بررسی وجود ریشه واحد فصلی قیمت گوشت گوسفند، گوساله و مرغ در ایران

فرنوش وجدی حکم آباد پریسا پاکروح[1]
farnoosh.vajdi1991@yahoo.com

چکیده

در سال‌های اخیر نظریه‌های جدیدی مطرح شده است که نشان می‌دهند مؤلفه نوسان‌های فصلی که مربوط به تغییرات فصلی مربوط به نوسان تکراری سری در طول سال می‌باشد نه تنها یک پدیده مزاحم نیست بلکه یک بخش درونی داده‌های اقتصادی است و نبایستی در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی نادیده گرفته شوند. بنابراین پیش از مدل‌سازی داده‌های سری زمانی فصلی باید مولفه فصلی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد فصلی شناسایی گردد. اما در اغلب مطالعات داخلی به ویژه قیمت کالاهای بخش کشاورزی این مسئله چندان مورد توجه نیست و باید مورد توجه محققان جهت جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب قرار گیرد. از این رو در این مطالعه به بررسی رفتار فصلی در سری‌های قیمت گوشت گوساله، گوشت گوسفند و گوشت مرغ برای سال‌های ۹۴-۱۳۷۴ پرداختیم. در این مطالعه از آزمون ریشه واحد فصلی یا *HEGY* که یکی از پرکاربردترین آزمون‌های شناسایی رفتار فصلی می‌باشد استفاده شده است. نتایج نشان داد، رفتار فصلی در گوشت گوساله وجود ندارد اما در مقابل گوشت گوسفند دارای ریشه‌های ۲/۴، ۳ و ۱۲ ماهه و گوشت مرغ دارای رفتارهای فصلی ۲ و ۶ ماهه هستند. بنابراین سری‌های زمانی گوشت گوسفند و گوشت مرغ از رفتار فصلی تبعیت کرده و باید در مطالعات آتی مدنظر قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL: C01,C13,C22

واژه‌های کلیدی: آزمون HEGY، رفتار فصلی، قیمت گوشت.

مقدمه

تجزیه و تحلیل تغییرات در سری زمانی اقتصادی تقریبا به قدمت تحلیل اقتصاد کلان است. به رغم این پیشینه ، درارتباط با چگونگی برخورد با نوسان‌های فصلی در الگوسازی عملی سری‌های زمانی اتفاق نظرکمی وجود دارد (بولیو مایرون،۱۹۹۲). هیلبرگ (۱۹۹۲) رفتار فصلی در سری‌های زمانی اقتصادی را، نوسانات درون سالی سیستماتیک، البته نه لزوماً منظم، ایجاد شده در اثر تغییرات آب و هوا، تقویم و زمانبندی تصمیمات، که بطور مستقیم یا غیر

[1] به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد و دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

مستقیم از طریق تصمیمات تولید و مصرف کارگزاران اقتصادی گرفته شده است، می‌داند. این تصمیمات تحت تـأثیر استعدادها، انتظارات و ترجیحات کارگزاران و تکنیک‌های تولید موجود در اقتصاد می‌باشد (فرانسـس ۱۹۹۶). نوسـان فصلی را اغلب یا به روش تعدیل فصـلی یـا بـا وارد کـردن متغیرهـای موهـومی فصـلی در معادلـه رگرسـیون کنـار گذاشته‌اند. روش اول مورد انتقاد زیاد قرار گرفته است زیرا احتمال دارد منجر به از دست رفتن اطلاعات ارزشـمندی درباره سری‌های زمانی اقتصادی گردد. همچنین نشان داده شده کـه فیلترهـای تعـدیل فصـلی ممکـن اسـت تـوان آزمون‌های ریشه واحد را در سری‌های زمانی تعدیل شده فصلی به شدت کاهش دهد (بول ۲۰۰۰). در سال‌های اخیر نظریه‌های جدیدی مطرح شده که نشان می‌دهند، مؤلفه نوسان‌های فصلی نه تنها یک پدیده مزاحم نیست بلکه یـک بخش درونی داده‌های اقتصادی است و نبایستی در تجزیه و تحلیل سـری‌هـای زمـانی نادیـده گرفتـه شـود (دارن و دیبولت،۲۰۰۲). نوع تکنیک سری زمانی می‌بایستی متناسب با نوع سری زمانی و مؤلفه‌های شکل‌دهنده آن صورت گیرد باتوجه به رفتار فصلی قطعی یا تصادفی یک سری زمـانی مـی‌تـوان از روش‌هـای گونـاگونی بـرای الگوسـازی استفاده کرد (قیسلز و آزبورن،۲۰۰۱)، که مطالعـات تجربـی نشـان مـی‌دهـد بـه طـور معمـول، رونـدهای فصـلی در سری‌های زمانی قطعی و مشخص نیست و از یک حالت تصادفی غیرایستا پیروی می‌کنند (بولیو و مایرون، ۱۹۹۳).

اغلب سری‌های زمانی اقتصادی متشکل از چهار مؤلفه روند[۲]، تغییرات فصلی[۳]، حرکـت‌هـای چرخـه‌ای[۴] و یـک جـزء نامنظم تصادفی[۵] هستند. به جز مؤلفه روند که نشان‌دهنده حرکت افزایشی یا کاهشی متغیر در طول زمـان اسـت و میتواند ناشی از تغییر درآمد، فناوری و سلیقه مصرف‌کننده باشد. حرکت‌های چرخه‌ای، در واقـع مربـوط بـه حرکـت چرخه‌های تجاری و تکراری اقتصادی درطول سال‌های طولانی مختلف اسـت، در حـالی کـه مؤلفـه تغییـرات فصـلی مربوط به نوسان تکراری سری در طول سال می‌باشد. علاوه بر این، رفتار یک سری زمانی اقتصادی ممکن است تحـت تأثیر شوک‌های نامنظم تصادفی ناشی از رویدادهای غیرعادی مانند جنـگ، بحـران‌هـای مـالی وقحطـی قـرار گیـرد. حرکت‌های چرخشی سری‌های زمانی به طور معمول در سری‌های کوتاه‌مدت رخ نمی‌دهند و لـذا یـک سـری زمـانی (X_t) میتواند تابعی از سه مؤلفه روند زمانی ($\mathrm{T_t}$)، تغییرات فصلی(S_t)، و جزء نامنظم تصادفی (I_t) باشد که به صـورت جمـع‌پـذیر $X_t = \mathrm{T_t} + \mathrm{S_t} + \mathrm{I_t}$ یـا شـکل حاصلضـربی $X_t = \mathrm{T_t} \times \mathrm{S_t} \times \mathrm{I_t}$ تعریـف شـود (زاهـدیان و همکاران،۱۳۹۲).

بولیو و مایرن (۱۹۹۳) نشان دادندکه تصریح و الگوسازی اثرگذاری فصلی تصادفی به صورت قطعی و بالعکس تصادفی پنداشتن اثرگذاری فصلی قطعی، منجر به ایجاد خطای تصریح و از دسـت رفـتن بخشـی از اطلاعـات درونـی سـری می‌شود و لذا پیشنهاد می‌کنند که پیش از مدلسازی داده‌های سری زمانی فصلی، ماهیت مؤلفه فصلی بـا اسـتفاده از

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

آزمون های ریشه واحد فصلی شناسایی گردد. بر این پایه بررسی رفتار مؤلفه فصلی سری های زمانی و کاربرد نوعی از تصریح که سازگار با رفتار واقعی آن باشد در مدلسازی پیش‌بینی و ارزیابی نتایج آن بسیار مهم است.
گوشت چه از جنبه تامین پروتئین مورد نیاز و امنیت غذایی رو به رشد کشور و چه از جنبه سهم آن در ارزش افزوده بخش کشاورزی، جایگاه ویژه‌ای دارد (جیران و جولایی،۱۳۸۴). غنی بودن گوشت از پروتئین‌های ارزشمند نظیر اسیدهای آمینه ضروری برای بدن، مواد معدنی مانند روی و آهن، انواع ویتامین‌ها و انرژی کافی سبب می‌شود تا آن را در زمره‌ی بهترین و کامل‌ترین مواد غذایی طبقه‌بندی کنند (کرباسی و غریبی،۱۳۹۵). سازمان جهانی خواربار و کشاورزی (فائو)، مصرف سرانه گوشت در کشور ایران در سال ۱۳۹۴، ۳۶/۳ کیلوگرم در سال بوده و بر طبق آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۱/۴۵ کیلوگرم مربوط به گوشت قرمز می‌باشد و سهم گوشت قرمز از هزینه خانوار ۵/۴ درصد می‌باشد.

در این راستا می‌توان به مطالعه زاهدیان و همکاران (۱۳۹۲)، کاربردآزمون ریشه واحد فصلی در پیش‌بینی سری‌ها زمانی برای قیمت گروه کالای گوشت در ایران با بکارگیری داده‌های ماهانه طی سال‌های ۸۶-۱۳۸۰ اشره نمود. همچنین از قبیل مطالعات محدود انجام گرفته می‌توان به کشاورز حداد (۱۳۸۵)، شریفان و قهرمان (۱۳۸۶)، قهرمان‌زاده و سلامی (۱۳۸۶)، دشتی و همکاران (۱۳۹۰) اشاره نمود. در خارج از کشور و در تحقیقات اقتصادی جهان مطالعاتی از قبیل دیکی و همکاران (۱۹۸۴)، هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰)، فرانسس (۱۹۹۶)، براندستروپ و همکاران (۲۰۰۴)، فرانسس و دیجک (۲۰۰۵) را می‌توان نام برد.

لذا با توجه به اینکه که عموم سری‌های زمانی مربوط به بخش کشاورزی به ویژه قیمت کالاهای کشاورزی ویژگی ناپایایی از نوع فصلی را نشان می‌دهند، لازم است محققان کاملاً به عواقب و مشکلات استفاده از چنین داده‌هایی و امکان بروز رگرسیون کاذب در کارهای تجربی خود واقف باشند (دشتی و همکاران، ۱۳۹۰).

مواد و روش ها

شناسایی وجود فرآیند تصادفی نامانا در سری زمانی از دو راه امکان‌پذیر است: بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه(SACF) و انجام آزمون ریشه واحد فصلی. در روش اول در صورت تشخیص وجود چنین فرآیندی 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. در کارهای تجربی مشاهده می‌گردد از طریق بررسی ظاهری نمودارهای خودهمیستگی نمونه (SACF) نمی‌توان بطور قطع در مورد ایستایی و درجه تفاضل‌گیری متغیر اظهار نظر نمود. از طرف دیگر، بطوریکه دارن ودایبلت(۲۰۰۲) اظهار می‌دارند استفاده از تفاضل‌گیری فصلی تلویحاً به معنی پذیرش فرض وجود تمام ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی در سرهای زمانی می‌باشد. درحالی که ممکن است سری زمانی تنها دارای یک یا چند ریشه واحد فصلی باشد و با فیلترگیری متفاوت ایستا شود که قابل تشخیص توسط نمودار (SAFC) نمی‌باشد و استفاده از تفاضل‌گیری فصلی منجر به تفاضل‌گیری بیش از حد گردد. برای رفع این

مشکل یادشده مدتی است رهیافت آزمون ریشه واحد فصلی پیشنهاد شده و مورد استفاده قرار مـی‌گیـرد. هیلبـرگ و همکاران(HEGY) (۱۹۹۰) برای اولین بار آزمون ریشه‌های واحد فصـلی و غیرفصـلی را بـر روی سـری‌هـای زمـانی فصلی سه ماهه انجام داده‌اند. این آزمون بعداً توسط بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای سری‌هـای زمـانی ماهانـه نیـز بسـط داده شد. لذا رویکرد مناسب‌تری در الگوسازی رفتار سری زمانی تلقی می‌شود که در ادامـه نحـوه انجـام آزمـون ارائـه می‌گردد (قهرمانزاده و سلامی،۱۳۸۷).

فرض کنید X_t یک سری قیمتی مانند گوشت گوساله است که رفتاری منطبق بر فرآیند خودتوضیحی ماهانه بـه شکل زیر دارد:

$$\varphi(L)X_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{11}\delta_s D_{s,t} \quad (۲)$$

$$\left(1-L^{12}\right)=(1-L)(1+L)\left(1+L^2\right)\left(1+L+L^2\right)\left(1-L+L^2\right)\left(1+\sqrt{3}L+L^2\right)\left(1-\sqrt{3}L+L^2\right) \quad (۳)$$

که $\varphi(L) = 1 - L^{12}$ اپراتور تفاضل گیری فصلی، ε_t یک فرآیند نوفه سفید، μ_t شامل مولفه‌هـای قطعـی عـرض از مبدا (α)، روند خطی(t) و متغیرهای موهومی فصلی ماهانه($D_{s,t}$) می‌باشد(همان منبع).

$\varphi(L) = 1 - L^{12}$ دارای ۱۲ ریشه مشخصه می‌باشد که عبارتند از:

$$\pm 1; \pm i; -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i); -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i); \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i) \quad (۴)$$

این ریشه‌ها به ترتیب متناظر با۶، ۳،۹،۸،۴،۲،۱۰،۷،۵،۱،۱۱ چرخه در سال می‌باشد(اکساندر و مانوئل،۱۹۹۷).

این ریشه‌ها در فراوانی‌های $\pi; \pm\frac{\pi}{6}; \pm\frac{5\pi}{6}; \pm\frac{\pi}{3}; \pm\frac{2\pi}{3}; \pm\frac{\pi}{2}$ ظاهر می‌شوند. هدف آزمون فـرض وجـود ریشـه واحد در یک فراوانی معین بدون در نظر گرفتن بود یا نبود ریشه واحد در دیگر فراوانی‌ها است(بولیو و مـایرن،۱۹۹۳). معادله رگرسیونی (۵) را برای آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصـلی و غیرفصـلی ارائـه شـده‌اسـت (الکسـاندر و مانوئل،۱۹۹۷).

$$\left(1-\beta^{12}\right)X_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{11}\delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{s=1}^{12}\pi_s x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\left(1-\beta^{12}\right)X_{t-1}\varepsilon_t \quad (۵)$$

α، $D_{s,t}$ و t همانند معادله قبل نشانگر عرض از مبدا، متغیر موهومی فصلی ماهانه و روند هستند و p درجه‌ی تعمـیم معادله (۴) برای تامین ویژگی فرایند نوفه سفید اجزای اخلال معادله و $y_{i,t}$ تبدیلهای خطی از مقادیر وقفـه‌هـای X_t هستند که در هر یک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مورد نظـر حفـظ و بقیـه ریشـه‌هـای واحـد در سـایر فراوانی‌ها حذف می‌گردند (بولیو و مایرن،۱۹۹۳). به منظور آزمون وجود ریشه‌هـای واحـد فصـلی و غیرفصـلی، ابتـدا می‌بایست معادله با اسـتفاده از روش حـداقل مربعـات معمـولی(OLS) بـرآورد گـردد و سـپس آزمـون معنـی‌داری پارامترهای π_i توسط آماره‌های آزمون Fوt سنجیده شوند. جهت آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانـی صـفر و π،

فرضیه‌های عدم $H_{k0}: \pi_k = 0$ برای $k=1,2$، بطور جداگانه در برابر فرضیه $H_{k0}: \pi_k < 0$ برای $k=1,2$ با استفاده از آماره t یک طرفه سنجیده می‌شوند. برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب، فرضیه‌های عدم $H_{k0}: \pi_k = \pi_{k+1} = 0$ برای $k=3,5,7,9,11$ در برابر فرضیه گزینه مبنی بر وجود حداقل یک ریشه واحد فصلی محالف صفر با استفاده از آزمون F آزمون می‌گردند (قهرمانزاده و سلامی،۱۳۸۷).

فرضیه‌های عدم $\pi_3 = \pi_4 = 0$ ، $\pi_5 = \pi_6 = 0$ ،$\pi_7 = \pi_8 = 0$ ،$\pi_9 = \pi_{10} = 0$ $\pi_{11} = \pi_{12} = 0$ به ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی‌های $\pm\frac{\pi}{2}$ (چهارماهه)، $\pm\frac{2\pi}{3}$ (سه ماهه)، $\pm\frac{\pi}{3}$ (شش ماه)، $\pm\frac{5\pi}{6}$ (دو ونیم ماهه)، $\pm\frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه) دارند. معنی‌داری آماری هر یک از آماره‌ها در سری‌های زمانی متغیر X_T بیانگر وجود ریشه واحد در فراوانی مربوطه است که جهت خارج نمودن این ریشه از سری بایستی فیلتر تفاضل‌گیری مرتبط با آن از جدول (۳- ۱) انتخاب شود. اگر بیش از یک ریشه واحد در سری زمانی ظاهر گردد در آن صورت می‌بایست از حاصل ضرب فیلترهای تفاضل‌گیری مربوطه برای ایستاسازی استفاده شود (همان منبع).

قابل ذکر است چنانکه متغیرهای مورد بررسی دارای شکست ساختاری باشند بایستی آزمون ریشه واحد فصلی با لحاظ نمودن رفتار تغییر ساختاری مورد سنجش واقع گردد. ئر آن صورت می‌توان از رابطه‌ی (۷) بهره گرفت.

$$\phi^{*}(\beta)y_{12,t} = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \dots + \pi_{12} y_{12,t-1} + \beta_t + \sum_{s=1}^{12}\delta_s D_{s,t} + \sum_{s=1}^{12}\mu_s DU_{s,t} + \sum_{s=1}^{12}\theta_s D(T_b)_{s,t} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در آن T_b نقطه‌ی شکست و $DU_{s,t}$ متغیرهای مجازی سطح هستند و در $s = 1,2,3,\dots,12$ برای $t > T_b$) برای بعد از شکست) برابر است با $\mathrm{DU_{s,t}} = 1$ و برای حالت‌های غیر از این $DU_{s,t} = 0$ می‌باشد. $\mathrm{D(T_b)_{s,t}}$ متغیرهای مجازی تکانه هستند که این متغیر در ماه بعد از نقطه‌ی شکست برابر یک است و در سایر نقاط برابر با صفر می‌باشد ($D(T_b)_{s,t} = 1$ است. زمانی که $t = T_b + s$ و $D(T_b)_{s,t} = 0$ برای حالت‌های دیگر). $D_{s,t}$ نیز متغیر مجازی روند نام دارد و به این شکل است که در نقطه‌ی $t = T_b + s$ به صورت $D_{s,t} = 1,2,3,4,\dots$ می‌باشد و در نقاط دیگر برابر با صفر می‌باشد.

مدل (۷) به مدل داده‌های دورافتاده[6] معروف است. همچنین برای سنجش وجود یا عدم وجود این متغیرهای مجازی در الگو، آزمون F به کار گرفته می‌شود (فرانسس، ۱۹۹۶). که فرضیه صفر هر سه آزمون F که بصورت زیر است جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرند:

$$H_0: D_1 = D_2 = \dots = D_{12} = 0 \quad (۸)$$

$$H_0: D_{u1} = D_{u2} = \dots = D_{u12} = 0 \quad (۹)$$

$$H_0: D_{t1} = D_{t2} = \dots = D_{t12} = 0 \quad (۱۰)$$

[6] Innovative outlier model

اگر آمارهF محاسبه شده از مقدار بحرانی جدول کوچکتر باشند، هیچ کدام از فروض صفر رد نمی‌شوند، و نشانگر لزوم این متغیرها می‌باشد. لازم به ذکر است که وجود این متغیرهای مجازی تغییر در فرآیند آزمون B-M ندارند و مراحل همچون قبل انجام می‌شوند ولی مقادیر بحرانی آزمون t و F متفاوت می‌باشند. پس از انجام آزمون ریشه واحد فصلی B-M و شناسایی ریشه‌های واحد، از طریق فیلترهای تفاضل‌گیری مناسب، داده‌های موردنظر را مانا می‌نماییم.

در این مطالعه با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۴ گوشت گوساله، گوسفند و مرغ به بررسی رفتار ریشه فصلی می‌پردازیم. داده‌ها از سازمان امور پشتیبانی دام و اداره جهادکشاورزی جمع‌آوری شده است.

نتایج

برای بررسی وجود ریشه واحد در سری‌های قیمت گوشت گوساله، گوسفند و مرغ از آزمون *HEGY* استفاده شد. این آزمون در چهار حالت عرض از مبدأ، عرض از مبدأ و متغیر موهومی فصلی، عرض از مبدأ و متغیر موهومی فصلی و روند، عرض از مبدأ و روند، به طور همزمان برای وقفه‌های صفر تا دوازده محاسبه گردید. با استفاده از معیارهای آکائیک (*AIC*)، شوارتز-بیزین (*SC*) و حنان کوئین (*HQ*) برای گوشت گوساله مدل با عرض از مبدأ و متغیر موهومی فصلی و روند، برای گوشت گوسفند مدل با عرض از مبدأ و روند و برای گوشت مرغ با عرض از مبدأ و متغیر موهومی فصلی و روند به عنوان مدل‌های برتر یا مناسب انتخاب شدند.

با توجه به مدل برتر برای گوشت گوساله و آماره‌های محاسبه شده که درجدول (۳) آمده است، فقط در ریشه غیرفصلی، مقدار محاسبه شده از مقدار بحرانی کمتر بوده و فرض صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد به لحاظ آماری رد نمی‌شود، بنابراین گوشت گوساله رفتار فصلی از خود نشان نمی‌دهد. برای گوشت گوسفند در مدل انتخابی مقادیر t محاسبه شده مربوط به ریشه‌های غیرفصلی و دوماهه از مقادیر بحرانی جدول کمتر بوده و لذا فرض صفر رد نمی‌شود. همچنین در گوشت گوسفند آماره F مربوط به ریشه‌های ۳ ماهه، ۲/۴ ماهه و ۱۲ ماهه (سالانه) نیز از مقدار بحرانی جدول بیشتر بوده و فرض صفر رد نمی‌شود از این رو به نظر می‌رسد گوشت گوسفند دارای رفتار فصلی می‌باشد. برای گوشت مرغ در مدل انتخابی برتر علاوه بر ریشه های غیرفصلی و دوماهه، ریشه ۶ ماهه نیز مشاهده می‌شود.

جدول (۲) انتخاب مدل برتر

انواع گوشت	فرم	آماره آکائیک	آماره بیزین	آماره حنان	آزمون دوربین	مقدار

	برآورد			کوئین	واتسون	$\overline{R}^2$
*گوشت گوساله	C,D,T	۱۷/۸۳	۱۸/۱۶	۱۷/۹۷	۱/۹۱	٪۹۹
گوشت گوساله	C,D	۱۷/۸۴	۱۸/۱۵	۱۷/۹۷	۱/۹۱	٪۹۹
گوشت گوساله	C-D	۱۷/۸۰	۱۸/۰۳	۱۷/۸۹	۱/۹۳	٪۹۹
گوشت گوساله	C	۱۷/۸۱	۱۸/۰۱	۱۷/۸۹	۱/۹۲	٪۹۹
گوشت گوسفند	C,D,T	۲۱/۶۸	۲۲/۰۸	۲۱/۸۴	۲/۰۰	٪۵۵
گوشت گوسفند	C,D	۲۱/۶۹	۲۲/۰۸	۲۱/۸۴	۲/۰۱	٪۵۵

ادامه جدول

انواع گوشت	فرم برآورد	آماره آکائیک	آماره بیزین	آماره حنان کوئین	آزمون دوربین واتسون	مقدار $\overline{R}^2$
*گوشت گوسفند	C-D	۲۱/۶۸	۲۲/۰۹	۲۱/۷۴	۲/۰۰	٪۵۶
گوشت گوسفند	C	۲۱/۶۸	۲۲/۸۹	۲۱/۷۴	۲/۰۰	٪۵۵
*گوشت مرغ	C,D,T	۱۷/۹۴	۱۸/۳۶	۱۸/۱۱	۱/۹۸	٪۸۸
گوشت مرغ	C,D	۱۷/۹۵	۱۸/۳۵	۱۸/۱۱	۱/۹۸	٪۸۸
گوشت مرغ	C-D	۱۷/۹۸	۱۸/۱۹	۱۸/۰۷	۱/۹۴	٪۸۷
گوشت مرغ	C	۱۸/۱۸	۱۸/۰۷	۱۸/۰۷	۱/۹۴	٪۸۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) نتایج ریشه واحد فصلی برای سری قیمت گوشت گوسفند، گوساله، مرغ

انواع گوشت	فرم برآورد	آماره آکائیک	آماره بیزین	آماره حنان کوئین	آزمون دوربین واتسون	مقدار $\overline{R}^2$
***گوشت گوساله**	C,D,T	۱۷/۸۳	۱۸/۱۶	۱۷/۹۷	۱/۹۱	٪۹۹
گوشت گوساله	C,D	۱۷/۸۴	۱۸/۱۵	۱۷/۹۷	۱/۹۱	٪۹۹
گوشت گوساله	C-D	۱۷/۸۰	۱۸/۰۳	۱۷/۸۹	۱/۹۳	٪۹۹
گوشت گوساله	C	۱۷/۸۱	۱۸/۰۱	۱۷/۸۹	۱/۹۲	٪۹۹
گوشت گوسفند	C,D,T	۲۱/۶۸	۲۲/۰۸	۲۱/۸۴	۲/۰۰	٪۵۵
گوشت گوسفند	C,D	۲۱/۶۹	۲۲/۰۸	۲۱/۸۴	۲/۰۱	٪۵۵
***گوشت گوسفند**	C-D	۲۱/۶۸	۲۲/۰۹	۲۱/۷۴	۲/۰۰	٪۵۶
گوشت گوسفند	C	۲۱/۶۸	۲۲/۸۹	۲۱/۷۴	۲/۰۰	٪۵۵
***گوشت مرغ**	C,D,T	۱۷/۹۴	۱۸/۳۶	۱۸/۱۱	۱/۹۸	٪۸۸
گوشت مرغ	C,D	۱۷/۹۵	۱۸/۳۵	۱۸/۱۱	۱/۹۸	٪۸۸
گوشت مرغ	C-D	۱۷/۹۸	۱۸/۱۹	۱۸/۰۷	۱/۹۴	٪۸۷
گوشت مرغ	C	۱۸/۱۸	۱۸/۰۷	۱۸/۰۷	۱/۹۴	٪۸۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج به‌دست آمده سری‌های قیمت گوشت گوساله، گوسفند و مرغ دارای الگوهای رفتار فصلی بوده و با توجه به مطالعات بی‌شماری که در زمینه پیش‌بینی قیمت کالاهای کشاورزی و الگوسازی‌های رفتار قیمت وجود دارد انجام این مطالعات بدون در نظر گرفتن این رفتار فصلی و ریشه‌های واحد فصلی، منجر به نتایج نادرست می‌شود. آبیسینگ (۱۹۹۴)، نشان می دهد در صورت نادیده گرفتن ریشه واحدهای فصلی ممکن است بین دو سری زمانی رابطه مستحکم و معنی داری یافت شود در حالی که واقعیت جز این است و رگرسیون نتیجه شده رگرسیون کاذبی بیش نیست همچنین هیلبرگ و همکاران(۱۹۹۰) بیان کردند که نادیده گرفتن ریشه‌های فصلی با کاربرد آزمون دیکی-فولر برای ریشه واحد فراوانی صفر منجر به ناسازگاری آزمون و فقدان توان آزمون می‌شود.

منابع:

۱. جیرانی، ع.ر. جولایی،ر.(۱۳۸۴) بررسی مزیت نسبی و شاخص‌های حمایتی گوشت قرمز. اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۴۹ : ۱۱۷-۱۴۰.

۲. دشتی، ق. قهرمانزاده، م. رسولی، ز. (۱۳۹۰) درآمدی بر ریشه واحد فصلی: کاربردی برای قیمت گوشت مرغ در ایران. نشریه پژوهش‌های علوم دامی.۲۱ (۲): ۸۲-۹۰.

۳. زاهدیان، ر. عبداللهی،م. نظری، م.ر. اسدپور، م. (۱۳۹۲) کاربرد آزمون ریشه واحدفصلی در پیش‌بینی سری‌های زمانی«بررسیم.ردی قیمت خرده‌فروشی گروه کالایی گوشت در ایران». اقتصادکشاورزی. ۷(۴): ۴۳-۵۶.

۴. قهرمانزاده م و سلامی ح. (۱۳۸۷) الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه مورد استان تهران. مجله علوم کشاورزی ایران، دوره‌ی ۲-۳۹، ( )۱، ص:۱-۱۷.

۵. کرباسی، ع. زندی دره غریبی، ب.(۱۳۹۵) بررسی آثار تغییر قیمت گوشت قرمز بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان ایران. تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۴ :۳۹-۶۰.

6. Abeysingue, T.(1994) Deterministic seasonal models and spurious regressions. Journal of Econometrics. 61: 259–272.
7. Alexander, C. and Cantavella-Jorda, M.(1997) Seasonal UnitRoots in Trade Variables. IVIE Working Papers.
8. Beaulieu, J J. and Miron, J A.(1993) Seasonal unit roots in aggregate U.S data. Journal of Econometrics. 55: 305-328.
9. Bohl, M.T.(2000) Nonstationary stochastic seasonality and the German M2 money demand function. European Economic Review. 44: 61-70.
10. Darne, O. and Diebolt, C.(2002) A note on seasonal unit root tests. Quality and Quantity, Kluwer Academic Publishers. 36: 305–310.

11. Frances, P. H. and Hobijn, B. (2002) Critical values for unit root tests in seasonal time series, Journal of Applied Statistics. 36: 305-310
12. Ghysels, E. and Perron, P.(1993) The effect of seasonal adjustment filters on test for a unit root. Journal of Econometrics 55: 57-98.
13. Hylleberg,S.(1992) Modelling seasonality. Oxford University P ress.

Survey the Seasonal Unit Root in Prices of Lamb, Beef and Chicken Meats in Iran

Abstract

In recent years, new theories have been proposed to show that the seasonal fluctuation component associated with seasonal variations in series repetition over the course of the year is not only an intrusive phenomenon but also an internal part of economic data and should not be ignored in analyzing time series. Therefore, before modeling seasonal data, seasonal component should be identified with using the seasonal root tests. But in most studies, especially the prices of agricultural goods, this issue is not much attention and should be considered by researchers. Therefore, in this study, we Surveyed the seasonal behavior of beef, lamb and chicken meat prices for the 1995-2015 years. In this study, we used the seasonal unit root test, or HEGY, that is one of the most widely used seasonal behavior tests. The results indicated that there is no seasonal behavior in price of beef meat, but in the case of sheep meat, it has 2/4, 3 and 12 monthly seasonal unit roots and chicken meat has seasonal behaviors in 2 and 6 months. Therefore, time series of lamb and chicken meat follow seasonal behavior and should be considered in future studies**.**

JEL Classification**:** C01, C13, C22

Keywords**:** HEGY test, Seasonal behavior, Meat prices.