : يعتمد هذا النوع من الاختبار على نقطتين أساسيتين هما :

- دورية X_t حيث $n=12$ أو $n=4$ حسب طبيعة المعطيات .

- غياب مركبة الاتجاه العام في السلسلة فان وجدت يجب إقصائها وصيغة هذا الاختبار هي :

H_0 : عدم وجود تأثير كل من الشهر والسنة .

H_1 : ووجد تأثير كل من الشهر والسنة .

تكوين الاختبار: نرفق بكل مشاهدة X_t مؤشرين هما مؤشر التأثير السنوي(j)ومؤشر التأثير الشهري(i) كما يلي : $X_t = X_{ij}$ حيث : $i = 1....n$ و $j = 1....l$ وبالتالي يكون لدينا (n,l) مشاهدة وهكذا نقوم باختبار العلاقة تباين الشهر "V_m" مع تباين البواقي "V_r" بعد حساب كل من :

$\overline{X}$: تمثيل الوسط الحسابي لجميع المشاهدات $\overline{X} = \sum_{i=1}^{n} X_i \sum_{j=1}^{l} X_j \; |n.l$

$\overline{X}_i$: تمثيل الوسط الحسابي للسنوات $\overline{X} = \sum_{j=1}^{l} X_{.j} \; |l$

X_j : تمثيل الوسط الحسابي للشهر $\overline{X}_j = \sum_{i=1}^{n} X_{I.} \; |n$

وكذلك بعد حساب مجموع المربعات الآتية :

$$S_t = S_m + S_a + S_r = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{l} \left(X_{ij} - \overline{X}\right)^2$$

$$S_m = n\sum_{j=1}^{l} \left(X_j - \overline{X}_j\right)^2$$

$$S_a = l\sum_{i=1}^{n} \left(X_i - \overline{X}_i\right)^2$$

$$S_r = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{l} \left(X_{ij} - \overline{X}_i - \overline{X}_j + \overline{X}\right)^2$$

وبالتالي يمكن تلخيص العمليات في الجدول الآتي :

الجدول 5-1: جدول تحليل التباين .

نوع المقدرات	مجموع المربعات	درجة الحرية	التباين
تباين العامل الشهري	S_m	$l - 1$	$V_m = S_m \| l - 1$
تباين العامل السنوي	S_a	$n - 1$	$V_a = S_a \| n - 1$
تباين العامل العشوائي	S_r	$(l-1)(n-1)$	$V_r = S_r \| (l-1)(n-1)$
التباين الكلي	S_t	$nl - 1$	$V_t = S_t \| nl - 1$

وللكشف عن المركبة الفصلية نقوم بحساب $(F_{calculer})$ والتي تساوي $F_c \frac{V_m}{V_r}$ ونقارنها بالقيمة المجدولة $(F_{tabeler})$وهي تقابل القيمة $F_\alpha[(l-1),(n-1)(l-1)]$ عند مستوى المعنوية (α)، حيث إذا كانت : $F_c \rangle F_t$ فإن السلسلة تحتوي على المركبة الفصلية .

– وللكشف عن مركبة الاتجاه العام نقوم بحساب $(F_{calculer})$والتي تساوي $F_c \frac{V_r}{V_a}$ ونقارنها بالقيمة المجدولة $(F_{tabeler})$وهي تقابل القيمة $F_\alpha[(n-1),(n-1)(l-1)]$ عند مستوى المعنوية (α) .

حيث إذا كانت : $F_c \rangle F_t$ نرفض الفرضية H_0، ومنه السلسلة (X_t)تحتوي على مركبة الاتجاه العام .

4 –دراسة استقرارية السلسة الزمنية :

ظهر مصطلح الإستقرارية أول مرة مقترنا بمصطلح الإنحدار الزائف عند newboldd and Granger سنة 1974 حيث ولدا سلاسل مستقرة عن طريق المحاكاة و أثبتمفهوم الانحدار الزائف حيث في السلاسل الزمنية المستقرة الصدمات ستكون مؤقتة وتأثيرهم عبر الزمن سوف يتلاشى كما تعود لقيم المتوسط في الأجل الطويل، من جهة أخرى السلاسل غير المستقرة سوف تتضمن عناصر دائمة chocs permanents وهذا هو السبب الأصلي والحقيقي وراء وجوب إستقرارية السلاسل الزمنية .

إن أغلب السلاسل الزمنية في الواقع العملي والتطبيقي تكون غير مستقرة، لذلك لابد من تحويلها إلى سلاسل زمنية مستقرة يسهل نمذجته ا، كما يجب الوقوف عندها أسباب عدم الاستقرارية في السلاسل الزمنية الخطية وجود اتجاه عام عشوائي أو محدد وجود مشكل التباين أو سرعة التقلب volatilité، وجود تغير هيكلي في بنية السلسلة الزمنية وجود نقاط شاذة في السلاسل الزمنية عدم خطية السلسلة تقلبات الزمن الكثيرة مثلا السلاسل العالية التردد وجود الآثار الموسمية في سلسلة زمنية ما .

4-1-اختبارات الاستقرارية لديكي فولار وفيلييس بيرون :

– **اختبارات ديكي فولر** (Dickey Fuller) : إختبار الجذور الأحادية يمكننا من الكشف عن مركبة الاتجاه العام، ويسمح لنا بمعرفة نوع السياق هل هو تحديدي (TS) أو عشوائي (DS)، مما يساعدنا على اختيار الطريقة المثلي والجيدة لاستقرار السلسلة الزمنية.

نفترض نموذج من الشكل AR(1) لسلسلة أحادية، تكون لدينا فيها ثلاثة حالات حسب قيم(φ)

$|\varphi|\langle 1$* : السلسلة X_t مستقرة، والمشاهدات الحالية لها وزن أكبر من المشاهدات الماضية.

*$\varphi=1$: السلسلة X_t غير مستقرة، والمشاهدات الحالية لها نفس وزن المشاهدات الماضية، وبالتالي يجب تحديد درجة تكامل السلسلة.

*$|\varphi|\rangle 1$: السلسلة X_t غير مستقرة وتباينها يتزايد بشكل أسي مع (t) والمشاهدات الماضية لها وزن كبير مقارنة بالمشاهدات الحالية.

أ- اختبار ديكي -فولر البسيط (DF -1979):

يقترح ديكي-فولر اختبار فرضية العدم التالية:

$$\begin{cases} H_0 : |\varphi| = 1 \\ H_1 : |\varphi| \langle 1 \end{cases}$$

حيث تعني فرضية العدم أن المتغير له مسلك عشوائي بينما الفرضية الثانية فتعني أنه مستقر، ولاختبار هذه الفرضية نقوم بتقدير النماذج الثلاثة التالية باستعمال طريقة المربعات الصغرى:

النموذج الأول: $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \xi_t$

النموذج الثاني: $X_t = B + \phi_1 X_{t-1} + \xi_t$

النموذج الثالث: $X_t = bt + B + \phi_1 X_{t-1} + \xi_t$

فإذا كانت الفرضية H_0 محققة في أحد النماذج الثلاثة فالسلسلة غير مستقرة لأسباب إحصائية، لذلك نستعمل اختبار القيمة $(\phi_1 -1)$ بدلا من ϕ_1، وبالتعويض في المعادلات نستعمل ΔX_t بدلا من X_t أي $(X_t - X_{t-1})$ فتصبح النماذج كالتالي:

النموذج (1): $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$

$$X_t - X_{t-1} = \phi_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t$$

النموذج (2): $\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + C_t + \varepsilon_t$

النموذج (3): $\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + C_t + bt + \varepsilon_t$

تصبح الفرضية: H_0 : $1-\phi_1=0$ ، ونقوم بالاختبار على النحو التالي:

حساب $\hat{\phi}_1$ القيمة التقديرية لـ ϕ_1 وذلك باستعمال طريقة المربعات الصغرى للنموذج الثلاثة .

- حساب t_{cal} وذلك بطريقتين: $t_{cal} = n(\hat{\phi}_1 - 1)$ أو: $t_{cal} = \dfrac{\hat{\phi}_1 - 1}{\sigma_{\hat{\phi}_1}}$

ثم نقارن t_{cal} مع t_{tab} فإذا كانت: $t_{tab} < t_{cal}$ نقبل الفرضية H_0، يوجد جذر أحادي والسياق غير مستقر، والعكس صحيح.

نقوم بتقدير معالم φ نرمز لها $\hat{\varphi}$ للنماذج الثلاثة بعدما نقوم بحساب $t_{\hat{\varphi}}$ الذي يمثل اختبار Student$t$.

إذا كان $t_{\hat{\Phi}_l} \succ t_{tab}$: إذن نقبل الفرضية الصفرية H_0، أي وجود الجذر الوحدوي (Racine unitaire) و بالتالي الصيرورة (processus) غير مستقرة .

ب- اختبار ديكي فولر الصاعد (ADF) *:* في حالة اختبار DICKY-FULLER المطور أو المعدل (1981) فإن النماذج السابقة تتغير كما سنرى، لكن أولا ليكن لدينا النموذج من الشكل AR(p) *:*

حيث:
$$\mathrm{A}_m(B)U_T = \varepsilon_t \ ; \varepsilon_t \to N\left(0, \delta_\varepsilon{}^2\right)$$

فإذا كان (φ) يمثل أكبر جذر لكثير الحدود $\mathrm{A}(B)$ فإنه يكتب على الشكل التالي:

$$\mathrm{A}(B) = (1-\varphi B)\left(1-\alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \cdots - \alpha_{\varphi-1}B^{\varphi-1}\right)$$

وبعد القيام بعمليات حسابية نجد :
$$\Delta \mathrm{X}_T = \varphi \mathrm{X}_{t-1} - \sum_{j=2}^{\varphi} \varphi_j \Delta \mathrm{X}_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

وبإدخال الثابت ومركبة الاتجاه في العلاقة السابقة نتحصل على النماذج التالية وهذا بعد تقديرها بواسطة طريقة المربعات الصغرى.

الشكل الأول:
$$\Delta x_t = \varphi x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\varphi} \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

الشكل الثاني:
$$\Delta x_t = c + \varphi x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\varphi} \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

الشكل الثالث:
$$\Delta x_t = c + bt + \varphi x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\varphi} \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

توزيعات قوانين مقدرات نماذج (ADF) هي نفسها الخاصة بنماذج (DF) وبالتالي يمكننا الرجوع إلى نفس الجدول للحصول على القيم النظرية للإحصائيات المحسوبة.

ملاحظة: قبل تطبيق اختبار ديكي فولار لابد من إيجاد درجة التأخير للسلسة وهذا من أجل تحديد نوع الاختبار الذي سيستعمل في الكشف عن الجذر الأحادي لمركبة الاتجاه العام في السلسلة.

وبعد إيجاد درجة التأخير نتبع الخطوات التالية:

– نقوم بملاحظة Correlogramme للسلسلة، وذلك بتحديد الأعمدة (Les Pics) الخارجة عن مجال الثقة لدالة الارتباط الذاتي البسيطة الجزئية FPAC ودوال الارتباط الذاتي FAC.

– من خلال ملاحظتنا لـ Correlogramme لمختلف السلاسل، تظهر لنا دوال الارتباط الذاتي الجزئية FPAC ودوال الارتباط الذاتي FAC تخرج عن مجال الثقة حتى تأخيرات معتبرة وبالتالي هذه السلاسل غير مستقرة ولإثبات وجود الجذر الأحادي نقوم بتطبيق ديكي- فولر (DF) البسيط، أو الصاعد (ADF) على مختلف السلاسل.

- اختبار فيليبس بيرون:(**Phillips and perron) (P-P):** وهو من أشهر الاختبارات الخاصة باختبار استقرارية السلاسل الزمنية والتأكد من درجة تكاملها، ويختلف إختبار فيليبس بيرون P-P عن إختبار ADF بكونه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق وإختبار فيليبس- بيرون يعتمد تقديره على معادلة ديكي فولر البسيط DF نفسها عدا الصيغة الأولى (بدون حد ثابت واتجاه عام)، إلا أنه يختلف عن اختبار DF في طريقة معالجة وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأعلى وكذلك عدم التجانس إذ يقوم بعملية تصحيح غير معلمية non paramétrique لإحصاءة t للمعلمة λ في حالة التباين المتغير والارتباط الذاتي، في حين اختبار DF يواجه مشكلة الارتباط الذاتي بعملية تصحيح معلمية من خلال إضافة حدود الفروق المبطأة للمتغير على يمين المعادلة.

ويتطلب إختبار فيليبس- بيرون تقدير المعادلة الآتية باستخدام طريقة المربعات الصغرى MCO :

$$\Delta Y_t = u + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ويتم تقدير تباين الخطأ كما يلي :

$$S^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} U_t^2 + \frac{2}{n}\sum_{t=s+1}^{n}\sum_{s=1}^{L} U_t U_s$$

حيث أن: n تمثل حجم العينة ،

L :عامل الإبطاء .

وباستعمال إختبار ماك كينون لقيمة λ يتم اختبار فرضية العدم بعدم إستقرار السلسلة الزمنية في مستوياتها $H_0 : \lambda = 0$ مقابل الفرضية البديلة باستقرار السلسلة الزمنية $H_1 : \lambda < 0$ وعندما تكون قيمة λ معنوية فهذا يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة والتي تقضي باستقرار السلسلة الزمنية (لا تحتوي على جذر الوحدة) .

واتخاذ القرار يكون مشابه للخطوات المذكورة نفسها في إختبار ADF وكذلك يتم استعمال القيم الحرجة Critical Value نفسها للاختبارين بسبب أن الاختبارين لهما التوزيع نفسه في العينات الكبيرة فقط (asymptotic distribution) .

5- أنواع السلاسل الزمنية :

إن إختبار ديكي فولار السابق يمكننا كما ذكرنا سابقا من معرفة نوع السياق (TS) أو (DS).

5-1 - النموذج TS (Trend stationnaire): وهي نماذج غير مستقرة (عدم استقرارية عشوائية)

وتأخذ الشكل: $X_t = f + \xi_t$ ، حيث:

f: تمثل دالة كثير الحدود بالنسبة للزمن.

ξ_t : تمثل صدمات عشوائية.

والأكثر انتشارا من هذه النماذج هو كثير حدود من الدرجة (1) بالشكل التالي: $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \xi_t$

$$\begin{cases} E(X_t) = a_0 + a_1 t^2 \\ V(X_t) = \delta_\varepsilon^{\ 2} \qquad \forall t, s / t \neq s \\ COV(X_t, X_s) = 0 \end{cases}$$

لدينا $E(x_t)$ مرتبطة بالزمن فهو نموذج غير مستقر ولجعله مستقرا نقوم بتقدير المعالم α_0 و α_1 بطريقة المربعات الصغرى (MCO)، والقيام بعملية الطرح التالية $X_t - (\hat{a}_0 + \hat{a}_{1-t})$

5-2- النموذج DS (Difference Stationary): وهي نماذج غير مستقرة (عدم إستقرارية عشوائية)

وتأخذ الشكل التالي: $X_t = X_{t-1} + B + \xi_t$

$$\begin{cases} E(X_t) = C + B_t \\ V(X_t) = t\delta_\varepsilon^{\ 2} \qquad \forall t, s / t \neq s \\ \operatorname{cov}(X_t, X_s) = \delta_\varepsilon \end{cases}$$

ويمكن جعله مستقرة باستعمال الفروقات أي $(1-B)^d X_t = c + \xi_t$

6 - تحليل بعض السلاسل الزمنية باستخدام برنامج Eviews :

مثال 01 : لتكن لدينا سلسلة زمنية متعلقة بمعدلات التضخم في الجزائر منذ سنة 1990 إلى غاية سنة 2017 كما هو موضح بالجدول الموالي:

السنوات	معدل التضخم INF	السنوات	معدل التضخم INF
1990	16,65	2004	3,96
1991	25,89	2005	1,38
1992	31,67	2006	2,31
1993	20,54	2007	3,67

4,86	2008	29,05	1994
5,73	2009	29,78	1995
3,91	2010	18,68	1996
4,52	2011	5,73	1997
8,89	2012	4,95	1998
3,25	2013	2,65	1999
2,92	2014	0,34	2000
4.78	2015	4,23	2001
6.4	2016	1,42	2002
5.59	2017	4,27	2003

المطلوب :

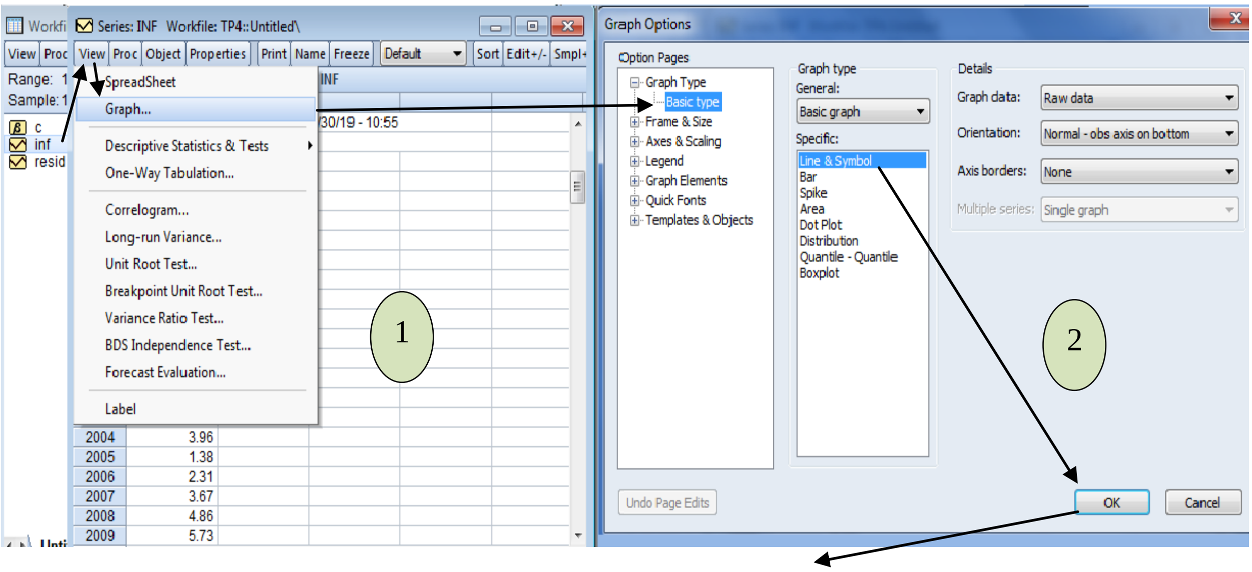
1 - من خلال الرسم البياني وضح هل سلسلة البيانات تحتوي على الاتجاه العام أم لا؟

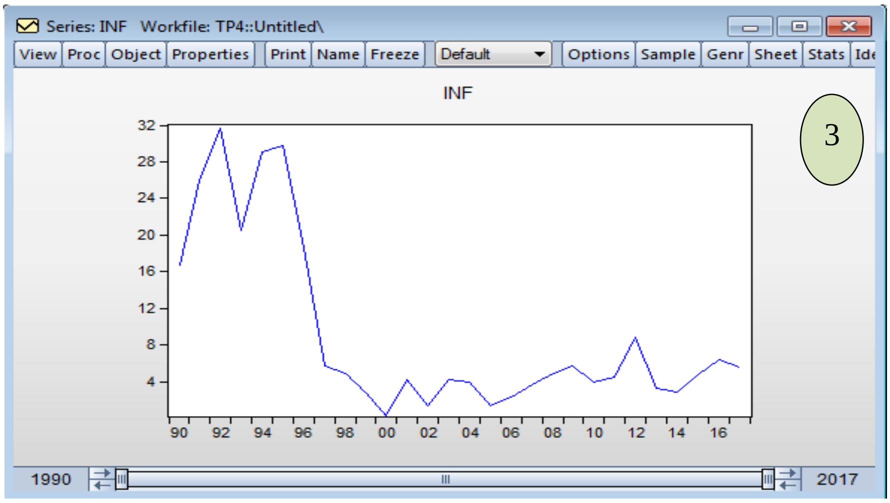
2 من خلال منحى correlogramme وضح هل السلسلة مستقرة أم لا ؟

3 - باستخدام إختبار ديكي–فولار وإختبار فيليب بيرون، بين هل هذه السلسلة هي مستقرة أو غير مستقرة ومن أي نوع ؟

الحل:

1 - بالإستعانة ببرنامج Eviews نوضح وجود مركبة الاتجاه العام من عدمها بيانيا أين نقوم بفتح السلسلة الزمنية المعنية من صفحة Workfile ثم نختار الأمر Graph من View لنتحصل على مربع حواري من Graph type نختار Line and symbol ثم نضغط على OK كمايلي:

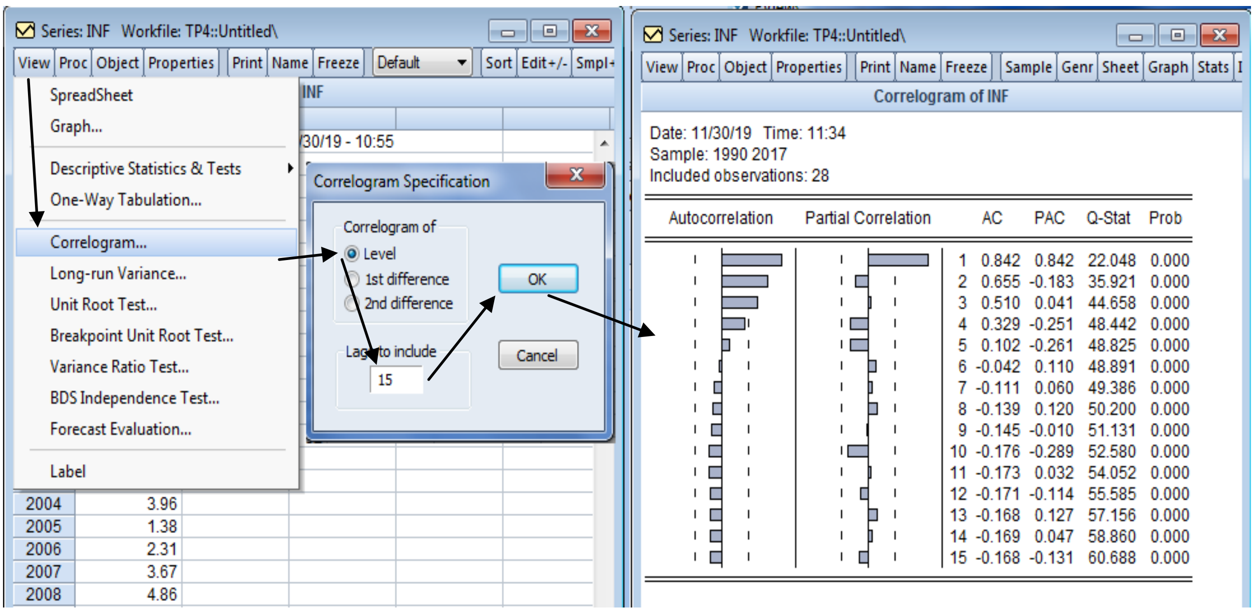




لا يتضح جليا من خلال بيان السلسلة inf هل هي تحتوي على مركبة الاتجاه العام (Trend) من عدمها لتذبذب قيم البيانات خلال جل فترة الدراسة بين الزيادة والنقصان بالرغم من أننا نقر بوجود فترتين مختلفتين باتجاهين مختلفين فخلال أواخر فترة التسعينيات كانت ذات اتجاه متناقص ثم ذات اتجاه متزايد في أغلب أوقات فترة الدراسة ابتداءا من سنة 2000 .

2 - دالة الارتباط الذاتي البسيطة وكذا الجزئية لأجل $h = 15$ تأخر يتم الحصول عليها من برنامج Eviews وذلك بإتباع الخطوات الآتية :

بعد فتح السلسلة من صفحة Workfile نختار الأمر Correlogramme ليظهر مربع حواري نحدد عدد التأخيرات $h = 15$ وذلك على حسب عدد المشاهدات في السلسلة في خانة Lags to includ ونترك الإختيار Level كما هو والذي يدل على أن السلسلة لم نجري عليها أي تغيير (أي سلسلة خام) ثم نضغط على OK



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.842	0.842	22.048	0.000
2	0.655	-0.183	35.921	0.000
3	0.510	0.041	44.658	0.000
4	0.329	-0.251	48.442	0.000
5	0.102	-0.261	48.825	0.000
6	-0.042	0.110	48.891	0.000
7	-0.111	0.060	49.386	0.000
8	-0.139	0.120	50.200	0.000
9	-0.145	-0.010	51.131	0.000
10	-0.176	-0.289	52.580	0.000
11	-0.173	0.032	54.052	0.000
12	-0.171	-0.114	55.585	0.000
13	-0.168	0.127	57.156	0.000
14	-0.169	0.047	58.860	0.000
15	-0.168	-0.131	60.688	0.000

يقدم لنا برنامج Eviews نتائج دالة الارتباط الذاتي (العمود AC) ودالة الارتباط الجزئي (العمود PAC) يتطلب استقرار السلسلة أن يكون P(h) مساويا للصفر بعبارة أخرى يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي ACF داخل حدود فترة الثقة 95%، يمكن إجراء اختبار مشترك لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي كمجموعة أين يتم استخدام إ حصائية (Ljung-Box) بحيث نلاحظ بأن القيمة المحسوبة من خلال بيان الـ Correlogramme هي Q-Stat=60.688 بتأخر h=15 ومنه نجد بأن $\chi^2_{0.05,15} = 25$ < Q-Stat=60.688 وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل بالفرض البديل الذي ينص على أنه ليس كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر مما نستنتج بأن السلسلة inf هي سلسلة غير مستقرة .

كما أن من خلال الرسم البياني أعلاه يتضح أن قيم Q-stat هي جوهرية من الناحية الإحصائية حيث أن احتمال حصول على قيم Q عن طريق الصدفة هو احتمال معدوم أي Prob=0.000 (آخر عمود بالبيان) إن هذه النتيجة تؤكد على عدم استقرارية أو سكون السلسلة inf .

3 - لدراسة استقرارية هذه السلسلة سوف نستخدم إختبار ديكي فولار البسيط أو الموسع ADF على ثلاث نماذج مختلفة ، بحيث أن النموذج الثاني يمثل السلسلة التي تحتوي الحد الثابت وبدون إتجاه عام (Intercept) والنموذج الثالث هو السلسلة التي تتضمن الحد الثابت والإتجاه العام معا (Trend and Intercept) ، أما النموذج الأول فهو بدون إتجاه عام وبدون حد ثابت (None). (هذا حسب ترتيب النماذج بالبرنامج Eviews) .

قبل إجراء إختبار جذر الوحدة لابد من تحديد فترات التباطؤ الزمني المثلى لاختبار ديكي فولار ، عمليا هناك طريقة يتم من خلالها تحديد عدد فترات التباطؤ المثلى وهي طريقة تعتمد على استعمال المعايير الكمية حيث يوجد ثلاث معايير وهي :

- Akaike Criterion (AIC) : $AIC(P) = Ln\left|\sum_e\right| + \frac{2k^2 p}{n}$

- Shwartz Criterion(SC) : $SC(P) = Ln\left|\sum_e\right| + \frac{k^2 p.\ln(n)}{n}$

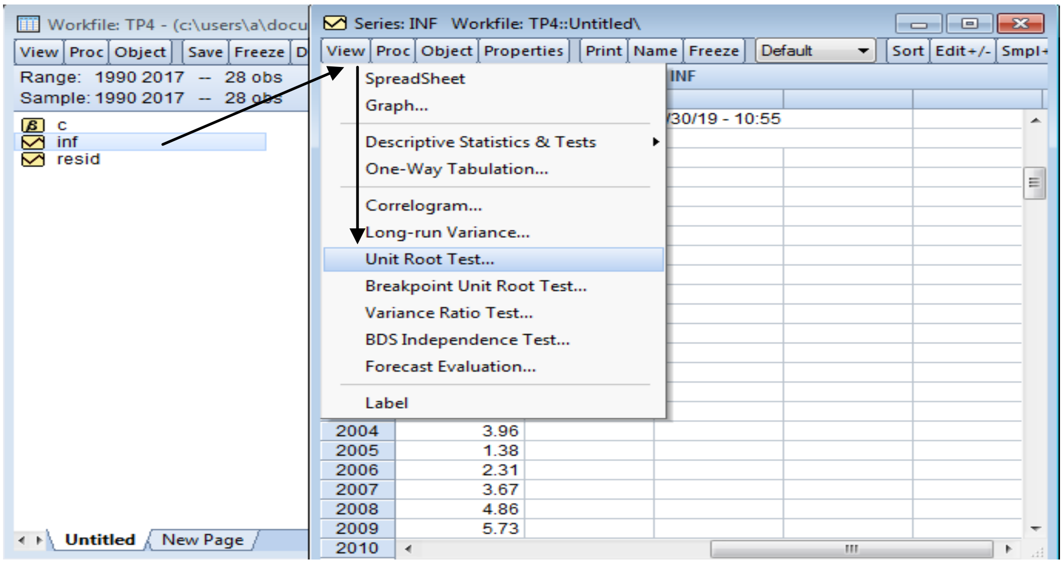
- Hannan - Quinn Criterion(HQ) : $SC(P) = Ln\left|\sum_e\right| + \frac{2p.\ln[\ln(n)]}{n}.k^2 p$

كل هذه المعايير تعتمد على إختيار P الذي يدني الكميات السابقة حيث k: عدد متغيرات النظام ، n : عدد الملاحظات ، P : فترات التباطؤ ، $\sum e$:مصفوفة التباين المشترك للبواقي.

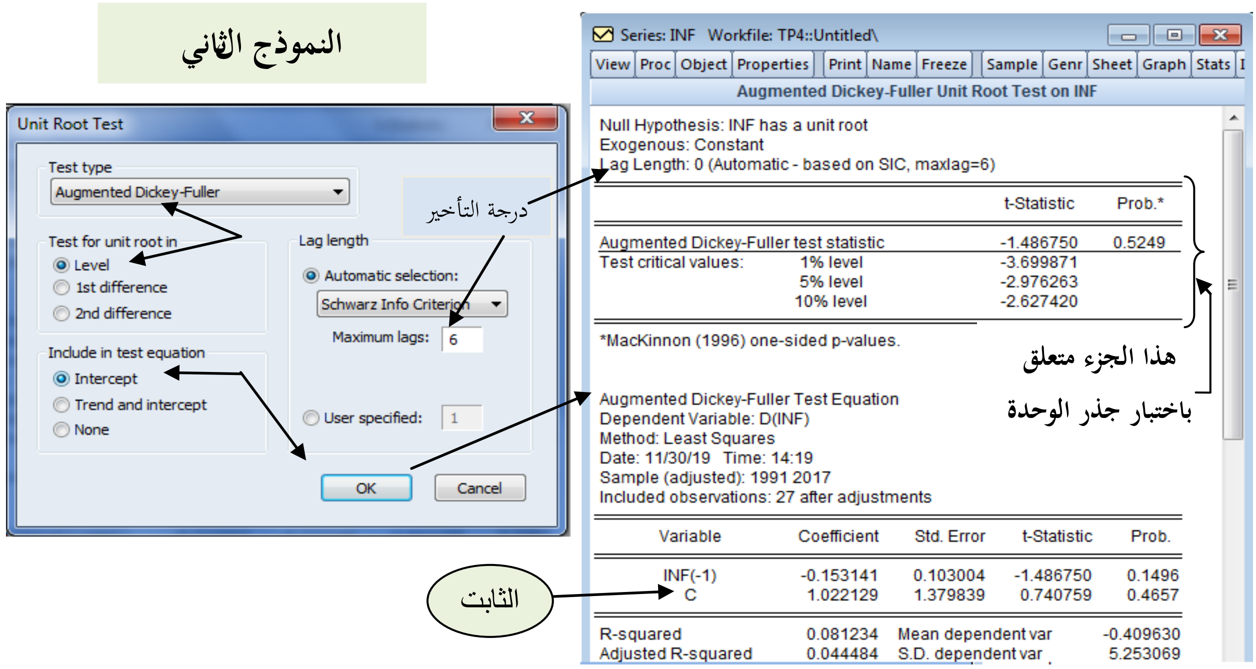
ولتحديد العدد الأمثل لفترات التباطؤ الزمني بحيث تكون فترة التباطؤ كبيرة كفاية لضمان عدم ترابط المتغيرات العشوائية وصغيرة كفاية لإجراء عملية التقدير، يتم إختيار أقل قيمة لكل من AIC وSC والتي يقابلها التباطؤ الزمني الأمثل، وهذا مايقوم به برنامج Eviews 9 آليا .

قد إستعنا ببرنامج Eviews9 لتحليل إستقرارية السلسلة الزمنية للتضخم inf، أين يقوم هذا البرنامج بحساب قيم $t_{\hat{\Phi}_1}$ بطريقة أوتوماتيكية، نتائج هذا الاختبار بالنسبة لم تغيرة معدل التضخم سنوضحها في الخطوات الموالية:

نقوم بفتح سلسلة البيانات inf ثم من View نختار الأمر Test Unit Root كمايلي:



لنتحصل على مربع حواري من خلاله نقوم بتحديد نوع الإختبار المستعمل في معرفة إستقرارية السلسلة من عدمها من Test type أين سنختار Augmented Dickey –Fuller (لاحقا سنختار Phillips- Perron من أجل الاختبار الثاني) ثم نترك الاختيار ما هو عليه في خانة Level أي أن السلسلة خام لم نجري عليها أي تعديل ثم نحدد نوع النموذج من Include in test equation أين نجد ثلاث نماذج مختلفة بحيث أن أول إختيار على برنامج Eviews يمثل النموذج الثاني الذي يحتوي على الثابت (Intercept) وهو يكتب من الشكل الآتي : $\Delta X_i = (\phi_1 - 1)X_{i-1} + C_i + \varepsilon_i$ إذا استخدمنا إختبار ديكي–فولار البسيط، أما إذا استخدمنا إختبار ديكي–فولار المطور فيكتب من الشكل $\Delta x_i = c + \varphi x_{i-1} - \sum_{j=2}^{\varphi} \phi_j \Delta x_{i-j+1} + \varepsilon_i$ ثم نضغط على OK كما يلي:



نلاحظ بأن درجة التأخير المثلى كانت P=0 كما هو موضح بالجدول (Lag Length :0) من بين ستة درجات تأخير مختارة كأقصى حد (Maximum lags=6) لذا سنطبق إختبار ديكي فولار البسيط .

والنموذج المقدر المتحصل هو :

$$\Delta \inf_i = -0.15 \inf_{i-1} + 1.02$$
$$\qquad\qquad (-1.48) \quad (0.74)$$

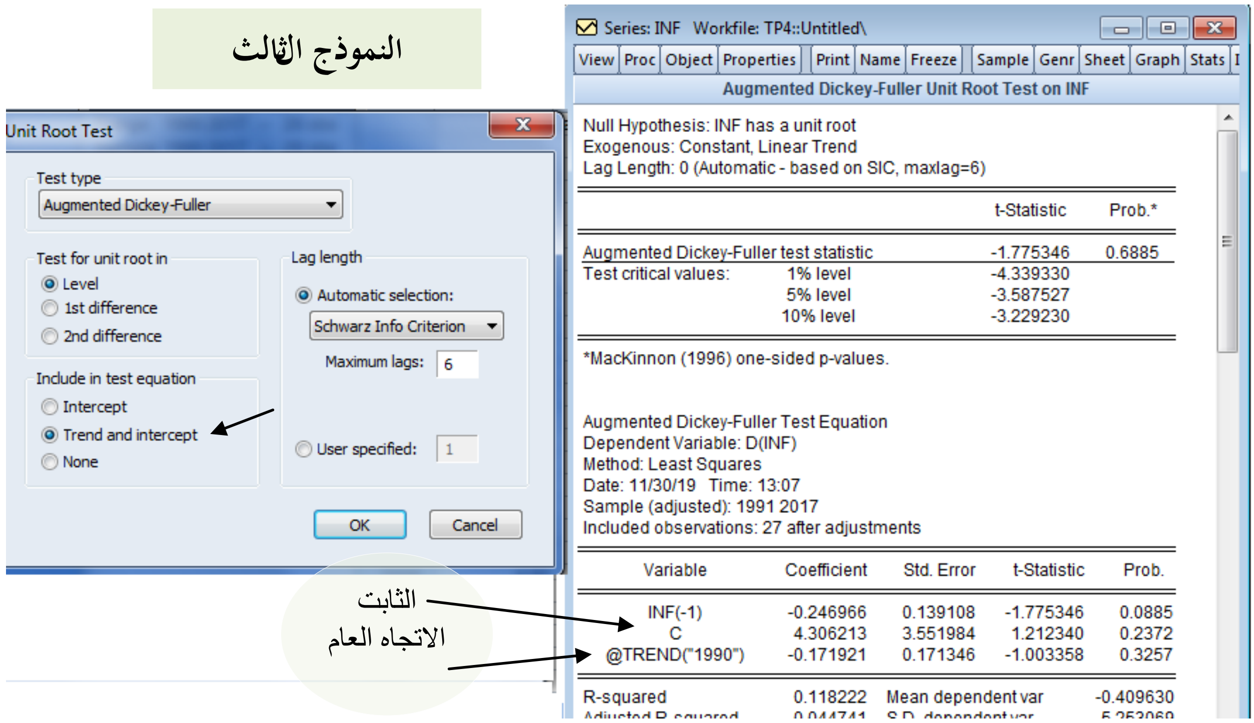
القيم التي بين قوسين تمثل قيم t-stat المحسوبة لمعلمتي النموذج، فبالنسبة للجذر الأحادي فمقارنة t_{Φ_1} المحسوبة بـ t_{tab} المجدولة (قيم Mackinnon) عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$، نجد بأن لدينا $t_{\phi_1} = -1.48 > t_{tabulé} = -2.97$ ومنه نقبل بالفرضية الصفرية التي تنص على إحتواء السلسلة على الجذر الأحادي.

أما للحصول على نتائج إختبار النموذج الثالث (وهو الإختيار رقم 2 على برنامج Eviews) فنختار (Trend and Intercept) وهو يكتب من الشكل الآتي :

النموذج الثالث: $\Delta X_i = (\phi_1 - 1) X_{i-1} + C_i + bt + \varepsilon_i$ إذا استخدمنا إختبار ديكي-فولار البسيط

ويكتب من الشكل: $\Delta x_i = c + bt + \varphi x_{i-1} - \sum_{j=2}^{\varphi} \varphi_j \Delta x_{i-j+1} + \varepsilon_i$ إذا استخدمنا إختبار ديكي-فولار المطور ثم نضغط على OK :

النموذج الثالث



نلاحظ بأن درجة التأخير المثلى كانت P=0 كما هو موضح بالجدول (Lag Length :0) من بين ستة درجات تأخير مختارة كأقصى حد (Maximum lags=6) لذا سنطبق إختبار ديكي فولار البسيط والنموذج المقدر المتحصل هو :

$$\Delta \inf_i = -0.24 \inf_{i-1} + 4.30 - 0.17t$$
$$(-1.77) \quad (1.21) \quad (-1.00)$$

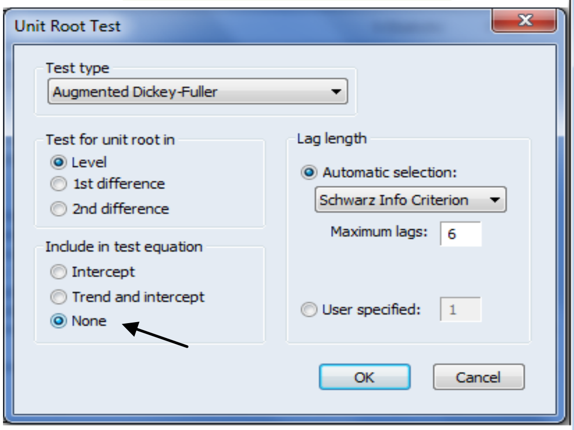
لدينا إحصائية t-stat لمركبة الاتجاه العام أقل من القيمة النظرية لها عند مستوى معنوية 5% (كما أن قيمة الاحتمال المقابل لهذه الإحصائية هو 0.32 وهو أكبر من 0.05) ، وبالتالي نقبل بفرضية العدم والتي تنص على عدم إحتواء السلسلة على مركبة الاتجاه العام أي لا وجود للاتجاهات الثابتة TS بالسلسلة (Trend Stationary process)، كما لدينا أيضا $t_{\phi_1} = -1.77 > t_{tabulé} = -3.58$ ومنه نقبل بالفرضية الصفرية التي تنص على إحتواء السلسلة على الجذر الأحادي .

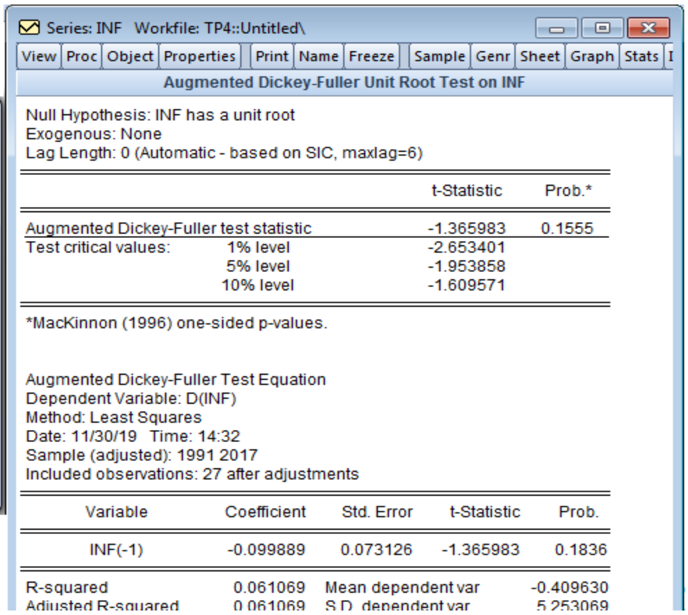
وأخيرا نختار النموذج الأول (None) أي بدون ثابت ولا إتجاه عام وهو يكتب من الشكل :

$\Delta X_t = (\phi_1 - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t$ إذا استخدمنا إختبار ديكي–فولار البسيط .

ويكتب من الشكل: $\Delta x_t = \varphi x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\varphi} \varphi_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$ إذا استخدمنا إختبار ديكي–فولار المطور ثم نضغط على OK :

النموذج الأول





Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.365983	0.1555
Test critical values:	1% level	-2.653401	
	5% level	-1.953858	
	10% level	-1.609571	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Date: 11/30/19 Time: 14:32
Sample (adjusted): 1991 2017
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.099889	0.073126	-1.365983	0.1836

R-squared	0.061069	Mean dependent var	-0.409630
Adjusted R-squared	0.061069	S.D. dependent var	5.253069

نلاحظ بأن درجة التأخير المثلى كانت P=0 لذا سنطبق إختبار ديكي فولار البسيط والنموذج المقدر المتحصل هو :

$$\Delta \inf_i = -0.09 \inf_{i-1}$$
$$(-1.36)$$

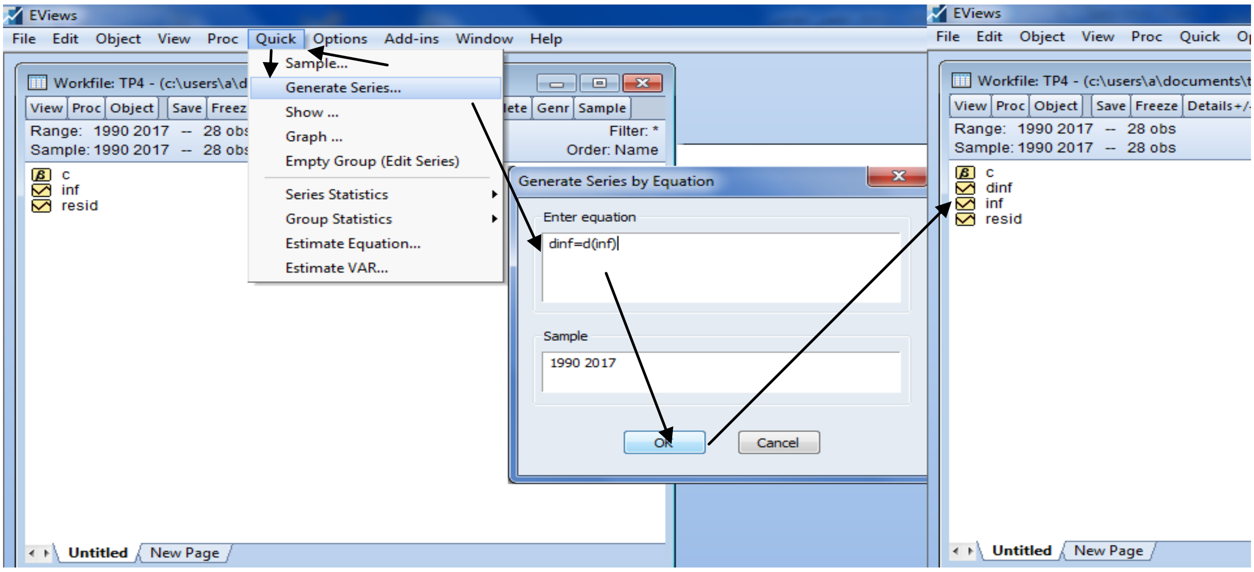
بمأن $t_{tabulé} = -1.95 < t_{\phi_1} = -1.36$ فإننا نرفض فرضية العدم وبالتالي السلسلة تحتوي الجذر الأحادي .

ويمكننا دائما أن نلخص في جدول واحد أهم النتائج المتحصل عليها من النماذج الثلاثة كما يلي:

النموذج	السلسلة INF	
النموذج الثالث	إحتمال مركبة الاتجاه العام (b) $t\text{-}stat$	0.32 -1.00
	إحتمال الثابت (C) $t\text{-}stat$	0.23 1.21
	الجذر الأحادي (ϕ)	-1.77
النموذج الثاني	إحتمال الثابت (C) $t\text{-}stat$	0.46 0.74
	الجذر الأحادي (ϕ)	-1.48
النموذج الأول	الجذر الأحادي (ϕ)	-1.36

وخلاصة لتحليلنا لنتائج ذلك الاختبار، نستنتج بأن السلسلة التي بين أيدينا هي سلسلة غير مستقرة وهي من النوع DS مع مشتقة نظرا لمعنوية الثابت .

لذا سنجري عملية الفروقات من الدرجة الأولى على السلسلة INF ومن ثم نعيد إتباع نفس الخطوات السابقة انطلاقا من تحديد درجة التأخير P للسلسلة الجديدة والتي نسميها DINF وبعدها نستعمل الاختبار المناسب لدراسة استقرارية السلسلة ، وفيمايلي الطريقة المتبعة للحصول على السلسلة الجديدة DINF : من شريط القوائم Quick نختار Generate serie فيظهر مربع حواري نكتب فيه إسم المتغير الجديد DINF=D(INF) ثم نضغط على OK لتظهر السلسلة الجديدة على صفحة الـ Workfile والشكل الموالي يوضح ذلك:



ثم نقوم إما بفتح السلسلة الجديدة DINF لنلاحظ بأن أول قيمة من المشاهدات قد حذفت (NA)، ونقوم بإجراء إختبار ديكي-فولار على النماذج الثلاثة وفق الخطوات السابقة (كما تم مع السلسلة INF) أو فتح السلسلة INF وإختيار 1st difference (أي الفرق من الدرجة الأولى) من Test for unit root in بدلا من Level ونتائج هذا الإختبار نلخصها بالجدول الموالي :

النموذج	السلسلة DINF	
النموذج الثالث	إحتمال مركبة الاتجاه العام (b) $t\text{-}stat$	0.35 -1.00
	إحتمال الثابت (C) $t\text{-}stat$	0.24 -1.19
	الجذر الأحادي (ϕ)	-5.32
النموذج الثاني	إحتمال الثابت (C) $t\text{-}stat$	0.44 -0.78
	الجذر الأحادي (ϕ)	-5.28

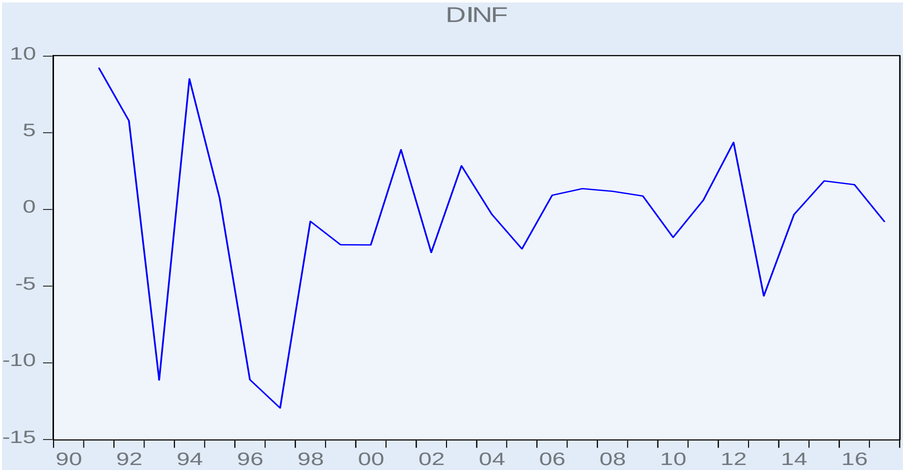
النموذج الأول	الجذر الأحادي (ϕ)	-5.28

من خلال الجدول أعلاه نجد أن قيمة t ستيودنت لمركبة الاتجاه العام أقل من القيمة النظرية عند المعنوية $\alpha = 5\%$ ، وكذا احتمال مركبة الاتجاه العام ($0.35 > 0.05$) وبالتالي نقبل فرضية العدم ونرفض وجود مركبة الاتجاه العام.

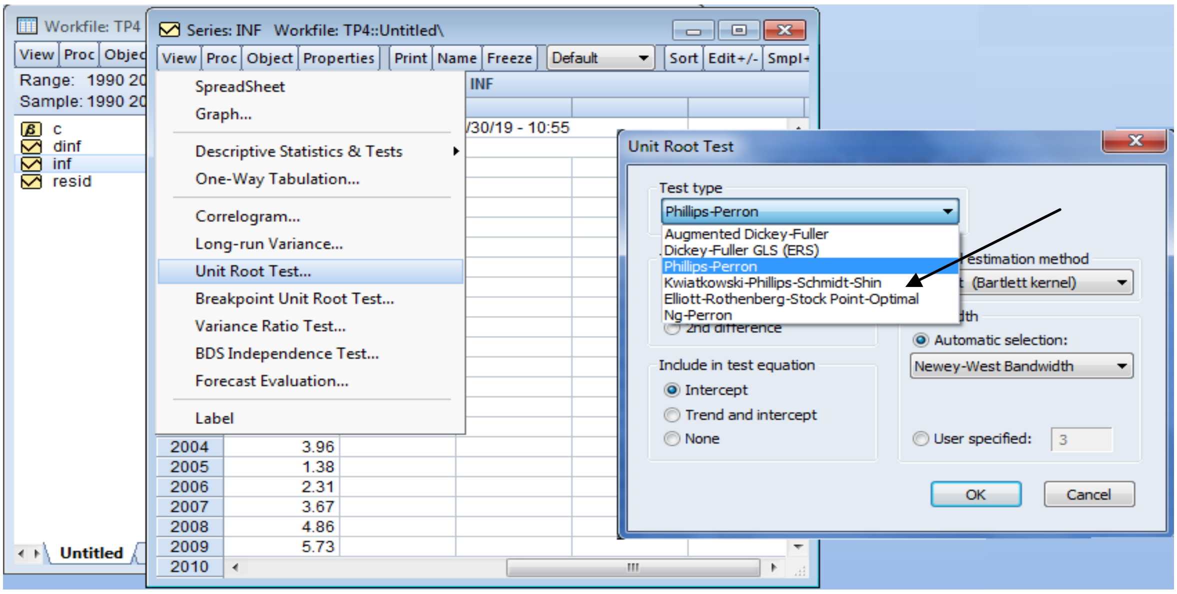
وفيما يخص اختبار وجود الثابت، فإن قيمة t ستيودنت لهذا الأخير أقل من القيمة النظرية عند درجة المعنوية $\alpha = 5\%$ ، وعليه نقبل فرضية العدم أي عدم وجود الثابت في السلسلة.

أما بالنسبة للجذر الأحادي، فمقارنة $t_{\hat{\Phi}_1}$ المحسوبة بـ t_{tab} المجدولة (قيم Mackinnon) عند مستوى المعنوية $\alpha = 5\%$ ، أين نجد بأن: $t_{\hat{\Phi}_1} < t_{tab}$ بالنسبة للنماذج الثلاث، وهذا ما يشير بأن السلسلة لا تحتوي على الجذر الأحادي .

وفي الأخير نستنتج بأن السلسلة DINF هي سلسلة مستقرة ، وفيما يلي المنحنى البياني للسلسلة DINF المستقرة، بحيث نلاحظ تذبذب السلسلة حول خط المنتصف بشكل منتظم .



نفس الشيئ يمكن أيضا إجراء اختبار فليب بيرون أين نختار من Test type الإختيار Phillips-Perron



ثم نجري هذا الإختبار على النماذج الثلاثة السابقة والنتائج مستخرجة من برنامج Eviews كمايلي :

النموذج الثالث (Trend and Intercept):

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable : D(INF)
Method : Least Squares
Sample (adjusted) : 1991 2017
Included observations : 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.246966	0.139108	-1.775346	0.0885
C	4.306213	3.551984	1.212340	0.2372
@TREND(« 1990 »)	-0.171921	0.171346	-1.003358	0.3257

النموذج الثاني (Intercept):

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1991 2017
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.153141	0.103004	-1.486750	0.1496
C	1.022129	1.379839	0.740759	0.4657

النموذج الأول (None):

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1991 2017
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.099889	0.073126	-1.365983	0.1836

نفس النتيجة المتوصل إليها كما في إختبار ديكي–فولار السلسلة INF لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام كما أن النماذج الثلاثة بها جذر الوحدة، وبالتالي فالسلسلة غير مستقرة وهي من النوع DS .

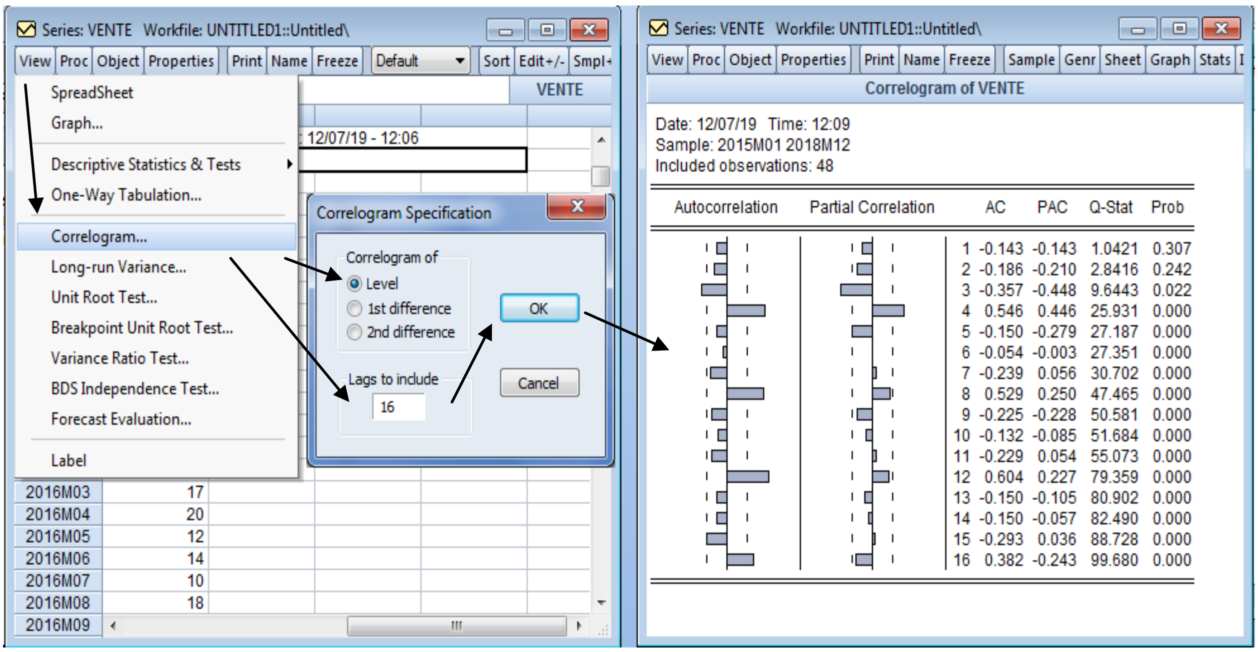
مثال 02: إذا كان لدينا بيانات شهرية لفترة أربع سنوات لمبيعات إحدى المؤسسات لمنتوجها X كما هو مبين في الجدول الموالي :

	جانفي	فيفري	مارس	أفريل	ماي	جوان	جويلية	أوت	سبتمبر	أكتوبر	نوفمبر	ديسمبر
2015	10	13	17	19	12	12	13	16	11	15	14	17
2016	13	14	17	20	12	14	10	18	12	14	14	17
2017	11	13	15	16	11	14	13	17	10	11	13	18
2018	12	12	13	15	13	15	14	16	13	12	15	16

وكان المطلوب دراسة إستقرارية هذه السلسلة، فكيف يتم ذلك؟

الجواب: بمأن السلسلة هي ذات بيانات شهرية فعلينا أولا التأكد من خلو هذه السلسلة من مركبة الفصلية (التغيرات التي تحدث بانتظام في وحدات زمنية متعاقبة)، وإلا إزالة هذه المركبة في حالة وجودها، ويمكن معرفة ذلك من خلال دالة الارتباط الذاتي Correlogramme أين نتحصل على هذه الدالة من برنامج Eviews بإتباع الخطوات الآتية :

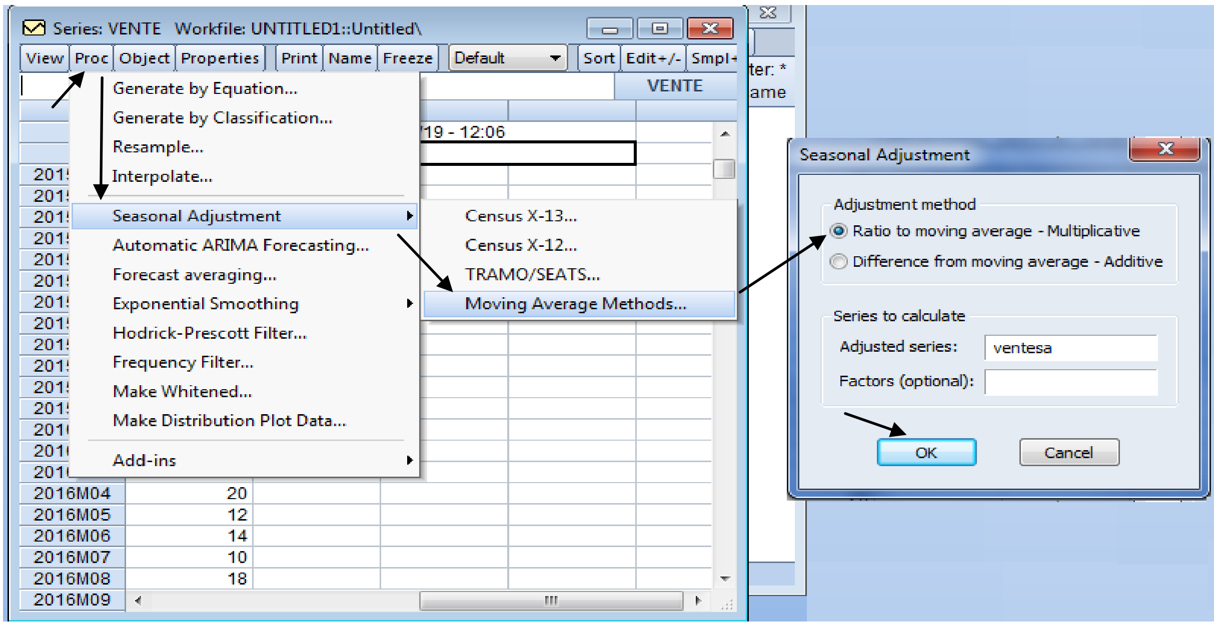
بعد فتح السلسلة من صفحة Workfile نختار الأمر Correlogram ليظهر مربع حواري نحدد عدد التأخيرات في خانة Lags to includ (نأخذ على الأقل ربع عدد المشاهدات إذا كانت n<150) ونترك الإختيار Level كما هو ثم نضغط على OK :



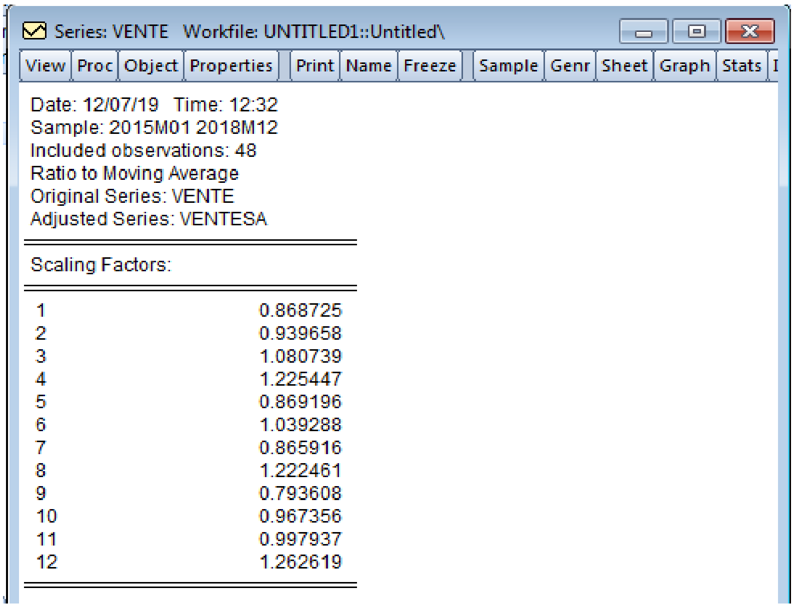
من خلال هذا البيان يتضح بأن السلسلة تحتوي على مركبة الفصلية وهي تظهر في شكل قمم (Pics) بارزة ومتكررة في فترات زمنية تعادل (P=4) ، الأمر الذي يدعو إلى القيام بعملية التعديل الموسمي (نزع المركبة الموسمية من السلسلة).

لإزالة المركبة الفصلية استعنا ببرنامج Eviews من أجل حساب المعاملات الفصلية الشهرية وذلك بإتباع الخطوات الآتية :

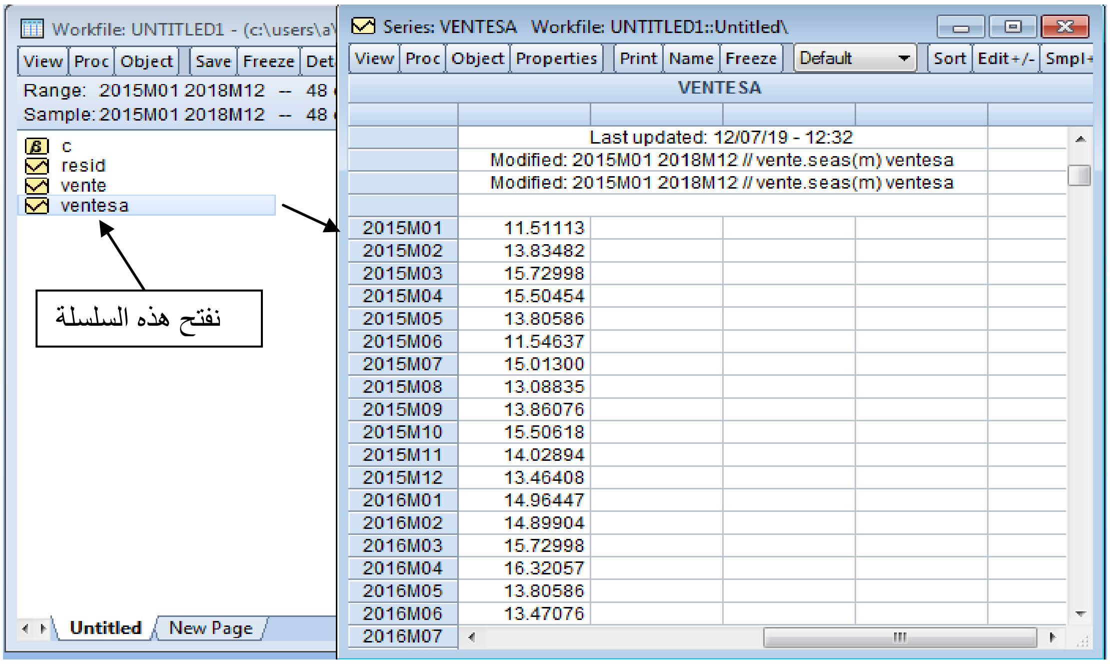
نقوم بفتح سلسلة البيانات من صفحة الـ Workfile ثم نختار من Proc الأمر Seasonal Adjustment ليقدم لنا مجموعة من الإختيارات نقوم بالضغط على الأمر Moving Average Methods لنتحصل على مربع حواري أين نقوم بتنشيط الإختيار المناسب لنوع السلسلة من Method Adjustment فإذا كانت سلسلة جدائية فننشط خانة Ratio to moving average-multiplicative أما بالنسبة للسلسلة التجميعية فننشط خانة الإختيار الثاني Difference from moving average-Additive ، وسنجد إسم السلسلة الجديدة منزوعة الفصلية مكتوب آليا في خانة Adjusted series (وهو اسم السلسلة الأولى مضاف إليه حرفي sa للدلالة على الفصلية Seasonal) وستظهر هذه السلسلة الجديدة على صفحة الـ Workfile



ثم نضغط على OK فنتحصل على الجدول الموالي الذي يوضح المعاملات الفصلية الشهرية للسلسلة :



وللحصول على قيم السلسلة الجديدة من دون المركبة الفصلية (Ventesa) نفتح من خلال البرنامج Eviews:



بعد هذه الخطوة نقوم بدراسة إستقرارية السلسلة الجديدة Ventesa كما تم في المثال رقم 01

تمارين :

التمرين الأول : ليكن الجدولين المواليين من مخرجات برنامج Eviews ، بحيث يشير المتغير INF إلى سلسلة المشاهدات الزمنية الخاصة بظاهرة التضخم .

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

الجدول الأول:

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.591904	0.2860
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INF)
Method: Least Squares
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.350654	0.135288	-2.591904	0.0144
C	0.966185	0.413652	2.335744	0.0261
@TREND("1980")	-0.017873	0.011185	-1.598011	0.1202

الجدول الثاني:

Null Hypothesis: DINF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.379061	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.262735	
	5% level	-3.552973	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DINF)
Method: Least Squares
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DINF(-1)	-1.142642	0.179124	-6.379061	0.0000
C	-0.035427	0.224726	-0.157647	0.8758
@TREND("1980")	-0.000999	0.011046	-2.090457	0.0285

- قدم أهم النتائج التي يوضحها هذين الجدولين .

التمرين الثاني: لدينا الجدول الموالي لقيم كل من الدخل والادخار لأحد العائلات

الادخار	الدخل
15	100
10	120
30	150
40	180
45	200
20	210
80	190
50	400
100	250
60	350
90	600

باستعمال برنامج Eviews قم بمايلي :

1 - إدخال القيم إلى البرنامج ثم أحفظ النتائج .

2 - أرسم الشكل الانتشاري للقيم، ماذا تلاحظ ؟

3 - أدرس مدى استقرارية كلا السلسلتين مع تحديد نوع كل سلسلة .

4 - تخلص من مشكلة عدم الاستقرارية إن وجدت .

التمرين الثالث: إن الجدول الموالي يبين ملخص لنتائج اختبار ديكي-فولارADF على بعض السلاسل المتعلقة بمتغيرات الاقتصاد الكلي الجزائري للفترة 1980-2018

$M2$	PIB	$LTCH$	LTC	LBC	النتائج	النموذج
0.84 -0.19	0.66 0.43	0.10 -1.68	0.58 0.55-	0.31 1.01	إحتمال مركبة الاتجاه العام (b) t-stat	**النموذج الثالث**
0.001 3.48	0.09 1.72	0.12 1.55	0.05 2.03	0.71 0.36	إحتمال الثابت C t-stat	
-5.15	-3.61	-1.40	-0.17	-2.22	الجذر الأحادي ϕ	
0.00 4.55	0.005 2.95	0.44 0.78	2.79 0.008	0.37 0.89	إحتمال الثابت C t-stat	**النموذج الثاني**
-5.23	-3.63	-0.83	-1.71	-2.01	الجذر الأحادي ϕ	
-2.03	-1.29	-0.54	1.10	-1.82	الجذر الأحادي ϕ	**النموذج الأول**

LBC : لوغاريتم الميزان التجاري، LTC : لوغاريتم سعر الصرف، $LTCH$: لوغاريتم معدل البطالة،

PIB : الناتج الداخلي الخام، $M2$: معدل الكتلة النقدية

المطلوب :

1 - بين هل هذه السلاسل تحتوي على مركبة الاتجاه العام أم لا .

2 - هل للثابت دلالة إحصائية ؟

3 - هل تحتوي هذه السلاسل على الجذر الأحادي ؟

4 - في كل مرة بين نوع السلسلة وكيفية معالجة مشكلة عدم الاستقرارية .

قائـــــمة المراجـــــــــع

I/ المراجع باللغة العربيـة:

1 -أموري هادي كاظم الحسناوي، طرق القياس الاقتصادي، دار وائل للنشر، عمان، 2002؛
2 -المرسي السيد الحجازي، عبد القادر محمد عطية، مقدمة في الإقتصاد القياسي، المبادئ والتطبيقات، الرياض: النشر العلمي والمطابع،2001 ؛
3 -إمتثال محمد حسن، محمد علي محمد أحمد ،مبادئ الإستدلال الإحصائي، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2000 ؛
4 -بلقاسم العباس، الاقتصاد القياسي، مجلة جسر التنمية، العدد 51، المعهد العربي للتخطيط الكويت، مارس، 2006 ؛
5 -جلاطو جيلالي، الإحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة، دار الخلدونية، الجزائر، 2007 ؛
6 -حشمان مولود، نماذج وتقنيات التنبؤ قصير المدى، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2002؛
7 -خالد محمد السواعي، Eviews والقياس الاقتصادي،دار الكتاب الثقافي،ط1، الأردن، 2012؛
8 -خالد محمد السواعي، أساسيات الاقتصاد القياسي باستخدام Eviews والقياس الاقتصادي، دار الكتاب الثقافي، الأردن، 2011 ؛
9 -شرابي عبد العزيز، طرق إحصائية للتوقع الإقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2000 ؛
10 -عبد القادر، محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية للطباعة والنشر، مصر، 2004 ؛
11 -مكيد علي، الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة، ديوان المطبوعات الجامعية، ط 2، الجزائر، 2011 ؛
12 -صالح تومي، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2000 ؛
13 -وليد إسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف، صائب جواد إبراهيم جواد، مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي، التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الأولى، الأهلية للنشر والتوزيع، الأردن، 2006 .

II/ المراجع باللغة الأجنبية:

14- Éric DOR : «Économétrie, Synthèse de cours et exercices corrigés», Collection synthex, 2009.
15- Gujarati Damodar N: “Basic Econometrics”, Fourth Edition, McGraw-Hill, New York, 2004
16- G. Colletaz et C. Hurlin : «Modèles Non Linéaires et Prévisions», Rapport de Recherche,Institut CDC pour la Recherche, Laboratoire d’Economie d’Orléans, 2006.
17- Jack Johnston, John Dinardo: « Méthodes Econométriques », 4eme edition, ECONOMICA, 1999.
18- Lardic. Sandrine - Valérie migron : «Econométrie De Série Temporelles Macroéconomiques Et Financières », ECONOMICA, paris 2002.
19- Philippe Casin, Econométrie: Méthode et applications avec Eviews, Editions TECHNIP, 2009.
20- Régis Bourbonnais, Econométrie, Manuel et exercices corrigés, 7 édition, Paris, Dunod, 2009.
21- Régis Bourbonnais et Michel Tirraza: "Analyse Des Séries Temporelle En Economiques ", PUF, 1998.
22- Régis Bourbonnais: "Cours et Exercices Corrigés", ed DUNOD 9éme, Paris 2015.
23- Steve Ambler : «Introduction à l’économétrie Notes sur les modèles de régression non linéaires», département des sciences économiques, Ecole des sciences de la gestion, Université du Québec à Montréal, 2013.