Archive of SID

دهمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران
The 10th Biennial Conference of Iran's Agricultural Economics

بررسی همگرایی فصلی فضایی قیمت؛ مطالعه موردی قیمت انواع گوشت مرغ، گوسفند و گاو در دو استان فارس و اصفهان

دکتر مسعود فهرستی ثانی*، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه اردکان
دکتر احمد فتاحی اردکانی، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه اردکان
محمد هاشمی شیری، دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه اردکان
پست الکترونیک:mfehresti@ardakan.ac.ir

چکیده

بررسی رفتار فصلی قیمت یک کالا در مکان‌های مختلف، در شناخت صحیح عوامل موثر بر آن، کمک قابل ملاحظه‌ای می‌کند. از این رو تعیین روابط فصلی و تجزیه و تحلیل آن، می‌تواند سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی را در تنظیم و اجرای مناسب سیاست‌های خویش یاری رساند.بدین منظور در مطالعه حاضربا استفاده از داده‌های فصلی قیمت انواع گوشت مرغ، گوسفند و گاو در دو استان فارس و اصفهان، بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ بهبررسی رفتار فصلی و همگرایی فصلی فضایی (مکانی) قیمت انواع گوشت مرغ ، گوسفند وگاو در دو استان فارس و اصفهان پرداخته شد. بر این اساس ابتدا با به‌کارگیری روش HEGY ریشه‌های فصلی انواع قیمت تعیین و سپس در هر ریشه همگرایی فصلی و نحوه ارتباط قیمت‌ها برپایه آزمون علیت بررسی شد.نتایج بیانگر عدم وجود ارتباط قیمتی گوشت مرغ در دواستان بوده و بازارفاقد همگرایی فصلی در این سری قیمتی است.همچنین ارتباط قیمت گوشت گوسفند در فراوانی شش‌ماهه، از سمت بازار اصفهان به بازار فارس است و رفتار بین بازاری در سری مورد نظر دارای همگرایی فصلی است. در خصوص قیمت گوشت گاو در هر سه فراوانی صفر، شش‌ماهه و سه‌ماهه، ارتباط یک طرفه از سمت بازار اصفهان به بازار فارس مشاهده می‌شود و رفتار بازاری حاکم در فراونی مورد نظر دارای همگرایی فصلی است. به‌طوری کلی در بازار گوشت مرغ و گوشت گاو دو

www.SID.ir

Archive of SID

استان، سری‌های قیمت به طور فصلی همگرا نیستند. بنابراین اتخاذ سیاست بازاری یکسان در دو بازار، نتایج متفاوتی را به دنبال خواهد داشت.

کلید واژه‌ها: *ریشه واحد فصلی،آزمون علیت، همگرایی فصلی فضایی.*

۱-مقدمه

جهت برررسی رفتارهای حاکم بر روابط بین بازاری،توجه به ماهیت فصلی این رفتارها به خصوص در بخش کشاورزی از اهمیت زیادی برخوردار است چراکه بیشترین اثرپذیری ناشی از نوسانات رفتارهای فصلی در بخش کشاورزی رخ می‌دهد. تجزیه و تحلیل رفتار فصلی موجود در سری‌های زمانی اقتصادی، یکی از پیش نیازهای لازم برای انتخاب مطلوب و اجرای استراتژی‌های صحیح و سیاست‌گذاری مناسب در اقتصاد است. وجود روابط فصلی در پیوستگی بازار قیمت انواع گوشت بر تقاضا و عرضه موثر بوده و می تواند بر روابط بازاری اثرگذار باشد. مسأله پیوستگی مکانی به شرایطی اطلاق می‌شود که طی آن تغییر قیمت در یک بازار در کوتاه مدت یا بلندمدت، به طور جزیی یا کلی، به بازار دیگر منتقل شود (دشتی و همکاران،۱۳۹۰)[۱].

قیمت‌ها، از نظر اقتصادی، نقش راهنما برای اتخاذ تصمیمات تولیدی و مصرفی ایفا می‌کنند (چیذری و نعمتی،۱۳۹۱)[۲-].در صورتی که دو یا چند سری زمانی قیمت در یک یا چند بازار، همگرایی فصلی داشته باشند بیانگر آن است که بازار یا بازارهای مورد بررسی از کارایی آربیتراژ[1]برخوردار است و فعالیت های تجاری از قیمت کالاهای مختلف که توسط تولید-کنندگان در بازار به فروش می‌رسد تمایل به یکنواختی دارد. در صورت وجود همگرایی فصلی بین سری‌های قیمت می‌توان در بازارهای درگیر، سیاست یکسان اتخاذ کرد. در بازار همگرا، قیمت کالاها تمایل به یکنواختی دارد و وجود اطلاعات ناقص که یکی از ویژگی‌های بازار است موجب ناکارآمدی آن شده و به تفاوت قیمت‌ها در بازارهای مختلف و در محدوده یک کالای مشخص منجر می‌شود(کازرونی و همکاران،۱۳۹۳)[۳]. در بسیاری از مطالعات در مدل‌سازی نوسانات فصلی به‌جای آزمون رفتار فصلی، از روش فصلی‌زدایی و روش متغیرهای موهومی فصلی استفاده شده است. در روش فصلی‌زدایی به علت امکان از بین رفتن اطلاعات ارزشمند درون سری‌زمانی مورد انتقاد قرار گرفت. قیسلزو پرون[2](۱۹۹۳)[۴] به وضوح نشان دادند که فیلترهای فصلی‌زدایی ممکن است توان آزمون ریشه‌واحد را در سری‌های زمانی فصلی‌زدایی شده را به شدت کاهش دهند. وارد کردن متغیر موهومی فصلی نیز اگرچه برای توصیف نمودن و دادن اطلاعات بیشتر درباره نوسان‌های فصلی و اثر رفتار فصلی بر متغیر وابسته می‌باشد، فرض می‌کنند که فقط رفتار فصلی قطعی وجود دارد که احتمالاً تقریب ضعیفی از رفتار تصادفی ناپایا خواهد بود، چرا که به‌نظر می‌رسد نوسانات فصلی در بسیاری از سری‌های زمانی در طول زمان، به‌طور تصادفی تغییر می‌کند و لذا احتمالاً قطعی نیست. قیسلزوهمکاران[3](۱۹۹۴)[۵]وابیزینگ[4](۱۹۹۴)[۶]نشان دادندکه تحمیل الگوی فصلی قطعی بریک دوره زمانی چه از راه متغیرهای موهومی وچه از راه کاربردتعدیل فصلی به‌طور

[1]Arbitrage
[2]Ghyselsand Perron
[3]Ghyselset al
[4]Abeysingue

www.SID.ir

Archive of SID

جدی منجر به مسئله خطای تصریح می‌شود. بولیوومیرون[1](۱۹۹۳)[۷]، نشان دادندکه تصریح والگوسازی اثرگذاری فصلی تصادفی به صورت قطعی وبالعکس تصادفی پنداشتن اثرگذاری فصلی قطعی،منجربه ایجاد خطای تصریح و از دست رفتن بخشی ازاطلاعات درونی سری می‌شود ولذا پیشنهاد می‌کنند که پیش از مدلسازی داده‌های سری زمانی فصلی، ماهیت مؤلفه فصلی با استفاده ازآزمون‌های ریشه واحدفصلی شناسایی شد. هرچند روش‌های مختلفی در مدل‌سازی رفتار فصلی سری‌های زمانی وجود دارد لیکن به نظر می رسد آزمون HEGY که توسط هلبرگ، انگل، گرنجر و یو[2](۱۹۹۰)[۸]ارائه شد، بر سایر روش‌ها برتری دارد. در این مطالعه جهت بررسی رفتار فصلی قیمت انواع گوشت و نیز بررسی روابط بازاری به ترتیب از آزمون HEGY و آزمون علیت گرنجر استفاده شد. به طور تجربی مطالعات خارجی مختلفی به بررسی رفتار فصلی سری‌های زمانی پرداخته اند. گورل و تیریکاگل[3](۲۰۱۲)[۹]، به بررسی الگوی فصلی پنج سری ازتولیدات صنعتی ترکیه در خلال دوره ۱۹۷۷:۱ تا ۲۰۰۸:۴ و با استفاده از آزمون HEGY پرداختند. نتایج نشان داد که در سری مورد بررسی هم رفتار قطعی-تصادفی فصلی و هم نامانایی تصادفی وجود دارد. تیلور[4] (۱۹۹۸)[۱۰] ، نیز در پژوهشی به آزمون ریشه‌های فصلی در سری های زمانی تک متغیره و همچنین گسترش جداول مقادیر بحرانی بیلیو و مایرون پرداخت.

تیلور (۲۰۰۲)[۱۱]،در مطالعه‌ای دریک دوره بلندمدت (۱۰۰سال) نظریه برابری قدرت خرید در ۱۶ کشورصنعتی با استفاده از آزمون ریشه واحد حداقل مربعات تعمیم یافته دیکی فولرDF-GLS[5]رابررسی کرد. نتایج نشان داد در ۱۱ کشوراز ۱۶ کشور مورد بررسی، فرضیه صفر وجود ریشه واحد در نرخ حقیقی ارز قابل رد است. اُسبورن و همکاران[6](۱۹۹۹)[۱۲]، به بررسی تولید صنعتی در بخش‌های مهم اقتصاد آلمان، فرانسه و بریتانیا به صورت فصلی پرداختند. نتایج دلالت بر رابطه فصلی بسیار قوی بود، به‌طوری که بیش از ۸۰ درصد از تغییرات رشد ماهانه را می توان به تغییرات فصلی نسبت داد.

آندراد و همکاران[7] (۱۹۹۹)[۱۳]، به توسعه آزمون HEGY برای داده‌های روزانه و کاربرد آن برای شاخص بازار سهام روزانه بریتانیا و ایالات متحده پرداختند. نتایج حاکی از رد وجود ریشه واحد روزانه در هر دو بازار است. تاسون[8] (۲۰۰۸)[۱۴]، به تجزیه و تحلیل ریشه واحد فصلی از طریق آزمون HEGY در حضور شکست ساختاری خارجی براساس تجزیه و تحلیل روی روابط تقاضای پول در اقتصاد ترکیه پرداخت. نتایج نشان داد که ریشه واحد فصلی در تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی، نقدینگی واقعی(M2) و متغیر تورم مورد انتظاری ظاهر می‌شود، درحالی که ریشه‌های واحد فصلی در فراوانی سالانه جهت توازن حجم پول واقعی(M1)، زمانی که احتمال تغییرات ساختاری در یک فصل یا بیشتر در نظر گرفته شود ناپدید می‌شوند. مطالعات انجام گرفته در داخل کشور که ماهیت رفتار فصلی را در بررسی یا پیش‌بینی های انجام گرفته خود، مورد توجه قرار داده‌اند بسیار محدود است. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه رفیعی و همکاران

[1]Beaulieu and Miron
[2]Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo
[3]Güreland Tiryakioğlu
[4] Taylor
[5]Dicky FullerGeneralised Least Squares
[6]Osbornet al
[7]Andrade et al
[8]Tasseven

www.SID.ir

Archive of SID

(۱۳۹۱)[۱۵] با عنوان بررسی یکپارچگی مکانی بازار ماهیان استخوانی دریای شمال؛ کاربردی از رهیافت همگرایی فصلی داده‌های ماهیانه، که با هدف بررسی یکپارچگی مکانی و بررسی قانون قیمت[۱] واحد برروی قیمت انواع ماهیان استخوانی دریایی بین دو استان گیلان و مازندران طی ۱۲۰ ماه صورت گرفت، اشاره کرد. نتایج پژوهش مذکور نشان داد که همگرایی فصلی در بازار انواع ماهیان وجود داشته و بازارهای مکانی در دو استان از قانون قیمت واحد پیروی می‌کنند.در مطالعه‌ای دیگر زاهدیان تجنکی و همکاران(۱۳۹۲)[۱۶]، با عنوان کاربرد آزمون ریشه واحد فصلی در پیش‌بینی سری‌های زمانی؛ بررسی موردی قیمت خرده‌فروشی گروه کالایی گوشت در ایران، با توجه به ماهیت فصلی داده‌های قیمت خرده فروشی انواع گوشت به تعیین ریشه واحدهای این داده‌ها و استفاده از فیلترهای تفاضل‌گیری در هر یک از فراوانی‌های فصلی به صورت جداگانه در کار خود پرداختند. قهرمان‌زاده و رشید قلم(۱۳۹۴)[۱۷]،در پژوهشی با عنوان تدوین الگوی پیش بینی قیمت فصلی انواع گوشت در ایران ؛کاربرد مدل خود توضیحی دوره‌ای (PAR)[۲]، به پیش بینی قیمت سه ماهانه انواع گوشت مرغ، گاو و گوسفند پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود به‌منظور تعیین ریشه واحدهای فصلی و ایستا سازی داده‌ها از آزمون HEGY و جهت تدوین الگوی پیش‌بینی از الگوی ARIMA[۳] استفاده کردند.

۲-مبانی نظری تحقیق

اغلب سری‌های زمانی اقتصادی متشکل از چهار مؤلفه روند[۴]، تغییرات فصلی[۵]، حرکت‌های چرخه ای[۶]و یک جزء نامنظم تصادفی[۷]هستند. مؤلفه روند نشان دهنده حرکت افزایشی یا کاهشی متغیردرطول زمان است و می تواند ناشی از تغییر در درآمد، فناوری و سلیقه مصرف‌کننده باشد. حرکت‌های چرخه‌ای، درواقع مربوط به حرکت چرخه‌های تجاری وتکراری اقتصادی درطول سال‌های طولانی مختلف است. درحالی که مؤلفه تغییرات فصلی مربوط به نوسان تکراری سری درطول سال می‌شود. علاوه براین، رفتاریک سری زمانی اقتصادی ممکن است تحت تأثیر شوک‌های نامنظم تصادفی ناشی از رویدادهای غیرعادی مانند جنگ، بحران‌های مالی و قحطی قرار گیرد(زاهدیان تجنکی و همکاران:۱۳۹۲)[۱۶]. حرکت‌های چرخشی سری‌های زمانی به‌طور معمول درسری‌های کوتاه مدت رخ نمی‌دهند و لذا یکسری زمانی (X_t) می‌تواند تابعی ازسه مؤلفه روندزمانی (T_t)، تغییرات فصلی (S_t)وجزء نامنظم تصادفی (V_t)باشد که به صورت جمع‌پذیر $X_t = T_t + S_t + I_t$ باشد و یا شکل حاصل ضربی $X_t = T_t \times S_t \times I_t$ تعریف شود(لیم و مکالر،۲۰۰۰)[۱۸][۸]. 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 تصمیم‌گیری‌های عوامل اقتصادی بر تولید و مصرف است. این

[1] Law of One Price
[2] Periodic Autoregressive
[3] Autoregressive Moving Average
[4] *Trend*
[5] *Seasonal variation*
[6] *Cyclical movement*
[7] *stochastic irregular component*

[8] Lim&Mcaleer

www.SID.ir

Archive of SID

تصمیم‌گیری‌ها تحت تأثیر انتظارها، ترجیح‌ها و فناوری‌های تولید موجود در اقتصاد است. اگر الگوی فصلی در طول زمان ثابت باشد، آن را فرآیند فصلی قطعی و اگر الگوی فصلی در طول زمان تغییر کند، آن را فرآیند فصلی تصادفی می‌نامند-(دارنه و دایبولت، ۲۰۰۲)[۱][۱۹].

یک روند تصادفی به عنوان یک فرایند ریشه واحد معروف است. مشابه آن، یک مولفه فصلی تصادفی را، یک فرایند ریشه واحد فصلی یا فرایند فصلی تصادفی ناایستا نامیده‌اند(قیسلز و آزبورن، ۲۰۰۱)[۲][۲۰]. از آن‌جایی که اکثر سری‌های زمانی اقتصادی، دارای روند تصادفی و یا فرایند فصلی تصادفی ناایستا[۳]هستند (بولیو و مایرن، ۱۹۹۳)[۷]، ادبیات موضوع بیشتر بر روی تحلیل این فرایندها متمرکز شده‌است. هیلبرگ و همکاران [HEGY](۱۹۹۰)[۸] برای اولین بار به‌طور رسمی اقدام به آزمون خصوصیات یک سری زمانی فصلی شامل روند تصادفی و فصلی تصادفی، کردند.

به طورکلی سه نوع فرایندفصلی برای سری‌های زمانی وجود دارد(به طور مثال داده های سه ماهه یا s= ۴).(دارنه و دیبولت،۲۰۰۲)[۱۹].

روند فصلی قطعی: معمول‌ترین تعریف، مدل با وجود متغیرهای موهومی فصلی می‌باشد. روند فصلی کاملا قطعی در طول زمان تغییر نخواهد کرد و به صورت زیر تعریف خواهد شد (رابطه ۱).

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{s-1} \alpha_j D_{jt} + \epsilon_t \quad (۱)$$

D_{jt} متغیر موهومی فصلی، s نشان دهنده هر فصل و ϵ_t نشان دهنده فرایند نوفه سفید[۴] است. این فرایند کاملاً قابل پیش-بینی است، چرا که عوامل ایجاد تغییرات فصلی این دامی به طور مستقیم قابل تشخیص اند. در واقع الگوی متغیرهای مجازی برای توضیح رفتارفصلی پایدار و ثابت درطول زمان به‌کار برده می‌شود.

روند فصلی تصادفی ایستا: روند فصلی ایستا می‌تواند توسط رابطه (۲)شکل گیرد.

$$\text{with} \quad \varepsilon_t \sim \text{i.i.d}\,(0,\sigma^2)\varphi(B)y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$\varphi(B)$ عملگر وقفه‌ای ($By_t = y_{t-1}$)، همه ریشه‌های$\varphi(z)=0$خارج ازدایره واحد قرار دارند، μ_t جزء ثابت بوده که می‌تواند شامل مجموعه‌ای از متغیرهای روندزمانی، عرض از مبدا و متغیرهای موهومی مربوط به اثرگذاری فصلی قطعی باشد. مشخصه این نوع فرایند فصلی درسری، داشتن نقاط اوج در فراوانی‌های فصلی است.

[1]Darne&Diebolt
[2]Ghysels and Osborn
[3] No Stationary
[4]White noise process.

www.SID.ir

Archive of SID

روند فصلی تصادفی غیرایستا: یک روند تصادفی غیرایستا می‌تواند توسط رابطه (۳) شکل گیرد، به طوری‌که اگر دست کم یک ریشه از ریشه‌های معادله $\varphi(B)=0$ داخل دایره واحد قرار داشته باشد. به عبارتی سری زمانی حداقل در یکی از فراوانی های فصلی همگرا از درجه یک است.

$$\text{with} \quad \varepsilon_t \sim \text{i.i.d}\,(0,\sigma^2)\varphi(B)y_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

این فرایند 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.

۳-مواد و روش

در مطالعه حاضر به منظور بررسی وجود همگرایی بین بازارها، با در نظر گرفتن رفتار فصلی، تعیین ریشه واحدهای فصلی و غیرفصلی و ایستاسازی آن با استفاده از تفاضل گیری متناسب در هر فراوانی و نیز به منظور تعیین وجود قانون قیمت واحد و اثرگذاری‌های قیمتی و تعیین جهت این اثرگذاری به لحاظ قدرت بازاری و مشخص نمودن رهبری بازار به ترتیب از آزمون‌های $HEGY$ و علیت گرنجر استفاده شد. در ادامه هریک از این آزمون‌ها تشریح می‌شود.

۳-۱- آزمون ریشه واحد فصلی

هلبرگ و همکاران(۱۹۹۰)[۸]، با استفاده از چارچوب آزمون دیکی‌فولر روشی برای آزمون ریشه واحد فصلی و غیر فصلی به طور جداگانه توسعه دادند. سری y_t توسط یک فرایند خودرگرسیونی کلی$\varphi(B)y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ایجاد می‌شود. جهت تشخیص ریشه واحد در فراوانی صفر و فراوانی فصلی باید چند جمله‌ای خود رگرسیونی را بر پایه اصل لاگرانژ باز نویسی کرد(رابطه ۴).

$$\varphi(B)=\sum_{K=1}^{p} \lambda_K \Delta(B)\frac{1-\delta_K(B)}{\delta_K(B)} + \Delta(B)\varphi^*(B) \qquad (۴)$$

که در آن $\delta_K(B) = 1 - (\frac{1}{\theta_k})B$ ،$=\prod_{k=1}^{p} \delta_K(B)\,\Delta(B)$ ،$\varphi^*(B) = \varphi(\theta_k)/\prod_{j=k}\delta_j(\theta_k)\lambda_K$ ،$\lambda_K(B)$ یک پسماند است که ریشه های آن خارج از دایره واحد قرار گرفته و θ_k ها، ریشه‌های واحد چند جمله‌ای $(1-B^S)$ است که می توان رابطه آن را به شکل رابطه (۵) نوشت.

$$(1-B^S) = (1-B)\left(1+\sum_{i-1}^{S-1} B^i\right) = (1-B)\prod_{k=1}^{[S/2]}\left(1-e^{\pm\frac{i2k\pi}{s}}B\right) \qquad (۵)$$

www.SID.ir

Archive of SID

اگر چند جمله‌ای $\varphi(B)$ برای داده‌های فصلی ($s=4$) حول ریشه‌های$1,-1, i, -i$ بسط داده شود رابطه (۶) بدست می‌آید.

$$\varphi(B) = \lambda_1(1+B)(1+B^2) + \lambda_2(-B)(1-B)(1+B^2) + \lambda_3(-iB)(1-iB)(1-B^2) + \lambda_4(iB)(1-B^2) + (1-B^4)\varphi^*(B). \quad (۶)$$

به منظور امکان برآورد معادلات $\lambda_1 = -\lambda_1\pi_1$، $\lambda_2 = -\lambda_2\pi_2$، $\lambda_3 = (-\pi_3 + i\pi_4)/2$ و $\lambda_4 = (-\pi_3 - i\pi_4)/2$ را باید در رابطه (۶) جایگزین کرد. سپس رابطه به‌دست آمده در معادله خود رگرسیون $\varphi(B)y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ قرار داده و رگرسیون کمکی به شکل رابطه (۷) به‌دست می‌آید.

$$\varphi^*(B)y_t = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \mu_t + \epsilon_t \quad (۷)$$

که در آن

$$y_{1,t} = (1 + B + B^2 + B^3)y_t = (1 + \sum_{j=1}^{3} B^j)y_t$$

$$y_{2,t} = -(1 - B + B^2 - B^3)y_t$$

$$y_{3,t} = -(1 - B^2)y_t$$

$$y_{4,t} = (1 - B^4)y_t$$

سری $y_{1,t}$ ریشه واحد در فراوانی صفر را نگه داشته و ریشه واحد فصلی را از بین می‌برد، این در حالی است که سری $y_{2,t}$ ریشه واحد شش ماهه (نیم سالانه) را نگه داشته و ریشه ها را در فراوانی صفر و سالانه از بین می‌برد. از دیگر سو سری $y_{3,t}$ ریشه‌های مزدوج مرکب$(i$ و$-i)$ را نگه داشته و ریشه ها را در سایر فراوانی ها از بین می‌برد. جهت آزمون ریشه‌های واحد فصلی وغیرفصلی، ابتدا معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده، سپس معنی داری پارامترهای π_i به شرح زیر آزمون می‌شود.

برای فراوانی صفر: از آماره t تست یک طرفه برای آزمون فرضیه عدم در برابر فرضیه مقابل آزمون می‌شود

$H_0: \pi_1 = 0$

$H_1: \pi_1 < 0$

www.SID.ir

Archive of SID

اگر t_1 محاسباتی بیشتر از t_1 جدول باشد، فرضیه عدم رد نمی‌شود و سری قیمت دارای یک ریشه واحد صفر است.

برای فراوانی π: نیز از آماره t تست یک طرفه برای آزمون فرضیه عدم در برابر فرضیه مقابل آزمون استفاده می‌شود.

$$H_0: \pi_2 = 0$$

$$H_1: \pi_2 < 0$$

اگر t_2 محاسباتی بیشتر از t_2 جدول باشد، فرضیه عدم رد نمی شود و سری مربوطه دارای یک ریشه واحد در فراوانی شش ماهه(π) است.

برای فراوانی فصلی: از آماره F برای آزمون فرضیه عدم در برابر فرضیه مقابل به شکل زیر استفاده می‌شود.

$$H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$$

$$H_1: \pi_3 \neq 0 \quad and/or \quad \pi_4 \neq 0$$

اگر F_{34} محاسباتی کوچکتر از F_{34} جدول باشد فرضیه عدم رد نمی‌شود و سری زمانی دارای یک فراوانی سالانه ($\frac{\pi}{2}$) است.

در نهایت پس از تعیین ریشه‌های فصلی از طریق آزمون‌های فوق جهت بررسی همگرایی در ریشه‌های فصلی موجود، باید تمام ریشه‌های موجودبه جز ریشه مورد مطالعه از طریق فیلترهای تفاضلی به صورت جدول (۱) ازبین رود.

جدول ۱: *فیلتر های لازم در ریشه واحد های موجود*

نوع آزمون	فراوانی	فیلتر های لازم
آزمون t: $\pi_1 = 0$	۰	$(1-B)$
آزمون t: $\pi_2 = 0$	شش ماهه	$(1+B)$
آزمون f: $\pi_3 = \pi_4 = 0$	سه ماهه	$(1+B^2)$

آزمون علیت گرنجر[1]

پس از استفاده از فیلترهای مورد نیاز جهت بررسی اثرگذاری، اثرپذیری و یا عدم تأثیرگذاری قیمتی در جفت سری قیمت-های موجود از آزمون علیت‌گرنجر در وقفه بهینه و به صورت معادلات (۸) و (۹) استفاده شد (X_tوY_t) جفت قیمت انواع گوشت در دو استان مورد بررسی و X_{t-i}وY_{t-j} مقادیر وقفه‌های متناظر قیمتی می باشند).

[1]Granger Causality Test

www.SID.ir

Archive of SID

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j Y_{t-j} + u_t \quad (۸)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{r} a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} b_j Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (۹)$$

معادلات(۸) و (۹) به صورت زیر تفسیر می‌گردد.

اگر $\sum \alpha_i \neq 0$ و $\sum b_i = 0$بوده و از نظر آماری معنی دار باشند، در این صورت اثر قیمتی از X به Y است.

اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_i \neq 0$باشد، در این صورت اثر قیمتی از Y به X است.

اگر $\sum \alpha_i \neq 0$ و $\sum b_i \neq 0$ باشد، در این صورت اثر قیمتی دو طرفه است.

اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_i = 0$ باشد، جفت قیمت های مورد بررسی بر یک دیگر اثر گذار نبوده و دو بازار در سری مورد بررسی مستقل عمل می‌کنند.

معناداری روابط فوق از طریق آماره F قابل آزمون می‌باشد.p،q،r و s در معادلات فوق طول وقفه را نشان می‌دهد. تعیین طول وقفه از آن جهت اهمیت دارد که ممکن است بین دو سری، در وقفه‌های کوتاه رابطه‌ای وجود نداشته باشد ولی با وقفه‌های طولانی‌تر بین آن‌ها رابطه علیت بوجود آید. به منظور تعیین وقفه بهینه جهت جلوگیری از این خطا یک رابطه نظام‌مند وجود دارد(گرنجر ۱۹۶۹)[۲۱]. این روش که ترکیبی از علیت گرنجر و پیش بینی خطای نهایی (FPE) برای تعیین طول وقفه بهینه هر متغیر ترکیبی استفاده بکار گرفته می‌شود. برای انجام این کار ابتدا هر متغیر بر وقفه‌های خود برآورد و مقدار FPE با توجه به رابطه (۱۰) تعیین می‌شود.

$$/TESS_{(m)}FPE_{(m)} = \frac{T+m+1}{T-m-1} \quad (۱۰)$$

T اندازه نمونه و m طول وقفه است. انتخاب طول وقفه طبق رگرسیون برازش شده بر روی وقفه‌های خود براساس کمترین FPE انتخاب می‌شود.سپس وقفه‌های متغیر دیگر به عنوان متغیر مستقل در کنار وقفه‌های بهینه انتخاب شده مدل اول قرار می‌گیرد. طول وقفه بهینه بر اساس کمترین FPE در مدل رگرسیونی جدید انتخاب می‌شود. کمترین مقدارFPE انتخاب شده در مدل جدید براساس رابطه (۱۱) تعیین می‌شود.

$$FPE_{(m^*,n)} = \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} \quad (۱۱)$$

m^* وقفه بهینه متغیر اول(q) و n وقفه بهینه متغیر دوم (p)در رابطه معادلاتی گرنجر می‌باشد.

در بررسی‌های صورت گرفته در این مطالعه با استفاده از دو نرم Eviews9 و shazam9استفاده شده است.

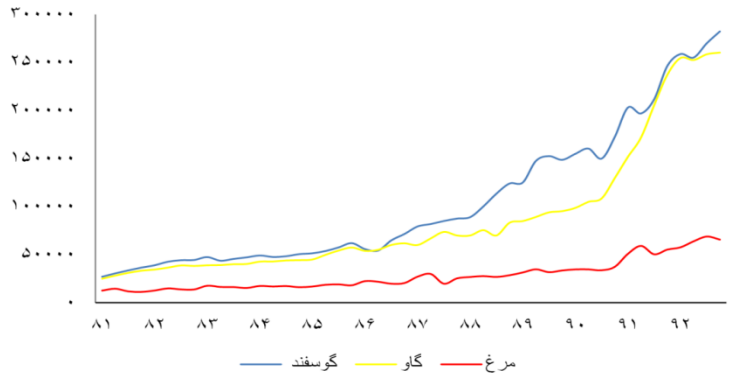
www.SID.ir

Archive of SID

۴- نتایج و یافته های پژوهش

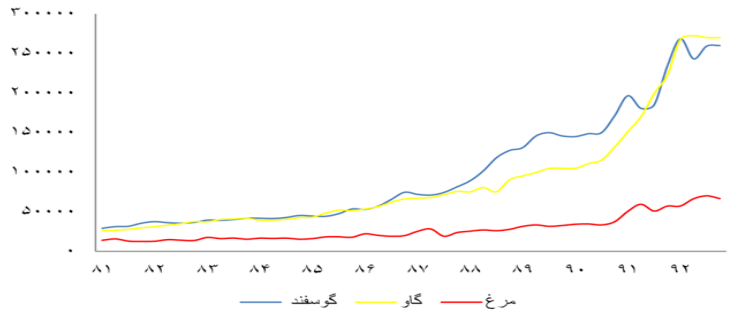
استان فارس براساس آمار نامه کشاورزی در سال ۱۳۹۲، به عنوان اولین تولیدکننده گوشت قرمز کشور واستان اصفهان به عنوان دومین تولیدکننده گوشت مرغ در کشور معرفی می‌شود. نقش دو استان فارس و اصفهان در تأمین انواع گوشت و نیز روابط بازاری موجود بین دو استان، از جمله دلایل انتخاب این دو بازار در مطالعه حاضر است. داده‌های مورد استفاده، قیمت گوشت گوسفند، گاو و مرغ در بازار آزاد در این دو استان است .

روند قیمت فصلی انواع گوشت در دو استان فارس و اصفهان بین سال‌های ۱۳۸۶تا سال ۱۳۹۲ در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است.



نمودار ۱: *روند قیمت انواع گوشت در استان فارس*

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود در مورد قیمت مرغ تا سال ۱۳۸۶ روند ثابت وجود دارد اما از سال ۱۳۸۶ به بعد افزایش قابل توجه قیمت مشاهده می‌شود. در خصوص قیمت گوشت گاو و گوسفند در طول سال‌های مورد بررسی روند افزایشی دیده می‌شود. اما این افزایش از سال ۱۳۸۶ به بعد انفجاری بوده است. نکته دیگر این‌که از اواسط سال۱۳۸۶ تا اوایل سال ۱۳۹۱ افزایش شکاف بین قیمت گوشت گوسفند و قیمت گوشت گاو ملاحظه می‌شود.



نمودار ۲. *روند قیمت انواع گوشت در استان اصفهان*

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌گونه که در نمودار(۲) مشاهده می‌شود، روند ثابت در مورد قیمت گوشت مرغ وجود دارد و از اواخر سال ۱۳۸۵ این روند با افزایش قیمت همراه بود. در مورد قیمت گوشت گاو و گوسفند روند افزایشی وجود دارد و این روند در سال ۱۳۸۶ یکباره افزایش چشمگیری داشته است. آزمون HEGY با در نظر گرفتن عرض از مبدأ، متغیر مجازی فصلی و روند بر روی سری قیمتی انواع گوشت در بازار دو استان فارس و اصفهان صورت گرفت و نتایج این آزمون در جدول (۲)و جدول(۳) آمده است.

جدول ۲: *آزمون HEGY در قیمت انواع گوشت گاو، مرغ و گوسفند در استان فارس*

نوع آزمون	فراوانی	گوشت گاو	گوشت گوسفند	گوشت مرغ	حدود بحرانی
آزمون t: $\pi_1 = 0$	۰	-۱/۹۰۲*	-۰/۵۶۶*	۰/۲۴۱*	-۳/۷۱
آزمون t: $\pi_2 = 0$	شش ماهه	-۴/۰۷۴	-۶/۵۱۳	-۲/۹۰۰۲*	-۳/۰۸
آزمون f: $\pi_3 = \pi_4 = 0$	سه ماهه	۱۳/۲۶۴	۳۴/۸۳۵	۱۰/۹۹۷	۶/۵۵

* فرض وجود ریشه واحد در سطح ۵ درصد پذیرفته می شود

نتایج جدول(۲) نشان می‌دهد که قیمت گوشت گاو و گوسفند در استان فارس فقط در فراوانی صفر دارای ریشه واحد است و فیلتر مورد نیاز برای ایستا سازی آن $(1 - B)$ است. اما در مورد قیمت مرغ علاوه بر وجود ریشه واحد در فراوانی صفر، ریشه واحد شش ماهه نیز دیده می‌شود. فیلترهای مورد نیاز جهت ایستا سازی آن در این فراوانی ها به ترتیب $(1 - B)$ و $(1 + B)$ است.

جدول ۳: *آزمون HEGY در قیمت انواع گوشت گاو، مرغ و گوسفند در استان اصفهان*

نوع آزمون	فراوانی	گوشت گاو	گوشت گوسفند	گوشت مرغ	حدود بحرانی
آزمون: $t\pi_1 = 0$	۰	-۱/۱۲۹۴*	-۰/۸۱۱*	۰/۳۰۴*	-۳/۷۱
آزمون: $t\pi_2 = 0$	شش‌ماهه	-۲/۹۸۳*	-۳/۴۰۲	-۲/۶۹*	-۳/۰۸
آزمون: $f\pi_3 = \pi_4 = 0$	سه ماهه	۵/۷۲۳*	۹/۲۱۸	۹/۴۳۴	۶/۵۵

* فرض وجود ریشه واحد در سطح ۵ درصد پذیرفته می شود.

نتایج جدول(۳)نشان می‌دهد که قیمت گوشت گاو در استان اصفهان داری هر سه فراوانی صفر، شش ماهه و سه ماهه است. فیلترهای لازم برای ایستا سازی آن به ترتیب $(1 - B)$، $(1 + B)$ و $(1 + B^2)$ است. قیمت گوشت گوسفند در این استان در فراوانی صفر دارای ریشه واحد است. ایستا سازی مورد نیاز در این ریشه با استفاده از فیلتر $(1 - B)$ امکان پذیر است. قیمت گوشت مرغ این استان در فراوانی صفر و شش ماهه دارای ریشه واحد است و به‌منظور مانا کردن آن از فیلترهای تفاضل‌گیری $(1 - B)$ و $(1 + B)$ به ترتیب در فراوانی های موجود استفاده می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

پس از بررسی ایستایی داده‌ها در هریک از فراوانی‌های مورد بررسی، به منظور مطالعه روابط بازاری و قانون قیمت واحد، ابتدا در جفت سری قیمت‌های موجود، ریشه واحد در فراوانی مورد نظر نگه داشته شده و سپس سایر ریشه‌ها در فراوانی-های دیگر از طریق فیلترهای مورد نیاز ایستا شد. به عنوان مثال به‌منظور بررسی همگرایی فصلی در قیمت گوشت گاو در دو استان فارس و اصفهان در فراوانی صفر، ریشه واحد در فراوانی صفر جفت قیمت گوشت گاو نگه داشته شده و سایر ریشه‌ها درفراوانی‌ها دیگر، در فیلتر مورد نیاز ضرب شد. سپس بررسی همگرایی بازاری و اثرگذاری، اثرپذیری و یا عدم وجود تأثیر قیمتی بین بازارهای این دو استان با توجه به وقفه بهینه که توسط آماره آکائیک مشخص می‌شود توسط آزمون علیت گرنجر بررسی شد. نتایج آزمون علیت گرنجردر ریشه های موجود به تفکیک انواع گوشت برای دو بازار اصفهان و فارس در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴: *آزمون علیت گرنجر در ریشه موجود قیمت انواع گوشت*

نوع گوشت	فرضیه صفر	$\pi_1=0$	$\pi_2=0$	$\pi_2=\pi_1=0$
مرغ	قیمت گوشت مرغ فارس، بر قیمت گوشت مرغ اصفهان اثر ندارد.	۰/۲۵(۰/۶۱)	۰/۳۱ (۰/۵۷)	-
	قیمت گوشت گوسفند مرغ ، بر قیمت گوشت مرغ فارس اثر ندارد.	۰/۸۱(۰/۵۷)	۰/۲۲ (۰/۶۳)	-
گوسفند	قیمت گوشت گوسفند فارس، بر قیمت گوشت گوسفند اصفهان اثر ندارد.	۰/۱۲×۱۰$^{-۴}$ (۰/۹۹)	-	-
	قیمت گوشت گوسفند اصفهان، بر قیمت گوشت گوسفند فارس اثر ندارد.	۴/۵۵* (۰/۰۳)	-	-
گاو	قیمت گوشت گاو فارس، بر قیمت گوشت گاو اصفهان اثر ندارد.	۳/۳۹(۰/۱۸)	۹/۰۱ (۰/۰۶)	۰/۲۱(۰/۶۴)
	قیمت گوشت گاو اصفهان، بر قیمت گوشت گاو فارس اثر ندارد.	۲۲/۳۸* (۰/۰۰)	۴۶/۵* (۰/۰۰)	۱۰۱/۷* ۵(۰/۰۰)

* فرض صفر رد می‌شود. اعداد داخل جدول مقدار آماره والد و اعداد داخل پرانتز میزان p-valueرا نشان می دهد.

معنادار شدن ضرایب موجود در معادلات گرنجر به معنای رد فرضیه صفر و وجود حداقل یک ارتباط بین سری قیمتی است. در واقع می‌توان گفت که در فراوانی صفر، بین بازار مرغ هیچ ارتباط قیمتی وجود ندارد و در این فراوانی سری قیمتی گوشت مرغ فاقد همگرایی فصلی است. اما در بازارگوشت گوسفند و گاو یک ارتباط بازاری از سمت بازار استان اصفهان بر بازار استان فارس حاکم است و درواقع در دو استان فارس و اصفهان در فراوانی صفر بازار قیمتی گوشت گاو و گوسفند همگرایی فصلی وجود دارد. در فراوانی نیم سالانه یا شش‌ماهه نیز ارتباط بازاری بین بازار گوشت مرغ دو استان وجود ندارد و بازار قیمتی گوشت مرغ در این فراوانی فاقد همگرایی فصلی است. لیکندر بازار گوشت گاو ارتباط یک سویه از سمت استان اصفهان به سمت استان فارس وجود دارد و بازار در این سری قیمتی و در ریشه مورد بررسی دارای همگرایی فصلی است. در مورد فراوانی سه ماهه ارتباط بازاری موجود در قیمت گوشت گاو از سمت بازار استان اصفهان به فارس بوده و ارتباط یک طرفه می‌باشد و بازار این سری قیمتی از همگرایی فصلی برخوردار است.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

www.SID.ir

Archive of SID

از آنجا که جمعیت دام (گوسفند) استان فارس براساس آمار در آخرین سال مورد تحقیق یعنی سال ۱۳۹۲ در حدود ۳۸۳۸۱۱۰۰۰ رأس و جمعیت دامی (گوسفند) در استان اصفهان ۱۵۳۹۱۴۰۰۰رأس اعلام شده است، انتظار می‌رود که باتوجه به جمعیت دام بیش از دوبرابری در استان فارس نسبت به استان اصفهان، ارتباط قیمتی از سمت فارس به اصفهان باشد. اما نتایج پژوهش حاضر عکس این انتظار را نشان داد. در واقع تحلیل مذکور بدون در نظر گرفتن تعداد کشتار دام در هر استان دارای انحراف است. با مقایسه تعداد لاشه کشتار شده در استان فارس(۲۶۶۸۴۴ لاشه گوسفند کشتار شده) و مقایسه آن با میزان کشتار در استان اصفهان (۱۱۲۱۵۲۷ لاشه کشتار گوسفند شده) این گونه نتیجه‌گیری می‌شود که استان فارس بر اساس این آمار با مازاد جمعیت دامی و مشکل در بازار فروش روبرو است و استان اصفهان به منظور جبران کمبود عرضه و برآورده سازی تقاضا با وارد کردن دام از این استان و سایر استان‌هایی که با مشکل بازار رسانی دام مواجه‌اند، در زمینه تقاضا و واردات گوشت از استان‌های دیگر به یک استان بزرگ تبدیل شده است. بنابراین ضروری است در نحوه اثر گذاری و جهت علیت این بازار ضمن توجه به تولید، میزان تقاضا نیز در هر استان درنظرگرفته شود. بنابراین پیشنهاد می-شود به منظور افزایش ایجاد کارایی در بازار گوشت در دو استان مورد بررسی، کشتارگاه‌هایی در استان فارس احداث و تسهیلاتی نیز از طرف دولت برای عرضه خدمات مختلف بازاریابی برای انواع گوشت در دو استان ارائه شود.

۶-منابع

[۱] دشتی، ق. رسولی، ز. و قهرمان‌زاده، م. (۱۳۹۰). تحلیل رفتار فصلی و پیوستگی مکانی بازار: بازار گوشت مرغ در ایران. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران. شماره۳، ص۳۳۳ -۳۲۳.

[۲] چیذری، ا. و نعمتی، م. (۱۳۹۱). آزمون قیمت واحد در بازار دانه‌های روغنی ایران نسبت به قیمت جهانی: ذرت، سویا، پنبه. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران. شماره۴، ص۷۳۶-۷۲۷.

[۳]کازرونی، س ع. اصغرپور، ح. و رضائی، خ.(۱۳۹۳). بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۷۰، ص۴۵-۲۳.

[4] Ghysels, E. &Perron, P. (1993). The effect of seasonal adjustment filters on test for a unit root. Journal of Econometrics 55,pp57-98.

[5] Ghysels, E., Lee, H. S. & Noh, J.(,1994). Testing for unit roots in seasonal time series: Some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation.*Journal of Econometrics* 62,pp415-442.

[6] Abeysingue, T.(1994). Deterministic seasonal models and spurious regressions.*Journal of Econometrics*, 61, pp259-272.

[7] Beaulieu, J.J. &Miron. J.A. (1993), Seasonal unit roots in aggregate U.S. data, Journal of Econometrics 55, 305-328.

[8] Hyllberg, S., Engel, R, F., Granger, C. W. J., &Yoo, B. S. (1990) Seasonal Integration and Cointegration. Journal of Econometrics, 44, 215-238.

[9] Gürel, S P. &Tiryakioğlu, M. (2012). Seasonal Unit Root: An Application to Turkish Industrial Production Series. Business and Economics Research Journal.3,(4), pp 77-89.

[10] Taylor,R.(1998). Testing for Unit Roots in Monthly Time Series. Journal of Time Series Analysis.19 (3), pp 349-368.

[11] Taylor, R. (2002). A Century of Purchasing-Power Parity. Economics and Statistics, no. 84 (1), pp. 139-150.

www.SID.ir

Archive of SID

[12] Osborn, D.R. ;Heravi, S. and Birchenhall, C.R. (1999). Seasonal unit roots and forecasts of two-digit European industrial production, International Journal of Forecasting, 15(1), pp27-47.
[13] Andrade, I. C. Clare, A.D, O·brien, R. J. and Thomas. S.H. 1999.The Manchester School.67 (1), pp.39-59.
[14] Tasseven, O. (2008). Modelling Seasonality – An Extension of the HEGY Approach in the Presence of Two Structural Breaks. PANOECONOMICUS.4, p. 465-484
[۱۵]رفیعی، ح. یزدانی، س. حسینی، س ص. چیذری، ا. و صالحی، ح. (۱۳۹۱). بررسی یکپارچگی مکانی بازارماهیان استخوانی دریای شمال؛کاربردی از رهیافت همگرایی فصلی داده‌های ماهیانه. اقتصادکشاورزی. شماره۲، ص۱۷۱-۱۵۳.
[۱۶]زاهدیان تجنکی ر. عبداللهی، م. نظری، م. و اسدپور،م. کاربردآزمون ریشه واحد فصلی درپیش بینی سری‌های زمانی بررسی موردی قیمت خرده‌فروشی گروه کالایی گوشت درایران. اقتصاد کشاورزی. شماره ۴، ص۵۶-۴۳.
[۱۷]قهرمان زاده،م. و رشیدقلم،م. (۱۳۹۴). تدوین الگوی پیش‌بینی قیمت فصلی انواع گوشت درایران:کاربرد مدل خود توضیحی دورهای(PAR).تحقیقات و توسعه کشاورزی ایران. شماره ۳، ص ۴۸۰-۴۶۹.
[18] Lim, C., & M. Mcaleer., (2000). A seasonal analysis of asian tourist arrivals to Australia. *Applied Economics*, 32, 499-509.
[19] Darne, O., & C. Diebolt., (2002), A note on seasonal unit root tests .Quality and quantity, 36, pp305-310.
[20] Ghysels, E. and Osborn, D. R. (2001). The Econometric Analysis ofSeasonal Time Series.Cambridge University Press.
[21] Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods,Econometrica, 37, pp 424-438.

www.SID.ir