جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

تخمین مدل و استنتاج آماری

بررسی ایستایی (ساکن بودن) سری های زمانی[1]

قبل از تخمین مدل، به بررسی ایستایی می پردازیم. می توان چنین تلقی نمود که هر سری زمانی توسط یک فرآیند تصادفی تولید شده است. داده های مربوط به این سری زمانی در واقع یک مصداق از فرآیند تصادفی زیر ساختی است. وجه تمایز بین (فرآیند تصادفی) و یک (مصداق) از آن، همانند تمایز بین جامعه و نمونه در داده های مقطعی است. درست همانطوری که اطلاعات مربوط به نمونه را برای استنباطی در مورد جامعه آماری مورد استفاده قرار می دهیم، در تحلیل سریهای زمانی از مصداق برای استنباطی در مورد فرآیند تصادفی زیر ساختی استفاده می کنیم. نوعی از فرآیندهای تصادفی که مورد توجه بسیار زیاد تحلیل گران سریهای زمانی قرار گرفته است فرآیندهای تصادفی ایستا می باشد.

برای تاکید بیشتر تعریف ایستایی، فرض کنید Y_t یک سری زمانی تصادفی با ویژگیهای زیر است:

میانگین : $(1)\ E(Y_t) = \mu$

واریانس : $(2)\ Var(Y_t) = \delta^2$

کوواریانس : $(3)\ Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)] = \gamma_k$

ضریب همبستگی : $(4)\ Correlation(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma_k / \delta^2 = \rho_k$

---

[1] Stationary

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

که در آن میانگین (μ)، واریانس (δ^2) کوواریانس γ_k (کوواریانس بین دو مقدار Y که K دوره با یکدیگر فاصله دارند، یعنی کوواریانس بین Y_t و Y_{t-k}) و ضریب همبستگی ρ_k مقادیر ثابتی هستند که به زمان t بستگی ندارند.

اکنون تصور کنید مقاطع زمانی را عوض کنیم به این ترتیب که Y از Y_t به Y_{t-k} تغییر یابد. حال اگر میانگین، واریانس، کوواریانس و ضریب همبستگی Y تغییری نکرد، می توان گفت که متغیر سری زمانی ایستا است. بنابراین بطور خلاصه می توان چنین گفت که یک سری زمانی وقتی ساکن است که میانگین، واریانس، کوواریانس و در نتیجه ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند و مهم نباشد که در چه مقطعی از زمان این شاخص ها را محاسبه می کنیم. این شرایط تضمین می کند که رفتار یک سری زمانی، در هر مقطع متفاوتی از زمان، همانند می باشد[1].

آزمون ساکن بودن از طریق نمودار همبستگی و ریشه واحد[2]

یک آزمون ساده برای ساکن بودن براساس تابع خود همبستگی (ACF) می باشد. (ACF) در وقفه k با ρ_k نشان داده می شود و بصورت زیر تعریف می گردد.

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\delta^2} = \frac{\text{کوواریانس در وقفه K}}{\text{واریانس}}$$

از آنجاییکه کوواریانس و واریانس، هر دو با واحدهای یکسانی اندازه گیری می‌شوند، ρ_k یک عدد بدون واحد یا خالص است. ρ_k به مانند دیگر ضرایب همبستگی، بین (۱-

[1] [illegible]

[2] Correlogram and Unit root test of stationary

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

) و (۱+) قرار دارد. اگر ρ_k را در مقابل K (وقفه ها) رسم نماییم، نمودار بدست آمده، نمودار همبستگی جامعه نامیده می شود. از آنجایی که عملاً تنها یک تحقق واقعی (یعنی یک نمونه) از یک فرآیند تصادفی را داریم، بنابراین تنها می‌توانیم تابع خود همبستگی نمونه، $\hat{\rho}_k$ را بدست آوریم. برای محاسبه این تابع می‌بایست ابتدا کوواریانس نمونه در وقفه K و سپس واریانس نمونه را محاسبه نماییم.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\delta}^2}$$

که همانند نسبت کوواریانس نمونه به واریانس نمونه است. نمودار $\hat{\rho}_k$ در مقابل K نمودار همبستگی نمونه نامیده می شود. در عمل وقتی ρ_k مربوط به جامعه را ندایم و تنها $\hat{\rho}_k$ را براساس مصداق خاصی از فرآیند تصادفی در اختیار داریم باید به آزمون فرضیه متوسل شویم تا بفهمیم که ρ_k صفر است یا خیر. بارتلت (۱۹۴۹)[1] نشان داده است که اگر یک سری زمانی کاملاً تصادفی یعنی نوفه سفید باشد، ضرایب خود همبستگی نمونه تقریباً دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\frac{1}{n}$ می باشد که در آن n حجم نمونه است. براین اساس می توان یک فاصله اطمینان، در سطح ۹۵ درصد ساخت. بدین ترتیب اگر $\hat{\rho}_k$ تخمینی در این فاصله قرار گیرد، فرضیه($\rho_k=0$) را نمی توان رد کرد. اما اگر $\hat{\rho}_k$ تخمینی خارج از این فاصله اعتماد قرار گیرد می توان صفر بودن ρ_k را رد کرد.

[1] Bartlett

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

آزمون دیگری نیز بصورت گسترده برای بررسی ایستایی سریهای زمانی بکار می‌رود که به آزمون ریشه واحد معروف است. برای فهم این آزمون مدل زیر را در نظر بگیرید[1]:

$$Y_t = Y_{t-1} + U_t$$

U_t جمله خطای تصادفی است که فرض می شود بوسیله یک فرآیند تصادفی مستقل (White Noise) بوجود آمده است. (یعنی دارای میانگین صفر، واریانس ثابت δ^2 و غیر همبسته می باشد).

خواننده می تواند تشخیص دهد که معادله فوق، یک معادلخ خود رگرسیون مرتبه اول یا AR(1) می باشد. در این معادله مقدار Y در زمان t بر روی مقدار آن در زمان (t-1) رگرس شده است. حال اگر ضریب Y_{t-1} برابر یک شود مواجه با مساله ریشه واحد می شویم. یعنی این امر بیانگر وضعیت غیر ایستایی سری زمانی Y_t می باشد. بنابراین اگر رگرسیون زیر را اجرا کنیم:

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

و تشخیص دهیم که $(\rho = 1)$ است، گفته می شود متغیر Y_t دارای یک ریشه واحد است. در اقتصاد سنجی سریهای زمانی، سری زمانی که دارای یک ریشه واحد باشد، نمونه‌ای از یک سری زمانی غیر ایستا است.

معادله فوق غالباً به شکل دیگری نیز نشان داده می شود:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + U_t = \delta Y_{t-1} + U_t$$

---

[1] [illegible].

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

که در آن $\delta = (\rho - 1)$، Δ اپراتور تفاضل مرتبه اول می باشد. توجه کنید که $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ است. اما اکنون فرضیه صفر ما عبارت است از $(\delta = 0)$ که اگر δ برابر با صفر باشد می توانیم معادله فوق را بصورت زیر بنویسیم:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = U_t$$

این معادله بیانگر آن است که تفاضل اول سری زمانی Y_t ساکن می باشد. زیرا بنا به فرض U_t یک جمله اختلال سفید (اختلال خالص) می باشد.

اگر از یک سری زمانی یک مرتبه تفاضل گرفته شود (تفاضل مرتبه اول) و این سری تفاضل گرفته شده ساکن باشد، آنگاه سری زمانی اصلی (انباشته از مرتبه اول[1]) می باشد و به صورت $I(1)$ نشان داده می شود.

به طور کلی اگر از یک سری زمانی d مرتبه تفاضل گرفته شود، انباشته از مرتبه d یا $I(d)$ می باشد. پس هرگاه یک سری زمانی انباشته از مرتبه یک یا بالاتر باشد سری زمانی غیر ایستا خواهد بود. بطور متعارف اگر d=0 باشد، در نتیجه فرآیند $I(0)$ نشان دهنده یک فرآیند ساکن می باشد. به همین علت نیز یک فرآیند ساکن بصورت $I(0)$ مورد استفاده قرار می گیرد.

برای وجود ریشه واحد تحت فرضیه $(\rho - 1)H_0$ از آمار τ یا (tau)[2] استفاده می‌کنیم، مقادیر بحرانی این آماره به روش شبیه سازی مونت کارلو توسط دیکی و فولر بصورت جداول آماری محاسبه شده است. (متاسفانه آماره t ارائه شده حتی در

---

[1] Intergrated of order one

[2] (tau) statistic

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

نمونه‌های بزرگ از توزیع t استیودنت پیروی نمی کند و در نتیجه نمی توان از کمیت بحرانی t برای انجام آزمون استفاده کرد.)

در ادبیات اقتصادسنجی آزمون τ یا (tau)، به آزمون دیکی- فولر (DF) مشهور می‌باشد. باید توجه داشت که اگر فرضیه صفر $(\rho = 1)$ رد شود، سری زمانی ساکن بوده و می توان از تابع آزمون t استیودنت استفاده نمود.

اگر قدر مطلق آماره محاسباتی (tau)، بزرگتر از قدر مطلق مقادیر بحرانی (DF) یا مک کینان باشد، آنگاه فرضیه مبتنی بر ساکن بودن سری زمانی را رد نمی کنیم از طرف دیگر اگر مقدار قدر مطلق محاسباتی کمتر از مقدار بحرانی باشد، سری زمانی غیر ایستا خواهد بود.

به دلایل عملی و نظری، آزمون دیکی- فولر برای رگرسیون هایی بکار گرفته می‌شود که به فرم زیر باشند:

معادله بدون عرض از مبدا و بدون روند. $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t$

معادله با عرض از مبدا. $\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + U_t$

معادله با عرض از مبدا و باروند. $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t$

اگر جمله خطای U_t خود همبسته باشد، (معادله با عرض از مبدا و با روند) را می‌توان بصورت زیر تعدیل نمود:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

اینکه چه تعداد جملات تفاضلی با وقفه می بایست در مدل لحاظ شود وابسته به این

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

است که تا چه تعداد ورود این جملات، سبب استقلال سریالی جمله خطا می‌گردد.

هنگامیکه از آزمون (DF) برای مدل فوق استفاده می شود، از آن به عنوان آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) یاد می شود. تابع آزمون (ADF) دارای توزیعی مجانبی همانند تابع آزمون (DF) بوده و از مقادیر بحرانی یکسانی، برای آنها می توان استفاده کرد.

تغییرات ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون

وجود ریشه واحد و ناپایایی که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصد کلان ملاحظه می شود ممکن است ناشی از عدم توجه به شکست عمده ساختاری در روند این متغیرها می باشد. اگر سریهای زمانی، در طول زمان دچار تغییرات ساختاری و شکست شوند، آزمونهای استاندارد ریشه واحد نظیر آزمون دیکی- فولر مناسب ترین آزمون برای قبول یا رد فرضیه ریشه واحد نبوده و نمی توانند آن فرضیه را رد کنند.

پرون به منظور نشان دادن اثرات تغییرات ساختاری بر روی سریهای زمانی و بررسی وجود فرضیه ریشه واحد، متغیرهای مجازی را به الگوی ADF اضافه کرد. سه مدل پیشنهادی پرون، به صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Dut + dDTB + Bt + Py_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta i \Delta Y_{t-i} + \ell t$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Dut + Bt + \gamma DT_t + Py_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta i \Delta Y_{t-i} + \ell t$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Dut + dDTB + Bt + \gamma DT_t + Py_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta i \Delta Y_{t-i} + \ell t$$

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

که در آن DU و DTB و DT متغیرهای مجازی هستند. Y_t متغیر مورد آزمون و TB سال شکستگی در روند زمانی متغیر مورد نظر است. Dut برای $t > T_B$ برابر یک و برای بقیه سالها صفر است، DTB برای $t=T_B+1$ برابر با یک و برای بقیه سالها صفر است و DT برای سالهای بزرگتر از سال شکست ساختاری به صورت $t-T_B(t > T_B)$ تعریف می شود و برای بقیه سالها صفر است، به عبارت دیگر (برای $t>T_B$) $DT=t$ است. فرض صفر در الگوهای فوق مانند آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته همچنان $(H_0 : \beta = 1)$ خواهد بود. یادآوری می شود که در الگوهای فوق، تنها امکان یک شکست ساختاری وجود دارد.

رگرسیون ساختگی[1]

در رگرسیونهای مبتنی بر متغیرهای سری زمانی (رگرس یک متغیر سری زمانی بر سری زمانی دیگر) محققان غالباً R^2 بالایی را مشاهده می کنند، هرچند که رابطه معنی‌داری بین متغیرها وجود نداشته باشد. این وضعیت نشان دهنده رگرسیون ساختگی (کاذب) است.

این مشکل ناشی از آن است که هر دو متغیر سری زمانی (متغیر وابسته و متغیر توضیحی) تمایل شدیدی نسبت به زمان (حرکتهای نزولی و صعودی) از خود نشان می‌دهند و لذا R^2 بالایی که مشاهده می شود، نه به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها بلکه بواسطه وجود متغیر زمان می باشد.

[1] spurious regression

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

نتایج چنین رگرسیونهایی اغلب عالی به نظر می رسند، R^2 بالا و نسبتهای t معنی دار بالا (بصورت قابل توجه) برای متغیرهای توضیحی، در این بین تنها اشکال پایین بودن آماره d (دوربین- واتسون) است.

گرنجر و نیوبلد[1] یک روش تجربی برای شناسایی رگرسیون ساختگی پیشنهاد کردند. (R^2 خیلی بالا و D.W خیلی پایین بطوریکه R^2>D.W باشد).

بنابراین هنگامیکه یک سری زمانی غیر ساکن را بر روی یک سری زمانی غیر ساکن دیگر رگرس کرده باشیم، دیگر آماره های F,t روش های آزمون معتبری نمی باشند. از طرفی تفاضل گیری مرتبه اول (یا مرتبه های بالاتر) رابطه بلند مدت بین دو سری زمانی را از بین می برد، زیرا اغلب تئوریهای اقتصادی رابطه بلند مدت بین متغیرها را به شکل سطح[2] و نه به صورت تفاضلی ارائه می کنند.

در قسمت بعد خواهیم دید، که اگر چند سری زمانی بر روی هم، هم انباشته باشند، نتایج رگرسیونی آنها ساختگی نخواهد بود و استفاده از آزمونهای F,t صحیح و معتبر می‌باشد.

همانطور که گرنجر می گوید: "برای اجتناب از وضعیتهای رگرسیون ساختگی، آزمون هم انباشتگی را باید بعنوان یک پیش آزمون[3] بکار گرفت.

---

[1] Granger and Newbold

[2] Level Form

[3] Pre-test

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

هم انباشتگی (هم جمعی)

معادله زیر را در نظر بگیرید:

$$A)\ Y_t = \alpha + \beta X_t + U_t$$

اگر U_t یا اجزاء پسماند را در طرف چپ معادله قرار دهیم، خواهیم داشت:

$$U_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$$

حال اگر U_t یا اجزاء پسماند یک معادله رگرسیون، انباشته از مرتبه $I(0)$ یا ایستا باشد، در این صورت می گوییم متغیرهای توضیحی و وابسته، هم انباشته (هم جمع) می‌باشند. به عبارت دیگر دو متغیر روی طول موج یکسانی قرار دارند. بطور عینی می‌توان مشاهده کرد، زمانیکه U_t در معادله فوق انباشته از مرتبه صفر $I(0)$ می باشد، متغیرهای توضیحی و وابسته روند زدایی می شوند.

بطور کلی اگر Y بصورت $I(d)$ و X نیز بصورت $I(d)$ باشد، دو سری می توانند هم انباشته باشند. به عبارتی در این حالت رگرسیون ساختگی نبوده و هیچ گونه اطلاعات بلند مدتی را از دست نمی دهیم. این موضوع برخلاف نتیجه حاصل از کاربرد تفاضلهای مرتبه اول که اطلاعات بلند مدت را از دست می دادند، می باشد.

بطور خلاصه در صورتیکه تشخیص دهیم باقیمانده های حاصل از معادله فوق بصورت $I(0)$ یا ساکن می باشد، متدولوژی سنتی رگرسیون (شامل آزمونهای F,t) برای داده های سری زمانی قابل استفاده می باشد.

در ادبیات تئوری هم انباشتگی، رگرسیونی نظیر (A) را «رگرسیون هم انباشتگی» و

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

پارامتر (B) «پارامتر هم انباشتگی» نامیده می شود.

- آزمون هم انباشتگی (هم جمعی)

روشهای متعددی برای آزمون هم انباشتگی در مقاله های مختلف ارائه شده است. دو روش ساده آزمون هم انباشتگی عبارتست از: (۱) آزمون DF یا ADF براساس U_t تخمینی از رگرسیون هم انباشتگی و (۲) آزمون رگرسیون هم انباشتگی دوربین-واتسون (CRWD).

روش آزمون انگل- گرنجر (EG) و انگل- گرنجر تعمیم یافته (AEG) به این ترتیب است که ابتدا رگرسیونی نظیر رگرسیون (A) را به روش OLS برآورد می‌کنیم و جملات خطای آنرا به دست می آوریم. سپس به روش دیکی- فولر (DF) یا دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) ناپایائی جملات خطا را آزمون می کنیم. اگر جملات خطا پایا باشند آنگاه نتیجه گیری خواهیم کرد که متغیرهای مورد بحث هم جمع اند. اما نکته قابذ توجه در این مورد آن است که چون مقدار واقعی β مشخص نیست و ما از برآورد آن در برآورد کمیت های U_t استفاده می کنیم و در حقیقت خود U_tها هم برآورد هستند، مقادیر بحرانی DF و ADF برای آزمون ناپایایی U_t مناسب نیست. دو دلیل عمده برای این امر وجود دارد. یکی اینکه ساختار روش OLS به گونه ای است که آنچنان برآوردی را برای ضرایب انتخاب می کند که جملات خطا کوچکترین واریانس نمونه را داشته باشند. بنابراین حتی اگر متغیرها هم جمع هم نباشند این امر موجب می شود جملات خطا بیشتر پایا به نظر برسند. در نتیجه استفاده از کمیت‌های

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

بحرانی معمول دیکی- فولر موجب می شود تا فرضیه صفر بیشتر رد شود. دومین دلیل آن است که توزیع آماره آزمون آن متاثر از تعداد متغیرهای توضیح دهنده ای است که در رگرسیون وارد می شوند. به این لحاظ، انگل و گرنجر مقادیر بحرانی DF و ADF را برای آزمون هم جمعی با توجه به نکات فوق محاسبه کرده اند. در این ارتباط آزمونهای دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته به آزمونهای انگل- گرنجر (EG) و انگل گرنجر تعمیم یافته (AEG) شهرت یافته اند.

یک آزمون دیگر برای هم انباشتگی که نسبتاً فراگیر می باشد آزمون دوربین- واتسون در رگرسیون هم انباشته کننده یا به اختصار CRDW (Cointegrating Regression Durbin-Watson) نامیده می شود. چنانچه آماره آزمون دوربین- واتسون $CDRW \cong 2(1-\rho)$ به طور معنی داری بزرگتر از صفر باشد سری های زمانی در معادله رگرسیون هم انباشته هستند. در صورتی $\rho = 1$ باشد آنگاه $CDRW \cong 0$ و فرضیه هم انباشتگی رد می شود. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) و مکینون (۱۹۸۸) مقادیر بحرانی مربوط به آماره آزمون CDRW را برای حجم های مختلف نمونه و مواردی که متغیر روند در معادله رگرسیون وارد می شود ارائه کرده اند.

- آزمون همگرایی جوهانسن مو جوسیلیوس

روش انگل و گرنجر چند نقطه ضعف دارد. اولاً: انتخاب متغیر سمت چپ می‌تواند هر یک از متغیرهای مدل باشد. مثلاً در مورد دو متغیر Y_t و Z_t، دو رگرسیون تعادلی زیر را می توان انتخاب کرد:

www.kandoocn.com

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

$$Y_t = \beta_{01} + \beta_{11} Z_t + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = \beta_{02} + \beta_{12} Z_t + \varepsilon_{2t}$$

وقتی که حجم نمونه به سمت بی نهایت گرایش پیدا می کند، نظریه های مجانبی دال بر آن است که آزمون ریشه واحد برای $\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{1t}$ هم ارزند، ولی در نمونه های کوچک، که معمولاً محقق با آن مواجه است، ممکن است یکی از رگرسیونهای فوق همگرا بودن و دیگری همگرا نبودن را نشان دهند. این مورد بسیار نامطلوب است. زیرا باید آزمون همگرایی نسبت به انتخاب متغیر برای نرمال کردن تغییر ناپذیر باشد. در مورد وجود متغیرهای بیشتر حادتر از این نیز می باشد زیرا هر یک از متغیرها می تواند متغیر سمت چپ تلقی شود. در مورد اخیر مشکل دیگر این است که ممکن است بیش از یک رابطه همگرایی وجود داشته باشد که روش انگل و گرنجر قادر به تشخیص بردارهای همگرایی چندگانه نیست.

ثانیاً: مشکل دیگر روش انگل و گرنجر دو مرحله ای بودن آن است. بدیهی است که هر خطایی در برآورد ε در مرحله اول ایجاد شود به مرحله دوم منتقل می شود. برای اجتناب از این مشکلات چند روش ارائه شده است که از معروفترین آنها روش جوهانسن است که از طریق برآورد کننده های حداکثر درست نمایی قادر به برطرف کردن مشکل دو مرحله ای بود و همچنین دارای توان تشخیص همگرایی چندگانه می‌باشد، و علاوه بر این، این روش توان آزمون بردار همگرایی به صورت مقید و برآورد پارامترهای سرعت تعدیل را دارد.

□□

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

روش جوهانسن (۱۹۸۸) براساس رابطه بین رتبه[1] یک ماتریس و ریشه های مشخصه[2] می باشد. روش جوهانسن در واقع تعمیم چند متغیره آزمون دیکی- فولر است. مدل چند متغیره زیر را در نظر بگیرید:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$= (A_1 - I) X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$= \pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن X_t و ε_t بردارهای (n*۱)

A_1= ماتریس (n*n) پارامترها

I= ماتریس یکه (n*n)

و π برابر (A_1-I) است.

می توان همانند آزمون دیکی- فولر پیشرفته، مدل چند متغیره فوق را نیز طوری تعمیم داد که فرآیند اتو رگرسیو مراتب بالاتر نیز مجاز باشند.

در این حالت پس از انجام عملیات و جایگزینی های لازم می توان معادله نهایی را به صورت زیر بدست آورد:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\pi = \left[I - \sum_{i=1}^{p} Ai \right]$$

---

[1] Rank

[2] Charactristic-Root

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

که در آن:

$$\pi_i = \left[I - \sum_{j=1}^{i} Aj \right]$$

عامل مهم در معادله فوق، رتبه ماتریس π است که برابر تعداد بردارهـای همگرایـی می‌باشد. واضح است که اگر رتبه π صفر باشد، مدل به مدل اتو رگرسیو بـرداری، Var، ساده به صورت تفاضل اول در می آید. از طرف دیگر، اگر رتبه π برابر n باشـد، فرآینـد برداری ایستا است. در حالـت میانـه، اگـر رتبـه بـه صـورت، $n> $ رتبـه $(\pi) > 0$ باشـد، بردارهای همگرایی چند گانه وجود خواهد داشت، و مدل فوق یک مـدل تصـحیح خطـا خواهد بود.

بردار π در حالت اخیر به صورت $\pi = \alpha\beta'$ خواهد بود کـه α,β ماتریسـهای $(p*r)$ می باشند، که r تعداد روابط همگرایی بین متغیرها و β بردارهـای همگرایـی اسـت. در روش حداکثر درست نمایی جوهانسن تابع درست نمایی نسبت به β عبارت است از:

$$L = | S_{00} - S_{01}\beta(\beta' S_{11}\beta)^{-1}\beta' S_{10} |^{\frac{-T}{2}}$$

که در آن $S_{ij} = \left(\frac{1}{T}\right)\sum \hat{R}_{it}\hat{R}_{jt}$ و $\hat{R}_{1t}, \hat{R}_{0t}$ به ترتیـب پسـماندهای معـین[1] ΔX_t و X_{t-1} روی تفاضلهای X ها می باشند.

جوابهای βی حاصل از حداکثر سازی با حل معادله

$$| \lambda S_{11} - S_{00}^{-1} S_{01} | = 0$$

[1] Auxiliary

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

برای مقادیر ویژه[1] $\hat{\lambda}_1$ و.....، $\hat{\lambda}_p$ (به صورت مقادیر نزولی و بردارهای ویژه[2] $(\hat{V} = (\hat{V}_1,.....,\hat{V}_p)$ نرمال شده به طوری که $\hat{V}'S_{11}\hat{V} = I$ باشد، بدست می آید.

تعیین تعداد ریشه های مشخصه غیر صفر π (یعنی، از نظر آماری به طور معنی دار مخالف صفر)، در روش جوهانسن، از طریق دو آماره زیر که به آزمون اثر[3] و آزمون حداکثر ریشه مشخصه (یا بیشترین مقدار ویه) معروفند انجام می گیرد:

$$\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n} Ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -TLn(1-\hat{\lambda}_{r+1})$$

جوهانسن و جسلیوس[4](۱۹۹۰) مقادیر بحرانی آماره های λ_{trace} و λ_{max} را از طریق مطالعات شبیه سازی[5] بدست آورده اند.[6]

مروری بر الگوهای اقتصاد سنجی پولی

به طور کلی الگوهای اقتصاد سنجی در مورد نقش پول در اقتصاد، براساس دو دیدگاه کنیزینها و پولیون تنظیم شده است، که پایه ریزی هر یک با توجه به زیربنای تئوریک آنان انجام شده و در نتیجه هر کدام دارای ویژگیهای خاص خود می باشند. برای مثال اساس الگوهای پولی بر تعیین نرخ رشد پول هدفمند استوار است. در واقع،

---

1 Eigen Value

2 Eigen Vector

3 Trace

4 Johanson and Juselius

5 Simulation

6 [illegible].

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

اقتصاد دانان پولی، با توجه به تاخیرهای زمانی که در اثرگذاری سیاستهای پولی و نیز نا اطمینانی در میزان و نحوه اثر گذاری وجود دارد، معتقدند که حجم پول می بایست براساس قاعده و به طور هدفمند تغییر کند.

در مقابل، در الگوهای کنیزینها بیشترین تاکید بر نرخ بهره صورت می گیرد و این متغیر را عامل ربط دهنده بین تمامی بازارها تلقی می کنند. این گروه از اقتصاددانان، ضمن آنکه وضعیت اقتصاد را در کوتاه مدت مورد بررسی قرار می دهند، عقیده دارند که تغییر در حجم پول می باید براساس عمق و شدت اختلالهای به وجود آمده در اقتصاد، اتخاذ شود.

در اینجا بمنظور آشنایی بیشتر، دو نمونه از این الگوها که براساس دیدگاه های دو مکتب یاد شده تنظیم گشته اند، ارائه می شود. در این راستا الگوی FRB-MIT به عنوان الگویی که منعکس کننده دیدگاه کینزی است، و سپس الگوی St.Louis که براساس دیدگاه پولیون استوار شده است، معرفی خواهد شد.

الگوهای کینزی

الف- نگرشی کوتاه بر مبنای نظری در الگوهای کینزی

یکی از خصوصیات الگوهای نئوکینزی، در مورد مکانیزم اثر گذاری سیاستهای پولی آن است که در این الگوها، ارتباط غیر مستقیم بین پیول و تقاضای کلی وجود دارد. به طوری که، تیغیرات در حجم پول با ایجاد تغییرات در سطح نرخ بهره، منجر به نوسان و واکنش در تقاضای کل می گردد.

□□

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

به بیان دیگر، مسیر و نحوه اثرگذاری سیاست پولی در تقاضای کل، بـه طـور اجمـال در رابطه نمایی زیر بیان می شود.

1) $OMO \rightarrow R \uparrow \rightarrow M \uparrow \rightarrow i \downarrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow GNP \uparrow$

OMO: خرید اوراق بهادار دولتی توسط بانک مرکزی (عملیات بازار باز)

R: ذخایر بانکهای تجاری I: سرمایه گذاری

M: عرضه پول GNP: تولید ناخالص ملی

i: نرخ بهره

از سوی دیگر، فرآیند اثرگذاری براساس دیدگاه کنیزی به شکل زیر خلاصه می‌شود:

2) $GNP \rightarrow$ تقاضای کل $\rightarrow$ نرخ بهره $\rightarrow$ عرضه پول

در توجیه رابطه شماره (۱) می توان گفت: هنگامی که بانک مرکزی اقدام بـه خریـد اوراق بهادار دولتی (OMO) از بانکهای تجاری می کند،[1] نسبت ذخایر بانکهای تجـاری (R)، به درآمد (دریافتی) آنها، افزایش می یابد. در این حالت، بانکهای تجاری به منظـور کاهش نسبت مزبور، اقدام به گسترش اعتبارات بانکی و اعطای وام مـی‌کننـد. بنـابراین وامهای پرداختی و اعتبارات جدید، منجر به ایجاد سپرده های دیـداری و غیـر دیـداری جدید گردیده و در نتیجه حجم پول و نقدینگی افزایش پیدا می کند.

[1] □□□□ □□□□ □□□ □□□□ □□□□□ □ □□□ □□ □□□□ □□□□ □□□□□ □□□□□□ □□□□ □□ □□□□ □□□□□□ □□□ □□ □□□□□□□ □□□ □□□□□ □□□□ □□□□ □□□ □□□□ □□□□□ □□□□□□ □□□□ □□□□ □□□□ □□□□□ □□□□□ □□□ □□ □□□□ □□□□ □□□□□□ □□□□□ □□ □□□.

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

به فرض ثابت بودن رجحان نقدینگی مردم، با افزایش عرضه پول، سطح عمومی نرخ بهره کاهش یافته و نیز با فرض ثابت بودن سود انتظاری (که به تعبیر کینز، همان کارایی نهایی در سرمایه گذاری است)، کاهش نرخ بهره، موجب گسترش سرمایه‌گذاری جدید می گردد، که در نهایت منجر به افزایش GNP خواهد شد.

همانگونه که در فرآیند یاد شده نیز عنوان شده در الگوهای نئوکینزی، عرضه پول، متغیری درونزا تلقی می شود. از سوی دیگر، در الگوی کینزی اولیه، سطح قیمت مستقل از متغیرهای پولی در نظر گرفته می شود.

پس از بیان مختصر مبانی تئوریکی در الگوهای کینزی می توان به شرح الگوی FRB-MIT که یکی از مشهورترین الگوهای کینزی است، پرداخت.

ب- مروری بر الگوی FRB-MIT

الگوی FRB-MIT الگوی وسیعی برای اقتصاد آمریکا است که با مشارکت هیات روسالی بانک مرکزی امریکا[1] و دانشگاه MIT[2] طراحی و تنظیم شده و در برگیرنده دیدگاهای نظرهای عمومی مکتب کینزی است. این الگو شامل ده بخش است که مهمترین آنها عبارت از بخشهای مالی، سرمایه گذاری، مصرف و موجودی انبار می‌باشند. شمای روابط اصلی برای بخش مالی در فلوچارت شماره (۵-۱) و برای بخش واقعی در فلوچارت شماره (۵-۲) آورده شده است.

---

[1] Board of Governors of Federal Reserve System

[2] Massachasetts Institute of Technology

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

۱- بخش مالی

هدف بخش مالی، ایجاد ارتباط بین ابزارهای سیاست پولی و آن دسته از متغیرهای مالی است که در بخش واقعی اقتصاد، به عنوان متغیرهای اصلی شناخته می شوند. به منظور درک بهتر مطلب، به تشریح این متغیرها پرداخته می شود.

الف) ابزارهای سیاست پولی: این ابزارها عبارتند از، ذخایر قرض نشده[1] و نرخ تنزیل بانک مرکزی.

ب) داراییهای مالی کوتاه مدت: شامل ذخایر آزاد بانک، سپرده های مدت دار و دیداری بانکها، پول و وامهای عمده تجاری می باشد.

با تشریح اثرات عملیات بازار باز (خرید اوراق بهادار دولتی توسط بانک مرکزی) که در الگو با عنوان افزایش در ذخایر قرض نشده (RU) عنوان شده، نحوه عملکرد بخش مالی را می توان توضیح داد. همانگونه که در فلوچارت ۵-۱ مستقر است، خرید اوراق بهادار دولتی توسط بانک مرکزی، سبب افزایش در میزان ذخایر آزاد بانکها (RF) و افزایش در قیمت اسناد خزانه، می گردد. این افزایش به صورت کاهش در نرخ بهره اسناد خزانه (RTB)[2] نشان داده می شود.

---

[1] Unborrowed Reserve (□□□ □□ □□□ □□ □□□ □□□□ □□□□□ □□□□ □□□□□□ □□□□□ □□ □□□□ □ □□ □□□□□)

[2] Bill Rate

جهت خرید فایل word به سایت www.kandoocn.com مراجعه کنید
یا با شماره های ۰۹۳۶۶۰۲۷۴۱۷ و ۰۹۳۶۶۴۰۶۸۵۷ و ۰۵۱۱-۶۶۴۱۲۶۰ تماس حاصل نمایید

Filename: Document1
Directory:
Template: C:\Documents and Settings\hadi tahaghoghi\Application Data\Microsoft\Templates\Normal.dotm
Title: □□□□ □□□□□ □ □□□ □□□□
Subject:
Author: sahel
Keywords:
Comments:
Creation Date: 3/18/2012 11:23:00 PM
Change Number: 1
Last Saved On:
Last Saved By: Novin Pendar
Total Editing Time: 0 Minutes
Last Printed On: 3/18/2012 11:23:00 PM
As of Last Complete Printing
Number of Pages: 20
Number of Words: 3,123 (approx.)
Number of Characters: 17,802 (approx.)

www.kandoocn.com
www.kandoocn.com
www.kandoocn.com