الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

المركز الجامعي أحمد زبانة – غليزان –

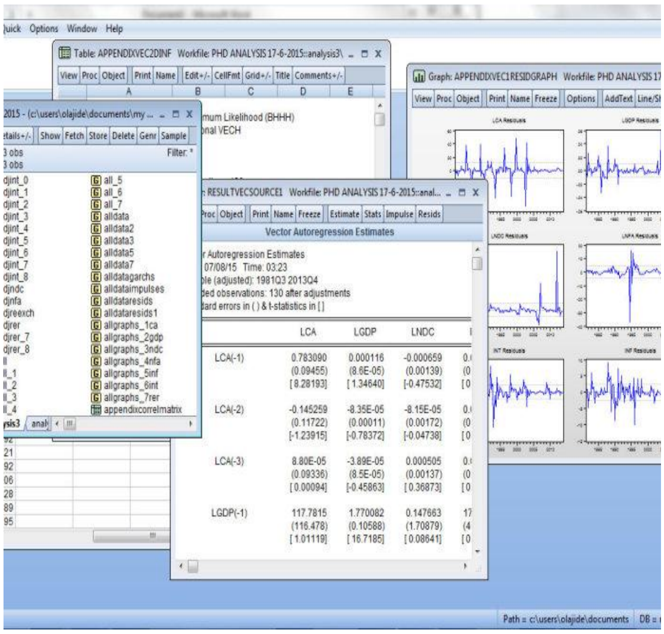
معهد العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير

مطبوعة في مقياس :

الإحصاء التطبيقي

دليل الإستخدام بالإستعانة بالبرنامج المعلوماتي Eviews

من إعداد: د. بشيكر عابد



2020 / 2019

مطبوعة في مقياس : الاحصاء التطبيقي

الدكتور : بشيكر عابد – أستاذ محاضر "أ" –
المركز الجامعي أحمد زبانة – غليزان –
معهد العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير
الهاتف : 07 72 87 91 73
البريد الإلكتروني : abed.bechikr@cu-relizane.dz

أهداف المطبوعة :

لقد حرصنا في اعداد هذه المطبوعة على أن تكون مطابقة للمنهاج والمحتوى المقررين من قبل الوزارة الوصية والموجه خصيصا لنظام (ل.م.د) وخاصة طلبة الماستر للعلوم الإقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، والإحصاء التطبيقي الذي هو موضوع هذه المطبوعة يتناول العديد من الطرق والأساليب اللازمة لضرورة القيام بالدراسات والبحوث التطبيقية (الميدانية)، حيث تم تقديمه بما يعطي للطالب في مجال تخصصه من أسلوب عمل إحصائي ووسائل وطرق قياس كمية لمختلف المتغيرات الإقتصادية.

فهرس المحتويات

الفهرس

مقدمة

يعتبر الاختبار المنظم للنظرية من أحد الأنشطة الأساسية لأي علم في مواجهة الواقع و علم الاقتصاد ليس استثناء من هذه القاعدة، و فضلا عن ذلك فإن من أكثر التطورات في الإقتصاد في الحقبة الحديثة هو التأكيد المتزايد على تطوير الطرق الإحصائية و استخدامها في تحليل المشكلات الاقتصادية، و في خطاب وداعي عام 1937م و بمناسبة انتهاء عمله كمدير لمدرسة لندن للإقتصاد أعلن اللورد ويليام بيفردج (william Beveridge) أنه لفترة طويلة في الإحصاء التطبيقي تم التعامل مع الحقائق ليس لإختبار النظرية و إنما لتوضيحها، ومنذ الفترة التي تلت هذه العبارة حدثت تطورات مهمة في مجال تطوير الطرق الكمية للتحليل و جمع البيانات التي يمكن عن طريقها اختبار النظريات الاقتصادية، وفي الآونة الأخيرة فإن كل باحث في علم الإقتصاد يمكن أن يلاحظ أن معظم الدوريات الإقتصادية والمقالات يدعم مؤلفوها مناقشاتهم بالتحليلات الإحصائية والقياسية، يعني هذا أنه لفهم البحوث المعاصرة في الإقتصاد و تقويمها يصبح من الضروري التعرف على الإحصاء التطبيقي والذي يرتكز أساسا على الإقتصاد القياسي و هو ما سنتناوله في هذه المطبوعة، حيث يعتبر الإحصاء التطبيقي فرعا مستقلا يستخدم لإعداد وتنظيم وتعميم المفاهيم والطرق والنماذج الرياضية الموجهة أساسا لقاعدة البيانات الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية حتى يمكن تمثيلها وتفسيرها واستنباط النتائج العلمية منها والتطبيقية، كما تبين ممارسة الأبحاث في الإحصاء التطبيقي أنه للقيام بالعمليات الإحصائية على أحسن وجه يجب على الطالب التمكن من المبادئ المنهجية للإحصاء والتي سبق له وأن درسها في السنة الأولى والثانية (نظام ل.م.د – علوم اقتصادية، تجارية وعلوم التسيير)

حيث يمكن تعريف الاحصاء بأنه "مجموعة النظريات والطرق العلمية التي تهدف الى جمع البيانات والتي يتم قياسها رقميا وعرضها وتحليلها لاستخلاص النتائج، ومن ثم استعمال هذه النتائج في التنبؤ، لذلك نستطيع القول أن البحث العلمي (الدراسة الميدانية التطبيقية) يمر بمراحل محددة كمايلي :

- جمع المعلومات وتنظيمها وعرضها (وصفها) : في هذه الحالة يقوم الباحث بجمع البيانات المتعلقة بالظاهرة المدروسة ثم يقوم بتبويبها وفق أسلوب محدد وعرضها باستخدام الجداول والرسوم البيانية، ووصفها عن طريق ابراز الخصائص الأساسية لها بواسطة مقاييس معينة منها : النزعة المركزية، التشتت، ...إلخ
- تحليل البيانات باستخدام الطرق التحليلية الاحصائية المناسبة كاستخدام الاحتمالات في التحليل والتقدير واختبار الفرضيات.
- استخدام نتائج التحليل في التنبؤ وذلك باستخدام الطرق القياسية في تحديد القيم المتوقعة لبعض الظواهر الاقتصادية في فترات مقبلة وذلك بالاعتماد على البيانات الواقعية المتاحة عن فترات سابقة.

وعلى هذا الأساس تم تقسيم موضوع هذه المطبوعة الى خمسة فصول :

- حيث خصص الفصل الأول لعموميات حول النمذجة الإقتصادية والاقتصاد القياسي وذلك من أجل التطرق لتعريف النموذج الاقتصادي بالإضافة الى الاقتصاد القياسي وأهدافه وعلاقته بالفروع الأخرى، وأيضا منهجية إعداد النموذج القياسي.

- أما الفصل الثاني فخصص للنماذج الإنحدارية حيث تم التطرق فيه الى نماذج الانحدار الخطي البسيط ، حيث تم التطرق فيه الى مختلف مراحل تقديم وصياغة نموذج خطي بسيط بالاضافة الى دراسة صلاحيته والقيام بالتنبؤ.

- أما الفصل الثالث فخصص لنماذج الانحدار الخطي المتعدد، حيث تم التطرق فيه أيضا الى مختلف مراحل تقديم وصياغة هذا النموذج بالاضافة الى دراسة صلاحيته والقيام بالتنبؤ.

- أما الفصل الرابع فهو عبارة عن اضافة للنماذج الانحدارية من خلال التطرق الى مختلف المشاكل القياسية الخاصة بالنماذج الانحدارية كمشكل الارتباط الخطي المتعدد والارتباط الذاتي ومشكلة عدم ثبات التباين.

- أما الفصل الخمس فخصص لتحليل السلاسل الزمنية من خلال التطرق الى مركبات هذه الأخيرة بالاضافة الى التطرق لمختلف النماذج الاحصائية للسلاسل الزمنية والتركيز على منهجية بوكس –جينكينز للتنبؤ.

- أما الفصل السادس فهو فصل تطبيقي خصص لبرمجية Eviews وتطبيقاتها في الاقتصاد القياسي وذلك من خلال التطرق لكيفية استخدام برنامج Eviews والقيام بادخال البيانات الخاصة بالمتغيرات وتقدير النماذج اللازمة، وبالاستعانة أيضا بتمارين اضافية خاصة بكيفية تحليل النتائج المتوصل اليها.

الفصل الأول :

عموميات حول النمذجة الإقتصادية والإقتصاد القياسي

ان الدراسة الإحصائية والقياسية للظواهر الإقتصادية تعتمد أساسا على النظرية الإقتصادية والتي على أساسها يتم تصميم وتمثيل تجريبي مبسط للوضع الاقتصادي، وعلى هذا الأساس سنتطرق في هذا الفصل الى التعريف بالنموذج الإقتصادي بالإضافة الى التعريف بالاقتصاد القياسي وأهدافه وعلاقته بالفروع الأخرى، وفي الأخير نتطرق إلى منهجية إعداد النموذج القياسي.

1- النموذج الاقتصادي : 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 **محمَّد 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 **محمَّد 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 :

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

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

حيث :

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

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 وتنتهي 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 باستخدام 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.

2- التعريف بالإقتصاد القياسي، أهدافه و علاقته بالفروع الأخرى :

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.

ج) **العلاقة بين الإقتصاد القياسي و الفروع الأخرى**[2]: يرتبط الإقتصاد القياسي بثلاث فروع من المعرفة هي النظرية الإقتصادية و الاقتصاد الرياضي بالإضافة الى الإحصاء ، حيث تعتبر من بين أهم الركائز الأساسية التي يستخدمها الاقتصاد القياسي في قياس العلاقات الاقتصادية.

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

2 – عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، الحديث في الاقتصاد القياسي ، الاسكندرية مصر ، الدار الجامعية 2005 ص 04

❖ **النظرية الاقتصادية و الإقتصاد القياسي :** تقدم لنا النظرية الاقتصادية فروضا مفسرة توضح العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة و تفسر بعض الظواهر الاقتصادية ، ومن الأمثلة على ذلك قانون الطلب القائل "كلما ارتفع ثمن السلعة كلما انخفضت الكمية المطلوبة منها مع ثبات العوامل الأخرى على حالها، و العكس صحيح" ، و بالتالي تعتبر هذه الفرضية التي تحدد العلاقة بين الكمية المطلوبة من السلعة و سعرها كإحدى جزئيات النظرية الاقتصادية

❖ أما فيما يخص الاقتصاد الرياضي ما هو إلا إعادة صياغة العلاقات الاقتصادية كما تحددها النظرية من أسلوب لفظي الى أسلوب رياضي، و هذا يعني أنه لا يوجد هناك اختلاف بين النظرية الاقتصادية و الاقتصاد الرياضي إلا في وسيلة التعبير عن العلاقات الاقتصادية، فلو أخذنا المثال السابق الخاص بقانون الطلب في النظرية الاقتصادية يمكن صياغته رياضيا كمايلي :

$$D_1 = a_0 + a_1P_1 + a_2P_2 + a_3Y + a_4S + \mu$$

حيث : D_1 : الكمية المطلوبة من السلعة 1

P_1 : سعر السلعة 1

P_2 : سعر السلعة 2

Y : الدخل

S : الذوق

μ : الخطأ العشوائي

❖ **الاقتصاد القياسي و الإحصاء :** يمكن تعريف الإحصاء على أنه "مجموعة النظريات و الطرق العلمية التي تهدف إلى جمع البيانات التي يتم قياسها رقميا و عرضها و تحليلها لاستخلاص النتائج و من ثم استعمال هذه النتائج في التنبؤ أو التحقق من بعض الظواهر المدروسة" [1]، ومن خلال هذا التعريف نستطيع القول أن علم الإحصاء يرتكز على عنصرين أساسيين هما الإحصاء الوصفي و الإحصاء الرياضي، فالأول يهتم بجمع البيانات الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية كالدخل، الاستهلاك، الاستثمار، ....إلخ ثم يقوم بتبويبها في جداول وعرضها بيانيا لوصف سلوك هذه المتغيرات عبر الزمن، أما الإحصاء الرياضي فهو يتكون من طرق القياس و

1 – تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي ، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر 1999 ج 1 ص 07.

التحليل كاستخدام الاحتمالات و التقديرات اللازمة التي تلائم طبيعة العلاقات الاقتصادية، ومثل هذه الطرق القياسية هي التي يستخدمها الاقتصاد القياسي في قياس العلاقات الاقتصادية باستخدام الأساليب الإحصائية.

3 – 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 :

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

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

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

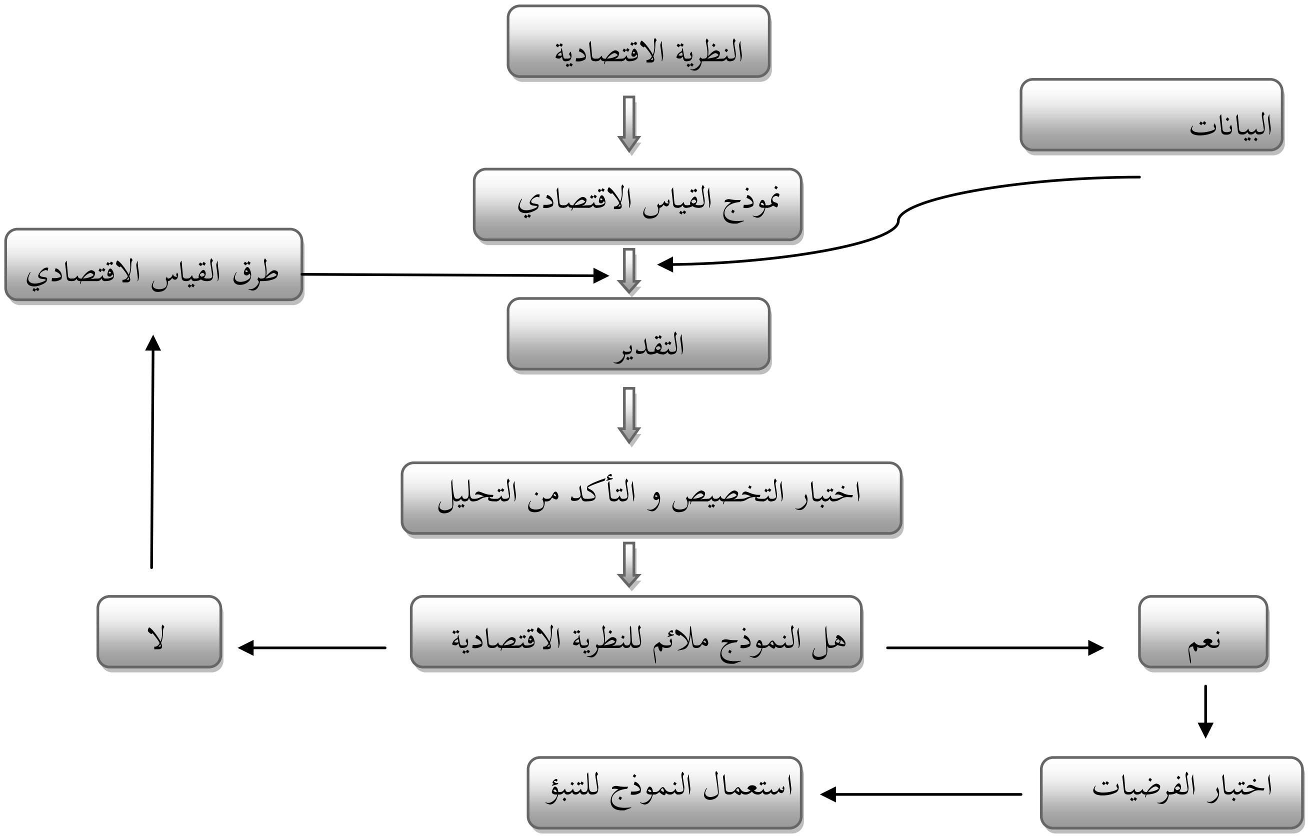
ج –**الإحصاء** : يمكننا من جمع وعرض وتحليل المعطيات باستخدام المؤشرات الاحصائية للوصول الى استخلاص النتائج والتنبؤ واتخاذ القرارات، حيث نجد بعض المفاهيم الأساسية التي تستخدم في هذه المرحلة :[1]

- **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.

الفصل الثاني :

الإنحدار الخطي البسيط

1 – بعض المفاهيم الأساسية الخاصة بالنماذج الإنحدارية : تحليل الانحدار من أكثر الأدوات المستعملة في التحليل القياسي فهو يهتم بوصف وتقييم العلاقة بين متغير (عادة يسمى المتغير التابع) و واحد أو أكثر لمتغيرات أخرى (تسمى عادة المتغيرات المفسرة أو المتغيرات المستقلة) ويرمز للمتغير المفسر بـ y والمتغيرات المفسرة بـ $x_1 \ x_2 \ x_3 \ldots x_n$.

وكلمة انحدار استخدمت من قبل Sir Francis Galton من إنجلترا و الذي كان يدرس العلاقة بين طول الأبناء وطول الآباء والذي لاحظ أن الطول يميل إلى المعدل ، مع أن الآباء الطوال يكون أبنائهم طوال والآباء القصار يميل أبنائهم لأن يكونوا قصارا، أي أن هناك ميل عند الأبناء للمعدل (انحدار نحو المعدل).

بالعودة إلى الرموز التي استخدمناها حيث رمزنا للمتغير المفسَر بـ Y والمتغيرات المفسرة بـ $X_1 \ X_2 \ X_3 \ldots X_n$ ، إذا كانت $k=1$ ، أي إن هناك متغير مستقل واحد فقط من المتغيرات المفسرة (x واحدة فقط) يعرف هذا بالانحدار البسيط (مثال : Y = المبيعات ، X = نفقات الإشهار)، وإذا كانت $k \geq 2$ آي أن هناك اكثر من x واحد و متغير مستقل، نحصل على ما يعرف بالانحدار المتعدد (مثال : Y = استهلاك الأسرة، X_1 = دخل الأسرة، X_2= الأصول المالية للأسرة، X_3 = حجم الأسرة.)

و إذا افترضنا أن المتغيرات X هي المتغيرات التي تؤثر على المتغير Y، فهناك العديد من المصطلحات التي يمكن أن نطلقها على X , Y ، فنجد :

– المتغيرات X يطلق عليها اسم : مٌتنبأ، مفسر، مستقل، مسبب، خارجي، المتغير المتحكم.

– المتغيرات Y نجد (التسميات مقابلة مباشرة للأسماء الخاصة بالمتغير X): متَنبأ به ، مفَسر ، تابع ، متأثر ، داخلي ، المتغير الهدف.

كل من هذه المصطلحات يستخدم حسب الغرض من تحليل الانحدار فالمصطلح الأول يستخدم في عملية التنبؤ بينما المصطلحات الأخرى تستخدم في مناقشة الانحدار ، أما المصطلح خارجي وداخلي تستخدم فقط من قبل القياسيين، بينما المصطلح الأخير يستخدم في التجارب الخاصة بدراسة تأثير مسببات معينة على متغير مستهدف.

و تنقسم النماذج الانحدارية إلى عدة أنواع فنجد الانحدار الخطي و الانحدار غير الخطي، و الانحدار البسيط و الانحدار المتعدد، وتحدد درجة الخطية على أساس درجة العلاقة المرد قياسها، ففي حالة الانحدار الخطي تكون المعادلة الممثلة للعلاقة من الدرجة الأولى، وفي حالة غير الخطي تكون المعادلة من الدرجة غير الأولى (معادلة لوغارتمية أو أسية ....إلخ) ، وقبل تقدير العلاقة بين المتغير التابع و المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) يجب أولا البحث عن

أنسب الصيغ الرياضية التي تعبر عن هذه العلاقة و ذلك بالتعرف على الشكل البياني لها، فإذا كانت الصيغة المختارة غير خطية نقوم بتحويلها إلى صيغة خطية لإجراء عملية التقدير و ذلك باستخدام وحدات اللوغاريتم الطبيعي.
ويمكن ملاحظة مختلف الصيغ الرياضية في الجدول التالي و ذلك باستخدام معادلة ذات متغير مستقل واحد

الجدول رقم 01 : مقارنة بين الصيغ الرياضية لمختلف النماذج الانحدارية

نوع الصيغة	الصيغة غير الخطية	الصيغة الخطية
الصيغة الخطية	/	$Y = ß_0 + ß_1 X$
الصيغة العكسية	/	$Y = ß_0 + ß_1 (1/X)$
الصيغة التربيعية	/	$Y = ß_0 + ß_1 X + ß_2 X^2$
الصيغة اللوغارتمية المزدوجة	$Y = ß_0 + X^{ß1}$	$Ln\ Y = Ln\ ß_0 + ß_1 Ln\ X$
الصيغة نصف اللوغارتمية	$e^Y = e^{ß0} X^{ß1}$	$Y = ß_0 + ß_1 Ln\ X$
الصيغة الأسية	$Y = e^{ß0+ß1X}$	$Ln\ Y = ß_0 + ß_1 X$

المصدر : أموري هادي كاظم الحسناوي ، طرق القياس الاقتصادي ، عمان، دار وائل للنشر 2002، ص 60.

2- تقديم وصياغة وتقدير النموذج الخطي البسيط: في هذه المرحلة سنتطرق الى أهم العناصر الأساسية التي من أجلها يتم بناء وصياغة نموذج خطي بسيط :

2-1- تعريف النموذج 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 بـY 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: $\alpha ; \beta$ معاملات الانحدار، u : الخطأ العشوائي

1 - Rachid BENDIB, Econométrie, Théorie et applications (Alger OPU 2001) P 32

2–2– 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 :[1]

1 – أن تكون العلاقة خطية بين المتغير التابع والمتغير المستقل

2 - $E(u)=0$: وسط 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 مستتقله 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 $u_i \sim N(0,\sigma^2)$

وتعتبر 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 : $e_i = (Y_i - \hat{Y}_i)$

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

1- John Johnston, Econometric methods, International student editions, 2 illustrée, McGraw-Hill, 1971

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 $\frac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial a} = 0$ حيث :

$$\begin{aligned}
&\frac{\partial(\sum e_i^2)}{\partial a} = \frac{\partial(\sum(Y_i - a - bX_i)^2}{\partial a} = 0 \\
&\Rightarrow -2\sum(Y_i - a - bX_i) = 0 \\
&\Rightarrow -2\sum e_i = 0 \\
&\Rightarrow \sum e_i = 0 \\
&\Rightarrow \sum(Y_i - a - bX_i) = 0 \\
&\Rightarrow \sum Y_i - \sum a - b\sum X_i = 0 \\
&\Rightarrow \sum Y_i - na - b\sum X_i = 0 \\
&\Rightarrow \frac{\sum Y_i}{n} - \frac{na}{n} - b\frac{\sum X_i}{n} = 0 \\
&\Rightarrow \bar{Y} - a - b\bar{X} = 0 \\
&\boxed{\Rightarrow a = \bar{Y} - b\bar{X}}
\end{aligned}$$

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

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

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) :

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

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

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

وبالتالي يمكن كتابة النموذج الخطي البسيط المقدر من الشكل التالي :

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

- **التقدير حول نقطة المتوسط** : تعتمد هذه الطريقة في تقدير معلمات النموذج بالإعتماد على انحرافات قيم المتغير المستقل والتابع عن وسطيهما الحسابي، ويمكن كتابة قيمة المعلمة المقدرة (b) على النحو التالي[1] :

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

ويمكن البرهان على هذه المساواة على النحو التالي :

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

$$=\frac{\sum X_iY_i-\sum X_i\bar{Y}-\bar{X}\sum Y_i+\sum\bar{X}\bar{Y}}{\sum X_i^2-2\sum X_i\bar{X}+\sum\bar{X}^2}$$

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

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

اذا افترضنا أن :

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

فيمكن كتابة قيمة المعلمة المقدرة (b) على النحو التالي :

$$\boxed{b=\frac{\sum(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y})}{\sum(X_i-\bar{X})^2}=\frac{\sum x_iy_i}{\sum x_i^2}}$$

1 - جلاطو جيلالي، الاحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة، دار الخلدونية للنشر والتوزيع – الجزائر – 2009، ص 16.

كما يمكن كتابة قيمة المعلمة المقدرة (b) بدلالة التباين المشترك COV(X,Y) والتباين V(X) على النحو التالي :

$$b = \frac{\sum(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum(X_i - \bar{X})^2} = \frac{COV(X,Y)}{V(X)}$$

3- المميزات العددية والخصائص الإحصائية للمعلمات المقدرة :

3-1- 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]

- ✓ $E(b) = \beta$
- ✓ $$V(b) = \frac{\delta^2}{\sum x_i^2}$$
- ✓ $E(a) = \alpha$
- ✓ $$V(a) = \delta^2\left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x_i^2}\right)$$
- ✓ $$COV(a,b) = -\frac{\delta^2 \bar{X}}{\sum x_i^2}$$

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

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

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

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

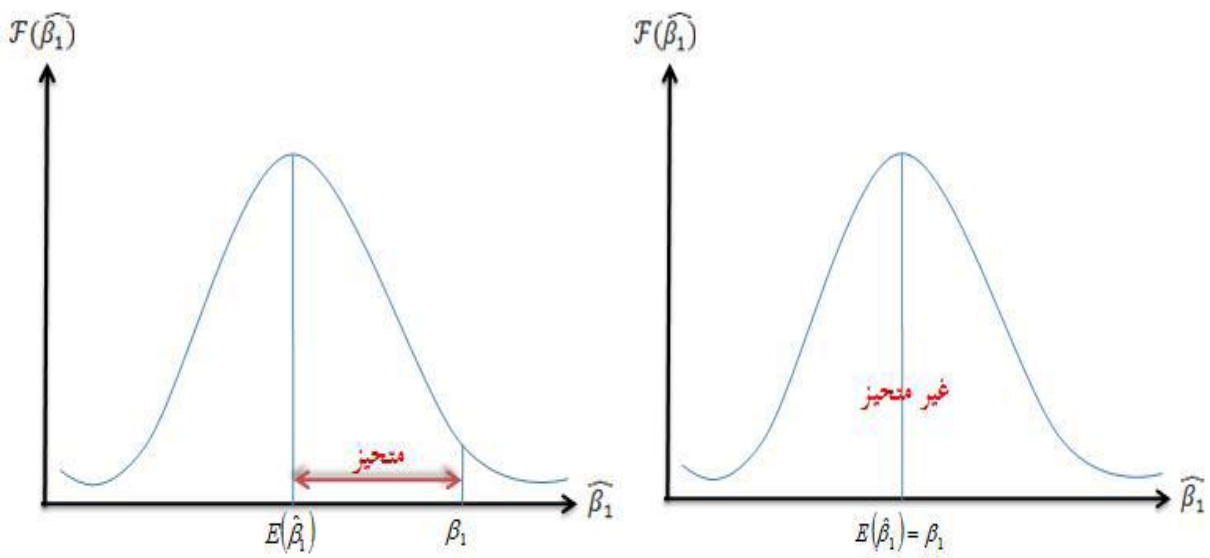
3-2- الخصائص الإحصائية للمعلمات المقدرة : من بين أهم الخصائص الإحصائية التي تتميز بها مقدرات المربعات الصغرى العادية نجد:

أ) **عدم التحيز**: نقول أن مقدرات (م ص ع) هي مقدرات لديها خاصية عدم التحيز إذا كانت على النحو التالي:

- ✓ a مقدرة غير متحيزة للمعلمة α أي أن : $E(a)=\alpha$ أو بمعنى آخر متوسط $a=\alpha$ ، إذا جمعت عينات كثيرة وفي كل عينه نحسب a يتم أخذ المتوسط، ذلك المتوسط نظريا يجب أن يتساوى مع المعلمة الحقيقية.
- ✓ و نفس الشيء بالنسبة لـ b مقدرة غير متحيزة للمعلمة β إذا كان $E(b)=\beta$ ، أي أن توقع b يجب أن يساوي المعلمة الحقيقية بمعنى آخر متوسط قيم b تساوي القيمة الحقيقية للمعلمة β.

ويوضح الشكل التالي حالة المقدار غير المتحيز والمقدار المتحيز :

الشكل رقم (02) : المقدار المتحيز والمقدار غير المتحيز



المصدر : عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سبق ذكره، ص179 .

ب) الكفاءة (أدنى تباين): هذه الخاصية لها أهمية بالغة في الاقتصاد القياسي لأن أدنى تباين يعتبر مؤشر إلى دقة القياسات، حيث هناك علاقة عكسية بين التباين ودقة القياسات كلما زاد التباين كلما انخفضت دقة القياسات وكلما قل ارتفعت دقة القياسات، و بالتالي فان مقدرات (م ص ع) a و b هي مقدرات تمتلك أدنى تباين مقارنة بمقدرات أخرى تقاس بطريقه مختلفة عن (م ص ع)، وبالتالي نستطيع القول أن المقدار الكفؤ هو ذو أصغر تباين

أي: $V(a) \longrightarrow Min$

$V(b) \longrightarrow Min$

ج) الإتساق : نقول أن المعلمات المقدرة هي معلمات متسقة إذا تحققت مايلي :

$\text{Lim } E(a)= \alpha$ ، $\text{Lim } E(b)= \beta$ عندما $n \longrightarrow \infty$.

وتباين المعلمة المقدرة يقترب الى الصفر أي :

$\text{Lim } V(a)= 0$ ، $\text{Lim } V(b)= 0$ عندما $n \longrightarrow \infty$.

وبالتالي نستطيع القول أن استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (M.C.O) في التقدير راجع الى أن مقدرها هو أفضل مقدر خطي غير متحيز ومبررات استخدامها راجع الى الخصائص المذكورة سابقا والمتمثلة في عدم التحيز والكفاءة والاتساق.

4- دراسة 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)

4-1- 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 .

4-1-1- 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

4-1-2- 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 :

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

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

4–2– 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).

ولتحديد مجموع المربعات لدينا : $e_i = y_i - bx_i$

حيث :

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

$$(e_i)^2 = (y_i - bx_i)^2$$
$$e_i{}^2 = y_i{}^2 - 2bx_i y_i + b^2 x_i{}^2$$
$$\sum e_i{}^2 = \sum y_i{}^2 - 2b \sum x_i y_i + b^2 \sum x_i{}^2$$
$$\Rightarrow \sum y_i{}^2 = 2b \sum x_i y_i - b^2 \sum x_i{}^2 + \sum e_i{}^2$$

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

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

وبالتالي يصبح لدينا :

$$\sum y_i^{\,2} = 2\frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^{\,2}} - \frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^{\,4}}.\sum x_i^{\,2} + \sum e_i^{\,2}$$

$$\Rightarrow \sum y_i^{\,2} = 2\frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^{\,2}} - \frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^{\,2}} + \sum e_i^{\,2}$$

$$\Rightarrow \sum y_i^{\,2} = \frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^{\,2}} + \sum e_i^{\,2}$$

$$\boxed{\begin{array}{l}\Rightarrow \sum y_i^{\,2} = b\sum x_i y_i + \sum e_i^{\,2} \\ \Rightarrow SCT = SCE + SCR\end{array}}$$

ولدينا معامل الإرتباط يكتب من الشكل التالي : $r(x,y) = \dfrac{\sum x_i y_i}{\sqrt{\sum x^2{}_i}\sqrt{\sum y^2{}_i}}$

وبالتالي :

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

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

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

ومن خلال المعادلة الخاصة بمجموع المربعات الكلية (SCT=SCE+SCR) تصبح لدينا المعادلة من الشكل التالي والتي من خلالها يتم تحديد معامل التحديد (R^2):

$$\sum y_i^{\ 2} = b \sum x_i y_i + \sum e_i^{\ 2}$$
$$\Rightarrow \sum y_i^{\ 2} = r^2 \sum y_i^{\ 2} + \sum e_i^{\ 2}$$
$$\Rightarrow r^2 = \frac{\sum y_i^{\ 2} - \sum e_i^{\ 2}}{\sum y_i^{\ 2}}$$
$$\Rightarrow r^2 = \frac{SCT - SCR}{SCT}$$
$$\boxed{\Rightarrow r^2 = 1 - \frac{SCR}{SCT} = \frac{SCE}{SCT}}$$

4-3- إختبار معنوية المعلمات المقدرة بالنسبة للنموذج الخطي البسيط : في هذه الحالة نستخدم اختبار ستيودنت (Student) لقياس معنوية المعلمات المقدرة .

4-3-1- 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 :

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

حيث من بين المميزات العددية للمعلمتين a وb نجد :

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

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

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

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

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

أ) **القيمة المجدولة** ($\mathbf{t_{tab}}$) : 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-α) 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 : 2+3) 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

4-3-2- 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 :

$$\begin{cases} H_0 : \text{فرضية العدم (الصفرية)} \\ H_1 : \text{الفرضية البديلة} \end{cases}$$

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: $t_{tab} < /t_c/$ $\longleftarrow$ نرفض H_0 ونقبل H_1
- إذا كانت: $t_{tab} > /t_c/$ $\longleftarrow$ 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) .

5 – 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]

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

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

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 .

الفصل الثالث :

الإنحدار الخطي المتعدد

1- تعريف 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) .

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

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

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

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

حيث:

Y_i : يمثل المتغير التابع

$X_{i1}, X_{i2}, \ldots\ldots\ldots\ldots X_{iK}$ تمثل المتغيرات المستقلة

$\beta_0, \beta_1, \ldots\ldots \beta_k$ تمثل معالم النموذج.

ui هو عبارة عن الخطأ العشوائي

وفي واقع الأمر فان هذه المعادلة هي واحدة من جملة معادلات يبلغ عددها (n) تكون نظام المعادلات كالتالي :

[1] - محمّد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 27.

$$Y_1 = B_0 + B_0X_{11} + B_2X_{12} + \ldots + B_KX_{1K} + U_1$$

$$Y_2 = B_0 + B_1X_{21} + B_2X_{22} + \ldots B_KX_{2K} + U_2$$

$$\ldots.\,.. \quad .. \quad .. \quad \ldots \quad \ldots \quad \ldots \quad ..$$

$$Y_n = B_0 + B_1X_{n1} + B_2X_{n2} + \ldots + B_KX_{nK} + U_n$$

هذه المعادلة تتضمن $(k+1)$ من المعلومات المطلوب تقديرها علما بان الحد الأول منها (B_0) يمثل الحد الثابت وهذا ما يتطلب اللجوء إلى المصفوفات لتقدير تلك المعلمات، عليه يمكن صياغة هذه المعادلات في صورة مصفوفات من الشكل التالي:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ . \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \ldots & X_{1K} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \ldots & X_{2K} \\ . & . & . & \ldots & . \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \ldots & X_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_0 \\ B_1 \\ . \\ B_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_0 \\ U_1 \\ . \\ U_n \end{bmatrix}$$

وباختصار يمكن كتابة هذا النظام على الشكل المصفوفي التالي : $Y = XB + U$

حيث :

Y: متجه عمودي أبعاده $(n\times1)$ يحتوي مشاهدات المتغير التابع .

X : مصفوفة أبعادها $(n \times k+1)$ تحتوي على مشاهدات المتغيرات المستقلة ويحتوي عمودها الأول على قيم الواحد الصحيح ليمثل الحد الثابت .

B: متجه عمودي أبعاده $((K + 1) \times 1)$ يحتوي على المعالم المطلوب تقديرها .

U: متجه عمودي أبعاده $(n \times 1)$ يحتوي على الأخطاء العشوائية .

3 – فرضيات النموذج الخطي المتعدد : عند استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية $(M.C.O)$ في تقدير معالم نموذج الانحدار الخطي المتعدد، فإنه يجب توفر الافتراضات الآتية[1] :

1 - John Johnston, Econometric methods, Op cit, P 76.

✓ القيمة المتوقعة لمتجه حد الخطأ العشوائي تساوي صفرا أي أن $E(U_i) = 0$:

$$E(U_i) = E\begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ . \\ U_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E(U_1) \\ E(U_2) \\ . \\ E(U_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ . \\ 0 \end{bmatrix}$$

✓ تباين العناصر العشوائية ثابت وهي فرضية تجانس التباين (Homoscedasticity) والتباين المشترك بينها يساوي صفرا أي أن :

$$E(UU') = \sigma^2 I_n$$

$$E(UU') = E\begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ . \\ U_n \end{bmatrix}\begin{bmatrix} U_1 & U2 & \ldots & U_n \end{bmatrix}$$

$$= E\begin{bmatrix} U_1^2 & U_1U_2 & \ldots & U_1U_n \\ U_2U_1 & U_2^2 & \ldots & U_2U_n \\ . & . & . & . \\ U_nU_1 & U_nU_2 & \ldots & U_n^2 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} E(U_1^2) & E(U_1U_2) & \ldots. & E(U_1U_n) \\ E(U_2U_1) & E(U_2^2) & \ldots. & E(U_2U_n) \\ . & . & \ldots.. & . \\ E(U_nU_1) & E(U_nU_2) & \ldots. & E(U_n^2) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \mathrm{var}(U_1) & Cov(U_1U_2) & \ldots. & Cov(U_1U_n0 \\ Cov(U_2U_1) & Var(U_2) & \ldots. & Cov(U_2U_n) \\ . & . & \ldots. & . \\ Cov(U_nU_1) & Cov(U_nU_2) & \ldots. & Var(U_n) \end{bmatrix}$$

$$\mathrm{var}(Ui) = E(U_i^2) = \sigma^2$$

$$\mathrm{Cov}(U_iU_j) = E(U_iU_j) = 0, \ I \# j$$

$$\mathrm{E}(UU') = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \ldots\ldots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \ldots\ldots & 0 \\ 0 & 0 & \ldots\ldots & \sigma_n^2 \end{bmatrix}$$

حيث أن : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots\ldots\ldots = \sigma_n^2$

$$= \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 & \ldots\ldots & 0 \\ 0 & 1 & \ldots\ldots & 0 \\ 0 & 0 & \ldots\ldots & 1 \end{bmatrix}$$

$$= \sigma^2 In$$

وتسمى المصفوفة العددية أعلاه بمصفوفة التباين والتباين المشترك لحد الخطأ العشوائي (Ui) ، حيث تشكل العناصر القطرية في المصفوفة تباين قيم U بينما تبقى العناصر غير القطرية (أعلى واسفل القطر) مساوية للصفر لانعدام التباين المشترك والترابط بين قيم U_i .

- ✓ ليس هناك علاقة خطية تامة بين المتغيرات المستقلة، كما أن عدد المشاهدات يجب أن يكون أكبر من عدد المعلمات المطلوب تقديرها وهي الحالة التي تلغي الإرتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة

أي: $R(x) = k + 1 < n$

حيث أن : (r) رتبة مصفوفة البيانات ، (x) عدد المتغيرات المستقلة (k) مضاف اليه الواحد (1) الحد الثابت وهي اصغر من عدد المشاهدات (n) .

وهذه الفرضية ضرورية جدا لضمان أيجاد معكوس المصفوفة ($x'x$) , إذ أن انتفاء هذا الفرض يجعل رتبة المصفوفة (X) اقل من (K+1) وبالتالي فان رتبة ($x'x$) التي تستخدم في الحصول على مقدرات M.C.O بدورها اقل من (K+1) ولايمكن أيجاد معكوسها بسبب ما يسمى بمشكل الارتباط الخطي المتعدد وبالتالي لايمكن الحصول على مقدرات المربعات الصغرى العادية .

4- 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 :[1]

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

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 :

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

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

1 - محمد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 29.

– 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 :

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

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

ويمكن حل هذه المعادلات الطبيعية الثلاث والتي تستخدم في تقدير المعالم الثلاثة المجهولة $\hat{B}_2, \hat{B}_1, \hat{B}_0$ بإحدى الطرق الآتية : [1]

أولا : **طريقة المحددات** : ويمكن أن تحل هذه المعادلات بواسطة قاعدة "كرا يمر" للحصول على قيم $\hat{B}_K$ من المعلمات وعلى النحو آلاتي :

1 - John Johnston, Econometric methods, Op cit, P 79.

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

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

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

$$\begin{bmatrix} \sum Y_i \\ \sum X_{i1}Y_i \\ \sum X_{i2}Y_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} n & \sum X_{i1} & \sum X_{i2} \\ \sum X_{i1} & \sum X_{i1}^2 & \sum X_{i1}X_{i2} \\ \sum X_{i2} & \sum X_{i1}X_{i2} & \sum X_{i2}^2 \end{bmatrix}$$

ومن النظام أعلاه يمكن أيجاد المحددات الآتية :

$$|\mathrm{D}| = \begin{vmatrix} \sum Y_i & \sum X_{i1} & \sum X_{i2} \\ \sum X_{i1}Y_i & \sum X_{i1}^2 & \sum X_{i1}X_{i2} \\ \sum X_{i2}Y_i & \sum X_{i1}X_{i2} & \sum X_{i2}^2 \end{vmatrix}$$

$$|\mathrm{N}_1| = \begin{vmatrix} n & \sum Y_1 & \sum X_{i2} \\ \sum X_{i1} & \sum X_{i1}Y_i & \sum X_{i1}X_{i2} \\ \sum X_{i2} & \sum X_{i2}Y_i & \sum X_{i2}^2 \end{vmatrix}$$

$$|\mathrm{N2}| = \begin{vmatrix} n & \sum X_{i1} & \sum Y_i \\ \sum X_{i1} & \sum X_{i1}^2 & \sum X_{i1}Y_i \\ \sum X_{i2} & \sum X_{i1}X_{i2} & \sum X_{i2}Y_i \end{vmatrix}$$

$$\hat{B}_1 = \frac{|N_1|}{|D|} = \frac{\begin{vmatrix} n & \sum Y_i & \sum X_{i2} \\ \sum X_{i1} & \sum X_{i1}Y_i & \sum X_{i1}X_{i2} \\ \sum X_{i2} & \sum X_{i2}Y_i & \sum X_{i2}^2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} \sum Y_i & \sum X_{i1} & \sum X_{i2} \\ \sum X_{i1}Y_i & \sum X_{i1}^2 & \sum X_{i1}X_{i2} \\ \sum X_{i2}Y_i & \sum X_{i1}X_{i2} & \sum X_{i2}^2 \end{vmatrix}}$$

$$\hat{B}2 = \frac{|N_2|}{|D|} = \frac{\begin{vmatrix} n & \sum Y_i & \sum X_{i2} \\ \sum X_{i1} & \sum X_{i1}Y_i & \sum X_{i1}X_{i2} \\ \sum X_{i2} & \sum X_{i2}Y_i & \sum X_{i2}^2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} \sum Y_i & \sum X_{i1} & \sum X_{i2} \\ \sum X_{i1}Y_i & \sum X_{i1}^2 & \sum X_{i1}X_{i2} \\ \sum X_{i2}Y_i & \sum X_{i1}X_{i2} & \sum X_{i2}^2 \end{vmatrix}}$$

أما بالنسبة ل $\hat{B}_0$ فيتم الحصول عليه عن طريق :

$$\hat{\boldsymbol{B}}_0 = \overline{\boldsymbol{Y}} - \hat{\boldsymbol{B}}_1 \overline{\boldsymbol{X}}_1 - \hat{\boldsymbol{B}}_2 \overline{\boldsymbol{X}}_2$$

ثانيا : طريقة الانحرافات : ويمكن تقدير معاملات الانحدار المتعدد باستخدام أسلوب الانحرافات أو ما يسمى بالمتوسطات ، أي انحرافات القيم الأصلية عن وسطها كآلاتي :

ولهذا الغرض نأخذ نموذج يحتوي متغيرين مستقلين X_1 و X_2 :

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

وبأخذ المتوسط لهذه المعادلة :

$$\overline{Y} = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 \overline{X}_1 + \hat{B}_2 \overline{X}2 + \overline{e}_i \ , \ \overline{e}_i = 0$$

$$\hat{Y}_i - \overline{Y} = \hat{B}_1 (X_{i1} - \overline{X}_1) + \hat{B}_2 (X_{i2} - \overline{X}_2) + e_i$$
$$\hat{y}_i = \hat{B}_1 X_{i1} + \hat{B}_2 X_{i2} + e_i$$

اثبات أن $\overline{\hat{Y}_i} = \overline{Y}$:

$$\hat{Y}_i = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_i$$

وبادخال المجموع على طرفي المعادلة اعلاه نتحصل على :

$$\sum \hat{Y}_i = n\hat{B}_0 + \hat{B}_1 \sum X_i$$

وبالقسمة على n :

$$\frac{\sum \hat{Y}_i}{n} = \hat{B}_0 \frac{n}{n} + \hat{B}_1 \frac{\sum X_i}{n}$$
$$\overline{\hat{Y}_i} = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 \overline{X}_i \quad .....(*)$$
$$\hat{B}_0 = \overline{Y} - \hat{B}_1 \overline{X}_i$$
$$\overline{Y} = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 \overline{X}_1 \ ......(**)$$

وبطرح المعادلة (*) من المعادلة (**) نتحصل على :

$$\overline{\hat{Y}} - \overline{Y} = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 \overline{X}_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 \overline{X}_i$$

وبعد الاختصار في الطرف الايمن نتحصل على :

$$\overline{\hat{Y}_i} - \overline{Y} = 0$$

ومنها يكون :

$$\overline{\hat{Y}_i} = \overline{Y}$$

ولدينا :

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

$$(i=1,2,3,\ldots\ldots,n)$$

وفي واقع الأمر فان المعادلة أعلاه هي واحدة من جملة معادلات يبلغ عددها n معادلة تكون نظام المعادلات كالتالي :

$$Y_1 = B_1 X_{11} + B_2 X_{12} + \ldots\ldots.. + B_K X_{1K} + e_1$$

$$Y_2 = B_1 X_{21} + B_2 X_{22} + \ldots\ldots.. + B_K X_{2K} + e2$$

$$\ldots. \qquad \ldots\ldots\ldots. \qquad \ldots\ldots\ldots$$

$$y_n = B_1 X_{n1} + B_2 X_{n2} + \ldots\ldots.. + B_K X_{nK} + en$$

ويمكن التعبير عن المعادلات أعلاه في هيئة مصفوفة كما يلي :

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ . \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \ldots & X_{1K} \\ X_{21} & X_{22} & \ldots & X_{2K} \\ . & . & . & . \\ X_{n1} & X_{n2} & \ldots & X_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \\ . \\ \hat{B}_K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ . \\ e_n \end{bmatrix}$$

حيث يمكن التعبير عن ذلك بصيغة المصفوفات :

$$Y = x \ \hat{B} + e$$

حيث أن :

Y: متجه عمودي أبعاده ($n \times 1$) يحتوي على انحرافات قيم المتغير التابع .

X: مصفوفة أبعادها ($n \times k - 1$) تحتوي على انحرافات قيم المتغيرات المستقلة حيث أنها لا تتضمن العمود الأول الذي يمثل الحد الثابت، حيث يمكن بذلك استخراج الحد الثابت $\hat{B}_0$ من خارج المصفوفة باستخدام القانون آلاتي :

$$\hat{B}_0 = \overline{Y} - \hat{B}_1 \overline{X}_1 - \hat{B}_2 \overline{X}_2$$

$\hat{B}$: متجه عمودي أبعاده ($K - 1 \times 1$) تحتوي على المعالم المجهولة .

E : متجه عمودي أبعاده ($n \times 1$) يحتوي على البواقي .

ويمكن التوصل الى مصفوفة الانحرافات باتباع الخطوات التالية :

باعادة كتابة المعادلة على النحو الاتي :

$$e_i = y_i - \hat{B}_1 X_{i1} - \hat{B}_2 X_{i2}$$

وكما تطرقنا سابقا حيث أن افضل طريقة للحصول على اصغر قيمة ممكنة للانحرافات تتم بواسطة تربيعها وبجعل مجموع مربعاتها اصغر ما يمكن ، وبأخذ المشتقة الجزئية لها بالنسبة لكل من $\hat{B}_1, \hat{B}_2$ ومساواتها بالصفر نحصل على :

$$\sum e_i^2 = \sum (y_i - \hat{B}_1 x_{i1} - \hat{B}_2 x_{i2})^2$$

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

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

وبالقسمة على (-2) وفك القوس نحصل على :

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

$$\sum x_{i1} y_i = \hat{B}_1 \sum X_{i1}^2 + \hat{B}_2 \sum X_{i1} X_{i2}$$

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

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

وبالقسمة على (-2) وفك القوس نحصل على :

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

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

ويمكن صياغة المعادلتين أعلاه على شكل مصفوفة وكآلاتي :

$$\begin{bmatrix} \sum X_{i1} y_i \\ \sum X_{i2} y_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum X_{i1}^2 & \sum X_{i1} X_{i2} \\ \sum X_{i1} X_{i2} & \sum X_{i2}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \end{bmatrix}$$

ومن النظام أعلاه، يمكن إعادة كتابته بالشكل التالي :

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

وعليه فان تقدير المعالم باستخدام المصفوفة بأسلوب الانحرافات يأخذ الصيغة التالية :

$$\boxed{\hat{B} = (X'X)^{-1} X'Y}$$

وبعد احتساب المتجه $X'Y$ ومحدد المصفوفة $|X'X|$ الذي ينبغي أن لا يساوي صفرا نوجد مقلوب المصفوفة الذي هو عبارة عن $(X'X)^{-1} = \frac{adj(x'x)}{|x'x|}$ ومن ثم تطبيق القانون أعلاه .

أما $\hat{B}_0$ فيمكن حسابه بموجب القانون آلاتي :

$$\boxed{\hat{B}_0 = \bar{Y} - \hat{B}_1\bar{X}_1 - \hat{B}_2\bar{X}_2}$$

وبعد استخدام الحاسوب فقد اصبح من السهل على الباحث الاقتصادي أن يحصل على النتائج من خلال استخدام إحدى البرمجيات الإحصائية مثل: Eviews , SPSS , Excel,..إلخ، ولايحتاج إلى استخدام الصيغ أعلاه في الجوانب التطبيقية ولكن تم عرضها هنا لمعرفة كيفية الحصول على معالم نموذج الانحدار الخطي المتعدد باستخدام الطرق الرياضية فقط.

5- دراسة صلاحية النموذج 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 $x_1,x_2,\dots x_k$ 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 :

1 - محمَّد شيخي، مرجع سبق ذكره، ص 37.

– **تحديد الفرضيات** :

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

حيث : $j=0,1,2\ldots\ldots k$

– **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: $t_{tab} < /t_c/ \longrightarrow$ نرفض H_0 ونقبل H_1

– إذا كانت: $t_{tab} \geq /t_c/ \longrightarrow$ نقبل H_0 ونرفض H_1

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

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

– **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: $t_{tab} < /t_c/ \longrightarrow$ 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 :

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

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

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

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 $\bar{R}^2$ وعلى النحو الآتي :

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

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.

ثالثا: إختبار المعنوية الكلية للنموذج (اختبار إحصائية F) : يهدف هذا الاختبار الى معرفة مدى المعنوية الكلية للنموذج ويعتمد على الفرضية التالية :

$$\begin{cases} H_0 : \hat{B}_0 = \hat{B}_1 = \hat{B}_2 = ...= \hat{B}_K = 0 \\ H_1 : \hat{B}_0 \neq \hat{B}_1 \neq \hat{B}_2 \neq ..... \neq \hat{B}_k \neq 0 \end{cases}$$

والصيغة الرياضية لهذا الاختبار هي :

$$F_C = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / k}{\sum e^2_i /(n-k-1)}$$

$$F_C = \frac{\sum \hat{y}_i / k}{\sum e^2_i /(n-k-1)}$$

$$F_C = \frac{R^2 / k}{(1-R^2)/(n-k-1)}$$

$$F_C \to F_\alpha(k, n-k-1)$$

وبعد احتساب قيمة (F_c) تقارن مع قيمتها الجدولية بدرجة حرية (k) و $(n-k-1)$ وبمستوى معنوية معين (α) فإذاكانت القيمة المحسوبة اكبر من القيمة المجدولة نرفض الفرضية H_0 ونقبل الفرضية H_1 أي أن للنموذج معنوية إحصائية، أما إذاكان العكس فنقول عدم وجود معنوية كلية للنموذج.

6- الـتـنـبـؤ: بعد القيام بالمراحل السابقة الذكر والخاصة بصياغة وبناء نموذج خطي متعدد والقيام بعملية التقدير ودراسة صلاحية النموذج المقدر، تأتي في المرحلة الأخيرة عملية التنبؤ وذلك بايجاد قيم شعاع المتغير التابع Y_t فليكن لدينا النموذج الخطي المتعدد المقدر على الشكل التالي : $\hat{Y} = X\hat{B}$

ومقدر المربعات الصغرى العادية $\hat{B} = (X'X)^{-1} X'Y$

وعليه يكون التنبؤ بالفترة (h) في المستقبل من النحو التالي :

التنبؤ بفترة واحدة في المستقبل :

$$\hat{Y}_t(1) = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_{t+1,1} + \hat{B}_2 X_{t+1,2} + \dots\dots + \hat{B}_k X_{t+1,k}$$

التنبؤ بفترتين في المستقبل :

$$\hat{Y}_t(2) = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_{t+2,1} + \hat{B}_2 X_{t+2,2} + \dots\dots + \hat{B}_k X_{t+2,k}$$

وعليه يكون التنبؤ بالفترة (h) في المستقبل :

$$\hat{Y}_t(h) = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_{t+h,1} + \hat{B}_2 X_{t+h,2} + \ldots\ldots + \hat{B}_k X_{t+h,k}$$

وبالتالي يكون شعاع القيم التقديرية :

$$\hat{Y}_t(h) = \begin{bmatrix} \hat{Y}_t(1) \\ \hat{Y}_t(1) \\ . \\ \hat{Y}_t(1) \end{bmatrix}_{(h\times 1)}$$

أما مصفوفة ملاحظة المتغيرات المستقلة المستقبلية فهي :

$$X_{t+h} = \begin{bmatrix} 1 & X_{t+1,1} & \ldots X_{t+1,2} \ldots\ldots & X_{t+1,k} \\ 1 & X_{t+2,1} & X_{t+2,2} & X_{t+2,k} \\ . & . & . & . \\ 1 & X_{t+h,1} & X_{t+h,2} & X_{t+h,k} \end{bmatrix}_{(h\times(k+1))}$$

كما يمكن كتابة النموذج المقدر الخطي العام المتنبأ به من الشكل : $\hat{Y}_t(h) = X_{(t+h)}\hat{B}$

7- نماذج انحدار المتغيرات التفسيرية الوصفية : في هذه الحالة سنركز على النماذج الانحدارية التي تحتوي على متغير تابع كمي ومتغيرات مستقلة كمية ووصفية أو نوعية، حيث في تحليل الانحدار نواجه في كثير من الأحيان متغيرات ذات طبيعة وصفية أونوعية مثل : الجنس، الانتماء،...الخ)، كما نستطيع القول أن المتغيرات الوصفية ليس لها قيمة رقمية معينة ولكن يمكن قياسها عن طريق انشاء متغيرات وهمية ونرمز لها بالرمز (D) اي (Dummy) والتي تأخذ قيمة 0 و 1 (حيث يشير 0 الى عدم وجود الصفة و 1 الى وجود الصفة).

فمثلا يمكن كتابة النموذج الذي يفسر دالة الأجر على النحو التالي :

$$Waegei=B1+B2D2i+ B3D3i+ B4Educi + B5Experi+ Ui \quad (1).......$$

حيث :

Waege : يمثل الأجر في المؤسسة

D2i: متغير وهمي خاص بالجنس (ياخذ قيمة 1 اذا كانت أنثى و 0 للذكور)

D3i : متغير وهمي خاص بالانتماء النقابي (ياخذ قيمة 1 اذا كانت عضو و 0 غير عضو)

Educi : متغير كمي خاص بالتعليم

Experi : متغير كمي خاص بالخبرة.

وتسمى الفئة التي تأخذ قيمة (0) فئة المرجع او المقارنة المرجعية، ونظرا لان المتغيرات الوهمية تأخذ قيمة (1) و (0) فلا يمكن أخذ اللوغاريتم الخاص بهم، اي لانستطيع ادخال المتغيرات الوهمية في شكل لوغاريتمي,

كما يمكن الاشارة انه اذا كان حجم العينة صغير نسبيا فلا يمكن ادراج الكثير من المتغيرات الوهمية حيث ان كل متغير وهمي سوف يكلف درجة واحدة من الحرية، كما يمكن القول انه اذا كان المتغير الوصفي له (m) من التصنيفات ففي هذه الحالة يمكن تضمين (m) من المتغيرات الوهمية.

7-1-تفسير المتغيرات الوهمية : من خلال النموذج المقدر نفسر معاملات المتغيرات الوهمية، ومن خلال تقدير دالة الانتاج (1) بالمتغيرات الوهمية نتحصل على النموذج الانحداري المقدر على النحو التالي :

$$Waegei=-7,18-3,07D2i+1,56D3i+ 1,37\ Educi + 0,16\ Experi$$

ومن خلال معاملات المتغيرات الوهمية نجد :

- معامل المتغير D2i اي للاناث (لان الاناث تاخذ قيمة 1) حيث قيمته تساوي (-3,07) اي ان متوسط راتب العاملات في الساعة أقل بحوالي (3,07 قيمة نقدية) مقارنة بمتوسط راتب الذكور وهي الفئة المرجعية هنا وبالطبع الابقاء على جميع المتغيرات الاخرى ثابتة .

- معامل المتغير D3i حيث قيمته تساوي (+1,56) اي ان متوسط الاجر في الساعة للعاملين النقابيين اعلى حوالي 1,56 قيمة نقدية مقارنة بالاجور المتوسطة للعمال غير النقابيين.

- اما بالنسبة للمتغير الكمي الخاص بالتعليم (Educ) حيث نجد ان مقابل كل عام اضافي من التعليم يرتفع متوسط الاجر بالساعة بحوالي 1,37 قيمة نقدية مع بقاء العوامل الاخرى ثابتة، ونفس الشيء بالنسبة للمتغير الكمي الثاني الخاص بالخبرة .

- أما بالنسبة للثابت فهو عبارة عن الاجر في الساعة المتوقع للعاملين الذكور غير النقابيين اي ان قيمة ثابت الانحدار تشير الى جميع تلك الفئات التي تأخذ القيمة المرجعية (0) .

الفصل الرابع :

المشاكل القياسية في نماذج الانحدار وطرق الكشف عنها

– **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 :

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

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.

1-1: الكشف عن الارتباط المتعدد : في هذه الحالة لا يوجد تشخيص وحيد للارتباط المتعدد، حيث نجد من بين التشخيصات التي تم التطرق اليها :

أ- قيمة (R^2) مرتفعة لكن قليل من نسب (t) تكون معنوية : اي تكون النسبة التفسيرية مرتفعة والقليل من المتغيرات المستقلة تكون ذات معنوية .

ب- معامل الارتباط بين كل اثنين من المتغيرات المستقلة : وذلك من خلال عرض مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات المستقلة، اي وجود معامل ارتباط قوي اي على الاقل اكبر من $0,5$، فهذا دليل على وجود ارتباط متعدد وبالتالي من الأحسن حذف المتغيرات التي تكون لها علاقة ارتباطية مع المتغيرات المستقلة الأخرى .

ج- معامل الارتباط الجزئي : من أجل الحفاظ على المتغيرات الأخرى ثابتة، نحسب معامل الارتباط الجزئي فمثلا لدينا : X_1,X_2,X_3 وبالتالي لدينا 3 ارتباطات r_{12},r_{13},r_{23} وثلاث ارتباطات جزئية $r_{12,3},r_{13,2},\ r_{23,1}$

فمثلا : $r_{23,1}$ هو الارتباط الجزئي بين المتغيرين X_2,X_3 مع الحفاظ على X_1 ثابتة ، حيث يمكن حسابه :

فبعد حساب معامل الارتباط الجزئي $r23,1$ اي ازالة تأثير $X1$ فمن الممكن في هذه الحالة تقليل الارتباط .

د- الانحدار الاضافي : في هذه الحالة يقصد به استخدام انحدار كل متغير مستقل على المتغيرات المستقلة الاخرى، لكن عمليا سيكون شاقا اذا كان خناك مثلا 15 متغير مستقل اي مجموعة كبيرة من المعادلات الانحدارية مع دراسة معنوية كل نموذج عن طريق اختبار (f) اي الانحدارات ذات قيم (f) المعنوية تكون مرتبطة مع المتغيرات الأخرى في النموذج.

- كما نجد طرق أخرى من بينها عوامل تضخم التباين (VIF) و (TOL) حيث يتم مقارنة متوسط (VIF) فاذا كان اكبر من 2 فنقول وجود علاقة ارتباط بين العديد من المتغيرات .

1-2- إزالة مشكل الارتباط الخطي المتعدد : من أحسن الطرق نجد طريقة المكونات الاساسية (PC) وهناك طرق أخرى لكن عمليا ليست جيدة في التطبيق كطريقة التنقيب عن البيانات " data mining" حيث يتم فيها اقصاء المتغيرات المرتبطة مع بعضها في النموذج ولكن من عيوبها يمكن اقصاء متغيرات لها علاقة مع الظاهرة المدروسة ويكون المتغير من بين أولويات الدراسة.

1-2-1- طريقة تحليل المكونات الاساسية (PCA) : في هذه الطريقة سيتم تحويل المتغيرات المرتبطة الى متغيرات متعامدة او غير مترابطة، وليكن لدينا مثلا نموذج يحتوي على 15 متغير مستقل ففي هذه الطريقة يتم حساب 15 مكون أساسي (PC_s) هذه المكونات الاساسية هي عبارة عن توليفات خطية من المتغيرات المستقلة الأصلية وان الفكرة الاساسية في هذه الطريقة هي جمع المتغيرات المرتبطة في مجموعات فرعية بحيث يكون للمتغيرات التي تنتمي اليها اي مجموعة فرعية عاملا مشتركا يحركها معا، حيث نجد نقطة البداية في هذه الطريقة هي مصفوفة الارتباط بين المتغيرات الاصلية بحيث يتم حساب المكونات الاساسية (PC_s) واستبدالها في النموذج اي القيام بانحدار المتغير التابع مع (PC_s) بدلا من المتغيرات الاصلية، ولكن من عيوب هاته الطريقة اننا قد لا نجد تفسير لـ (PC_s) في التطبيقات العملية .

كما نستطيع القول انه يوجد طرق أخرى لازالة مشكل الارتباط الخطي المتعدد منها طريقة الانحدار (-Ridge regression)

2- 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) .

2-1- 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.

2-2- إزالة مشكل عدم ثبات التباين : بعد التطرق الى مختلف النقاط التي تنتج عن مشكل عدم ثبات التباين والتي تطرقنا اليها سابقا، سنقوم بالتطرق الى بعض التحويلات المستخدمة من أجل الحصول على تباين خطأ ثابت وهي كمايلي :

- اذا كان تباين الخطأ الحقيقي يتناسب مع مربع أحد المتغيرات المستقلة يمكننا قسمة جانبي المعادلة الخاصة بالنموذج على هذا المتغير واجراء الانحدار المحول والذي بدوره يتم اجراء اختبارات عدم ثبات التباين عليه.

- اذا كان تباين الخطأ الحقيقي يتناسب مع أحد المتغيرات المستقلة يمكننا استخدام ما يسمى بالتحويل المربع ، اي قسمة جانبي المعادلة الخاصة بالنموذج على الجذر التربيعي للمتغير المستقل الذي اخترناه، وبعد ذلك نقدر الانحدار وبالتالي تحويل واخضاع هذا الانحدار الى اختبارات عدم ثبات التباين.

ويمكن القول أنه بالنسبة للتحويل المستخدم في النقطتين السابقتين ، يوجد مشكل عملي في التطبيق من خلال مجموعة من الملاحظات منها معايير أو كيفية اختيار المتغير المستقل المستخدم في عملية التحويل اذا كانت هناك مجموعة من المتغيرات المستقلة، بالاضافة الى امكانية وجود قيم للمتغير المستقل تساوي الصفر وبالتالي عدم امكانية القيام بعملية القسمة المستخدمة في التحويل.

- التحويل اللوغاريتمي اي القيام بانحدار لوغاريتم المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، والملاحظة التي يمكن التطرق اليها في هذه النقطة هو اننا يمكن اخذ لوغاريتم الارقام الموجبة فقط.[1]

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.

3-1- 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" .

3-1-1- 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.

3-1-2- 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 :

[1] - Damodar Gujarati، ترجمة مها محمد زكي، مرجع سبق ذكره ص 176.

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

$$d=2-2r$$

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

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 $d_1 > d$ وجود ارتباط ذاتي موجب يكون عادة القيم الخاصة باحصائية d تقترب من 0
- اذا كان $4-d_1 < d$ 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

3-1-3- اختبار(BG) Breusch –Godfrey العام للارتباط الذاتي:

لقد قام Breusch –Godfrey بتطوير اختبار الارتباط الذاتي بحيث يسمح للقيم المتأخرة (المتباطئة) من المتغيرات التابعة بان تدرج كمتغيرات مستقلة، ويرتكز اختبار (BG) على ان حد الخطأ يتبع التركيبة التالية :

حيث: v_t هو حد الخطأ الذي يتبع الافتراضات الكلاسيكية المعتادة

ρ ويسمى "رو" rho وهو عبارة عن معامل الارتباط الذاتي وينتمي للمجال $[-1,1]$

وفي اختبار (BG) نرتكز على الفرضيات التالية :

يعني في حالة قبول فرضية العدم 0 معناه لا يوجد ارتباط ذاتي في السلسلة ، والعكس صحيح .

ويرتكز اختبار (BG) على الخطوات التالية:

- تقدير المعادلة (μ_t) والتي تطرقنا اليها سابقا عن طريق OLS والحصول على البواقي e_t
- القيام بانحدار لقيم e_t على المتغيرات المستقلة بالاضافة الى حدود الانحدار الذاتي للمعادلة (μ_t).
- نقوم باختبار الفرضيات التي تم تحديدها سابقا عن طريق استخدام قيمة (F) او القيمة الاحتمالية ل (F)

فاذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض فرضية العدم و نقبل الفرضية البديلة الخاصة بوجود ارتباط ذاتي ، او بعبارة أخرى اذا كانت القيمة الاحتمالية أقل من مستوى المعنوية يكون نفس القرار الأخير ، والعكس صحيح.

كما يمكن الاعتماد في الاختبار على توزيع كاي مربع حيث يعطينا نفس النتائج المتوصل اليها عن طريق الاحصائية (F).[1]

3-2- ازالة مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء : ان وجود مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء في النموذج الانحداري ينتج عنه نتائج مضللة لانه يمكن ان تكون أخطاء OLS المعيارية المعتادة متحيزة بشدة، وبالتالي يجب معالجة هذا المشكل بعدة طرق منها :

3-2-1- التحويل بأخذ الفرق الأول: اذا كان لدينا ارتباط ذاتي من نوع AR(1) والتي يمكن ان نكتبها كمايلي :

حيث : ρ ويسمى "رو" rho وهو عبارة عن معامل الارتباط الذاتي وينتمي للمجال $[-1,1]$

وبالتالي في هذه الحالة يحقق حد الخطأ الناتج t افتراضات OLS المعيارية، لذلك يمكن القيام بتحويل نموذج الانحدار الأصلي على النحو التالي :

$\ln y_t - \rho$

وبالتالي الحد الأخير في النموذج هو t والذي أصبح الآن خاليا من الارتباط التسلسلي.

ومن خلال اجراء هذا التحويل نفقد مشاهدة واحدة واذا كانت العينة كبيرة الى حد معقول فان فقدان مشاهدة لا يكون له أهمية كبيرة.

ونستطيع القول أن العديد من السلاسل الزمنية الاقتصادية مرتبطة داخليا بشكل كبير مما يشير الى أنه ربما قيمة معامل الارتباط الذاتي $\rho = 1$ وبالتالي يمكن كتابة النموذج الانحداري بالقيام بالتحويل عن طريق الفرق الأول على النحو التالي :

وباستخدام البرنامج الاحصائي " Eviews" يتم كتابة Dlny_t حيث يعبر D عن الفرق من الدرجة الأولى .

[1] - Damodar Gujarati، ترجمة مها محمد زكي، مرجع سبق ذكره ص 185.

- كما يمكن القول أنه يمكن استخدام طريقة أخرى في حل مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء عن طريق " التحويل العام " وهي طريقة يتم تحديد فيها قيمة معامل الارتباط الذاتي ρ حيث يتم حسابه انطلاقا من التقدير الأولي للنموذج الانحداري عن طريق الاحصائية (d) لـ "ديربن واتسون" اي نكتب من الشكل :

وفي الأخير بعد تحديد قيمة معامل الارتباط الذاتي نقوم بالتعويض في النموذج والقيام بتحويل النموذج الأصلي ونتحصل على نتائج التقدير ،كما نستطيع القول أنه هناك عدة طرق لمعالجة مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء منها أيضا طريقة "Newey-West" لتصحيح أخطاء OLS المعيارية في حالة حجم العينة كبيرا .

الفصل الخامس :

تحليل السلاسل الزمنية

1- تعريف السلسلة الزمنية : السلسلة الزمنية بكل بساطة هي مجموعة القياسات المسجلة لمتغير واحد أو أكثر مرتبة حسب زمن وقوعها.

ورياضيا نقول أن متغير الزمن المستقل (t) والقيم المناظرة له المتغير التابع (y) وإن كل قيمة في الزمن t يقابلها قيم للمتغير التابع y فإن y دالة في الزمن t أي تكتب من الشكل التالي :

$$y = F(t)$$

وتعتبر دراسة تطور الظواهر و اتجاهاتها و التحكم في مساراتها، من بين أسباب نجاح المؤسسات الاقتصادية التي تعتمد على الطرق العلمية في تسييرها، حيث تحتاج كل مؤسسة معرفة و تحليل الظواهر المحيطة بها و العوامل التي تؤثر فيها و التنبؤ بقيمها في المستقبل. و ذلك باستعمال نماذج التنبؤ القصير المدى باستخدام السلاسل الزمنية، و من بين دواعي الاستعمال:

- غياب العلاقة السببية بين المتغيرات و كذا صعوبة قياس بعضها الآخر.
- عدم توفر المعطيات الكافية حول المتغيرات المستقلة.
- في حالة ضعف النماذج الانحدارية إحصائيا و تنبؤيا من خلال المؤشرات التي تتمثل في:معامل الارتباط، معامل التحديد، ....إلخ.

ونجد من أهم السلاسل الزمنية تلك الخاصة بالمؤشرات الاقتصادية والمبيعات السنوية للشركات بكافة أوجه نشاطاتها والتعليم وحجم السكان وما شابه ذلك.

والتغير الذي يحدث في قيم متغير السلسلة الزمنية أو قيم متغيراتها يعتبر دالة في الزمن يمكن تمثيلها بيانيا باتخاذ المحور الأفقي للزمن والرأسي لقيم المتغير كما هو مبين بالشكل الآتي لجدول البيانات والدال على عدد طلاب الماستر لعدة سنوات.[1]

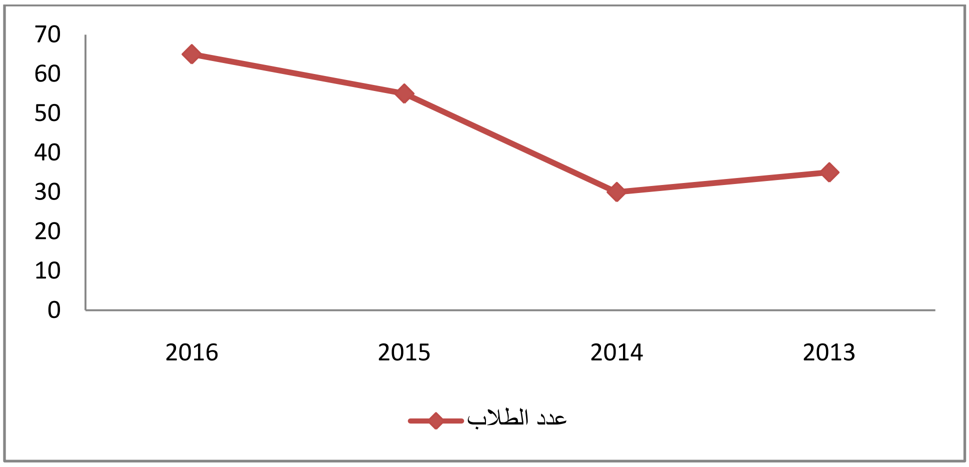
الجدول رقم (4) : عدد طلبة الماستر المسجلين خلال الفترة 2013-2016

السنة	2013	2014	2015	2016
عدد الطلاب	35	30	55	65

المصدر : من إعداد الباحث للتوضيح فقط

1 - نصيب رجم، الإحصاء التطبيقي، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير جامعة عنابة، دار العلوم للنشر والتوزيع، 2011، ص 43.

الشكل رقم (03) : توزيع عدد طلبة الماستر المسجلين خلال الفترة 2013-2016



المصدر : من إعداد الباحث بناءا على الجدول رقم (4)

ونلاحظ من خلال الرسم البياني أن هناك تغيرات في عدد الطلاب من سنة لأخرى فقيم هذا المتغير (عدد الطلاب) ترتفع سنة وتنخفض مرة أخرى إلا أن الطابع العام يدل على زيادة في عدد الطلاب وبالتالي نتوقع زيادة في السنوات القادمة وبناء عليه يستلزم الأمر وبناءا على هذا التوقع وضع الاستعدادات الخاصة بهذه المرحلة أي المرحلة القادمة وسنتطرق هنا الى مكونات هذه السلسلة الزمنية وكيفية قياس المتغيرات التي تخص السلسلة خلال فترة زمنية (سنوية - نصف سنوية - شهرية - ...) ونخرج منها بالتنبؤ بافتراض أن التطبيقات الاقتصادية تفترض تمتع السلسلة الزمنية بالاستقرار حتى يمكن التحكم فيها، ويرجع عدم الإستقرار لمكونات السلسلة الزمنية الى المكونات التي تحتويها السلسلة الزمنية.

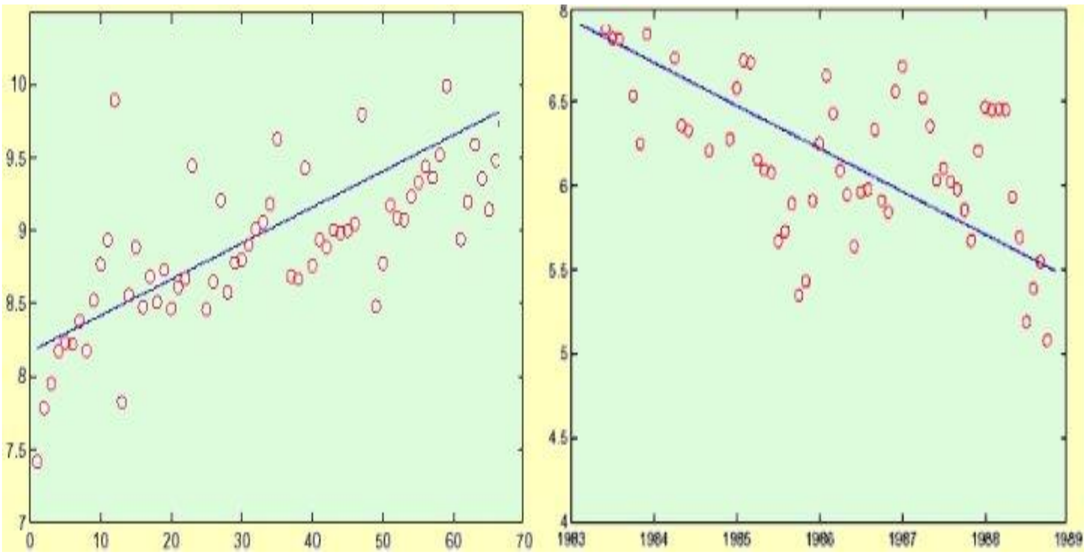
2- مركبات السلسلة الزمنية : ونقصد بها العناصر المكونة للسلسلة الزمنية، و هي تفيد في تحديد سلوكها في الماضي و كذا في المستقبل، و يمكن إدراج هذه المركبات في العناصر التالية:[1]

أولا:مركبة الاتجاه العام:و هي تعبر عن تطور متغير ما عبر الزمن، و تبين الاتجاه العام للظاهرة المدروسة في المدى الطويل، حيث يقال أن الاتجاه العام الموجب إذا تزايدت قيم الظاهرة بمرور الزمن في حين يكون لها اتجاه عام سالب إذا اتجهت القيم إلى تناقص، و تكون هذه المركبة على شكل خط مستقيم و يعبر عنها إحصائيا بالشكل التالي:

$$x_t = a + bt$$

[1] - نصيب رجم، مرجع سبق ذكره، ص 44.

الشكل رقم (04): سلسلة زمنية ذات اتجاه عام موجب أو سالب

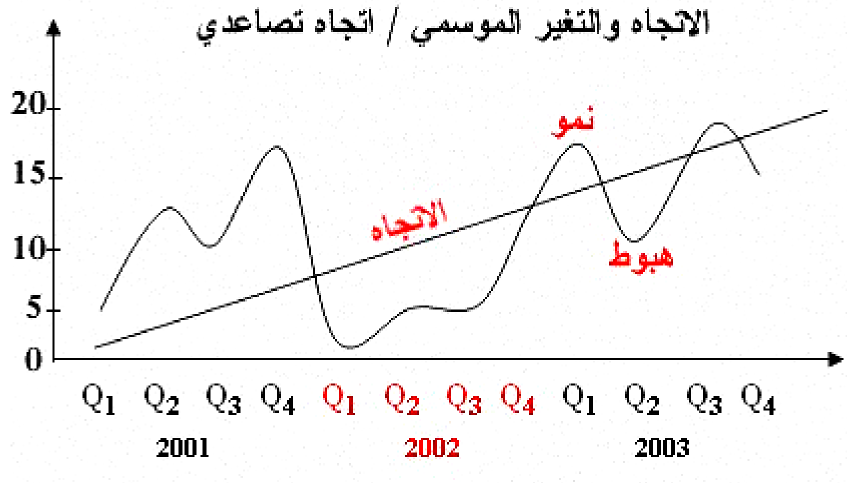


سلسلة زمنية ذات اتجاه عام سالب (متناقص) سلسلة زمنية ذات اتجاه عام موجب (متزايد)

ثانيا:المركبة الفصلية أو الموسمية: تعد التغيرات الموسمية من المركبات الأساسية للسلسلة الزمنية و تعبر هذه المركبة عن التغيرات والتذبذبات الموسمية أو الفصلية الناتجة عن التغيرات في الفصول بسبب تأثير عوامل خارجية و هي تتم غالبا بطريقة منتظمة كما أنها تبين تغير الظاهرة المدروسة في المدى القصير (خلال سنة) مثلا:استهلاك المنزلي للكهرباء خلال 24ساعة، الإنتاج الزراعي، استهلاك نوعا معينا من المشروبات، إنتاج الطاقة الكهربائية...الخ.

يرمز للمركبة الفصلية بالرمز S_t.

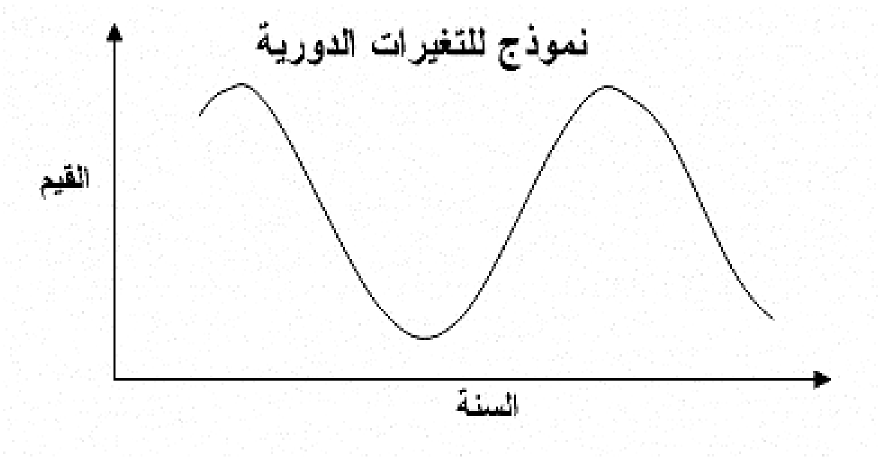
الشكل رقم (05): المركبة الفصلية أو الموسمية



مثال للتوضيح فقط

ثالثا:المركبة الدورية أو مركبة الدورات الاقتصادية : تبين هذه المركبة أثر تطور النشاط الاقتصادي في المدى المتوسط و الطويل، حيث تتناسب مراحل هذه المركبة مع مراحل الدورة الاقتصادية (ركود، إنعاش، رواج، كساد) وهي تتكرر باستمرار عبر الزمن، متوسط المدة لهذه الدورة هي 5سنوات عادة.

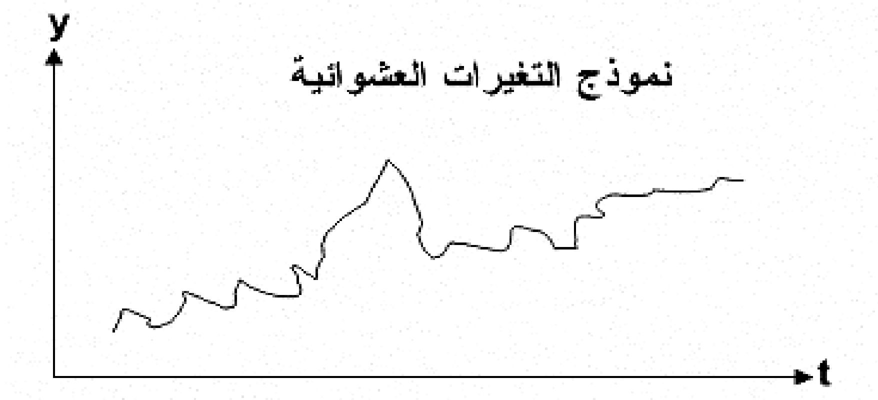
الشكل رقم (06): نموذج للتغيرات الدورية



مثال للتوضيح فقط

رابعا:المركبة العشوائية : تعبر هذه المركبة عن التغيرات التي يصعب التحكم فيها و ضبطها و هي ناتجة عن عوامل غير منتظمة و لا علاقة لها بعنصر الزمن مثلا: انخفاض الإنتاج نتيجة خلل في وسائل الإنتاج أو نتيجة الإضرابات...الخ، وفي هذه الحالة تكون المركبة العشوائية ناتجة عن عوامل غير هامة و مستقلة.

الشكل رقم (07): نموذج التغيرات العشوائية



مثال للتوضيح فقط

3- طرق تحديد وكشف مركبات السلسلة الزمنية: لتحديد وكشف مركبات السلسلة الزمنية نرتكز على طريقتين: تتمثل الطريقة الأولى في استعمال الأشكال والعروض البيانية، أما الثانية فتتمثل في استعمال الطريقة التحليلية من خلال الاختبارات الإحصائية.

أولا:الطريقة البيانية : إن استعمال هذه الطريقة لتحديد وكشف مركبات السلسلة الزمنية يتطلب دقة كبيرة في عرض بيانات السلسلة المدروسة و ذلك نظرا للصعوبة الكبيرة التي يتلقاها الباحث في كشف مركباتها في كثير من الحالات. غير انه و بصفة عامة، يصعب تحديد و كشف مركبات السلسلة الزمنية عن طريق العرض البياني ماعدا المركبة الفصلية التي تظهر جليا بالعين المجردة.

ثانيا: الطريقة التحليلية: ونظرا لصعوبة استخدام الطريقة البيانية في الكشف عن مركبات السلسلة الزمنية، نستعين بالطريقة التحليلية ونكتفي في هذا المجال بطريقة الاختبارات الإحصائية.

1-3 - تحديد و كشف مركبة الاتجاه العام: من بين أهم الإختبارات الاحصائية للكشف عن هذه المركبة نجد اختبار معامل الارتباط الرتبي لسبيرمان " Spearman" ولتطبيق هذا الاختبار نتبع الخطوات التالية : [1]

- وضع رتب لقيم السلسلة الزمنية من الأصغر الى الأكبر أو العكس ونرمز لرتب القيم بالرمز (R_t) .
- حساب معامل الارتباط الرتبي بين عنصر الزمن (t) ورتب قيم السلسلة الزمنية (R_t)، حيث تكتب علاقة معامل الارتباط الرتبي من الشكل :

$$r = 1 - \frac{6\sum d_t^2}{n(n^2-1)}$$

حيث : $d_t = t - R_t$

✓ اختبار الفرضيات واتخاذ القرار : وعلى هذا الأساس نرتكز على المراحل الأساسية لاختبار الفرضيات فنجد:

- تحديد الفرضيات :

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

1 - جلاطو جيلالي، مرجع سبق ذكره، ص 146.

– تحديد قاعدة القرار : إذا كانت $/r_{cal}/ < r_{tab(\alpha/2)}$ ،نرفض الفرضية H_0 ونقبل الفرضية H_1 والعكس صحيح.

– حساب القيمة الإسمية : وذلك من خلال حساب معامل الارتباط الرتبي :

$$r = 1 - \frac{6\sum d_t^2}{n(n^2-1)}$$

– حساب القيمة الجدولية : وهي قيمة يتم استخراجها من الجدول الاحصائي الخاص بمعامل الارتباط الرتبي لسبيرمان "Spearman" عند مستوى معنوية $(\alpha/2)$ ونكتب : $r_{tab(\alpha/2)}$

– اتخاذ القرار : بالارتكاز على قاعدة الاقرار حيث إذا كانت $/r_{cal}/ < r_{tab(\alpha/2)}$ ،نرفض الفرضية H_0 ونقبل الفرضية H_1 اي قبول $H_1 : X_t \neq 0$ وبالتالي نقول أن السلسلة الزمنية تحتوي على مركبة الإتجاه العام، والعكس صحيح.

❖ **ملاحظة** : كما نجد أنه هناك إختبارات أخرى منها :

– **اختبار التوالي (تعاقب الإشارة):** ويستعمل للكشف على مدى عشوائية السلسلة الزمنية و يدعى باختبار العشوائية، فإذا كانت السلسلة عشوائية معنى ذلك انه لا توجد مركبة الاتجاه العام و العكس صحيح.

إلا انه يعاب عليه ضعفه الكبير في كشفها و رغم ذلك فانه يستعان به بيداغوجيا لسهولة حسابه و لبساطته.

– **اختبار نقاط الانعطاف:** حيث يهتم بعدد مرات الصعود و النزول(up and down) للمنحنى و بتعبير أخر عدد مرات تغيير الإشارة من موجب إلى سالب أو العكس، من خلال حساب الفرو قات من الدرجة الأولى (Δy_t)

أي: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$

حيث y_t : تمثل السلسلة الزمنية قيد الاختبار مرتبة ترتيبا تنازليا.

– **اختبار الإشارة:** على غرار الاختبار السابق، يعتمد اختبار الإشارة على إشارة الفروقات من الدرجة الأولى من موجبة وسالبة، كما يفترض هذا الاختبار التوزيع العشوائي للمعطيات.

3-1-1 استبعاد مركبة الاتجاه العام: بعد القيام بتحديد وكشف مركبة الإتجاه العام، نقوم في المرحلة الموالية باستبعاد هذه المركبة لنتحصل على سلسلة زمنية بدون مركبة الإتجاه العام.

ولاستبعاد هذه المركبة نرتكز على الطريقة الإنحدارية:

- **الطريقة الانحدارية:** وترتكز على الخطوات التالية :

✓ حساب مركبة الإتجاه العام X_t بعد تقدير معلماتها حيث : $X_t = a + b.t$

$$b = \frac{\sum X_i t_i - n\bar{X}\bar{t}}{\sum t_i^2 - n\bar{t}^2}$$

$$a = \bar{X} - b\bar{t}$$

✓ استبعاد X_t من السلسلة بعد وضع جدول البواقي W_t حيث :

$$W_t = X_i - X_t$$

X_i : تمثل السلسلة الزمنية الأصلية

X_t : تمثل مركبة الاتجاه العام

3-2- تحديد و كشف المركبة الفصلية: لكشف المركبة الفصلية نستعمل احد الاختبارات الأكثر تداولا ألا و هو اختبار كروسكل واليس " Kruskall-wallis " و يرمز له بالرمز KW ، ولتطبيقه نتبع الخطوات التالية:[1]

✓ استبعاد مركبة الإتجاه العام من السلسلة الزمنية

✓ تحديد الرتب R_t للسلسلة المصححة W_t مع حساب القيم R_j التي تمثل مجموع رتب الفصل j .

✓ تحديد قيمة KW من خلال العلاقة التالية :

[1] - جلاطو جيلالي، مرجع سبق ذكره، ص 149.

$$KW = \frac{12}{n(n+1)}\sum_{i=1}^{p}\frac{R_j^{\ 2}}{m_i} - 3(n+1)$$

R_j : تمثل مجموع رتب الفصل j.

m_i : عدد القيم أو المشاهدات المقابلة للفصل j

✓ القيام باختبار الفرضيات واتخاذ القرار : وعلى هذا الأساس نرتكز على المراحل الأساسية لاختبار الفرضيات فنجد:

- تحديد الفرضيات :

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

- تحديد قاعدة القرار : إذا كانت $KW < \chi^2(\alpha, p-1)$ ،نرفض الفرضية H_0 ونقبل الفرضية H_1 والعكس صحيح.

- حساب القيمة الإسمية : وذلك من خلال حساب معامل KW:

$$KW = \frac{12}{n(n+1)}\sum_{i=1}^{p}\frac{R_j^{\ 2}}{m_i} - 3(n+1)$$

- حساب القيمة الجدولية : وهي قيمة يتم استخراجها من الجدول الاحصائي الخاص بتوزيع كاي مربع عند مستوى معنوية (α) ودرجة حرية ($p-1$) ونكتب : $\chi^2(\alpha, p-1)$

حيث تمثل : p دورية المركبة الفصلية فإذا كانت السنة مقسمة إلى ثلاثيات فان $P = 4$ و هكذا.

– اتخاذ القرار : بالارتكاز على قاعدة الاقرار حيث إذا كانت $\mathrm{KW} > \chi^2(\alpha, p-1)$ ، نرفض الفرضية H_0 ونقبل الفرضية H_1 اي قبول $H_1 : S_t \neq 0$ وبالتالي نقول أن السلسلة الزمنية تحتوي على المركبة الفصلية، والعكس صحيح.

ملاحظة : إذا كانت المعطيات سنوية ففي هذه الحالة لا نستطيع التكلم عن المركبة الفصلية، لأن هذه الأخيرة تكون خلال الفترة الزمنية التي لا تزيد عن السنة.

3–2–1– إزالة المركبة الفصلية: ونعتمد في هذه المرحلة على طريقة النسب الموسمية لإزالة المركبة الفصلية من السلسلة الزمنية.

– **طريقة النسب الموسمية** : ترتكز هذه الطريقة على حساب الوسط الحسابي العام والوسط الحسابي لكل فصل وذلك لحساب المؤشرات الفصلية (S_j) حيث : $S_J = \dfrac{\bar{X}_j}{\bar{X}}$

$\bar{X}$: تمثل الوسط الحسابي العام $\bar{X} = \dfrac{\sum X_{ij}}{n}$

$\bar{X}_j$: تمثل الوسط الحسابي للفصل j $\bar{X}_j = \dfrac{\sum X_{ij}}{m}$

– وفي المرحلة الموالية بعد حساب المؤشرات الفصلية نقوم بحساب السلسلة المصححة (SC) حيث :

$$SC = \frac{Y_t}{S_j}$$

3–3– طرق تحديد شكل السلسلة الزمنية : في هذه الحالة نفرق بين نوعين من حيث الشكل : [1]

- ✓ الشكل التجميعي
- ✓ الشكل المضاعف

1 - نصيب رجم، مرجع سبق ذكره، ص 64.

أولا : الشكل التجميعي : ويسمى بالتجميعي لأن قيمة المتغير التابع هي عبارة عن مجموع مركبات السلسلة، ويكتب النموذج التجميعي من الشكل :

$$Y_t = X_t + S_t + \varepsilon_t$$

حيث :

X_t : تمثل مركبة الاتجاه العام

S_t : تمثل المركبة الفصلية

ε_t : تمثل المركبة العشوائية

وفي هذه الحالة تكون جميع المركبات مستقلة عن بعضها البعض .

أولا : الشكل المضاعف : ويسمى بالتجميعي لأن قيمة المتغير التابع هي عبارة عن حاصل ضرب مركبات السلسلة، ويكتب النموذج المضاعف من الشكل :

$$Y_t = X_t * S_t * \varepsilon_t$$

وفي هذه الحالة تكون مركبات السلسلة الزمنية تؤثر في بعضها البعض مع الرغم أن مصادر حدوثها تكون مختلفة .

ويصعب تحديد شكل السلسلة الزمنية من خلال العرض البياني لذا سنركز على الطريقة التحليلية في تحديد شكلها .

3-3-1- الطريقة التحليلية لتحديد شكل السلسلة الزمنية : في هذه المرحلة سنعتمد على طريقة المعادلة الانحدارية لتحديد شكل السلسلة الزمنية :

- طريقة المعادلة الإنحدارية : تعتمد هذه الطريقة على قيمة معامل الإنحدار (b) للمعادلة :

$$\delta_{i(Yi)} = a + b\bar{Y}_i$$

حيث :

$\delta_{i(Yi)}$: الإنحرافات المعيارية لكل سنة للمتغير Y_i

$\bar{Y}_i$: المتوسطات السنوية لكل سنة

بالإضافة الى أن :

$$\delta_{i(Yi)} = \sqrt{V_{i(Yi)}}$$

$$V_{i(Yi)} = \frac{1}{n}\sum(Y_i - \bar{Y}_i)^2$$

– حيث نقوم بحساب قيمة معامل الإنحدار (b) :

$$b = \frac{\sum \delta_{i(Yi)}\,\bar{Y}_i - n\,\bar{\delta}_{i(Yi)}\,\bar{\bar{Y}}_i}{\sum \bar{Y}_i^{\,2} - n\,\bar{\bar{Y}}_i^{\,2}}$$

فإذا كانت : قيمة (b) $\geq$ 0.05 نكون أمام نموذج من الشكل التجميعي.

أما إذا كانت : قيمة (b) $<$ 0.05 نكون أمام نموذج من الشكل المضاعف.

4– النماذج الإحصائية للسلاسل الزمنية : تركز هذه النماذج على الجانب العشوائي في السلسلة الزمنية، وتنقسم الى : [1]

– نماذج الإنحدار الذاتي (AR) : حيث تكتب القيمة الجارية كدالة خطية في القيم السابقة لنفس المتغير، حيث نجد نماذج الانحدار الذاتي للسلاسل الزمنية من الدرجة الأولى وهي ابسط نموذج يرمز له بالرمز AR(1) ويكتب من الشكل التالي :

1 – رابح بلعباس، فعالية التنبؤ باستخدام النماذج الاحصائية في اتخاذ القرارات، مقال منشور في موقع http://iefpedia.com

والافتراض خلف نموذج الانحدار الذاتي من الدجة الأولى ان سلوك السلسلة الزمنية Y_t يحدد غالبا من قبل قيمها للفترة الزمنية السابقة. أي ان ماسوف يحدث في الفترة T يعتمد على مايحدث في الفترة $t-1$. وكذلك ماسوف يحدث في الفترة $T+1$ سوف يتحدد بسلوك السلسلة الزمنية في الفترة الحالية.

ولتعميم نموذج الانحدار من الدرجة الأولى $AR(1)$ نستخدم $AR(p)$ حيث يمثل الرقم داخل القوس درجة عملية الانحدار الذاتي، فعلى سبيل المثال $AR(2)$ سيكون من الدرجة الثانية:

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

أو باستخدام رمز الجمع:

– **نماذج المتوسطات المتحركة (MA)** : حيث تكتب القيمة للمتغير كدالة خطية في القيم الجارية لعنصر الخطأ العشوائي وعدد من قيمه السابقة، ونموذج المتوسط المتحرك في ابسط أشكاله هو من الدرجة الأولى وهو يأخذ الشكل التالي:

أما نموذج المتوسطات المتحركة من الدرجة (q) يكتب من الشكل التالي :

– **نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة (ARMA)** : حيث تتميز هذه النماذج بجمع نماذج الانحدار الذاتي ونماذج المتوسط المتحرك لنتحصل على سلسلة زمنية جديدة تسمى $ARMA(p,q)$ وتكتب من الشكل التالي :

$Y_t = \theta_1 Y_t$

وتكتب باستخدام صيغة الجمع على النحو التالي :

– **طريقة بوكس جنكنز** : حيث من خلال هذه الطريقة (سوف نتطرق اليها في النقطة المواليبة) يمكن التوفيق بين النماذج الثلاث التي تطرقنا اليها سابقا ، اي النموذجين AR أو MA أو مع ARMA ، ولاجراء هذه الطريقة يجب الارتكاز على مجموعة من المراحل التي سنتطرق اليها في العنوان الموالي.

– **نماذج شعاع الإنحدار الذاتي (VAR)** : يعتبر هذا النموذج من النماذج القياسية الحديثة الشائعة الاستعمال في دراسة التفاعل بين المتغيرات الاقتصادية الكلية، وبالطبع لا يوجد متغيرات خارجية في هذا النموذج وتعامل جميع المتغيرات المستخدمة في النموذج على أنها متغيرات داخلية ويتم في هذا النموذج كتابة كل متغير من متغيرات الدراسة كدالة خطية بقيم المتغير نفسه في الفترات السابقة وبقيم المتغيرات الأخرى في النموذج في الفترات السابقة، ويكون من الشكل التالي :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + u_t$$

حيث: Y_t شعاع بعده $(K \times 1)$ حيث: $Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{kt} \end{bmatrix}$

A_0 هو شعاع ذو بعد $(K \times 1)$ للقيم الثابتة حيث: $A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^a \\ \vdots \\ a_k^0 \end{bmatrix}$

A_i هي عبارة عن مصفوفات العوامل ذات بعد($K \times K$) حيث: $A_i = \begin{bmatrix} a_{1i}^1 & a_{1i}^2 & \cdots & a_{1i}^k \\ a_{2i}^1 & a_{2i}^2 & \cdots & a_{2i}^k \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{ki}^1 & a_{ki}^2 & \cdots & a_{ki}^k \end{bmatrix}$

μ_t هو شعاع التشويش الأبيض(*Bruit Blanc*) ذو بعد($K \times 1$) حيث: $\mu_t = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \vdots \\ \mu_{kt} \end{bmatrix}$

5– طريقة بوكس– جنكنز (BOX and Jenkins) لتحليل السلسلة الزمنية: تعد منهجية بوكس جينكينز منهجية واسعة الاستخدام وذات صدى كبير في تحليل السلاسل الزمنية ومن أجل تطبيق فهي تعكس سلوك السلسلة الزمنية سواء كانت موسمية أو غير موسمية، ومن أجل تطبيق هذه الطريقة يجب اتباع المراحل التالية :[1]

- ✓ دراسة استقرارية السلسلة الزمنية
- ✓ تحديد النموذج (AR) ، (MA)، (ARMA)....إلخ
- ✓ تقدير معالم النموذج المحدد
- ✓ دراسة صلاحية النموذج المقدر
- ✓ التنبؤ (قصير المدى)

أ) **إستقرارية السلسلة الزمنية** : تكون السلسلة العشوائية مستقرة، إذا تذبذبت حول وسط حسابي ثابت، مع تباين ليس له علاقة مع الزمن، و يمكن التعبير عنه رياضيا كمايلي:

$$E(y_t) = u$$
$$E(y_t - u)^2 = \sigma^2 = \delta_0 \langle \infty, \forall t$$
$$E[(y_t - u)(y_{t-k} - u)] = \delta_k$$

وتتمثل أسباب عدم الاستقرار في مركبة الاتجاه العام و الفصلية و للتخلص من مشكل عدم الاستقرارية يجب أولا معرفة مسبباته، ثم محاولة إزالتها بإحدى الطرق السالفة الذكر .

1 - BOURBONNAIS REGIS , MICHEL TERRAZA : « Analyse des séries temporelles en économie », 1ere édition, Presses universitaires de France, 1998.

ومن أهم المراحل الخاصة بدراسة الإستقرارية للسلسلة الزمنية نجد :

- التحليل البياني : حيث من خلال الرسم البياني تكون لدينا فكرة حول استقرارية السلسلة الزمنية من عدمها أو احتوائها على احدى المركبات التي يمكن أن تظهر في الرسم البياني كالمركبة الفصلية.

- تحليل دالة الارتباط الذاتي(ACF) والارتباط الذاتي الجزئي(PACF) : حيث تكون دالة الارتباط الذاتي (ACF) مؤشرا مهما لكشف عدم إستقرارية سلسلة زمنية وهذا عندما لا تنعدم هذه الدالة بعد فترة معينة تعادل $\frac{T}{4}$ (ربع عدد المشاهدات) و تناقصها يكون في شكل أسي نظريا، بينما تطبيقيا يجب أن تقع معاملات هذه الدالة داخل مجال ثقة مناسب حتى تكون مستقرة ، كما أنها تعتبر كاشف مهم للفصلية من خلال القمم و التنبؤات التي تظهر في شكل منتظم على هذه الدالة.

- إختبارات ديكي فولر (Testes de dickey-fuller) : وتعتبر المعيار الأكثر مصداقية، فإذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة يجب معالجتها عن طريق الفروقات حسب درجة التكامل من أجل تحويلها الى سلسلة مستقرة ومن ثم القيام بالتقدير اللازم.

ب) **تحديد النموذج** : بعد دراسة استقرارية السلسلة الزمنية تأتي مرحلة تحديد النموذج (AR) ، (MA)، (ARMA)...إلخ وذلك بالإرتكاز على دالة الإرتباط الذاتي ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي .

- بالنسبة لنماذج المتوسطات المتحركة (MA) من الدرجة q تنعدم دالة الارتباط الذاتي (ACF) مباشرة بعد الدرجة q بينما دالة الارتباط الذاتي الجزئية (PACF) متناقصة و لكنها لا تنعدم لحظيا.
- بالنسبة لنماذج الانحدار الذاتي (AR) من الدرجة p فإن دالة الارتباط الذاتي الجزئية (PACF) تنعدم مباشرة بعد الدرجة p بينما دالة الارتباط (ACF) تبقى متناقصة ولكنها لا تنعدم بنفس السرعة.
- أما النماذج المختلطة فإن الدالتين تبقيان مستمرتي التدهور ولكنهما لا تنعدمان عند الدرجتين المذكورتين سابقا.

ويمكن تلخيص هذه النتائج في الجدول التالي :

الجدول رقم (5) : كيفية تحديد النموذج من خلال منهجية بوكس جينكينز

نوع النموذج	دالة الارتباط الذاتي	دالة الارتباط الذاتي الجزئي
MA (q)	تنعدم بعد الفترة q	غير منعدمة
AR (P)	غير منعدمة	تنعدم بعد الفترة p
ARMA (p,q)	غير منعدمة	غير منعدمة

المصدر : من إعداد الباحث وبالاعتماد على المعلومات السابقة الخاصة بتحديد النموذج

ج) تقدير معالم النموذج المحدد : بعد الانتهاء من مرحلة التعرف على نموذج السلسلة الزمنية و ذلك بتحديد كل من (p,q) يمكننا الانتقال إلى مرحلة التقدير لمعالم النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (MCO) أو طريقة المربعات الصغرى المعممة (MCG).

د) صلاحية النموذج المقدر : في هذه المرحلة نرتكز على المؤشرات والاختبارات الاحصائية التي على أساسها يتم قبول النموذج المقدر ومن أهمها :

- ✓ إختبار معنوية المعلمات المقدرة
- ✓ اختبار طبيعية البواقي : حيث يعتبر هذا الاختبار جد مهم ففي حالة عدم تتبع أخطاء النموذج للقانون الاحتمالي الطبيعي فلايمكن استخدام طريقة بوكس جنكز في التنبؤ وبالتالي وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء مما يجب تشخيص نماذج أخرى مثلا: ARCH ,GARCH....إلخ.

هـ) التنبؤ : إن مرحلة التنبؤ تعد آخر و أهم مرحلة بإعتبار أن التنبؤ هو عملية عرض حالي لمعلومات مستقبلية باستخدام معلومات مشاهدة تاريخية و ذلك بإستعمال نماذج السلاسل الزمنية (AR) ، (MA)، (ARMA)....إلخ والتي تم تحديدها مسبقا ودراسة صلاحيتها حيث هدفها الأساسي هو تحقيق التنبؤ.

6 – السلاسل الزمنية المدمجة والمقطعية – بيانات البانل (Panel Data) :عرف القياس الإقتصادي لمعطيات بانل تطورا معتبر سواءا من حيث التطبيقات أو من حيث بناء النماذج الملائمة، وأول استعمال لنماذج بانل يعود إلى القرن التاسع عشر وكان ذلك في ميدان علم الفلك و في علم الزراعة وفي هذه الأخيرة استعمل من أجل معرفة المرد ودية الزراعية حسب أنواع الأسمدة.[1]

كما نعني بمصطلح بيانات البانل مجموعة من المشاهدات التي تتكرر عند مجموعة من الأفراد في عدة فترات من الزمن، بحيث أنها تجمع بين خصائص كل من البيانات المقطعية والسلاسل الزمنية في نفس الوقت، فبالنسبة للبيانات المقطعية فهي تصف سلوك عدد من المفردات أو الوحدات المقطعية(شركات أو دول) عند فترة زمنية واحدة، بينما تصف بيانات السلاسل الزمنية سلوك مفردة واحدة خلال فترة زمنية معينة، وهنا تكمن أهمية استخدام بيانات البانل كونها تحتوي على معلومات ضرورية تتعامل مع ديناميكية الوقت وعلى مفردات متعددة، فإذا كانت الفترة الزمنية نفسها لكل الأفراد نسمي نموذج البانل ب" المتوازن"، أما إذا اختلفت الفترة الزمنية من فرد لآخر يكون نموذج البانل "غير متوازن ".[2]

كما يمكن القول أيضا بأن معطيات البانل تتمتع ببعد مضاعف بعد زمني وبعد فردي، هذا ما جعل دراستها الميدانية أكثر فعالية ونشاط في الاقتصاد القياسي وبالتالي فهي تكتسي أهمية بالغة، أي أن معطيات البانل ببعدها الثنائي تأخذ بعين الاعتبار تصرفات أو سلوكيات الأفراد عبر الزمن.

وكما تسمح أيضا نماذج البانل بدراسة بعض المشاكل الشائعة الظهور عند استخدام البيانات العرضية أو السلاسل الزمنية، بحيث تساعد في منع ظهور مشكلة انعدام ثبات تباين حد الخطأ "Heteroscedasticity " كما تتيح لنا التخفيف من مشكلة التعدد الخطي[3](Multicollinearity).

6–1: نماذج البانل الشائعة الإستعمال: عندما نقوم ببناء نموذج بانل فإن الأثر النوعي α_i هو عامل ثابت في الزمن وخاص بكل فرد، بالإضافة إلى ذلك فانه يلعب دور في تحديد المتغير التابع؛ حيث إذا كان العامل B هو نفسه لكل الأفراد وفي جميع الفترات، فإن الأثر النوعي يقوم بإزالة هذا التجانس؛ وباعتبار هذا العامل الثابت ففي هذه الحالة نتكلم على نموذج ذو أثر ثابت، وفي الحالة المعاكسة نتكلم عن نموذج ذو أثر عشوائي، أو بعبارة أخرى :

1 – صواليلي صدر الدين، النمو والتجارة الدولية في الدول النامية، مذكرة دكتوراه في العلوم الإقتصادية فرع : إقتصاد قياسي، جامعة الجزائر 2005–2006، ص 92.

2 - Dielman, 1989, « Pooled Cross-Sectional and time series data analysis », Texas Christian University, USA, P 02.

3 - Peracchi. F, 2001, « Econometrics », England, John Wiley et Sons LTD, p 397.

- نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effects): الذي يعتبر α_i مجموعة من الحدود الثابتة الخاصة بكل وحدة.
- نموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect): الذي يعتبر αi ضمن عنصر الخطأ العشوائي المركب.

أولا:نموذج التأثيرات الثابتة (Fixed Effects) : من أجل تقدير هذا النموذج تستخدم طريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرة الصورية، حيث نجد :

أ) **طريقة المربعات الصغرى ذات المتغيرة الصورية (LSDV)**(*) : عادة ما نربط نموذج بانل ذو الأثر الثابت بهذه الطريقة وهذا نظرا لإدخال المتغيرة الصورية في الثابت، حيث إذا قمنا بوضع α_i المعلمة التي نريد تقديرها؛ *ونضع* Y_I و X_I لمشاهدات T المتعلقة بالفرد I يصبح النموذج كما يلي :[1]

$$Y_i = X_i\beta + i\alpha_i + \varepsilon_i$$

وبتجميع الأفراد نتحصل على :

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix}\beta + \begin{bmatrix} i & 0 & \cdots 0 \\ 0 & i \cdots & 0 \\ \vdots & & \\ 0 & 0 \cdots & i \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

وإذا وضعنا d_i المتغيرة الصورية المتعلقة بالفرد i نتحصل على:

$$Y = \begin{bmatrix} X \ d_1 \ \ d_2 \cdots \ d_n \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \beta \\ \alpha \end{bmatrix} + \varepsilon$$

وبتمثيل المتغيرات الصورية عن طريق المصفوفة D_{nTxn} وبتجميع الأسطر نتحصل على :

$$Y = X\beta + D\alpha + \varepsilon$$

ومنه فإن تقدير معالم β لهذا النموذج يتم عن طريق طريقة المربعات الصغرى كما يلي:

$$b = \left[X'M_D X\right]^{-1}\left[X'M_D Y\right]$$

مع: $M_D = I - D(D'D)^{-1}D'$

(*) LSDV : Least Squares Dummy Variable

1- Wiliam Green , Ecnometric Analysis, 5th ed , New Jersey , Prentice Hall, Apper Saddle River, 2003, p287-288.

و التي تمثل المصفوفة القطرية التالية : $M_D = \begin{bmatrix} M^0 & 0 & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \mathrm{M}^0 & 0 \cdots & 0 \\ & \cdots & & \\ 0 & 0 & 0 & \mathrm{M}^0 \end{bmatrix}$

حيث كل مصفوفة من هذه المصفوفة القطرية تكتب كمايلي : $M^0 = I_T - \frac{1}{T} ii'$

نستنتج من العلاقة السابقة أن تطبيق طريقة المربعات الصغرى على المتغير التابع $M_D Y$ و المتغير المستقل $M_D X$ ؛ يكافئ تطبيق انحدار كل من $[y_{it} - \bar{y}_{i.}]$ على $[x_{it} - \bar{x}_{i.}]$، حيث تمثل $\bar{y}_{i.}$ و $\bar{x}_{i.}$ متوسط المشاهدات لشعاع العمودي ذات K سطر المتعلقة بالفرد i.

وعليه مما سبق يمكن تقدير معالم المتغيرات الصورية عن طريق تجزئة معادلة الانحدار كالأتي :

$D'D\hat{\alpha} + D'XD = D'Y$ ؛ منه $\hat{\alpha} = [D'D]^{-1} D'(Y - Xb)$، وهذا يعني لكل فرد لدينا $\hat{\alpha}_i = \bar{y}_{i.} - b'\bar{x}_{i.}$.

ب) اختبار الأثر الفردي الجماعي : في هذه الحالة فإن الاختبار الملائم هو اختبار فيشر F والذي يعطى بالعلاقة التالية:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{\left(R^2_{LSDV} - R^2_{Pooled}\right)}{(1 - R^2_{LSDV})/(nT-n-K)}$$

حيث تحت فرضية العدم المتمثلة في تساوي معالم الأثر الفردي، فإن أحسن التقديرات هو تقدير الإجمالي ($Pooled$)، أي أن النموذج يحتوي على ثابت مشترك لجميع مجموعات الأفراد.

كما يمكن توسيع النموذج المتغيرات الصورية بإضافة الأثر الزمني ، ومنه يصبح النموذج كما يلي:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

تحت القيد التالي : $\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = \sum_{t=1}^{T} \gamma_t = 0$

ثانيا: نموذج التأثيرات العشوائية (Random Effect): على عكس نموذج التأثيرات الثابتة يتعامل نموذج التأثيرات العشوائية مع الآثار المقطعية والزمنية على أنها معالم عشوائية وليست معالم ثابتة، بحيث يقوم هذا الإفتراض على أن العينة المستخدمة في التطبيق مسحوبة بشكل عشوائي وبالتالي فإن معلمات انحدار النموذج تمثل العينة بأكملها، ولهذا

يعامل الأثر الفردي كمكون عشوائي عبر المفردات بالإضافة إلى قاطع متوسط المجموعة ككل، ومن أجل تقدير هذا النوع من النماذج تستخدم طريقة المربعات الصغرى المعممة .

– طريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS): [1]

ليكن النموذج التالي : $y_{it} = x'_{it}\beta + (\alpha + u_i) + \varepsilon_{it}$

مع افتراض : $E(\varepsilon_{it}) = E(u_i) = 0$ ؛ $E(\varepsilon^2_{it}) = \sigma^2_\varepsilon$ ؛ $E(u^2_{it}) = \sigma^2_u$ ؛

$E(\varepsilon_{it}u_j) = 0, \forall i, t, j$ ؛ $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0,\ t \neq s, i \neq j$ ؛ $E(u_i u_j) = 0, i \neq j$.

حيث : u_i يمثل العامل العشوائي المتعلق بالمشاهدة I و هو ثابت في الزمن.

ومن أجل المشاهدات T نضع : $\eta_{it} = \varepsilon_{it} + u_i$ والذي يعبر عن الخطأ المركب.

بحيث : $E[\eta^2_{it}] = \sigma^2_\varepsilon + \sigma^2_u$ ، $E[\eta_{it}\eta_{is}] = \sigma^2_u ; t \neq s$ ،

$$E[\eta_{it}\eta_{js}] = 0; \forall t \wedge s, i \neq s$$

ونضع لكل المشاهدات T المتعلقة بالفرد i : $\Sigma = E[\eta_i \eta'_i]$ إذا :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2_\varepsilon + \sigma^2_u & \sigma^2_u & \sigma^2_u & \cdots & \sigma^2_u \\ \sigma^2_u & \sigma^2_u + \sigma^2_\varepsilon & \sigma^2_u & \cdots & \sigma^2_u \\ & \cdots & & & \\ \sigma^2_u & \sigma^2_u & \sigma^2_u & \cdots & \sigma^2_u + \sigma^2_\varepsilon \end{bmatrix} = \sigma^2_u I_T + \sigma^2_\varepsilon i_T i'_T$$

وعليه فإن مصفوفة التباينات لكل أفراد المجتمع المدروس nT هي :

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Sigma & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Sigma & 0 & \cdots & 0 \\ & & \vdots & & \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Sigma \end{bmatrix} = I_n \otimes \Sigma$$

إذا تقدير معالم النموذج عن طريق طريقة المربعات الصغرى تعطى بالعلاقة التالية:

$$\hat{\beta} = (X\Omega^{-1}X)^{-1} X\Omega^{-1}y = (\sum_{i=1}^{n} X'_i \Omega^{-1} X_i)^{-1} (\sum_{i=1}^{n} X'_i \Omega^{-1} y_i)$$

1 - Wiliam Green , op cit , p294-295

ومن أجل إيجاد هذه المعالم عن طريق المربعات الصغرى العادية يجب تحويل المعطيات كما جرت العادة في النموذج العادي[1]؛ ولهذا يجب معرفة $\Omega^{-\frac{1}{2}}=[I_n \otimes \Sigma]^{-\frac{1}{2}}$ ، مما يتطلب إيجاد $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$ والتي تقدر بـ: $\Sigma^{-\frac{1}{2}}=\frac{1}{\sigma_\varepsilon}\left[I-\frac{\theta}{T}i_T i'_T\right]$ ،

حيث : $\theta=1-\frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2+T\sigma_u^2}}$

وعليه فإن التحويل اللازم لكلا من y_i و X_i هو كالأتي :

$$\Sigma^{-\frac{1}{2}}X_i=\frac{1}{\sigma_\varepsilon}\begin{bmatrix} X_{i1}-\theta\overline{X}_{i.} \\ X_{i2}-\theta\overline{X}_{i.} \\ \vdots \\ X_{iT}-\theta\overline{X}_{i.} \end{bmatrix} \text{ و } \Sigma^{-\frac{1}{2}}y_i=\frac{1}{\sigma_\varepsilon}\begin{bmatrix} y_{i1}-\theta\overline{y}_{i.} \\ y_{i2}-\theta\overline{y}_{i.} \\ \vdots \\ y_{iT}-\theta\overline{y}_{i.} \end{bmatrix}$$

إلا أن مصفوفة التباينات Σ غير معلومة، وعند القيام بحساب هذه المصفوفة يمكن تطبيق ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى الممكنة (« Feasible Generalized Linear Regression « FGLS)

ولحساب مصفوفة التباينات المركبة Σ نتبع الخطوات التالية :

أ –حساب النموذج التالي : $y_{it}-\overline{y}_{i.}=[x_{it}-\overline{x}_{i.}]'\beta+[\varepsilon_{it}-\overline{\varepsilon}_{i.}]$ والذي يسمح من إزالة عدم التجانس

حيث : $E\left[\sum_{t=1}^{T}(\varepsilon_{it}-\overline{\varepsilon}_{i.})^2\right]=(T-1)\sigma_\varepsilon^2$

فإن التقدير الغير متحيز لـ σ_ε^2 للمشاهدات T والمتعلقة بالمجموعة i هو:

$$\sigma_\varepsilon^2(i)=\frac{\sum_{t=1}^{T}(\varepsilon_{it}-\overline{\varepsilon}_{i.})^2}{T-1}$$

وعليه فإن تقدير بواقي $LSDV$ عن طريق درجة الحرية المصححة نتحصل على σ_ε^2 :

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2=s_{LSDV}^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(e_{it}-\overline{e}_{i.})^2}{nT-n-K}$$

1 – Régis Bourbonnais,Econométrie, 3 édition, Paris,Dunod,2000,p126-129

ب–تقدير قيمة σ_u^2 تتم كما يلي : نقوم بحساب تباين النموذج الإجمالي، الذي يضم الثابت المشترك $(Pooled)$ فنتحصل على :[1]

$$p\lim S_{Pooled}^2 = p\lim \frac{e'e}{nT-K-1} = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$$

$$\Rightarrow \hat{\sigma}_u^2 = S_{Pooled}^2 - S_{LSDV}^2$$

وقبل دراسة وتقدير مختلف النماذج الخاصة ببيانات البانل، سنتطرق إلى اختبارات تجانس معلمات النموذج.

2–6: إختبارات التجانس لـ Hsiao (1986) : يتم استخدام اختبارات التجانس والمبنية على إحصائية فيشر من أجل تحديد الأسلوب الأمثل الذي من أجله يتم تحديد نموذج بانل، وفي هذا الإختبار يمكن أن نستنتج 5 مراحل

المرحلة الأولى : يتم إختبار التجانس التام (الثوابت والمعاملات متطابقة)، فإذا تم قبول هذه الفرضية فنكون أمام نموذج بانل متجانس تماما، أما إذا تم رفض هذه الفرضية، فنكون أمام تحديد فرضيات أخرى خاصة بنموذج التأثيرات الثابتة.

المرحلة الثانية : في هذه المرحلة نقوم بصياغة واختبار فرضيات نموذج التأثيرات الفردية والمبني على وجود معاملات متطابقة من أجل كل الأفراد، في حين نجد إختلاف وخصوصية الثوابت.

المرحلة الثالثة: في هذه المرحلة نقوم بصياغة واختبار فرضيات نموذج التأثيرات الفردية الثابتة، وفي هذه الحالة نفترض أن التأثيرات الفردية هي عبارة عن معلمات محددة، وبالتالي ترتكز الفرضيات على بقاء معاملات الإنحدار للمتغيرات المستقة ثابتة واختلاف الحد الثابت من دولة لأخرى .

المرحلة الرابعة : نقوم بصياغة واختبار فرضيات نموذج التأثيرات العشوائية، وفي هذه الحالة نفترض أن التأثيرات الفردية ليست بمعلمات بالنسبة للحد الثابت، بل عبارة عن متغيرات عشوائية.

المرحلة الخامسة : في هذه المرحلة يتم استخدام اختبار تحديد التأثيرات الفردية (ثابتة أو عشوائية)، وذلك باستخدام اختبار Hausman (1978) .[2]

ومن أجل تلخيص إجراءات اختبارات التجانس، نفترض أنه لدينا عينة مكونة من (T) مشاهدة و (N) مفردة :

1 – Wiliam Green , op cit , p297-298

2 - Christophe HURLIN, « L'Econométrie des données de panel, modèle linéaires simples », Ecole Doctorale Edoctif (Séminaire méthodologique) ,P 06 .

$$\{y_{it};t\in z,i\in N\}$$

et

$$\{x_{it};t\in z,i\in N\}$$

حيث يمكن كتابة المتغيرة y_{it} من الشكل التالي والمعرفة بالعلاقة الخطية التالية :

$$y_{it}=\alpha_i+\beta_i^{'}x_{it}+\varepsilon_{it}$$

حيث :

α_i: يمثل الحد الثابت .

$\beta_i^{'}$: هو شعاع $(k,1)$ ، $\beta_i=(\beta_{1i},\beta_{2i}\ldots\ldots\beta_{ki})$ ، وهو عبارة عن شعاع معاملات الإنحدار.

x_{it} : هو شعاع (k) متغيرة مستقلة $x_{it}=\left(x_{1,it},x_{2,it},\ldots.x_{k,it}\right)$

ε_{it} : الخطأ العشوائي .

ويفترض تجانس تباين حدود الخطأ العشوائي : $V(\varepsilon_{it})=\delta^2$ ، $\forall i\in[1,N]$ بالإضافة الى أن القيمة المتوقعة للخطأ العشوائي تساوي الصفر $E(\varepsilon_{it})=0$ وأيضا عدم الإرتباط الذاتي بين حدود الخطأ العشوائي.

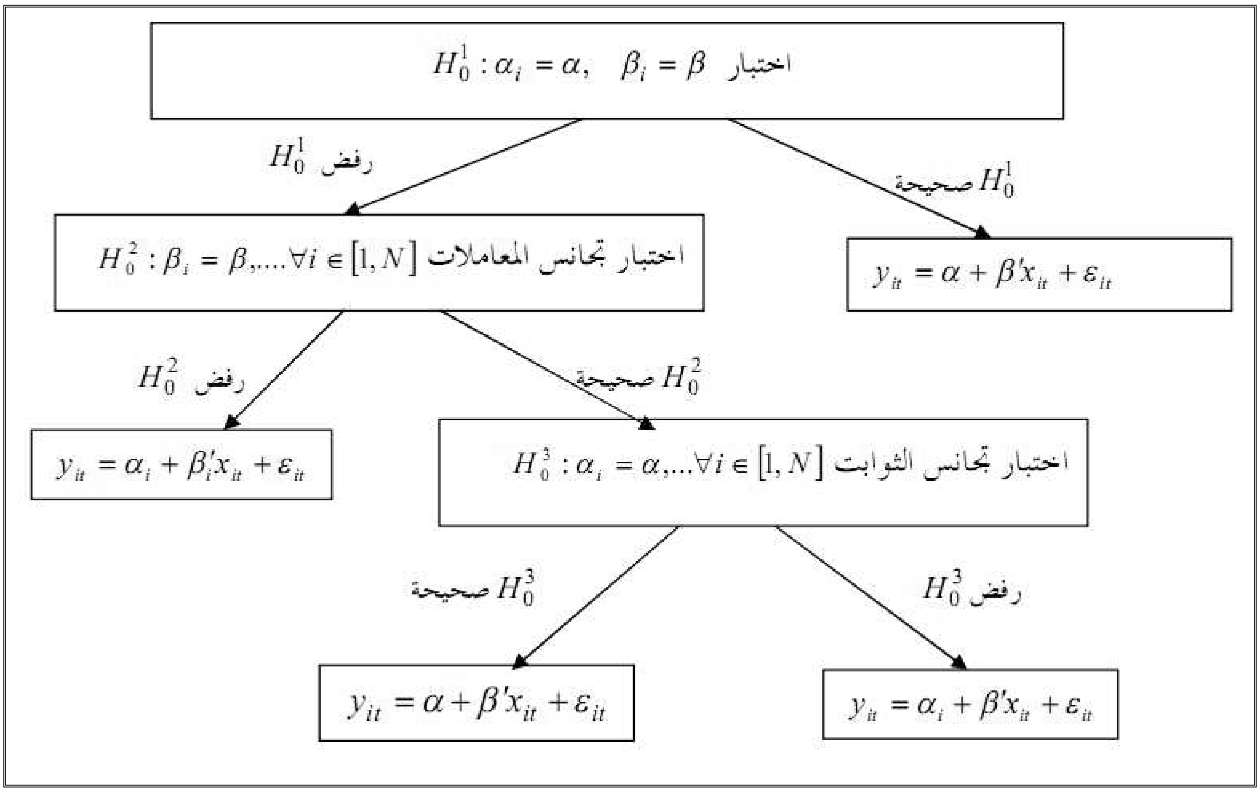
ومن خلال هذا النموذج، يمكن أن نجد عدة فرضيات تعبر عن المراحل السابقة الذكر:

- ✓ الثوابت (α_i) ومعاملات الإنحدار (β_i) متطابقة : $\forall i\in[1,N]$ $\alpha_i=\alpha$ et $\beta_i=\beta$

  في هذه الحالة نعتبر نموذج بانل متجانس كليا.
- ✓ الثوابت (α_i) ومعاملات الإنحدار (β_i) مختلفة، وفي هذه الحالة نكون أمام مجموعة من النماذج المختلفة، وبالتالي نرفض الهيكل الخاص بنماذج البانل.
- ✓ الثوابت (α_i) متطابقة $\forall i\in[1,N]$ $\alpha_i=\alpha$ ، وشعاع معاملات الإنحدار (β_i) مختلفة، وفي هذه الحالة نكون أمام مجموعة من النماذج المختلفة، وبالتالي نرفض الهيكل الخاص بنماذج البانل .
- ✓ شعاع معاملات الإنحدار (β_i) متطابقة : $\forall i\in[1,N]$ $\beta_i=\beta$ ، والثوابت (α_i) مختلفة، وفي هذه الحالة نكون أمام نموذج التأثيرات الفردية.

ويمكن أن نلاحظ الخطوات الخاصة بإختبارات التجانس لـ Hsiao (1986) من خلال الشكل الموالي :

الشكل رقم (08): المراحل العامة لاختبارات التجانس لـ Hsiao (1986)



Source :Christophe HURLIN, « L'Econométrie des données de panel, modèle linéaires simples », Ecole Doctorale Edoctif (Séminaire méthodologique) ,P 11 .

3-6: التفضيل بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية : توصلنا من خلال المراحل السابقة واختبارات التجانس وفقا لمخطط (Hsiao1986)، أن النموذج يأخذ شكل نموذج التأثيرات الفردية (ثابتة أو عشوائية)، وفي هذه الرحلة يأتي إختبار فرضية ملائمة نموذج التأثيرات الثابتة أو نموذج التأثيرات العشوائية وذلك باستخدام إختبار (Hausman 1978)، والمستخدم لإختبار الفرضية الصفرية التي تفترض ملائمة نموذج التأثيرات العشوائية، مقابل الفرضية البديلة التي تفترض ملائمة نموذج التأثيرات الثابتة، أي يأخذ الصيغة التالية :

H_0 : ملائمة نموذج التأثيرات العشوائية .

H_1 : ملائمة نموذج التأثيرات الثابتة .

أو بعبارة أخرى، فإختبار (Hausman) يستخدم لإختبار وجود علاقة إرتباطية بين التأثيرات الفردية (α_i) والمتغيرات المستقلة (X_i) ، ويمكن كتابتها من الشكل التالي :[1]

$$\begin{cases} H_0 : E(\alpha_i / X_i) = 0 \\ H_1 : E(\alpha_i / X_i) \neq 0 \end{cases}$$

وبالتالي في حالة قبول الفرضية الصفرية (نموذج التأثيرات العشوائية)، يتم الإعتماد في التقدير على طريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS) ، ومن خصائص المقدر أنه مقدر متحيز بالإضافة الى عدم وجود ارتباط بين (αi) و(Xi) (Estimateur BLUE)، وفي حالة قبول الفرضية البديلة (نموذج التأثيرات الثابتة،كما يسمى أيضا نموذج المربعات الصغرى للمتغيرات الوهمية LSDV)* ، يتم الإعتماد في التقدير على طريقة المربعات الصغرى العادية(OLS) ،ومن خصائص المقدر أنه مقدر غير متحيز بالإضافة الى وجود ارتباط بين (αi)و(Xi).[2]

وتكون صيغة اختبار (Hausman) على النحو التالي :[3]

$$H = \chi^2(K) = \left[b - \hat{B}\right]' \hat{\psi}^{-1} \left[b - \hat{B}\right]$$

حيث : $\hat{\psi} = Var\left[b - \hat{B}\right] = Var[b] - Var\left[\hat{B}\right]$

و تمثل كل من مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم الانحدارية b والمتحصل عليها بطريقة LSDV ، ومصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم الإنحدارية $\hat{B}$ والمتحصل عليها بطريقة GLS ؛ وعليه تحت فرضية العدم فإن أحسن نموذج هو نموذج ذو الأثر العشوائي وهذا يعني أن الأثر الفردي غير مرتبط بالمتغيرات الأخرى، وفي الحالة المعاكسة فإن أحسن نموذج هو نموذج ذو الأثر الثابت.

1 - Christophe HURLIN, « L'Econométrie des données de panel, modèle linéaires simples », Ecole Doctorale Edoctif (Séminaire méthodologique) ,P 50 .

* : LSDV : Least square with dummy variables model.

2 : Gujarati, Basic Econometrics, forth the McGraw –Hill companies 2004 p 642.

3- Wiliam Green , op cit , p300-301.

وتقترب دالة (Hausman) من توزيع كاي مربع $\chi^2(K)$ مع درجة حرية (K) ، فإذا تبين أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة يتم رفض الفرضية الصفرية (فرضية العدم) H_0 وقبول الفرضية البديلة H_1 والعكس صحيح، أو بعبارة أخرى إذا كانت القيمة الإحتمالية للإختبار أقل من أو تساوي 5 % ، نرفض الفرضية الصفرية H_0 ونقبل الفرضية البديلة H_1 والعكس صحيح.

6-4: دراسة الإستقرارية والتكامل المتزامن لبيانات البانل: في هذه المرحلة سنقوم بدراسة استقرارية السلاسل الزمنية والمقطعية لمختلف متغيرات النموذج، وذلك باستخدام إختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل، ثم بعدها ننتقل الى إختبارات التكامل المتزامن للمتغيرات التي لها نفس درجة التكامل .

أ) **دراسة الإستقرارية لبيانات البانل :** من أجل القيام بهذه المرحلة لابد من استخدام اختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل، حيث نجد اختبارات خاصة بالجيل الأول و الثاني ،[1] والجدول التالي يوضح ذلك :

الجدول رقم (06): إختبارات جذر الوحدة لبيانات البانل الخاصة بالجيل الأول والثاني

اختبارات الجيل الأول:	
1- نوعية التجانس لجذر الانحدار الذاتي (Autoregressive) تحت الفرضية التعاقبية H 1:	- اختبار Levin and Lin (1992-1993)
	- اختبار Levin, Lin and Chu (2002)
	-اختبار Hanis and Tzavalis (1999)
2- نوعية عدم التجانس لجذر الانحدار الذاتي (Autoregressive) :	- اختبار Im, Pesaram and Shin (1997-2002-2003)
	-اختبار Wu and Maddala (1999)
	- اختبار Choi (1999-2001)
	-اختبار Hadri (2000)
2- إختبار تسلسلي أو تعاقبي	-اختبار Henin, Jolivaldt and Nguyen (2001)
اختبارات الجيل الثاني :	

[1] - Christphe Hurlin et Valérie Mignon, 2005, « Synthèse de tests de racine unitaire sur données de panel», Université d'Orléans, Janvier, p 04

1- اختبارات معمقة مبنية على أساس نماذج عاملية:	-اختبار Bai and Ng (2001)
	-اختبار Moon and Perron (2004)
	-اختبار Phillips and Sul (2003)
	-اختبار Pesaran (2003)
	-اختبار Choi (2002)
2- مقاربات وطرق أخرى :	-اختبار O'connell (1998)
	-اختبار Chang (2004-2002)

Source : Christphe Hurlin et Valérie Mignon, 2005, « Synthèse de tests de racine unitaire sur données de panel », Université d'Orléans, Janvier, p 04.

6-5 – إختبار علاقات التكامل المتزامن : نقوم في هذه المرحلة باختبار علاقات التكامل المتزامن بالنسبة للمتغيرات المستقرة والمتكاملة من نفس الدرجة، وذلك من أجل معرفة وجود أو عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل.

ومن أهم الإختبارات المستخدمة في هذا المجال نجد :

- **اختبار (Pedroni)** : يرتكز هذا الإختبار على سبعة اختبارات فرعية لدراسة علاقات التكامل المتزامن ويبدأ تطبيق هذه الإختبارات بتقدير العلاقة على المدى الطويل حيث نجد :

$$y_{i,t} = d_{i,t} + x_{i,t}\ b_i + u_{i,t}$$

حيث : d_{it} : دالة كثير حدود مرتبطة بالزمن ، x_{it} : شعاع k متغيرة تفسيرية .

حيث يرتكز إختبار pedroni على اختبار فرضية العدم والخاصة بغياب علاقات التكامل المتزامن، والتي يمكن صياغتها من الشكل التالي :

$$H_0 : P_i = 1$$

حيث: p_i يشير الى ارتباط البوقي المقدرة تحت الفرضية التعاقبية التالية :

$$U_{i,t} = P_i U_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

حيث تمثل u_{it} بواقي النموذج السابق والخاص بـ y_{it}

ويمكن القول أن إجراء هذا الإختبار يرتكز على حساب القيمة المحسوبة ومقارنتها بالقيمة الجدولية الخاصة بالقانون الطبيعي عند مستوى المعنوية α ، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة يتم رفض فرضية العدم (فرضية غياب علاقات التكامل المتزامن)، أو بعبارة أخرى إذا كانت القيمة الإحتمالية (Prob) أصغر من مستوى المعنوية α يتم رفض فرضية العدم (فرضية غياب علاقات التكامل المتزامن) وقبول الفرضية البديلة (فرضية وجود علاقات التكامل المتزامن)، والعكس صحيح.

6-6 – مرحلة التقدير ودراسة صلاحية النموذج المقدر : في هذه المرحلة تتم عملية التقدير الخاصة بنموذج الأثر العشوائي للأفراد (الدول)، وتقدير نموذج الأثر العشوائي للزمن (السنوات) ودراسة صلاحيتهما من خلال معنوية المعلمات المقدرة ومن خلال المعامل الخاص بآثار المواصفات (الأثر العشوائي للزمن أو للأفراد).

الفصل السادس :

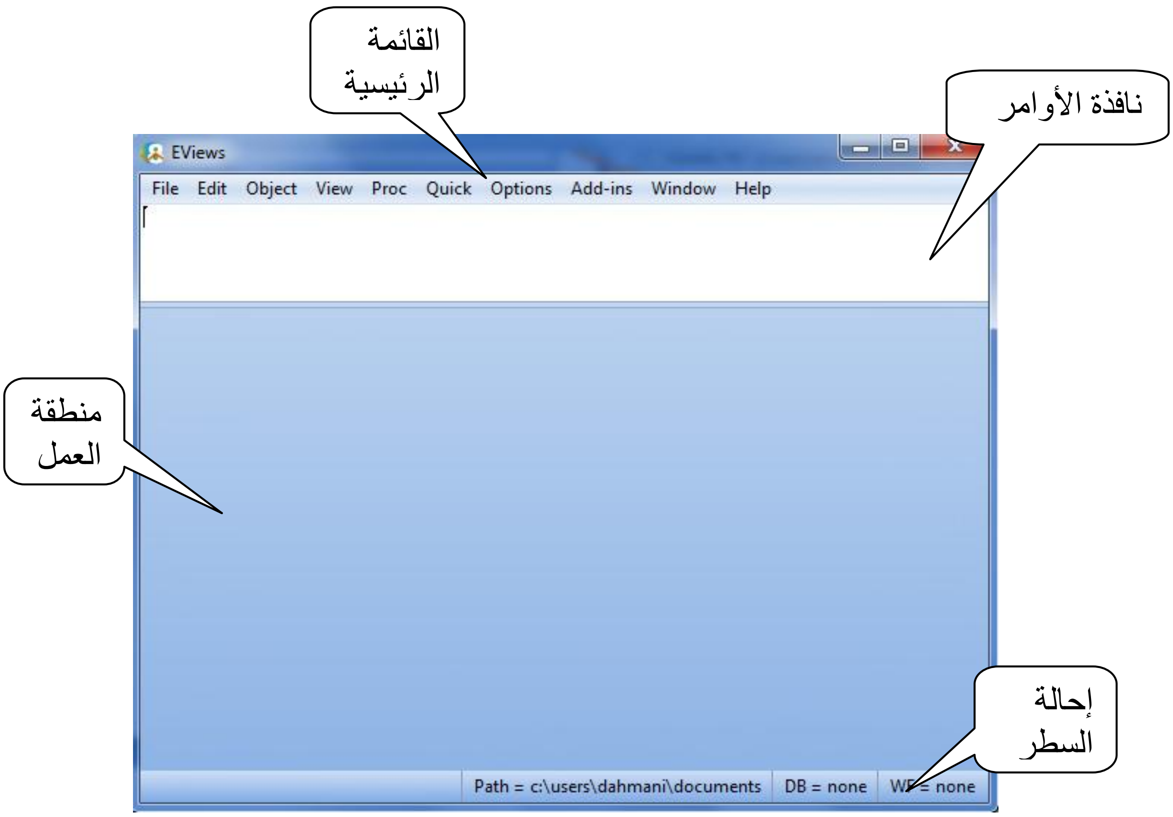
برمجية Eviews وتطبيقاتها في الاقتصاد القياسي

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

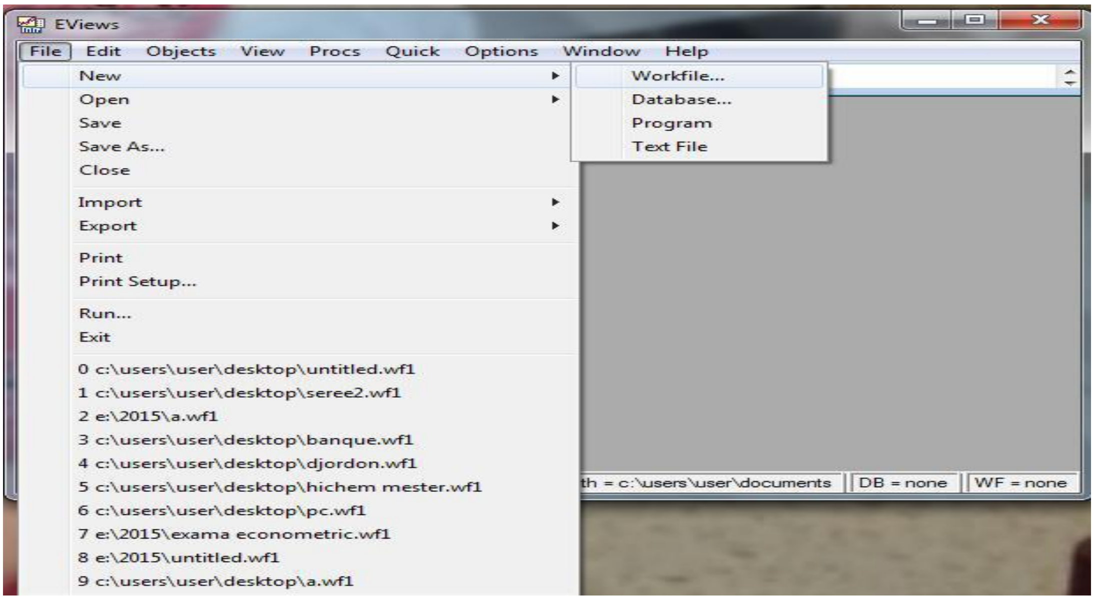
ويضم البرنامج تقنيات متقدمة كفحص الارتباط الذاتي والمتعدد، إختلاف التباين، تحليل السلاسل الزمنية، تحليل بيانات السلاسل الزمنية المدمجة والمقطعية.

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

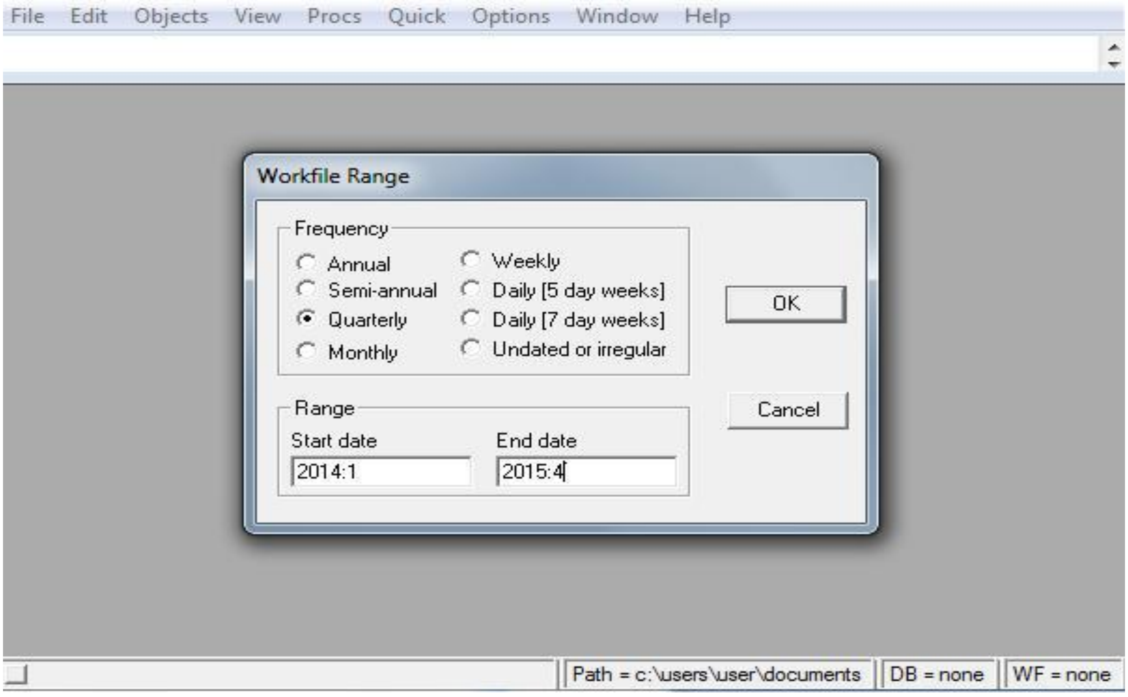


2- كيفية إنشاء ملف عمل : أول خطوة في برنامج EViews هو إنشاء ملف باستخدام التعليمة التالية :

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



3- 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 :

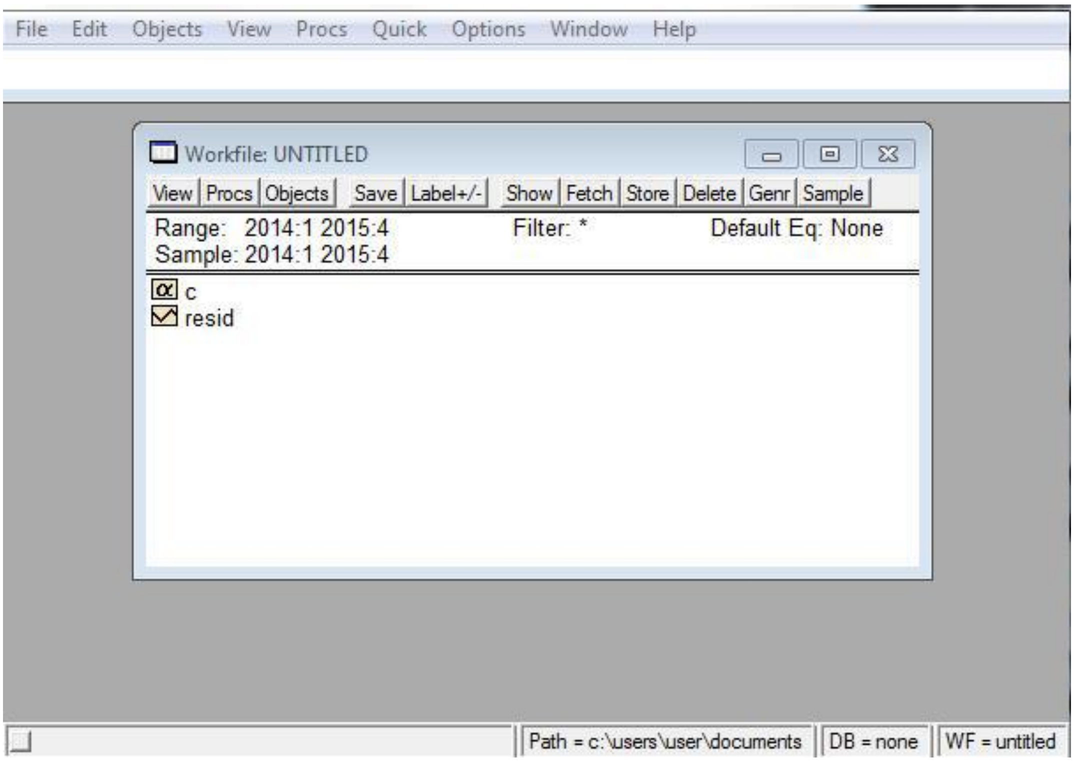


حسب الشكل أعلاه يمكن أن نميز بين ثمانية حالات خاصة بنوع البيانات :

- **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.

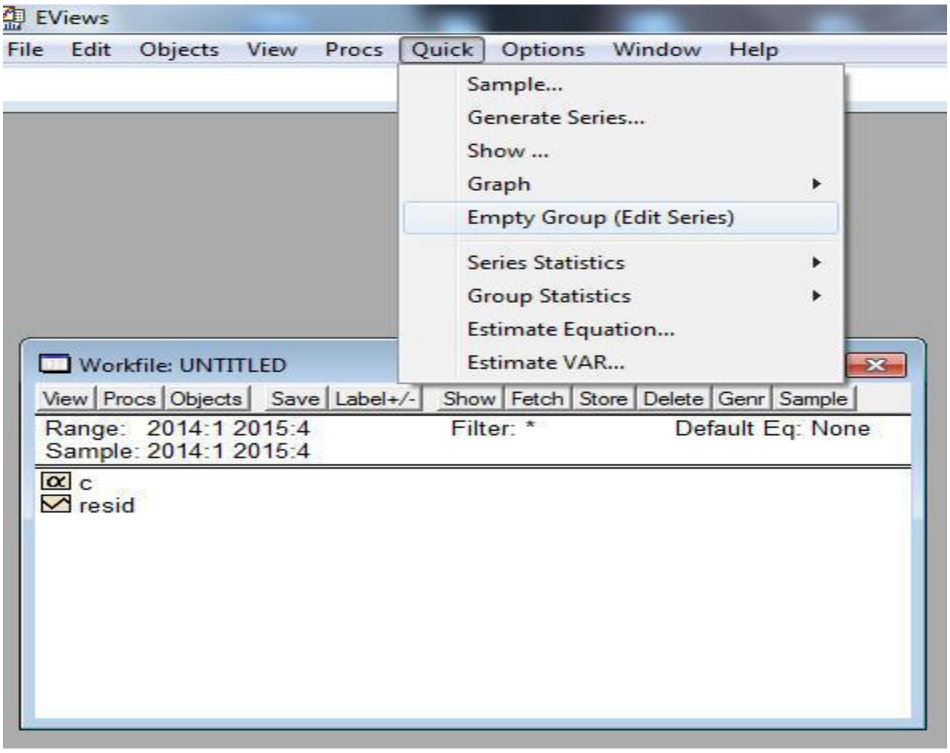
وبعد الإنتهاء من تحديد نوع البيانات وتحديد المجال الزمني نضغط على الزر (OK) لنتحصل على نافذة ملف العمل التالية :



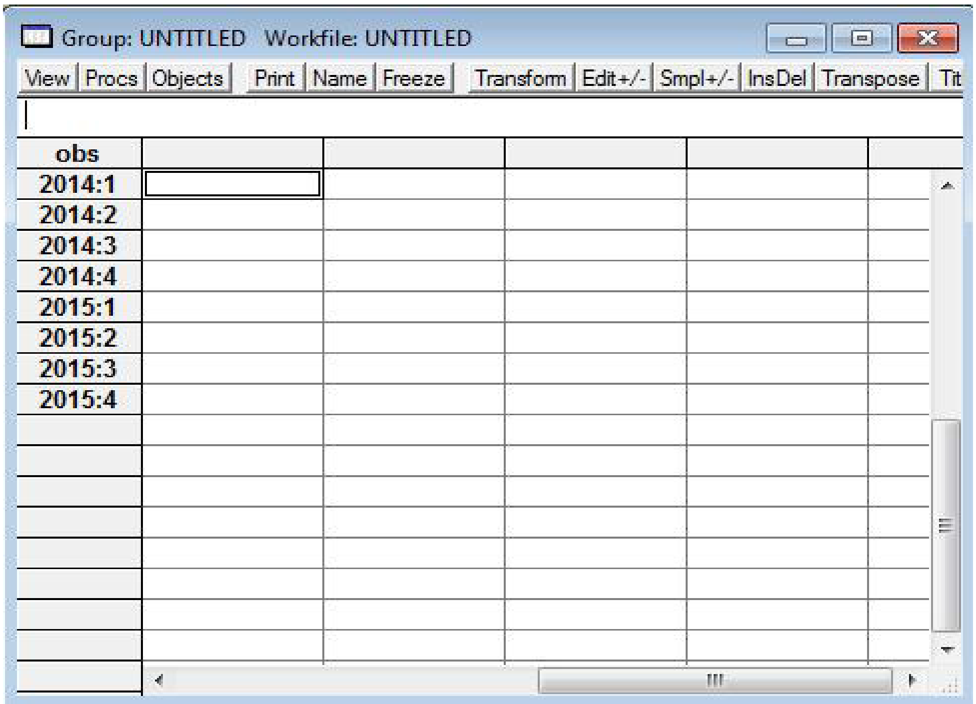
4- إدخال البيانات الخاصة بالمتغيرات: لإدخال البيانات لدينا طريقتين :

- ✓ 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

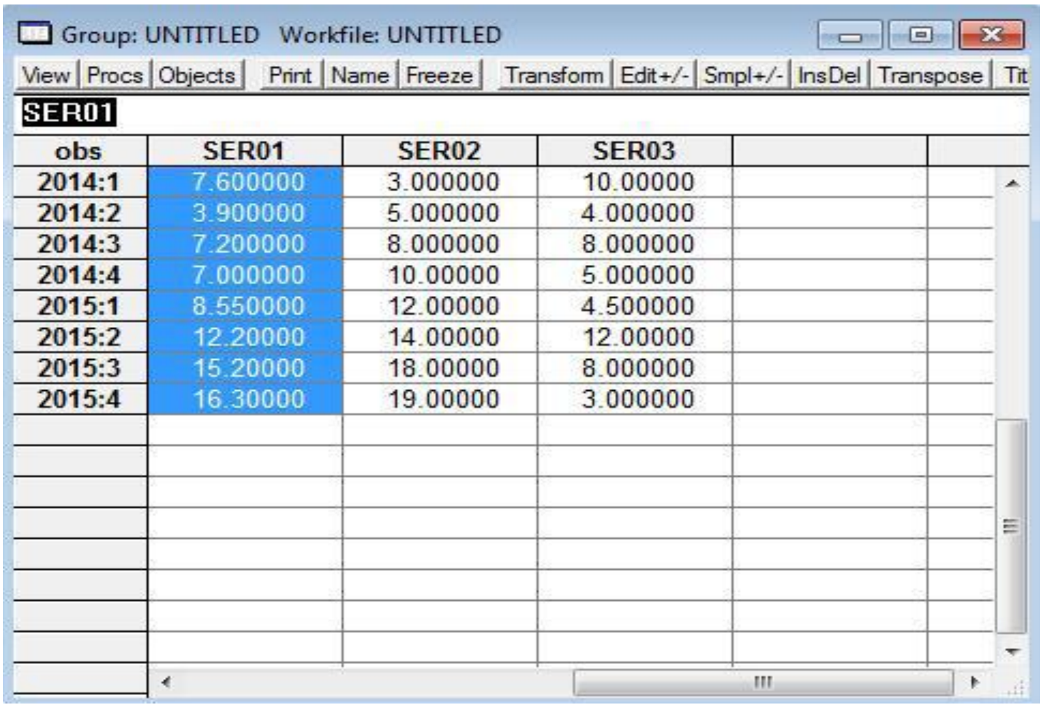
والشكل الموالي يبين كيفية ادخال البيانات



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



Group: UNTITLED Workfile: UNTITLED

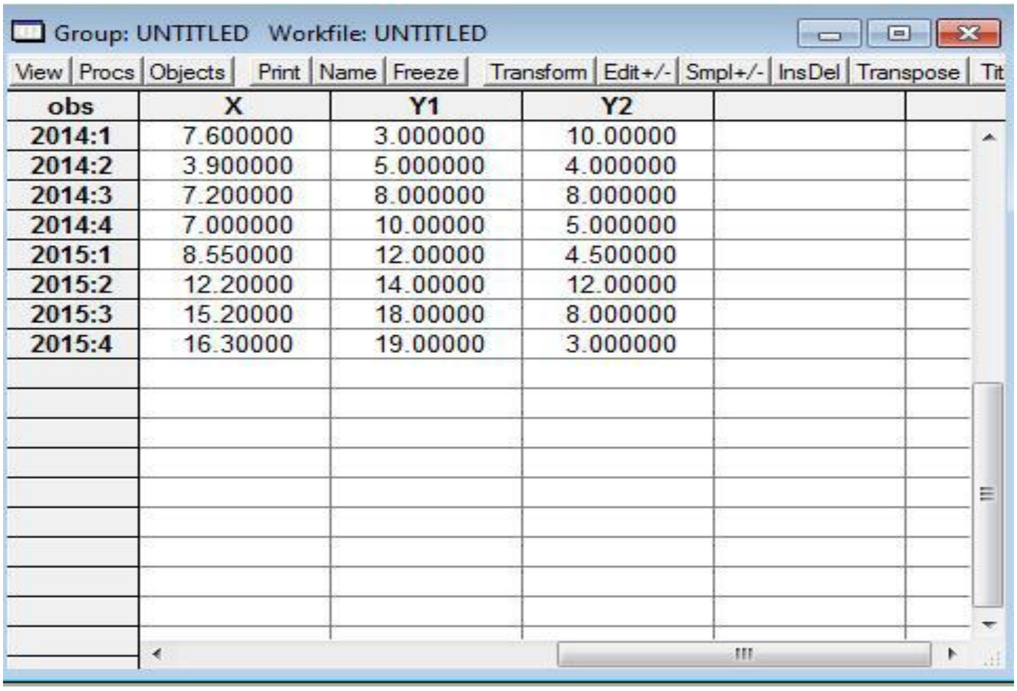
View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Transform | Edit+/- | Smpl+/- | InsDel | Transpose | Tit

SER01

obs	SER01	SER02	SER03
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

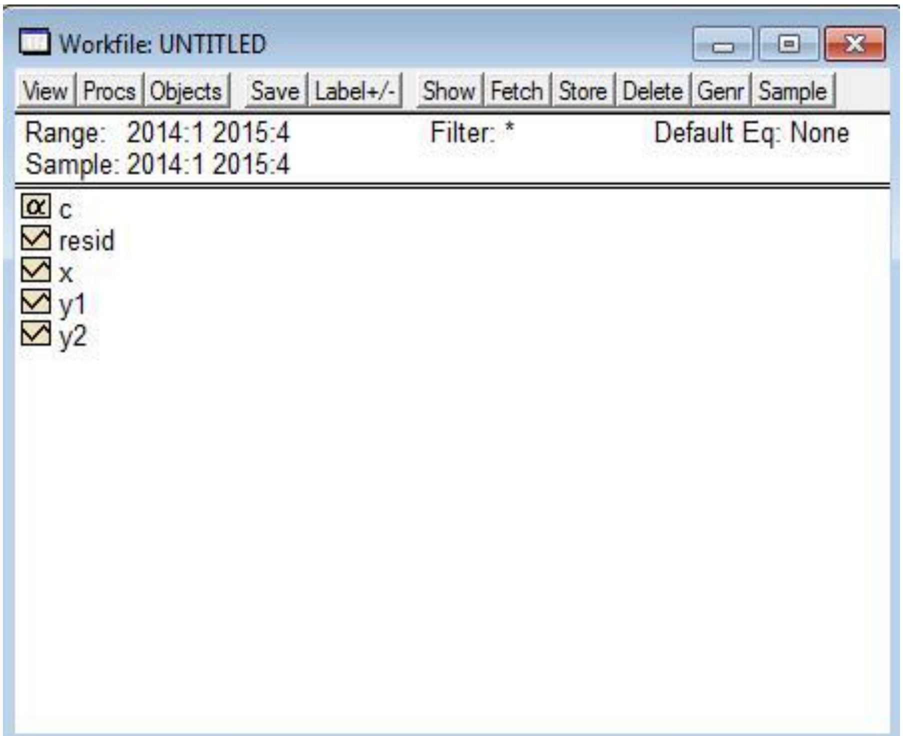
كما يمكننا إجراء تعديل في البيانات إذا كان هناك خطأ في الكتابة باستخدام تعليمة -/+Edit

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



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 :

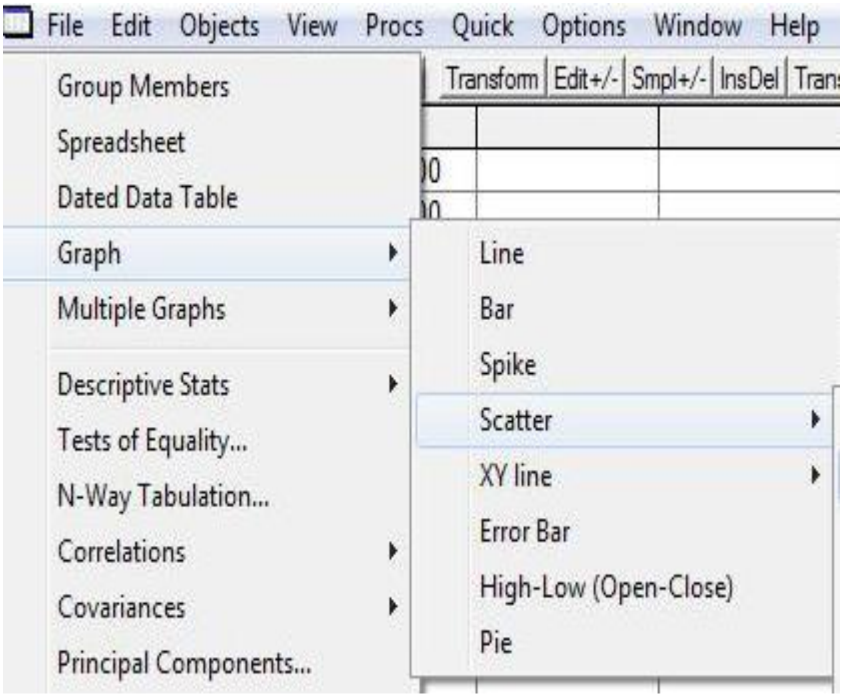


وبعد مرحلة ادخال البيانات وتسمية المتغيرات من الأحسن القيام بحفظ الملف في جهاز الكمبيوتر حتى يبقى مسجلا باستخدام التعليمة التالية : File/Save ونحدد المكان والأسم الذي نريده للملف.

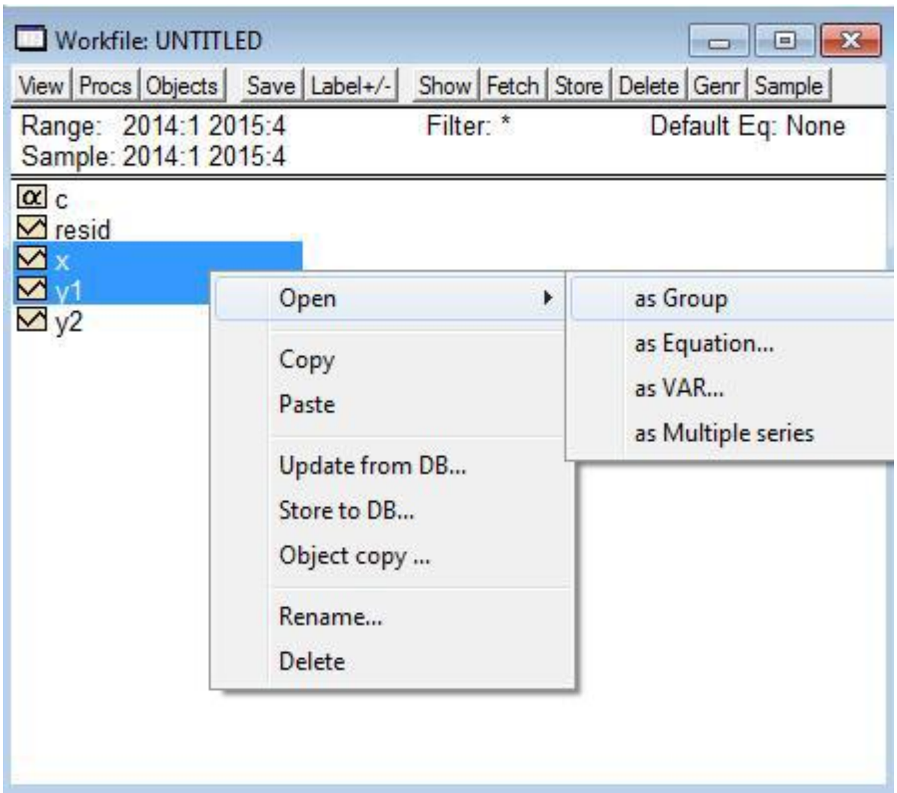
أما فيما يخص عرض هذا الملف بعد الحفظ يمكن استخدام التعليمة التالية:

File/Open/Work file Eviews

5- 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 :

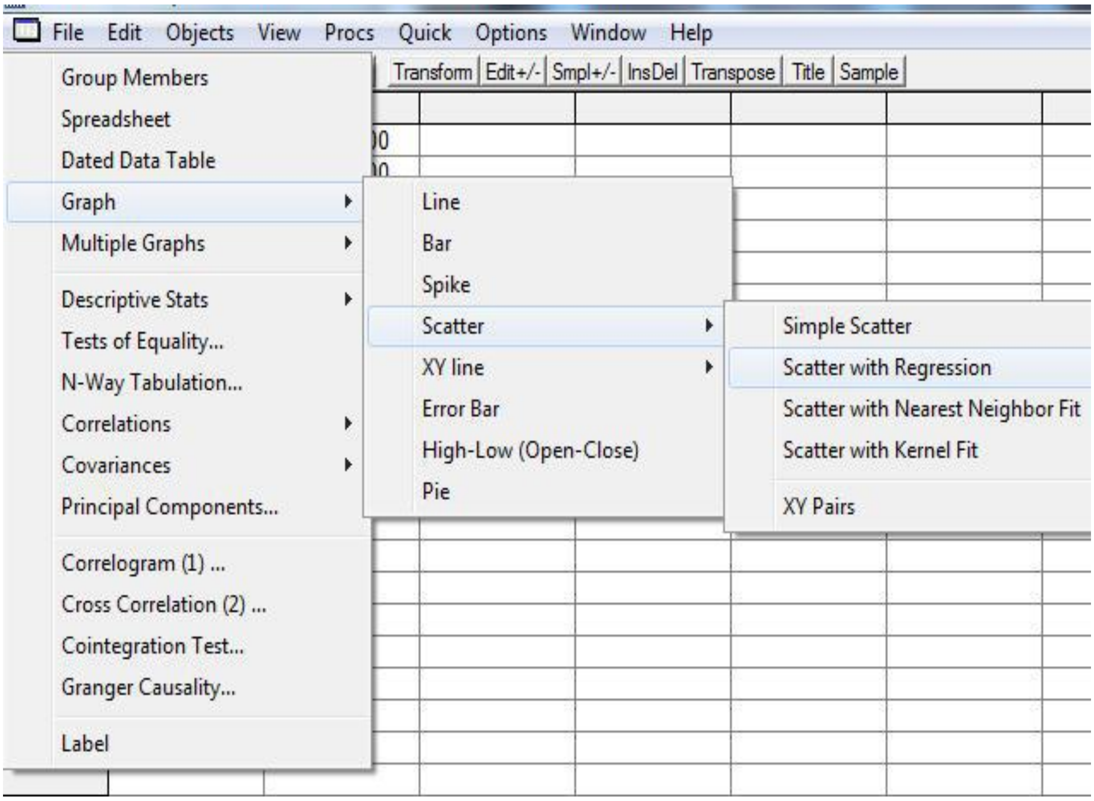


أما لرسم العلاقة الخطية بين متغيرين مثلا X و Y نقوم بتحديد المتغيرين أولا ثم نقوم بالضغط على يمين الفأرة فتظهر لنا Open ثم AS Group كمايلي :

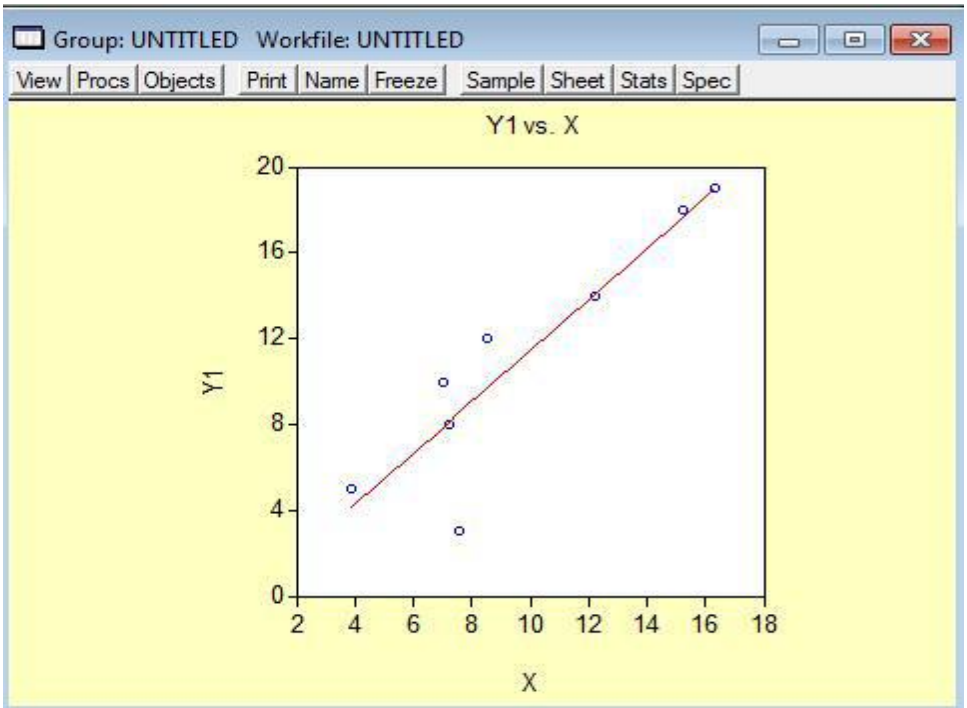


لنتحصل على بيانات كل من المتغيرين ثم نقوم باتباع التعليمة التالية :

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



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



6- 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)

7- تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (M.C.O) :

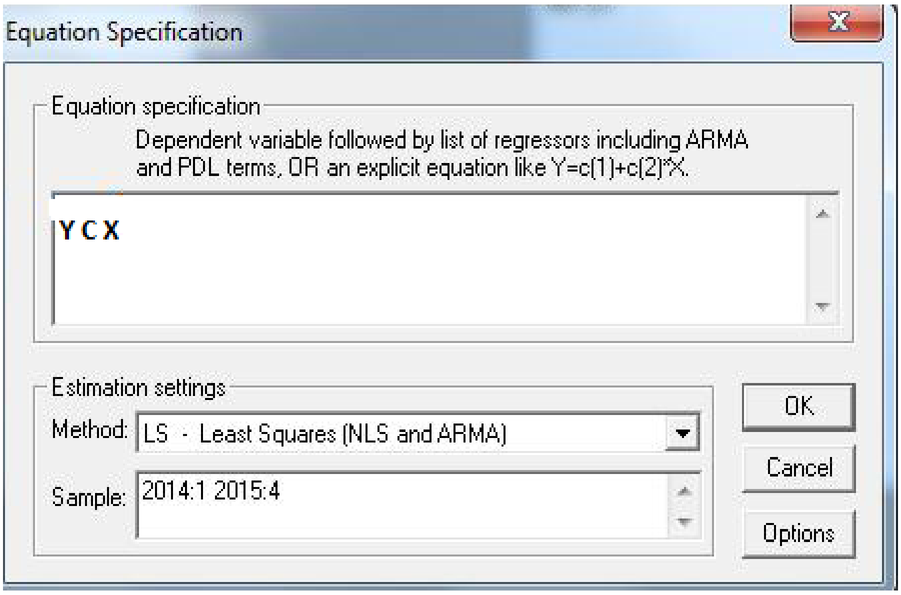
قبل عملية التقدير يمكن استخراج خصائص المتغيرات أو التحليل الوصفي لمتغيرات الدراسة :

7-1- 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

7-2- تقدير النموذج : لتقدير النموذج الخطي (البسيط أو المتعدد) نتبع التعليمة التالية :

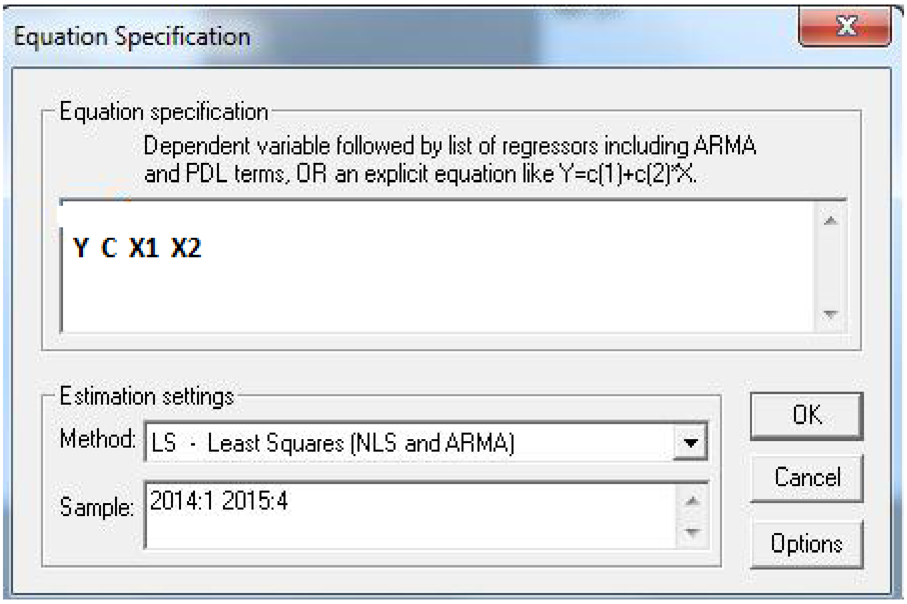
Quick/Estimate Equation ثم نكتب المعادلة المراد تقديرها سواءا الخاصة بنموذج الانحدار الخطي البسيط مثلا الخاص بمتغيرين Y (المتغير التابع) وX (المتغير المستقل) وتكتب على النحو التالي مع ترك فراغ في الكتابة بين المتغيرات والثابت C :

X C Y ، 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 :

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

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

ونفس الخطوات بالنسبة للنموذج الخطي المتعدد فيما يخص كتابة النموذج المقدر.

وبعد استخراج النموذج المقدر تأتي المرحلة الموالية والتي تطرقنا اليها سابقا والمتمثلة في دراسة صلاحية النموذج المقدر (معامل الارتباط،معامل التحديد،معنوية المعلمات المقدرة،...إلخ)، لنتحصل في الأخير على نموذج يمكن الإرتكاز عليه في عملية التنبؤ أو المحاكاة.

8- تمـاريـن تطبيقيـة :

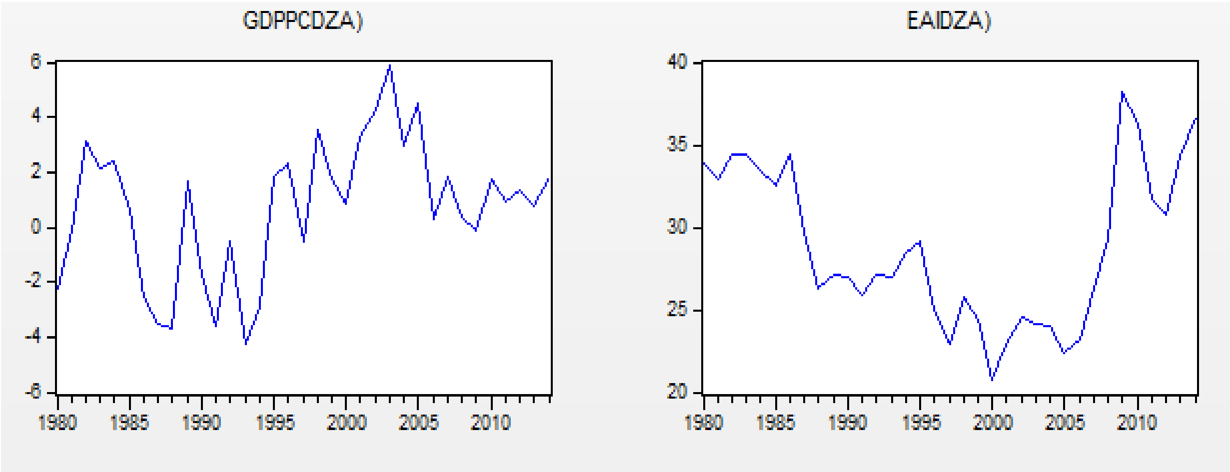
❖ **التمرين 01** : لتكن لدينا المتغيرات التالية :

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 :

$$GD\hat{P}PC = a + bEAIDZA$$

$$GD\hat{P}PC = 3.053760 + 2.052792EAIDZA$$

✓ 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 طريق الإحتمالات حيث نجد

الإحتمال الخاص بالثابت :

$$\Pr_{(c)} = 0.25$$
$$\Rightarrow \Pr_{(c)} \rangle 0.05$$

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 طريق 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).

❖ **التمرين 02** : 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 :

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

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

- 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.

قائمة المراجع

قـــائمـــــة المراجــــع :

1 -المراجع باللغة العربية :

- أموري هادي كاظم الحسناوي ، طرق القياس الاقتصادي ، عمان، دار وائل للنشر 2002.
- تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي ، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر 1999 ج 1 .
- جلاطو جيلالي، الاحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة، دار الخلدونية للنشر والتوزيع – الجزائر – 2009.
- عبد القادر محمد عبد القادر عطية ،الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق ط 2 ، الاسكندرية مصر الدار الجامعية 2000 .
- عبد القادر محمد عبد القادر عطية ، الحديث في الاقتصاد القياسي ، الاسكندرية مصر ، الدار الجامعية 2005 .
- عبد العزيز شرابي ، طرق احصائية للتوقع الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية –الجزائر – 2000.
- عايد كريم عبدعون الكناني، مقدمة في الإحصاء، ktab INC. 2014 .
- رابح بلعباس، فعالية التنبؤ باستخدام النماذج الاحصائية في اتخاذ القرارات، مقال منشور في الموقع http://iefpedia.com
- محمد شيخي، دروس وأمثلة محلولة في الإقتصاد القياسي ، جامعة قاصدي مرباح (ورقلة) ، الطبعة الأولى 2010-2011.
- نصيب رجم، الإحصاء التطبيقي، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير جامعة عنابة، دار العلوم للنشر والتوزيع، 2011.
- قيس مجيد عبد الحسين علوش ، مفهوم وأهمية النماذج الإقتصادية ، كلية التربية للعلوم الانسانية جامعة بابل http://humanities.uobabylon.edu.iq/
- Damodar Gujarati، ترجمة مها محمد زكي، الاقتصاد القياسي بالأمثلة، دار حميثرا للنشر، مصر، الطبعة الأولى 2019

2 – المراجع باللغة الأجنبية :

- Christophe HURLIN, « L’Econométrie des données de panel, modèle linéaires simples », Ecole Doctorale Edoctif (Séminaire méthodologique) .
- Dielman, 1989, « Pooled Cross-Sectional and time series data analysis »,
- Texas Christian University, USA..
- Gujarati, Basic Econometrics, forth the McGraw –Hill companies 2004.

قـــائمـــــة المراجـــــع :

- John Johnston, Econometric methods, International student editions, 2 illustrée, McGraw-Hill, 1971
- Peracchi. F, 2001, « Econometrics », England, John Wiley et Sons LTD.
- Rachid BENDIB, Econométrie, Théorie et applications (Alger OPU 2001)
- Régis Bourbonnais,Econométrie, 3 édition, Paris,Dunod,2000.
- Régis Bourbonnais , MICHEL TERRAZA : « Analyse des séries temporelles en économie », 1ere édition,Presses universitaires de France, 1998.
- Wiliam Green , Ecnometric Analysis, 5th ed , New Jersey , Prentice Hall, Apper Saddle River, 2003.

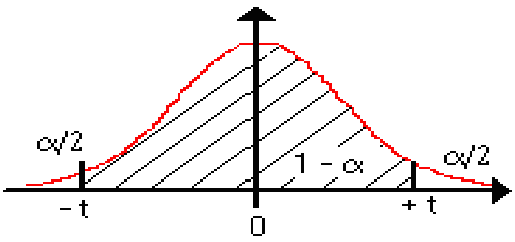
الملاحق

جدول توزيع ستيودنت " Student"

Table de la Loi de Student

Cette table donne les fractiles de la loi de Student à ν degrés de liberté : valeur t ayant la probabilité α d'être dépassée en valeur absolue :$P(-t < T < t) = 1 - \alpha$.

Ou : $P(T < -t) = \alpha/2 = P(T > t)$



α bilatéral | $1 - (\alpha/2)$ (unilatéral) | ν (degré de liberté)

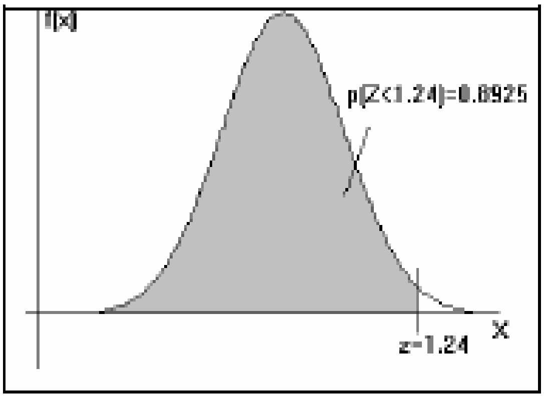
α	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01	0.005	0.001
$(\alpha/2)$	0.45	0.4	0.35	0.3	0.25	0.2	0.15	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005	0.0025	0.0005
$1-(\alpha/2)$	0.55	0.6	0.65	0.7	0.75	0.8	0.85	0.9	0.95	0.975	0.99	0.995	0.9975	0.9995
ν														
1	0.1584	0.3249	0.5095	0.7265	1	1.3764	1.9626	3.0777	6.3137	12.706	31.821	63.656	127.32	636.58
2	0.1421	0.2887	0.4447	0.6172	0.8165	1.0607	1.3862	1.8856	2.92	4.3027	6.9645	9.925	14.089	31.6
3	0.1366	0.2767	0.4242	0.5844	0.7649	0.9785	1.2498	1.6377	2.3534	3.1824	4.5407	5.8408	7.4532	12.924
4	0.1338	0.2707	0.4142	0.5686	0.7407	0.941	1.1896	1.5332	2.1318	2.7765	3.7469	4.6041	5.5975	8.6101
5	0.1322	0.2672	0.4082	0.5594	0.7267	0.9195	1.1558	1.4759	2.015	2.5706	3.3649	4.0321	4.7733	6.8685
6	0.1311	0.2648	0.4043	0.5534	0.7176	0.9057	1.1342	1.4398	1.9432	2.4469	3.1427	3.7074	4.3168	5.9587
7	0.1303	0.2632	0.4015	0.5491	0.7111	0.896	1.1192	1.4149	1.8946	2.3646	2.9979	3.4995	4.0294	5.4081
8	0.1297	0.2619	0.3995	0.5459	0.7064	0.8889	1.1081	1.3968	1.8595	2.306	2.8965	3.3554	3.8325	5.0414
9	0.1293	0.261	0.3979	0.5435	0.7027	0.8834	1.0997	1.383	1.8331	2.2622	2.8214	3.2498	3.6896	4.7809
10	0.1289	0.2602	0.3966	0.5415	0.6998	0.8791	1.0931	1.3722	1.8125	2.2281	2.7638	3.1693	3.5814	4.5868
11	0.1286	0.2596	0.3956	0.5399	0.6974	0.8755	1.0877	1.3634	1.7959	2.201	2.7181	3.1058	3.4966	4.4369
12	0.1283	0.259	0.3947	0.5386	0.6955	0.8726	1.0832	1.3562	1.7823	2.1788	2.681	3.0545	3.4284	4.3178
13	0.1281	0.2586	0.394	0.5375	0.6938	0.8702	1.0795	1.3502	1.7709	2.1604	2.6503	3.0123	3.3725	4.2209
14	0.128	0.2582	0.3933	0.5366	0.6924	0.8681	1.0763	1.345	1.7613	2.1448	2.6245	2.9768	3.3257	4.1403
15	0.1278	0.2579	0.3928	0.5357	0.6912	0.8662	1.0735	1.3406	1.7531	2.1315	2.6025	2.9467	3.286	4.0728
16	0.1277	0.2576	0.3923	0.535	0.6901	0.8647	1.0711	1.3368	1.7459	2.1199	2.5835	2.9208	3.252	4.0149
17	0.1276	0.2573	0.3919	0.5344	0.6892	0.8633	1.069	1.3334	1.7396	2.1098	2.5669	2.8982	3.2224	3.9651
18	0.1274	0.2571	0.3915	0.5338	0.6884	0.862	1.0672	1.3304	1.7341	2.1009	2.5524	2.8784	3.1966	3.9217
19	0.1274	0.2569	0.3912	0.5333	0.6876	0.861	1.0655	1.3277	1.7291	2.093	2.5395	2.8609	3.1737	3.8833
20	0.1273	0.2567	0.3909	0.5329	0.687	0.86	1.064	1.3253	1.7247	2.086	2.528	2.8453	3.1534	3.8496
21	0.1272	0.2566	0.3906	0.5325	0.6864	0.8591	1.0627	1.3232	1.7207	2.0796	2.5176	2.8314	3.1352	3.8193
22	0.1271	0.2564	0.3904	0.5321	0.6858	0.8583	1.0614	1.3212	1.7171	2.0739	2.5083	2.8188	3.1188	3.7922
23	0.1271	0.2563	0.3902	0.5317	0.6853	0.8575	1.0603	1.3195	1.7139	2.0687	2.4999	2.8073	3.104	3.7676
24	0.127	0.2562	0.39	0.5314	0.6848	0.8569	1.0593	1.3178	1.7109	2.0639	2.4922	2.797	3.0905	3.7454
25	0.1269	0.2561	0.3898	0.5312	0.6844	0.8562	1.0584	1.3163	1.7081	2.0595	2.4851	2.7874	3.0782	3.7251
26	0.1269	0.256	0.3896	0.5309	0.684	0.8557	1.0575	1.315	1.7056	2.0555	2.4786	2.7787	3.0669	3.7067
27	0.1268	0.2559	0.3894	0.5306	0.6837	0.8551	1.0567	1.3137	1.7033	2.0518	2.4727	2.7707	3.0565	3.6895
28	0.1268	0.2558	0.3893	0.5304	0.6834	0.8546	1.056	1.3125	1.7011	2.0484	2.4671	2.7633	3.047	3.6739

29	0.1268	0.2557	0.3892	0.5302	0.683	0.8542	1.0553	1.3114	1.6991	2.0452	2.462	2.7564	3.038	3.6595
30	0.1267	0.2556	0.389	0.53	0.6828	0.8538	1.0547	1.3104	1.6973	2.0423	2.4573	2.75	3.0298	3.646
31	0.1267	0.2555	0.3889	0.5298	0.6825	0.8534	1.0541	1.3095	1.6955	2.0395	2.4528	2.744	3.0221	3.6335
32	0.1267	0.2555	0.3888	0.5297	0.6822	0.853	1.0535	1.3086	1.6939	2.0369	2.4487	2.7385	3.0149	3.6218
33	0.1266	0.2554	0.3887	0.5295	0.682	0.8526	1.053	1.3077	1.6924	2.0345	2.4448	2.7333	3.0082	3.6109
34	0.1266	0.2553	0.3886	0.5294	0.6818	0.8523	1.0525	1.307	1.6909	2.0322	2.4411	2.7284	3.002	3.6007
35	0.1266	0.2553	0.3885	0.5292	0.6816	0.852	1.052	1.3062	1.6896	2.0301	2.4377	2.7238	2.9961	3.5911
36	0.1266	0.2552	0.3884	0.5291	0.6814	0.8517	1.0516	1.3055	1.6883	2.0281	2.4345	2.7195	2.9905	3.5821
37	0.1265	0.2552	0.3883	0.5289	0.6812	0.8514	1.0512	1.3049	1.6871	2.0262	2.4314	2.7154	2.9853	3.5737
38	0.1265	0.2551	0.3882	0.5288	0.681	0.8512	1.0508	1.3042	1.686	2.0244	2.4286	2.7116	2.9803	3.5657
39	0.1265	0.2551	0.3882	0.5287	0.6808	0.8509	1.0504	1.3036	1.6849	2.0227	2.4258	2.7079	2.9756	3.5581
40	0.1265	0.255	0.3881	0.5286	0.6807	0.8507	1.05	1.3031	1.6839	2.0211	2.4233	2.7045	2.9712	3.551
41	0.1264	0.255	0.388	0.5285	0.6805	0.8505	1.0497	1.3025	1.6829	2.0195	2.4208	2.7012	2.967	3.5443
42	0.1264	0.255	0.388	0.5284	0.6804	0.8503	1.0494	1.302	1.682	2.0181	2.4185	2.6981	2.963	3.5377
43	0.1264	0.2549	0.3879	0.5283	0.6802	0.8501	1.0491	1.3016	1.6811	2.0167	2.4163	2.6951	2.9592	3.5316
44	0.1264	0.2549	0.3878	0.5282	0.6801	0.8499	1.0488	1.3011	1.6802	2.0154	2.4141	2.6923	2.9555	3.5258
45	0.1264	0.2549	0.3878	0.5281	0.68	0.8497	1.0485	1.3007	1.6794	2.0141	2.4121	2.6896	2.9521	3.5203
46	0.1264	0.2548	0.3877	0.5281	0.6799	0.8495	1.0482	1.3002	1.6787	2.0129	2.4102	2.687	2.9488	3.5149
47	0.1263	0.2548	0.3877	0.528	0.6797	0.8493	1.048	1.2998	1.6779	2.0117	2.4083	2.6846	2.9456	3.5099
48	0.1263	0.2548	0.3876	0.5279	0.6796	0.8492	1.0478	1.2994	1.6772	2.0106	2.4066	2.6822	2.9426	3.505
49	0.1263	0.2547	0.3876	0.5278	0.6795	0.849	1.0475	1.2991	1.6766	2.0096	2.4049	2.68	2.9397	3.5005
50	0.1263	0.2547	0.3875	0.5278	0.6794	0.8489	1.0473	1.2987	1.6759	2.0086	2.4033	2.6778	2.937	3.496
60	0.1262	0.2545	0.3872	0.5272	0.6786	0.8477	1.0455	1.2958	1.6706	2.0003	2.3901	2.6603	2.9146	3.4602
70	0.1261	0.2543	0.3869	0.5268	0.678	0.8468	1.0442	1.2938	1.6669	1.9944	2.3808	2.6479	2.8987	3.435
80	0.1261	0.2542	0.3867	0.5265	0.6776	0.8461	1.0432	1.2922	1.6641	1.9901	2.3739	2.6387	2.887	3.4164
90	0.126	0.2541	0.3866	0.5263	0.6772	0.8456	1.0424	1.291	1.662	1.9867	2.3685	2.6316	2.8779	3.4019
100	0.126	0.254	0.3864	0.5261	0.677	0.8452	1.0418	1.2901	1.6602	1.984	2.3642	2.6259	2.8707	3.3905
110	0.126	0.254	0.3863	0.5259	0.6767	0.8449	1.0413	1.2893	1.6588	1.9818	2.3607	2.6213	2.8648	3.3811
120	0.1259	0.2539	0.3862	0.5258	0.6765	0.8446	1.0409	1.2886	1.6576	1.9799	2.3578	2.6174	2.8599	3.3734
130	0.1259	0.2539	0.3862	0.5257	0.6764	0.8444	1.0406	1.2881	1.6567	1.9784	2.3554	2.6142	2.8557	3.367
140	0.1259	0.2538	0.3861	0.5256	0.6762	0.8442	1.0403	1.2876	1.6558	1.9771	2.3533	2.6114	2.8522	3.3613
infini (loi normale)	0.1257	0.2533	0.3853	0.5244	0.6744	0.8416	1.0364	1.2816	1.6449	1.96	2.3264	2.5759	2.8072	3.2908

جدول التوزيع الطبيعي ذو النهاية المركزية

TABLE DE LA LOI NORMALE CENTREE REDUITE

Lecture de la table: Pour z=1.24 (intersection de la ligne 1.2 et de la colonne 0.04), on a la proportion P(Z < 1,24) = 0.8925



P(Z > 1,96) = 0,025
P(Z > 2,58) = 0,005
P(Z > 3,29) = 0,0005

Rappels:

1/ P(Z > z) = 1 - P(Z < z) et 2/ P(Z < -z) = P(Z > z)

Example: Sachant P(Z < 1,24) = 0,8925, on en déduit:

1/ (P(Z > 1,24) = 1 - P(Z < 1,24) = 1 - 0,8925 = 0,1075

2/ P(Z < -1,24) = P(Z > 1,24) = 0,1075

z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5120	0,5160	0,5199	0,5239	0,5279	0,5319	0,5359
0,1	0,5398	0,5438	0,5478	0,5517	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,5714	0,5753
0,2	0,5793	0,5832	0,5871	0,5910	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6103	0,6141
0,3	0,6179	0,6217	0,6255	0,6293	0,6331	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,6517
0,4	0,6554	0,6591	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
0,5	0,6915	0,6950	0,6985	0,7019	0,7054	0,7088	0,7123	0,7157	0,7190	0,7224
0,6	0,7257	0,7291	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,7517	0,7549
0,7	0,7580	0,7611	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
0,8	0,7881	0,7910	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,8051	0,8078	0,8106	0,8133
0,9	0,8159	0,8186	0,8212	0,8238	0,8264	0,8289	0,8315	0,8340	0,8365	0,8389
1,0	0,8413	0,8438	0,8461	0,8485	0,8508	0,8531	0,8554	0,8577	0,8599	0,8621
1,1	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,8810	0,8830
1,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,9015
1,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9099	0,9115	0,9131	0,9147	0,9162	0,9177
1,4	0,9192	0,9207	0,9222	0,9236	0,9251	0,9265	0,9279	0,9292	0,9306	0,9319
1,5	0,9332	0,9345	0,9357	0,9370	0,9382	0,9394	0,9406	0,9418	0,9429	0,9441
1,6	0,9452	0,9463	0,9474	0,9484	0,9495	0,9505	0,9515	0,9525	0,9535	0,9545
1,7	0,9554	0,9564	0,9573	0,9582	0,9591	0,9599	0,9608	0,9616	0,9625	0,9633
1,8	0,9641	0,9649	0,9656	0,9664	0,9671	0,9678	0,9686	0,9693	0,9699	0,9706
1,9	0,9713	0,9719	0,9726	0,9732	0,9738	0,9744	0,9750	0,9756	0,9761	0,9767
2,0	0,9772	0,9778	0,9783	0,9788	0,9793	0,9798	0,9803	0,9808	0,9812	0,9817
2,1	0,9821	0,9826	0,9830	0,9834	0,9838	0,9842	0,9846	0,9850	0,9854	0,9857
2,2	0,9861	0,9864	0,9868	0,9871	0,9875	0,9878	0,9881	0,9884	0,9887	0,9890
2,3	0,9893	0,9896	0,9898	0,9901	0,9904	0,9906	0,9909	0,9911	0,9913	0,9916
2,4	0,9918	0,9920	0,9922	0,9925	0,9927	0,9929	0,9931	0,9932	0,9934	0,9936
2,5	0,9938	0,9940	0,9941	0,9943	0,9945	0,9946	0,9948	0,9949	0,9951	0,9952
2,6	0,9953	0,9955	0,9956	0,9957	0,9959	0,9960	0,9961	0,9962	0,9963	0,9964
2,7	0,9965	0,9966	0,9967	0,9968	0,9969	0,9970	0,9971	0,9972	0,9973	0,9974
2,8	0,9974	0,9975	0,9976	0,9977	0,9977	0,9978	0,9979	0,9979	0,9980	0,9981
2,9	0,9981	0,9982	0,9982	0,9983	0,9984	0,9984	0,9985	0,9985	0,9986	0,9986
3,0	0,99865	0,99869	0,99874	0,99878	0,99882	0,99886	0,99889	0,99893	0,99896	0,99900
3,1	0,99903	0,99906	0,99910	0,99913	0,99916	0,99918	0,99921	0,99924	0,99926	0,99929
3,2	0,99931	0,99934	0,99936	0,99938	0,99940	0,99942	0,99944	0,99946	0,99948	0,99950
3,3	0,99952	0,99953	0,99955	0,99957	0,99958	0,99960	0,99961	0,99962	0,99964	0,99965
3,4	0,99966	0,99968	0,99969	0,99970	0,99971	0,99972	0,99973	0,99974	0,99975	0,99976
3,5	0,99977	0,99978	0,99978	0,99979	0,99980	0,99981	0,99981	0,99982	0,99983	0,99983
3,6	0,99984	0,99985	0,99985	0,99986	0,99986	0,99987	0,99987	0,99988	0,99988	0,99989
3,7	0,99989	0,99990	0,99990	0,99990	0,99991	0,99991	0,99992	0,99992	0,99992	0,99992
3,8	0,99993	0,99993	0,99993	0,99994	0,99994	0,99994	0,99994	0,99995	0,99995	0,99995
3,9	0,99995	0,99995	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996	0,99997	0,99997
4,0	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99998	0,99998	0,99998	0,99998

جدول توزيع كاي مربع " KHI 2 "

DISTRIBUTION DU KHI2

La table donne les valeurs critiques de χ^2 pour un nombre de degrés de liberté (ddl) et pour un seuil repère donnés (α).

Par exemple:

Pour ddl = 3 et α= 0,05 la table indique χ^2 = 7,81

Ceci signifie que: $P(\chi^2_{[3]} > 7{,}81) = 0{,}05$

ddl \ α	0,05	0,01	0,001
1	3,84	6,63	10,83
2	5,99	9,21	13,82
3	7,81	11,34	16,27
4	9,49	13,28	18,47
5	11,07	15,09	20,52
6	12,59	16,81	22,46
7	14,07	18,48	24,32
8	15,51	20,09	26,12
9	16,92	21,67	27,88
10	18,31	23,21	29,59
11	19,68	24,72	31,26
12	21,03	26,22	32,91
13	22,36	27,69	34,53
14	23,68	29,14	36,12
15	25,00	30,58	37,70
16	26,30	32,00	39,25
17	27,59	33,41	40,79
18	28,87	34,81	42,31
19	30,14	36,19	43,82
20	31,41	37,57	45,31
21	32,67	38,93	46,80
22	33,92	40,29	48,27
23	35,17	41,64	49,73
24	36,42	42,98	51,18
25	37,65	44,31	52,62
26	38,89	45,64	54,05
27	40,11	46,96	55,48
28	41,34	48,28	56,89
29	42,56	49,59	58,30
30	43,77	50,89	59,70

جدول القيم الحرجة لمعامل الارتباط الرتبي لسبيرمان " **Spearman**"

Critical Values of the Spearman's Ranked Correlation Coefficient (rs)

α(2):	0.50	0.20	0.10	0.05	0.02	0.01	0.005	0.002	0.001
α(1):	0.25	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005	0.0025	0.001	0.0005
n									
4	0.600	1.000	1.000						
5	0.500	0.800	0.900	1.000	1.000				
6	0.371	0.657	0.829	0.886	0.943	1.000	1.000		
7	0.321	0.571	0.714	0.786	0.893	0.929	0.964	1.000	1.000
8	0.310	0.524	0.643	0.738	0.833	0.881	0.905	0.952	0.976
9	0.267	0.483	0.600	0.700	0.783	0.833	0.867	0.917	0.933
10	0.248	0.455	0.564	0.648	0.745	0.794	0.830	0.879	0.903
11	0.236	0.427	0.536	0.618	0.709	0.755	0.800	0.845	0.873
12	0.217	0.406	0.503	0.587	0.678	0.727	0.769	0.818	0.846
13	0.209	0.385	0.484	0.560	0.648	0.703	0.747	0.791	0.824
14	0.200	0.367	0.464	0.538	0.626	0.679	0.723	0.771	0.802
15	0.189	0.354	0.446	0.521	0.604	0.654	0.700	0.750	0.779
16	0.182	0.341	0.429	0.503	0.582	0.635	0.679	0.729	0.762
17	0.176	0.328	0.414	0.485	0.566	0.615	0.662	0.713	0.748
18	0.170	0.317	0.401	0.472	0.550	0.600	0.643	0.695	0.728
19	0.165	0.309	0.391	0.460	0.535	0.584	0.628	0.677	0.712
20	0.161	0.299	0.380	0.447	0.520	0.570	0.612	0.662	0.696
21	0.156	0.292	0.370	0.435	0.508	0.556	0.599	0.648	0.681
22	0.152	0.284	0.361	0.425	0.496	0.544	0.586	0.634	0.667
23	0.148	0.278	0.353	0.415	0.486	0.532	0.573	0.622	0.654
24	0.144	0.271	0.344	0.406	0.476	0.521	0.562	0.610	0.642
25	0.142	0.265	0.337	0.398	0.466	0.511	0.551	0.598	0.630
26	0.138	0.259	0.331	0.390	0.457	0.501	0.541	0.587	0.619
27	0.136	0.255	0.324	0.382	0.448	0.491	0.531	0.577	0.608
28	0.133	0.250	0.317	0.375	0.440	0.483	0.522	0.567	0.598
29	0.130	0.245	0.312	0.368	0.433	0.475	0.513	0.558	0.589
30	0.128	0.240	0.306	0.362	0.425	0.467	0.504	0.549	0.580
31	0.126	0.236	0.301	0.356	0.418	0.459	0.496	0.541	0.571
32	0.124	0.232	0.296	0.350	0.412	0.452	0.489	0.533	0.563
33	0.121	0.229	0.291	0.345	0.405	0.446	0.482	0.525	0.554
34	0.120	0.225	0.287	0.340	0.399	0.439	0.475	0.517	0.547
35	0.118	0.222	0.283	0.335	0.394	0.433	0.468	0.510	0.539
36	0.116	0.219	0.279	0.330	0.388	0.427	0.462	0.504	0.533
37	0.114	0.216	0.275	0.325	0.383	0.421	0.456	0.497	0.526
38	0.113	0.212	0.271	0.321	0.378	0.415	0.450	0.491	0.519
39	0.111	0.210	0.267	0.317	0.373	0.410	0.444	0.485	0.513
40	0.110	0.207	0.264	0.313	0.368	0.405	0.439	0.479	0.507
41	0.108	0.204	0.261	0.309	0.364	0.400	0.433	0.473	0.501
42	0.107	0.202	0.257	0.305	0.359	0.395	0.428	0.468	0.495
43	0.105	0.199	0.254	0.301	0.355	0.391	0.423	0.463	0.490
44	0.104	0.197	0.251	0.298	0.351	0.386	0.419	0.458	0.484
45	0.103	0.194	0.248	0.294	0.347	0.382	0.414	0.453	0.479
46	0.102	0.192	0.246	0.291	0.343	0.378	0.410	0.448	0.474
47	0.101	0.190	0.243	0.288	0.340	0.374	0.405	0.443	0.469
48	0.100	0.188	0.240	0.285	0.336	0.370	0.401	0.439	0.465
49	0.098	0.186	0.238	0.282	0.333	0.366	0.397	0.434	0.460
50	0.097	0.184	0.235	0.279	0.329	0.363	0.393	0.430	0.456

α(2):	0.50	0.20	0.10	0.05	0.02	0.01	0.005	0.002	0.001
α(1):	0.25	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005	0.0025	0.001	0.0005
n									
51	0.096	0.182	0.233	0.276	0.326	0.359	0.390	0.426	0.451
52	0.095	0.180	0.231	0.274	0.323	0.356	0.386	0.422	0.447
53	0.095	0.179	0.228	0.271	0.320	0.352	0.382	0.418	0.443
54	0.094	0.177	0.226	0.268	0.317	0.349	0.379	0.414	0.439
55	0.093	0.175	0.224	0.266	0.314	0.346	0.375	0.411	0.435
56	0.092	0.174	0.222	0.264	0.311	0.343	0.372	0.407	0.432
57	0.091	0.172	0.220	0.261	0.308	0.340	0.369	0.404	0.428
58	0.090	0.171	0.218	0.259	0.306	0.337	0.366	0.400	0.424
59	0.089	0.169	0.216	0.257	0.303	0.334	0.363	0.397	0.421
60	0.089	0.168	0.214	0.255	0.300	0.331	0.360	0.394	0.418
61	0.088	0.166	0.213	0.252	0.298	0.329	0.357	0.391	0.414
62	0.087	0.165	0.211	0.250	0.296	0.326	0.354	0.388	0.411
63	0.086	0.163	0.209	0.248	0.293	0.323	0.351	0.385	0.408
64	0.086	0.162	0.207	0.246	0.291	0.321	0.348	0.382	0.405
65	0.085	0.161	0.206	0.244	0.289	0.318	0.346	0.379	0.402
66	0.084	0.160	0.204	0.243	0.287	0.316	0.343	0.376	0.399
67	0.084	0.158	0.203	0.241	0.284	0.314	0.341	0.373	0.396
68	0.083	0.157	0.201	0.239	0.282	0.311	0.338	0.370	0.393
69	0.082	0.156	0.200	0.237	0.280	0.309	0.336	0.368	0.390
70	0.082	0.155	0.198	0.235	0.278	0.307	0.333	0.365	0.388
71	0.081	0.154	0.197	0.234	0.276	0.305	0.331	0.363	0.385
72	0.081	0.153	0.195	0.232	0.274	0.303	0.329	0.360	0.382
73	0.080	0.152	0.194	0.230	0.272	0.301	0.327	0.358	0.380
74	0.080	0.151	0.193	0.229	0.271	0.299	0.324	0.355	0.377
75	0.079	0.150	0.191	0.227	0.269	0.297	0.322	0.353	0.375
76	0.078	0.149	0.190	0.226	0.267	0.295	0.320	0.351	0.372
77	0.078	0.148	0.189	0.224	0.265	0.293	0.318	0.349	0.370
78	0.077	0.147	0.188	0.223	0.264	0.291	0.316	0.346	0.368
79	0.077	0.146	0.186	0.221	0.262	0.289	0.314	0.344	0.365
80	0.076	0.145	0.185	0.220	0.260	0.287	0.312	0.342	0.363
81	0.076	0.144	0.184	0.219	0.259	0.285	0.310	0.340	0.361
82	0.075	0.143	0.183	0.217	0.257	0.284	0.308	0.338	0.359
83	0.075	0.142	0.182	0.216	0.255	0.282	0.306	0.336	0.357
84	0.074	0.141	0.181	0.215	0.254	0.280	0.305	0.334	0.355
85	0.074	0.140	0.180	0.213	0.252	0.279	0.303	0.332	0.353
86	0.074	0.139	0.179	0.212	0.251	0.277	0.301	0.330	0.351
87	0.073	0.139	0.177	0.211	0.250	0.276	0.299	0.328	0.349
88	0.073	0.138	0.176	0.210	0.248	0.274	0.298	0.327	0.347
89	0.072	0.137	0.175	0.209	0.247	0.272	0.296	0.325	0.345
90	0.072	0.136	0.174	0.207	0.245	0.271	0.294	0.323	0.343
91	0.072	0.135	0.173	0.206	0.244	0.269	0.293	0.321	0.341
92	0.071	0.135	0.173	0.205	0.243	0.268	0.291	0.319	0.339
93	0.071	0.134	0.172	0.204	0.241	0.267	0.290	0.318	0.338
94	0.070	0.133	0.171	0.203	0.240	0.265	0.288	0.316	0.336
95	0.070	0.133	0.170	0.202	0.239	0.264	0.287	0.314	0.334
96	0.070	0.132	0.169	0.201	0.238	0.262	0.285	0.313	0.332
97	0.069	0.131	0.168	0.200	0.236	0.261	0.284	0.311	0.331
98	0.069	0.130	0.167	0.199	0.235	0.260	0.282	0.310	0.329
99	0.068	0.130	0.166	0.198	0.234	0.258	0.281	0.308	0.327
100	0.068	0.129	0.165	0.197	0.233	0.257	0.279	0.307	0.326