

الأسبوع 58
10/10/19

معضلات الاقتصاد القياسي Econometric Problems

الاقتصاد
اصيات في الدراسة الثانية لفروض النموذج الخطي

Second-order Tests of the Assumptions of the Linear Regression Model

تبادلتنا في الفصول السابقة النموذج الخطي والمفروضات التي
المفروضات تتبادلتنا المفروضات الأساسية الواجب توفرها في نماذج
تقدير معالم النموذج، والتي تم ذكرها سابقاً وانما الافضل ان نذكر
لهذه المفروضات خوف بؤرك ان يكون هناك مشكلة مستقلة هي:

- اولاً - فتلطد نماذج الاندازي لخطي (البيومي)
- ثانياً - فتلطد الاندازي المقدر (المقدر الخطي)
- ثالثاً - فتلطد دمجيات في اناسه التباين

اولاً - فتلطد الارتباط الذاتي Autocorrelation problem

فتلطد المفروضات الأساسية التي تقوم عليها النموذج الخطي
افترض ان نقدم الارتباط بين قيم المتغير العشوائي u_i في السنة (t) وبينه
في السنوات السابقة ايلاً u_{i-1} - فالتبوك اللاحقة u_{i-2} - u_{i-3} - الخ
اي ان u_i تتكون من فتلطد بعض الشيء ويعبر عنه ذلك
بما واه التباين الكثر في الافتراض المتأني بالقرابي

$$\text{Cov}(u_i, u_j) = 0 \quad \begin{matrix} i, j = 1, 2, 3, \dots, n \\ i \neq j \end{matrix}$$

وتفسير في الوقت نفسه انضية عن تأني الظاهر المتقارب
المتفق في السنة (t) تلك التي تتفق في السنة $(t+1)$ ، عز
ان التوقع المتقارب في السنة (t) وذلك، او لوجبه تأني

للظاهرة الاقتصادية المقفوق (t) واليه (t) ثم تلك التي ستقفق (t) ^{في}
 الـ $(t+1)$ ، $(t+2)$ ، أو الفترات السابقة $(t-1)$ ، $(t-2)$ ، ...
 ولذلك نقرر منه الارتباط الذاتي فيما يخص البيانات التي تأخذ
 شكل التسلسل الزمني (Time series data) ، وذلك في العيوق التي تقدر على
 بيانات مقطعية (cross section data) وبخاصة البيانات
 المقطعية المتتالية كمثل لرساط مجاميع (grouping of observation)
 ومحاولة اعتماد المقطع العشوائية (t) لعرض العوض ينتفي المقترحة
 انما صارت المقدم الارتباط بينها فنظهر منه تدنيس ذلك
 الارتباط الذاتي
 The Autocorrelation
 البيانات

$$\text{Cov}(u_i, u_j) \neq 0$$

① مصادر الارتباط الذاتي Sources of Autocorrelation

نظر الارتباط الذاتي لأسباب التبعيات التفرعية

① - حيث بعض المقدمات المستقلة هنا العلاقة المدروسة ليست لافزا
 مثل عدم توفر البيانات المناسبة عن كل فرد فربما يكون شكل النموذج
 وقد يتكون من بين هذه المقدمات المنفردة وتغير أو الترتيب
 ذاتياً ، المدراتية يؤدي الى جعل المقدمات المتفرعية
 المترتبة ، وهذا في ذاتها لا يقلب انما العنوي في النموذج
 يجب ، انما تقلب أيضاً المقدمات المنفردة .

② - معاكبة البيانات في المقدمات المستقلة أيضاً يمكن
 فقد يتم تقدير بعض المقدمات اعتماداً على قيم مقدمات أخرى
 ان عمليات التقدير والتقدير تعتمد على العادة على أخطاء معدلات قيم
 المقدمات المتتالية ، هما خلق علاقة تبعية فقط ، تلك المقدمات
 وذلك في التناهي من طبيعة توزيعها

٥٥
 ١- الصيانة غير الدقيقة للنموذج: بعضنا ان مثل العلاقة بين المتغيرات المستمرة لا يتوافق مع شكل الكسيفر، فاذا افترضنا علاقة خطية بين المتغيرين X و Y فاصيحات العلاقة الخطية غير دقيقة فانه يمكن ان ينتج عن ذلك تراجيح ذاتي بين هاتين المتغيرات المتوائمتين ١٧٤

٢- الانحدار المحيطة لبيانات السلاسل الزمنية: ان بعض الفوقل المتوائمتين المتوائمتين ونما المتكثرة قد ينتج عن خط تراجيح في قيم العنصر المتوائي المتوائمتين اكثر من فترة زمنية واحدة، فالمكروب والفيجات والنزول تحت اثارها وانما سائر في فعالية الاعتقاد ~~لعدة~~ لسنوات متتالية مما يتسبب في حصول ارتباط ذاتي بين قيم تلك المتلاصقة.

طبيعة الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى

يمكن كتابة ~~معادلة~~ الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى كالتالي
 المعادلة التالية

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$$

صيغته ρ معامل الارتباط الذاتي و ϵ_t هي صيغة عشوائية

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$$

صيغته ρ تمثل انما المتوائمتين في الفترة t

Y_{t-1} انما المتوائي للفترة السابقة و ϵ_t هي الصيغة العشوائية

ولاعتمادنا على المعادلة السابقة يمكن التمييز بين $\rho = 0$ و $\rho \neq 0$

ومعناه $\rho = 0$ وجود علاقة بين القيم المتتالية للمتغير المتوائي وتكون $Y_t = \epsilon_t$

$$\rho \neq 0$$

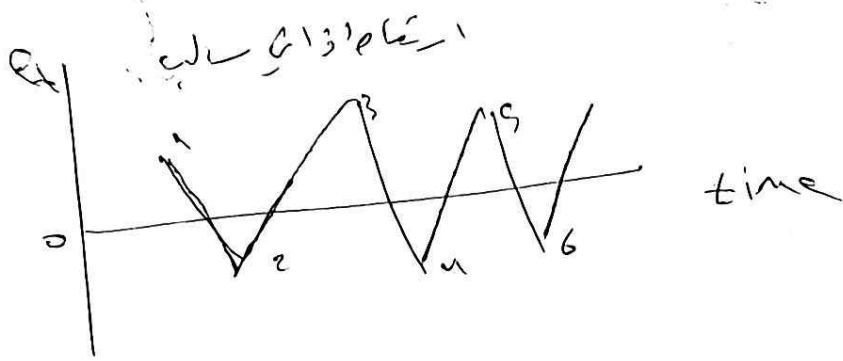
ومعناه $\rho \neq 0$ وجود علاقة ارتباط ذاتي

③ أنواع الاستجابات الزاوية من الدرجة الأولى

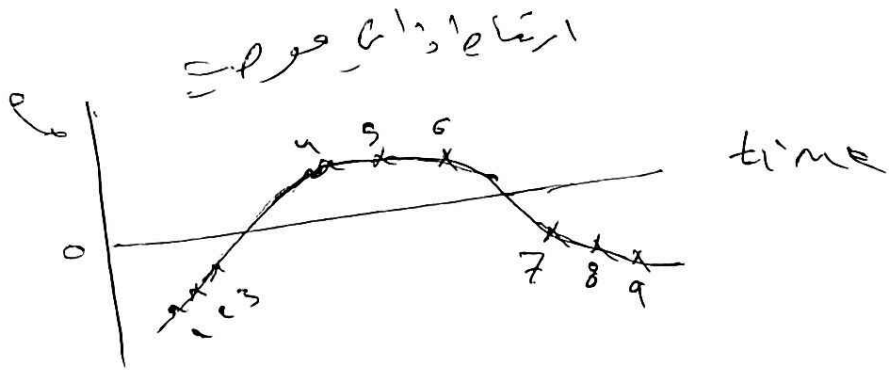
6

① - استجابة الزاوية الأولية من الدرجة الأولى: ويرتبط عندما تكون سعة الاضطراب موجية فورية ثم عمودياً عليه - وهكذا - أي ان العنصر المتعاقب له نفس المستوى كما نلاحظ في الإشارة الجبرية أو التيارات المتتالية ~~فإنها~~

② - استجابة الزاوية السالبة: ويرتبط عندما تكون خالية القيمة ~~المتتالية~~ المتعاقبة المتعاقبة له نفس المستوى وتبادل الإشارة الكبيرة بين موجة ثم سلبية - وهكذا - عند الاضطراب سلبية ثم وعين كوضع إشارة فراغ بين التاليف



$$E_a = \hat{h} - \hat{h}$$



Consequences ~~of~~ result of Autocorrelation

1- تضع قيم التقديرات بدرجة صحيحة، ودرجة عدم صحته تتوقف على درجة ونوع الارتباط الذاتي

2- تتغير قدرات المعاملات المعرفى الاحتمالية (KLM) تتفق بالمالية الكلية مع عدم التحيز الا ان تفرقة خاصة (معدل و اقل بيان) حيث ان التباين يوفى الارتباط الذاتي يوفى التباين مما عناه الارتباط الذاتي

3- يقع اثر الارتباط الذاتي على نتائج تحليل الانحدار، فقط في الاختيارين R^2 و F نتائج اقل دقة مما تلامح على عدم وجود الارتباط الذاتي، حيث انه لذلك اختيار التباين لا كالمعيارين، فارتباط R^2 لا تتكافؤ لانه يتغير بتغير

4- عدم دقة التنبؤات المستخلصة من النموذج ب (KLM) لان تباين الخطى هو اقل من التباين المقاس، مما يتطلب استخدام طرق اقل للتقدير كطرق المعاملات المعرفى الصفة (GLS)

Generalized least squares method

لاننا نفضل افضل تقدير منطقي لتقديرنا حالة وجود الارتباط الذاتي طريقة ان تكون صه (P) مقلقة

5- يقع تقدير التباين بالتقدير المتساوي افضل منا لفيه الكيفية له، وتكون الفرق البعد صله الا يتباطى الارتباط المتوسم

٦٣
 اختبار الارتباط الذاتي : Test of Autocorrelation

هناك عدة طرق لاختبار وجود الارتباط الذاتي في سلسلة زمنية
 أبسطها طريقة لوفد الارتباط الذاتي فنتائج محاولة الأخذ
 بقدر من هذه السلسلة من محاولة الأخذ (n) فنتجبت
 الأثرية المسببة ، فإذا لم تكن هناك نمط فليس وجود الارتباط
 مثل (١) أو (-) فلا يوجد ارتباط ذاتي ، فكما رأينا فمما اتواهم الارتباط الذاتي
 فأن الارتباط الذاتي يظهر عادة وهو مجموعة من (+) أو مجموعة من (-) أنت
 ملاحظة ، ووجود (+) و (-) سبيل متبادل فبإيه نتائج .

اختبار فون نيومان : سبب هذا الاختبار للبيانات اللبيرة
 التي تكون عدداً من هذه في كل طرف (30) فملاحظة ، وتكون
 سبب كون نيومان في

$$F.N.S.d^* = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2 / n - 1}{\sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2 / n}$$

وتقارن هذه القيمة بفيها d حد الجدول عند مستوى المعنوية المطلوب ،
 ودرجات الحرية (n-k) ، ويلاحظ من الجدول ان فيه d لها حدان ، الحد الأول (n-k)
 وهذا ~~الحد الثاني~~ الحد الثاني (d) لم يسو فنتيجة ، فإذا كانت فيه d الحسبه تقع
 بين هذين الحدين التقديرات دل ذلك على وجود ارتباط ذاتي للسلسلة .

3) اختبار درين واستون (Test Drbin-watson) (6u)

مقيد هذا الاختبار صالة الاختبارات متواليا واستدعاء لينة
 تطبيق قرا العينات الصغيرة، وبذلك هذا الاختبار :-

- 1- تدبير الفرضيات
 فرض الصفر
 الفرض البديل
- 2- $H_0: \rho = 0$ عدم وجود ارتباط ذاتي
 $H_1: \rho \neq 0$ وجود ارتباط ذاتي

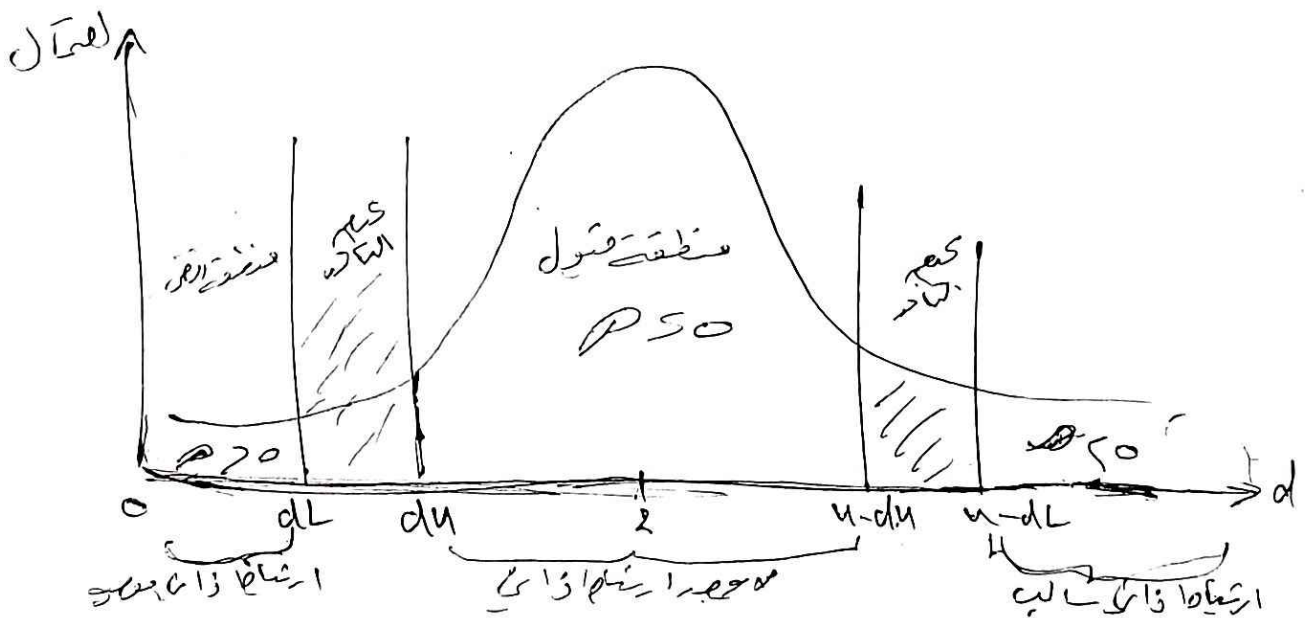
3- تقدير قيمته (D.W) بحسب الصيغة التالية

$$d = \frac{\sum_{t=1}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

وفي الواقع التطبيق، يتم احتساب الأخطاء المتوالية للمتوزع المتلاص
 حالات

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

3- لفرضنا هذا الاختبار يتوجب ان يحد الفرض العليا (du) والقيمة الدنيا (dl) والمتوفرة في جدول خاصه سماه بنفس الاسم (درين واستون) وتكون مبنية على التكرارات الكمية (n) وعدد المتغيرات المستقلة (K) ويكون مبنية معينه، وعليه نأت فنقول فرض الصفر عدم وجود ارتباط ذاتي للمتوزع المتلاص



(69)

ومن خلال الرسم لنا لدينا الاحتمالات التالية

- 1 → $0 < d < dL$ (نصف H_0 صحتة وبقية ارتباط لا ذاتي فعليه)
- 2 → $dL < d < dU$ (لا يمكن الجزم بسبب الاضيق فاحتمال)
- 3 → $dU < d < u+du$ (نقبل H_0 صحتة لا يوجد ارتباط ذاتي)
- 4 → $u-du < d < u-dL$ (لا يمكن الجزم بسبب الاضيق فاحتمال)
- 5 → $u-dL < d < u$ (نرفض H_0 وبقية ارتباط ذاتي سلب)

العلاقة بين d و ρ

$$(D.W) d = 2 - 2\rho = 2(1 - \rho)$$

$$\rho = 1 - \frac{d}{2}$$

لذلك فان قيمة d تتغير بين العزول وارتباط

$$\text{if } d \leq 0 \rightarrow \rho^2 = 1$$

$$\text{if } d \leq 2 \rightarrow \rho^2 = 0$$

$$\text{if } d = 4 \rightarrow \rho = -1$$

ملاحظة

اذا كانت لدينا في النموذج متغيراً متغيراً زمنياً لدينا استخدام اختبار (D.W) للتأكد مما قبله او استخدام التاني لاننا نستخدم

see (h) وعلوه العزول والتكامل

$$h \leq 1 - \frac{D.W}{2} \sqrt{\frac{n}{1 - n(\text{var } B^2)}}$$

توقع الطريقة التي تقابضها منه

كما في صورت المسألة أي أنه

١- عندنا تكون السمة هو إهمال تقديرنا وتقديرات عشقه عندنا المفردات
منيفنا إضافة ذلك التقديرات المتغيرات الال العود ج.

٢- عندنا يكون السمة هو الصياغة غير الإهتية للمؤدج فان الصياغة
تتوقف على الصياغة هيأ فده المؤدج المراد دراسة من واهل العلاقة

٣- أما إذا كان سبب المسألة هو وضع د علاقة مفهوية بين قيمهم
أيضاً أو التقدير العشوائي، فيصبح هذا كجملتي بتحويل المتغيرات المسألة
في الشكل الذي يفرض التماس من الارتباط الذاتي، فإذا كانت الارتباط الذاتي
من الدرجة الأولى بتقنين تحويل المتغيرات المسألة في المؤدج المراد
دراسة الصياغة المتغيرة.

٤- طريقة التحويل

٥- طريقة الترتيب

٦- طريقة الفرق العام

٧- طريقة الفرق الأول

وهذا يؤخذ التفسير التباين في حاله الارتباط الذاتي من المراهق
الدراسي كما في طريقة الترتيب

طريقة الترتيب Iterative method

عجيب هذه الطريقة تتبع الخطوات الآتية:

١- فنبدأ بالتمثيل بطريقة المربعات الصغرى الاعترافية (OLS) لتقدير
معلمات المؤدج. ذلك بعد الصياغة تقدير المؤدج بتقديراته
ولهذا قال لي

$$y_t = a + bx_t + u_t$$

حيث y_t هي المتغيرات المراد تقديرها للمؤدج

$$\hat{y}_t = a + bx_t$$

٦٧
 ١٠) في نموذج التوزيع بين اقل من ١٠٠٠ شخص
 عن الفترة بين السنة الماضية والفترة التقديرية المتعددة

$$y_t = a + b x_t + e_t$$

١١) تقوم ابحاث عمه من اجل الارتباط الذاتي وفقاً للصيغة
 الاسية

$$\rho = \frac{\sum_{t=2}^n e_t e_{t-1}}{\sum_{t=2}^n e_t^2}$$

or

$$\rho = 1 - \frac{d}{2}$$

١٢) تقوم ابحاث عمه من اجل الارتباط الذاتي وفقاً للصيغة
 خطية
 $y_t^* = a + b x_t + e_t$ و $x_t^* = c + d x_{t-1} + e_t$

$$y_t^* = y_t - \rho y_{t-1}$$

$$x_t^* = x_t - \rho x_{t-1}$$

١٣) تقوم بتقدير المعادلتين التاليتين

$$y_t^* = a^* + b^* x_t^*$$

١٤) تقوم بتقدير المعادلتين التاليتين

$$d^* = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t^* - e_{t-1}^*)^2}{\sum_{t=2}^n e_t^{*2}}$$

١٥) اذا ظهر في اختبار الارتباط الذاتي وجود علاقة ذاتية
 الحالة المعقدة الكبرية وازدادات هناك وجود عند ارتباط ذاتي مرة
 ثانية فنفس المعادلتين التاليتين الكفولت هما (١٤-١)