المحاضرة الثامنة:

اختبارات التكامل المشترك في بيانات بانل

المحاضرة الثامنة: اختبارات التكامل المشترك في بيانات بانل

1. نماذج بانيل المتكاملة:

أصبح مصطلح "التكامل المتزامن أو المشترك" شائعا في الدراسات القياسية، ويُقْصَدُ به تحديد العلاقات التوازنية بين المتغيرات المدروسة خلال المدى الطويل، فقد يكون الانحدار المتحصل عليها "زائفا"كما أن قيم t-statistic تكون مُضَلِّلَةً للغاية، وذلك ما اتجه إليه الباحث Kao سنة 1999 ، من أشهر الاختبارات المتعلقة بوجود التكامل المشترك أولا في ظل نماذج بانيل، نجد ما يلي[1]:

➢ اختبار **Kao**:

لنعتبر النموذج التالي:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + e_{it} \ ..... (1)$$

اعتمد الباحث Kao على اختباري DF و ADF في دراسته لوجود التكامل المشترك من عدمه، حيث نعتمد على البواقي المقدرة $\hat{e}_{it}$:

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{i,t-1} + v_{it} \ ....(2)$$

أين: $\hat{e}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}'_{it}\hat{\beta}$ ،$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ ، نختبر الفرضيات التالية:

H_0: لا يوجد تكامل مشترك، H_0 : يوجد تكامل مشترك $(\rho = 1)$.

إن طريقة OLS تعطي لنا مقدر ρوإحصائية t-statistic :

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}\hat{e}_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{e}_{it}^2}$$

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho}-1)\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{i,t-1}^2}}{s_e} \ .... (3\text{-}118)$$

مع العلم أن: $s_e^2 = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}(\hat{e}_{it} - \hat{\rho}\hat{e}_{t-1})^2$، وفي ضوء هذه المؤشرات الإحصائية اقترح Kao أربع صيغ لـ DF :

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{10,2}} \ .... (3)$$

---

[1] لمزيد من التفصيل، يمكنك الرجوع إلى:

- Mauro Costantini (2010), **Panel unit root and cointegration methods**, University of Vienna of economics, http://homepage.univie.ac.at/mauro.costantini/master_class_2010.pdf, Badi H. Baltagi, Op-cit, PP 252-256.

$$DF_t = \sqrt{1,25}t_p + \sqrt{1,875N} \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+\frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{ov}^2}}{\sqrt{3+\frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{ov}^4}}} \ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

$$DF_t^* = \frac{t_p+\frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{ov}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{ov}^2}{2\hat{\sigma}_v^2}+\frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{ov}^2}}} \ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

حيث أن: $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\Sigma}_{yy} - \hat{\Sigma}_{yx}\hat{\Sigma}_{xx}^{-1}$ ،$\hat{\sigma}_{ov}^2 = \hat{\Omega}_{yy} - \hat{\Omega}_{yx}\hat{\Omega}_{xx}^{-1}$.

بالنسبة لاختبار ADF فإنه يقوم على الانحدار التالي:

$$e_{it} = \rho e_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} v_j \Delta e_{i,t-j} + v_{itp} \ldots\ldots (7)$$

حيث أن فرضية العدم تنصّ على عدم وجود تكامل مشترك. إن إحصائية ADF تعطى كما يلي:

$$ADF = \frac{t_{ADF}+\frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{ov}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{ov}^2}{2\hat{\sigma}_v^2}+\frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{ov}^2}}} \ldots\ldots (8)$$

حيث أن: t_{ADF} تمثل إحصائية t للمعلمة ρ ، كما أن: $DF_\rho;\ DF_t;\ DF_\rho^*;\ DF_t^*; ADF \sim N(0;1)$.

➢ اختبار (PEDRONI(2000,2004 :

اقترح Pedroni اختباراً للكشف عن وجود تكامل مشترك، حيث تمثل إحصائية Philiips and Quliaris نقطة بداية هذا الاختبار:

$$\tilde{Z}_\rho = \sum_{i=1}^{N} \frac{\sum_{t=1}^{T}(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{it}-\hat{\lambda}_i)}{\sum_{t=1}^{T}\hat{e}^2{}_{i,t-1}} \ldots\ldots (9)$$

مع العلم أن: $\hat{e}_{it}$ يتم تقديرها من النموذج: $y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + e_{it}$.

كما أن: $\lambda_i = \frac{1}{2}\left(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2\right)$، أين: $\hat{\sigma}_i^2$ ، $\hat{s}_i^2$ تمثل التباينات خلال المدر الطويل والفترة الحالية للبواقي $\hat{e}_{it}$.

تقوم إحصائية Pedroni على العلاقة التالية:

$$Z_{t_{\hat{\rho}NT}} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\hat{L}_{11i}^{-2}(\hat{e}_{i,t-1}\Delta e_{it}-\hat{\lambda}_i)}{\sqrt{\tilde{\sigma}_{NT}^2(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}L_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^2)}} \ldots\ldots (10)$$

حيث أن: $\tilde{\sigma}_N = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{L}_{11i}^2}$، كما أن: $\hat{L}_i$ تمثل العناصر المتواجدة ما تحت القطر الرئيسي من مصفوفة التباين والتباين المشترك في المدى الطويل $\widehat{\Omega_l}$ ، بعد تطبيق تحليل Cholesky (Composition Cholesky)،تعرف هذه العناصر رياضيا كما يلي: $\hat{L}_{11i} = \frac{\hat{\sigma}_{\mu}^2-\hat{\sigma}_{\mu\varepsilon}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2}$ و$\hat{L}_{22i} = \hat{\sigma}_{\varepsilon}$ (التباين الشرطي في المدى الطويل).

إن الإحصائية المتواجدة في المعادلة رقم (10)تتقارب إلى التوزيع الطبيعي، وذلك بعد إجراء التحويل التالي: $Z_{t_{\hat{\rho}NT}} + 1.76\sqrt{N} \sim N(0; 0.93)$.

هذه بعض الاختبارات الخاصة بالكشف عن وجود تكامل مشترك في تحليل بانيل، أما عن أشهر طرق التقدير المستخدمة في هذا النوع من النماذج نجد[1] : طريقة المربعة الصغرى العادية المعدلة بشكل كامل (Fully Modified Ordinary Least Square, FMOLS) المقترحة من طرف الباحثين Chiang and Kao سنة 2000، إضافة لهذه الطريقة توجد طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (Dynamic Ordinary Least Square, DOLS).

[1] لمزيد من التفصيل يمكنك الرجوع إلى:

- Badi H. Baltagi, Op-cit, PP 257-263.

المحاضرة التاسعة:

نماذج PANEL-VAR

المحاضرة التاسعة: نماذج PANEL–VAR

نماذج بانيل وأشعة الانحدار الذاتي (Panel Vector Autoregressive Models; PVAR):

إن نماذج P-VAR لها نفس الهيكل نماذج VAR، حيث يتم التعامل مع جميع المتغيرات بأنها داخلية ومترابطة فيما بينها، لكن يضاف إلى هذا بعد الأفراد الذي قد يكون ممثلا للدول، أو القطاعات الاقتصادية، أو الأسواق العالمية...الخ.يتم استخدام نماذج P-VAR عند تحليل انتقال الصدمات المالية في الأسواق العالمية، أو عند دراسة مسألة الاتحاد النقدي بين مجموعة من الدول، حيث تكون درجة الاستجابة تختلف حسب اختلاف البلدان إذاكان الحد الثابت بتغير، أو عند دراسة درجة فعالية السياسة المالية حسب المناخ الاقتصادي للدول وتصنيفاتها العالمية.

تأخذ هذه النماذج الصيغة العامة الرياضية التالية:

$$\Phi(L)w_{it} = w_{it} - \Phi_1 w_{i,t-1} - \cdots - \Phi_p w_{i,t-p} = \alpha_i^* + \delta^* t + \varepsilon_{it} \;\ldots\ldots\; (1)$$

$$i=1,\ldots\ldots N \;;\; t=1,\ldots\ldots T$$

حيث أن: w_{it} شعاع المتغيرات الداخلية التي يحتويها النظام $(m \times 1)$ ، α_i^*شعاع الحدود الثابتة والذي يتغير حسب الأفراد$(m \times 1)$، δ^* شعاع يتكون من ثوابت $(m \times 1)$ ، ε_{it}شعاع المتغيرات العشوائية يخضع للفرضيات الكلاسيكية.

النموذج رقم (1) يأخذ أربع أشكال[1]:

- ✓ نموذج P-VAR مستقر مع وجود تأثير للأفراد؛
- ✓ نموذج P-VAR مستقر مع وجود مركبة الاتجاه العام وتأثير للأفراد؛
- ✓ نموذج P-VAR غير مستقر غير متكامل مع تأثير للأفراد؛
- ✓ نموذج P-VAR متكامل مع وجود تأثير للأفراد.

إن أشهر الطرق المستخدمة في تقدير هذا النوع من النماذج الطريقة العامة للعزوم (The Generalized-Method of Moments ; GMM)، طريقة أعظم احتمال، طريقة الحد الأدنى للمسافات (Minimum-Distance Estimator)

[1] لمزيد من التفصيل، يمكنك الرجوع إلى:

Hsiao, Op-cit, PP370-375.

المحاضرة العاشرة:

نماذج PNEL-ARDL

المحاضرة العاشرة: نموذج PANEL–ARDL

عرفت نماذج بانل تطورات عديدة في هيكلها وبنيتها خاصة مع تطور تقنيات القياس الاقتصادي الحديث، حيث تعد النماذج الديناميكية أداة مهمة في تمثيل التوقعات وظواهر التعديل، فنماذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المقترحة من طرف[1] Pesaran et al (2000) جاءت لتسد الفجوة التي تعاني منها النماذج المقترحة من طرف Engle and Granger (1987) و Johansen(1991) ، إذ تفترض هذه النماذج أن تكون المتغيرات المدروسة لها نفس رتبة التكامل المشترك (تساوي إلى الواحد) لدراسة إمكانية وجود علاقة توازنية في المدى الطويل، كما أن السلاسل المستقرة عند المستوى (أي التي لها رتبة تكامل مساوية للصفر) لا يمكن إدراجها ضمن المقاربات السابقة .

إن الجديد في هذا النوع من النماذج أنها تتيح للباحث استخدام مزيج من السلاسل المتكاملة سواء كانت من الرتبة 0 أو الرتبة 1، كما تتيح للباحث تحديد العلاقة في المدى القصير والمدى الطويل. فإذا أخذنا نموذج Panel-ARDL(p,q) نجده يكتب وفق الشكل الرياضي التالي:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \grave{\delta_{ij}} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \ldots(01)$$

حيث أن: $i = 1, \ldots . . N$ و التي تمثل عدد الأفراد 9، $t = 1, \ldots \ldots T$ (عدد سنوات) ، μ_i يمثل تأثيرات المقطع العرضي (Cross-section effects). p يمثل درجة تأخير المتغير التابع، q يمثل درجة تأخير المتغير المستقل.

كما أشرنا سابقا فإن نموذج Panel-ARDL(p,q) يسمح بتحديد العلاقة في المدى القصير والطويل لتصبح العلاقة 01كما يلي[2]:

$$\Delta Y_{it} = \emptyset_i \left(Y_{i,t-1} - \grave{\theta_i} X_{it} \right) + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij}^{*} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \grave{\delta_{ij}}^{*} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \ldots .(02)$$

[1] Pesaran, M., Shin, Y. and Smith, R.(2001). **"Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships".** Journal of Applied Econometrics, Vol.16, pp. 289-326.

[2] Edward F. Blackburne and Mark W. Frank (2007), Estimation of nonstationary heterogeneous panels", The Stata Journal, Vol.7, No 02, pp-197-208.

حيث أن: $\emptyset_i$ تمثل سرعة التعديل و هي معلمة سالبة ومعنوية تختلف عن الصفر من أجل إعادة المتغيرات إلى التوازن في المدى البعيد وهو ما يعرف بتصحيح الخطأ.

كما أن: $\emptyset_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij}\right)$ ، $\theta_i = \frac{\sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}}{1-\sum k\lambda_{ik}}$ ، $\lambda_{ij}{}^{*} = -\sum_{m=j+1}^{p} \lambda_{im} \;\; (j = 1, \ldots . p-1)$

$$\delta_{ij}{}^{*} = -\sum_{m=j+1}^{q} \delta_{ij} \, ; (j = 1, \ldots . q-1)$$

يتم تقدير النموذج (02) بثلاث طرق:

- طريقة مقدر وسط المجموعة (Mean Group Estimator, MG) والتي قدمها كل من Pesaran and Smith سنة 1995 [1]، حيث يتم تقدير N من الانحدارات المنفصلة ليحسب متوسط المعاملات المتحصل عليها، يعطى معامل تصحيح الخطأ المقدر وفق هذه الطريقة كما يلي:

$$\widehat{\emptyset} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \widehat{\phi_i} \ldots ..(03)$$

- طريقة مقدر وسط المجموعة المدمجة (Pooled mean group estimator, PMG) ، والمقدمة من طرف Hashem PESARAN, Yongcheol SHIN, and Ron P. SMITH سنة 1999 ، حيث جاءت هذه الطريقة كبديل يجمع بين تقدير الانحدارات بشكل منفصل لكل مجموعة مما يتيح اختلاف المعلمات وتباين الأخطاء باختلاف المجموعات (الأفراد)، كما تقوم هذه الطريقة على الاستعانة بمقدرات الآثار الثابتة (Fixed effects estimators) التي تفترض أن جميع الميول وتباينات الأخطاء هي نفسها، يضاف إلى هذا أن هذه الطريقة تسمح بتحديد الآثار الديناميكية لكل فرد (ولاية، دولة،...) مع الأخذ بعين الاعتبار عدد مشاهدات السلاسل الزمنية المتاحة[2]؛
- طريقة مقدر الآثار الديناميكية الثابتة (Dynamic Fixed Effects, DEF) تفترض هذه الطريقة أن تكون معاملات المدى الطويل متساوية باختلاف المجموعات.

يتم المفاضلة بين الطرق السابقة باستخدام اختبار هوسمان Hausman test الذي يأخذ الصيغة الرياضية التالية:

[1] M. Hashem Pesaran and Ron Smith (1995) ; Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”, journal of econometrics, vol 68, pp 79-113.

[2] M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin, and Ron P. Smith (1999) ; Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels”, Journal of the American Statistical Association, Vol. 94, No. 446, P630.

$$H = \widehat{q'}[var(\hat{q})]^{-1}\hat{q} \ .... (04)$$

حيث أن: $\hat{q}$ يمثل شعاع الفرق بين مقدرات الطرقتين المراد المفاضلة بينهما (مثلا: MG و PMG)، $var(\hat{q})$ مصفوفة التباين والتباين المشترك، وللإشارة فإن إحصائية Hausman تتبع توزيع x^2 بدرجة حرية K (عدد المتغيرات المستقلة).