وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة – غليزان –

كلية العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير

دروس على الخط (15 درس) في مقياس :

تطبيقات باستخدام برمجية " EVIEWS"

من إعداد: د. بشيكر عابد

موجهة لطلبة الماستر شعبة العلوم الإقتصادية

تخصص: إقتصاد نقدي وبنكي

المحاضرة الأولى

1- مفاهيم عامة حول النمذجة: إن النموذج المستخدم لأي مشكلة اقتصادية ما هو إلا الشكل المبسط لها و الذي يأخذ على الأغلب شكل معادلات أو متباينات أو توابع تمثل العلاقة التي يمكن قياسها كميا ، لذا فقد وردت مجموعه من التعاريف عن النماذج جميعها تشترك في خاصية واحدة مستندة على الهدف الأساسي لعملية النمذجة فنجد الباحث I.Lowry يذهب الى تعريف النمذجة على أنها فن تبسيط العلاقات أي أن النموذج هو تمثيل مبسط للوضع الحقيقي المستند على نظرية، كما يذهب Britton Harris في تعريف النموذج"على انه تصميم تجريبي يعتمد على نظرية" ، كذلك يذهب الباحث **مُحَمَّد سالم الصفدي** في تعريفه للنموذج الإقتصادي على انه تمثيل مبسط للوضع الاقتصادي من خلال علاقات رياضية كمية أو بيانية تساعد المهتمين على اتخاذ قراراتهم المثالية ، فيما يذهب الباحث **مُحَمَّد نور برهان** إلى تعريف النموذج على أنه صياغة المشكلة بشكل معين يمكن من خلاله إيجاد حل لها بالطرق الرياضية.[1]

ومن خلال جميع هذه التعاريف يمكن أن نستخلص ان النموذج الإقتصادي هو مجموعة من العلاقات بين المتغيرات الإقتصادية لتمثيل ظاهرة معينة بصورة خالية من التفاصيل لتعقيدات و لكنها ممثلة للواقع بهدف تحليلها أو التنبؤ بها، ولصياغة نموذج اقتصادي يتم استخدام رموز رياضية فمثلا تفترض النظرية الاقتصادية أ الاستهلاك الذي نرمز له بالرمز C دالة في الدخل الذي نرمز له بالرمز Y أي أن :

$$C = f(y) \ldots\ldots\ldots(1)$$

حيث : C : المتغير التابع

Y : المتغير المستقل

وبتحويل العلاقة (1) الى صيغتها الخطية التي تعتبر أبسط صيغة تحكم العلاقة بين المتغيرات الإقتصادية فتصبح من الشكل :

$$C = B_0 + B_1 y + \xi_t \ldots\ldots\ldots(2)$$

حيث :

B_0: هو عبارة عن الاستهلاك الذاتي عندما $y=0$

1 – قيس مجيد عبد الحسين علوش ، مفهوم وأهمية النماذج الإقتصادية ، كلية التربية للعلوم الانسانية جامعة بابل ، تاريخ النشر في الموقع 2013/03/15 /http://humanities.uobabylon.edu.iq

B_1: هو عبارة عن الزيادة الحاصلة في قيمة المتغير C نتيجة زيادة قيمة المتغير Y بمقدار وحدة واحدة

ξ_t : هو عبارة عن الخطأ العشوائي للمعادلة والذي يمثل جميع العوامل الأخرى المحذوفة (حجم الأسرة، العادات ...إلخ) المفسرة للاستهلاك C ماعدا الدخل Y.

و مع العلم أ ن العمليات التخطيطية تبدأ بتحديد مشكلة ما و تنتهي في الأخير بإتباع قرار و إستراتيجية معينة ، وبالتالي فإن استخدام النماذج الرياضية الاقتصادية يمكن إدراك أهميته من خلال ما يأتي:

- قدرة النموذج على تعريف المشكلة ووصفها بالشكل ال ذي يجعلها مبسطة ومستندة في ذلك على نظرية لتسهيل تصوير الوقع الحقيقي
- إمكانية النموذج في التعريف على القيود والعوامل التي تحدد مدى الحلول المكونة للمسائل.
- يستطيع النموذج التنبؤ بظروف المستقبل من خلال التعرف على الغنى عنها في المشاكل الحالية.
- . يستطيع النموذج تقييم الكميات وتكاليفها ومدى تأثيرها ضمن محيط نظام لفهم مستوى الانجاز الكلي.
- تساعد النماذج في تبيان نتائج مختلفة للبدائل في القرارات وما يترتب على هذا من تزويدنا بأساس واعي للاختيار بين هذه البدائل.
- تساعد البدائل المختلفة التي يتوصل إليها النموذج من إعطاء مبادئ وأساسيات مهمة لرسم السياسات الاقتصادية والإقليمية والحضرية.
- يعد استخدام النماذج أساسا للحكم على مدى كفاءة نظام معين نحو الوصول إلى أهداف محددة

و إذا كانت النماذج الرياضية الاقتصادية في استخدامها هذا تعتبر أداة مهمة من أدوات التحليل ، وأنها أداة لا غنى عنها في دراسة معظم المشاكل وتحليلها، فإن استخدامها في نفس الوقت يوفر لنا جانبين مهمين:

الجانب الأول: هو تجنب مخاطر التغيير أو إجراء أي تعديل في حقيقة الظاهرة المدروسة (أي التحديد الدقيق للعناصر في المشكلة) دون السماح لأي إضافات لعناصر أخرى يمكن أن تضاف بقصد التحيز لحالة معينة.

الجانب الثاني : هو توفير عاملي الوقت والمال ، حيث باستخدا م أسلوب النمذجة الرياضية الاقتصادية يؤدي إلى اختصار كل الجهود و التكاليف التي كانت ستحدث لو اتبع الأسلوب الوصفي مثلا لجميع القوى والفعاليات المؤثرة في مشكلة ما.

– التعريف بالإقتصاد القياسي وأهدافه

أ) التعريف بالإقتصاد القياسي: لقد استخدم مصطلح الاقتصاد القياسي لأول مرة سنة 1926 م ويرجع الفضل في ذلك إلى الاقتصادي النرويجي **Ranger Frisch** ، ويعرف على أنه القياس في الإقتصاد وهو مصطلح مترجم عن الكلمة الانجليزية Econometrics أو بالفرنسية Econométrie وبصورة أكثر هو العلم الذي يهتم بقياس العلاقات الاقتصادية من خلال بيانات واقعية بغرض اختبار مدى صحة هذه العلاقات كما تقدمها النظرية الاقتصادية، أو تفسير بعض الظواهر، أو رسم بعض السياسات، أو التنبؤ ببعض المتغيرات الاقتصادية .[1]

ب) أهداف الإقتصاد القياسي: من خلال التعريف يمكننا أن نستخلص ثلاثة أهداف رئيسية:

- بناء النماذج القياسية الاقتصادية في شكل قابل للاختبار الميداني.
- تقدير و اختبار هذه النماذج باستخدام البيانات المتوفرة.
- استخدام النماذج في التنبؤ و اتخاذ القرارات.
- استخدام النماذج في عمليات افتراضية أو بما يسمى بالمحاكاة، فمثلا عند زيادة الكتلة النقدية في اقتصاد معين، ماهو أثرها على المتغيرات الاقتصادية الاخرى كالاستثمار ومعدل البطالة،....إلخ.

1 – عبد القادر مُحَّد عبد القادر عطية ،الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق ط 2 ، الاسكندرية مصر ، الدار الجامعية 2000 ص 03

المحاضرة الثانية

– منهجية إعداد النموذج القياسي : إن الدراسة الإحصائية والقياسية للعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية تعتمد أساسا على النظرية الاقتصادية، حيث تعطينا هذه النظرية فكرة عن العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية، إلا أنها لا يمكن ان تعطي أرقاما ومؤشرات محددة لهذه العلاقة في زمن معين وفي واقع اقتصادي معين، مثلا :

- دراسة العلاقة بين الاستهلاك والدخل .
- دراسة العلاقة بين الاستثمار ومعدل الفائدة.
- دراسة العلاقة بين الاستهلاك والدخل والرقم القياسي للأسعار .

ويصعب التطرق الى التقنيات الاحصائية والقياسية دون معرفة الجانب النظري الذي تقوم عليه العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية، حيث نجد من بين هذه المتغيرات من يكون سببا والآخر يكون نتيجة، مع بقاء الظروف الأخرى على حالها، فمثلا:

- زيادة الدخل (سبب) يؤدي الى زيادة الانفاق الاستهلاكي (نتيجة).
- انخفاض معدل سعر الفائدة (سبب) يؤدي الى ارتفاع حجم الاستثمار (نتيجة).

فالعلاقة السببية بين متغيرين يؤدي حتما الى وجود علاقة ارتباطية بينهما، بينما العكس ليس صحيحا دائما أي وجود علاقة ارتباطية تعني بالضرورة وجود علاقة سببية، فمثلا نجد على سبيل المثال وجود علاقة ارتباطية بين استهلاك بعض السلع وزيادة منح الطلبة، لكن في الواقع زيادة هذه المنح لا يؤثر بالضرورة على استهلاك هذه السلع.[1]

ولصياغة نموذج احصائي وقياسي اقتصادي يجب أن نرتكز على ثلاثة عناصر أساسية :

أ –النظرية الاقتصادية : فمن خلالها يتم تحديد الإطار النظري للنموذج أي تحديد العلاقة الجدلية بين المتغيرات الاقتصادية .

1 – جلاطو جيلالي، الاحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة، دار الخلدونية للنشر والتوزيع – الجزائر – 2009، ص 10.

ب –الرياضيات : فمن خلالها يتم تحديد الشكل الرياضي المناسب للعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية في معادلة أو مجموعة من المعادلات السلوكية أو التعريفية أو التوازنية.

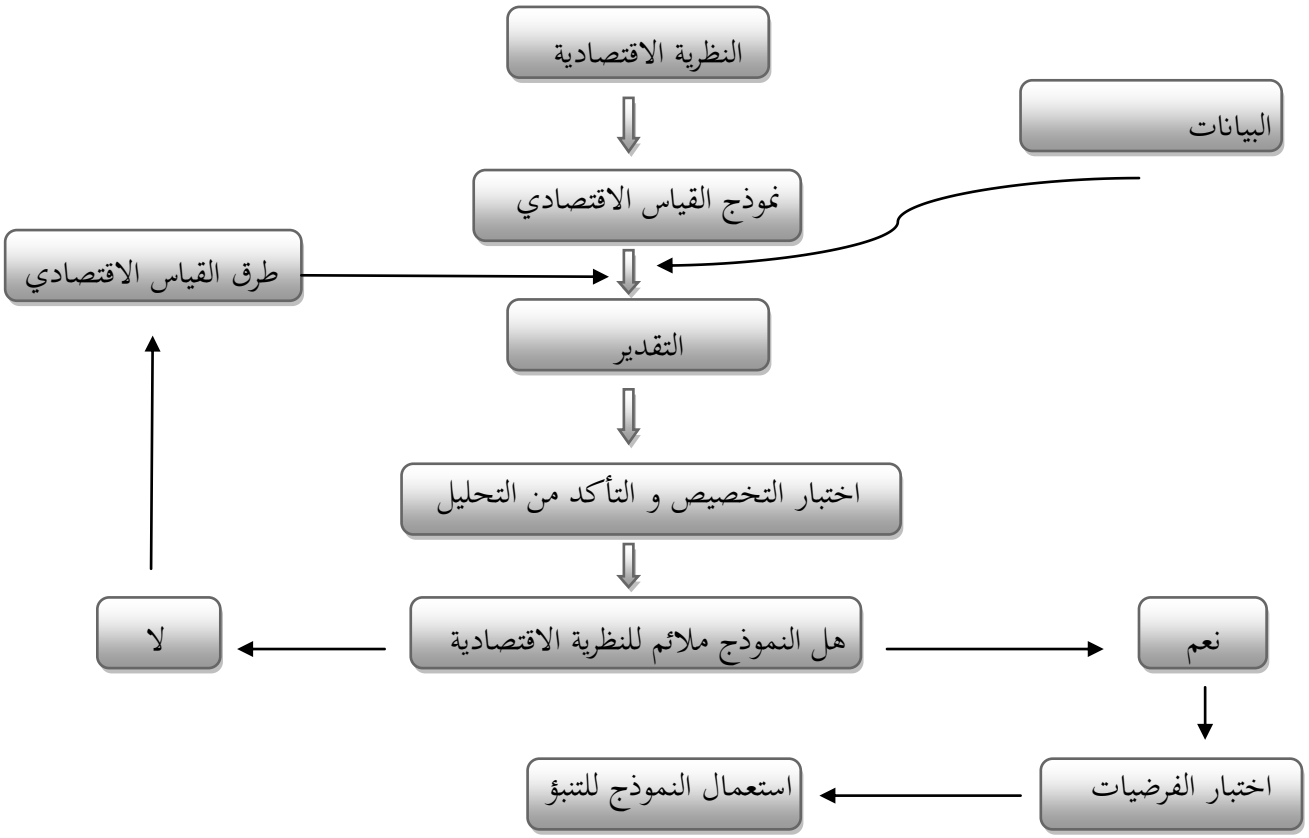
ج –**الإحصاء** : يمكننا من جمع وعرض وتحليل المعطيات باستخدام المؤشرات الاحصائية للوصول الى استخلاص النتائج والتنبؤ واتخاذ القرارات، حيث نجد بعض المفاهيم الأساسية التي تستخدم في هذه المرحلة :[1]

- **التقدير ESTIMATION**: هي عملية إدراك الواقع و صياغته في شكل نموذج رياضي يوضح العلاقة السببية أو الارتباطية بين المتغير التابع و المتغيرات المستقلة .
- **التوقع PREVISION**: يعتمد التوقع على النموذج الناتج عن التقدير، وهو يعني الحصول على المستويات المستقبلية للظاهرة المدروسة ، و عادة ما تعطى هذه القيمة المستقبلية في شكل قيمة وسطى ضمن مجال معين.
- **التنبؤ PREDICTION** : يهتم بالتغيرات الطارئة و بالظواهر الاقتصادية و الاجتماعية المعقدة مثلا كإكتشاف مصدر جديد للطاقة أو انهيار اقتصاد دولة معينة، بينما يقتصر التوقع على المؤشرات الكمية كما تم التطرق إليه سابقا.

و بالتالي يمكن تلخيص مراحل صياغة نموذج قياسي اقتصادي في الشكل التالي :

1 – عبد العزيز شرابي ، طرق احصائية للتوقع الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية –الجزائر – 2000، ص 09.

الشكل رقم (1): مراحل صياغة نموذج قياسي اقتصادي



المصدر : تومي صالح ، مرجع سابق ص 07 .

و من خلال الشكل نلاحظ أهم المراحل التي يبنى عليها الاقتصاد القياسي ابتداء من النظرية الاقتصادية و توفر البيانات الرقمية، مرورا بمرحلة التقدير و التحليل و استخدام الأساليب الإحصائية اللازمة، لنصل في الأخير إلى مرحلة ملائمة النموذج و استخدامه في التنبؤ أو عدم ملائمته و إعادة استخدام الطرق القياسية لصياغة النموذج المصحح.

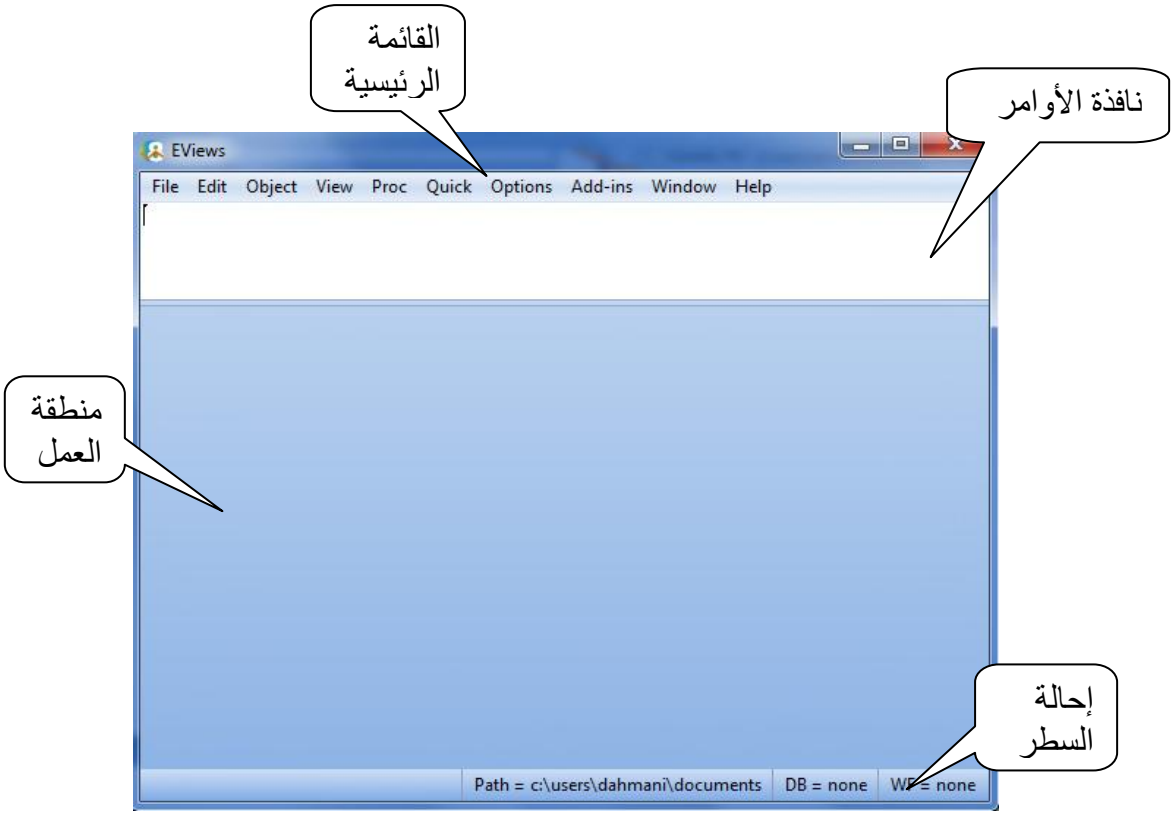
المحاضرة الثالثة

يقدم برنامج Eviews تحليلا متقدما في التحليل القياسي وبناء وتقدير النماذج الإقتصادية، وهو نسخة مطورة من البرنامج (TSP)، ويمكن استخدام هذا البرنامج من أجل عدة مراحل من أهمها :

- ✓ تحليل البيانات
- ✓ تقدير معلمات النماذج المختلفة
- ✓ التبؤ
- ✓ المحاكاة

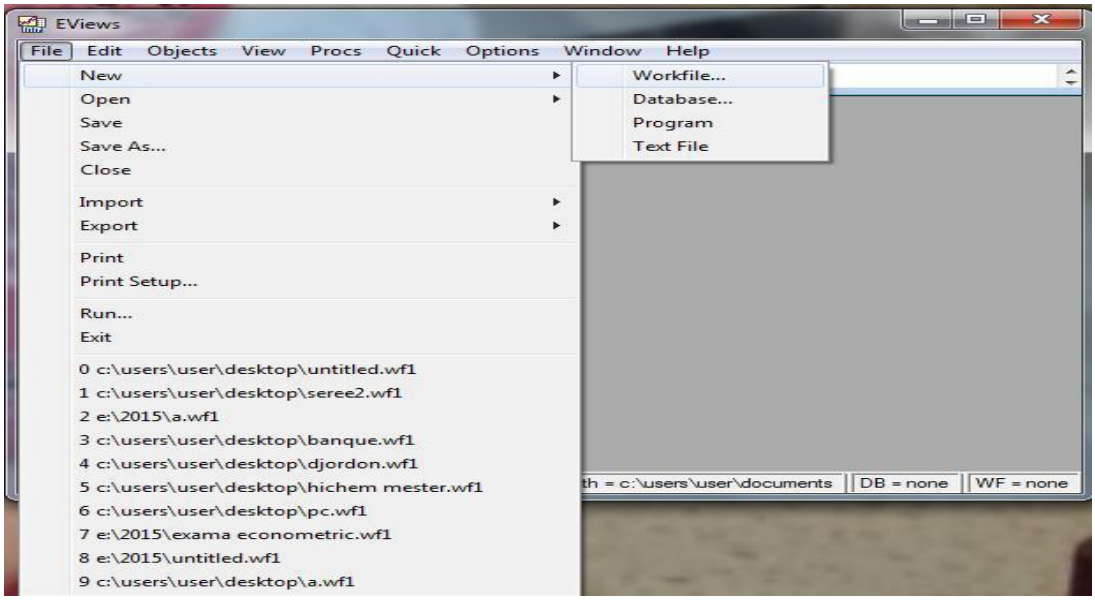
ويضم البرنامج تقنيات متقدمة كفحص الارتباط الذاتي والمتعدد، إختلاف التباين، تحليل السلاسل الزمنية، تحليل بيانات السلاسل الزمنية المدمجة والمقطعية.

– النافذة الرئيسية لبرنامج Eviews : بعد تثبيت أي نسخة من نسخ برنامج Eviews يمكن مشاهدة النافذة الرئيسية للبرنامج على النحو التالي :

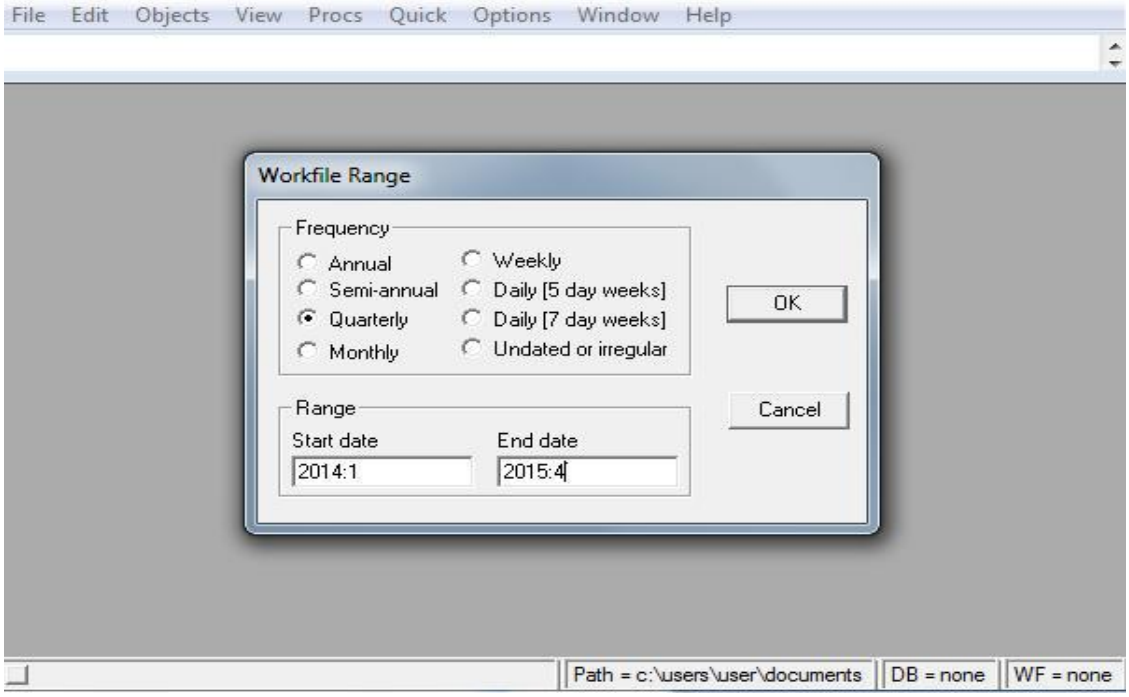


– **كيفية إنشاء ملف عمل** : أول خطوة في برنامج EViews هو إنشاء ملف باستخدام التعليمة التالية :

File/New/ Workfile كما هي مبينة في الشكل التالي :



– **تحديد نوع البيانات والمجال الزمني لعينة الدراسة** : بعد انشاء ملف تأتي مباشرة نافذة خاصة بتحديد نوع البيانات والمجال الزمني لعينة الدراسة كما هي مبينة في الشكل الموالي :

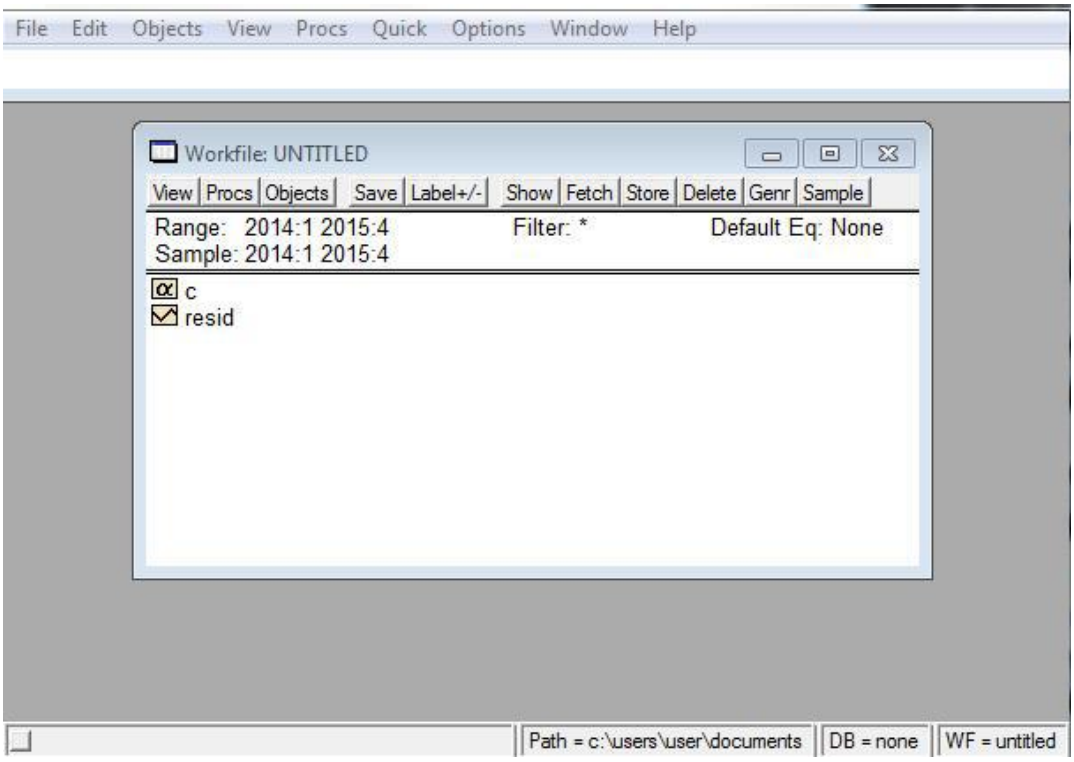


حسب الشكل أعلاه يمكن أن نميز بين ثمانية حالات خاصة بنوع البيانات :

- **بيانات سنوية (Annual)** : نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات السنوية وفي الخانة الخاصة بتحديد المجال الزمني لعينة الدراسة نضع أول سنة خاصة بقاعدة المعطيات (Start date) مثلا : 1998 ، ثم في الخانة الثانية نضع آخر سنة خاصة بقاعدة المعطيات (End date) مثلا : 2015 .
- **بيانات نصف سنوية (Semi–Annual)** : نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات النصف سنوية (السداسية) وفي الخانة الخاصة بتحديد المجال الزمني لعينة الدراسة نضع في الخانة الأولى (Start date) أول سنة خاصة بقاعدة المعطيات ثم يليها رقم السداسي (يجب ترك فراغ في الكتابة بين السنة والسداسي) مثلا :1 1998 ، ثم في الخانة الثانية (End date) نضع آخر سنة خاصة بقاعدة المعطيات ثم يليها رقم السداسي مثلا : 02 2015
- **بيانات فصلية (Quarterly)** : نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات الفصلية وفي الخانة الخاصة بتحديد المجال الزمني لعينة الدراسة نضع في الخانة الأولى (Start date) أول سنة خاصة بقاعدة المعطيات ثم يليها رقم الفصل (يجب ترك فراغ في الكتابة بين السنة والفصل) مثلا :1 1998 ، ثم في الخانة الثانية (End date) نضع آخر سنة خاصة بقاعدة المعطيات ثم يليها رقم الفصل
مثلا : 04 2015
- **بيانات شهرية (Monthly)** : نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات الشهرية وفي الخانة الخاصة بتحديد المجال الزمني لعينة الدراسة نضع في الخانة الأولى (Start date) أول سنة خاصة بقاعدة المعطيات ثم يليها رقم الشهر (يجب ترك فراغ في الكتابة بين السنة والشهر) مثلا :1 1998 ، ثم في الخانة الثانية (End date) نضع آخر سنة خاصة بقاعدة المعطيات ثم يليها رقم الشهر مثلا : 12 2015
- **بيانات أسبوعية (Weekly)** : نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات الأسبوعية وفي الخانة الخاصة بتحديد المجال الزمني لعينة الدراسة نضع في الخانة الأولى (Start date) رقم الأسبوع ثم الشهر ثم السنة الخاصة بقاعدة المعطيات (يجب ترك فراغ في الكتابة بين الأسبوع والشهر والسنة) مثلا : 1998 05 01 (الأسبوع الأول من شهر ماي سنة 1998) ، ثم في الخانة الثانية (End date) نضع آخر رقم الأسبوع ثم الشهر ثم السنة الخاصة بقاعدة المعطيات) مثلا : 2002 09 04 (الأسبوع الرابع من شهر سبتمبر سنة 2002) .

- **بيانات أسبوعية تحتوي على 5 أيام في الأسبوع (Weekly–5 day weeks)** : نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات الأسبوعية والتي تحتوي على 05 أيام في الأسبوع، وطريقة الكتابة الخاصة بادخال البيانات هي نفسها الخاصة بالبيانات الأسبوعية (Weekly).
- **بيانات أسبوعية تحتوي على 07 أيام في الأسبوع (Weekly–7 day weeks)** : نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات الأسبوعية والتي تحتوي على 07 أيام في الأسبوع، وطريقة الكتابة الخاصة بادخال البيانات هي نفسها الخاصة بالبيانات الأسبوعية (Weekly).
- **البيانات الوحدوية وغير المؤرخة ((Undated or irregular)**: نستخدمها في حالة قاعدة المعطيات التي تحتوي على وحدات وفي الخانة الخاصة بتحديد المجال الزمني لعينة الدراسة نضع في الخانة الأولى (Start date) رقم الوحدة الأولى مثلا : 01 ، ثم في الخانة الثانية (End date) نضع آخر رقم وحدة مثلا: 50.

وبعد الإنتهاء من تحديد نوع البيانات وتحديد المجال الزمني نضغط على الزر (OK) لنتحصل على نافذة ملف العمل التالية :



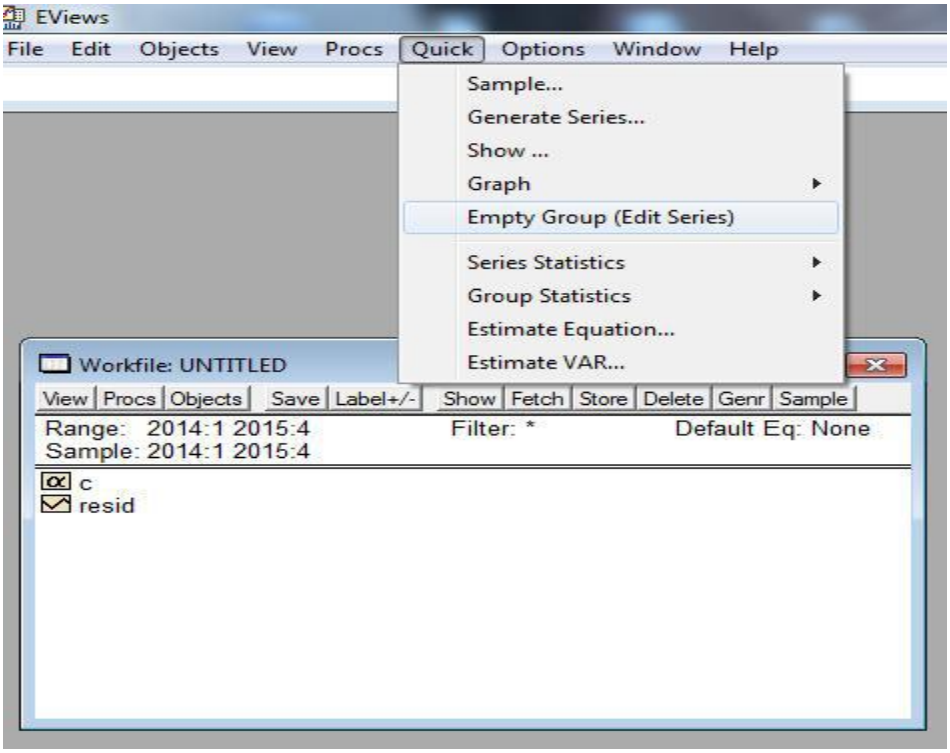
المحاضرة الرابعة

– **إدخال البيانات الخاصة بالمتغيرات:** لإدخال البيانات لدينا طريقتين :

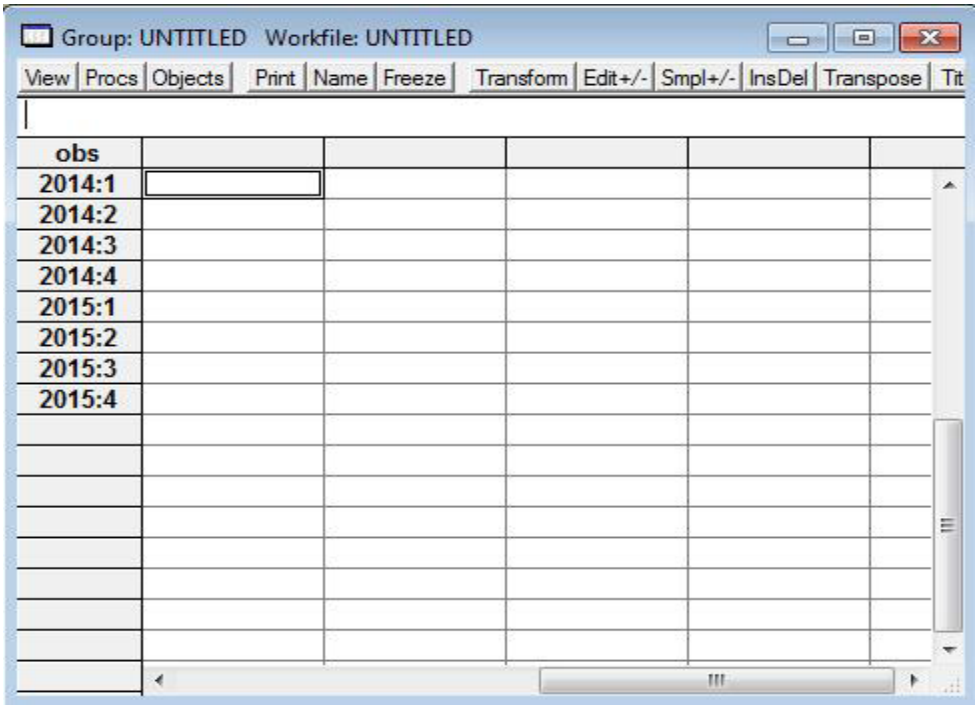
✓ نكتب في نافذة الأوامر كلمة (Data) ثم نترك فراغ ونكتب اسم المتغير مثلا: X، أو في حالة متغيرين نكتب X Y، او في حالة ثلاث متغيرات X Y Z

✓ الطريقة الثانية نتبع التعليمة التالية من أجل اخال البيانات : Quick/Empty Group

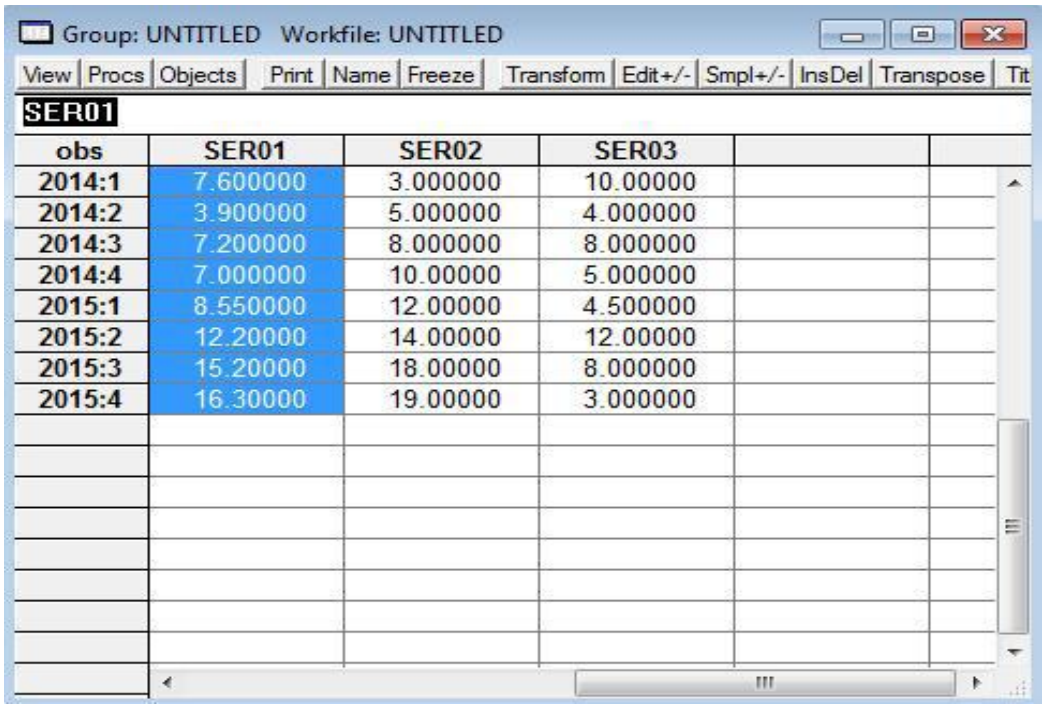
والشكل الموالي يبين كيفية ادخال البيانات



وفي المرحلة الموالية مباشرة نتحصل على الخانات الخاصة بادخال المعطيات الخاصة بكل متغير :



يتم ملأ الخانات يدويا أو باستخدام طريقة النسخ واللصق إذا كانت المعطيات موجودة مسبقا في برنامج آخر مثلا : Word او Excel، مع العلم أنه يتم استبدال القيم التي تحتوي على الفاصلة في برنامج Excel بنقطة في برنامج Eviews



كما يمكننا إجراء تعديل في البيانات إذا كان هناك خطأ في الكتابة باستخدام تعليمة Edit+/-

وبعد ملأ البيانات نقوم في المرحلة الموالية بتسمية المتغيرات الخاصة بكل عمود وذلك بالضغط على SER01 و SER02 و SER03 واستبدالها بـ X ,Y1,Y2

Group: UNTITLED Workfile: UNTITLED

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

obs	X	Y1	Y2		
2014:1	7.600000	3.000000	10.00000		
2014:2	3.900000	5.000000	4.000000		
2014:3	7.200000	8.000000	8.000000		
2014:4	7.000000	10.00000	5.000000		
2015:1	8.550000	12.00000	4.500000		
2015:2	12.20000	14.00000	12.00000		
2015:3	15.20000	18.00000	8.000000		
2015:4	16.30000	19.00000	3.000000		

وبعد ملأ البيانات وتسمية المتغيرات تظهر لنا متغيرات الدراسة في المنطقة الخاصة بالعمل على النحو التالي :

Workfile: UNTITLED

View | Procs | Objects | Save | Label+/- | Show | Fetch | Store | Delete | Genr | Sample

Range: 2014:1 2015:4 Filter: * Default Eq: None
Sample: 2014:1 2015:4

- c
- resid
- x
- y1
- y2

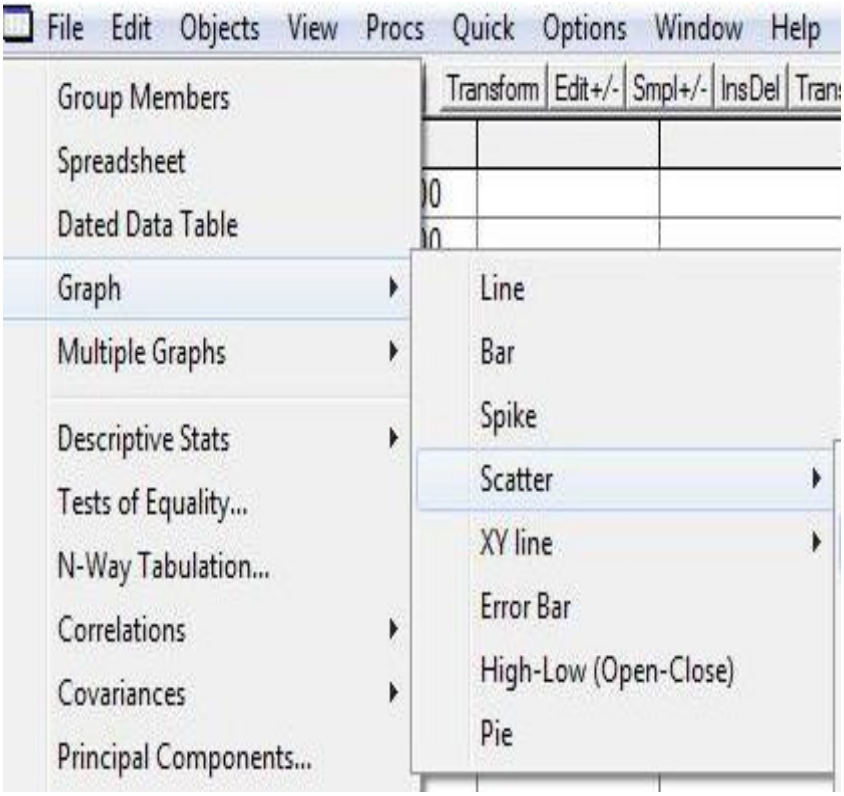
المحاضرة الخامسة

وبعد مرحلة ادخال البيانات وتسمية المتغيرات من الأحسن القيام بحفظ الملف في جهاز الكمبيوتر حتى يبقى مسجلا باستخدام التعليمة التالية : File/Save ونحدد المكان والأسم الذي نريده للملف.

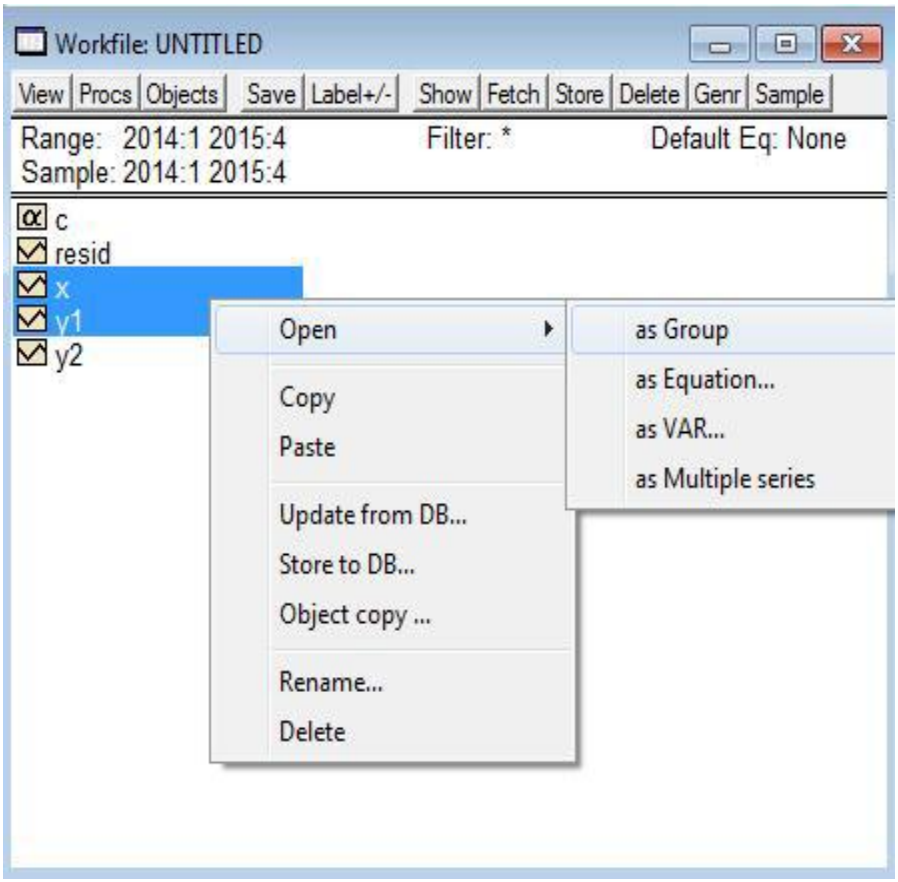
أما فيما يخص عرض هذا الملف بعد الحفظ يمكن استخدام التعليمة التالية:

File/Open/Work file Eviews

– **العرض البياني للمتغيرات**: للحصول على الرسم البياني لكل متغير نقوم أولا بعرض بيانات السلسلة ثم نتبع التعليمة التالية : View/Graphe ونختار نوع الرسم البياني حسب الشكل التالي :

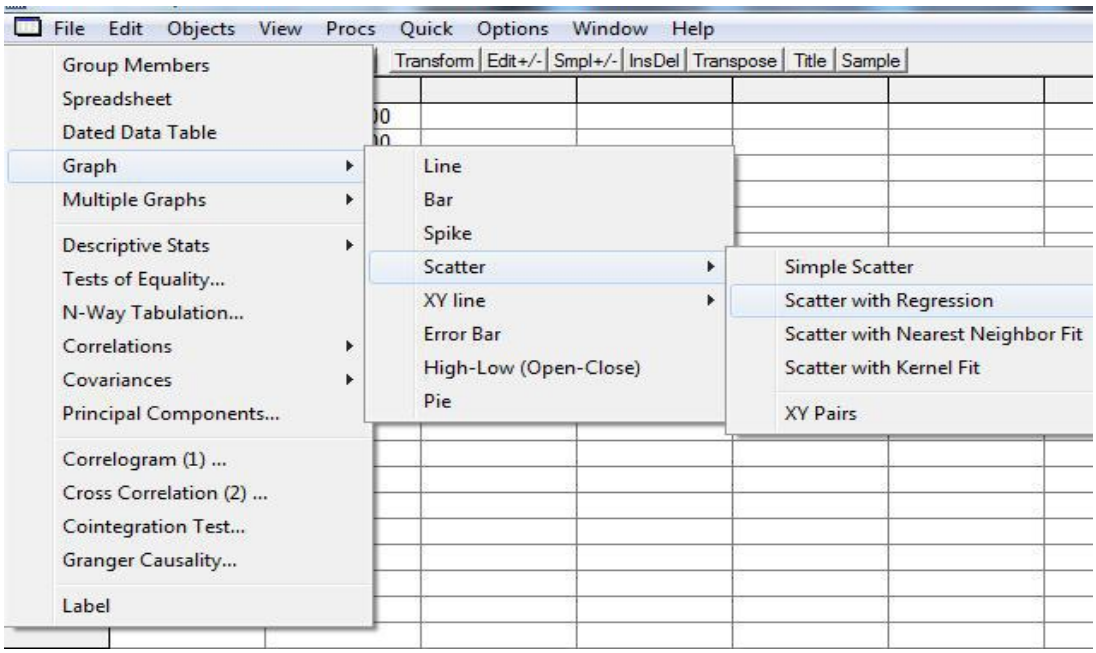


أما لرسم العلاقة الخطية بين متغيرين مثلا X و Y نقوم بتحديد المتغيرين أولا ثم نقوم بالضغط على يمين الفأرة فتظهر لنا Open ثم AS Group كمايلي :

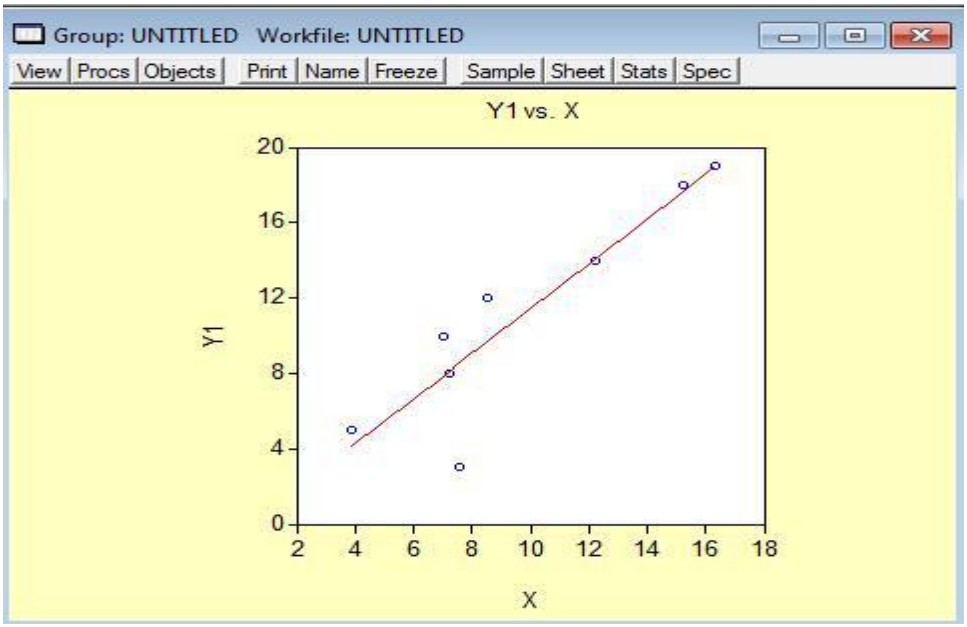


لنتحصل على بيانات كل من المتغيرين ثم نقوم باتباع التعليمة التالية :

Graph/View/ Scatter/ Scatter With Regression كما هو موضح في الشكل التالي :



وبعد الضغط على الزر (Ok) نتحصل على رسم العلاقة الخطية بين متغيرين X و Y من الشكل التالي:



– استحداث متغيرات جديدة عن طريق التحويلات الرياضية: يمكن استحداث متغيرات جديدة باستخدام العمليات الرياضية مثلا : Z=X+Y او Z=Log(X)

في هذه الحالة نتبع التعليمات التالية : Quick/Generate Series ونقوم بادخال المتغير الجديد مثلا : Z=Log(X)

أو بطريقة أخرى نكتب مباشرة في نافذة الأوامر (الشريط الأبيض) : Genr Z=Log(X)

المحاضرة السادسة

–النموذج الإنحداري الخطي البسيط : هو عبارة عن علاقة دالية من الدرجة الأولى تربط متغيرين مأخوذين من واقع اقتصادي أو اجتماعي معين خلال فترة محددة، احدهما تابع نرمز له بـ Y و الثاني مستقل نرمز له بـ X بحيث يتم إيجاد معالم الدالة الخطية (ثوابتها) بعدة طرق أهمها طريقة المربعات الصغرى العادية.

و العلاقة الموجودة بين المتغيرين Y و X يمكن كتابتها من الشكل : [1]

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

حيث تمثل: β ; α معاملات الانحدار، u : الخطأ العشوائي

– تقدير معالم النموذج الخطي البسيط :

هناك عدة طرق لتقدير معاملات معادلة الانحدار أهمها طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO) ، حيث تعتمد هذه الطريقة في الحصول على مقدرات الانحدار α،β بحيث يتم تصغير مجموع مربعات البواقي إلى أدنى قيمه لها وبعد ذلك يشرع في الحصول على المعاملات المقدرة حيث نرمز لـ (a) بالمعلمة المقدرة لـ α، و (b) بالمعلمة المقدرة لـ β .

وللقيام بعملية التقدير بطريقة المربعات الصغرى العادية يجب الارتكاز على بعض الفرضيات الأساسية منها :[2]

1 – أن تكون العلاقة خطية بين المتغير التابع والمتغير المستقل

2 – $E(u)=0$: وسـط التوزيع الاحتمالي الخاص بالمتغير العشوائي تساوي الصفر أي أن قيم u تتمركز حول الصفر.

3– $V(u) = \sigma^2$: تباين التوزيع الاحتمالي الخاص بالعناصر العشوائية u يساوي قيمه ثابتة وموجبة.

4– استقلالية الخطأ العشوائي: أي أنها مستقله عن بعضها $COV(u_i, u_j) = 0$

5– عدم وجود ارتباط بين المتغير المستقل والمتغير العشوائي $COV(X_i, u_j) = 0$

6– التوزيع الطبيعي للخطأ العشوائي $u_i \sim N(0, \sigma^2)$

1 - Rachid BENDIB, Econométrie, Théorie et applications (Alger OPU 2001) P 32
2- John Johnston, Econometric methods, International student editions, 2 illustrée, McGraw-Hill, 1971

– تقدير معالم النموذج:

تعتبر طريقة المربعات الصغرى العادية من أهم طرق التقدير حيث تهدف الى تصغير مربعات الفروق بين القيم الحقيقية والقيم المقدرة للمتغير التابع.

و انطلاقا من النموذج الخطي البسيط :

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

لدينا النموذج المقدر يكتب من الشكل :

$$\hat{Y}_i = a + bX_i$$

وبالتالي يمكن كتابة المعادلة الخاصة بالبواقي من الشكل التالي :

$$e_i = (Y_i - \hat{Y}_i)$$

$$e_i = Y_i - (a + bX_i)$$

ومن أجل أن تكون مجموع مربعات البواقي أصغر ما يمكن، يجب أن تكون المشتقات الجزئية على النحو التالي :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial a} = 0 \\ \dfrac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial b} = 0 \end{cases}$$

- **تقدير المعلمة (a)** : لتقدير المعلمة (a) نرتكز على المشتقات الجزئية $\dfrac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial a} = 0$ حيث :

$$\frac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial a} = \frac{\partial(\sum(Y_i - a - bX_i)^2}{\partial a} = 0$$

$$\Rightarrow -2\sum(Y_i - a - bX_i) = 0$$

$$\Rightarrow -2\sum e_i = 0$$

$$\Rightarrow \sum e_i = 0$$

$$\Rightarrow \sum(Y_i - a - bX_i) = 0$$

$$\Rightarrow \sum Y_i - \sum a - b\sum X_i = 0$$

$$\Rightarrow \sum Y_i - na - b\sum X_i = 0$$

$$\Rightarrow \frac{\sum Y_i}{n} - \frac{na}{n} - b\frac{\sum X_i}{n} = 0$$

$$\Rightarrow \bar{Y} - a - b\bar{X} = 0$$

$$\boxed{\Rightarrow a = \bar{Y} - b\bar{X}}$$

المحاضرة السابعة

- **تقدير المعلمة ($\mathbf{b}$) للنموذج الخطي البسيط :** لتقدير المعلمة (b) نرتكز على المشتقات الجزئية $\frac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial b} = 0$ حيث :

$$\frac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial b} = \frac{\partial(\sum(Y_i - a - bX_i)^2}{\partial b} = 0$$
$$\Rightarrow -2X_i \sum(Y_i - a - bX_i) = 0$$

نقوم بقسمة الطرفين على (2-) :

$$\Rightarrow X_i \sum(Y_i - a - bX_i) = 0$$
$$\Rightarrow \sum(X_i Y_i) - a\sum X_i - b\sum X_i^2 = 0$$

نقوم بتعويض قيمة (a) في المعادلة حيث : $a = \bar{Y} - b\bar{X}$

$$\Rightarrow \sum(X_i Y_i) - \bar{Y}\sum X_i + b\bar{X}\sum X_i - b\sum X_i^2 = 0$$

نقوم بقسمة الطرفين على (n) :

$$\Rightarrow \frac{\sum(X_iY_i)}{n} - \frac{\bar{Y}\sum X_i + b\bar{X}\sum X_i}{n} - b\frac{\sum X_i^2}{n} = 0$$

$$\Rightarrow \frac{\sum(X_iY_i)}{n} - \frac{\sum X_i}{n}(\bar{Y} - b\bar{X}) = b\frac{\sum X_i^2}{n}$$

$$\Rightarrow \frac{\sum(X_iY_i)}{n} - \bar{X}\bar{Y} + b\bar{X}^2 = b\frac{\sum X_i^2}{n}$$

$$\Rightarrow \frac{\sum(X_iY_i)}{n} - \bar{X}\bar{Y} = b(\frac{\sum X_i^2}{n} - \bar{X}^2)$$

$$\Rightarrow b = \frac{\frac{\sum(X_iY_i)}{n} - \bar{X}\bar{Y}}{(\frac{\sum X_i^2}{n} - \bar{X}^2)}$$

نقوم بضرب الطرفين في (n) لنتحصل على قيمة المعلمة المقدرة (b) :

$$\Rightarrow b = \frac{\sum X_iY_i - n\bar{X}\bar{Y}}{\sum X_i^2 - n\bar{X}^2}$$

وبالتالي يمكن كتابة النموذج الخطي البسيط المقدر من الشكل التالي :

$$\hat{Y}_i = a + bX_i$$

– **المميزات العددية للمعلمات المقدرة** : في هذه الحالة نقتصر على التوقع الرياضي والتباين للمعلمات المقدرة أي : E(a)،E(b)، V(a) ، V(b)K ، مع العلم أن كل من (a) و (b) هي مقدرات (α) و (β).

ودون التطرق الى البراهين الرياضية الخاصة بكل من خطوات الوصول الى نتائج التوقع الرياضي والتباين لكل من المعلمات المقدرة، وفي هذه الحالة نجد المميزات العددية للمعلمات المقدرة على النحو التالي : [1]

[1] - John Johnston, Econometric methods , Op cit, P 30

$E(b) = \beta$ ✓

$$V(b) = \frac{\delta^2}{\sum x_i^2}$$ ✓

$E(a) = \alpha$ ✓

$$V(a) = \delta^2 (\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x_i^2})$$ ✓

$$COV(a,b) = -\frac{\delta^2 \bar{X}}{\sum x_i^2}$$ ✓

كما نستطيع القول أن من بين المميزات العددية للمعلمات المقدرة a و b نجد أنها تتبع التوزيع الطبيعي :

$$a \hookrightarrow N(E(a), V(a))$$

$$b \hookrightarrow N(E(b), V(b))$$

المحاضرة الثامنة

– **صلاحية النموذج** : لدراسة صلاحية النموذج نرتكز على الأدوات الاحصائية التالية :

- معامل الإرتباط (R)
- معامل التحديد (R^2)
- إختبار معنوية المعلمات المقدرة (إختبار ستيودنت (Test de Student)

– **معامل الإرتباط (r)** : قبل التطرق الى معامل الارتباط سنقوم بتعريف الارتباط بصفة عامة والذي هو عبارة عن تعيين طبيعة وقوة العلاقة بين متغيرين أو عدمها، أما معامل الارتباط فهو المؤشر الذي يتم من خلاله تعيين طبيعة وقوة هذه العلاقة بين المتغيرين.

ويمكن أن نجد نوعين من الإرتباط بين المتغيرين :

أ) **الإرتباط الموجب (الطردي)** : وهو عبارة عن علاقة بين متغيرين (x,y) بحيث إذا تغير أحد المتغيرين فإن الآخر يتبعه في نفس الإتجاه .

ب) **الإرتباط السالب (العكسي)** : وهو عبارة عن علاقة بين متغيرين (x,y) بحيث إذا تغير أحد المتغيرين فإن الآخر يتبعه في الاتجاه المعاكس .

– **قياس الإرتباط** : لقياس الارتباط نستخدم معامل الارتباط والذي يرمز له بالرمز (r) والذي هو عبارة عن مقياس رقمي يقيس قوة الارتباط بين متغيرين حيث تتراوح قيمته ما بين : ($+1$) و (-1)، وتدل إشارة المعامل الموجبة على العلاقة الطردية أما الاشارة السالبة فتدل على العلاقة العكسية.

والجدول التالي يوضح أنواع الارتباط واتجاه العلاقة لكل نوع :

الجدول رقم (02) : قياس الارتباط

قيمة معامل الارتباط	التفسير
+1	إرتباط طردي تام
من 0.70 الى غاية 0.99	إرتباط طردي قوي
من 0.50 الى غاية 0.69	إرتباط طردي متوسط
من 0.01 الى غاية 0.49	إرتباط طردي ضعيف
0	لا يوجد ارتباط

المصدر : من إعداد الباحث وبالارتكاز على المعلومات المستخرجة من المرجع الخاص ب : عايد كريم عبدعون الكناني، مقدمة في الإحصاء، ktab INC. 2014 ، ص 17

ملاحظة : وما قيل عن الارتباط الطردي ينطبق على الارتباط العكسي (مع وضع اشارة سالبة).

ولتحديد أسلوب القياس نجد أيضا أه هناك علاقة بين نوع المعطيات ومعامل الإرتباط المستخدم حسب الجدول التالي:

الجدول رقم (03) : قياس الارتباط من خلال نوع البيانات

نوع المتغير الأول	نوع المتغير الثاني	معامل الإرتباط الأنسب
كمي	كمي	بيرسون (Pearson)
رتبي (الزمن)	كمي	سبيرمان (Spearman)
كيفي	كيفي	سبيرمان (Spearman)

المصدر : من إعداد الباحث وبالارتكاز على المعلومات المستخرجة من المرجع الخاص ب : عايد كريم عبدعون الكناني، مرجع سبق ذكره ص 25

– معامل الإرتباط (r) لبيرسون (Pearson) : هو من أكثر معاملات الارتباط استخداما وخاصة في القياس الكمي، ومستوى القياس المطلوب عند تطبيق معامل بيرسون (Pearson) للإرتباط أن تكون بيانات كلا المتغيرين (الظاهرتين المدروستين) بيانات كمية.

ويمكن حساب معامل بيرسون (Pearson) بدلالة بيانات المتغيرين (x,y) وباستخدام الصيغة التالية :

$$r(x,y) = \frac{\sum(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2}\sqrt{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}}$$

$$r(x,y) = \frac{\sum x_i y_i}{\sqrt{\sum x^2{}_i}\sqrt{\sum y^2{}_i}}$$

حيث :

$$x_i = (X_i - \bar{X})$$

$$y_i = (Y_i - \bar{Y})$$

كما يمكن كتابة معامل الرتباط (r) بدلالة معامل التقدير (b) على النحو التالي :

لدينا :

$$b = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x^2{}_i}$$

$$\Rightarrow r = \sqrt{b\frac{\sum x_i y_i}{\sum y^2{}_i}}$$

المحاضرة التاسعة

– معامل التحديد (R^2) : وهو عبارة عن معامل يقيس القدرة التفسيرية للنموذج أو بعبارة أخرى هو عبارة عن نسبة تفسيرية تبين مدى تفسير المتغير المستقل للمتغير التابع، ويعتبر هذا المعامل جد مهم في دراسة صلاحية النموذج المقدر، ومراحل حسابه ترتكز على تحديد مجموع المربعات: [1]

- مجموع المربعات الكلية (SCT).
- مجموع المربعات التفسيرية (SCE).
- مجموع مربعات البواقي (SCR).

– إختبار معنوية المعلمات المقدرة بالنسبة للنموذج الخطي البسيط : في هذه الحالة نستخدم اختبار ستيودنت (Student) لقياس معنوية المعلمات المقدرة .

– إختبار ستيودنت (Test de Student) : يبين اختبار ستيودنت (T) مدى معنوية المعلمات المقدرة، ولهذا الإختبار قيمتين :

- قيمة محسوبة نرمز لها بالرمز (t_c)
- قيمة مجدولة نرمز لها بالرمز (t_{tab})

أ) **القيمة المحسوبة (t_c)** : وتعتمد على قيمة المعلمة المقدرة a و b وانحرافهما المعياري، ونقوم بحساب (t_c) على النحو التالي :

$$t_{c(a)} = \frac{a}{\delta_a}$$

$$t_{c(b)} = \frac{b}{\delta_b}$$

1 – جلاطو جيلالي، مرجع سبق ذكره، ص 31.

حيث من بين المميزات العددية للمعلمتين a وb نجد :

$$\delta_a = \sqrt{V(a)}$$

$$\Rightarrow V(a) = V(\varepsilon_i)(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{V(X)}$$

$$\delta_b = \sqrt{V(b)}$$

$$\Rightarrow V(b) = \frac{V(\varepsilon_i)}{\sum x_i^2} = \frac{V(\varepsilon_i)}{V(X)}$$

حيث : $V(\varepsilon_i) = \frac{\sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-2}$

ب) القيمة المجدولة (t_{tab}) : وتعتمد على مستوى المعنوية وعدد درجات الحرية:

– مستوى المعنوية : فهو يحدد من طرف الباحث حسب أهمية الدراسة ولدينا عادة مستوى معنوية (α) تحدد ب : 1 % ، 5 % ،10 % ويسمى باحتمال الخطأ، أما الإحتمال المعاكس ونرمز له بالرمز ($1-\alpha$) فيسمى بمستوى الثقة (99 % ، 95 % ،90 %) وعادة ما تتم الدراسات الاحصائية عند مستوى معنوية α = 5% اي مستوى ثقة يقدر بـ (1-α)= 95% .

– درجة الحرية : فهي عبارة عن الفرق بين حجم العينة وعدد المعلمات المقدرة (n-k) أي حجم العينة مطروح منه عدد القيود أو المعالم التي يتم تقديرها .

مثال : ليكن لدينا 03 أعداد شرط أن يكون مجموعها يساوي 10 وبالتالي الباحث له الحق في اختيار الرقم الأول والثاني (مثلا : 3+2) ولكن الرقم الأخير يجب ان يكون يساوي 5 (قيد) ، وبالتالي لدينا حرية اختيار رقمين فقط (2) ، اي درجة الحرية تساوي حجم العينة (أعداد n=3) مطروح منه عدد القيود (في هذا المثال لدينا قيد واحد فقط (1) وبالتالي : درجة الحرية هي n-1 = 3-1= 2

المحاضرة العاشرة

– **إختبار الفرضيات الخاص بمعنوية المعلمات المقدرة** : إن اختبار الفرضيات في الاستدلال الاحصائي ينتج عنه اتخاذ القرار (القبول أو الرفض) بالنسبة للفرضية، ويرمز للفرضية الاحصائية بالرمز (H) حيث لدينا :

H_0: فرضية العدم (الصفرية)

H_1: الفرضية البديلة

ومن أجل القيام باختبار الفرضيات نحتاج الى الخطوات التالية :

- ✓ تحديد الفرضيات
- ✓ تحديد قاعدة القرار
- ✓ حساب القيمة الإسمية (t_c)
- ✓ حساب القيمة المجدولة (t_{tab})
- ✓ إتخاذ القرار

– **تحديد الفرضيات** : صياغة الفرضيات الخاصة بدراسة معنوية المعلمات المقدرة تكون من الشكل التالي والخاصة بالثابت والميل :

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

– **تحديد قاعدة القرار** : في هذه الحالة نرتكز على دالة التوزيع لستيودنت والتي تعتبر دالة متناظرة وبالتالي تحديد منطقة الرفض والقبول يكون من الشكل التالي :

- إذا كانت: $t_{tab} < /t_c/$ ⟵ نرفض H_0 ونقبل H_1
- إذا كانت: $t_{tab} > /t_c/$ ⟵ نقبل H_0 ونرفض H_1

– **حساب القيمة الإسمية (t_c)** : لحساب القيمة الاسمية لكل من المعلمتين المقدرتين a و b نستخدم العلاقة الحسابية التي تطرقنا اليها سابقا على النحو التالي :

$$t_{c(a)} = \frac{a}{\delta_a}$$

$$t_{c(b)} = \frac{b}{\delta_b}$$

– **حساب القيمة الجدولية (t_{tab})** : وهي قيمة يتم استخراجها من الجول الإحصائي الخاص بتوزيع ستيودنت حيث:

$t_{tab} = t_{(\alpha/2\ ;n-2)}$

– **إتخاذ القرار** : وبالارتكاز على قاعدة القرار حيث إذا كانت :

– إذا كانت: $t_{tab} < /t_c/$ ⟵ نرفض H_0 ونقبل H_1 أي نقبل فرضية $H_1 : \alpha \neq 0 ; \beta \neq 0$ وبالتالي نقول أن المعلمات المقدرة لها معنوية (النموذج مقبول احصائيا) .

– إذا كانت: $t_{tab} > /t_c/$ ⟵ نقبل H_0 ونرفض H_1 أي نقبل فرضية $H_0 : \alpha = 0 ; \beta = 0$ وبالتالي نقول أن المعلمات المقدرة ليس لها معنوية (النموذج غير مقبول احصائيا) .

– **التنبؤ** : بعد القيام بالمراحل السابقة الذكر والخاصة بصياغة وبناء نموذج خطي بسيط والقيام بعملية التقدير ودراسة صلاحية النموذج المقدر، تأتي في المرحلة الأخيرة عملية التنبؤ وذلك بايجاد قيم المتغير التابع Y بتغيير قيم المتغير المستقل X ، واذا ارتكزنا على النموذج الخطي البسيط ولنفترض أننا نعرف القيمة المستقبلية لX في فترة التنبؤ ونرمز

لها بالرمز X_{t+h} فاذا فرضنا أن البناء الهيكلي للمعادلة لا يتغير في المستقبل، تكون قيمة المتغير التابع Y في هذه الفترة t+h كما يلي :[1]

$$Y_{t+h} = \alpha + \beta X_{t+h} + u_{t+h}$$

حيث h يسمى أفق التنبؤ و Y_{t+h} يعبر عن التنبؤ النظري و t تعبر عن حجم العينة (t=1,2.....T) ومن خلال هذا النموذج المستخدم في التنبؤ بالقيمة Y يجب الإعتماد على المعلمات المقدرة لـ α و β وهما على التوالي a و b لكي نقوم بتقدير القيمة Y_{t+h} حيث أن هذه القيمة هي وسط Y الموافق لـ Y_{t+h} أي :

$$E(Y_t) = \alpha + \beta X_t$$
$$E(Y_{t+h} X_{t+h}) = \alpha + \beta X_{t+h}$$

بالإضافة الى أن الخطأ العشوائي u_{t+h} هو متغير عشوائي غير مشاهد، ولهذا بعد تقدير α و β و تقدير القيمة Y_{t+h} حيث أن هذه القيمة هي وسط Y الموافق لـ Y_{t+h} فيكون المقدر الطبيعي للتنبؤ من الشكل التالي :

$$\hat{Y}_t(h) = a + bX_{t+h}$$

ويعتبر هذا المقدر والذي يسمى بالتنبؤ التقديري هو مقدر غير متحيز لـ $E(Y_{t+h} X_{t+h})$ ويسمى بأفضل تنبؤ خطي غير متحيز .

1 – محمد شيخي، دروس وأمثلة محلولة في الإقتصاد القياسي ، جامعة قاصدي مرباح (ورقلة) ، الطبعة الأولى 2010-2011، ص 22.

المحاضرة الحادية عشر

– **تقدير النموذج الإنحداري الخطي البسيط باستخدام برمجية EVIEWS**: قبل عملية التقدير يمكن استخراج خصائص المتغيرات أو التحليل الوصفي لمتغيرات الدراسة :

– **خصائص ووصف البيانات** : من أجل عرض خصائص البيانات باستخدام الإحصاء الوصفي لاي متغير نقوم في المرحلة الأولى بعرض بيانات هذا المتغير ثم نتبع التعليمة التالية :

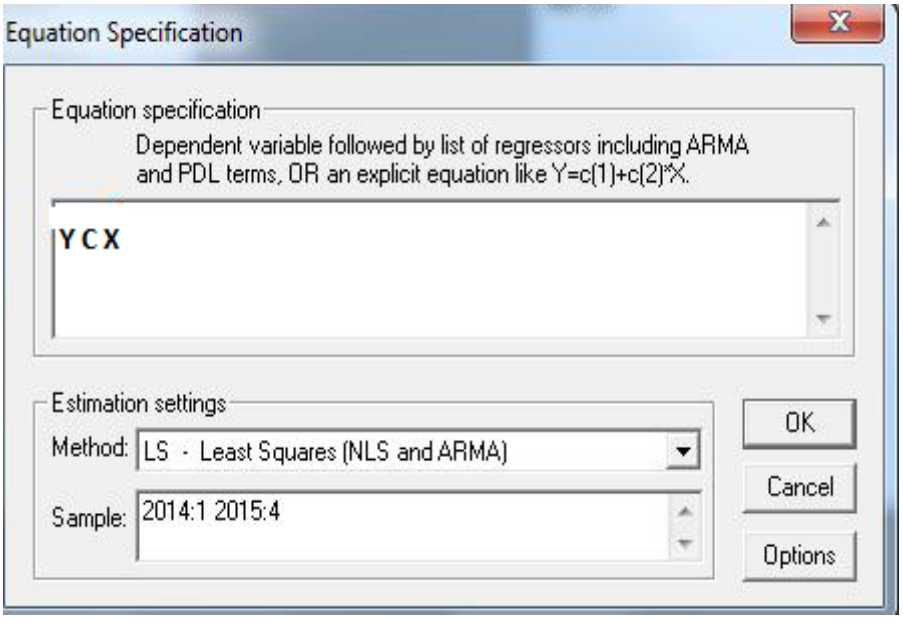
View/Descriptive statistics

– **تقدير النموذج** : لتقدير النموذج الخطي (البسيط أو المتعدد) نتبع التعليمة التالية :

Quick/Estimate Equation

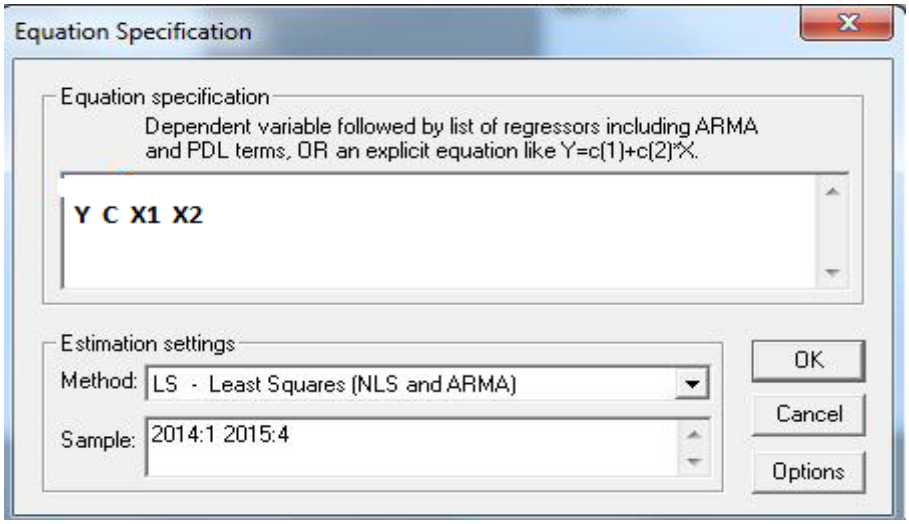
ثم نكتب المعادلة المراد تقديرها سواءا الخاصة بنموذج الانحدار الخطي البسيط مثلا الخاص بمتغيرين Y (المتغير التابع) وX (المتغير المستقل) وتكتب على النحو التالي مع ترك فراغ في الكتابة بين المتغيرات والثابت C :

Y C X ، ونختار طريقة التقدير المتمثلة في طريقة المربعات الصغرى العادية (N.L.S) اي (M.C.O).



أما فيما يخص نموذج الانحدار الخطي المتعدد مثلا الخاص بالمتغيرات Y المتغير التابع) و X1 و X2 (المتغيرات المستقلة) تكتب على النحو التالي مع ترك فراغ في الكتابة بين المتغيرات والثابت C :

Y C X1 X2 ، ونختار طريقة التقدير المتمثلة في طريقة المربعات الصغرى العادية (N.L.S) اي (M.C.O).



وبعد الضغط على الزر (Ok) مثلا في حالة النموذج الخطي البسيط نتحصل على جدول التقدير التالي :

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 09/26/15 Time: 22:16
Sample: 2014:1 2015:4
Included observations: 8

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	1.198929	0.228791	5.240276	0.0019
C	-0.557066	2.416541	-0.230522	0.8253

R-squared	0.820684	Mean dependent var	11.12500
Adjusted R-squared	0.790798	S.D. dependent var	5.767830
S.E. of regression	2.638124	Akaike info criterion	4.990331
Sum squared resid	41.75820	Schwarz criterion	5.010192
Log likelihood	-17.96133	F-statistic	27.46050
Durbin-Watson stat	1.276017	Prob(F-statistic)	0.001938

ومن خلال جدول التقدير أعلاه يمكن كتابة النموذج الخطي البسيط من الشكل :

$$\hat{Y}_t = a + bX_t$$

$$\hat{Y}_t = -0.557066 + 1.198929\,X_t$$

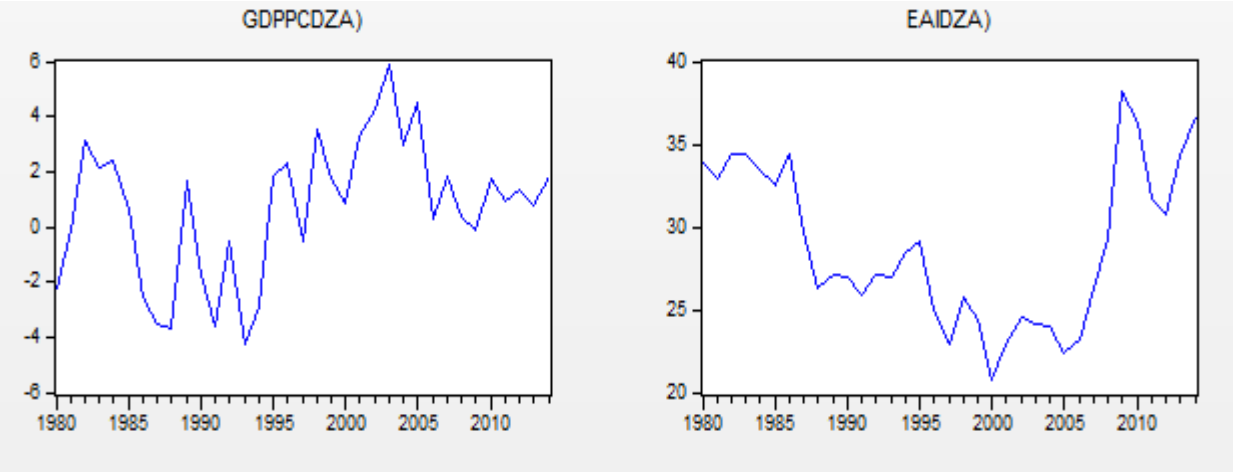
تمـاريــن تطبيقيــة: لتكن لدينا المتغيرات التالية :

GDPPC : يمثل معدل نمو نصيب الفرد من الناتج المحلي للجزائر (المتغير التابع) ،

EAI : يمثل نفقات التجهيز والإستثمار (المتغير المستقل)

- من خلال الرسوم البيانية للمتغيرين و جدول التقدير الخاص بالنموذج الخطي البسيط المستخرج من برنامج EVIEWS، قم بتحليل هذه المعطيات و استخراج النموذج المقدر بالإضافة الى دراسة صلاحية هذا النموذج عند مستوى معنوية 5%.

1 -الأشكال البيانية الخاصة بالمتغيرين GDPPC ، EAI



2 - نتائج التقدير المستخرجة من برنامج EVIEWS

Dependent Variable: GDPPCDZA
Method: Least Squares
Date: 04/06/16 Time: 23:26
Sample: 1980 2014
Included observations: 35

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.053760	2.657290	1.149201	0.2587
EAIDZA	2.052792	0.709840	2.891910	0.0069

R-squared	0.353878	Mean dependent var	0.697432
Adjusted R-squared	0.385701	S.D. dependent var	2.525127
S.E. of regression	2.532315	Akaike info criterion	4.751590
Sum squared resid	211.6164	Schwarz criterion	4.840467
Log likelihood	81.15282	Hannan-Quinn criter.	4.782270
F-statistic	0.807256	Durbin-Watson stat	0.974278
Prob(F-statistic)	0.375442		

حل التمرين:

- فيما يخص تحليل معطيات كل من المتغيرين GDPPC ، EAIDZA وتطورهما عبر الزمن، فالتحليل يرتكز هنا على تطور الاقتصاد الجزائري عبر عدة فترات زمنية مع الاشارة الى وضع الاقتصاد نتيجة ارتفاع أو انخفاض أسعار البترول.

– الدراسة القياسية :

✓ من خلال جدول التقدير يمكن استخراج النموذج الخطي البسيط المقدر على النحو التالي :

$$\hat{GDPPC} = a + bEAIDZA$$

$$\hat{GDPPC} = 3.053760 + 2.052792EAIDZA$$

✓ دراسة صلاحية النموذج المقدر :

- معامل التحديد (R^2) : من خلال نتائج التقدير لدينا : R^2 = 35.38% وبالتالي نستطيع القول أن المتغير المستقل EAIDZA يفسر المتغير التابع GDPPC بنسبة 35.38% وهي نسبة تفسيرية ضعيفة نوعا ما.

- معامل الإرتباط (r) : من خلال معامل التحديد يمكن استخراج معامل الارتباط حيث :

$$r = \sqrt{R^2} = \sqrt{0.3538} = 0.59$$

وبالتالي من خلال معامل الارتباط نلاحظ وجود علاقة ارتباطية طردية متوسطة نوعا ما بين المتغيرين.

- دراسة معنوية المعلمات المقدرة عند مستوى معنوية 5% : في المرحلة الأولى نقوم باختبار معنوية الثابت من خلال الفرضيات التالية :

$$\begin{cases} H0 : C = 0 \\ H1 : C \neq 0 \end{cases}$$

ومن خلال النتائج المدرجة في جدول التقدير يمكن اختبار معنوية المعلمات بطريقتين، إما عن طريق إختبار ستيودنت الذي يركز على المقارنة بين القيمة المحسوبة والقيمة المجدولة، أو عن طريقة الإحتمالات حيث نجد

الإحتمال الخاص بالثابت : $\mathbf{Pr}_{(c)} = 0.25$

$\Rightarrow \mathbf{Pr}_{(c)} \rangle 0.05$

وبالتالي نقبل الفرضية H0 وبالتالي الثابت غير معنوي .

أما فيما يخص معنوية الميل (β) : فنقوم باختبار الفرضيات التالية :

$$\begin{cases} H0 : \beta = 0 \\ H1 : \beta \neq 0 \end{cases}$$

ومن خلال النتائج المدرجة في جدول التقدير يمكن اختبار معنوية المعلمات بطريقتين، إما عن طريق إختبار ستيودنت الذي يركز على المقارنة بين القيمة المحسوبة والقيمة المجدولة، أو عن طريقة الإحتمالات، وفي هذه الحالة يمكن أن نختار مثلا إختبار ستيودنت حيث نجد :

$$\left|t_{c(b)}\right| = 2.89 \succ t_{tab(0.025,33)} = 2.03$$

وبالتالي نرفض الفرضية H0 ونقبل الفرضية H1 أي المتغير المستقل معنوي.

ومن خلال دراستنا لصلاحية هذا النموذج نجد أن أن المتغير المستقل وحده لا يفسر بطريقة جيدة المتغير التابع وذلك من خلال معامل التحديد المتوصل اليه وبالتالي من الأحسن إضافة متغيرات مفسرة أخرى للنموذج، بالاضافة الى أن النموذج المقدر يكون بدون ثابت وذلك من خلال معنوية هذا الأخير (اي يجب تقدير النموذج بدون ثابت).

المحاضرة الثانية عشر

– نموذج الإنحدار الخطي المتعدد: في الواقع الاقتصادي، لا يمكن الإستعانة بالنموذج الذي يحتوي على متغيرين احداهما تابع والآخر مستقل لتحليل ظاهرة اقتصادية، حيث أن هذه الأخيرة لا تفسر فقط بمتغير مستقل واحد، وإنما يجب إدماج جميع المحددات أو العوامل المؤثرة في الظاهرة لكي تكون الدراسة أكثر شمولية.

ويعتبر نموذج الإنحدار الخطي المتعدد (ويسمى أحيانا بالنموذج الخطي العام) امتدادا للنموذج الخطي البسيط، حيث أنه يتضمن أكثر من متغير مستقل واحد، ففي حالة النموذج الخطي البسيط كان الأمر يعتمد على متغيرين فقط احداهما تابع والآخر مستقل، أما في حالة النموذج المتعدد فيتضمن متغير تابع والعديد من المتغيرات المستقلة (أكثر من متغير مستقل واحد) .

– الصياغة الرياضية للنموذج الخطي المتعدد : يرتكز النموذج الخطي المتعدد (العام) على افتراض وجود علاقة خطية بين المتغير التابع Y ومجموعة من المتغيرات المستقلة $X_1 ,X_2,.....X_K$

و العلاقة الموجودة بين المتغير التابع Y و ومجموعة من المتغيرات المستقلة $X_1 ,X_2,.....X_K$

ويعبر عن هذه العلاقة بالنسبة لـn من المشاهدات وk من المتغيرات المستقلة بالشكل الآتي : [1]

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

حيث:

Y_i : يمثل المتغير التابع

$X_{i1} ,X_{i2},.....X_{iK}$ تمثل المتغيرات المستقلة

$\beta_0، \beta_1، ..... \beta_k$ تمثل معالم النموذج.

ui هو عبارة عن الخطأ العشوائي

– تقدير معالم النموذج الخطي المتعدد : وفي حالة توفر الفرضيات المذكورة أعلاه يمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير معلمات النموذج الخطي المتعدد، وعلى هذا الأساس نرتكز على الصياغة الأولى للنموذج الخطي المتعدد من الشكل : [2]

[1] – محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 27.

2 – محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 29.

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

ولغرض التقدير يمكن كتابة هذه المعادلة بصيغتها التقديرية باستخدام متغيرين مستقلين بالاضافة الى الثابت كآلاتي :

$$\hat{Y}_i = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_{i1} + \hat{B}_2 X_{i2}$$

والهدف هو الحصول على قيم كل من $\hat{B}_0, \hat{B}_1, \hat{B}_2$ التي تجعل مجموع مربعات الانحرافات اقل ما يمكن ، أي تصغير القيمة $\sum e_i^2$ (مبدأ المربعات الصغرى) إلى اقل قيمة ممكنة أي :

$$\text{Min} \rightarrow \sum_{i=1}^{n} e_i^2$$

$$e_i = Y_I - \hat{Y}_i$$

$$\sum e_i^2 = \sum (Y_I - \hat{Y}_i)^2$$

ومن خلال تعويض $\hat{Y}_i$ بما يساويها واخذ المشتقات الجزئية بالنسبة إلى $\hat{B}_2, \hat{B}_1, \hat{B}_0$ ومساواتها بالصفر نحصل على:

$$\sum e_i^2 = \sum (Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2})^2$$

– بالنسبة لـ $\hat{B}_0$:

$$\frac{\delta e_i^2}{\delta \hat{B}_0} = 2\sum (Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2})(-1) = 0$$

$$= -2 \sum (Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2}) = 0$$

بالقسمة على (-2) وفك القوس نحصل على :

$$\sum Y_i - n\hat{B}_0 - \hat{B}_1 \sum X_{i1} - \hat{B}_2 \sum X_{i2} = 0$$

$$\boxed{\sum Y_i = n\hat{B}_0 + \hat{B}_1 \sum X_{i1} + \hat{B}_2 \sum X_{i2}}$$

– بالنسبة لـ $\hat{B}_1$:

$$\frac{\delta \sum e_i^2}{\delta \hat{B}_1} = 2\sum (Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2})(-X_{i1}) = 0$$

$$= -2\sum X_{i1}(Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2}) = 0$$

بالقسمة (-2) وفك القوس نحصل على :

$$\sum X_{i1}Y_i - \hat{B}_0 \sum X_{i1} - \hat{B}_1 X_{i1}^2 - \hat{B}_2 \sum X_{i1}x_{i2} = 0$$

$$\boxed{\sum X_{i1}Y_i = \hat{B}_0 \sum X_{i1} + \hat{B}_1 \sum X_{i1}^2 + \hat{B}_2 \sum X_{i1}X_{i2}}$$

– بالنسبة لـ $\hat{B}_2$:

$$\frac{\delta \sum e_i^2}{\delta \hat{B}_2} = 2\sum (Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2})(-X_{i2}) = 0$$

$$-2\sum X_{i2}(Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2}) = 0$$

بالقسمة على (-2) وفك القوس , نحصل :

$$\sum X_{i2}Y_i - \hat{B}_0 \sum X_{i2} - \hat{B}_1 \sum X_{i1}X_{i2} - \hat{B}_2 \sum X_{i2}^2 = 0$$

$$\boxed{\sum X_{i2}Y_i = \hat{B}_0 \sum X_{i2} + \hat{B}_1 \sum X_{i1}X_{i2} + \hat{B}_2 \sum X_{i2}^2}$$

المحاضرة الثالثة عشر

– دراسة صلاحية النموذج الإنحداري الخطي المتعدد المقدر : في هذه المرحلة وبعد القيام بصياغة النموذج الخطي المتعدد وتقدير معالمه بطريقة المربعات الصغرى العادية، نقوم بدراسة صلاحية هذا النموذج من خلال : [1]

- اختبار معنوية المعالم (t)
- معامل التحديد المضاعف R^2
- اختبار إحصائية F

أولا : اختبار معنوية المعالم باستخدام اختبار ستيودنت(t) : يستخدم اختبار (t) ستيودنت لتقييم معنوية المتغيرات المستقلة $x_1, x_2, \ldots x_k$ في نموذج الانحدار المتعدد ويرتكز هذه الإختبار على القيمة المحسوبة والقيمة المجدولة وطريقة استخدامه هي نفس الطريقة التي تطرقنا اليها في النموذج السابق (النموذج الخطي البسيط)، حيث يتم اختبار الفرضية التالية :

– تحديد الفرضيات :

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

حيث : $j=0,1,2.....k$

– تحديد قاعدة القرار : في هذه الحالة نرتكز على دالة التوزيع لستيودنت والتي تعتبر دالة متناظرة وبالتالي تحديد منطقة الرفض والقبول يكون من الشكل التالي :

- إذا كانت: $t_{tab} < /t_c/$ ⟵ نرفض H_0 ونقبل H_1
- إذا كانت: $t_{tab} \geq /t_c/$ ⟵ نقبل H_0 ونرفض H_1

– حساب القيمة الإسمية (t_c) : لحساب القيمة الاسمية للمعلمات المقدرة نستخدم العلاقة الحسابية على النحو التالي :

1 – محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 37.

$$t_{c(\beta j)} = \frac{\beta_j}{\delta_{\beta j}}$$

– **حساب القيمة الجدولية (t_{tab})** : وهي قيمة يتم استخراجها من الجول الإحصائي الخاص بتوزيع ستيودنت حيث

$$t_{tab} = t_{(\alpha/2\ ;n-k-1)}$$

– **إتخاذ القرار** : وبالارتكاز على قاعدة القرار حيث إذا كانت :

– إذا كانت: $t_{tab} < /t_c/$ ⟵ نرفض H_0 ونقبل H_1 أي نقبل فرضية $H_1 : \beta j \neq 0$ وبالتالي نقول أن المعلمة المقدرة لها معنوية.

– إذا كانت: $t_{tab} \geq /t_c/$ ⟵ نقبل H_0 ونرفض H_1 أي نقبل فرضية $H_0 : \beta j = 0$ وبالتالي نقول أن المعلمة المقدرة ليس لها معنوية .

ثانيا :معامل التحديد المضاعف R^2 : ويعد مؤشر أساس في تقييم مدى العلاقة بين المتغير التابع (Y) والمتغيرات المستقلة (X_K)، وبعبارة أخرى هو مقياس يوضح نسبة مساهمة المتغيرات المستقلة في تفسير التغير الحاصل في المتغير التابع، ويمكن اشتقاقه باستخدام المصفوفات بالانحرافات كآلاتي :

$$y = x\hat{B} + e$$
$$e = y - \hat{B}$$
$$e'e = (y - x\hat{B})'(y - x\hat{B})$$
$$e'e = y'y - y'x\hat{B} - x'\hat{B}'y + \hat{B}'x'x\hat{B}$$

وبما أن التحديد الثاني الثالث قيمة واحدة كما وان كلا منها يمثل مبدلا للآخر فان :

$$e'e = y'y - 2\hat{B}x'y + \hat{B}'x'y + \hat{B}'x'x\hat{B}$$
$$\hat{B} = (x'x)^{-1}x'y$$
$$(x'x) = \hat{B} = x'y$$
$$e'e = y'y - 2\hat{B}'x'y + \hat{B}'x'y$$
$$e'e = y'y - \hat{B}'x'y$$

بذلك يمكن كتابة معادلة الانحرافات الكلية كآلاتي :

$$y'y = \hat{B}x'y - e'e$$

إذ أن :

$y'y$: تمثل الانحرافات الكلية .

$\hat{B}'x'y$: تمثل الانحرافات الموضحة من قيل خط الانحدار .

$e'e$: تمثلا الانحرافات غير الموضحة .

وبما أن معامل التحديد R^2 عبارة عن نسبة الانحرافات الموضحة من قيل خط الانحدار إلى الانحرافات الكلية ، فانه يمثل نسبة مجموع مربعات التغير في المتغيرات المستقلة إلى مجموع المربعات الكلية :

$$R^2 = \frac{\hat{B}x'y}{y'y} = \frac{\hat{B}'x'y}{\sum y^2}$$

$$R^2 = 1 - \frac{e'e}{y'y - n\overline{Y}^2}$$

$$\boxed{R^2 = \frac{\hat{B}_1 \sum x_1 y + \hat{B}_2 \sum x_2 y}{\sum y^2}}$$

وإن إضافة متغيرات مستقلة جديدة إلى المعادلة يؤدي إلى رفع قيمة R^2 ، وذلك لثبات قيمة المقام وتغير قيمة البسط بمقدار $(\hat{B}xy)$ غير أن الاستمرار بإضافة المتغيرات المستقلة سيؤدي إلى انخفاض درجات الحرية $(n-k-1)$ ، مما يتطلب استخراج معامل التحديد المعدل أو المصحح $\overline{R}^2$ وعلى النحو الآتي :

$$\boxed{\overline{R}^2 = \left[(1-R^2) \frac{n-1}{n-k-1} \right]}$$

حيث أن هذا المعامل له مجموعة من الخصائص تجعله وسيلة قياس جودة التوفيق أفضل من R^2 فهو على الأقل يأخذ بعين الإعتبار حالة إضافة متغيرات مستقلة جديدة إلى النموذج.

المحاضرة الرابعة عشر

– النموذج الانحداري الخطي المتعدد باستخدام برمجية EVIEWS: لتكن لدينا المتغيرات التالية :

M2R : يمثل مقياس عرض النقود، PIBR : يمثل الناتج الداخلي الخام الحقيقي كتعبير عن مقياس الدخل.

INT : يمثل معدل الفائدة ،INF: يمثل معدل التضخم ، DG : يمثل متغير الإنفاق الحكومي بشقيه، نفقات التسيير ونفقات التجهيز، TCH : يمثل سعر الصرف.

وقد تم استخدام الصيغة اللوغاريتمية لتصحيح اللاتجانس الممكن تواجده.

– من خلال نتائج التقدير المتحصل عليها في الحالتين كما هو مبين في الأسفل ، و باستخدام برنامج Eviews للنموذج الخطي المتعدد الذي يدرس العلاقة بين المتغير LM2R و المتغيرات المفسرة له ، قم بتحليل هذه النتائج حسب كل حالة و استنتاج النموذج الأحسن للتقدير

الحالة رقم: 1

Dependent Variable: LM2R
Method: Least Squares
Date: 01/05/15 Time: 22:11
Sample: 1970 2008
Included observations: 39

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.282370	1.248224	3.430769	0.0616
LPIBR	0.638518	0.174272	3.663912	0.0009
LINT	-0.090849	0.079461	-1.143313	0.2611
LINF	-0.082619	0.033211	-2.487734	0.0181
LDG	0.270062	0.091927	2.937777	0.0060
LTCH	-0.278506	0.076263	-3.651899	0.0009

R-squared	0.768208	Mean dependent var	5.545463
Adjusted R-squared	0.763391	S.D. dependent var	0.668612
S.E. of regression	0.127929	Akaike info criterion	-1.134039
Sum squared resid	0.540075	Schwarz criterion	-0.878106
Log likelihood	28.11376	F-statistic	200.9971
Durbin-Watson stat	0.880767	Prob(F-statistic)	0.000000

الحالة رقم: 2

Dependent Variable: LM2R

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBR	1.169098	0.091073	12.83686	0.0000
LINF	-0.086142	0.026888	-3.203795	0.0029
LDG	-0.042622	0.021090	-2.021005	0.0010
LTCH	-0.085449	0.025872	-3.302720	0.0022
R-squared	0.956565	Mean dependent var		5.545463
Adjusted R-squared	0.952842	S.D. dependent var		0.668612
S.E. of regression	0.145194	Akaike info criterion		-0.924571
Sum squared resid	0.737850	Schwarz criterion		-0.753949
Log likelihood	22.02914	Durbin-Watson stat		1.158386

حل التمرين: من خلال جدول التقدير يمكن استخراج النموذج الخطي المتعدد على النحو التالي :

✓ الحالة الأولى (01) : من خلال جدول التقدير للحالة رقم 01 يمكن استخراج النموذج المقدر على النحو التالي :

$$\hat{LM2R} = C + \beta_1 LPIBR + \beta_2 LINT + \beta_3 LINF + \beta_4 LDG + \beta_5 LTCH$$

$$\hat{LM2R} = 4.28 + 0.63 LPIBR - 0.09 LINT - 0.08 LINF + 0.27 LDG - 0.27 LTCH$$

- دراسة صلاحية النموذج المقدر (الحالة رقم 01) :

– معامل التحديد (R^2) : من خلال نتائج التقدير لدينا : R^2 = 76.82% وبالتالي نستطيع القول أن المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 76.82% وهي نسبة مقبولة نوعا ما.

– دراسة معنوية المعلمات المقدرة عند مستوى معنوية 5% : وفي هذه الحالة نقوم بدراسة معنوية كل معلمة على حدى، حيث من خلال النتائج المدرجة في جدول التقدير وبالإرتكاز على طريقة الاحتمالات التي تطرقنا اليها في التحليل السابق نجد معنوية كل المعلمات المقدرة ماعدا الثابت (C) والمتغير المستقل (LINT) وبالتالي في هذه الحالة يجب تصحيح النموذج المقدر من خلال تقديره بدون المعلمات غير المعنوية .

✓ الحالة الثانية (02) : من خلال جدول التقدير للحالة رقم 02 والذي يمثل تصحيح النموذج يمكن استخراج النموذج المقدر على النحو التالي :

$$\hat{LM2R} = \beta_1 LPIBR + \beta_2 LINF + \beta_3 LDG + \beta_4 LTCH$$

$$\hat{LM2R} = 1.16 LPIBR - 0.08 LINF - 0.04 LDG - 0.08 LTCH$$

- دراسة صلاحية النموذج المقدر (الحالة رقم 02) :

– معامل التحديد (R^2) : من خلال نتائج التقدير الخاصة بالحالة رقم 02 لدينا : $R^2 = 95.65\%$ وبالتالي نستطيع القول أن المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 95.65% وهي نسبة نفسيرية جيدة مقارنة بالحالة 01.

– دراسة معنوية المعلمات المقدرة عند مستوى معنوية 5% : وفي هذه الحالة نقوم بدراسة معنوية كل معلمة على حدى، حيث من خلال النتائج المدرجة في جدول التقدير وبالإرتكاز على طريقة الاحتمالات التي تطرقنا اليها في التحليل السابق نجد معنوية كل المعلمات المقدرة، وبالتالي يمكن قبول هذا النموذج احصائيا من خلال المؤشرات التي ارتكزنا عليها في دراسة الصلاحية.

المحاضرة الخامسة عشر

– **تشخيص الانحدار**:هو عبارة عن كشف المشكلات التي يمكن أن تكون في النماذج الانحدارية، حيث نجد منها: [1]

- الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة (Multicollinearity)
- عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity)
- الارتباط الذاتي (Autocorrelation)

1– الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة (Multicollinearity) :

نجد من بين أهم فرضيات النموذج الانحداري الخطي المتعدد هو أنه لا توجد علاقة خطية دقيقة بين المتغيرات المستقلة، فوجود علاقة واحدة او اكثر بين المتغيرات المستقلة تسمى بالارتباط الخطي المتعدد، وعلى هذا الاساس نجد نوعين :

أ– الارتباط المتعدد التام : ليكن لدينا النموذج الانحداري الخطي المتعدد :

$$Y_i=B_1+B_2X_{2i}+\ldots\ldots\ldots+B_kX_{ki}+U_i$$

فاذا كان لدينا :

$X_{2i} + 3X_{3i} = 1$ ففي هذه الحالة نقول وجود حالة ارتباط متعدد تام لان: $X_{2i} = 1 - 3X_{3i}$

وبالتالي اذا قمنا بادراج كل من المتغيرين X_{2i} و X_{3i} في النموذج فسيكون لدينا ارتباط متعدد تام اي وجود علاقة خطية تامة بين المتغيرين، وفي هذه الحالة لا يمكن تقدير معاملات الانحدار ولا يمكن القيام باي نوع من الاستدلال الاحصائي.

ب– الارتباط المتعدد غير التام : اذا كان لدينا :

$X_{2i} + 3X_{3i} + V_i = 1$ حيث V_i هو حد خطأ عشوائي وبالتالي :

$X_{2i} = 1 - 3X_{3i} - V_i$ ففي هذه الحالة نقول وجود حالة ارتباط متعدد غير تام نظرا لوجود حد الخطأ العشوائي.

كما نستطيع القول أن العلاقة الخطية التامة بين المتغيرات المستقلة تكون نادرة تطبيقيا، اي عادة ما يرتكز على الارتباط المتعدد غير التام او ما يسمى بشبه الارتباط.

[1] – Damodar Gujarati، ترجمة مها محمد زكي، الاقتصاد القياسي بالأمثلة، دار حميثرا للنشر، مصر، الطبعة الأولى 2019، ص 131.

– عدم ثبات التباين (Heteroscedasticity) :

من بين الفرضيات التي يرتكز عليها النموذج الانحداري الخطي أن الخطأ العشوائي (U_i) له تباين ثابت اي تباين متساوي عبر المشاهدات ويرمز له بالرمز (σ^2) ، أما اذا لم يتم استفاء فرضية الثبات او التباين المتساوي فاننا نواجه مشكلة تسمى بعدم ثبات التباين أو التباين غير المتكافىء ويرمز له بالرمز (σ_i^2) فمثلا عند دراسة دالة الانفاق الاستهلاكي، فبالمقارنة بين الاسر ذات الدخل المنخفض والمرتفع، فان هذه الأخيرة ليس لديها فقط مستوى متوسط أعلى من الانفاق الاستهلاكي ولكن ايضا زيادة التقلب في هذ الانفاق، وبالتالي في حالة القيام بانحدار للانفاق الاستهلاكي بالنسبة لدخل الأسرة فمن المرجح ان نواجه عدم ثبات في التباين.

ان وجود مشكل عدم ثبات التباين يخلف مجموعة من النقاط يمكن حصرها في مايلي :

– لا يغير عدم ثبات التباين الخواص غير المتحيزة والاتساق لمقدرات (OLS)

– قد لا تكون اختبارات (t) و (f) التي تستند الى الافتراضات المعيارية موثوق بها، مما يؤدي الى استنتاجات خاطئة بشأن المعنوية الاحصائية لمعاملات الانحدار المقدرة .

– في ظل وجود مشكلة عدم ثبات التباين يتم الارتكاز في عملية التقدير على طريقة المربعات الصغرى المرجحة(WLS) .

– الكشف عن عدم ثبات التباين : من بين أهم الاختبارات المستخدمة في هذا السياق، نجد اختبار Breusch–Pagan واختبار White، وسنركز في عملية الكشف على الاختبار الاول (BP) الاكثر شيوعا واستخداما.

أ– اختبار Breusch–Pagan : في هذا الاختبار نرتكز على الخطوات التالية :

– القيام بعملية الانحدار والتقدير بطريقة (OLS) والحصول على مربعات البواقي (e_i^2)

– نقوم بعملية انحدار مربعات البواقي (e_i^2) على المتغيرات المستقلة والتي عددها (k) والهدف هنا هو معرفة وجود ارتباط بين مربعات البواقي والمتغيرات المستقلة (ارتباط بمتغير أو أكثر).

– القيام باختبار الفرضيات حيث فرضية العدم هي أن تباين الخطأ ثابت، ويمكن استخدام الاحصائية (F) مع درجة حرية (k–1) و (n–k) في البسط والمقام على التوالي، فاذا كانت هاته الاحصائية معنوية نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة والعكس صحيح.

3– الارتباط الذاتي (Autocorrelation) : من بين المشاكل الشائعة في تحليل الانحدار هي مشكل الارتباط الذاتي في حالة استخدام السلاسل الزمنية، حيث من بين فرضيات النموذج الانحداري الخطي هو ان حدود

الخطأ (μ_t) غير مرتبطة، اي أن حد الخطأ في الزمن (t) لا يرتبط مع حد الخطأ في الزمن (t-1) او اي حد خطأ آخر في الماضي، واذا كانت هناك علاقة بين حدود الخطأ فينتج عنه المشاكل التالية :

- مقدرات المربعات الصغرى العادية (OLS) غير متحيزة ومتسقة.

- في حالة عدم ثبات التباين فان اجراء اختبارات الفروض يصبح موضع شك، لان الاخطاء المعيارية المقدرة تصبح غير موثوق بها.

- الاختبارات المستخدمة في الكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء : هناك العديد من الاختبارات المستخدمة في هذا المجال وسنركز على أهمها وهو استخدام طريقة الرسم ، اختبار ديربن واتسون "Durrbin-Watson" واختبار " Breusch-Godfrey" .

- طريقة الرسم: في هذه الطريقة يتم استنتاج البواقي من خلال معادلة النموذج الانحداري المقترح والقيام برسم منحنى هاته البواقي فاذا كان المنحنى يأخذ نمطا متناوبا فهذا يشير الى ان البواقي مرتبطة، كما يمكن التأكد أكثر من خلال رسم منحنى البواقي في الزمن (t) مقابل البواقي في الزمن (t-1) وملاحظة العلاقة الارتباطية.

- اختبار ديربن واتسون "Durbin-Watson": ويعتبر الاختبار الأكثر استخداما وهو اختبار للاحصائيين Durrbin و Watson ويكتب رياضيا كمايلي :

وهي عبارة عن مجموع مربعات الفروق في البواقي المتتالية الى مجموع مربعات البواقي مع العلم أن قيمة d تقع دائما مابين 0 و 4 وذلك من خلال التحليل الرياضي التالي :

$$d= 1-2\ r +1$$

$$d=2-2r$$

$$d=2(1-r)$$

لدينا r هو معامل الارتباط وينتمي للمجال $[-1,1]$ فاذا كان :

- وجود ارتباط تام موجب اي r=1 فان d= 0

-وجود ارتباط تام سالب اي r=-1 فان d= 4

وبناءا على حجم العينة وعدد المتغيرات المستقلة يمكن من خلال احصائية Durrbin-Watson انشاء قيمتين حرجتين وهما d_1 و d_2 وتسمى بالحدود الدنيا والحدود العليا ومن خلال تموقع وجود احصائية d بالنسبة للحدود السابقة الذكر نأخذ القرار بشأن وجود او عدم وجود ارتباط ذاتي.

ويمكن الحصول على قيم الحدود الدنيا والعليا (d_1 و d_2) من خلال الجدول الاحصائي لديربن واتسون والذي يرتكز على عدد المتغيرات المستقلة بالاضافة الى حجم العينة.

ومن يمكن أخذ القرارات التالية :

- اذا كان $d < d_1$ وجود ارتباط ذاتي موجب يكون عادة القيم الخاصة باحصائية d تقترب من 0
- اذا كان $d > 4- d_1$ وجود ارتباط ذاتي سالب يكون عادة القيم الخاصة باحصائية d تقترب من 4
- اذا كان $d_2 < d < 4- d_2$ عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء يكون عادة القيم الخاصة باحصائية d تقترب من 2
- بالاضافة الى وجود مناطق الشك والمشار اليها في المخطط الموالي بالرمز (؟) عندما تكون الاحصائية d موجودة بين الحد الأدنى d_1 والأعلى d_2 او $4-d_1$ و $4-d_2$) من خلال تموقع احصائية d

والمخطط التالي يوضح ذلك :

0	d1	d2	4-d2	4-d1
autocorrélation positive	?	pas d'autocorrélation	?	autocorrélation négative