المحاضرة الأولى: تعريف القياس الاقتصادي

القياس الاقتصادي Econometrics هو فرع من فروع علم الاقتصاد ويعنى بتحليل الظواهر الاقتصادية الواقعية تحليلاً كمياً، وذلك باستخدام أساليب الاستقراء الإحصائي المناسبة، أي إنه العلم الذي يستخدم طرائق الاستقراء والاستدلال الإحصائي لكشف القوانين الاقتصادية الموضوعية وتحديد فعلها تحديداً كمياً.

فالتحليل الكمي للظواهر الاقتصادية هو محاولة للتحقق من العلاقات الاقتصادية والتأكد من منطقيتها في تمثيل الواقع المعقد الذي تعبر عنه النظرية الاقتصادية في صيغة فروض. ويعتمد القياس الاقتصادي في قياس العلاقات الاقتصادية وتحليلها على دمج النظرية الاقتصادية والرياضيات والأساليب الإحصائية في نموذج متكامل، وذلك بهدف تقويم معالم ذلك النموذج ثم اختبار الفروض حول ظاهرة اقتصادية معينة، وأخيراً التنبؤ بقيم تلك الظاهرة.

ويلاحظ ان التعريف أعلاه يركز على نقطتين أساسيتين هما:

أولا: العلوم التي يعتمد عليها القياس الاقتصادي

يعتمد القياس الاقتصادي على مجموعة من العلوم اهمها:

1. علم الاقتصاد، وهذا أمر طبيعي، إذ إن الاقتصاد القياسي هو أحد فروع هذا العلم. فالنظرية الاقتصادية تشير عموماً إلى وجود علاقات معينة بين متغيرات اقتصادية كالعلاقة بين الكمية المطلوبة من سلعة معينة وسعرها وأسعار السلع البديلة مثلاً، وتحتاج عملية قياس تلك العلاقات إلى اختيار نماذج قياسية لتمثيلها.
2. الرياضيات، بما توفره من نماذج رياضية يختار الاقتصاد القياسي ما يناسب منها وفق أسس معينة للوصول إلى نموذج لتمثيل العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية المدروسة. ومن الطبيعي أن يكون بعض تلك النماذج أقل جودة في التعبير عن الواقع المعقد من بعضها الآخر.
3. الإحصاء، بما يوفره من أدوات أساسية في القياس كالتي تتعلق بطرائق الاستدلال الإحصائي مثلاً.

ثانيا: اهداف القياس الاقتصادي

يمكن اجمال اهداف القياس الاقتصادي في ثلاث اهداف رئيسة هي:

1. التحليل الهيكلي: والذي يقصد به استخدام النموذج المقدر في التعبير عن العلاقات ما بين المتغيرات الاقتصادية بشكل رقمي من خلال قياسها واختبارها والتحقق منها. ويساهم التحليل الهيكلي في فهم الظواهر الاقتصادية وفي التعرف على مدى توافقها مع ما تطرحه النظرية الاقتصادية حولها، وهذا بدوره يؤدي الى تطور مفهوم النظرية الاقتصادية.
2. التنبؤ: ويقصد به إيجاد توقعات رقمية لبعض المتغيرات لحالات خارج المشاهدات، وقد تمثل تلك الحالات فترات زمنية في المستقبل او مناطق جغرافية او منشآت او اسر لم تتضمنها عينة المشاهدات. ويعتبر التنبؤ مهماً وذلك لأغراض اتخاذ القرارات وخاصة التخطيطية منها.
3. تقييم السياسات: هو استخدام النموذج القياسي المقدر للمفاضلة ما بين السياسات البديلة وذلك بهدف اختيار السياسة التي تعظم دالة هدف محددة او السياسة الأكثر ملائمة في ظل قيود معينة او وفق معايير أخرى. فعلى سبيل المثال قد يستهدف المخطط زيادة الطلب على سلعة معينة وهو امر ممكن تحقيقه باتباع سياسات مختلفة منها تخفيض سعر السلعة ذاتها او رفع أسعار السلع البديلة او زيادة دخول الاسر المستهلكة للسلعة او غير ذلك. ولكل واحدة من هذه السياسات مزاياها وعيوبها

حيث ان تخفيض سعر السلعة له اثار إيجابية على المستهلك ولكنه قد يؤدي الى تخفيض الإنتاج المحلي لها ويستدعي التوسع في استيرادها او دعم أسعارها، في حين ان رفع أسعار السلع البديلة يؤثر سلبيا على المستهلك وله اثار تضخمية ولكنه يزيد من حوافز انتاج تلك السلع. وقد يجري تقييم السياسات على المستوى الجزئي كما هو الحال في دراسات تقييم المشروعات التي يستخدم فيها القياس الاقتصادي للمفاضلة ما بين مشروعات مختلفة.

وهنالك ترابط وثيق ما بين الأهداف الثلاثة الرئيسية للقياس الاقتصادي، فما يوفره التحليل الهيكلي من قياس رقمي للعلاقات ما بين المتغيرات الاقتصادية يستخدم لأغراض التنبؤ وعلى أساس التنبؤات يجري تقييم السياسات. وعلى هذا فان الدراسة القياسية قد تشتمل على واحد او أكثر من الأهداف الرئيسية الثلاثة للقياس الاقتصادي. لذلك يمكن تلخيص أهم خطوات تحقيق أهداف القياس الاقتصادي بالنقاط التالية

1. بناء نموذج قياسي اقتصادي مبني على الملاحظة بشكل يمكن اختباره. ويوجد هناك العديد من الطرق لبناء النموذج القياسي من النموذج الاقتصادي والتي تأخذ بنظر الاعتبار الشكل المناسب للنموذج، وكذلك تحديد البناء العشوائي للمتغيرات، وهكذا.
2. تقدير واختبار هذه النماذج باستخدام البيانات المشاهدة
3. اختبار فروض النظريات الاقتصادية.
4. المساهمة في وضع ورسم السياسات واتخاذ القرار.
5. التوقع بقيم المتغيرات والظواهر الاقتصادية في المستقبل.

مهام القياس الاقتصادي

تتمثل مهام الاقتصاد القياسي عامة بتحقيق ما يلي:

1. تحديد النموذج الرياضي المناسب لتمثيل العلاقة أو العلاقات القائمة بين المتغيرات الاقتصادية المدروسة، إذ يجب على الباحث في هذه المرحلة وضع فروض النظرية الاقتصادية في نموذج رياضي عشوائي.
2. تقدير معاملات أو ثوابت النموذج الرياضي المطبق عن طريق جمع الإحصاءات الاقتصادية المناسبة بالدقة المطلوبة حول ظاهرة أو ظواهر يراد دراستها وتنتهي باستخدام الأساليب الإحصائية المناسبة لتقدير معالم النموذج الذي اختاره الباحث لتمثيل العلاقات بين المتغيرات.
3. اختبار النموذج الرياضي العشوائي المطبق بحيث يكون قريباً من الواقع المدروس. ويعتمد الباحث في اختيار النموذج المناسب على معايير اقتصادية، إذ من المفترض أن تنسجم قيم المعاملات المقررة في النموذج في طبيعتها وقيمها النسبية مع ما هو متوقع في إطار النظرية والفروض الاقتصادية التي تحكم الظواهر المدروسة. وكذلك من اختبارات فروض النموذج نفسها، ولاسيما تلك المتصلة بالحد العشوائي لمعرفة مدى انسجامها مع الواقع المدروس.

مجالات طرق تطبيق القياس الاقتصادي

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

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

وكانت جامعة هارفرد المركز الأول لهذا النوع من الأبحاث التي قلت أهميتها إثر عجزها عن التنبؤ بحدوث الأزمة الاقتصادية الكبرى عام 1929.

2. أبحاث السوق وتحديد مرونة الطلب والعرض، إذ من الثابت عموماً أنّ هناك علاقة عكسية بين سعر المنتج والكمية المطلوبة منه. ومن المهم عند المنتجين معرفة مدى أثر تغيير محدد في سعر السلعة في الكمية المطلوبة منها. وعلى صعيد أجهزة الدولة المسؤولة عن تخطيط عملية التنمية فإن هذا النوع من الأبحاث ذو أهمية خاصة، إذ إن السياسات السعرية تؤلف أدوات لتوجيه أنماط الإنتاج والاستهلاك باتجاهات مرغوب فيها، مما يحتم ضرورة تعرُّف فعالية هذه الأدوات قبل استعمالها. ففي المجتمعات الاشتراكية مثلاً، يتطلب التخطيط الفعال للاستهلاك الفردي تعرُّف مرونات الطلب بالنسبة إلى الدخل والأسعار، لكي يستطيع المخطط تعرُّف الطلب المستقبلي في ضوء التطور المرسوم للدخول والأسعار المتوقعة للسلع وبدائلها.
3. دراسة مستويات الإنتاج وعلاقتها بالتكلفة، وهي دراسات ذات أهمية في مسائل تخطيط الإنتاج على صعيد الوحدات والقطاعات الإنتاجية. إذ تبين هذه الدراسات الأهمية النسبية لكل عامل من عوامل الإنتاج في العملية الإنتاجية على صعيد المؤسسة وأهميته في النمو الاقتصادي على مستوى القطاع والمجتمع. أي تحديد مصادر النمو الاقتصادي في المجتمع ودور استخدام التطور التقني في ذلك.

مفهوم النموذج القياسي

النموذج هو اية وسيلة لتمثيل ظاهرة معينة لغرض تحليلها او التنبؤ بها او السيطرة عليها، وسبب استخدام النماذج في معظم العلوم هو ان مختلف الظواهر تكون عادة في واقعها الفعلي معقدة ومتشابكة الى درجة يتعذر معها دراستها الا من خلال تمثيلها بشكل مبسط باستخدام النماذج. [8,p.8]

ان النماذج على أنواع أهمها النماذج المادية والهندسية والجبرية، والنموذج المادي يصنع من المعدن او الخشب او مواد أخرى كما هو الحال بالنسبة لنموذج مصغر لبناية او النموذج المكبر لخلية حية، اما النموذج الهندسي فيجري فيه تمثيل العلاقات ما بين المتغيرات عن طريق الاشكال والرسوم البيانية ومن الأمثلة على هذه النماذج في الاقتصاد هي منحنيات العرض والطلب والتي يمثل فيها كل من العرض والطلب بمنحنى يتم من خلالهما تحديد الكمية والسعر الذين يتحقق فيهما التوازن ما بين العرض والطلب.

اما النماذج الجبرية فإنها تمثل العلاقة ما بين المتغيرات من خلال معادلات جبرية، وتتميز النماذج الجبرية مقارنة بالنماذج الهندسية في سهولة التعامل معها نسبيا في قياس العلاقات وتحليلها والتنبؤ بها، كما تتميز النماذج الجبرية بالشمول حيث يمكن استخدام اعداد كبيرة من المتغيرات والمعادلات في حين يقتصر استخدام النماذج الهندسية على عدد صغير من المتغيرات والمعادلات لان التمثيل الهندسي محدد ببعدين او ثلاثة ابعاد على الأكثر.

والنموذج الاقتصادي نموذج جبري وهو منظومة من العلاقات النظرية التي يتم تمثيلها رياضيا لتعبر عن المكونات الأساسية لظاهرة اقتصادية معينة، والنموذج القياسي هو نموذج اقتصادي يتضمن ما يلي:

اولاً:- متغيرات اقتصادية
ثانياً:- المعالم
ثالثاً:- المعادلات

المحاضرة الثانية: مشكلة الارتباط الذاتي

يشير الارتباط الذاتي بوجه عام الى وجود ارتباط بين القيم المشاهدة لنفس المتغير. وفي نماذج الانحدار عادة ما تشير مشكلة الارتباط الذاتي الى وجود ارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي، وفي هذه الحالة تكون قيمة معامل الارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي (او معامل التغاير) غير مساوية للصفر' ووجود مشكلة الارتباط الذاتي يخل بأحد الافتراضات التي تقوم عليها طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وهي تعني ان خطا ما حدث في فترة ما، ثم اخذ يؤثر في الاخطاء الخاصة بالفترات التالية بطريقة تؤدي الى تكرار نفس الخطأ أكثر من مرة. أي انه قد يوجد هناك خطا واحد ولكنه يتكرر في كل الفترات التالية بما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي عند مستوى يختلف عن القيم الحقيقية.

أولا: اشكال الارتباط الذاتي

يمكن تصنيف الارتباط الذاتي الى عدة انواع نذكر منها ما يلي:-

1-1 الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى AR(1): First Order Autocorrelation Scheme

عندما يكون الارتباط الذاتي للخطأ العشوائي U_i من الدرجة الأولى فإنه يكون غير مستقل ويتبع النموذج التالي:

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t$$

ρ:- معلمة تقيس درجة الارتباط وتتراوح قيمته بين $-1 \le \rho \le +1$.

2-1 الارتباط الذاتي من الدرجة m AR(m):

m Order Autocorrelation Scheme

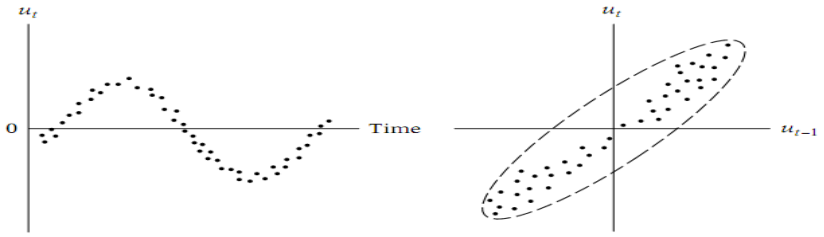
في هذه الحالة يرتبط حد الخطأ العشوائي للفترة الحالية t بالحدود العشوائية للفترات السابقة حتى الفترة m وكما موضح بالصيغة التالية: -

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + \rho_m u_{t-m} + V_t$$

3-1 الارتباط الذاتي الطردي والعكسي

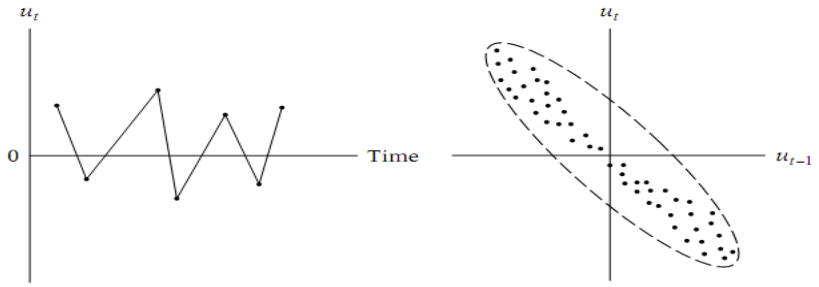
Positive autocorrelation and Negative autocorrelation

يوجد هنالك تصنيف اخر للارتباط الذاتي وذلك وفق الاتجاه وكما موضح بالأشكال التالية: -



شكل (1)

ارتباط ذاتي موجب (طردي) Positive autocorrelation



شكل (2)

ارتباط ذاتي سالب Negative autocorrelation

ان الشكل (1) يوضح حالة التقلب الدوري لقيم الخطأ العشوائي والتي لا تختلف اشارتها من فترة الى اخرى، وانما تضل الاشارة واحدة لمجموعة قيم متتالية قد تكون موجبة او سالبة. وفي مثل هذه الحالة يكون الارتباط الذاتي موجب (طردي)، اما الشكل (2) فيلاحظ من خلاله ان اشارات قيم المتغير العشوائي تتغير اشارتها على التوالي من فترة زمنية الى اخرى فهي موجبة في فترة وسالبة في فترة اخرى ولذلك فان الارتباط الذاتي يكون سالبا في هذه الحالة (عكسي).

ثانيا: طرق تقدير معامل الارتباط الذاتي

يوجد هنالك عدد من الطرق لتقدير معامل الارتباط الذاتي، نذكر منها ما يلي: -

1-2 طريقة كوكران - اوركات :

Cochrane- Orcutte method

تعد من أقدم الطرائق لتقدير (ρ)، إذ قدم Cochrane وزميله Orcutte بحثاً مشتركاً عام 1949، توصلا عن طريقه الى صيغة لتقدير اول لـ (ρ) كالآتي[ ]:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-1}}{\sum (\hat{e}^2_{t-1})} \qquad \text{----------} \quad (1)$$

بحيث ان: -

e: تمثل البواقي (errors) والتي يمكن حسابها كما يلي:

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t$$

$$e_{t-1} = Y_{t-1} - \hat{Y}_{t-1}$$

2-2 طريقة دربن - واتسون

Durbin- Watson method

تم تقدير معامل الارتباط الذاتي عن طريق احصائية d (d statistic) المقدرة والمسماة احصائية D.W[ ]، متخذة الصيغة الاتية :

$$\hat{d}^* = 2(1 - \hat{\rho})$$

إذ يتم تقدير قيمة معامل الارتباط الذاتي(ρ) بإعادة كتابة الصيغة أعلاه، فتصبح:

$$\hat{\rho} = \frac{2 - \overset{*}{d}}{2}$$

$$\therefore \hat{\rho} = 1 - \frac{\overset{*}{d}}{2} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

3-2 **طريقة ثيل - نايجر** :

Theil- Nagar method

هـي طريقـة مطـورة لطريقـة دربـن-واتسـون فـي تقـدير معامـل الارتبـاط الـذاتي، إذ أضـاف Theil،Nagar في بحثهما عام 1961، عدد المتغيرات المستقلة (k) وحجم العينـة (n) الـى الصيغة (2) لتظهر صيغة جديدة باسمهما اخذت الشكل الآتي

$$\hat{\rho} = \frac{n^2(1 - \frac{\overset{*}{d}}{2}) + (k+1)^2}{n^2 - (k+1)^2} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

ثالثا: **اسباب الارتباط الذاتي**

يمكن تلخيص اهم اسباب الارتباط الذاتي فيما يلي:-

1. حذف بعض المتغيرات التفسيرية ذات القيم المرتبطة ذاتيا. فمن المعروف ان حذف بعض المتغيرات من نموذج الانحدار يترتب عليه ما يسمى بخطأ الحذف، وهذا ينعكس بدوره في قيم الحد العشوائي. فاذا كانت قيم المتغير التفسيري المحذوف مرتبطة ذاتيا عبر الفترات المتتالية، مثل الدخل الذي تتأثر قيمته في الفترة الحالية بقيمته في الفترة السابقة فان خطا الحذف في الفترات المتتالية تكون قيمه مرتبطة ذاتيا ايضا، وبالتالي يتولد هنالك نوع من الارتباط الذاتي بين قيم الخطأ العشوائي. ولكن في بعض الحالات يلاحظ انه في حالة وجود أكثر من متغير تفسيري واحد محذوف ذات قيم مرتبطة ذاتيا، فان قيم الحد العشوائي قد لا تكون مرتبطة ذاتيا حيث يحتمل ان تكون انماط الارتباط الذاتي للمتغيرات التفسيرية المحذوفة في اتجاهات متضادة بحيث يلغي أثر بعضها البعض -سوء تعيين الشكل الرياضي للنموذج، وذلك في حالة استخدام صيغة رياضية تختلف عن الصيغة الحقيقية للعلاقة محل التقدير. فان قيم الحد العشوائي قد تظهر ارتباطا ذاتيا.
2. سوء تعيين المتغير العشوائي نفسه. فمن الممكن ان نتوقع في عديد من الحالات ان تكون القيم الحقيقية المتتالية للمتغير العشوائي مرتبطة ذاتيا دون سبب خارجي، فاثر العوامل العشوائية الصافية كالحروب والاوبئة والاضرابات العمالية يمكن ان تمتد لأكثر من فترة على المتغير التابع، مما يؤدي الى وجود ارتباط ذاتي بين قيم المتغير العشوائي.
3. وجود متغيرات مبطئة محذوفة، في بعض نماذج الانحدار يلاحظ ان المتغيرات المستقلة تحتوي على بعض المتغيرات المبطئة، فاذا اهملت هذه المتغيرات فان الأخطاء تأخذ نمطا منتظما نتيجة لحذف هذه المتغيرات.

المحاضرة الثالثة: اثار مشكلة الارتباط الذاتي

يمكن ان نحصر اهم اثار مشكلة الارتباط الذاتي فيما يلي:-

1. لا يؤثر وجود الارتباط الذاتي على درجة تحيز القيم المقدرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، فتبقى القيم المقدرة غير متحيزة رغم وجود هذه المشكلة. كما تبقى تقديرات هذه الطريقة متسقة، ولكنها تفقد صفة الكفاءة.
2. يؤدي وجود مشكلة الارتباط الذاتي الى صغر حجم الاخطاء المعيارية للمعالم المقدرة وذلك عند استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، الامر الذي يؤدي الى: -

أ- تضخيم معنوية المعلمات المقدرة

ب- عدم دقة فترات الثقة التي تستخدم الاخطاء المعيارية في حسابها.

ت- قد تؤدي الى عدم صلاحية اختباري F,T وذلك لكون تباين الحد العشوائي المقدر يكون متحيزا نحو الأسفل، وبالتالي تكون القيمة المقدرة له اقل من القيمة الفعلية لتباين الحد العشوائي.

ث- تصبح التنبؤات المبنية على النموذج غير دقيقة وذلك بموجب طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (O.L.S)، اذ يمكن الحصول على تنبؤات أكثر دقة باستخدام طرق أخرى كطريقة المربعات الصغرى العامة (Generalized least square)

ج- المبالغة في تقدير معامل التحديد.

ح- تصبح التقديرات حساسة للتقلب من عينة لأخرى بحيث انها تعطي نتائج متحيزة في عينة معينة.

اختبارات الكشف عن الارتباط الذاتي

يتعين التمييز بين نوعين من معايير اختبار الارتباط الذاتي هما

أولا: اختبار الارتباط الذاتي من رتبة اعلى من الاولى

من بين المعايير التي تستخدم للكشف عن الارتباط الذاتي من رتبة اعلى من الرتبة الاولى هي:

1-1 اختبار Breusch-Godfrey

في هذه الحالة يرتبط حد الخطأ العشوائي للفترة الحالية t بالحدود العشوائية للفترات السابقة حتى الفترة m وكما موضح بالصيغة التالية[]: -

$$U_t = \rho_1 U_{t-1} + \rho_2 U_{t-2} + \ldots\ldots\ldots\ldots + \rho_m U_{t-m} + V_t$$

وفي هذه الحالة تكون فرضية العدم التي نرغب باختبارها هي :-

$$\mathbf{H_0:}\ \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \ldots\ldots = \rho_m$$

في مقابل الفرض البديل: ان كل هذه المعاملات لا تساوي الصفر. ولإجراء هذا الاختبار نتبع الخطوات التالية: -

أ- نقوم بتقدير دالة الانحدار الاصلية ثم نحسب منها البواقي أي: -

$$e_t = y_t - \hat{y}_t$$

إذا كان الارتباط الذي نختبره من الرتبة الثالثة مثلا، نقوم بتقدير ما يسمى بالانحدار المساعد وكما يلي:
-

$$e_t=C+\hat{\alpha}_1X_{1t}+\hat{\alpha}_2X_{2t}+\hat{\rho}_1e_{t-1}+\hat{\rho}_2e_{t-2}+\hat{\rho}_3e_{t-3}+W_t$$

ثم نقوم بحساب معامل التحديد من الانحدار المساعد ومن ثم نقوم بحساب احصاءة الاختبار التالية:

$$LM=T*R^2 \quad \text{---------- (4)}$$

حيث ان: -

T: حجم العينة

R^2: معامل التحديد والمأخوذ من الانحدار المساعد.

ب- نقارن القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية لمربع كاي وبدرجة حرية مساوية الى m ومستوى معنوية معين. فاذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية فهذا يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، أي بمعنى اخر وجود مشكلة الارتباط الذاتي. والعكس صحيح.

ومن اهم مميزات هذا الاختبار بالإضافة الى انه يستخدم للكشف عن الارتباط الذاتي من رتبة اعلى من الاولى:

1. لا يتأثر بظهور قيم المتغير التابع ذات الفجوة الزمنية كمتغير تفسيري.
2. يتم تحديد رتبة الارتباط الذاتي التي يتم اختبارها بصورة تحكمية.

المحاضرة الثالثة:

مثال (1)

للبيانات المعطاة في الجدول التالي:

جدول (1)

اجمالي تكوين راس المال الثابت والرقم القياسي لأسعار المستهلك داخل الاقتصاد العراقي للمدة 1981 – 2000 وبالأسعار الثابتة لعام 1988. (مليون دينار)

السنوات	اجمالي تكوين راس المال الثابت	الرقم القياسي لأسعار المستهلك
1981	**9714.70**	**49.90**
1982	**10294.10**	**56.60**
1983	**8107.17**	**63.50**
1984	**6066.06**	**68.50**
1985	**5424.83**	**71.40**
1986	**3269.36**	**72.30**
1987	**3953.52**	**82.40**
1988	**4396.60**	**100.00**
1989	**5840.53**	**106.30**
1990	**4700.03**	**161.20**
1991	**597.64**	**461.90**

848.80	**568.45**	1992
2611.10	**728.42**	1993
15461.60	**448.12**	1994
69792.10	**309.66**	1995
59020.80	**139.83**	1996
72610.30	**235.86**	1997
83335.10	**326.10**	1998
93816.20	**464.02**	1999
98486.40	**897.55**	2000

المطلوب / 1-استخدم طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية في تقدير دالة اجمالي تكوين راس المال الثابت التالية: -:

$$Y= b_0 + b_1X_1+ u$$

حيث إن: -

Y : اجمالي تكوين راس المال الثابت

$_1$: التضخم (الرقم القياسي لأسعار المستهلك) .

2-طبق اختبار Breusch-Godfrey للكشف عن وجود او عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية

الحل: -

الخطوة الأولى: تم استخدام اسلوب المربعات الصغرى الاعتيادية (O.L.S) في التقدير وكانت النتائج كما يلي: مطلوب توضيح كيف حصللنا على النتائج

جدول (2)

تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية (O.L.S) لدالة الاستثمار في العراق للفترة (1981-2000)

Equation: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

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

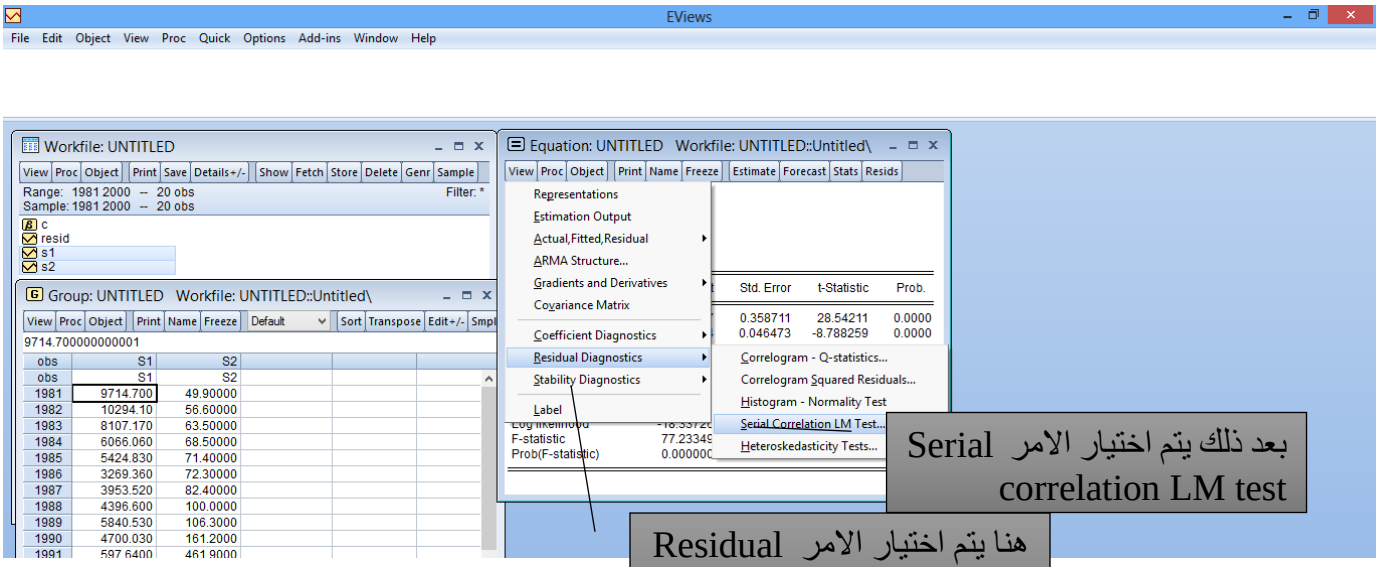
Dependent Variable: LOG(S1)
Method: Least Squares
Date: 11/10/14 Time: 18:25
Sample: 1981 2000
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.23837	0.358711	28.54211	0.0000
LOG(S2)	-0.408414	0.046473	-8.788259	0.0000

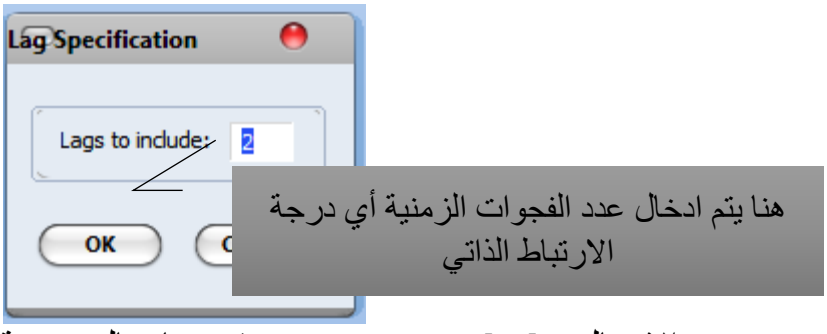
R-squared	0.810991	Mean dependent var	7.345971
Adjusted R-squared	0.800490	S.D. dependent var	1.428395
S.E. of regression	0.638014	Akaike info criterion	2.033726
Sum squared resid	7.327113	Schwarz criterion	2.133300
Log likelihood	-18.33726	Hannan-Quinn criter.	2.053164
F-statistic	77.23349	Durbin-Watson stat	0.787694
Prob(F-statistic)	0.000000		

المحاضرة الرابعة

الخطوة الثانية: تطبيق اختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية باستخدام طريقة Breusch-Godfrey وذلك من خلال اختيار الأمر Residual Diagnostics من قائمة View و من ثم Serial correlation LM test

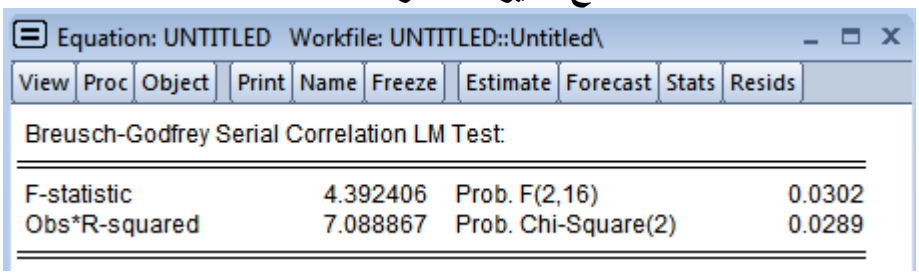


الخطوة الثالثة: الضغط على زر الامر Serial correlation LM test حيث ستظهر لدينا الواجهة التالية:



بمربع الادخال Lags to include نقوم بإدخال درجة الارتباط الذاتي وعند التنفيذ ستظهر نتيجة الاختبار وكما يلي:

جدول (3)
نتائج تقدير الانحدار المساعد



يلاحظ من الجدول (3)، بان القيمة الاحتمالية لاختبار **Breusch-Godfrey** والبالغة (0.0302) اقل من مستوى المعنوية (5%) وهذا يعني رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية. وما يؤكد هذا الاختبار هو معنوية اختبار F الامر الذي يؤدي الى معنوية كل من ρ_1, ρ_2 . أي رفض فرضية العدم التالية: -

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$

اختبار ديربن - واتسون

Durbin-Watson test

يعتبر هذا الاختبار أوسع الاختبارات استعمالا وجيد الأداء لمختلف العينات، لأنه يوجد اختبارات أخرى قد تكون أقوى من اختبار ديربن- واتسون من الناحية الإحصائية إلا أنها تكتسب قوتها في العينات كبيره الحجم ولذلك يفضل ديربن- واتسون على الكثير من الاختبارات الأخرى، فضلا على أنه بسيط من ناحية الفكرة والتطبيق. الاختبار مخصص للكشف عن ارتباط الذاتي من الدرجة الأولى. إن النموذج الخطى البسيط في وجود ارتباط ذاتي من الرتبة الأولى هو:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

حيث:

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

وان ρ يمثل معامل الارتباط الذاتي بحيث $|\rho| < 1$ و u_i متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وتباين ثابت σ_u^2 و $E(u_i u_j) = 0, i \neq j$.

يستخدم اختبار دربن _ واتسون لاختبار ثلاثة فروض وهي:

1. وجود ارتباط ذاتي موجب:

$$H_0 : \rho = 0$$

ضد الفرض البديل:

$$H_0 : \rho > 0$$

2. وجود ارتباط ذاتي سالب:

$$H_0 : \rho = 0$$

ضد الفرض البديل:

$$H_0 : \rho < 0$$

3. وجود ارتباط ذاتي سالب أو موجب (اختبار ذو جانبين):

$H_0 : \rho = 0$

ضد الفرض البديل:

$H_1 : \rho \neq 0$

وينحصر الاختبار بالخطوات التالية:

- تقدير معالم الانحدار باستخدام أسلوب المربعات الصغرى للحصول على معاملات الانحدار.
- طرح قيم المتغير التابع من القيم المشاهدة للحصول على البواقي:

$e_i = y_i - \hat{y}_i .$

- حساب قيمة إحصائية مقدرة نرمز لها بالرمز DW على النحو التالي:

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^{n} (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}. \qquad \text{---------- (8)}$$

مع ملاحظة أن:

$0 \leq DW \leq 4.$

وبعد ذلك يتم مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية ل ديربن – واتسون بحيث أن جداول دربن - واتسون تأخذ في الاعتبار كل من عدد المشاهدات n وعدد المتغيرات المستقلة (k) ومستوى المعنوية α في حالة اختبار من جانب واحد و 2α في حالة اختبار ذو جانبين. ومما هو جدير بالذكر أن الفرض الأكثر شيوعا هو الفرض البديل: $H_1 : \rho > 0$ ويحتوي الجدول على قيمتين إحداهما d_L وهي القيمة الصغرى و d_U العليا ثم تتم المقارنة على النحو التالي الموضح في الجدول التالي :

جدول (9)

مناطق الرفض والقبول لاختبار ديربن – واتسون

الحالة	قيمة DW المقدره	القرار
1	$4-d_L < DW < 4$	ارتباط ذاتي سالب
2	$4-d_U < DW < 4-d_L$	قرار غير محدد
3	$2 < DW < 4-d_U$	لا يوجد ارتباط ذاتي
4	$d_U < DW < 2$	لا يوجد ارتباط ذاتي
5	$d_L < DW < d_U$	قرار غير محدد
6	$0 < DW < d_L$	ارتباط ذاتي موجب

المحاضرة الخامسة

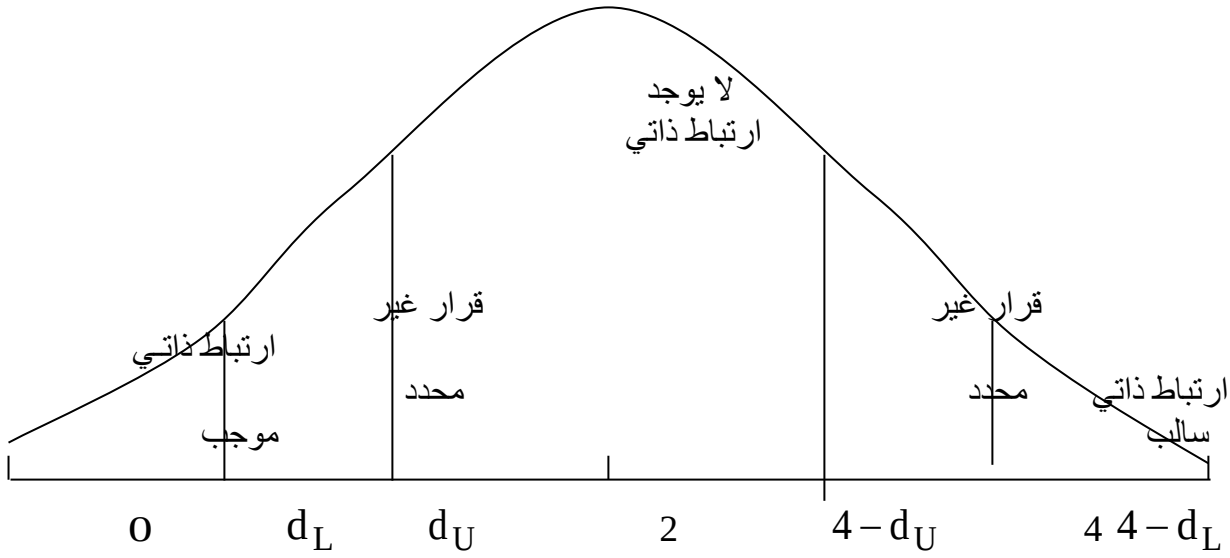
مما تقدم نجد أن هناك ثلاث نتائج للاختبار:

لا يوجد ارتباط ذاتي في الحالتين 4, 3 .

أ- قرار غير محدد أي لا يمكن الجزم بوجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي وذلك يستلزم إضافة بيانات إلى السلسلة الزمنية إن أمكن كما في الحالتين 2,5.

ب- وجود ارتباط ذاتي سالب كما في الحالة الاولى أو وجود ارتباط ذاتي موجب كما في الحالة السادسة.

ويوضح الشكل التالي مناطق اتخاذ القرار مبينة عليه قيم DW و d_U , d_L.



شكل (5)

مخطط يبين مناطق القبول والرفض لاختبار ديربن - واتسون

وقد سبق أن ذكرنا ان قيمة DW تتراوح بين الصفر وأربعة. فإذا كانت DW=0 فهذا يعني أن $\hat{\rho} \to 1$ وإذا كانت DW=4 فهذا يعني أن $\hat{\rho} \to -1$.

أي أنه إذا اقتربت قيمة DW من الصفر نجد أن هناك ارتباط ذاتيا موجبا وكلما اقتربت قيمة DW من 4 سنجد ان هناك ارتباطا ذاتيا عكسيا.

2-1-1 مزايا اختبار دير بن- واتســون

يتميز اختبار ديربن - واتسون ببعض المميزات منها: -

- سهل الاستعمال.
- واسع الانتشار.
- أكبر الاختبارات التي تستعمل للارتباط الذاتي
- حسن الأداء في العينات الصغيرة وأيضا في العينات الكبيرة.

2-1-2 عيوب اختبار دير بن واتسون:

ان من اهم العيوب الموجودة في هذا الاختبار:

- وجود مناطق اللا حسم. يقترح البعض ضم منطقة اللا حسم إلى منطقة الرفض.

- لا يطبق على النماذج التي لا تحتوي على قاطع.
- لا يستخدم هذا الاختبار إذا كان أحد المتغيرات المستقلة عشوائيا.

2-1-3 شروط استخدام اختبار دير بن واتسـون D.W

هنالك عدد من الشروط يجب الاخذ بنظر الاعتبار بها وذلك في حالة استخدام هذا الاختبار وهي: -

1. يستخدم هذا الاختبار في حالة الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى والذي يأخذ انحداره الصيغة التالية: -

$$U_t=\rho U_{t-1}+W_t$$

أي لا يصلح في حالة الارتباط الذاتي من رتبة اعلى من الاولى.

2. لابد ان تحتوي معادلة الانحدار الاصلية بالنموذج على معلمة تقاطعية أي تأخذ الصيغة التالية

$$Y=B_0+B_1X_1+\ldots\ldots\ldots\ldots+B_kX_k+U$$

اما إذا كان النموذج بطبيعته لا يحتوي على معلمة تقاطعية، فيتعين اعادة تقديره بوجود المعلمة التقاطعية للتأكد من وجود او عدم وجود الارتباط الذاتي.

3. يتعين ان لا يحتوي النموذج الاصلي على المتغير التابع ذات الفجوة الزمنية كأحد متغيراته التفسيرية.

2-1-4 العلاقة بين احصاءة دير بن- واتسون ومعلمة الارتباط الذاتي:

إذا أخذنا إحصاء دير بن واتسون المحسـوبة

$$d=\frac{\sum(u_t-u_{t-1})^2}{\sum u_t^2}$$

نلاحظ ان البسـط يبدأ بالمشاهدة الثانية نسبة لظهور البواقي المتباطئة في البسط.

وبفك الاقواس نحصل على: -

$$d=\frac{\sum u_t^2}{\sum u_t^2}+\frac{\sum u_{t-1}^2}{\sum u_t^2}-2\frac{\sum u_t u_{t-1}}{\sum u_t^2}$$

ولكون ان $(\sum e_t^2)$ و $(\sum e_{t-1}^2)$ يختلفان في مشاهدة واحدة ، لذا فانهما بشكل تقريبي متساويان ، لذا فان :

$$d=1+1-2\hat{\rho}$$

$$d=2-2\hat{\rho}$$

$$d^*=2(1-\hat{\rho})$$

وأحيانا تكتب كما يلي:

$$\hat{\rho}\approx 1-(1/2)d \qquad \text{----------(9)}$$

ان قيمة (d^*) تكون ضمن المدى $0\le d^*\le 4$ وذلك لكون مدى $(\hat{\rho})$ هو $-1\le\hat{\rho}\le+1$ ، وعندما تكون قيمة $d^*=2$ فان $\hat{\rho}=0$ ومعنى ذلك لا يوجد ارتباط ذاتي ، وعندما تكون قيمة $d^*=0$ فان $\hat{\rho}=1$ أي هناك ارتباط ذاتي موجب ، وعندما $d^*=4$ فان $\hat{\rho}=-1$ ، أي ان هناك ارتباط ذاتي سالب

مثال (4)

نفرض ان لدينا البيانات التالية:

جدول (10)
اجمالي تكوين راس المال الثابت والدخل القومي داخل الاقتصاد العراقي للمدة 1981 – 2000
وبالأسعار الثابتة لعام 1988 (مليون دينار)

السنوات	اجمالي تكوين راس المال الثابت	الدخل القومي
1981	9714.70	20291.38
1982	10294.10	19386.22
1983	8107.17	17317.32
1984	6066.06	18749.78
1985	5424.83	18219.89
1986	3269.36	1750.29
1987	3953.52	18581.67
1988	4396.60	16982.9
1989	5840.53	16808
1990	4700.03	12418.18
1991	597.64	4058.15
1992	568.45	5868.85
1993	728.42	4797.87
1994	448.12	40535.3
1995	309.66	2894.41
1996	139.83	3860
1997	235.86	4033.87
1998	326.10	4965.83
1999	464.02	6255.33
2000	897.55	7019.35

م/ استخدم اختبار ديربن- واتسون **D.W.** وذلك لاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى.
بالنسبة لدالة اجمالي تكوين راس المال الثابت التالية: -

$$Y= b_0 + b_1X_1+ u$$

حيث إن: -
Y : اجمالي تكوين راس المال الثابت
$\square_1$: الدخل القومي .

الحل / تم تطبيق اسلوب المربعات الصغرى الاعتيادية وذلك لتقدير نموذج دالة الاستثمار بحيث كانت النتائج كما يلي: -

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.4937	-0.698663	2.901946	-2.027482	**الحد الثابت**
0.0045	3.243171	0.317424	1.029461	**الدخل القومي**

من الجدول (11)، يمكن استخراج قيمة ديربن – واتسون وكما يلي: -

جدول (12)

المعطيات الخاصة بتقدير قيمة دربن واتسون (d) من البيانات الاصلية وباعتماد النموذج المقدر

e_{t-1}	e^2_t	$e_t - e_{t-1}$	e_t	$\hat{Y}_t$	السنة
----			**0.99873**	**8.18266**	1981
0.99873	**1.218021**	**0.104910**	**1.10364**	**8.13569**	1982
1.10364	**0.962361**	**-0.122640**	**0.98100**	**8.01951**	1983
0.98100	**0.371052**	**-0.371860**	**0.60914**	**8.10132**	1984
0.60914	**0.277655**	**-0.082210**	**0.52693**	**8.07181**	1985
0.52693	**5.916035**	**1.905360**	**2.43229**	**5.66006**	1986
2.43229	**0.036218**	**-2.241980**	**0.19031**	**8.09205**	1987
0.19031	**0.151446**	**0.198850**	**0.38916**	**7.99943**	1988
0.38916	**0.467582**	**0.294640**	**0.68380**	**7.98877**	1989
0.68380	**0.605533**	**0.094360**	**0.77816**	**7.67716**	1990
0.77816	**0.017633**	**-0.910950**	**-0.13279**	**6.52578**	1991
-0.13279	**0.316598**	**-0.429880**	**-0.56267**	**6.90558**	1992
-0.56267	**0.011509**	**0.455390**	**-0.10728**	**6.69816**	1993
-0.10728	**7.783933**	**-2.682690**	**-2.78997**	**8.89503**	1994
-2.78997	**0.195718**	**2.347570**	**-0.44240**	**6.17788**	1995
-0.44240	**2.352604**	**-1.091420**	**-1.53382**	**6.47424**	1996
-1.53382	**1.115896**	**0.477460**	**-1.05636**	**6.51960**	1997
-1.05636	**0.895616**	**0.109990**	**-0.94637**	**6.73358**	1998
-0.94637	**0.691076**	**0.115060**	**-0.83131**	**6.97123**	1999
-0.83131	**0.084216**	**0.541110**	**-0.29020**	**7.08987**	2000

من الجدول (12)، يمكن حساب احصاءة (ديربن – واتسون) وذلك بالاعتماد على الصيغة (8) اذ بلغت قيمتها (1.006630).

القرار:

عند مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية نلاحظ بانها اقل من الحد الادنى والبالغ (1.20) وذلك تحت مستوى معنوية (5%) ، وهذا معناه رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة والقائلة بوجود مشكلة الارتباط الذاتي .