اقتصاد کشاورزی / جلد ۷/ شماره‌ی ٤/ صفحه‌های ٥٦-٤٣

کاربرد آزمون ریشه واحد فصلی در پیش‌بینی سری‌های زمانی "بررسی موردی قیمت خرده‌فروشی گروه کالایی گوشت در ایران"

رقیه زاهدیان تجنکی، مهرنوش عبداللهی، محمدرضا نظری، مریم اسدپور [۱]

تاریخ دریافت:۱۳۹۲/۰۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۱۹

چکیده

در این نوشتار ضمن معرفی آزمون ریشه واحد فصلی HEGY، از آن برای تعیین ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی سری‌های زمانی قیمت خرده فروشی چهار محصول گوشتی مرغ، ماهی قزل‌آلا، میگو و گوشت قرمز استفاده شده است. برای این منظور از داده‌های ماهیانه قیمت خرده‌فروشی این محصولات در سطح کشور برای سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰ استفاده شده است. نتایج نشان داد که همه‌ی سری‌های قیمت بجز قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ علاوه بر وجود ریشه واحد در فراوانی صفر دارای یک یا چند ریشه واحد در فراوانی‌های فصلی می‌باشند. این نتیجه علاوه بر اینکه وجود فرایند فصلی تصادفی نامانا را در همه‌ی سری‌ها تایید می‌کند نشان می‌دهد که صافی(فیلتر)-های تفاضل‌گیری مناسب برای ایستایی آنها نیز متفاوت از تفاضل‌گیری فصلی که در رهیافت باکس و جنکینز پیشنهاد شده، می‌باشد. بر پایه نتایج بدست آمده از آزمون HEGY ، استفاده از روش های سنتی در بررسی‌های تجربی به دلیل استفاده از صافی تفاضل‌گیری در همه‌ی ریشه‌های فصلی (پیش فرض قرار دادن ریشه های فصلی در همه فراوانی‌ها) موجب از دست دادن اطلاعات درونی سری و بروز خطای تصریح می شود. لذا برای یررسی رفتار سری‌های زمانی ماهانه و پیش بینی آن ها شناسایی ریشه واحد در هریک از فراوانی‌های فصلی به صورت جداگانه با استفاده از روش آزمون HEGY به جای پیش فرض قرار دادن وجود ریشه واحد فصلی در همه‌ی فراوانی‌ها از بروز نتایج گمراه کننده جلوگیری خواهد کرد.

طبقه‌بندی JEL: E23, H21, N5

واژه‌های کلیدی: مؤلفه فصلی، فرآیند فصلی تصادفی نامانا، آزمون ریشه واحد فصلی HEGY، گروه کالاهای گوشتی

[۱] به‌ترتیب: دانش آموخته‌ی کارشناسی ارشد، کارشناسی ارشد و دکترای اقتصادکشاورزی دانشگاه تهران و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

Email: roghayehzahedian@yahoo.com

مقدمه

اغلب سری‌های زمانی اقتصادی متشکل از چهار مؤلفه روند[1]، تغییرات فصلی[2]، حرکت‌های چرخه-ای[3] و یک جزء نامنظم تصادفی[4] هستند. به جز مؤلفه روند که نشان‌دهنده حرکت افزایشی یا کاهشی متغیر در طول زمان است و می‌تواند ناشی از تغییر درآمد، فناوری و سلیقه مصرف‌کننده باشد. حرکت‌های چرخه‌ای، در واقع مربوط به حرکت چرخه‌های تجاری و تکراری اقتصادی در طول سال‌های طولانی مختلف است، در حالی که مؤلفه تغییرات فصلی مربوط به نوسان تکراری سری در طول سال می‌باشد. علاوه بر این، رفتار یک سری زمانی اقتصادی ممکن است تحت تأثیر شوک‌های نامنظم تصادفی ناشی از رویدادهای غیرعادی مانند جنگ، بحران‌های مالی و قحطی قرار گیرد. حرکت‌های چرخشی سری‌های زمانی به طور معمول در سری‌های کوتاه‌مدت رخ نمی‌دهند و لذا یک سری زمانی (X_t) می‌تواند تابعی از سه مؤلفه روند زمانی (T_t)، تغییرات فصلی (S_t) و جزء نامنظم تصادفی (I_t) باشد که به صورت جمع‌پذیر $X_t = T_t + S_t + I_t$ و یا شکل حاصلضربی $X_t = T_t \times S_t \times I_t$ تعریف شود (لیم و مکالر، ۲۰۰۰).

بررسی نوسان‌های فصلی پیشینه تاریخی طولانی در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی اقتصادی دارد (بورن و میشل، ۱۹۶۴؛ مکالی، ۱۹۳۸ و میشل، ۱۹۷۲). به رغم این پیشینه تاریخی، در ارتباط با چگونگی برخورد با نوسان‌های فصلی در الگوسازی عملی سری‌های زمانی اتفاق نظر کمی وجود دارد. در تفکر تاریخی، نوسان‌های فصلی به عنوان یک پدیده مزاحم که دیگر اجزای سری زمانی را مبهم و نامفهوم می‌سازد، تلقی شده و حذف مؤلفه فصلی از سری زمانی با استفاده از روش‌های تعدیل فصلی صورت می‌گرفته است. در سال‌های اخیر نظریه‌های جدیدی مطرح شده که نشان می‌دهند، این مؤلفه نه تنها یک پدیده مزاحم نیست بلکه یک بخش درونی داده‌های اقتصادی است و نبایستی در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی نادیده گرفته شود. به بیان هیلبرگ (۱۹۹۲) مؤلفه فصلی یک بخش درونی داده‌های اقتصادی است و یک حرکت بین زمانی نظام‌یافته (سیستماتیک) و نه به ناچار منظم است که ناشی از تغییر آب و هوا، تقویم و زمان‌های خاص تصمیم‌گیری عامل‌های اقتصادی برای تولید و مصرف می‌باشد. این تصمیم‌گیری‌ها تحت تاثیر انتظارها، ترجیح‌ها و فناوری‌های تولید موجود در اقتصاد است. بخشی از این تعریف نشان می‌دهد که نوسان‌های فصلی می‌تواند قطعی باشد؛ به عنوان مثال

[1] Trend
[2] Seasonal variation
[3] Cyclical movement
[4] stochastic irregular component

نوسـان ناشـی از تغییرات فصـلی آب و هوا و اثرگذاری تقویمی قطعی هستند و هر ساله در یک سـری زمانی خاص رخ می‌دهند. بخش دیگر این تعریف منشـاء پدیده فصـلی را مربوط به رفتار عامل‌های اقتصـادی که ممکن اسـت ثابت و قطعی نباشد مربوط می‌داند. براین پایه می‌توان دو رفتار به‌کلی متفاوت از پدیده فصلی متصور شد (دارن و دیبولت، ۲۰۰۲).

پرسـش اصـلی این بررسی آن است که با توجه به ماهیت ماهیانه بودن سری‌های مورد بررسی، چه نوع تعدیل‌های فصلی در داده‌ها،کارایی مناسب در پیش بینی رفتار قیمتی محصولات را دارا اسـت؟ آیا پیش بینی رفتار قیمتی با در نظر گرفتن ماهیت فصـلی در همه فراوانی‌ها منجر به بروز خطای تصریح خواهد شد؟

به طور معمول روش‌های سـنتی مدل‌سـازی پدیده فصـلی در ادبیات سری‌های زمانی شامل دو روش فصـلی‌زدایی داده‌ها و روش متغیرهای موهومی بوده است. در روش اول، در آغاز داده‌ها را فصلی زدایی می‌شود (حذف مؤلفه فصلی) و روش و فن مدل‌سازی بر روی داده‌های فصلی‌زدایی شـده[1] دنبال می‌شـود و در روش دوم، با وارد کردن متغیرهای موهومی در الگو، به جداسـازی، اثرگذاری فصـلی پرداخته می‌شـود[2](قیسلز، ۱۹۹۴). کاربرد هر دو روش یادشده در این رابطه با نارسـایی‌های اسـاسـی همراه اسـت و اثرگذاری معکوسی بر عملکرد پیش‌بینی سری می‌گذارند. زیرا در روش فصـلی زدایی، به از دسـت رفتن بخشـی از اطلاعات درونی سـری منجر شده ولی پس از فصلی زدایی کردن و پیش بینی دوباره با شاخص‌های فصلی این امر اصلاح می‌شود و در روش دوم نیز ممکن اسـت خطای تصـریح به وجود آید. بولیو و میرون(۱۹۹۳) نشـان دادند که تصـریح و الگوسـازی اثرگذاری فصـلی تصـادفی به صـورت قطعی و بالعکس تصـادفی پنداشتن اثرگذاری فصلی قطعی، منجر به ایجاد خطای تصریح و از دست رفتن بخشی از اطلاعات درونی سری می‌شود و لذا پیشنهاد می‌کنند که پیش از مدل‌سازی داده‌های سری زمانی فصلی، ماهیت مؤلفه فصـلی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد فصلی شناسایی گردد. بر این پایه بررسی رفتار مؤلفه فصـلی سـری‌های زمانی و کاربرد نوعی از تصـریح که سـازگار با رفتار واقعی آن باشـد در مدل‌سـازی پیش‌بینی و ارزیابی نتایج آن بسـیار مهم است. از این‌رو در این بررسی ضمن معرفی روشـی برای آزمون ریشـه‌های واحد فصـلی، نتایج تجربی بدست‌آمده از این آزمون برای قیمت خرده‌فروشـی چهار محصـول گوشـتی شامل گوشت مرغ، گوشت قرمز، ماهی قزل‌آلا و میگو در

[1] Deseasonalized data

[2] قیسلز و همکاران (۱۹۹۴) و ابیزینگ(۱۹۹۴) نشان دادند که تحمیل الگوی فصلی قطعی بر یک دوره زمانی چه از راه متغیرهای موهومی و چه از راه کاربرد تعدیل فصلی به طور جدی منجر به مسئله خطای تصریح می‌شود.

ایران نیز ارائه شده است. در این بررسی به دلیل تشخیص ماهیت مؤلفه فصلی در فراوانی‌های خاص و نه در همه‌ی فراوانی‌های فصلی، ضمن حفظ اطلاعات ارزشمند رفتار فصلی در اقتصاد سری زمانی، از بروز خطای تصریح در پیش‌بینی رفتار سری‌ها جلوگیری کرده و سری‌های قیمت خرده‌فروشی چهار محصول پس از تشخیص وجود ریشه واحد در فراوانی‌های فصلی و استفاده از فیلتر مناسب در همان فراوانی خاص می‌تواند برای پیش‌بینی درست قیمتی در آینده و سیاستگذاری‌ها در ساختار آتی بازار مورد استفاده قرار گیرد. لذا هدف از این بررسی یافتن روش مناسب برای از بین بردن ریشه واحدهای فصلی از بین همه‌ی روش ها برای پیشگیری از بروز خطای تصریح در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی در آینده است.

روش تحقیق

به‌طورکلی سه نوع فرآیند فصلی برای سری‌های زمانی به شرح زیر وجود دارد (دارن و دیبولت، ۲۰۰۲).

فرآیند فصلی قطعی خالص[1]: در یک فرآیند فصلی قطعی خالص، اثرگذاری فصلی در طول زمان متغیر نخواهند بود. به عبارت دیگر اثرگذاری‌های فصلی در طول زمان ثابت و پایدارند و لذا با وارد کردن متغیرهای موهومی قطعی می‌توان به مدل‌سازی رفتار آنها پرداخت به گونه‌ای که خواهیم داشت:

$$\dot{X}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{i-1} \gamma_i D_{it} + v_t \qquad (1)$$

که D_{it} متغیر موهومی برای هر فصل و v_{it} یک فرآیند ایستا می‌باشد. ضرایب γ_i نشان دهنده میزان تغییرات فصلی قطعی برای فصل iام است. در واقع الگوی متغیرهای مجازی برای توضیح رفتار فصلی پایدار و ثابت در طول زمان می‌باشد (دارن و دیبولت، ۲۰۰۲).

فرآیند فصلی تصادفی مانا[2]: فرآیند فصلی تصادفی مانا می‌تواند توسط رابطه زیر تولید شود اگر که همه ریشه‌های $\Phi(L) = 0$ خارج از دایره واحد قرار داشته باشند. مشخصه این نوع فرآیند فصلی در سری داشتن نقاط اوج در فراوانی‌های فصلی است (دارن و دیبولت، ۲۰۰۲).

$$\Phi(L)\dot{X}_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \approx \text{i.i.d.}(0, \sigma^2) \qquad (2)$$

[1] pure deterministic seasonal process

[2] Stationary stochastic seasonal process

$\Phi(L)$ عملگر وقفه‌ای و μ_t جزء ثابت بوده که می‌تواند شامل مجموعه‌ای از متغیرهای روند زمانی، عرض از مبدا و متغیرهای موهومی مربوط به اثرگذاری فصلی قطعی باشد.

فرآیند فصلی تصادفی نامانا[1]: یک فرآیند فصلی تصادفی نامانا می‌تواند توسط رابطه زیر تولید شود، اگر که دست‌کم یک ریشه از ریشه‌های معادله $\Phi(L)=0$ درون دایره واحد قرار داشته باشد. به عبارت دیگر سری زمانی حداقل در یکی از فراوانی‌های فصلی همگرا از درجه یک است.

$$\Phi(L)\dot{X}_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

این فرآیند فصلی همگرا، دارای حافظه بلندمدت بوده به این معنی که بروز هرگونه شوک که منجر به اثرگذاری طولانی مدت بر رفتار فصلی الگو خواهد شد (دارن و دیبولت، ۲۰۰۲). مفهوم همگرایی فصلی برای نخستین بار توسط انگل و همکاران (۱۹۸۹) ارائه شد. سری y_t همگرا از درجه d در فراوانی θ است، $y_t \approx I_\theta(d)$، اگر که طیف آن دارای شکل $f(\omega)=c(\omega-\theta)^{-2d}$ باشد و زمانی که سری مورد نظر تنها در فراوانی صفر همگرا باشد همان همگرایی استاندارد را نشان می‌دهد. علاوه بر این ممکن است سری مورد نظر در یک یا چندین فراوانی، $\omega_s = \frac{2\pi j}{s},\ j=1,\dots,\left[\frac{s}{2}\right]$ همگرا باشد ([.] نشان‌دهنده جزء درست و s شمار مشاهده‌ها در یک سال هستند).

آزمون ریشه واحد فصلی *HEGY*

بررسی تجربی گویای از آن است که اغلب سری‌های زمانی اقتصادی دارای رفتار فصلی متغیر می‌باشد (برنداستارپ و همکاران، ۲۰۰۴) و بیشتر از فرآیند روند تصادفی و یا فرآیند فصلی تصادفی نامانا پیروی می‌کنند (بولیو و میرون، ۱۹۹۳). شناسایی وجود فرآیند تصادفی نامانا در سری زمانی از دو راه امکان‌پذیر است: بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه[2] (*SACF*) و انجام آزمون ریشه واحد فصلی. در روش اول در صورت تشخیص وجود چنین فرآیندی برای الگوسازی رفتار سری زمانی در آغاز می‌بایست از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی یعنی تفاضل مقدار متغیر در هر ماه از مقدار خود آن متغیر در ماه مشابه سال گذشته برای ایستا کردن سری استفاده نمود و سپس رفتار سری را بر پایه رهیافت باکس و جنکینز در قالب مدل *SARIMA* الگوسازی کرد (کیم و موسی، ۲۰۰۱).

---

[1] Non stationary stochastic seasonal process
[2] Sample autocorrelation function

اما با داوری ظاهری بر پایه رفتار *SACF* نمی‌توان به طور قاطع در مورد وضـــعیت ایســـتایی و درجه تفاضـل‌گیری متغیرها اظهارنظر کرد زیرا استفاده از تفاضل‌گیری فصلی به طور تلویحی به معنی پذیرش فرض وجود همه ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی در سری زمانی بوده، در حالی که ممکن اسـت سـری زمانی تنها دارای یک یا چند ریشــه واحد بوده و استفاده از تفاضل‌گیری فصـلی منجر به تفاضـل‌گیری بیش از حد گردد (برنداستارپ و همکاران، ۲۰۰۴). برای رفع این نارسایی هیلبرگ و همکاران[1] آزمون آماری را با بسط معادله تعمیم یافته دیکی و فولر پیشنهاد کردند که برای نخســتین بار از آن برای داده‌های فصــلی ســه ماهه اســتفاده کردند. این آزمون می‌تواند ریشــه‌های واحد فصــلی و غیر فصــلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند. اگر سـری X_t را که توسـط یک فرآیند خودرگرسیونی کلی $\varphi(\beta)X_t = \mu_t + \varepsilon_t$ ایجاد شـده باشد در نظر بگیرید در این حالت برای کشف ریشه‌های واحد در فراوانی‌های فصلی و غیر فصـلی بایســتی چندجمله‌ای خودرگرســیونی بر پایه اصــل لاگرانژ به فرم زیر بازنویســی شــود (هیلبرگ و همکاران، ۱۹۹۰):

$$\phi(\beta) = \sum_{k=1}^{p} \lambda_k \Delta(\beta) \frac{1-\delta_k(\beta)}{\delta_k(\beta)} + \Delta(\beta)\varphi^*(\beta) \qquad (۴)$$

کــه $\delta_k(\beta) = 1 - (\frac{1}{\theta_k})\beta$ ، $\Delta\beta = \prod_{k=1}^{p} \delta_k(\beta), \lambda_k(\beta)$ ، $\lambda_k = \varphi(\theta_k) / \prod_{j=k} \delta_j(\theta_k)$ ، $\varphi(\beta)$ یک پســماند اســت که ریشه‌های آن بیرون از دایره واحد قرار گرفته و θ_k ها ریشه‌های واحد چند جمله‌ای $(1-\beta^s)$ می‌باشند که می‌تواند به شکل زیر نوشته شود:

$$(1-\beta^s) = (1-\beta)\left(1+\sum_{i-1}^{s-1}\beta^i\right) = (1-\beta)\prod_{k=1}^{[s/2]}(1-e^{\pm i2kp/s}\beta) \qquad (۵)$$

برای توضیح بیشتر این روش، در اینجا چند جمله‌ای $\varphi(\beta)$ برای داده‌های ماهانه ($s = 12$) که توسط بولیو و مایرن (۱۹۹۳) حول ریشه‌های زیر به شرح معادله بسط یافته زیر ارائه شده است:

$$\pm 1;\ \pm i;\ -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i);\ \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i);\ -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i);\ \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$$

[1] Hyllbereg et.al

$$\begin{aligned}(1-\beta^{12}) = &(1-\beta)(1+\beta)(1-\mathrm{i}\beta)(1+\mathrm{i}\beta)\\ &\times\left[1-\frac{1}{2}(1-\mathrm{i}3^{1/2})\beta\right]\left[1-\frac{1}{2}(1+\mathrm{i}3^{1/2})\beta\right]\left[1+\frac{1}{2}(1+\mathrm{i}3^{1/2})\beta\right]\\ &\times\left[1+\frac{1}{2}(1-\mathrm{i}3^{1/2})\beta\right]\left[1-\frac{1}{2}(3^{1/2}-\mathrm{i})\beta\right]\left[1-\frac{1}{2}(3^{1/2}+\mathrm{i})\beta\right]\\ &\times\left[1+\frac{1}{2}(3^{1/2}+\mathrm{i})\beta\right]\left[1+\frac{1}{2}(3^{1/2}-\mathrm{i})\beta\right]\end{aligned} \qquad (۶)$$

$\varphi(\beta)$ یک چند جمله‌ای از درجه ۱۲ ($\varphi(\beta)=1-\beta^{12}$)، β عملگر وقفه‌ای، و ε_t یک فرآیند نوفه سـفید[۱] اسـت. همچنین، μ_t به صـورت $\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{12}\delta_s D_{s,t}$ تعریف می‌شـود و شـــامـل عرض از مبـداء (α)، روند خطی (t) و متغیرهای موهومی ماهانه ($D_{s,t}$) می‌باشـــد. عبارت چند جمله‌ای $\varphi(\beta)$ دارای ۱۲ ریشــه مشخصه می‌باشد که عبارت‌اند از (بولیو و میرون، ۱۹۹۳):

$$\pm 1;\ \pm i;\ -\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i);\ \frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i);\ -\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i);\ \frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$$

این ریشــه‌ها به ترتیب متناظر با ۶، ۳، ۹، ۸، ۴، ۲، ۱۰، ۷، ۵، ۱ و ۱۱ چرخه در ســال بوده و به عبارتی در فراوانی‌های π، $\pm\frac{\pi}{2}$، $\pm\frac{2\pi}{3}$، $\pm\frac{\pi}{3}$، $\pm\frac{5\pi}{6}$ و $\pm\frac{\pi}{6}$ ظاهر می‌شوند. هدف آزمون فرض وجود ریشـــه واحد در یک فراوانی معین بدون در نظر گرفتن بود یا نبود ریشـــه واحد در دیگر فراوانی‌ها است. بولیو و مایرن $[BM]$ (۱۹۹۳) معادله رگرسیونی (۷) را برای آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی ارائه کرده‌اند.

$$(1-\beta^{12})\mathrm{X}_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11}\delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12}\pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\phi_j(1-\beta^{12})\mathrm{X}_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که α، $D_{s,t}$، t، همان تعاریف گذشته خود را داشته، p درجه تعمیم معادله (۷) برای تأمین ویژگی فرایند نوفه سفید اجزای اخلال معادله، و $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های X_t هستند که در هر یک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مورد نظر حفظ و بقیه ریشه‌های واحد در سایر فراوانی‌ها حذف شده‌اند. تبدیل‌های مذکور به صورت زیر ایجاد می‌شوند.

---
[1] White noise process

$$y_{1t}=(1+\beta+\beta^2+\beta^3+\beta^4+\beta^5+\beta^6+\beta^7+\beta^8+\beta^9+\beta^{10}+\beta^{11})X_t$$
$$y_{2t}=-(1-\beta+\beta^2-\beta^3+\beta^4-\beta^5+\beta^6-\beta^7+\beta^8-\beta^9+\beta^{10}-\beta^{11})X_t$$
$$y_{3t}=-(\beta-\beta^3+\beta^5-\beta^7+\beta^9+\beta^{10}-\beta^{11})X_t$$
$$y_{4t}=-(1-\beta^2+\beta^4-\beta^6+\beta^8-\beta^{10})X_t$$

(۸)

$$y_{5t}=-\frac{1}{2}(1+\beta-2\beta^2+\beta^3+\beta^4-2\beta^5+\beta^6+\beta^7-2\beta^8+\beta^9+\beta^{10}2\beta^{11})X_t$$
$$y_{6t}=\frac{\sqrt{3}}{2}(1-\beta+\beta^3-\beta^4+\beta^6-\beta^7+\beta^9-\beta^{10})X_t$$
$$y_{7t}=\frac{1}{2}(1-\beta-2\beta^2-\beta^3+\beta^4+2\beta^5+\beta^6-\beta^7-2\beta^8-\beta^9+\beta^{10}+2\beta^{11})X_t$$
$$y_{8t}=-\frac{\sqrt{3}}{2}(1+\beta-\beta^3-\beta^4+\beta^6+\beta^7-\beta^9-\beta^{10})X_t$$
$$y_{9t}=-\frac{1}{2}(\sqrt{3}-\beta+\beta^3-\sqrt{3}\beta^4+2\beta^5+\sqrt{3}\beta^6+\beta^7-\beta^9+\sqrt{3}\beta^{10}2\beta^{11})X_t$$
$$y_{10t}=\frac{1}{2}(1-\sqrt{3}\beta+2\beta^2-\sqrt{3}\beta^3+\beta^4-\beta^6+\sqrt{3}\beta^7-2\beta^8+\sqrt{3}\beta^9-\beta^{10})X_t$$
$$y_{11t}=\frac{1}{2}(\sqrt{3}+\beta-\beta^3-\sqrt{3}\beta^4-2\beta^5-\sqrt{3}\beta^6-\beta^7+\beta^9+\sqrt{3}\beta^{10}+2\beta^{11})X_t$$
$$y_{12t}=-\frac{1}{2}(1+\sqrt{3}\beta+2\beta^2+\sqrt{3}\beta^3+\beta^4-\beta^6-\sqrt{3}\beta^7-2\beta^8-\sqrt{3}\beta^9-\beta^{10})X_t$$

به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی، در آغاز معادله (۷) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود؛ آنگاه معنی‌داری مشخصه‌های π_i توسط آماره‌های آزمون t و F ارزیابی می‌شوند. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراونی صفر و π ، فرضیه‌های عدم $H_{k\circ}:\pi_k=0 \;\; for\; k=1,2.$ ، به طور جداگانه در برابر فرضیه گزینه $H_{k1}:\pi_k \prec 0 \;\; for\; k=1,2.$ با استفاده از آماره t یک سویه سنجیده می‌شوند. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب، فرضیه‌های عدم $H_{k\circ}:\pi_k=\pi_{k+1}=0 \;\; for\; k=3,5,7,9,11$ در برابر فرضیه گزینه مبنی بر وجود دست‌کم یک ریشه واحد فصلی مخالف صفر ($H_{k\circ}:\pi_k=\pi_{k+1}\neq 0 \;\; for\; k=3,5,7,9,11$)، با استفاده از آماره آزمون F آزمایش می‌شود. فرضیه‌های عدم $\pi_3=\pi_4=0$, $\pi_5=\pi_6=0$, $\pi_7=\pi_8=0$, $\pi_9=\pi_{10}=0$ و $\pi_{11}=\pi_{12}=0$ به

ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی‌های $\pm\frac{\pi}{2}$ (چهارماهه)، $\mp\frac{2\pi}{3}$ (سه ماهه)، $\pm\frac{\pi}{3}$ (شش ماهه)، $\mp\frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\pm\frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه) دارند (جدول ۱).

رد نکردن هر یک از آماره‌های t_k و $F_{k,k+1}$ در سری زمانی X_t به معنی وجود ریشه واحد در آن فراوانی خاص می‌باشد و لذا برای خارج کردن این ریشه از سری بایستی از فیلتر تفاضل‌گیری متناظر آن از جدول (۱) استفاده شود. بطور کلی برای آزمون فرضیه‌های نبود راهبرد(استراتژی) زیر دنبال می‌شود:

- در فراوانی صفر فرضیه عدم $H_0:\pi_1=0$ در برابر فرضیه جایگزین (آلترناتیو) $H_1:\pi_1<0$ با استفاده از آماره t یک طرفه آزمون می‌گردد. اگر $t_{calculate}>t_{table}$ نمی‌توان فرض صفر را رد نمود و لذا سری در فراوانی صفر دارای یک ریشه واحد است.
- در فراوانی π فرضیه عدم $H_0:\pi_2=0$ در برابر فرضیه آلترناتیو $H_1:\pi_2<0$ با استفاده از آماره t یک سویه آزمون می‌شود اگر $t_{calculate}>t_{table}$ نمی‌توان فرض صفر را رد کرد و لذا سری در فراوانی π دارای یک ریشه واحد فصلی است.

جدول (۱) فیلترهای تفاضل‌گیری و ریشه‌های واحد در فرآیند گام تصادفی فصلی در داده‌های ماهیانه

فیلترها	ریشه‌ها	فراوانی‌ها	تعداد چرخه‌ها در یک سال	مدت زمان هر چرخه(ماه)
$(1-L)$	۱	۰	۰	--
$(1+L)$	۱-	π	۶	۲
$(1+L^2)$	$\mp i$	$\frac{\pi}{2}$	۳	۴
$(1+\sqrt{3}L+L^2)$	$-\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$	$\frac{5\pi}{6}$	۵	۲/۴
$(1-\sqrt{3}L+L^2)$	$\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$	$\frac{\pi}{6}$	۱	۱۲
$(1+L+L^2)$	$-\frac{1}{2}(\sqrt{3}\mp i)$	$\frac{2\pi}{3}$	۴	۳
$(1-L+L^2)$	$\frac{1}{2}(\sqrt{3}\mp i)$	$\frac{\pi}{3}$	۲	۶

مأخذ: رودریگز و آزبورن،۲۰۰۵

در دیگر فراوانی‌ها فرضیه‌های عدم $H_0:\pi_k=\pi_{k+1}$ در برابر فرضیه‌های جایگزین $H_1:\pi_k\neq\pi_{k+1}\neq 0$ با استفاده از آماره F آزمون می‌شود. اگر $F_{calculate}<F_{table}$ فرض نبود را نمی‌توان رد کرد و سری در آن فراوانی دارای ریشه‌های واحد فصلی است.

پس از تشـخیص وجود ریشـه واحدهای فصـلی و غیرفصـلی توسط آزمون *HEGY* و استفاده از فیلتر تفاضـل‌گیری مناسب آن فراوانی می توان در مورد پایایی مدل اطمینان پیدا کرد و پس از آن با اسـتفاده از این نتایج، رفتار سری زمانی را در مدل‌های مختلف اقتصادسنجی بررسی نمود که یکی از مهم‌ترین کارکردهای آن، اسـتفاده از آزمون *HEGY* در تصـریح درسـت الگوسـازی پیش بینی قیمت ها و از دید سیاست‌گذاری با اهمیت است.

برای تعیین ریشـه‌های واحد سـری‌های زمانی قیمت خرده‌فروشـی چهار محصـول گوشـتی در کشـور شـامل گوشـت مرغ، گوشـت قرمز، میگو و ماهی قزل‌آلا معادله (۷) برای هر یک از این سـری‌ها با اسـتفاده از روش *OLS* تخمین زده شـد. بر پایه روش بولیو و مایرن (۱۹۹۳)، لازم است برای تأمین فرایند نوفه سفید بودن جمله‌های اخلال این معادله شماری از وقفه‌های متغیر وابسـته در سـمت راست معادله به عنوان متغیر مستقل وارد رگرسیون کمکی (معادله ۷) شوند. تعیین شـمار مناسـب این وقفه‌ها اهمیت بالایی دارد زیرا از یک سـو وارد کردن شـمار زیاد آنها توان آزمون را کاهش داده و از سـوی دیگر تعداد وقفه کم ممکن است به رد یا پذیرش نادرست فرضـیه‌های ریشـه‌های واحد منجر شود (دارن و دیبولت،۲۰۰۲). در این بررسی تعداد وقفه‌های مناسب در هر یک معادلات از طریق راهبرد حرکت از کل به جزء (هیلبرگ، ۱۹۹۵) تعیین شده اسـت؛ بدین شـکل که ابتدا معادله (۷) با ۲۴ وقفه برآورد شـد و پس از ان با اسـتفاده از آزمون خودهمبسـتگی سـریالی *LM* بروچ-پاگان (۱۹۸۰) تعداد وقفه‌ها به تدریج کاهش داده شـد؛ به طوری‌که آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلال دلالت بر خوبی برازش الگو داشت. علاوه بر این برای تایید نتایج آزمون خودهمبسـتگی سریالی *LM* بروچ-پاگان از معیارهای آکائیک (AIC) و شـوارتز (SBc) نیز استفاده شده است. در نهایت پس از تعیین وقفه‌های لازم برای اطمینان از نبود خودهمبسـتگی سـریالی در هر یک از سـری‌های قیمت، آزمون وجود ریشه واحد فصلی و غیرفصـلی سری‌های زمانی قیمت خرده فروشی چهار محصول گوشتی مرغ، ماهی قزل‌آلا، میگو و گوشـت قرمز به صورت جداگانه بررسی شده و با استفاده از فیلتر مناسب تفاضل‌گیری مربوط به آن فراوانی‌ها (فراوانی‌های دارای ریشه واحد) هرکدام از سری‌های قیمت پایا می‌شوند.

نتایج و بحث

بنابر نتایج جدول (۲) و مقایسه آماره‌های محاسبه شده آزمون *BM* برای سری زمانی قیمت گوشت مرغ با مقادیر بحرانی آن، بیانگر معنی‌داری آماری همه آماره‌های $F_{k,k+1}$ و همچنین t_2 در سطـح احتـمال ۵ درصد اسـت. رد فرضـیه $\pi_2 = 0$ نشـان‌دهـنده نبود ریـشه واحـد در

تنـاوب π یا چرخش‌های شش‌ماهه است. همان‌طور که پیشتر بیان شد آزمون وجود ریشه‌های واحد واحد فصلی مرکب[1]، (فرضیه‌های عدم $H_{k\circ}: \pi_k = \pi_{k+1} = 0$ برای $k = 3,5,7,9,11$ در برابر فرضیه مبنی بر وجود دست‌کم یک ریشه واحد فصلی مخالف صفر) با استفاده از آماره F صورت می‌گیرد که نتایج آن برای سری زمانی قیمت گوشت مرغ نشان می‌دهد در هیچ کدام از این تناوب‌ها ریشه واحد فصلی وجود ندارد (آماره F در همه‌ی فراوانی‌های $\frac{\pi}{2}$ و $\frac{2\pi}{3}$ و $\frac{\pi}{3}$ و $\frac{5\pi}{6}$ و $\frac{\pi}{6}$ از لحاظ آماری معنی‌دار است و بنابراین فرضیه وجود ریشه واحد رد می‌شود). به عبارت دیگر سری زمانی قیمت گوشت مرغ فاقد ریشه واحد در همه فراوانی‌های فصلی بوده، لکن دارای یک ریشه واحد غیرفصلی استاندارد است (آماره ۱/۵۶- =t در فراوانی صفر فرض صفر وجود ریشه واحد غیرفصلی را مورد پذیرش قرار می‌دهد). بنابراین برای مانا شدن سری زمانی قیمت گوشت مرغ به کارگیری فیلتر تفاضل‌گیری غیر فصلی $\Delta = ۱ - L$ کفایت می‌کند. نتیجه بررسی سری زمانی گوشت قرمز با آماره ۳/۷= $F_{۱۱,۱۲}$ فرض صفر وجود ریشه واحد را در فراوانی $\frac{\pi}{6}$ تأیید می‌کند، همچنین آماره ۲/۱۴-= $t_۱$ در سطح ۵ درصد پذیرفته شده و سری قیمت گوشت قرمز دارای ریشه واحد غیر فصلی در فراوانی صفر می‌باشد. نتایج بررسی سری زمانی قیمت میگو نشان می‌دهد که سری مورد بررسی دارای ریشه واحد فصلی در همه‌ی فراوانی‌های فصلی می‌باشد (همه آماره‌های F در این سری بی‌معنی بوده و فرضیه صفر وجود ریشه واحد فصلی پذیرفته می‌شود). همچنین سری قیمت میگو دارای ریشه واحد غیرفصلی در فراوانی π می‌باشد. به عبارت دیگر سری زمانی قیمت ماهانه میگو دارای ریشه واحد در همه فراوانی‌های فصلی بوده و فاقد ریشه واحد غیرفصلی استاندارد است. لذا فرآیند ایجاد سری قیمت خرده‌فروشی میگو به صورت یک فرآیند تصادفی فصلی است (۲/۴۲- = $t_۲$) در نهایت سری قیمت ماهی قزل آلا با استفاده از آماره ۱/۱۵= $F_{۵,۶}$ فرضیه وجود ریشه واحد فصلی در فراوانی $\frac{2\pi}{3}$ را تأیید کرده و آماره $t_۱$ **و** $t_۲$ گویای وجود ریشه واحد در فراوانی غیر فصلی صفر و π است.

---

[1] – Seasonal complex roots

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد BM برای سری قیمت خرده‌فروشی تولیدات گوشتی ایران[a]

سری قیمت خرده‌فروشی	0	π	$\frac{\pi}{2}$	$\frac{2\pi}{3}$	$\frac{\pi}{3}$	$\frac{5\pi}{6}$	$\frac{\pi}{6}$		$Lags$
	$t_{۱}$	$t_{۲}$	$F_{۳,۴}$	$F_{۵,۶}$	$F_{۷,۸}$	$F_{۹,۱۰}$	$F_{۱۱,۱۲}$	$F_{۱...۱۲}$	
گوشت مرغ	-۱/۵۶*	-۳/۵۳	۸/۰۱	۹/۱	۶/۷	۱۱/۳	۱۵/۶	۲۱/۳	۱۲
گوشت قرمز	-۲/۱۴*	-۴/۴۹	۱۴/۸	۱۴/۵	۲۰/۱	۲۳/۱	۳/۷*	۴۴/۴	۲۲ و ۲۴
میگو	-۵/۰۹	-۲/۴۲*	۲/۱۳*	۲/۰۷*	۳/۶*	۲/۲۱*	۲/۲۸*	۶/۳۵	۲۱ ،۹،۱۳
ماهی قزل‌آلا	-۰/۳۷*	-۲/۷۴*	۶/۹	۱/۱۵*	۹/۴۱	۱۱/۳	۶/۱	۱۹/۸	۴-۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر بحرانی در سطح ۰/۰۵ برابر است با $t_1 =$ -۲/۶، $t_2 =$ -۳/۱۹، $F_{k,k+1} =$ ۵/۷۷، $F_{1...12} =$ ۵/۰۹

*عدم رد فرضیه نبود و تایید وجود ریشه واحد

a ۱- Lags تعداد وقفه‌های متغیر وابسته که برای تامین فرایند نوفه سفید جملات اخلال وارد معادله ۷ شده‌اند.

۲- همه متغیرها به شکل لگاریتم تبدیل شده‌اند.

مطابق با نتایج ارائه شده، استفاده از فیلتر تفاضل‌گیری معمولی (تفاضل هر مشاهده از مشاهده قبل) و یا فیلتر تفاضل‌گیری فصلی (تفاضل مقدار هر ماه در سال t از مقدار همان ماه در سال قبل) که اغلب به عنوان روش‌های رایج برای ایستایی سری‌های ماهانه به کار می‌روند، برای سری قیمتی مانند گوشت مرغ که دارای ریشه واحد فصلی نمی‌باشد، موجب تغییر داده‌هایی شده که در آن‌ها مشکل ریشه واحد وجود نداشته و سبب خطای تصریح خواهد شد. برای سری زمانی گوشت قرمز، میگو و ماهی قزل آلا نیز استفاده از روش‌های سنتی تفاضل‌گیری موجب تغییر کلیه داده‌ها و از دست رفتن اصالت داده‌ها خواهد شد، در صورتی که استفاده از روش *HEGY* تنها داده‌ها را در فراوانی‌هایی که وجود ریشه واحد تصدیق شده است، تغییر می‌دهد. لذا آزمون *HEGY*قبل از برآورد الگوهای اقتصادسنجی برای داده های سری زمانی ماهیانه ضروری به نظر می‌رسد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بی‌شک امروزه در ادبیات مربوط به تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی در رابطه با این موضوع که نتیجه‌گیری‌های آماری برآمده از تحلیل یک یا چند سری زمانی که دارای ریشه واحد در فراوانی صفر هستند با مشکلاتی همراه است، اتفاق نظر کلی وجود دارد. به عنوان مثال، واریانس یک سری زمانی دارای ریشه واحد بی‌نهایت است و یا رگرسیون دو سری همگرای مستقل بر روی

همدیگر می‌توانند منجر به بروز همبستگی ساختگی شوند(گرنجر و نیوبولد[1] ،۱۹۸۶). این مشکلات به ویژه زمانی که وجود حداقل یک ریشه واحد غیر فصلی نیز مشاهده شود با شدت بیشتری بروز خواهد کرد. در این حالت تفاضل‌گیری سالانه منجر به ایستایی سری نخواهد شد. با این حال در گذشته روش‌های متفاوتی برای الگوسازی مؤلفه فصلی در سری‌های زمانی صورت گرفته است که فصلی زدایی و وارد کردن متغیرهای موهومی فصلی از جمله این روش‌هاست. هر دو این روش‌ها با مشکلاتی مانند از دست دادن بخشی از اطلاعات درونی سری و بروز خطای تصریح همراه هستند. به عبارت دیگر استفاده از متغیرهای موهومی فصلی زمانی که پدیده فصلی دیده شده در سری توسط یک فرآیند همگرا ایجاد شده باشد فاقد اعتبار است. از سوی دیگر بسیاری از مدل‌های هم‌جمعی فصلی نیازمند این هستند که سری‌های مورد نظر همگرای فصلی باشند و در نهایت اینکه استفاده از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی ($1-\beta^s$) که در روش باکس و جنکیز (۱۹۷۰) برای ایستایی سری‌های زمانی فصلی پیشنهاد شده زمانی کاربرد دارد که سری‌های زمانی علاوه بر فراوانی صفر در کلیه فراوانی‌های فصلی نیز همگرا باشند.

نتایج آزمون ریشه واحد فصلی قیمت‌های خرده‌فروشی چهار محصول گوشتی مورد بررسی در این مطالعه نیز این موضوع را تایید می‌کند. زیرا در همه‌ی آنها (بجز قیمت گوشت مرغ) وجود ریشه‌های واحد فصلی در یک یا چندین فراوانی مشاهده شده که طبعتا" فیلترهای تفاضل گیری آنها متفاوت است از فیلترهای تفاضل‌گیری معمولی ($1-\beta$) و تفاضل‌گیری فصلی ($1-\beta^s$) که اغلب توسط محققان برای خارج کردن ریشه‌های واحد از سری بکار می‌رود. یکی از نتایج عینی بررسی حاضر این است که کاربرد مکانیکی فیلتر تفاضل‌گیری فصلی احتمالا" در بسیاری از موارد منجر به بروز خطای تصریح خواهد شد و لذا پیشنهاد می‌شود، در پژوهش‌های کاربردی با داده-های سری زمانی ماهانه یا فصلی، بجای اینکه تفاضل گیری فصلی (وجود ریشه واحد در همه‌ی فراوانی‌ها)و یا غیر فصلی (وجود ریشه واحد در فراوانی صفر) بعنوان یک پیش فرض پذیرفته و بر داده‌ها تحمیل گردد بایستی وجود یا عدم وجود ریشه واحد در هر یک از فراوانی‌ها بر پایه روش ارائه شده در بررسی حاضر مورد آزمون قرار گیرد و فیلتر تفاضل‌گیری مناسب آن (طبق جدول ۱) انتخاب شود در غیر این صورت ضمن از دست رفتن بخشی از اطلاعات درونی سری، با مشکل خطای تصریح در الگوهای برآوردی روبرو بوده که به طور قطع منجر به ارائه نتایج و توصیه‌های سیاستی گمراه‌کننده خواهد شد.

---
[1] Granger and Newbold

منابع

Abeysingue, T.(1994). Deterministic seasonal models and spurious regressions. *Journal of Econometrics*, 61: 259–272.

Beaulieu, J .J. and, J.A Miron.(1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S data, *Journal of Econometrics*, 55: 305-328.

Brendstrup, B., Shylleberg, m. and Nielsen., (2004). Seasonality in economic models. *Macroeconomic Dynamics*, 8: 326-394.

Darne, O., and C. Diebolt., (2002), A note on seasonal unit root tests . Quality and quantity, 36: 305-310.

Dickey, D. A., Hasza, D. P. and Fuller, W. A. (1984). Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association* 79: 355–367.

Frances, P. H., and Hobijn, B, (2002). Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*. 36: 305–310

Hylleberg, S., (1995), Tests for seasonal unit roots: general to specific or specific to general, *Journal of Econometrics*, 69: 5-25.

Hylleberg, S., R .F. Engley., Granger, C.W.J and B.B. Yoo, (1990), Seasonal integration and cointegration, *Journal of Econometrics*, 99: 215-238.

Hylleberg, S., Jorgensen, C. and Sorensen, N. K., (1993). Seasonal in macroeconomic time series. *Empirical Economics* 18: 321–335.

Ghysels, E., Lee, H. S. and Noh, J., (1994). Testing for unit roots in seasonal time series: Some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation. *Journal of Econometrics* 62: 415–442.

Kim, H., and I. Moosa, (2001), Seasonal behavior of monthly international tourist flows: Specification and implications for forecasting models, *Tourism Economics*, 7: 81-396.

Kim, J .H., and H. Moosa, (2005), Forecasting international tourist flows to Australia :A comparison between the direct and indirect methods. *Tourism Management*, 26: 69-78

koc, E., and G. ELtinay,(2007), Analysis of seasonality in monthly per person tourist spending in Turkish inbound tourism from a market segmentation perspective, *Tourism Management*, 28: 227-237.

Lim, C., and M. Mcaleer., (2000). A seasonal analysis of asian tourist arrivals to Australia. *Applied Economics*, 32, 499-509.

Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Hallman, J. J. (1989). Merging short- and long-run forecast. An application of seasonal cointegration to monthly electricity sales forecasting. *Journal of Econometrics* 40: 45–62.

Dickey, D. A., Hasza, D. P. and Fuller, W. A. (1984). Testing for unit roots in seasonal time series. *Journal of the American Statistical Association* 79: 355–367.