

آزمونی بهین برای فرضیه تعادل در چارچوب تخمین زندهای 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 برآوردهای 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 دکترای دکتر جعفر عبادی، می‌باشد.

** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

*** پژوهشگر و مدرس اقتصاد

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 سنجی دان تنها قادر به مشاهده کمترین مقدار عرضه شده یا تقاضا شده خواهد بود. چنین مدل‌هایی را در نوشتارهای اقتصاد سنجی، الگوی عدم تعادل 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 یا برابر 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 می‌گردد.

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

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

لذا، به منظور پرهیز از 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 در مقابل عدم تعادل رد شد، می‌توان با اطمینان نظری بیشتری، از روشهای برآورد عدم تعادلی استفاده نمود. تحقیق حاضر، تلاشی است در جهت معرفی یک تابع نمونه‌ای بهین برای آزمون فرضیه تعادل در مقابل فرضیه‌های مقابل (عدم تعادل) که هدف اساسی آن می‌تواند به صورت زیر بیان گردد:

۱. ارایه یک تابع نمونه‌ای برای آزمون فرضیه تعادل در مقابل آلترناتیوهای (فرضیه‌های) مقابل) ممکن و بررسی ویژگیهای نمونه‌های بزرگ آنها.
۲. به کارگیری آن در بازار برخی از محصولات کشاورزی ایران و مقایسه کارکرد آن با توابع نمونه‌ای رقیب موجود در نوشتارهای اقتصادسنجی، 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^۱ (۱۹۷۸) است که روشهای گوناگونی را برای آزمون 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^۲ ثابتی از اضافه تقاضا است.

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

برخلاف کوانت، بادن^۳ (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، از جمله:

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 (۱۹۷۴) برای الگوی اول آنها، آزمون نسبت راستنمایی و دو روش آزمون غیر متداخل^۴ کاکس (۱۹۶۱). آیتو و یوآدا^۵ (۱۹۸۱) نیز با بهره‌گیری از دستاوردهای نظری پیشینان 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 Economic Review, Vol.22, No.3 (oct), 1981, P.P. 691-708

هوانگ-هی - شین^۶ 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 می باشد و مشکل فرضیه های غیر متداخل را نیز به وسیله تبدیل فرضیه تعادل به یک فرضیه عدم تعادل غیر متداخل حل می کند، براساس دستاوردهای نظری براون، اوانس و دُربین (۱۹۷۵) در قالب فرضیه پایداری ضرایب در مقابل فرضیه ناپایداری معرفی می کند. 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 پی در پی و تبدیل مدل به یک معادله با وقفه توزیعی و ضرایب متغیر حل می گردد، ولی افزایش تعداد پارامترها (به دلیل بالا بودن تعداد وقفه ها) مشکل کاهش درجه آزادی و در بعضی موارد، عدم امکان برآورد را پدید می آورد. نارسایی در روش 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^۷ به راهبردهای تشکیل های 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 سیاستگزاری ها تغییر می کند. در واکنش بر این انتقادها، راهبردهای

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

7. Lucas (1976)

گونگون استنتاجی برای پارامترهای ساختاری الگوها با به کارگیری شرطهای بهینگی اولر در الگوهای پویا پیشنهاد شد. روش گشتاورهای تعمیم یافته متغیرهای ابزاری هانس^۸ (از این پس G.M.M) از جمله مورد توجه ترین راهبردهای استنتاجی برای پارامترهای ساختاری می باشد و از این رو، انگیزه اولیه برای پیدایش آزمونهای پایداری ساختاری عبارت از این است که اگر نظریه پایایی^۹، پارامترهای ساختاری را در طول زمان پیش بینی کند، آنگاه تخمین زن 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 نمونه های جدا از یکدیگر است که آزمون مشهور به «چاو»^{۱۰} برای رگرسیون خطی به این دسته تعلق دارد. رهیافت دوم، رهیافت به اصطلاح آزمونهای پیش بینی کننده، مبتنی بر پیش بینی های خارج از دوره نمونه به وسیله یک زیر نمونه برای زیر نمونه دیگر است. برای مثال، آزمون براون، دورین و اوانس (۱۹۷۶) بر این رهیافت استوار است.

قیزلز و هال^{۱۱} چند تابع نمونه ای براساس آزمونهای پیش بینی کننده برای فرضیه پایداری ساختاری ارایه کرده است^{۱۲}. آزمونهای ارایه شده از سوی این دو اقتصادسنجی دان، می تواند برای الگوهای بسیاری نظیر الگوهای پویا و معادلات همزمان غیرخطی که به وسیله رده گسترده ای 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 Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28, P.P. 581-605

11. Ghysels and A. Hall (1990)

12. Ghysels, E. and A.Hall (1990); A Test for Structural Stability of Elear Conditions Paranners Estimateds Via. The G.M.M Estimator I. E.R.Vol. 31, P.P 355-364

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

$$1. \text{ نیازی به برآورد } \hat{\beta}_2 \text{ ندارد}^{13};$$

2. از شرطهای متعامد بودن¹⁴ ساخته شده براساس زیرنمونه دوم بهره‌می‌گیرد؛

3. به طور پیشینی¹⁵، 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)¹⁶ 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)¹⁷ 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.¹⁸

13. پارامترهای برآورد شده توسط زیرنمونه دوم

14. Orthogonality Conditions

15. A priori

16. Andrews and Fair (1988)

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

18. 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.

توابع نمونه‌ای آزمون ساخته شده در این رده، توابعی هستند که براساس برآورد گره‌های G.M.M ساخته می‌شوند. این رده تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی، متغیرهای ابزاری غیرخطی، حداکثر راستنمایی ML و شبه حداکثر راستنمایی^{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 بر آن استوار است، فرضیه صفر به صورت $[H_0: \beta_t = \beta_0]$ برای $t \geq 1$ و برای $\beta_0 \in \beta \subset R^k$ برای پایداری پارامترهای β 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 $T \cdot \pi$ زمان تغییر است. برای سادگی π به جای $T \cdot \pi$ ، به عنوان نقطه زمانی تغییر ساختاری در نظر گرفته می‌شود. تغییر یکباره آلترناتیو^{۲۱} یا نقطه تغییر π به وسیله رابطه زیر بیان می‌گردد:

$$H_{1T}(\pi) : \beta_t = \begin{cases} \beta_1(\pi) & t = 1, 2, \dots, T \cdot \pi \\ \beta_2(\pi) & t = T \cdot \pi + 1, \dots, T \end{cases}$$

برای حالت π شناخته شده، می‌توان برای آزمون فرضیه (H_0) در مقابل (H_{1T}) توابع نمونه‌ای والد، LM و یا شبه LR^{۲۲} را ساخت.

19. Pseudo - MLE

۲۰. که در آن 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

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 در آزمون تغییر ساختار با یک نقطه تغییر ناشناخته در چارچوب آزمونهای منظم 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 را برای آزمون فرضیه H_0 پیشنهاد می‌کند:

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

به طوری که π زیرمجموعه پیش تعیین شده‌ای از $[0, 1]$ است. که بستار آن^{۲۷} در $[0, 1]$ 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

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

۱. مطالعه‌های مونت کارلویی آزمون‌های CUSUM و $\sup_{\pi \in \Pi} W_{\gamma}(\pi)$ گزارش شده

توسط اندروز (۱۹۸۶) نشان می‌دهد که $\sup_{\pi \in \Pi} W_{\gamma}(\pi)$ 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 را به تبدیل فرضیه تعادل به یک

فرضیه متداخل در فرضیه عدم تعادل، حل می‌کند. فرضهای تلویحی وی، مشخص‌نمایی

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:

$$D_t = \alpha_1 P_t + X'_{1t} \beta_1 + U_{1t}$$

$$S_t = \alpha_2 P_t + X'_{2t} \beta_2 + U_{2t} \quad (1)$$

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

بردار X_{1t} و X_{2t} در برگیرنده متغیرهای برونزا و P_t نیز در این مدل، برونزا در نظر گرفته می‌شود. اجزای اخلاص U_{1t} و U_{2t} دارای توزیعی با میانگین صفر و ماتریس واریانس و کوواریانس می‌باشد. S_t, D_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:

$$\begin{aligned} Q_t &= X'_{1t}a_1 + X'_{2t}a_2 + a_3P_t + \varepsilon_t \\ &= Z_t\theta + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

a_i ترکیبی از پارامترهای معادله عرضه و تقاضا 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) بر اساس فرضیه عدم تعادل بازنویسی گردد، لازم است که به پیروی از هوانگ^{۳۰} (۱۹۸۰) یک متغیر طبقه‌بندی نمونه تعریف گردد:

$$\begin{cases} \delta_t = 1 & D_t \leq S_t \\ \delta_t = 0 & D_t > S_t \end{cases} \quad (3)$$

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

$$\begin{aligned} Q_t &= Z_t\theta_t + \delta_t U_t + (1 - \delta_t) U_{2t} \\ &= Z_t\theta_t + \eta_t \end{aligned} \quad (4)$$

29. Opcit B.D.E (1975)

30. Opcit H.S.Hwang (1980)

π_t دارای ناهمسانی واریانس بوده ولی امید ریاضی آن برابر با صفر می‌باشد. مقایسه (۲) و (۴) 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 π_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_{t-1}^e و X_{t-1}^e 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، در این صورت به این نکته نیز در انتخاب روش برآورد مناسب باید توجه کرد.
۴. 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 (۴) متغیر δ_t ، متغیری درونزا است که این نیز دلیل دیگری برای افزایش امکان رد شدن فرضیه صفر است، زمانیکه H_0 ممکن است درست باشد (خطای نوع I).
۶. اگر در تصریح معادله عرضه^{۳۱} به جای P_t از $P_t = E(P_t | B_{t-1})$ استفاده شود، دیگر شکل تابعی صورتهای تحویل یافته (۴) و (۲) هم شکل نخواهد بود. در این صورت، صورتهای تحویل یافته زیر می‌توانند استخراج گردند.
۳۱. B_t میدان بورل القا شده از دنباله یک طرفه از بردار متغیرهای مدل است و P_t^e متغیری تصادفی است.

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

در نتیجه برای Q_t داریم:

$$Q_t = \alpha_2 P_t^e + X'_{2t}\beta_2 + U_{2t} = [P_t^e \ X'_{2t}] \delta + U_{2t} \quad (5)$$

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

$$Q_t = [P_t, P_t^e, X'_{1t}, X'_{2t}] \delta_t + \eta_t \quad (6)$$

مقایسه (۵) و (۶) با (۳) و (۴) تفاوت‌های قابل توجهی بین این دو دسته از معادلات را نشان می‌دهد

۱. به دلیل تصادفی بودن P_t^e و U_{2t} ، ممکن است تخمین زندهای پارامترهای (۵) سازگار نباشد.

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

۳. مانند (۴) جزء اخلاص (۶) 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 زندهای 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

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 (۶)، فرضیه تعادل در مقابل فرضیه بدیل (عدم تعادل) به شکل زیر صورت‌بندی می‌گردد.

$$H_0 : \delta_{1t} = 0 \quad , \quad \delta_{2t} = \alpha_2 \quad , \quad \delta_{3t} = 0 \quad , \quad \delta_{4t} = \beta_3 \quad (7)$$

$$H_1 : \delta_{1t} - 0 \neq 0 \quad , \quad \delta_{2t} - \alpha_2 \neq 0 \quad , \quad \delta_{3t} - 0 \neq 0 \quad , \quad \delta_{4t} - \beta_3 \neq 0$$

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. در نتیجه، اگرچه فرم مشخص‌نمایی (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 در معادله 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:

$$D_t = \alpha_1 P_t + \beta_1 X_{1t} + U_{1t} \quad (8)$$

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

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

$$P_t = P_{t-1} + \gamma (D_t - S_t) + U_{3t} \quad (9)$$

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:

$$Q_t = [E(P_t|B_{t-1}) X_{2t}] [\alpha_2 \beta_2'] + U_{2t} \quad (10)$$

بر اساس فرضیه عدم تعادل نیز می‌توان یک هم‌تا برای (۵) در این مدل ارائه 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.

$$P_t = P_{t-1} + \gamma(\alpha_1 P_t + \beta_1 X_{1t} + U_{1t} - \alpha_2 E(P_t|B_{t-1}) - \beta_2' X_{2t} - U_{2t}) + U_{3t} \quad (10)$$

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 $E(U_{1t}U_{2t})=0$ و $E(U_{1t}U_{3t})=0$ می‌باشد. امید ریاضی اجزاء اخلاص 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.

$$E(P_{it}|B_{t-1}) = (1 - \gamma(\alpha_1 - \alpha_2))^{-1} P_{t-1} + (1 - \gamma(\alpha_1 \alpha_2))^{-1} \gamma [\beta'_1 E(X_{1t}|B_{t-1}) - \beta'_2 E(X_{2t}|B_{t-1})] \quad (11)$$

که در آن $E(X_{2t}|B_{t-1})$ ، $i = 1, 2$ و $E(P_{it}|B_{t-1})$ بنابه تعریف میوث^{۳۵} (۱۹۶۱) و بک^{۳۶} (۱۹۸۳) همان مقادیر انتظارات عقلایی هر یک از متغیرها می‌باشد. با جایگزاری (۱۰) در تابع تقاضا و نامگذاری دوباره پارامترها داریم:

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

$$S_t = \theta_5 E(P_{it}|B_{t-1}) + \theta'_6 X_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

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

اکنون با معرفی و بکارگیری متغیر طبقه بندی δ_t می‌توان همتای معادله (۶) را به صورت زیر ارایه کرد:

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

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

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

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

بار دیگر، فرضیه تعادل متداخل در فرضیه عدم تعادل می‌باشد. برای هر دو مدل با متغیر درونزا و برونزا قیمت معادلات صورت تحویل یافته Q_t براساس فرضیه عدم تعادل در (۱۳) و (۶) ارایه می‌گردد.

35. Opcit, J.Muth(1961)

36. Opcit, D.K.H.Begg (1983)

تفاوت‌های قابل توجهی بین این معادلات و معادله (۴) ارایه شده از سوی هوانگ (۱۹۸۰) وجود دارد که 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 قرار گیرد.

۳. تخمین‌زنهای نمونه جزئی GMM^{۳۷}

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

ابتدا، تعریف تخمین‌زنهای متعارف GMM به دست داده می‌شود که آنها را تخمین‌زنهای GMM با نمونه کامل می‌نامیم. براساس فرضیه صفر، پایداری پارامترها، تعداد پارامترهای ناشناخته‌ای که باید برآورد شوند، β یک بردار $1 \times K$ می‌باشند. $B(\subset R^k)$ نشانگر فضای پارامتریک β باشد. فرض می‌گردد که دنباله داده‌ها توسط برداری از متغیرهای $\{Z_t: t = 1, 2, \dots, T\}$ تعریف شده بر فضای احتمال (Ω, B, P) داده شده است. (طبق تعریف، هر متغیر تصادفی برل اندازه‌پذیر^{۳۸} می‌باشد). شرطهای متعامد بودن جامعه^{۳۹}

$$(1/T) \sum_1^T Em(Z_t, \beta_0) = 0$$

که توسط تخمین‌زن GMM برای برآورد مقدار واقعی

37. Partial Sample GMM Estimators

38. Borel Measurable

39. Population Orthogonality Conditions

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

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

$$\begin{aligned} T^{-1} \sum_1^T m(Z_i, \beta) \hat{\gamma}' T^{-1} \Sigma m(Z_i, \tilde{\beta}) \\ = \inf T^{-1} \sum_1^T m(Z_i, \beta) \hat{\gamma}' T^{-1} \Sigma m(Z_i, \beta) \end{aligned} \quad (14)$$

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

اکنون موردی در نظر گرفته می‌شود که در آن، نمونه به دو قسمت تقسیم می‌شود، یعنی $T \cdot \pi$ و \dots و 2 و 1 و T و \dots و 1 و $T \cdot \pi + 1$ پارامتر β مقدار β_1 را برای بخش اول نمونه و مقدار β_2 را برای بخش دوم نمونه اختیار می‌ند. در این 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:

فرض می‌گردد مقدار درست θ^* برابر با $(\beta'_{10}, \beta'_{20})'$ باشد. برای مشاهدات $t=1, 2, \dots, T$ و π شرطهای متعامد بودن جامعه $T^{-1} \sum Em(Z_t, \beta_{10}) = 0$ و برای مشاهدات $t=T\pi+1, \dots, T$ و π مجموعه شرطهای متعامد بودن $T^{-1} \sum Em(Z_t, \beta_{20}) = 0$ می‌باشند. برای هر نقطه تغییر بالقوه $\pi \in \Pi \subset (0,1)$ ، تخمین‌زنی را می‌توان تعریف نمود که بر نظیرهای $\pi \in \Pi$ تخمین‌زنهای GMM نمونه جزئی θ نامیده می‌شود.

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

$$\bar{m}_T(\hat{\theta}(\pi), \pi)' \hat{\gamma}(\pi) (\bar{m}_T(\hat{\theta}(\pi), \pi)) = \inf \bar{m}_T(\theta, \pi)' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\theta, \pi) \quad (15)$$

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

$$\theta = (\beta'_1, \beta'_2) \in \Theta = B \times B \subset R^k \times R^k$$

$$\bar{m}_T(\theta, \pi) = \frac{1}{T} \sum_1^{T\pi} \begin{bmatrix} m(Z_t, \beta_1) \\ \circ \end{bmatrix} + \frac{1}{T} \sum_{T\pi}^T \begin{bmatrix} \circ \\ m(Z_t, \beta_2) \end{bmatrix} \in R^{2v} \quad (16)$$

40. True

41 Analogues

42. Collection

$m(0,0)$ تابعی از $Z \times B$ به R^v و $Z \subset R^K$ ، $\hat{\gamma}(\pi)$ یک ماتریس $2v \times 2v$ متقارن، تصادفی و $\hat{\gamma}(0)$ نیز یک عنصر تصادفی است. وجود تخمین‌زنهای نمونه جزئی GMM می‌تواند با فرض برقراری شرط‌های 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 $T-T\pi$ مشاهده بعدی است. برای یک مقدار ثابت π تخمین‌زنهای PS-GMM تعریف شده در بالا مورد خاصی از تخمین‌زنهای 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.

$$W_T(\pi) = T(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi))' (\hat{V}_1(\pi) + \hat{V}_2(\pi))^{-1} (\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)) \quad (17)$$

به طوری که $\hat{V}_2(\pi), \hat{V}_1(\pi)$ 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).

$$\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi) \quad (18)$$

Π مجموعه‌ای است که بستار آن در $(0,1)$ قرارداد. H_0 برای مقادیر بزرگ

$$\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi) \text{ رد می‌شود. باید توجه داشت که واریانس مجانبی } \sqrt{T} \left(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi) \right)$$

دارای شکل جمع پذیر^{۴۰} $V/\pi + V/(1-\pi)$ است، حتی اگر فرض $(1-A)$ برای بستگی زمانی در نظر گرفته شود. به دلیل فرض بستگی زمانی کم توان مجانبی، و به علاوه این واقعیت که بخشی از مشاهدات نزدیک به نقطه تغییر، مثلاً در داخل R دوره - کواریانس در صورت $T \rightarrow \infty$ برای تمام R ها به صفر میل می‌کند.

$W_T(\pi)$ با بکارگیری برنامه‌هی GMM نرم افزارهای رایانه‌ای می‌تواند به صورت زیر محاسبه شود. ابتدا باید برای $\pi \in \Pi$ مفروض، شرطهای متعامد بودن $\bar{m}_i(\theta, \pi)$ و ماتریس وزنی $\hat{\gamma}(\pi) = \text{Diag} \{ \hat{S}_1(\pi)/\pi, \hat{S}_2(\pi)/(1-\pi) \}$ 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 $H\hat{\theta}(\pi) \left(H\hat{\Omega}(\pi)H' \right)^{-1} H'\hat{\theta}(\pi)$ خواهد بود که در آن $H = [I_K : -I_K]$ است، می‌گردد.

۴-۲. تابع نمونه‌ای LM، ضریب لاگرانژ

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

نمونه LM یک صورت درجه دوم استوار یافته بر بردار شرایط مرتبه اول حاصل از حداقل سازی تابع معیار PS-GMM ارزشیابی شده در تخمین زن مقید $\tilde{\theta}$ (یعنی):

انتخاب می‌گردد که تابع نمونه‌ای دارای توزیع X_p^T تحت فرضیه صفر برای هر ثابت π باشد. تابع نمونه ای LM می‌توانند به صورت زیر نوشته شود:

$$LM_T(\pi) = C_T(\pi)'(\hat{v}_1(\pi)/\pi + \hat{v}_2(\pi)/(1-\pi))^{-1} C_T(\pi) \quad (19)$$

به طوری که:

$$C_T(\pi) = [I_k : -I_k] \times \left[\frac{1}{\pi} (\hat{M}_1' \hat{S}_1^{-1} \hat{M}_1)^{-1} \hat{M}_1' \hat{S}_1^{-1} \right. \\ \left. \frac{1}{\pi} (\hat{M}_1' \hat{S}_2^{-1} \hat{M}_2)^{-1} \hat{M}_1' \hat{S}_2^{-1} \right] \times \sqrt{T} \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi) \\ \hat{V}_r = (\pi), \hat{S}_r = \hat{S}_r(\pi), \hat{M}_r = \hat{M}_r(\pi)$$

معمولاً، از تخمین زنهای 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 $\hat{S}_r(\pi) = \hat{S}, \hat{M}_r(\pi) = \hat{M}$ باشد، آنگاه $LM_T(\pi)$ به شکل زیر ساده می‌گردد.

$$LM_T(\pi) = \frac{T}{\pi(1-\pi)} \bar{m}_{1T}(\tilde{\theta}, \pi)' \hat{M} (\hat{M}' \hat{S}^{-1} \hat{M})^{-1} \hat{M}' \hat{S}^{-1} \bar{m}_{1T}(\tilde{\theta}, \pi)' \quad (20)$$

به طوری که:

$$\bar{m}_{1T}(\tilde{\theta}, \pi) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^{T\pi} m(Z_i, \tilde{\beta}) \quad (21)$$

این ساده سازی LM_T(π) از (۱۹) به (۲۰) به این دلیل انجام می شود که شرایط مرتبه اول تخمین زن نمونه کامل GMM به شکل $(1/T) \sum_{i=1}^T m(Z_i, \tilde{\beta}) \cong 0$ که در آن:

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

در نتیجه:

عبارت \cong نشانگر نوعی از برابری است که با احتمال تقریباً برابر با (1) برقرار می گردد (1 →)، محاسبه تابع نمونه ای LM به دلیل اینکه تنها تخمین های GMM نمونه کامل به θ نیاز دارد، ساده است.

۳-۴. تابع آزمون شبه LR

برای نقطه تغییر ثابت π این تابع نمونه ای به وسیله تفاضل تابع هدف PS-GMM ارزشیابی شده در تخمین زبهای GMM با نمونه کامل و PS-GMM تعیین می گردد و

(۲۲)

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

مانند (۱۸) برای آزمون H₀ در مقابل H_{1T}(π) یا H₀ در مقابل H₁ استوار یافته بر LM_T(0) یا LR_T(0) روابط زیر را در نظر می گیریم.

$$\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi), \quad \sup_{\pi \in \Pi} LR_t(\pi) \quad (23)$$

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

۴-۴. ویژگیهای مجانبی توابع نمونه‌ای $\sup_{\pi} LR_T(\pi), \dots, \sup_{\pi} W_T(\pi)$ حال، توزیعهای مجانبی توابع نمونه‌ای معرفی شده در قسمت (۴) براساس فرضیه صفر معرفی می‌شود.

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

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

به طوری که: $Q_k(\pi) = (B_k(\pi) - \pi B_k(1))' (B_k(\pi) - \pi B_k(1)) / [\pi(1-\pi)]$

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

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

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

فرایند حدی $Q_k(0)$ ^{۴۶} در ادبیات مربوط به عنوان مربع فرایند Tied-down Bessel استاندارد شده با 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 $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi), \dots, \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$ 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 $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi), \dots, \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$ در جدول (۱) بر اساس توزیع مجانبی $\sup_{\pi \in \Pi} Q_k(\pi)$ آمده است. طبق C_α عبارت $P(\sup_{\pi \in \Pi} Q_k(\pi) > C_\alpha) = \alpha$ جدول $\Pi = [\pi_0, 1 - \pi_0], K = 1, 2, \dots, 20, \alpha = 0.01, 0.5, 0.10$ را برای آرایه‌ای از مقادیر π بین 0.05 و 0.50 پوشش می‌دهد.

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

(۲۴)

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

46. Limit Process

47. Nuisance

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

$BM(0)$ نشان‌دهنده بردار $K \times 1$ از فرایندهای حرکت براونی مستقل از هم^{۴۹} بر $[0, \infty)$ می‌باشند. در نتیجه، مقادیر بحرانی استوار یافته بر توزیع $Q_k(\pi)$ 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 $\Pi - [\pi_1, \pi_2]$ 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 قرار گیرد. توجه داشته باشید که $\|BM(0)\|$ یک فرایند بسل^{۵۱} مرتبه K است. در نتیجه احتمال مفروض در (۲۴) برابر است با احتمال اینکه یک فرایند بسل بیشتر از ریشه دوم مرز در جایی در فاصله مفروض قرار دارد.

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 قرار گیرد، فرضیه پذیرفته می‌شود (یارد نمی‌شود)، 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

کمتر، دارای بزرگترین توان باشد. یا آزمون γ توانا ترین آزمون به اندازه α است اگر اندازه خطای نوع اول آن برابر با α بوده و در میان 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 $\theta \in \Theta_0 : H_0$ که در آن $\Theta_0 \subset \Theta$ ؛ یعنی Θ_0 یک زیرمجموعه از فضای پارامتر Θ است، اندازه آزمون γ با H_0 $\sup_{\theta \in \Theta_0} P(\theta)$ 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:

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

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.

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

۵۲. الکساندر م. موده فرانکلی. آ. گریبیل و دون. س. بوز، مقدمه‌ای بر نظریه آمار \times مترجم، دکتر علی

مشکانی، ناشر، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، سال ۱۳۷۷، چاپ اول، ص ۴۸۳

۵۳. همان ص ۴۷۸

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 و توان آزمون برابر با یک منهای خطای نوع دوم تعریف می‌گردد.^{۵۴}

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 صورت درجه دوم عبارت پارامتر نامرکزیت فرایند حرکت براونی براساس فرضیه مقابل

$$H_1: \beta_t = \beta_0 + \frac{1}{\sqrt{T}} \eta^{(t/T)}$$

دست می‌آید:

$$\Psi = S^{-\frac{1}{2}} \left[\left(\frac{1-\pi}{\pi} \right)^{\frac{1}{2}} M_1 \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^{T\pi} \eta^{(t/T)} - \left(\frac{\pi}{1-\pi} \right)^{\frac{1}{2}} M_2 \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=T-\pi+1}^T \eta^{(t/T)} \right] \quad (25)$$

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 $\eta(t/T): (0,1) \rightarrow R^k$ تابعی حقیقی مقدار تعریف شده بر بازه 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.

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 $\frac{1}{\sqrt{T}}$ در صورت $T \rightarrow \infty$ کاهش می‌یابد.^{۵۶}

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 پارامترهای (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 :

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

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

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

55. Shift

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

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 χ^2 دو نامرکزی به وسیله χ^2 دو مرکزی است که در محاسبه توان آزمون دارای اهمیت شایان توجهی است،^{۵۷} یعنی:

$$\chi^2(k, \psi^2) = h \chi^2(m, 0) \quad (28)$$

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

$$\Psi^2 + k = hm \quad , \quad 2(2\Psi^2 + k) = 2h^2m \quad (29)$$

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

$$h = 1 + \frac{\Psi^2}{K + \Psi^2} \quad , \quad m = K + \frac{\Psi^2}{K + 2\Psi^2} \quad (30)$$

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

(۳۱)

$$P_r(x^2(k, \psi^2) > C_{d,k} | H_1) = P_r[x^2(m, 0) > h^{-1} C_{a,k} | H_1] = \int_S^\infty d_{x^2}(m, 0)$$

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 ۱-۶ و نمودار ۱-۶ آمده است.

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.

۲-۵. تابع نمونه‌ای CUSUM

همچنانکه اشاره شد، آزمون ناپایداری ضرایب رگرسیونی CUSUM، یک رویکرد مرسوم و پذیرفته شده در نوشتارهای اقتصادسنجی عدم تعادل است. طبق دلایلی که در (بخش ۲) 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 می‌شود.

$$y_i = x_i' \delta_i + U_i$$

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 Methods of Examining the Stability of Regression Coefficients". *Journal of American Statistical Association*, Vol. 72. (1977), pp. 54-63.

y_t عبارت از متغیر وابسته و x_t برداری $1 \times K$ از مشاهدات مربوط به متغیرهای توضیحی و δ_t برداری $1 \times K$ از ضرایب ناشناخته مدل رگرسیونی و u_t جزء اختلال می‌باشند. برای تمام $t=1,2,\dots,T$ بر اساس فرضیه صفر، $\delta_t = \delta_0$ می‌باشد.

تابع نمونه‌ای CUSUM برای آزمون پایداری δ بر مجموعه‌های پسماندهای عطفی پی‌درپی جزئی W_r استوار است که برای $k \leq r \leq T$ به صورت زیر تعریف می‌گردد.

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

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

$$\hat{\delta}^{(r-1)} = [X^{(r-1)} X^{(r-1)}]^{-1} X^{(r-1)' y} = [x_1, x_2, \dots, x_{r-1}]'$$

است. آنگاه تابع نمونه‌ای CUSUM به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$S = \max_{k \leq r \leq T} \left| \frac{W^{(r)}}{\sqrt{T-K}} \right| / \left(1 + 2 \frac{r-k}{T-K}\right) \quad (32)$$

$$W^{(r)} = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{i=k+1}^r W_i \quad \text{که در آن:}$$

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

فرضیه پایداری پارامترها زمانی رد می‌شود که S بیشتر از مقدار بحرانی a باشد، مقدار a بستگی به سطح معنی‌داری 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.

$$a\sqrt{T-K} + 2a \frac{r-k}{\sqrt{T-K}} \quad \text{یا} \quad -a\sqrt{T-K} + 2a \frac{r-k}{\sqrt{T-K}} \quad (33)$$

فرض کنید که اجزای اخلاص دارای توزیع نرمال و X ها غیر تصادفی باشند. آنگاه می توان نتیجه گرفت که پسماندهای عطفی نیز نرمال و هم توزیع $N(0, \sigma^2)$ می باشند. با این وجود، توزیع دقیق S برای نمونه های کوچک ناشناخته است. BDE(1975) مقادیر بحرانی تا حدی شهودی مربوط به CUSUM را برای 0.1 و 0.05 و 0.01 با جایگذاری $\hat{\sigma}$ به جای σ به دست آورده اند.^{۵۹}

$$Q(3a) + \exp(-4a^2)(1 - Q(a)) = \frac{1}{2}\alpha \quad (34)$$

$$Q(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_z^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) du$$

زوجهای سودمند α و a که توسط BDE(1975) محاسبه شده اند و به فراوانی در استنتاجهای آماری مورد استفاده قرار می گیرند، عبارتند از:

$$\alpha = 0.1 \quad \text{و} \quad \alpha = 0.05 \quad \text{و} \quad \alpha = 0.01$$

$$a = 1.143 \quad \text{و} \quad a = 0.948 \quad \text{و} \quad a = 0.85$$

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

$$Pr(\tilde{s} \geq a) = \frac{\alpha}{2} \quad (35)$$

\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؛

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

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

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:

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

$\eta(Z)$ یک تابع k بعدی تعریف شده بر بازه باز $(0,1)$ است. مانند تابع نمونه $\sup W_T(\pi)$ فرض بر این 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:

$$\tilde{\delta}_t = \left(\sum_{r=1}^t x_r x_r' \right)^{-1} \sum_{r=1}^t x_r y_r$$

که تخمین زن ols ضرایب در صورت برقراری فرضیه مقابل H_0 است. آنگاه \bar{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)

$$\bar{W}_r = \sum_{i=k+1}^r \left[y_i - X_i' \delta^{(i-1)} \right] / f_i \cdot \sigma + \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=k+1}^r \eta^{(i/T)} X_i' / f_i \cdot \sigma$$

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

$$Pr(\bar{S} > C_\alpha | H_1)$$

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

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

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

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

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

پارامتر نامرکزی است.

۶. آزمون فرضیه تعادل در مقابل عدم تعادل و مقایسه توابع توان آزمونها ۱-۶. داده‌ها

با بکارگیری داده‌های دوره زمانی (۷۶-۱۳۴۴)، برآورد پارامترهای معادلات بخش کشاورزی اقتصاد ایران به دست آمده‌اند، تمام متغیرهای ریالی و قیمت‌های واقعی و شاخص قیمت‌های هر یک از محصولات ارزش‌گذاری می‌شوند. متغیر تولید ناخالص سرانه، براساس تقسیم GDP بر تعداد جمعیت برحسب میلیارد 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.^{۶۱} متغیرهای انتظاری مانند قیمت انتظاری سیب‌زمینی، پیاز و گوجه‌فرنگی براساس شکل‌گیری 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

۲-۶. 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.

$$D_t = \alpha_0 + \alpha_1 PP_t + \beta_1 PRC_t + \beta_2 GDPP_t + U_{1t} \quad (38)$$

$$S_t = \alpha_2 + \alpha_3 PPR_t + \beta_3 POR_t + \beta_4 PTOR_t + \beta_5 FER_t + U_{2t} \quad (39)$$

$$PP_t = PP_{t-1} + \gamma(D_t - S_t) + U_{3t} \quad (40)$$

$$Q_t = \text{Min}(D_t, S_t) \quad (41)$$

POR = تغییر در شاخص قیمت انتظاری پیاز

PP_t = شاخص قیمت سبب‌زمینی

PTOR = تغییر در شاخص قیمت انتظاری

PRC = شاخص قیمت برنج

گوجه فرنگی

GDPP = درآمد ناخالص داخلی سرانه

FER = شاخص قیمت کودشیمیایی

PPR = شاخص قیمت انتظاری سبب‌زمینی

γ = ضریب تعدیل قیمت

D_t = مقدار تقاضا شده (مشاهده‌ناپذیر)

S_t = مقدار عرضه شده (مشاهده‌ناپذیر)

۳-۶. 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

$\Pi = \left(\frac{9}{33}, \frac{24}{33}\right)$ 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 ۰.۷۲۷۴ است و در $\pi = ۰/۵$ قرار دارد

که فرضیه صفر مبنی بر وجود تعادل در بازار محصول سیب زمینی را در سطح معنی دار کمتر از ۰/۰۰۱ و درجه آزادی $F=8$ رد می کند. همچنین، براساس جدول (۱)، مقدار تابع نمونه‌ای CUSUM، (۳۲)، در $\pi = 0/96$ بزرگتر از کوانتیل بحرانی $\alpha = 0/1$ یعنی $0/85$ می گردد و در نتیجه، براساس هر دو تابع نمونه‌ای $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ و CUSUM فرضیه مبتنی بر وجود تعادل رد می گردد.

جدول ۱ - 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	۰/۶۵	۷۱/۷۸	۰/۱۶۸
۰/۳۱	۳۶/۸	۰/۰۲۶	۰/۶۸	۷۷۱/۵۸	۰/۲۵۶
۰/۳۴	۷۱/۴۹	۰/۰۵۳	۰/۷۱	۱۷۴/۵۳۶	۰/۲۸۴
۰/۳۷	۲۰/۶۲	۰/۰۸۱	۰/۷۴	۲/۹۷	۰/۳۳۴
۰/۴۰	۱۲/۵	۰/۰۸۶	۰/۷۸	-	۰/۳۹۴
۰/۴۴	۱۰/۰۱	۰/۰۸۱	۰/۸۱	-	۰/۴۲۵
۰/۴۷	۱۵/۱۰	۰/۰۸۰	۰/۸۴	-	۰/۴۰۲
۰/۵	۵۰۷۲/۷۴	۰/۰۶۷	۰/۸۷	-	۰/۵۵۵
۰/۵۳	۱۷۹/۴۹۹	۰/۰۱۷	۰/۹	-	۰/۵۵۱
۰/۵۶	۳۹/۵۵	۰/۰۰۷	-	۰/۹۳	۰/۶۷۷
۰/۵۹	۳۶۰/۳۸	۰/۰۰۷	۰/۹۶	-	۰/۹۲۳
۰/۶۲	۱۷۸۳/۶۸	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 $\pi = 0/5$ براساس (۳۲) و CUSUM (۳۶) برای اندازه‌های مختلف با مقدار عددی پارامترهای نامرکزیت (۲۵) و (۳۶) به ترتیب برابر با $D+7$ و $2/92104$ و $2264/94$ 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 می کند.

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

اندازه α 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	۰/۴۷۲	۰/۶۸۵	۰/۷۵۹	۰/۸۹۵	۰/۹۳۶	۰/۹۵۴	۰/۹۷۵	۰/۹۸	۰/۹۹۵	۰/۹۹۹۵	۱
CUSUM	۰.۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۶۴	۰/۰۱۸۴	۰/۰۵۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۲	۰/۳	۰/۵	۰/۶	۱

جمع بندی و ملاحظات

فرضیه تعادل درمقابل عدم تعادل بر اساس هر دو تابع نمونه‌ای CUSUM و $\sup W_T(\pi)$ رد می‌گردد. محاسبه تابع توان آزمون نشان می‌دهد که برای تمام مقادیر $\pi \in \Pi$

اندازه‌های مختلف آزمون، توان $\sup W_T(\pi)$ بیشتر از CUSUM است و به 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 در نتایج 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 از انجام هرگونه برآورد و توصیه‌های سیاست‌گذاری، 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.

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 Multivatiabale Analysis, vol.38 , (1991), P.P.187-203
6. Andrew Donald W.K. and Werner Plobarger, **Tests for Parameter Instability & 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.

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 Patrick, **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).

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 Agricultural 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 Expectations**, 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.

34. Fair, R.c. & Jaffee, D.M., **Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium**, *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 Estimated 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).

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 and 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 Adjustment**, Journal of Econometrics vol. (1982).
57. Mcleish D.L., **A Maximal Inequality and Dependent Strong Laws**, The Annals of Probability, vol, 3, No. 5, (1975), p.p. 829-839.

58. Michal J.Hartley and Parthasaradhi Mallela, **The Asymptotic Properties of A Maximum Likelihood Estimator for a Model of Markets in 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 Journal of Agricultural Economics*, vol. 75, (1993) , p.p. 104-112.
60. Muth John F., **Rational Expectations and the Theory of Price Movements**, *Econometrica*, 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 I., **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 Positive Semi-definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance 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).

69. Oliner, S.D., G.D, Rudebusch & D.Sichel, **The Lucas Critique Revisited** assessing the Stability of Empirical Euler Equations for Investment, *Journal of Econometrics*, vol. 70, p.p. 291-316 (1996).
70. Pagan, A.R. & M.R. Wickens, **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., Springer – 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.

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, (1991) , p.p. 1225-216.
82. _____, **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.
83. _____, **Basic Elements of Asymptotic Theory**, Working Paper, University of Maryland College Park, Preliminary Version; Prepared for Companion in Theoretical Econometrics, Electronic Papers, (1999), January.
84. _____, **Generic Uniform Convergence and Equicontinuity Concepts for Random Functions**, Journal of Econometrics, vol. 60, (1994) , p.p. 23-63.
85. Quandt, R.E., **Tests of the Equilibrium VS Disequilibrium Hypothesis**, International Economics Review, vol, 19, p.p. 435-452, (1978).
86. Quandt Richard E., **The Econometrics of Disquilibrium**, 1th ED., Basil Blackwell, (1988).
87. Rao, C.R, **Linear Statistical Inference and It's Applications**, 2th ED., John Wiley and Sons, New York, (19773).
88. Sen Pranab K. and Julio M. Singer , **Large Sample Methods in Statistics**, 1th ED., Chapman and Hall, New York, (1993).
89. Shiryaev A.N. **Probability**, 2th ED., Springer-Verlag New York, (1996)
90. 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.
91. Smith R.J., **Alternative Semi-Parametric Likelihood Approaches to GMM Estimation**, The Economic Journal, vol. 107 , March, p.p. 503-519 (1997).

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