Archive of SID

آزمونی بهین برای فرضیه تعادل در چارچوب تخمین زنهای روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)*

دکتر جعفر عبادی** غلامرضا کشاورز حداد***

چکیده

مقاله حاضر با به کارگیری دستاوردهای نظری و تجربی کار تحقیقی هوانگ (۱۹۸۰) که آزمون فرضیه تعادل را به صورت آزمون پایداری ضرایب معرفی نمود و یافته‌های نظری دونالد اندروز (۱۹۹۳) که توابع آزمونی از نوع $\sup_{\pi\in\Pi} LR_T(\pi), \sup_{\pi\in\Pi} LM_T(\pi), \sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi)$ ، را برای آزمون فرضیه پایداری در برابر فرضیه‌های مقابل آن پیشنهاد می‌کند، توابع نمونه‌ای مناسبی برای آزمون فرضیه تعادل معرفی می‌نماید. در محاسبه $\sup_{\pi\in\Pi} LR_T(\pi), \sup_{\pi\in\Pi} LM_T(\pi), \sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi)$ ، از برآوردگرهای روش گشتاورهای تعمیم یافته G.M.M استفاده می‌شود. سرانجام، توان آزمون تابع نمونه‌ای $\sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi)$ در هر اندازه تعیین شده با مقدار تابع توان CUSUM برای بازار محصولات کشاورزی ایران مقایسه می‌گردد.

* این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دکترا به راهنمایی دکتر جعفر عبادی، می‌باشد.

** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

*** پژوهشگر و مدرس اقتصاد

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

در مطالعات نظری و کاربردی اقتصاد سنجی انجام شده پیرامون عدم تعادل چنین اشاره می‌گردد که قیمتهای رایج در بازار محصولات (به ویژه کشاورزی) نمی‌توانند به طور آنی برای شفاف نمودن بازار(ها) در هر دوره تعدیل یابند، بنابراین، چنین بازارهایی نمی‌توانند پیوسته در وضعیت تعادل قرار داشته باشد. اگر قیمتها چسبنده باشند، احتمال برابر بودن D_t و S_t برابر با صفر می‌گردد و آنچه برای اقتصاد سنجی دان مشاهده پذیر می‌باشد، مقادیری است که در بازار مبادله می‌گردد و اگر خریداران مجبور نباشند بیشتر از مقداری که می‌خواهند، خریداری نمایند و اگر فروشندگان مجبور به فروش بیشتر از مقدار مورد تمایل خود نباشند، اقتصاد سنجی‌دان تنها قادر به مشاهد کمترین مقدار عرضه شده یا تقاضا شده خواهد بود. چنین مدلهایی را در نوشتارهای اقتصاد سنجی، الگوی عدم‌تعادل نامگذاری کرده‌اند.

با ملاحظه این نکته، روشهای متعارف و مرسوم در اقتصاد سنجی نمی‌توانند برای تخمین معادلات عرضه و تقاضا مورد استفاده قرار گیرند، زیرا در هر دوره، مقدار مشاهده شده یا برابر با مقدار عرضه و یابرابر با مقدار تقاضا شده است و لزوماً با هر دوی آنها برابر نیست. برای لحاظ کردن چنین وضعیتی، در برآورد ضرایب و پارامترهای مدلها، معمولاً از تکنیکهای اقتصاد سنجی عدم تعادل استفاده می گردد.

به کارگیری هر یک از روشهای برآورد تعادل یا عدم تعادل مستلزم توجه به نکته مهم زیر است:

اگر بازار واقعاً در تعادل قرارداشته باشد، ولی روابط عرضه و تقاضا به وسیله روشهای اقتصاد سنجی عدم تعادل برآورد گردند، پژوهشگر مرتکب یک خطای مشخص نمایی می‌گردد و برعکس .

www.SID.ir

Archive of SID

لذا، به منظور پرهیز ار روبرو شدن با مشکل اساسی پیش گفته ، لازم است که پیش از به کارگیری روشهای برآورد الگوی تعادل یا عدم تعادل، نخست آزمون فرضیه تعادل در مقابل عدم تعادل صورت پذیرد ؛ آنگاه اگر فرضیه تعادل در مقابل عدم تعادل صورت پذیرد؛ آنگاه اگر فرضیه تعادل درمقابل عدم تعادل ردشد، می‌توان با اطمینان نظری بیشتری، از روشهای برآورد عدم تعادلی استفاده نمود. تحقیق حاضر، تلاشی است در جهت معرفی یک تابع نمونه‌ای بهین برای آزمودن فرضیه تعادل در مقابل فرضیه‌های مقابل (عدم تعادل) که هدف اساسی آن می‌تواند به صورت زیر بیان گردد:

۱. ارایه یک تابع نمونه‌ای برای آزمودن فرضیه تعادل در مقابل آلترناتیوهای (فرضیه‌های) مقابل) ممکن و بررسی ویژگیهای نمونه‌های بزرگ آنها .

۲. به گارگیری آن در بازار برخی از محصولات کشاورزی ایران و مقایسه کارکرد آن با توابع نمونه‌ای رقیب موجود در نوشتارهای اقتصاد سنجی، در این راستا.

۱. آزمون فرضیه تعادل

به دنبال کار پیشگام فیر و جفی، مؤلفین بسیاری، روشهای قابل قبول و زیرکانه‌ای برای تخمین الگوهای عدم تعادل بازارها ارایه و به کار بستند. ولی آزمونهای فرضیه تعادل در مقابل عدم تعادل به همان اندازه گسترش نیافته است. یک استثنای قابل توجه در این زمینه تحقیق کوانت [1] (۱۹۷۸) است که روشهای گوناگونی را برای آزمودن فرضیه تعادل پیشنهاد می‌کند. این آزمونهای نسبتاً ساده بر مکانیزم تعدیل قیمت ایجاد شده توسط قانون عرضه و تقاضا، استوار است. به این معنی که تغییر قیمتها نسبت [2] ثابتی از اضافه تقاضا ست.

1. R.E. Quandt, "Tests of the Equilibrium VS. Disequilibrium Hypothesis", International Economic Review, Vol.19 (June), (1978), P.P. 435-452
2. Proportional to

www.SID.ir

Archive of SID

برخلاف کوانت، بادن[3] (۱۹۷۸ و ۱۹۷۸) آزمون فرضیه تعادل را با بازنویسی معادله تعدیل قیمت معمولی انجام می‌دهد. طبق الگوی تعدیل قیمت بادن، سطح جاری قیمت، یک میانگین وزنی از سطح قیمت دوره قبل و سطح قیمت تعادلی جاری است. صورت‌بندی و مشخص نمایی (روش) بادن دارای برتری‌هایی نسبت به مشخص نمایی‌های قبلی است، ازجمله:

۱. وزن تعدیل جزئی برآورد شده به دلیل مستقل از واحد اندازه‌گیری، قابل مقایسه بین بازارهای مختلف است و به علاوه، این وزن می‌تواند به عنوان مقدار دوری بازار از تعادل نیز تفسیر گردد. بنابراین، با برآورد ساختار بازارهای مختلف و با به کارگیری مشخص نمایی بادن می‌توان درجه عدم تعادل را در میان آنها مقایسه نمود.

۲. انجام آزمون فرضیه در مشخص نمایی بادن به سادگی می‌تواند انجام پذیرد.

کوانت (۱۹۷۸) نیز در مقاله خود به موضع آزمونهای فرضیه تعادل پرداخته است. وی پنج روش مختلف آزمون را مورد بررسی قرار می‌دهد. آزمون براساس فرایند تعدیل قیمت، آزمونی معرفی شده از سوی مادلا و نلسون (۱۹۷٤) برای الگوی اول آنها، آزمون نسبت راستنمایی و دو روش آزمون غیر متداخل[4] کاکس (۱۹٦۱). آیتو و یوادا[5] (۱۹۸۱) نیز با بهره‌گیری از دستاوردهای نظری پیشینیان خود در یک مطالعه، دستاوردهای بادن را برای در نظر گرفتن امکان تفاوت در سرعتهای تعدیل به سمت بالا و پایین گسترش داده‌اند.

3. Rogers, Bowden, "Specification? Estimation and Inference for Models of Market in Disequilibrium,",International Economic Review, Vol. 119 (oct), 1978 , P.P. 711-726

4. Nonnested

5. Takatoshi Ito, and Katuo Ueda, "Tests of the Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics; an International Comparison of Credit Ratioing" . International Economicc Review, Vol.22, No.3 (oct), 1981, P.P. 691-708

www.SID.ir

Archive of SID

هوانگ-هی - شین[6] با در نظر گرفتن محدودیت توابع آزمون و روشهای ارایه شده از سوی کوانت و بادن، روش آزمون دیگری را که به لحاظ محاسباتی ساده می‌باشد و مشکل فرضیه‌های غیر متداخل را نیز به وسیله تبدیل فرضیه تعادل به یک فرضیه عدم تعادل غیر متداخل حل می‌کند، براساس دستاوردهای نظری براون، اوانس و دُربین (۱۹۷۵) در قالب فرضیه پایداری ضرایب در مقابل فرضیه ناپایداری معرفی می‌کند. روش پیشنهادی هوانگ دارای دو مشکل اساسی است:

۱. درونزا بودن متغیر توضیحی قیمت؛

۲. نارسایی روش در هنگام پذیرفته شدن فرضیه صفر.

مشکل درونزایی قیمت با جایگزاریهای پی‌درپی و تبدیل مدل به یک معادله با وقفه توزیعی و ضرایب متغیر حل می‌گردد، ولی افزایش تعداد پارامترها (به دلیل بالا بودن تعداد وقفه‌ها)مشکل کاهش‌درجه آزادی و در بعضی موارد، عدم امکان برآورد را پدید می‌آورد.

نارسایی‌درروش به این مفهوم است که رد فرضیه صفر به معنای آن است که بازار مورد نظر واقعاً در وضعیت عدم تعادل قرار دارد. با این حال، پذیرفتن آن ضرورتاً به معنی وجود تعادل در بازار نیست بلکه ممکن است یک بازار برای دوره مورد مطالعه همیشه در شرایط اضافه تقاضا یا اضافه عرضه داشته باشد؛ در نتیجه ضرایب نیز خود را پایدار نشان دهند.

۱-۱. روشهای جدید آزمون فرضیه پایداری ضرایب

لوکاس[7] به راهبردهای تشکیل‌های اقتصاد سنجی سریهای زمانی موجود در اقتصاد کلان انتقاد کرده و بر این نکته تأکید داشت که پارمترهای الگوهای اقتصاد سنجی مرسوم، پایا نبوده و با تغییر در سیاستگزاری‌ها تغییر می‌کند. در واکنش بر این انتقادها، راهبردهای

6. Hae-Shin. Hwang. "A Test of a Disequlibrium Model". Journal of Econometrics, Vol. 12. (1980). P.P. 319-333.

7. Lucas (1976)

www.SID.ir

Archive of SID

گوناگون استنتاجی برای پارامترهای ساختاری الگوها با به کارگیری شرطهای بهینگی اولر در الگوهای پویا پیشنهاد شد. روش گشتاورهای تعمیم یافته متغیرهای ابزاری هانس[8] (از این پس G.M.M) از جمله مورد توجه ترین راهبردهای استنتاجی برای پارامترهای ساختاری می‌باشد و از این رو، انگیزهٔ اولیه برای پیدایش آزمونهای پایداری ساختاری عبارت از این است که اگر نظریه پایایی[9] ، پارامترهای ساختاری را در طول زمان پیش‌بینی کند، آنگاه تخمین‌زن آن نیز باید چنین پایایی را نشان دهد.

در صورتبندی آزمونهای پایداری ساختاری، دو رهیافت فراوانی استفاده شده است. رهیافت اول، آزمون فرضیه تساوی بردار پارامترهای زیر نمونه‌های جدا از یکدیگر است که آزمون مشهور به «چاو[10]» برای رگرسیون خطی به این دسته تعلق دارد. رهیافت دوم، رهیافت به اصطلاح آزمونهای پیش‌بینی کننده، مبتنی بر پیش‌بینی های خارج از دوره نمونه به وسیله یک زیر نمونه برای زیر نمونه دیگر است. برای مثال، آزمون براون، دوربین و اوانس (۱۹۷۶) بر این رهیافت استوار است.

قیزلز و هال[11] چند تابع نمونه‌ای براساس آزمونهای پیش‌بینی کننده برای فرضیه پایداری ساختاری ارایه کرده است[12]. آزمونهای ارایه شده از سوی این دو اقتصادسنجی‌دان، می‌تواند برای الگوهای بسیاری نظیر الگوهای پویا و معادلات همزمان غیرخطی که به وسیله ردهٔ گسترده‌ای از روشهای استنتاج آماری پوشش داده شده است، به

8. Hansen. L.P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, "Econometrica, 50, p.p. 1029-1054
9. Invariant
10. Chow, G. (1960), "Test of Equality Between Sets of Coeficients in Two Linear Regressions", Econometrica, 28, P.P. 581-605
11. Ghysels and A. Hall (1990)
12 .Ghyesels, E. and A.Hall (1990); A Test for Stractural Stability of Elear Conditions Paraneters Estimateds Via. The G.M.M Estimator I. E.R.Vol. 31, P.P 355-364

www.SID.ir

Archive of SID

وسیله تخمین زنهای G.M.M به کار بسته شوند. ویژگیهای تابعهای نمونه‌ای این تحقیق می‌تواند به صورت زیر بیان گردد:

۱. نیازی به برآورد $\hat{\beta}_2$ ندارد[۱۳]؛

۲. از شرطهای متعامد بودن [۱۴] ساخته شده براساس زیرنمونه دوم بهره‌می‌گیرد؛

۳. به طور پیشینی[۱۵]، زیرمجموعه‌ای از شرطهای متعامد بودن را در زیر نمونه دوم برابر صفر قرار نمی‌دهد. اساساً آزمونهای ارایه شده ترکیبی از جنبه‌های آزمون والد پیشنهاد شده از سوی اندروز و فیر (۱۹۸۸)[۱۶] و آزمون قیدهای فراشناسایی، ارایه شده توسط هانسن (۱۹۸۲) را در بر دارند. از دیگر برتری‌های این آزمونها، سادگی محاسباتی و کمتر بودن بار محاسباتی آنها نسبت به آزمونهای دیگر است.

اندروز (۱۹۹۳)[۱۷]در مطالعه‌ای با عنوان "آزمونهای ناپایداری پارامترهای ساختاری با نقطه تغییر ناشناخته"، توابع نمونه‌ای جدیدی را برای آزمون فرضیه پایداری ضرایب معرفی می‌نماید. نتایج به دست آمده از مطالعه وی می‌تواند برای رده گسترده‌ای از الگوهای پارامتری که بکارگیری برآوردگرهای G.M.M برای آنها مناسب می‌باشند، به کار بسته شوند. این مقاله آماره‌های والد ضریب لاگرانژو نسبت شبه راستنمایی را بررسی می‌کند. نقطه شکستگی می‌تواند ناشناخته بوده یا در فاصله محدود شده‌ای قرار بگیرد. همچنین، آزمونها برای تغییرات ساختارهای خالص یا جزئی مورد بحث قرار گرفته‌اند.[۱۸]

۱۳. پارامترهای برآورد شده توسط زیرنمونه دوم

14. Ortheognality Conditions

15. A priori

16. Andrews and Fair (1988)

17. Andrews, D.W. (1993), "Tests for Parameter Instability and Stractural Change with Unknown Change Point", Econometrica, Vol. 61, p.p. 821.

۱۸. در تغییرات ساختاری خالص Pure Structural Change تمام پارامترهای الگو تابعی از زمان می‌باشند، ولی در تغییرات ساختاری جزئی برخی از پارامترهای دارای این ویژگی هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

توابع نمونه‌ای آزمون ساخته شده در این رده، توابعی هستند که براساس برآوردگرهای G.M.M ساخته می‌شوند. این رده تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی، متغیرهای ابزاری غیرخطی، حداکثر راستنمایی ML و شبه حداکثرراستنمایی[۱۹] را در بر می‌گیرد. داده‌ها می‌توانند تحت فرضیه صفر پایداری پارامترها، پایا یا ناپایا باشند (به شرط اینکه روند زمانی یقینی و یا تصادفی را از خود نشان ندهند). در مقاله حاضر که اساس کار و بخش عمده و اصلی مقاله برآن استوار است، فرضیه صفر به صورت $[H_0 : \beta_t = \beta_0]$ برای $t \geq 1$ و برای $\beta z_0 \in \beta \subset R^k$ برای پایداری پارمترهای β_0 منظور شده است. فرضیه‌های آلترناتیو مورد علاقه می‌توانند شکلهای گوناگونی داشته باشند.[۲۰]

ابتدا، یک تغییر ساختاری یک دفعه ای با نقطه تغییر $\pi \in (0,1)$ را در نظر می‌گیریم؛ T حجم نمونه بوده و $T_0\pi$ زمان تغییر است. برای سادگی π به جای $T_0\pi$ ، به عنوان نقطه زمانی تغییر ساختاری در نظر گرفته می‌شود. تغییر یکباره آلترناتیو[۲۱] یا نقطه تغیر π به وسیله رابطه زیر بیان می‌گردد:

$$H_{1T}(\pi) : \beta_t = \begin{cases} \beta_1(\pi) & t = 1,2...,T_0 \\ \beta_2(\pi) & t = T_1,...,T \end{cases}$$

$\beta_1(\pi), \beta_2(\pi) \in \beta \subset R^k$ است. برای حالت π شناخته شده، می‌توان برای آزمودن فرضیه (H_0) در مقابل (H_{1T}) توابع نمونه‌ای والد، LM و یا شبه LR[۲۲] را ساخت.

19. Psedu - MLE

۲۰. که در آن β_t ضرایب معادله رگرسیونی و R^k فضای اقلیدسی k بعدی است $y_t = x'_t \beta_t + U_t$

21. The One Time Change Alternative

22. LR. Type

www.SID.ir

Archive of SID

در یک الگوی رگرسیون خطی نرمال این آزمونها معادل آزمونهای F بوده و در اغلب موارد به ادبیات آزمونهای چاو (۱۹۶۰)[۲۳]، در اقتصادسنجی ارجاع داده می‌شوند. اگر π ناشناخته باشد، در چنین مواردی، محقق توابع آزمونهایی را باید بسازد که π را مفروض نمی‌گیرند[۲۴] . انجام این عمل، باتوجه به این واقعیت که مسأله درآزمون تغییر ساختار با یک نقطه تغییر ناشناخته در چارچوب آزمونهای منتظم قرار نمی‌گیرند؛ مقداری پیچیده است[۲۵]. به این دلیل که پارامتر π تنها در فرضیه مقابل قرار می‌گیرد، نه در فرضیه صفر. در نتیجه آزمونهای والد، LM و نوع LR ساخته شده با π و به عنوان یک پارامتر ناشناخته، دارای توزیعهای مجانبی نمونه‌ای استاندارد خودشان نیستند.

دیویس[۲۶] (۱۹۷۹) تابع‌های نمونه‌ای زیر رابرای آزمون فرضیه H_0 پیشنهادمی‌کند:

$$\sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi), \sup_{\pi\in\Pi} LM_T(\pi), \sup_{\pi\in\Pi} LR_T(\pi)$$

به طوری که π زیرمجموعه پیش تعیین شده‌ای از [۱و۰] است. که بستار آن[۲۷] در (۱و ۰) قرار دارد. سودمندی و برتری توابع نمونه‌ای بالا در ادبیات موضوع مربوط به بکارگیری آزمونهای CUSUM[۲۸] ارایه شده از سوی B.D.E (1925) برای الگوهای رگرسیون خطی آمده است. برتری این توابع آزمون نسبت به CUSUM را می‌توان به صورت زیر برشمرد:

23. Op.cit G.Chow (1960)

24. given

25. See Davies (1977, 1987)

26. Davice (1979)

27. Closure

۲۸. تابع نمونه‌ای ارایه شده از سوی B.D.E (1975) است که : Cusum: Cumulative Sums

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون‌های CUSUM تنها برای الگوهای خطی ساخته شده‌اند،در حالی که توابع آزمون دیگر دارای امکان به کارگیری گسترده‌تری هستند.

۱. مطالعه های مونت کارلویی آزمون های CUSUM و $\sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi)$ گزارش شده توسط اندروز (۱۹۸۶) نشان می‌دهد که $\sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi)$ از نقطه نظر توان آزمون، تقریباً برای تمام سناریوهای ملاحظه شده، برتر از تابع نمونه‌ای CUSUM است .

۲. توابع نمونه‌ای ساخته شده با استفاده از تخمین‌زن‌های G.M.M ، می‌تواند برای الگوهای با متغیرهای توضیحی تصادفی نیز به کار بسته شود،در صورتی که CUSUM از چنین توانایی برخوردار نیست.

۲. نگاهی به رهیافت هوانگ (۱۹۸۰)

هی – شین – هوانگ با در نظر گرفتن مشکلات نظری و دشواری‌های محاسباتی آزمونهای پیشنهادی در نوشتارهای پیشین، روش آزمونی را مطرح می‌سازد که به لحاظ محاسباتی ساده است و مشکل فرضیه‌های غیرمتداخل رابه تبدیل فرضیه تعادل به یک فرضیه متداخل در فرضیه عدم تعادل، حل می‌کند. فرضهای تلویحی وی، مشخص نمایی صحیح معادلات عرضه و تقاضا و پایداری تمام ضرایب تغییر یافته آنها در طول زمان در یک مدل عدم تعادل متشکل از معادلات عرضه و تقاضا و یک معادله طرف کمبود است .

الگوی کلی و ساده عدم تعادل، شامل معادلات عرضه و تقاضا و معادله تعیین مقدار مبادله شده زیر را در نظر می‌گیرد:

$$\begin{aligned} D_t &= \alpha_1 P_t + X'_{1t}\beta_1 + U_1 t \\ S_t &= \alpha_2 P_t + X'_{2t}\beta_2 + U_2 t \\ Q_t &= \text{Min}\,(S_t, D_t) \end{aligned} \qquad (1)$$

www.SID.ir

Archive of SID

بردار X_{1t} و X_{2t} در برگیرنده متغیرهای برونزا و P_t نیز دراین مدل ،برونزا در نظر گرفته می‌شود. اجزای اخلال U_{1t} و U_{2t} دارای توزیعی با میانگین صفر و ماتریس واریانس و کوواریانس می‌باشد. D_t ,S_t مشاهده پذیر نبوده و تنها Q_t قابل مشاهده است.

بر اساس رهیافت وی اگر تعادل برقرار باشد $Q_t = D_t = S_t$، صورت تحویل یافته این دستگاه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Q_t = X'_{1t}a_1 + X'_{2t}a_2 + a_3P_t + \varepsilon_t \\ = Z_t\theta + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

a_i ترکیبی ازپارامترهای معادله عرضه وتقاضا خطی است. $Z_t=(X'_{1t},X'_{2t},P_t)$ و $\varepsilon_t \sim i.i.d\ (0,\sigma_\varepsilon^2)$ می‌باشد.

طبق فرض براوان – دوربین و اوانس [۲۹] (۱۹۷۵) نباید Z_t تصادفی باشد. اکنون اگر همتای(۲) براساس فرضیه عدم تعادل بازنویسی گردد، لازم است که به پیروی از هوانگ [۳۰] (۱۹۸۰) یک متغیر طبقه‌بندی نمونه تعریف گردد:

$$\begin{cases}\delta_t=1 & D_t \le S_t \\ \delta_t=0 & D_t \rangle S_t\end{cases} \qquad (۳)$$

با استفاده از متغیر δ_t می‌توان نوشت:

$$Q_t = \delta_t D_t + (1-\delta_t)\, S_t$$

که در چارچوب سیستم (۱) متغیر Q_t همان معادله (۲) ولی با ضرایب متغیر است؛ یعنی

$$Q_t = Z_t\theta_t + \delta_t U_t + (1-\delta_t)\, U_{2t} \qquad (٤)$$
$$= Z_t\theta_t + \eta_t$$

29. Opcit B.D.E (1975)
30. Opcit H.S.Hwang (1980)

www.SID.ir

Archive of SID

η_t دارای ناهمسانی واریانس بوده ولی امید ریاضی آن برابر با صفر می‌باشد . مقایسه (۲) و (٤) نشان می‌دهد که تفاوت عمده میان صورت تحویل یافته الگوی تعادلی و صورت تحویل یافته الگوی عدم تعادلی ناشی از پایداری پارامترهای این دو می‌باشد. بنابراین، فرضیه تعادل را می‌توان هم ارز پایداری صورت تغییر یافته در مقابل ناپایداری در مقابل ناپایداری ضرایب آن تفسیر کرد. لازم است به نکات زیر در ارتباط با بکارگیری تابع نمونه‌ای پیشنهادی هوانگ اشاره گردد.

۱. براساس فرضیه مقابل (بدیل) اجزای خطای η_t دارای ناهمسانی واریانس است و این موضوع می‌تواند بر توان آزمون تأثیر داشته باشد.

۲. وجود متغیرهای باوقفه P_{t-1} و نیز متغیرهای انتظاری X^e_{1t} و X^e_{2t} که می‌توانند کمیت‌های تصادفی باشند، امکان بکارگیری روش برآورد پیشنهادی B.D.E (1975) را محدود می‌سازد.

۳. امکان دارد صورت تحویل یافته بنا به ضرورت تصریح الگوی عدم تعادلی نسبت به پارامترها غیرخطی باشد،دراین صورت به این نکته نیز در انتخاب روش برآورد مناسب باید توجه کرد.

٤. اگرچه روش بالا تنها برای الگوی (۱) پیشنهاد شده است. ولی می‌توان آن را برای دیگر مدلهای عدم تعادل نیز تعدیل نمود.

۵. در معادله (٤) متغیر δ_t ، متغیری درونزا است که این نیز دلیل دیگری برای افزایش امکان ردشدن فرضیه صفر است، زمانیکه H_0ممکن است درست باشد (خطای نوع I).

٦. اگر در تصریح معادله عرضه[۳۱] به جای P_t از $P^e_t = E(P_t \mid B_{t-1})$ استفاده شود، دیگر شکل تابعی صورتهای تحویل یافته (٤) و (۲) هم شکل نخواهد بود. در این صورت، صورتهای تحویل یافته زیر می‌توانند استخراج گردند.

۳۱. B_t میدان بورل القا شده ازدنباله یک طرفه از بردارمتغیرهای مدل است و P^e_t متغیری تصادفی است.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} Q_t \\ P_t \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} U_{1t}+X'_{1t}\beta_1 \\ U_{2t}+\alpha_2 P_t^e+X'_{2t}\beta_2 \end{bmatrix}$$

درنتیجه برای Q_t داریم:

$$Q_t=\alpha_2 P_t^e+X'_{2t}\beta_2+U_{2t} = [P_t^e\ X'_{2t}]\delta+U_{2t} \qquad (۵)$$

وبر اساس فرضیه عدم تعادل، با بکارگیری متغیر طبقه‌بندی δ_t ، (۳) داریم:

$$Q_t = [P_t, P_t^e, X'_{1t}, X'_{2t}]\ \delta_t+ \eta_t \qquad (۶)$$

$\delta'_t=[\delta_{1t}\ \delta_{2t}\ \delta'_{3t}\delta'_{4t}]$ و η_t ترکیبی از اجزای اخلال دو معادله عرضه و تقاضا می‌باشد. مقایسه (۵) و (۶) با (۳) و (٤) تفاوتهای قابل توجهی بین این دو دسته از معادلات را نشان می‌دهد

۱. به دلیل تصادفی بودن P^e_t و U_{2t}، ممکن است تخمین زنهای پارامترهای (۵) سازگار نباشد.

۲. ترکیب Z_t مانند (۵) نیست در صورتیکه Z_t در (۲) و (۳) یکسان است.

۳. مانند (٤) جزء اخلال (٦) نیز دارای ناهمسانی واریانس است.

بنابراین، صورت مسئله با وارد شدن متغیر انتظاری $E(P_t|B_{t-1})$ به کلی تغییر یافته است. از اینرو، بکارگیری روش OLS حتی در صورت برقرار بودن فرضیه صفر،تخمین زنهای سازگاری را به دست نمی‌دهد . اگرچه اشاره به این نکته نیز لازم است که غیر احتمالاتی[۳۲] بودن P_t به دلیل ناهمزمانی دستگاه معادلات (۱) به فرض غیرتعادلی بودن مدل است ولی

32. Nonstochastic

www.SID.ir

Archive of SID

فرضیه صفر (تعادل) بار دیگر دستگاه معادلات را همزمان می‌سازد. در نتیجه، براساس فرضیه عدم (H_0)، متغیر P_t در (۱) عنصر تصادفی و احتمالاتی است.

براساس (۵) و (٦)، فرضیه تعادل در مقابل فرضیه بدیل (عدم تعادل) به شکل زیر صورت‌بندی می‌گردد.

$$H_0 : \delta_{1t} = 0 \quad , \quad \delta_{2t} = \alpha_2 \quad , \quad \delta_{3t}=0 \quad , \quad \delta_{4t}= \beta_3 \qquad (۷)$$

$$H_1 : \delta_{1t} - 0 \neq 0 \quad , \quad \delta_{2t}-\alpha_2 \neq 0 \quad , \quad \delta_{3t} - 0 \neq 0 \quad , \quad \delta_{4t}-\beta_2 \neq 0$$

که در مقایسه با فرضیه‌های مطرح شده B.D.F، قدری متفاوت به نظر می‌رسد. ولی خوشبختانه از ویژگی مطلوب متداخل بودن فرضیه H_0 در H_1 برخوردار است. درنتیجه، اگرچه فرم مشخص نمایی (۷) پیچیده‌تر از فرضیه‌های B.D.E به نظر می‌رسد، ولی بار دیگر می‌توان از آزمونهای ناپایداری ضرایب استفاده نمود.

۲-۱. بازنگری دوباره در الگوی عدم تعادل با متغیر قیمت درونزا و تفکیک نمونه نامشخص

اگر درمعادله عرضه این مدل، $E(P_t|B_{t-1})$ را جایگزین P_t سازیم، یکی از ساده‌ترین مدلهای انتظارات عقلایی در الگوی عدم تعادلی به دست داده می‌شود:

$$D_t = \alpha_1 P_t + \beta_1' X_{1t} + U_{1t} \qquad (۸)$$

$$S_t = \alpha_2 E(P_t|B_{t-1}) + \beta_2 X_{2t} + U_{2t}$$

$$Q_t = \text{Min}\,(S_t , D_t)$$

$$P_t = P_{t-1} + \gamma (D_t - S_t) + U_{3t} \qquad (۹)$$

www.SID.ir

Archive of SID

الگوی (۸) همراه با (۹) شکل دگرگون شده‌ای از الگوی لافونت و منفرت [۳۳] (۱۹۷۹) با شرط اضافی انتظارات عقلایی است . بازنگری الگو به منظور ایجاد تعدیل در آن برای فراهم ساختن امکان معرفی یک تابع نمونه‌ای از نوع توابع نمونه‌ای مناسب برای آزمون پایداری ضرایب در این الگو می‌باشد. همانطوریکه پیش از این نیز اشاره شد، روش B.D.E.(1975) تنها برای مدل ساده نوع (الف) از سوی هوانگ (۱۹۸۰) بکار بسته شده است. هدف این قسمت،تعدیل مدل (ب)به گونه‌ای مناسب برای یک تابع نمونه‌ای دیگر است.

بنابراین، صورت تحویل یافته (۸) برای متغیر $Q_t = D_t = S_t$ می‌تواند مانند (۵) به صورت زیر نوشته شود:

$$Q_t = [E(P_t|B_{t-1})\ X_{2t}]\ [\alpha_2 \beta'_2]' + U_{2t} \qquad (۱۰)$$

براساس فرضیه عدم تعادل نیز می‌توان یک همتا برای (۵) در این مدل ارایه نمود. پیش از آن، لازم است تا معادله تعدیل قیمت را وارد (۸) نمود. نخست D_t و S_t را از (۸) در معادله (۹) قرار داده و از آن نسبت به میدان بورل B_{t-1} امید ریاضی شرطی گرفته می‌شود.

$$P_t = P_{t-1} + \gamma(\alpha_1 P_t + \beta_1 X_{1t} + U_{1t} - \alpha_2 E(P_t|B_{t-1}) - \beta'_2 X_{2t} - U_{2t}) + U_{3t} \qquad (۱۰)$$

و امید ریاضی آن به شرط σ جبر B_{t-1} عبارت است از [۳۴]

33. J.J. Laffont and A.Monfort, "Disequilibrium Econometrics in Dynamic Models", Journal of Econometrics, vol.11 (1979), p.p. 353-361

۳۴. فرض می‌گردد که $E(U_{it}|B_{t-1})=0$ و ۳و۲و۱ -I می‌باشد . امید ریاضی اجزاء اخلال U_{it} نسبت به میدان بورل القا شده از دنباله بردار یک طرفه از یک تا (t-1)- به بیان اقتصادی به شرط اطلاعات موجود در زمان t-1 برابر صفر است.

www.SID.ir

Archive of SID

$$E(P_t|B_{t-1})=(1-\gamma(\alpha_1-\alpha 2))^{-1}P_{t-1}+(1-\gamma(\alpha_1\alpha_2))^{-1}\gamma[\beta'_1 E(X_{1t}|B_{t-1}) \quad (۱۱)$$

$$-\beta'_2 E(X_{2t}|B_{t-1})]$$

که در آن $E(X_{2t}|B_{t-1})$، ۲و ۱ = i و $E(P_t|B_{t-1})$ بنابه تعریف میوث[۳۵] (۱۹۶۱) و بک[۳۶] (۱۹۸۳) همان مقادیر انتظارات عقلایی هر یک از متغیرها می‌باشد. با جایگزاری (۱۰) درتابع تقاضا ونامگذاری دوباره پارامترها داریم:

$$D_t= \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 E(P_t|B_{t-1})+\theta'_3 X_{1t}+ \theta'_4 X_{2t} +\varepsilon_{1t}$$

$$S_t=\theta_5 E(P_t|B_{t-1})+\theta'_6 X_{2t} +\varepsilon_{2t} \quad (۱۲)$$

$$Q_t = \text{Min}\ (S_t , D_t)$$

اکنون بامعرفی و بکارگیری متغیر طبقه بندی δ_t می‌توان همتای معادله (٦) را به صورت زیر ارایه کرد:

$$Q_t = \delta_t D_t + (1- \delta_t) S_t$$

$$Q_t = S_t \theta_1 P_{t-1}+\delta_t\theta_2 E(P_t|B_{t-1})+\delta_t\theta'_3 X_{1t}+ \delta_t\theta'_4 X_{2t} +\delta_t\varepsilon_{1t}$$

$$+ (1-\delta_t) \theta_5 E(P_t|B_{t-1})+(1-\delta_t) \theta'_6 X_{2t}+(1-\delta_t)\varepsilon_{2t}$$

$$Q_t = \theta_1 P_{t-1}+\theta_{2t} E(P_t|B_{t-1})+ \theta'_{3t} X_{1t}+ \theta'_{4t} X_{2t} +\eta_t$$

بار دیگر، فرضیه تعادل متداخل در فرضیه عدم تعادل می‌باشد. برای هر دومدل با متغیر درونزا و برونزا قیمت معادلات صورت تحویل یافته Q_t براساس فرضیه عدم تعادل در (۱۳) و (٦) ارایه می گردد.

35. Opcit, J.Muth(1961)
36. Opcit, D.K.H.Begg (1983)

www.SID.ir

Archive of SID

تفاوتهای قابل توجهی بین این معادلات و معادله (٤) ارایه شده ازسوی هوانگ (۱۹۸۰) وجود داردکه بدان اشاره شد. به علاوه روش پیشنهادی هوانگ تنها برای مدل ساده عدم تعادل با قیمت برونزا تدوین شده است ولی در این مقاله، مدل عدم تعادل با قیمتهای درونزا نیز به گونه‌ای تعدیل یافت که بتواند در آن چارچوب قرارگیرد.

۳. تخمین‌زنهای نمونه جزئی[۳۷] GMM

طبق مباحث پیش گفته، آزمون فرضیه تعادل درمقابل عدم تعادل، یک آزمون فرضیه ناپایداری ضرایب رگرسیون با نقاط تغییر نامعین است. نا معین بودن نقطه تغییر مطالعه تخمین زنهای نمونه جزئی GMM را ایجاب می‌کند. تخمین‌های نمونه‌جزئی، تخمین زنهایی GMM ای هستند که T.π مشاهده اول را در تخمین بردار پارامترهای β با مقادیر π در Π=(0,1) بکار می‌گیرد. این تخمین‌زنها اجزاء و مؤلفه‌های اساسی تشکیل دهنده تابع نمونه‌ای سوپر مم والد می‌باشند.

ابتدا، تعریف تخمین زنهای متعارف GMM به دست داده می‌شود که آنها را تخمین زنهای GMM با نمونه کامل می‌نامیم. براساس فرضیه صفر، پایداری پارامترها، تعداد پارامترهای ناشناخته‌ای که باید برآورد شوند، β،یک بردار ۱× K می باشند. $B(\subset R^k)$ نشانگر فضای پارامتریک β باشد. فرض می‌گردد که دنباله داده‌ها توسط برداری از متغیرهای {Z_t: t= 1,2.....,T} تعریف شده برفضای احتمال (Ω, B, P)داده شده است. (طبق تعریف، هر متغیر تصادفی برل اندازه‌پذیر [۳۸] می‌باشد). شرطهای متعامد بودن جامعه [۳۹] $(1/T)\Sigma_1^T Em(Z_t, \beta_\circ) = 0$ که توسط تخمین‌زن GMM برای برآورد مقدار واقعی

37. Partial Sample GMM Estimators

38.Borel Measurable

39.Population Orthogonality Conditions

www.SID.ir

Archive of SID

پارامترهای (β.) مورد استفاده قرار می‌گیرند، به صورت تابع R^{v} مقداری m(0,0) مشخص می‌شوند.

دنباله تخمین‌زنهای نمونه کامل GMM $\{\tilde{\beta}:T\geq 1\}$ هر دنباله (برل اندازه‌پذیر) از تخمین‌زنهایی است که رابطه زیر را با احتمال یک برقرار می‌سازد:

$$T^{-1}\sum_{1}^{T} m(Z_t,\beta)' \hat{\gamma} T^{-1}\Sigma m(Z_t,\tilde{\beta}) = \inf T^{-1}\sum_{1}^{T} m(Z_t,\beta)' \hat{\gamma} T^{-1}\Sigma m(Z_t,\beta) \qquad (۱٤)$$

که در آن $m(0,0),(B\subset R^k),\beta\in B$ تابعی از Z × B به R^{v} و $Z\subset R^K$ و $\hat{\gamma}$ ماتریس v × v متقارن و تصادفی (وبرل اندازه پذیر و تابعی از T) است.

اکنون موردی در نظر گرفته می‌شود که در آن، نمونه به دو قسمت تقسیم می‌شود، یعنی T.π و ....و ۲و ۱ =t و T و ....و۱ + Tπ= t پارامترβ مقدار β_1 را برای بخش اول نمونه و مقدار β_2 را برای بخش دوم نمونه اختیار می‌نند. دراین شرایط، پارامتر ناشناخته مورد نظر $\theta=(\beta_1',\beta_2')\in\Theta=B\times B\subset R^k\times R^k$ است.

اگر $\tilde{\theta}=(\tilde{\beta}_1',\tilde{\beta}_2')$ باشد که در آن $\tilde{\theta}$ تخمین‌زن نمونه کامل GMM پارامتر θ باشد در این صورت، آن یک برآوردگر مقید بوده و تنها با برقرار شدن فرضیه صفر $\beta_1=\beta_2$ سازگار است.

تخمین‌زن غیرمقید GMM برای پارامتر θ که امکان تغییر را در نظر می‌گیرد، به صورت زیر تعریف می‌گردد:

www.SID.ir

Archive of SID

فرض می‌گردد مقدار درست[40] θ° برابر با $(\beta_{1\circ}', \beta_{2\circ}')'$ باشد. برای مشاهدات $t = 1, 2, \ldots, T\pi$ شرطهای متعامد بودن جامعه $T^{-1}\Sigma Em(Z_t, \beta_{1\circ}) = 0$ و برای مشاهدات $t = T\pi+1, \ldots, T$ مجموعه شرطهای متعامد بودن $T^{-1}\Sigma Em(Z_t, \beta_{2\circ}) = 0$ می‌باشند. برای هر نقطه تغییر بالقوه $\pi \in \Pi \subset (0,1)$ ، تخمین‌زنی را می‌توان تعریف نمود که بر نظیرهای[41] نمونه‌ای شرطهای متعامد بودن بالا استوار می‌باشند. گردایه[42] چنین تخمین‌زنهایی برای $\pi \in \Pi$ تخمین‌زنهای GMM نمونه جزئی θ نامیده می‌شود.

دنباله تخمین‌زنهای نمونه جزئی $GMM\{\hat{\theta}(\circ) : T \geq 1\} = \{(\hat{\theta}(\pi) : \pi\varepsilon \in \Pi) : T \geq 1\}$ هر دنباله‌ای از تخمین‌زنهاست که با احتمالی که به یک می‌گراید، رابطه زیر را برقرار می‌سازد:

$$\overline{m}_t(\hat{\theta}(\pi), \pi)' \hat{\gamma}(\pi)(\overline{m}_T(\hat{\theta}(\pi), \pi) = \inf \overline{m}_T(\theta, \pi)' \hat{\gamma}(\pi)\overline{m}_T(\theta, \pi) \qquad (۱۵)$$

برای تمام $\hat{\theta}(\circ), \pi \in \Pi$ عنصری تصادفی است به طوری که:

$$\theta = (\beta_1', \beta_2') \in \Theta = B \times B \subset R^k \times R^k$$

$$\overline{m}_T(\theta, \pi) = \frac{1}{T}\sum_{1}^{T\cdot\pi}\begin{bmatrix} m(Z_t, \beta_1) \\ \circ \end{bmatrix} + \frac{1}{T}\sum_{T\cdot\pi}^{T}\begin{bmatrix} \circ \\ m(Z_t, \beta_2) \end{bmatrix} \in R^{2v} \qquad (۱۶)$$

40. True
41 Analogues
42 Collection

www.SID.ir

Archive of SID

m(0,0) تابعی از Z×B به R^{v} و $\hat{\gamma}(\pi), Z \subset R^{K}$ یک ماتریس 2v×2v متقارن، تصادفی و $\hat{\gamma}(\circ)$نیز یک عنصر تصادفی است. وجود تخمین‌زنهای نمونه جزئی GMM می‌تواند با فرض برقراری شرط های متعارف اثبات گردد. برای مثال، فشردگی Θ و پیوستگی تابع هدف یادشده در بالا شرط کافی می‌باشند.

همانطوریکه تعریف بالا نشان می‌دهد، $\hat{\theta}(\pi) = (\hat{\beta}_1(\pi)', \hat{\beta}_2(\pi)')'$ بردار 2K در برگیرنده یک تخمین‌زن $\hat{\beta}_1(\pi) \in R^{k}$ که از اولین $T.\pi$ مشاهده و یک تخمین‌زن $\hat{\beta}_2 \in R^{K}$، که از T-Tπ مشاهده بعدی است. برای یک مقدار ثابت π تخمین زنهای PS-GMM تعریف شده در بالا مورد خاصی از تخمین زنهای فرین است.[۴۳]

۴. تعریف توابع نمونه‌ای

۴-۱. تابع نمونه‌ای والد

تابع نمونه‌ای والد برای آزمون فرضیه H_0 در مقابل $H_1(\pi)$ به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$W_T(\pi) = T(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi))'(\hat{\nu}_1{}^{(\pi)}/_{\pi} + \hat{\nu}_2{}^{(\pi)}/_{(1+\pi)})^{-1}(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)) \quad (۱۷)$$

به طوری‌که $\hat{V}_2(\pi), \hat{V}_1(\pi)$ ماتریس واریانس کواریانس، تخمین‌زنهای GMM نمونه‌جزیی است[۴۴]. براساس $W_T(\pi)$ تابع نمونه‌ای زیر برای آزمون H_0 در مقابل $U_{\pi\in\Pi} H_1(\pi)$ یا H_0 در مقابل H_1 می‌تواند بکار بسته شود.

43. OP.cit Andrews and Fair (1988)

44. OP.cit Andrews(1993).

www.SID.ir

Archive of SID

$$\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi) \qquad (۱۸)$$

Π مجموعه‌ای است که بستار آن در (0,1) قراردارد. H_0 برای مقادیر بزرگ $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ رد می‌شود. بایدتوجه داشت که واریانس مجانبی $\sqrt{T}\left(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)\right)$ دارای شکل جمع پذیر[45] $V/\pi + V/(1-\pi)$ است، حتی اگر فرض (A-۱) برای بستگی زمانی در نظر گرفته شود. به دلیل فرض بستگی زمانی کم توان مجانبی، و به علاوه این واقعیت که بخشی ازمشاهدات نزدیک به نقطه تغییر، مثلاً در داخل R دوره – کواریانس در صورت $T \to \infty$ برا ی تمام R ها به صفر میل می کند.

$W_T(\pi)$ با بکارگیری برنامه‌هی GMM نرم افزارهای رایانه‌ای می‌تواند به صورت زیر محاسبه شود. ابتدا باید برای $\pi \in \Pi$ مفروض، شرطهای متعامد بودن $\overline{m}_t(\theta,\pi)$ و ماتریس وزنی $\hat{\gamma}(\pi) = Diag\{\hat{S}_1(\pi)/\pi, \hat{S}_2(\pi)/(1-\pi)\}$ تشکیل شود. فرض می‌شود $\hat{\Omega}(\pi), \hat{\theta}(\pi)$ بردار پارامترها و ماتریس واریانس و کواریانس برآورد شده باشند، آنگاه $W_{T(\pi)}$ برابر با $\hat{\theta}(\pi)' H' (H \hat{\Omega}(\pi) H')^{-1} H \hat{\theta}(\pi)$ خواهد بود که در آن $H = [I_K : -I_K]$ است ، می گردد.

۴-۲. تابع نمونه‌ای LM،ضریب لاگرانژ

اکنون تابع نمونه‌ای LM ضریب لاگرانژ تعریف می‌گردد. این تابع نمونه‌ای از تخمین‌زنهای نمونه کامل GMM و $\tilde{\theta} = (\tilde{\beta}', \tilde{\beta}')$ استفاده می‌کند. برای نقطه تغییر π ، تابع

45. Additive

www.SID.ir

Archive of SID

نمونه LM یک صورت درجه دوم استوار یافته بر بردار شرایط مرتبه اول حاصل از حداقل سازی تابع معیار PS-GMM ارزشیابی‌شده‌در تخمین زن مقید $\tilde{\theta}$ (یعنی : $((\partial \overline{m}_T(\tilde{\theta},\pi)/\partial\theta')'\hat{\gamma}(\pi)\overline{m}_T(\tilde{\theta},\pi)$) ماتریس وزنی صورت درجه دوم به گونه‌ای انتخاب می‌گردد که تابع نمونه‌ای دارای توزیع X_P^2 تحت فرضیه صفر برای هر ثابت π باشد. تابع نمونه ای LM می‌توانند به صورت زیر نوشته شود:

$$LM_T(\pi) = C_T(\pi)'(\hat{\nu}_1(\pi)/\pi + \hat{\nu}_2(\pi)/(1-\pi))^{-1} C_T(\pi) \qquad (۱۹)$$

به طوری که :

$$C_T(\pi) = [I_K : -I_k] \times \left[\frac{1}{\pi}(\hat{M}_1'\hat{S}_1^{-1}\hat{M}_1)^{-1} M_1)^{-1} \hat{M}_1'\hat{S}_1^{-1} \right.$$

$$\left. \frac{1}{\pi}(\hat{M}_1'\hat{S}_2^{-1}\hat{M}_2)^{-1} M_1)^{-1} \hat{M}_2'\hat{S}_2^{-1} \right] \times \sqrt{T}\overline{m}_T(\tilde{\theta},\pi)$$

$\hat{V}_r = (\pi), \hat{S}_r = \hat{S}_r(\pi), \hat{M}_r = \hat{M}_r(\pi)$ می‌باشند.

معمولاً، از تخمین‌زنهای مقید $\hat{V}_r = (\pi), \hat{S}_r(\pi), \hat{M}_r(\pi)$ در ساختن تابع نمونه‌ای LM استفاده می‌شود. در این حالت $LM_T(\pi)$ ساده‌تر می‌شود. به‌ویژه، اگر فرض شود $\hat{S}_r(\pi) = \hat{S}, \hat{M}_r(\pi) = \hat{M}$ باشند، آنگاه $LM_T(\pi)$ به شکل زیر ساده می‌گردد.

$$LM_T(\pi) = \frac{T}{\pi(1-\pi)} \overline{m}_{1T}(\tilde{\theta},\pi)' \hat{M}(\hat{M}'\hat{S}^{-1}\hat{M})^{-1}\hat{M}'\hat{S}^{-1}\overline{m}_{1T}(\tilde{\theta},\pi)' \qquad (۲۰)$$

www.SID.ir

Archive of SID

به طوری که:

$$\overline{m}_{1T}(\tilde{\theta},\pi)=\frac{1}{T}\sum_{1}^{T\pi}m(Z_t,\tilde{\beta}) \qquad (۲۱)$$

این ساده‌سازی $LM_T(\pi)$از (۱۹) به (۲۰) به این دلیل انجام می‌شود که شرایط مرتبه اول تخمین‌زن نمونه کامل GMM به شکل $[\hat{M}]'\hat{S}^{-1}(1/T)\sum_{1}^{T}m(Z_t,\tilde{\beta})\cong 0$ که در آن:

درنتیجه:

$$\begin{bmatrix}\hat{M}\hat{S}^{-1} & 0\\ 0 & \hat{M}'\hat{S}^{-1}\end{bmatrix}\hat{m}_T(\tilde{\theta},\pi)\cong\begin{bmatrix}\hat{M}'\hat{S}^{-1}\overline{m}_{1T}(\tilde{\theta},\pi)\\ \hat{M}'\hat{S}^{-1}\overline{m}_{1T}(\tilde{\theta},\pi)\end{bmatrix}$$

عبارت $\cong$ نشانگر نوعی از برابری است که با احتمال تقریباً برابر با (1) برقرار می‌گردد $(1\rightarrow)$، محاسبه تابع نمونه‌ای LM به دلیل اینکه تنها تخمین‌های GMM نمونه کامل به θ نیاز دارد، ساده است.

۴-۳. تابع آزمون شبه LR

برای نقطه تغییر ثابت π این تابع نمونه‌ای به وسیله تفاضل تابع هدف PS-GMMارزشیابی شده در تخمین زنهای GMM با نمونه کامل و PS-GMM تعیین می‌گردد و

(۲۲)

$$LR_T(\pi)=T\overline{m}_T(\tilde{\theta},\pi)'\hat{\gamma}(\pi)\overline{m}_T(\tilde{\theta},\pi)-T\overline{m}_T(\hat{\theta}(\pi),\pi)'\hat{\gamma}(\pi)\overline{m}_T(\hat{\theta}(\pi),\pi)$$

مانند (۱۸) برای آزمون H_0 در مقابل $U_{\pi\in\Pi}H_{1T}(\pi)$ یا H_0 در مقابل H_1 استوار یافته بر $LM_T(0)$ یا $LR_T(0)$ روابط زیر را در نظر می‌گیریم.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi), \qquad \sup_{\pi \in \Pi} LR_t(\pi) \tag{۲۳}$$

فرضیه صفر H_0 برای مقادیر بزرگ این تابع نمونه‌ای رد می‌شود.

۴-۴. ویژگیهای مجانبی توابع نمونه‌ای $\sup_{\pi} LR_T(\pi),...,\sup_{\pi} W_T(\pi)$

حال، توزیعهای مجانبی توابع نمونه‌ای معرفی شده در قسمت (٤) براساس فرضیه صفر معرفی می‌شود.

قضیه: اگر فرضهای (۱) اندروز (۱۹۹۳) برقرار باشند، در هر مجموعه‌ای از Π که بستار آن در $(0,1)$ قرار می‌گیرد، فرایندهای اندیس‌گذاری شده با $\pi \in \Pi$ شرطهای زیر را برقرار می‌سازند:

$$W_T(\circ) \Rightarrow Q_k(\circ) \ , \ \sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi) \to_d \sup_{\pi \in \Pi} Q_k(\pi) \tag{a}$$

به‌طوری‌که:

$$Q_k(\pi) = (B_k(\pi) - \pi B_k(1))'(B_k(\pi) - \pi B_k(1))/[\pi(1-\pi)]$$

$$LM_T(\pi) \Rightarrow Q_k(\circ) \ , \ \sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi) \to_d \sup_{\pi \in \Pi} Q_k(\pi) \tag{b}$$

$$LR_T(\pi) \Rightarrow Q_k(\circ) \ , \ \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi) \to_d \sup_{\pi \in \Pi} Q_k(\pi) \tag{c}$$

$B_k(0)$ برداری K بعدی از حرکتهای براونی مستقل از هم بر روی [0,1] محدود شده به Π می باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

فرایند حدی [۴۶] $Q_k(0)$ در ادبیات مربوط به عنوان مربع فرایند Tied-down Bessel استاندارد شده‌با مرتبه K شناخته می‌شود . برای هر مقدار ثابت $\pi \in (0,1)$، عبارت صورت درجه دوم $Q_k(\pi)$ دارای توزیع چی- دو با درجه آزادی K است. براساس فرضهای یادشده در بالا، توزیع مجانبی $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi),...,\sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$ مستقل از پارامترهای ناشناخته [۴۷] به استثنای بعد K مربوط به بردار β است.

۴-۵. مقادیر بحرانی مجانبی

مقادیر بحرانی C_α برای توزیع توابع نمونه $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi),...,\sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$ در جدول (۱) بر اساس توزیع مجانبی $\sup_{\pi \in \Pi} Q_k(\pi)$ آمده است . طبق C_a عبارت $P(\sup_{\pi \in \Pi} Q_k(\pi) > C\alpha) = \alpha$ جدول$\Pi=[\pi_0,1-\pi_0]$,K=1,2,...,20,α=0.01,0.5,0.10 را برای آرایه‌ای از مقادیر π بین 05. و 0.50 پوشش می‌دهد.

اگر $\Pi=[\pi_1,\pi_2]$ برای $0 < \pi_1 \le \pi_2 < 1$ باشد، آنگاه می‌توان نشان داد که [۴۸]

(۲۴)

$$P(\sup_{\pi\in\Pi} Q_k(\pi) > C_\alpha) = P(\sup_{S\in[1,\pi_2(1-\pi_1)/(\pi_1(1-\pi_2))]} BM(S)'BM(S) / S > C_\alpha) S \in [1,\pi_2(1-\pi_1)$$

46. Limit Process

47.Nuisance

۴۶. نگاه کنید به نتیجه ۱ در ضمیمه مقاله آندروز (۱۹۹۳)

www.SID.ir

Archive of SID

BM(o) نشان‌دهنده بردار K×۱ از فرایندهای حرکت براونی مستقل از هم [۴۹] بر $[0,\infty]$می‌باشند. در نتیجه، مقادیر بحرانی استواریافته بر توزیع $\sup_{\pi \in [\pi_1, \pi_2]} Q_k(\pi)$ تنها از طریق پارامتر $\lambda=\pi_2(1-\pi_1)/(\pi_1(1-\pi_2))$ به پارامترهای π_1 و π_2 بستگی دارد.

در واقع، این امکان در اختیار پژوهشگر قرار می‌گیرد تا برای به دست آوردن مقادیر بحرانی برای تمام فاصله‌های Π-$[\pi_1, \pi_2]$ که مقدار $\lambda=\pi_2(1-\pi_2)/(\pi_1(1-\pi_2))$ متناظر آن را، یا در جدول مقادیر مجانبی بحرانی به طور مستقیم و یا از طریق درون‌یابی [۵۰] به دست آورد. جدول، مقادیر میان ۱ تا ۳۶۱ را پوشش می‌دهد . بنابراین، تقریباً هر فاصله دلخواه ، می‌تواند مورد بررسی قرارگیرد. توجه داشته باشید که ||BM(o)|| یک فرایند بسل [۵۱] مرتبه K است . در نتیجه احتمال مفروض در (۲٤) برابر است با احتمال اینکه یک فرایند بسل بیشتر از ریشه دوم مرز در جایی در فاصله مفروض قراردارد.

۵. تابع توان

روش مرسوم آزمون یک فرضیه، تقسیم مجموعه مقادیر ممکن تابع نمونه‌ای به دو ناحیه پذیرش و رد است. اگر تابع نمونه‌ای در ناحیه پذیرش قرارگیرد، فرضیه پذیرفته می‌شود(یاردنمی‌شود)، در حالیکه اگر در ناحیه رد (بحرانی) قرار گیرد، فرضیه رد می‌شود. برای مثال، اگر تابع نمونه‌ای دارای χ^2 توزیع باشد، ناحیه پذیرش شامل تمام مقادیر تابع نمونه‌ای کمتر از مقدار بحرانی C و ناحیه در شامل تمام مقادیر بزرگتر از C می‌گردد.

در تعریف تابع نمونه‌ای بهین، تابع نمونه‌ای γ را تواناترین آزمون (آزمون بهین) به اندازه α می‌نامند، اگر اندازه آن α بوده و اگر در میان تمام آزمونهای دیگر به اندازه α یا

49. Interpolation

50.Interpolation

51.Bessel

www.SID.ir

Archive of SID

کمتر، دارای بزرگترین توان باشد. یا آزمون γ تواناترین آزمون به اندازه α است اگر اندازه خطای نوع اول آن برابر با α بوده و درمیان تمام آزمونهای دیگر به اندازه خطای نوع اول α یا کمتر دارای کوچکترین اندازه خطای نوع دوم باشد[۵۲]

در تعریف اندازه آزمون اگر γ یک آزمون فرض $H_0 : \theta \in \Theta_0 \subset \Theta$ که در آن Θ_0 یعنی Θ_0 یک زیرمجموعه از فضای پارامتر Θ است، اندازه آزمون γی H_0 با $\sup_{\theta \in \Theta_0} P(\theta)$ تعریف می‌شود. به اندازه آزمون، برای یک آزمون اندازه، ناحیه بحرانی نیز اطلاق می‌گردد.[۵۳] اندازه آزمون احتمال رد شدن فرضیه صفر است، هنگامیکه این فرضیه درست باشد. اگر θ نشانگر برداری از پارامترهایی باشد که باید آزمون گردد، و θ_0 مجموعه‌ای از مقادیر θ است که H_0 را برقرار داشته و R ناحیه را فرضیه صفر باشد،آنگاه اندازه آزمون عبارت است از :

$$\alpha = P_r\left(\sup_{\pi \in \Pi} W_\pi(T) \in R | \theta \in \Theta_0 \right)$$

معمولاً، اندازه آزمون سطح معنی‌داری نیز نامیده می‌شود که به طور مرسوم مقدار کوچکی، مثلاً برابر با ۰/۰۱ تا ۰/۱ انتخاب می‌گردد.

توان آزمون عبارت از احتمال رد شدن فرضیه صفر است، هنگامیکه این فرضیه نادرست است. از اینرو، پژوهشگران علاقمند هستند مقدار این احتمال بیشتر باشد که به طور رسمی به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$P_r\left(\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi) \in R | \theta \notin \Theta_0 \right) = \beta$$

۵۲. الکساندر.م موده فرانکلی. آ. گریبیل و دون. س. بوز، مقدمه‌ای بر نظریه آمار× مترجم، دکتر علی مشکانی، ناشر، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، سال ۱۳۷۷ ، چاپ اول، ص ۴۸۳

۵۳. همان ص ۴۷۸

www.SID.ir

Archive of SID

نشان داده می‌شود که توان آزمون بستگی به فرایند ایجاد داده‌ها (فرایندی که داده‌های نمونه مورد مطالعه از آن حاصل می‌شود)، اندازه آزمون، فرضیه H_0 و فرضیه H_1 دارد. در تعریف دیگری هم ارز با تعاریف بالا، اندازه آزمون برابر با خطای نوع اول وتوان آزمون برابر با یک منهای خطای نوع دوم تعریف می‌گردد.[54]

۵-۱. تابع نمونه‌ای $\sup W_T(\pi)$

براساس تعریف توان آزمون، تابع توان آزمون $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ برای حجم ثابت نمونه به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$P_r(\sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi) \geq C_{\alpha,k} \mid H_1) = P(\psi^2, \alpha)$$

ψ^2 صورت‌درجه دوم عبارت پارامتر نامرکزیت‌فرایندحرکت‌براونی براساس فرضیه مقابل $H_1 : \beta_t = \beta_0 + \frac{1}{\sqrt{T}}\eta^{(t/T)}$ است که به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Psi = S^{-\frac{1}{2}}\left[(\frac{1-\pi}{\pi})^{1/2} M_1(\frac{1}{T})\sum_{t=1}^{T\pi}\eta^{(t/T)} - (\frac{\pi}{1-\pi})^{1/2} M_2(\frac{1}{T})\sum_{t=T-\pi+1}^{T}\eta^{(t/T)}\right] \quad (۲۵)$$

که صورت درجه دوم آن،پارامتر نامرکزیت صورت درجه دوم $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ با فرض برقرار بودن H_1 عدم تعادل است، که در آن $\eta(t/T) : (0,1) \to R^k$ تابعی حقیقی مقدار تعریف شده بر بازده باز واحد بوده و عبارت مربوط به مقدار جهش در ضرایب (۱۳)، در صورت برقرار شدن فرضیه مقابل (عدم تعادل) است. برای مثال، اگر برای هر

54. Aris Spanos. "Statistical Foundations of Econometric Modeling", Cambridge University Press, (1995), pp. 2286-287.

www.SID.ir

Archive of SID

$\eta(Z)=0, Z<Z_0$ و برای هر $\eta(Z)=\Delta\beta_t, Z\geq Z_0$ باشد یک انتقال [55] در ضرایب رگرسیون در زمان $t=Z_0T$ وجود خواهد داشت. به طور کلی، $\eta(Z)$ می‌تواند هر تابع پله‌ای یا حد یکنواخت توابع پله‌ای فرض گردد و با مفروض انگاشتن $\eta(Z)$ شدت تغییرهای ساختاری با $1/\sqrt{T}$ در صورت $T\to\infty$ کاهش می یابد. [56]

بنابراین، همانطوریکه ψ نشان می‌دهد، توان آزمون بستگی به فرضیه H_1، حجم نمونه، واریانس شرطهای گشتاوری مرتبه اول – از طریق پارامترهای نامرکزیت – دارد در تعریف توان آزمون،ثابت شد که $\sup_{\pi\in\Pi} W_T(\pi)$ در صورت برقرار شدن H_0 دارای توزیع χ^2 نامرکزی، با مرکز صفر، و درجه آزادی K،تعداد بپارامترهای (۱۳)؛ و در صورت برقراری H_1، دارای توزیع X^2 نامرکزی با همان درجه آزادی است. محاسبه توان آزمون برای عبارتهای صورت‌های درجه دوم به سهولت عبارتهای خطی نرمال نیست، به همین دلیل پژوهشگران اقتصاد سنجی نظری و آمار از روشهای تقریبی خاصی استفاده می‌کنند که یکی از آنها در این جا توضیح داده می‌شود.

امید ریاضی متغیر تصادفی X^2 نامرکزی عبارت است از :

$$E\left[x^2(K,\psi^2)\right]=K+\psi^2 \qquad (۲۶)$$

بنابراین پارامتر نامرکزیت و درجه آزادی به صورت ساده‌ای با همدیگر جمع می‌شوند. و واریانس آن بنا به تعریف عبارت است از:

$$V\left[x^2(k,\psi^2)\right]=2(K+2\psi^2) \qquad (۲۷)$$

55. Shift

56. OP.cit; W.Ploberger, W.Kramer and K.Kountrus (1989). Pp. 312-313. Also:

www.SID.ir

Archive of SID

بدیهی است که اگر $\psi=0$ باشد، (۲۶)، (۲۷) تبدیل به χ^2 مرکزی با میانگین و واریانس به ترتیب k و 2k می‌گردد. مرتبط ساختن χ^2 مرکزی و نامرکزی برای استخراج تقریبی از چی‌دو نامرکزی به وسیله چی‌دو مرکزی است که در محاسبه توان آزمون دارای اهمیت شایان توجهی است،[۵۷] یعنی:

$$\chi^2\ (k,\psi s^2)= h\,\chi^2\ (m,0) \qquad (۲۸)$$

به طوریکه $h>0$, $m>0$ و با برابر قراردادن میانگین و واریانس χ^2 نامرکزی و نسبتی از $x^2(m,0)$ مرکزی با hm و $2h^2m$، داریم:

$$\Psi^2 + k = hm \quad , 2(2\psi^2+k)= 2h^2m \qquad (۲۹)$$

با کمی دستکاری و حل معادلات بالا برای m و h خواهیم داشت:

$$h = 1 + \frac{\psi^2}{K+\psi^2}\ , \qquad m = K + \frac{\psi^2}{K+2\psi^2} \qquad (۳۰)$$

برای محاسبه تابع توان آزمون $\sup_{\pi \in \Pi} Q_T(\pi)$ از تقریب بالا به صورت زیر استفاده می‌شود:

(۳۱)

$$P_r(x^2(k,\psi^2) > C_{d,k} \mid H_1) = P_r[x^2(m,\circ) > h^{-1} C_{a,k} \mid H_1) = \int_s^{\infty} d_{x^2}\ (m,\circ)$$

که در آن $S=C_{a.k}/h$ و عدد به دست آمده از محاسبه انتگرال مقدار تقریبی توان آزمون همراه با مقادیر مختلف اندازه آزمون مقدار پارامتر نامرکزیت، مقدار m و h^{-1} برای تابع نمونه ای $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ در جدول ٦-١ و نمودار ٦-١ آمده است.

57.David Hendry, "Dynamic Econometrics" Oxford University Press, (1995) , pp. 474-475.

www.SID.ir

Archive of SID

برای بررسی درستی (یا نادرستی) فرضیه اصلی تحقیق حاضر، لازم است مقدار تابع توان تابع نمونه‌ای CUSUM نیز برای اندازه‌های مختلف محاسبه و پس از آن با توان آزمون پیشنهادی مقایسه گردد. پیش از محاسبه تابع توان آزمون لازم است تا توزیع این تابع نمونه‌ای بر اساس فرضیه صفر و فرضیه مقابل و نیز پارامتر نامرکزیت آن را لحاظ نظری استخراج گردد. لذا در بخش زیر به این موضوع پرداخته می‌شود.

۵-۲. تابع نمونه‌ای CUSUM

همچنانکه اشاره شد، آزمون ناپایداری ضرایب رگرسیونی CUSUM، یک رویکرد مرسوم و پذیرفته شده درنوشتارهای اقتصادسنجی عدم تعادل است. طبق دلایلی که در (بخش۲) به آنها اشاره شده، توان این تابع نمونه‌ای، هنگامیکه مدل رگرسیونی، در برگیرنده متغیرهای توضیحی انتظاری بوده و شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلایی است،و یا هنگامیکه متغیرهای توضیحی انتظاری بوده و شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلایی است، و یا هنگامیکه متغیرهای توضیحی استوکاستیک می‌باشند، به شدت کاهش می‌یابد.[۵۸] پس از استخراج تابع توان این تابع نمونه‌ای ، مقادیر تابع توان آن با بکارگیری داده‌های لازم، محاسبه می‌گردد.

مدل رگرسیون خطی زیر در نظر گرفته می شود.

$$y_t = x_t^{/}\ \delta_t + U_t$$

58. W.Kramer, W.Ploberger and R.Alt, "Testing for Structural Change in Dynamic Models", Econometrica, Vol. 56, (1988) pp. 1355.

به نقل از:

- K.Garbade , "Two Methodss of Exanining the Stability of Regression Conefficients", Journal of American Statistical Association, Vol. 72, (1977), pp. 54-63.

www.SID.ir

Archive of SID

y_t عبارت ازمتغیر وابسته و x_t برداری $K \times 1$ از مشاهدات مربوط به متغیرهای توضیحی و δ_t برداری $K \times 1$ از ضرایب ناشناخته مدل رگرسیونی و U_t جزء اخلال می‌باشند. برایی تمام $t=1,2,...,T$ بر اساس فرضیه صفر، $\delta_t=\delta_0$ می باشد.

تابع نمونه‌ای CUSUM برای آزمون پایداری δ بر مجموعهای پسماندهای عطفی بی درپی جزئی W_r استوار است که برای $k \le r \le T$ به صورت زیر تعریف می گردد.

$$W_r = (y_r - x_r' \hat{\delta}^{(r-1)}) / f_r$$

$$f_r = (1 + x_r' (X^{(r-1)'} X^{(r-1)})^{-1} x_r)^{1/2}$$

$\hat{\delta}^{(r-1)}$ تخمین‌زن ols برای δ برای اولین (r-1) مشاهده $X^{(r-1)} = [x_1, x_2, ..., x_{r-1}]'$ است. آنگاه تابع نمونه‌ای CUSUM به صورت زیر تعریف می گردد.

$$S = \max_{k \le r \le T} \left| \frac{W^{(r)}}{\sqrt{T-K}} \right| / (1 + 2\frac{r-k}{T-K}) \qquad (۳۲)$$

که در آن:

$$W^{(r)} = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{i=k+1}^{r} W_i$$

مجموع انباشته پسماندهای عطفی استاندارد شده توسط تخمین‌زنی سازگار از انحراف معیار جزء اخلال σ است .

فرضیه پایداری پارامترها زمانی رد می‌شود که S بیشتر از مقدار بحرانی a باشد، مقدار a بستگی به سطح معنی داری α مربوط به آزمون دارد. این عبارت با رد فرضیه صفر هم‌ارز است. هنگامیکه W(r) یکی از دو خط تعریف شده در زیر را قطع نماید.

$$a\sqrt{T-K} + 2a\frac{r-k}{\sqrt{T-K}} \qquad \text{یا} \qquad -a\sqrt{T-K} + 2a\frac{r-k}{\sqrt{T-K}} \qquad (۳۳)$$

www.SID.ir

Archive of SID

فرض کنید که اجزای اخلال دارای توزیع نرمال و X ها غیر تصادفی باشند. آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که پسماندهای عطفی نیز نرمال و هم توزیع $N(0,\sigma^2)$ می‌باشند. با این وجود، توزیع دقیق S برای نمونه‌های کوچک ناشناخته است. BDE(1975) مقادیر بحرانی تا حدی شهودی مربوط به CUSUM را برای ۰/۱و ۰/۰۵و ۰/۰۱ = α با جایگذاری $\hat{\sigma}$ به جای σ به دست آورده‌اند.[۵۹]

$$Q(3a)+\exp(-4a^2)(1-Q(a))=\frac{1}{2}\alpha \qquad (۳۴)$$
$$Q(z)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_z^{\infty}\exp(-\frac{1}{2}u^2)du$$

زوجهای سودمند α و a که توسط BDE(1975) محاسبه شده‌اند و به فراوانی در استنتاجهای آماری مورد استفاده قرار می‌گیرند.، عبارتند از :

α=۰/۱ و α=٪۵ و α=٪۱

a =۰/۸۵ و a =۰/۹۴۸ و a =۱/۱۴۳

مقدار بحرانی a براساس فرضیه صفر با بکارگیری عبارت زیر محاسبه می‌گردد.

$$P_r(\tilde{s}\geq a)=\frac{\alpha}{2} \qquad (۳۵)$$

$\tilde{S}$ همان (۳۲) است که در آن $\tilde{W}^{(r)}$ جایگزین $W^{(r)}$ شده و بر $\tilde{W}^{(r)}$ فرایندی گوسی پیوسته با تابع میانگین و کواریانس؛

$$E(W^{(r)})=0 \quad , E(W^{(r)^2})= r\text{-}k$$
$$E(W^{(r)}W^{(s)}) = \min(r,s\text{-}k)$$

59.Op.cit BDE (1975), p.154.

www.SID.ir

Archive of SID

و r عددی حقیقی در بازه [K,T] است . عبارت (۳۵) برای a با بکارگیری نتایج نظریه حرکت براوانی حل می‌گردد.

توان موضعی آزمون CUSUM را هنگامیکه ضرایب رگرسیون طبق رابطه زیر تغییر می‌کند، مورد بررسی قرار می‌دهیم:

$$\delta_t^{(T)} = \delta + 1/\sqrt{T}\eta^{(t/T)}$$

$\eta(Z)$ یک تابع k بعدی تعریف شده بر بازه باز (0,1) است. مانند تابع نمونه $\sup W_T(\pi)$ فرض براین است که $\eta(t)=\Delta\delta_t$ می‌باشد، بار دیگر معادله رگرسیون را در نظر می‌گیریم، تخمین زن ols حاصل از t مشاهده نخست، براساس فرضیه مقابل عبارت است از:

$$\tilde{\delta}_t = (\sum_{r=1}^{t} x_t x_t^{/})^{-1} \sum_{r=1}^{t} x_r y_r$$

که تخمین زن ols ضرایب در صورت برقراری فرضیه مقابلH_0 است. آنگاه $\tilde{W}_r$ براساس این فرضیه به صورت زیر به دست می‌آید.

$$y_t - x_t^{/}\tilde{\delta}^{(t-1)} = U_t + \frac{1}{\sqrt{T}}\eta^{(t-1)^{/}} X_t - X_t^{/}(\tilde{\delta}^{(t/\pi)} - \delta)$$

بنابراین، پس از تقسیم دو سوی معادله با f_t, σ و کمی تغییرات، خواهیم داشت:

(۳۶)

$$\overline{W}^r = \sum_{t=k+1}^{r}\left[y_t - X_t\delta^{(t-1)}\right]/f_t.\sigma + \frac{1}{\sqrt{T}}\sum_{t=k+1}^{r}\eta^{(t/T)} X_t/f_t.\sigma$$

عبارت اول در سمت راست ، مجموع تراکمی پسماندها وعبارت دوم نیز پارامتر نامرکزیت تابع نمونه‌ای CUSUM است. اکنون می‌توان تابع توان این تابع نمونه‌ای را به صورت زیر تعریف نمود:

www.SID.ir

Archive of SID

$$P_r(\bar{S} > C_\alpha \mid H_1)$$

$$\bar{S} = \max \left| \frac{\bar{W}^r}{\sqrt{T-K}} \right| / (1 + 2\frac{r-k}{T-K})$$

$\bar{S}$ مقدار تابع نمونه‌ای CUSUM در صورت درست بودن فرضیه H_1 است و می‌تواند به صورت زیر بازنویسی شود:

$$p_r(\max\left|\bar{w}^2\right| > (\sqrt{T-k})(1+2\frac{r-k}{T-K})C_\alpha \mid H_1)$$

$$= P_r(\max W^2 < (-C'_\alpha - NOC)) + P_r(\max W^r \geq (C'_\alpha - NOC))$$

$NOC, C'_\alpha = (\sqrt{T-K})(1+2\frac{r-k}{T-K}) \times C_\alpha$ پارامتر نامرکزی است.

۶. آزمون فرضیه تعادل در مقابل عدم تعادل و مقایسه توابع توان آزمونها

۶-۱. داده ها

با بکار گیری داده‌های دوره زمانی (۷۶-۱۳۴٤)، برآورد پارامترهای معادلات بخش کشاورزی اقتصاد ایران به دست آمده‌اند، تمام متغیرهای ریالی و قیمتها براساس قیمتهای واقعی و شاخص قیمتهای هر یک از محصولات ارزش‌گذاری می‌شوند. متغیر تولید ناخالص سرانه، براساس تقسیم GDP بر تعداد جمعیت برحسب میلیار ریال و شاخص قیمت محصولات سیب‌زمینی، پیاز، گوجه‌فرنگی، برنج، سیب‌زمینی و سرانجام دستمزد کارگران ساختمانی از منابع آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده‌اند.[۶۰] متغیرهای انتظاری مانند قیمت انتظاری سیب‌زمینی، پیاز و گوچه‌فرنگی براساس شکل گیری انتظارات شبه عقلایی به کارگیری مدل AR(2) محاسبه شده‌است.

۶۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره تحقیقات و مطالعات آماری. گزارش مشروح تجدید نظر شاخص بهای عمده فروشی کالاها در ایران، آبان ۱۳۷۲

www.SID.ir

Archive of SID

۶-۲. مشخص نمایی عدم تعادل

دستگاه معادلات (تقاضا)، (عرضه)، و شرط عدم تعادل با بکارگیری داده‌های مورد نیاز برای هر یک از متغیرها با بکارگیری روش حداکثر راستنمایی و 2SLS زیر برآورد گردیده و نتایج حاصل از آن در جدول‌های (۲) و(۳) نشان داده می‌شود.

$$D_t = \alpha_0+\alpha_1 PP_t+\beta_1 PRC_t+\beta_2 GDPP_t+U_{1t} \quad (۳۸)$$

$$S_t = \alpha_2+\alpha_3 PPR_t +\beta_3 POR_t+\beta_4 PTOR_t +\beta_5 FER_t+U_{2t} \quad (۳۹)$$

$$PP_t=PP_{t-1} + \gamma(D_t-S_t)+U_{3t} \quad (۴۰)$$

$$Q_t = Min (D_t, S_t) \quad (۴۱)$$

PP_t= شاخص قیمت سیب‌زمینی

PRC= شاخص قیمت برنج

GDPP= درآمد ناخالص داخلی سرانه

PPR= شاخص قیمت انتظاری‌سیب‌زمینی

D_t= مقدار تقاضاشده (مشاهده‌ناپذیر)

POR= تغییردرشاخص قیمت انتظاری پیاز

PTOR= تغییر در شاخص قیمت انتظاری گوجه فرنگی

FER= شاخص قیمت کودشیمیایی

γ= ضریب تعدیل قیمت

S_t = مقدار عرضه شده (مشاهده ناپذیر)

۶-۳. آزمون فرضیه تعادل در مقابل عدم تعادل

مقادیر محاسبه شده توابع نمونه CUSUM، $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ با بکارگیری داده‌های آماری مربوط به متغیرهای تعریف شده در (۳۸) و روش یاد شده در تعریف (۲۵) و (۲۷) برای $\Pi = (\frac{9}{33}, \frac{24}{33})$ محاسبه گردیده است. جدول (۲) مقادیر محاسبه شده برای توزیع نمونه ای $W_T(\pi)$ و CUSUM برای π های مختلف همراه با پارامترهای نامرکزی هر یک از آنها را نشان می‌دهد. حداکثر مقدار $W_T(\pi)$ برابر با ۵۰۷۲/۷٤ است و در π=۰/۵ قراردارد

www.SID.ir

Archive of SID

که فرضیه صفر مبنی بر وجود تعادل در بازار محصول سیب‌زمینی را در سطح معنی‌دار کمتر از ۰/۰۰۱ و درجه آزادی F=۸ رد می‌کند . همچنین، براساس جدول (۱)، مقدار تابع نمونه‌ای CUSUM ، (۳۲)، در π= ۰/۹۶ بزرگتر از کوانتیل بحرانی α =۰/۱ یعنی ۰/۸۵ می‌گردد و در نتیجه، براساس هر دو تابع نمونه‌ای $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ و CUSUM فرضیه مبتنی بر وجود تعادل رد می‌گردد.

جدول۱ – مقادیر محاسبه شده برای آماره‌های $W_T(\pi)$ و CUSUM

π	$W_T(\pi)$	CUSUM	π	$W_T(\pi)$	CUSUM
۰/۲۸	۳۹/۷	۰/۰۰۸	۰/٦٥	۷۱/۷۸	۰/۱٦۸
۰/۳۱	۳٦/۸	۰/۰۲٦	۰/٦۸	۷۷۱/٥۸	۰/۲٥٦
۰/۳٤	۷۱/٤۹	۰/۰٥۳	۰/۷۱	۱۷٤/٥۳٦	۰/۲۸٤
۰/۳۷	۲۰/٦۲	۰/۰۸۱	۰/۷٤	۲/۹۷	۰/۳۳٤
۰/٤۰	۱۲/٥	۰/۰۸٦	۰/۷۸	–	۰/۳۹٤
۰/٤٤	۱۰/۰۱	۰/۰۸۱	۰/۸۱	–	۰/٤۲٥
۰/٤۷	۱٥/۱۰	۰/۰۸۰	۰/۸٤	–	۰/٤۰۲
۰/٥	٥۰۷۲/۷٤	۰/۰٦۷	۰/۸۷	–	۰/٤٥٥
۰/٥۳	۱۷۹/٤۹۹	۰/۰۱۷	۰/۹	–	۰/٥٥۱
۰/٥٦	۳۹/٥٥	۰/۰۰۷	–	۰/۹۳	۰/٦۷۷
۰/٥۹	۳٦۰/۳۸	۰/۰۷	۰/۹٦	–	۰/۹۲۳
۰/٦۲	۱۷۸۳/٦۸	۰/۱۳۸	۱/۰	–	–

۴-۶. تابع توان و اندازه آماره‌های CUSUM و $\sup W_T(\pi)$

مقدار عددی تابع توان برای $\sup W_T(\pi)$ در π= ۰/٥ براساس (۳۲) و CUSUM (۳٦) برای اندازه‌های مختلف با مقدار عددی پارامترهای نامرکزیت (۲٥) و (۳٦) به ترتیب برابر با ۲/۹۲۱۰٤ D+۷ و ۲۲٦٤/۹٤ به دست آمده است. جدول (۲) رابطه میان توان و اندازه توابع نمونه‌ای و بهین بودن آن را در الگو و داده‌های مورد نظر تحقیق حاضر، تأیید می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- توان آزمون $\sup W_T(\pi)$ و CUSUM

اندازه a / توان	۰/۰	۰/۰۰۵	۰/۰۱	۰/۰۲۵	۰/۰۵	۰/۱	۰/۲۵	۰/۵	۰/۷۵	۰/۹	۰/۹۵	۰/۹۷۵	۱
$\sup W_T(\pi)$	۰/۰	۰/۳۲۵	۰/٤۷۲	۰/٦۸۵	۰/۷۵۹	۰/۸۹۵	۰/۹۳٦	۰/۹۵٤	۰/۹۷۵	۰/۹۸	۰/۹۹۵	۰/۹۹۹۵	۱
CUSUM	۰/۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰٦٤	۰/۰۱۸٤	۰/۰۵۱	۰/۱۲	۰/۱٤	۰/۲	۰/۳	۰/۵	۰/٦	۱

جمع بندی و ملاحظات

فرضیه تعادل درمقابل عدم تعادل بر اساس هر دو تابع نمونه‌ای CUSUM و $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ رد می‌گردد. محاسبه تابع توان آزمون نشان می‌دهد که برای تمام مقادیر اندازه‌های مختلف آزمون، توان $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ بیشتر از CUSUM است وبه علاوه، چون توان تابع نمونه‌ای CUSUM کوچکتر از اندازه آن است، این تابع نمونه‌ای تورش‌دار است و احتمال وقوع خطای نوع دوم در هنگام به کارگیری آن در استنتاجهای آماری به شدت افزایش می‌یابد. محاسبات رگرسیونی نشان می‌دهد که تغییرپذیری بسیار قابل توجهی درنتایج برآوردها و کششهای محاسبه شده وجود دارد. ۸۰ پارامترهای برآورد شده در الگوی تعادلی اختلاف معنی‌داری از صفر ندارند، در حالی که این نسبت در مشخص‌نمایی عدم تعادل، ۲۰ درصد است. علامت ضرایب به دست آمده در الگوی عدم تعادلی کاملاً با نظریه اقتصاد خرد سازگاری دارد، ولی علامت بعضی از ضرایب به دست آمده در الگوی رقیب، انتظارات نظری را برقرار نمی‌دارد.

پیش ازانجام هرگونه برآورد و توصیه‌های سیاستگزاری، لازم است که استفاده از آماره‌های با توان آزمون بالا، تصریح درست مدل تعیین گردد؛ در غیر این صورت ، هیچ اطمینانی برای درست بودن پیش‌بینی‌های حاصل از مدل که بر نظریه خاص استوار شده است، نمی‌تواند وجود داشته باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

1. Ali Mubarik and Adedulah, **Supply Demand and Policy Environment for Pulses in Pakistan,**The Pakistan Developmet Review, vol. 37, No.1, (1998), p.p. 35-52.
2. Amemiya, T., **A Not on Fair & Jafee Model,** Econometrica 42, (1974), P.P. 752-62.
3. Andrews. Donald W.K., **Power in Econometric Applications**, Econometrica, vol, 57, No. 5, (1989), P.P. 1059-1090.
4. Andrews. D.W.K.&R.C.Fair, **Inference in Nonlinear Econometrics Models with Structural Change,** The review of Economics Studies, LV, (1988). P.P. 615-640.
5. Andrews. D.W.K. **An Empirical Process Central Limit Theorem for Dependent Non-Identically Distributed Random Variables,** Journal of Multivatiable Analysis, vol.38 , (1991), P.P.187-203
6. Andrew Donald W.K. and Werner Plobarger, Tests for **Parameter Instabilty & Structural Change with Unknown Change Point,** Econometrica, vol.61, No.4, (1993), P.P. 821-585.
7. Andrew Donald W.K. and Werner Plobarger, **Optimal Tests when A Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative,** Econometrica, vol. 62, No.6, (1994) , p.p. 1383-1414
8. Andrews Donald, W.K. and Werner Ploberger, **Admissibility of the Likelihood Ratio Test When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative,** The Annuals of Statistics, vol.23, (1995), P.P. 1609-1629.
9. Andrews D.W.K. Lee Inpyo, and Werner Ploberger, **Optimal Change point Tests for Normal Linear Regression**, Journal of Econometrics, vol. 70 (1996), P.P.9-38.
10. Askari, Mostafa, **A Disequilibrium Econometric Study of the Canadian Mortgage** Market Applied Economy, 18, P.P. 397-410.

www.SID.ir

Archive of SID

11. Askari H. and John Thomas C., **Supply Response of Farmers with Heterogeneous Land**, Indian Journal of Agricultural Economics.

12. Bierens Herman J., **Uniform Consistency of Kernel Estimators of a Regression Function under Generalized Conditions**, Journal of the American Statical Association, vol, 78, (1983), p.p. 699.707.

13. Bierens H.J., **Topics in Advanced Econometries,** Estimation testing & Specification of Cross Section time series models, Cambridge University press, (1994).

14. Bilingsley Pattrick, **Convergence of Probability Measures**, 1th ED., John Wiley and Sons, New York, (1986).

15. Bilingsley P., **Probability and Measure**, 1th ED., John Wily and Sons, New York, (1979).

16. Blake David, **The Estimation of Rational Expectations Models: A Survey** . Journal of Economic Studies, vol. 18, No. 3 (1991) P.P. 31-70

17. Blundell Richard, **Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence – A Survey** , The Economic Journal, vol . 98, (1988)P.P. 16-65

18. Bowden R.J., **Specification Estimation & Inference for Models of Market in Disequilibrium**, International Economics Review vol. 19, p.p. 711-726, (1978).

19. Brown, Durbin R.L.J & Evans, J.M., **Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationship Over Time**. Journal of the Royal Statistical Society B. Vol. 37, p.p. 149-19, (1975).

20. Chanda K.C., **Strong Mixing Poperties of Linear Stochastic Processes**, Journal of Applied Probability. Vol. 11, (1974), P.P. 401-408.

21. Chern Wen S., **Acreage Response and Demand for Processing Tomatoes in California**, American Journal of Agricultural Economics, vol. May (1976) . P.P. 209-216.

22. Chung Kail., **A Course in Probability Theory**, 2th ED., Academic Press, New York, (1974).

www.SID.ir

Archive of SID

23. Davidson R. and James G.Mackinnon, **Estimation and Inference in Econometrics,** Oxford University Press, 1th ED., New york, (1993).
24. Deshpade R.S., **Demand and Supply of Agricultral Commodities – A Review**, Indian Journal of Agricultural Economics, vol. 51, No.1,2, (1996) , P.P. 271-287.
25. Domowitz Ian and Holbert White, **Misspecified Models with Dependent Observations**. Journal of Econometrics. Vol. 20, (1982) , p.p. 35-58.
26. Donald, Stephen G. and G.S. Maddals, **A Note on the Estimation of Limited Dependent Variable Models under Rational Expections**, economics Letters, vol. 38 , (1992) , p.p. 17-23.
27. Dufour J.M., **Recursive Stability Analysis of Linear Regression Relationships: An Explanatory Methodology**, Journal of Econometrics , Vol. 19 (1982). , p.p. 31-76
28. DufourJ.M., **Recursive Stability Analysis of Linear Regression Relationships: An Exploratory Methodology**, Journal of Econometrics ,19, p.p.31-76, (1982)
29. Dufour J.M., **Recursive Stability Analysis of Linear Regression Relationships: An Explonatory Methodology**, Journal of Econometrics ,vol. 70, (1996), p.p. 1-8
30. Duffield J.A & R. Coltrane, **Testing for Disequilibrium in the Hired Farm Labor Market,** Americal Journal of Agriculture Economic, vol. May (1992).
31. Duffield James A. and Robert Coltrance, **Testing for Disequilibrium in the Hired Farm Labor Market,** Americal Journal Agricultural Economics, Vol. May, (1992) p.p. 412-420.
32. Eckstein Zvi, **A Rational Expectations Model of Supply**, Journal of Political Economy, vol. 92, No. 1. (1984), p.p. 1-9.
33. _____, **The Dynamics of Agriculture Supply: A Reconsideration** American Journal of Agricultural Economics, vol May (1985), p.p.204-214.

www.SID.ir

Archive of SID

34. Fair, R.c. & Jaffee, D.M., **Methods of Estimation for Markets in Disequlibrium**, Econometrica 4, p.p. 447-454 (1972).

35. Fair, R.C., and H.Kelejian, **Methods of Estimation for Market in Dis,** Econometrica, 42, (1970), p.p. 177-190.

36. Ghysels. E. & A.Hal, **A Test for Structural Stability of Euler Conditions Parameters Estimateded via the Generalized. Method of Moments Estimator,** International Economics Review, vol. 31, No. 2, May, p.p. 355-364 (1990).

37. Goldfeld, I.M. & R.E. Quandt, **Estimation in a Diseq uilibrium Model & the Value of Information,** Journal of Econometrics 3, p.p. 325-48 (1975).

38. Hamiltom, James D., **Time Series Aanalysis,** 1th ED., Princeton University Press, Princeton, Newjersey, (1994).

39. Hansen Lars p. and Kennedth J.Singleton, **Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models,** Econometrica, vol. 50, No. 5 (1985), p.p. 1269-1286.

40. Hansen. L.P, **Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,** Econometrica, vol . 50, p.p. 1029-1054

41. Hendry D.F., Dynamic Econometrics, 1th ED., Oxford university Press, U.K, (1997).

42. Herrndorf Norbert, **A Functional Central Limit Theorem for Weakly Dependent Sequences of Random Variables,** The Annals of Probability, vol. 12, No.1 (1984), p.p. 141-153.

43. Hofman D. & A.Pagan, **Post Sample Prediction Test for GMM Estimators,** Oxford Bulletin of Economics & Statistics, vol. 519, p.p. 333-343 (1989).

44. Hu. T & B.M. Yang, **The Demand for & Supply of Phycian Services in the U.S.:A Disequilibrium Analysis,** Applied Economics, vol . 20 , p.p. 994-1005(1988).

45. Hwang. H.S., **A Test of A Disequilibrium Model ,** Journal of Econometrics, vol. 12, p.p. 319-313 (1980).

www.SID.ir

Archive of SID

46. Jenrich Robert I, **Asymptotic Properties of Non-Linear Least Squares Estimators**, The Annals of Mathematical Statistics, vol. 40 , No. 2 (1969). P.p. 636-643.
47. Klimov, G., **Probability Theory and Mathematical Statistics**, Pub: Mir, Moscow, 1th ED. (1986).
48. Kramer Walter, Wener Ploberger ande Raimund Alt, **Testing for Structural Change in Dynamic Models,** Econometrica, vol. 56, No 6, (1988), P.P 1355-1369.
49. Laffont. J. & R. Garcia, **Disequilibrium Econometrics for Business Loans**, Econometrica 45, P.P. 1187-1207 (1977).
50. Lukacs Eugene, **Stochastic Convergence,** 9 th ED., Academic Press, New York , (1996).
51. Lutkepohl. H., **Handbook of Matrices,**1th ED., John Wiley and Sons, New York, (1996).
52. Maddala. C.S., **Limited – Dependent & Qualitative Variables in Econometrics,** Combridge University Press Cambridge (1983).
53. Maddala G.S. & Nelson F.D, **Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium,**Econometrica, 42, p.p. 1013-1030 (1974).
54. Marsh, John M., **Estimating Intertemporal Supply Response in the Fed Beef Market,** American Journal of Agricultural Economics, vol. 76, (1994), p.p. 444-453.
55. Mathew T. Holt and Stanley R.Johnson, **Bounded Price Variation and Rational Expectations in An Endogenous Switching Model of the U.S. Corn Market,** The Review of Economics and Statistics, vol. (1989) , p.p. 605-613.
56. Mayer W.S., **Estimating Disequilibrium Models with Limited A Priori Price Adjestment,** Journal of Econometrics vol. (1982).
57. Mcleish D.L., **A Maximal Inequality and Dependent Strong Laws,** The Annuals of Probability, vol, 3, No. 5, (1975), p.p. 829-839.

www.SID.ir

Archive of SID

58. Michal J.Hartley and Parthasaradhi Mallela, **The Asymptotic Properties of A Maximum Likelihood Estimator for a Model of Markets iln Disequilibrium,** Econometrica, vol. 45, No.5, (1977), p.p. 1205-1221.

59. Miranda Mario J. and Joseph W.Glauber , **Intraseasonal Demand for Fall Potatoes under Rational Expectations,** American Jounal of Agricultural Economics, vol. 75, (1993) , p.p. 104-112.

60. Muth John F., **Rational Expectations and the Theory of Price Movements,** Evonometrica, vol. 29, No.3, (1961) , p.p. 315-355.

61. Nerlove Marc, **Expectations. Plans, and Realizations in Theory and Practice,** Econometrica, vol, 51, No. 5, (1983), p.p. 1251-1277.

62. Nerlove, M. and Fornari l., **Quasi-Rational Expectations, An Alternative to Fully Rational Expectations: An Application to U.S. Beef Cattle Supply,** Journal of Econometrics, vol. 83, (1998), p.p. 129-161.

63. Newey W.K. and D.mvFadden, **Handbook of Econometrics,** vol, IV, Chap. 36, Large Sample Estimation and Hypothesis Testing, Elsevier Science, (1994).

64. Newey Whitney K. and Kenneth D.West, **A Simple Positivce Semi-definite Heteroskedesticity and Autocorrelation Consisent Covariane Matrix,** Econometrica, vol. 55, No. 3 (1987), p.p. 703-708.

65. Newey, K.W. & West K., **Hypothesis Testing With Efficient Method of Moment Estimation,** International Economics Review, Vol, 28, No. 33, p.p. 777-787.

66. Newey Whitney k., **Generalized Method of Moments Specification Testing,** Journal of Econometrics. Vol, 29, (1985) , p.p. 229-256.

67. Oczkowski, E,. **Price & Quantity Controlled Agricultural Markets & Disequilibrium Econometrics: A Survey,** Agricultural economics , vol. 9, p.p. 53-87(1993).

68. Newey, W.K. & D.McFadden, **Large Sample Estimation & Hypothesis Testing,** Handbook of Econometrics, vol, 4 Chapter 36 (1994).

www.SID.ir

Archive of SID

69. Oliner, S.D., G,D, Rudebusch & D.Sichel, **The Lucas Critique Revistedassesing the Stability of Empirical Eular Equations for Investment,** Journal of Econometrics, vol. 70, p.p. 291-316 (1996).

70. Pagan, A.R. & M.R. Wiekens, **A Survey of Some Recent Econometric Methods,** The Economic Journal, vol. 99, Dec, p.p. 962-1025 (1989).

71. Phillips P.C.B., **Time Series Regression With A Unit Root,** Econometrica, vol.55, No. 2, (1987), p.p. 277-301.

72. _____ , and Durlauf S.N., **Multiple Time Series Regression With Integrated Processes,** Review of Economic Studies, vol, L III , (1986), p.p. 473-495.

73. Philips Peter C.B and Victor Solo, **Asymtotics for Linear Processes,** The Annals of Statistics, vol. 20, No. 2, (1992) , p.p. 921-1001.

74. Ploberger, W.Kramer, W. & K. Kantrus, **A New Test for Structural Stabiling in Linear Regression Model,** Journal of Econometrics, vol. 40 , p.p. 3307-318 (1982).

75. Ploberger Wener, Walker Kramer and Karl Koutrees, **A New Test for Structural Stability in the Linear Regression Model,** Journal of Econometrics, Vol. 40, (1989) , p.p. 307-318.

76. Ploberger, W & Krimet. W., **A Trend Resistant Test for Structural Change Based on OLS Residuals,** Journal of Econometrics, vol, 70, p.p. 175-185 (1996).

77. Plberger Werner and Walter Kramer, **A Trend- Resistant Test for Structural Change Based on OLS Residuals,** Journal of Econometrics, vol. 70, (1996) , p.p. 175-185.

78. Pollard David, **Convergence of Stochastic Processes,** 1th ED., Speringer – Verlag, New York, (1984).

79. Pagan A.R. and M.R Wichens, **A Survey of Some Recent Econometric Methods,** The Economic Journal, vol. 99, (1989) , p.p. 9662-1025.

www.SID.ir

Archive of SID

80. Pashigiann B.Peter. **Rational Expectations and the Cobweb Theory.** Journal of Political Economy. Vol.78. (1970) . p.p. 238-252.

81. Potscher Benedikt M . and Ingmar R. Prucha, **Basic Structure of The Asymptotic Theory in Dynamic Nonlinear Econometric Models, Part I: Consistency and Approximation Concepts,** Econometric Review, vol. 10, No. 2,

82. (1991) , p.p. 1225-216.

83. _____, **Basis Structure of the Asymptotic Theory in Dynamic Colinear Econometric Models, Par II: Asymptotic Normality,** Econometric Reviews, vol.10 , No. 3, (1991), p.p. 253-325.

84. _____, **Basic Elements of Asymptotic Theory**, Working Paper, University of Maryland College Park, Preliminary Version; Prepared for Companion in Theoretical Econometrics, Electronic Papers, (1999), January.

85. _____, **Generic Uniform Convergence and Equicontinuity Concepts for Random Functions,** Journal of Econometrics, vol. 60, (1994) , p.p. 23-63.

86. Quandt, R.E., **Tests of the Equilibrium VS Disequilibrium Hypothesis,** International Economics Review, vol, 19, p.p. 435-452, (1978).

87. Quandt Richard E., **The Econometrics of Disquilibrium,** 1th ED., Basil Blackwell, (1988).

88. Rao, C.R, **Linear Statistical Inference and It's Applications,** 2th ED., John Wiley and Sons, New York, (19773).

89. Sen Pranab K. and Julio M. Singer , **Large Sample Methods in Statistics,** 1th ED., Chapman and Hall, New York, (1993).

90. Shiryaev A.N. **Probability,** 2th ED,. Springer-Verlag New York, (1996)

91. Shonkwiler J.Scott and Robert D.Emerson, **Imports and the Supply of Winter Tomatoes: An Application of Rational Expectations,** American Journal of Agricultural Economics Associatin, vol. (1982) , p.p. 364-641.

92. Smith R.J., **Alternative Semi-Parametric Likelihood Approaches to GMM Estimation,** The Economic Journal, vol. 107 , March, p.p. 503-519 (1997).

www.SID.ir

Archive of SID

93. Smith. R, **Nontested Tests for Competing Models Estimated by Generalized Method of Moments,** Econometrica, vol, 60 , No. 4, p.p. 973-980.

94. Hsonkwiler J.S, **An Empirical Comparison of Agricultural Supply Response Mechanism,** Applied Economics, vol, 14, (1982) , p.p. 183-194.

95. Shonkwiler J.S. and G.S. Maddala, **Modeling Expectations of Bounded Prices: An Application to the Market for Corn,** The Review of Economics and Statistics, vol. 67, (1985), p.p. 697-702.

96. Sowell, F, **Optimal Tests for Parameter Instability in the G.M.M Framework,** Econometrica, vol64, No.5, P.p. 1085-1107 (1996).

97. Wooldridge J.M., **Handbook of Econometrics,** vol.IV, Chap. 45, Estimation and Inference for dependent processes, 1th ED., Elsevier Science, (1994).

98. Spanos Aris, **Statistical Foundations of Econom tric Modelling,** 1th ED., Combridge University Press, UK, (1986)

99. Stout William F., **Almost Sure Convergence,** 1th ED., Academic Press, New York, (1974).

100. Takatoshi I&V.Katuo, **Tests of the Equlibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Crebit Rationing** ,International Economics Review. Vol. 22, No. 3, p.p. 691-708.

101. Thomas B.Fomby et al, Advanced Econometrics Methods, Springer verlag, New York (1984).

102. White H., Asymtotic Thery for Econometricians, Acdenic Press, (1983).

103. White Halbert and Ian Domwitz, **Nonlinear Regression with Dependent Observations,** Econometrica, vol. 52 , No.1, (1984), p.p. 143-161.

104. Wright J.H., **The Limiting Distribution of Post-Sample Stability Tests for G.M.M Estimation when the Potential Break Date is Unknown,** Bulletin of Economics & Statistics, vol. 59, No,2, p.p. 299-303.

105. Ziemen R.G & White F.C., **Disequilibrium Market Analysis; An Application to the US. Fed Beef Sector,** American Journal of Agriculture Economic.

www.SID.ir