درآمدی بر ریشه واحد فصلی: کاربردی برای قیمت گوشت مرغ در ایران

زهرا رسولی بیرامی[۱]، قادر دشتی[۲*] و محمد قهرمان‌زاده[۲]

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۱٤ تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۱٦

۱- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

۲- دانشیار واستادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

***مسئول مکاتبه:** *E mail: Dashti-g@Tabrizu.ac.ir*

چکیده

رفتار فصلی، یکی از جنبه‌های مهم اقتصادی در کارهای مطالعاتی چند دهه اخیر بوده است. در کشور ما هنوز این روش چندان مورد استفاده قرار نگرفته است و تنها معدودی از مطالعات این مسئله را در نظر داشته‌اند. در این راستا مطالعه حاضر، به بحث پیرامون آزمون ریشه واحد فصلی می‌پردازد و آزمون *HEGY* را به عنوان یکی از پرکاربردترین آزمون‌های ریشه واحد فصلی معرفی نموده و به صورت کاربرد تجربی برای قیمت گوشت مرغ در استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان به کار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که سریهای قیمت مرغ زنده در استان‌های منتخب، علاوه بر فراوانی متداول بلندمدت، در فراوانی فصلی شش‌ماهه نیز دارای ریشه واحد می‌باشند، لذا این سریهای زمانی از رفتار فصلی تبعیت می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: آزمون *HEGY*، رفتار فصلی، ریشه واحد فصلی ، قیمت گوشت مرغ

Archive of SID

www.SID.ir

A Note on Seasonal Unit Root Tests: Application for the Broiler Price in Iran

Z Rasouli Beyrami[1], G Dashti[2*] and M Ghahremanzadeh[2]

Received: March 05, 2011 Accepted: June 06, 2011

[1]Former MSc Student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran
[2]Associate Professor and Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran
[*]Corresponding author: E mail: Dashti-g@Tabrizu.ac.ir

Abstract

Seasonality has been a major research area in economics for several decades. In our country there are only a few studies in this issue. This paper discusses about seasonal unit root tests and introduces HEGY as one of the most important unit root tests, and applies it for the broiler price in the East Azerbaijan ,West Azerbaijan, Ardebil,Tehran and Zanjan . The results indicate that the price series have a seasonal unit root at biannual frequency, beside a common unit root at zero frequency, Therefore the price series exhibit seasonality.

Key words: *Broiler price, HEGY test, Seasonality, Seasonal unit root*

مقدمه

یک سری زمانی فصلی، سری زمانی است که به طور مرتب در طول یک بازه زمانی کوتاه‌تر از یک سال مشاهده شده است و می‌تواند به مشاهدات ماهانه و سه‌ماهانه و بعلاوه مشاهدات هفتگی، ساعتی یا روزانه مربوط باشد. همه سریهای زمانی فصلی، لزوماً رفتار فصلی[1] را نشان نمی‌دهند، لذا تعریف رفتار فصلی نیز تا حد زیادی مربوط به روشهای متنوع الگوسازی رفتار فصلی است. بر اساس تعریف هیلبرگ (۱۹۹۲) رفتار فصلی در سریهای زمانی اقتصادی "نوسانات درون‌سالی سیستماتیک، البته نه لزوماً منظم، ایجاد شده در اثر تغییرات آب و هوا، تقویم و زمانبندی تصمیمات، که بطور مستقیم یا غیر مستقیم از طریق تصمیمات تولید و مصرف کارگزاران اقتصادی گرفته شده است، می‌باشد. این تصمیمات تحت تأثیر استعدادها، انتظارات و ترجیحات کارگزاران و تکنیکهای تولید موجود در اقتصاد می‌باشد" (فرانسس ۱۹۹۶).

رفتار فصلی یکی از بخشهای اصلی تحقیقاتی در علم اقتصاد برای چند دهه اخیر بوده است. این بحث توسط سیمز (۱۹۷٤) و والیس (۱۹۷٤) شروع و در ادامه با دو کنفرانس که توسط آرنولد زلنر[2] در سالهای ۱۹۷٦ و ۱۹۸۱ ترتیب داده شد، شالوده برخورد صحیح با رفتار فصلی در بین اقتصاددانان و اقتصادسنجی‌دانان ریخته شد.

در بسیاری از مطالعات، نوسان فصلی را اغلب یا به روش تعدیل فصلی یا با وارد کردن متغیرهای موهومی فصلی در معادله رگرسیون کنار گذاشته‌اند. روش اول مورد انتقاد زیاد قرار گرفته است چرا که ممکن است باعث از دست رفتن اطلاعات ارزشمندی درباره سریهای زمانی اقتصادی گردد. به‌علاوه گیسلز و پرون (۱۹۹۳) به‌وضوح نشان داده‌اند که فیلترهای تعدیل فصلی ممکن است توان

[1] . *Seasonality*

[2] . *Zellner*

Archive of SID

www.SID.ir

آزمونهای ریشه واحد را در سریهای زمانی تعدیل شده فصلی بشدت کاهش دهند (بول ۲۰۰۰ و گو و لاو ۲۰۰۱).

وارد کردن متغیرهای موهومی فصلی نیز اگر چه برای توصیف نمودن و دادن اطلاعات بیشتری درباره نوسانات فصلی و اثر رفتار فصلی روی متغیر وابسته می‌باشند، تلویحاً فرض می‌کنند که فقط رفتار فصلی قطعی وجود دارد که احتمالاً تقریب ضعیفی از رفتار فصلی تصادفی ناپایا خواهد بود؛ چرا که به نظر می‌رسد نوسانات فصلی در بسیاری از سریهای زمانی در طول زمان، بطور تصادفی تغییر می‌کند و لذا احتمالاً قطعی نیست. بنابراین مهم است که قبل از هرگونه عکس‌العمل نسبت به رفتار فصلی و قبل از تصمیم‌گیری درباره مدل درستی که می‌تواند رفتار فصلی را کنترل نماید، ماهیت رفتار فصلی مشاهده شده در سری زمانی بدرستی شناخته شود.

برهمین اساس تحلیل رفتار فصلی سریهای زمانی یکی از جنبه‌های مهم در تحقیقات اقتصادی دو دهه اخیر دنیا بوده است. مطالعات دیکی و همکاران (۱۹۸٤)، هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰)، فرانسس (۱۹۹٦)، کلمنتس و اسمیت (۱۹۹۷)، براندستروپ و همکاران (۲۰۰٤)، فرانسس و دیجک (۲۰۰۵) از جمله کارهای قابل ذکر در این زمینه محسوب می‌شوند. با وجود اهمیت خیلی زیاد و جایگاه غیر قابل انکار رفتار فصلی، در اکثر مطالعات داخلی در بخش‌های کشاورزی و غیر کشاورزی کشور به این جنبه از ویژگیهای سریهای زمانی اقتصادی توجه چندانی نشده است و با انجام تعدیلات فصلی از این خصوصیت مهم چشم‌پوشی شده است. در این بین فقط مطالعات معدودی از قبیل کشاورز حداد (۱۳۸۵)، شریفان و قهرمان (۱۳۸٦)، قهرمان‌زاده و سلامی (۱۳۸٦) در سالهای اخیر به این قضیه پرداخته‌اند. لذا با توجه به اهمیت بالای رفتار فصلی بویژه در کالاهای کشاورزی، توجه بیشتر به این زمینه و استفاده کامل و کارا از آمار و اطلاعات کم موجود در کشور یک ضرورت است که نباید از طرف محققان در درجه اول و سیاستگذاران بخش در گام بعدی نادیده گرفته شود. لازم به ذکر است با توجه به اهمیت بالای موضوع و شکاف موجود در ادبیات موضوع در داخل کشور، هدف این پژوهش عمدتاً پرداختن به موضوع ریشه واحدهای فصلی و معرفی آزمونهای موجود در این رابطه و پر کردن شکاف مطالعاتی موجود بود. امید است این مطالعه گامی هرچند ناچیز در جهت ترغیب محققان برای استفاده از این روش باشد. چرا که به عنوان نمونه آبیسینگ (۱۹۹٤) نشان می‌دهد در صورت نادیده گرفتن ریشه واحدهای فصلی ممکن است بین دو سری زمانی رابطه مستحکم و معنی‌داری یافت شود در حالی که واقعیت جز این است و رگرسیون نتیجه شده رگرسیون کاذبی بیش نیست. لذا از آنجا که عموم سریهای زمانی مربوط به بخش کشاورزی بویژه 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. در این راستا به منظور ملموس‌تر نمودن بحث و ارائه یک مورد کاربردی، این آزمونها بر روی سریهای قیمت گوشت مرغ در استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان انجام شد.

مواد و روش‌ها

ادبیات رفتار فصلی در علم اقتصاد می‌تواند به سه گروه وابسته به‌هم تقسیم‌بندی گردد: ۱- مدلهای نوفه خالص[1]، ۲- مدلهای سری زمانی، ۳- مدلهای اقتصادی رفتار فصلی. بوضوح این سه گروه بهم وابسته‌اند و چندین زیرگروه قابل شناسایی هستند. برجسته‌ترین مدلها در گروه اول، مدلهایی هستند که داده‌های تعدیل شده فصلی که توسط ادارات جمع‌آوری کننده داده‌های رسمی (مانند داده‌های فصلی تعدیل شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) منتشر می‌شوند را مورد استفاده قرار می‌دهند.

گروه دوم مرکب از پنج روش الگوسازی بهم‌وابسته است؛ روش اول بوسیله باکس و جنکینز (۱۹۷۰) پیشنهاد

[1] . *Pure noise models*

Archive of SID

www.SID.ir

شد و مدل اصلی، بسط حاصلضربی[1] مدل *ARIMA* است. روش دوم مدلهای مؤلفه‌های مشاهده نشده[2] بوده که مدلهای *ARIMA* را برای مؤلفه چرخه روند جمع‌پذیر[3] و مدلهای *ARIMA* فصلی را برای مؤلفه فصلی جمع‌پذیر[4] تصریح می‌کند. روش سوم بر اساس مدل پارامتر متغیر زمانی[5] و مدل خودرگرسیون دوره‌ای[6] می‌باشد. روش چهارم بر اساس مدلهای فصلی نموکننده[7] که به عنوان یک مدل انعطاف‌پذیر که چندین مدل از مدلهای سری زمانی فصلی مانند مدل دوره‌ای و مدل ریشه واحد فصلی[8] را دربردارد، معرفی گردید. روش پنجم بر اساس این عقیده است که رفتار فصلی باید در یک محتوای چندمتغیره دیده شود و جنبه‌های همجمعی فصلی، همجمعی دوره‌ای و ویژگیهای مشترک فصلی[9] مهمترین بخشهای آن هستند. بالاخره گروه سوم شامل انباشتگی[10] از جنبه رفتار فصلی در علم اقتصاد می‌باشد (برنداستراپ و همکاران، ۲۰۰٤).

مفهوم انباشتگی فصلی و به عبارت دیگر مدلهای گروه سوم بحث پایایی سریهای زمانی فصلی را مطرح می‌کند. اگر یک سری زمانی فصلی، ناپایا باشد و ناپایایی بوسیله روند فصلی ایجاد شده باشد، وقتی این روند قطعی است که نه‌تنها رگرسیونی با کاربرد متغیرهای موهومی روند را کنترل کند بلکه باقیمانده‌هایی را برای تحلیلهای بعدی ارائه کند. ولی اگر رفتار فصلی بسته به حافظه سری، حالت تصادفی را دنبال نماید، ممکن است سری تفاضل‌گیری شده پایا باشد. در این مورد تفاضل‌گیری سری را پایا خواهد ساخت (گو و لاو ۲۰۰۱). در نتیجه در چنین حالتی بایستی وجود ریشه واحد فصلی در سریهای زمانی مورد نظر شناسایی گردند.

در ادبیات ریشه واحد معمول، گفته می‌شود که یک سری زمانی انباشته از مرتبه d است اگر تفاضل dام آن یک فرایند *ARMA* پایا و معکوس‌پذیر[11] باشد. هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) این را به انباشتگی فصلی تعمیم دادند و بیان کردند سری زمانی مورد نظر، p_t، انباشته فصلی از مرتبه d در فراوانی ω است اگر تراکم طیفی‌اش[12] در رابطه زیر صدق نماید:

$$f(\omega+\lambda)\sim g|\lambda|^{-2d} \ni \lambda\to 0 \qquad \{1\}$$

که g یک ثابت مثبت است، نماد $\sim$ به این معنی است که نسبت سمت راست و چپ به ۱ میل می‌کند، ω فراوانی فصلی و d یک عدد صحیح غیرمنفی است. در مورد داده‌های سه‌ماهانه $\omega=\left\{0,\pi,\frac{\pi}{2},\frac{3\pi}{2}\right\}$ می‌باشد که بر حسب رادیان اندازه‌گیری می‌شود. معمولاً برای سادگی، فراوانی فصلی بر حسب کسری از چرخه کامل۱۳ (دایره کامل) اندازه‌گیری می‌شود. یعنی: $\omega=2\pi\theta$ و $\theta=\left\{0,\frac{1}{2},\frac{1}{4},\frac{3}{4}\right\}$. این فرایند به صورت $p_t\sim I_\theta(d)$ نشان داده شود که d مرتبه انباشتگی[14] و θ فراوانی را نشان می‌دهد (برنداستراپ و همکاران، ۲۰۰٤).

ریشه واحدها برای فرایند تصادفی p_t می‌تواند با تجزیه عملگر $(1-B^s)$ به دست آید که در مورد داده‌های سه‌ماهانه *(S=4)*، به صورت زیر عمل می‌شود:

$$(1-B^4)p_t=(1-B)(1+B+B^2+B^3)p_t$$
$$=(1-B)(1+B)(1-iB)(1+iB)p_t$$

لذا در مورد سریهای زمانی سه‌ماهانه، ریشه واحدها عبارت خواهند بود از: ۱،۱-، i و $-i$ $(i=\sqrt{-1})$ که به‌ترتیب به ریشه واحد فراوانی صفر یا بلند مدت (یک چرخه تک‌دوره‌ای[15])، فراوانی نیم‌سالانه π (دو چرخه در یک سال) و دو ریشه واحد مختلط[16] نیز مربوط به

[1] . *Multiplicative extension*
[2] . *Unobserved components models*
[3] . *Additive trend cycle component*
[4] . *Additive seasonal component*
[5] . *Time-varying parameter*
[6] . *Periodic autoregressive model or PAR*
[7] . *Evolving seasonals models*
[8] . *Seasonal unit root*
[9] . *Seasonal common features*
[10] . *Integration*
[11] . *Invertible*
[12] . *Spectral density*
[13] . *Total circle*
[14] . *Order of integration*
[15] . *Single period cycle*
[16] . *complex*

Archive of SID

www.SID.ir

فراوانی‌های π/۲ و ۳π/۲ (یک چرخه در هر سال) می‌باشند (کلمنتس و هندری ۲۰۰٤).

به طور کلی فرایند خودرگرسیونی زیر را برای p_t در نظر بگیرید:

$$\emptyset(B)p_t = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0,\sigma^2) \qquad \{۲\}$$

در معادله ۲ $\emptyset(B)$ یک چندجمله‌ای از عملگر وقفه‌ای[1] است و همه ریشه واحدهای $\emptyset(B)$ بجز ریشه واحدهای ممکن در فراوانی بلندمدت یا صفر[2] $\omega = 0$ مربوط به $B=1$ و ریشه واحدهای فصلی شامل فراوانی نیم‌سالانه[3] $\omega = \pi$ مربوط به $B=-1$ و فراوانیهای سالانه[4] $\omega = \{\pi/2, 3\pi/2\}$ مربوط به $B=\pm i$، در خارج از چرخه واحد قرار دارند. ادبیات ریشه واحد استاندارد، تخمین و آزمون فرضیه مربوط به ریشه واحد بلندمدت $B=1$ را در نظر دارد در حالیکه آزمونهای ریشه واحد فصلی برای شامل کردن موارد $B=-1$ و $B=\pm i$ تعمیم یافته‌اند (فرانسس و دیجک، ۲۰۰۵). در ادامه بحث این آزمون‌ها تشرح می‌شوند.

آزمون ریشه واحدهای فصلی

دیکی و همکاران (۱۹۸٤) آزمون ساده‌ای را برای ریشه واحدهای فصلی، تحت عنوان آزمون *DHF*[5] که در واقع حالت تعمیم‌یافته آزمون دیکی فولر برای ریشه واحدهای بلندمدت است، ارائه نمودند. در رابطه با داده‌های سه‌ماهانه، آنها تخمین رگرسیون زیر را پیشنهاد کردند:

$$(1-B^4)p_t = \phi p_{t-4} + \varepsilon_t, \ \varepsilon_t \sim i.i.d.(0,\sigma^2) \quad \{۳\}$$

آزمون *DHF* مقدار آماره t مربوط به ϕ است که توزیع غیراستاندارد دارد. این آزمون، یک آزمون مشترک برای همه ریشه واحدها در فراوانی بلندمدت و همه فراوانی‌های فصلی می‌باشد. فرضیه صفر $\phi = 1$ و فرضیه مقابل $\phi < 1$ می‌باشد. با این فرض که $(1-B^4)$ می‌تواند به ٤ مؤلفه تجزیه شود، واضح است که دیکی و همکاران (۱۹۸٤) فرضیه صفر ٤ ریشه واحد را به طور همزمان مدنظر قرار داده‌اند (فرانسس ۱۹۹٦).

هیلبرگ و همکاران *[HEGY]*[6] (۱۹۹۰) برای غلبه بر این عدم انعطاف‌پذیری *DHF* رویه ساده‌ای را برای آزمون ریشه واحدهای فصلی و غیرفصلی در یک سری زمانی سه‌ماهانه پیشنهاد کردند که فیلتر $(1-B^4)$ را در مقابل انواع آشیانه‌اش مثل *(1-B)* و *(1+B)* آزمون می‌نماید. آنها تخمین معادله رگرسیونی {٤} را به روش حداقل مربعات معمولی پیشنهاد دادند (جوما و کانست، ۲۰۰٦):

$$(1-B^4)p_t = \pi_1 p_{1,t-1} + \pi_2 p_{2,t-1} + \pi_3 p_{3,t-2} + \pi_4 p_{3,t-1} + \sum_{i=1}^{q} \Phi_i (1-B^4)p_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \{٤\}$$

که در آن $p_{i,t}$ تبدیلات خطی است که به صورت زیر حاصل می‌شوند :

$$p_{1,t} = (1+B+B^2+B^3)p_t$$
$$p_{2,t} = -(1-B+B^2-B^3)p_t$$
$$p_{3,t} = -(1-B^2)p_t$$

در حقیقت $p_{i,t}$ سریهای جدید هستند که هر کدام بجز یکی از ریشه‌ها بقیه ریشه واحدهای بالقوه را حذف می‌کند به طوریکه در $p_{1,t}$، ریشه واحد فراوانی صفر، $p_{2,t}$، ریشه واحد فراوانی نیم‌سالانه و $p_{3,t}$ ریشه واحدهای مختلط حذف گردیده‌اند.

لازم به ذکر است که در معادله رگرسیونی {٤} مؤلفه فصلی قطعی μ_t اگر لازم باشد، می‌تواند به معادله اضافه گردد (زنیس ۱۹۹۹). همچنین تعداد وقفه‌ها بایستی به گونه‌ای انتخاب شود که اجزای اخلال معادله تقریباً نوفه سفید باشند (فرانسس ۱۹۹۸).

پس از برآورد مدل (٤)، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با آماره‌های t برای ضرایب برآورد شده π_1, π_2 و آماره‌های F برای ضرایب π_3, π_4 آزمون می‌شود. این آماره‌ها توزیع‌های استاندارد t و F را ندارند و با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) مقایسه می‌گردند.

---

1. *Finite lag polynomial*
2. *Zero*
3. *Biannual*
4. *Annual*
5. *Dickey–Hasza–Fuller*
6. *Helleberg, Engle, Granger, Yoo*

Archive of SID

www.SID.ir

استراتژی آزمون به این صورت است که در فراوانی صفر، آزمون t یک‌طرفه برای آزمون فرضیه صفر $H_0: \pi_1 = 0$ در برابر فرضیه مقابل $H_1: \pi_1 < 0$ مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر t_1 محاسبه شده بزرگتر از t_1 بحرانی جدول ($t_1 > t_{1,tabulated}$) باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و یک ریشه واحد در فراوانی صفر وجود دارد (دارن و دیوبلت ۲۰۰۲). در فراوانی π نیز آزمون t یک‌طرفه برای آزمون فرضیه صفر $H_0: \pi_2 = 0$ در برابر فرضیه مقابل $H_1: \pi_2 < 0$ بکار می‌رود. اگر $t_2 > t_{2,tabulated}$ باشد فرض صفر رد نمی‌شود و یک ریشه واحد در فراوانی شش‌ماهه (π) وجود خواهد داشت. در فراوانی فصلی مختلط، آزمون F برای آزمون $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ در مقابل $H_1: \pi_3 \neq \pi_4 \neq 0$ استفاده می‌شود. اگر $F_{34} < F_{34,tabulated}$ باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و یک ریشه واحد در فراوانی‌های سالانه وجود دارد (دارن و دیوبلت،۲۰۰۲).

به خاطر اینکه ریشه‌های $\pm i$ ریشه‌های مختلط هستند، با داده‌های سه‌ماهانه نمی‌توانند از همدیگر تشخیص داده شوند. به این دلیل در کارهای عملی تحلیلها بر روی سه فراوانی اول یعنی صفر، π و $\frac{\pi}{2}$ متمرکز می‌گردد (لی ۱۹۹۲؛ کانست ۱۹۹۳؛ انگل و همکاران ۱۹۹۳؛ هوانگ و شن ۱۹۹۹ و هوانگ ۲۰۰۲).

نکته حائز اهمیت آن است که تعداد وقفه‌ها در رابطه {٤} باید به گونه‌ای انتخاب شود که باقیمانده‌های مدل دارای خصوصیات نوفه سفید باشند. نوفه سفید بودن جمله خطا بوسیله آزمونهای کنترل تشخیصی معمول مانند خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و نرمالیته قضاوت می‌شود (کلمنتس و اسمیت ۱۹۹۷).

بسته نرم‌افزاری که بتواند آزمون *HEGY* را انجام دهد، وجود ندارد و باید از نرم‌افزارهایی که قابلیت برنامه‌نویسی داشته باشند، استفاده گردد. در این پژوهش نیز از بسته نرم‌افزاری *SHAZAM* برای این منظور بهره گرفته شده است.

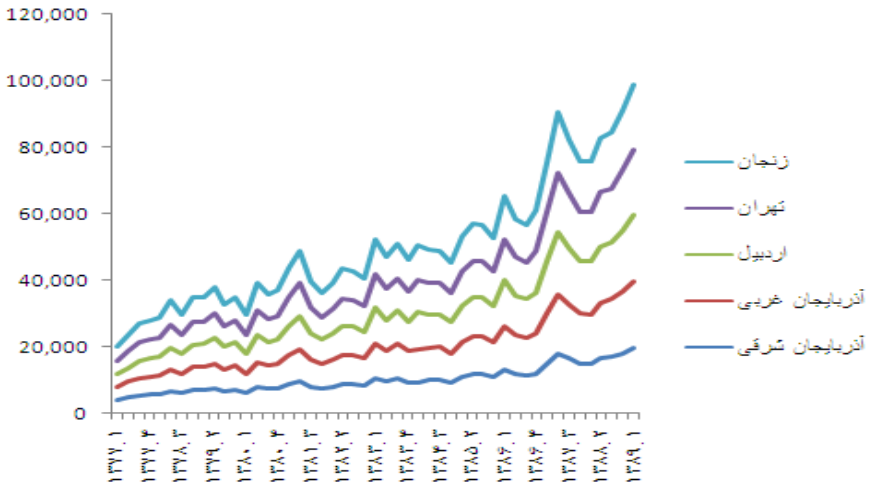
در ادامه آزمون و تحلیل‌های بیان شده بر روی سریهای قیمت گوشت مرغ در استان‌های منتخب مورد بررسی قرار گرفته است. آمار و داده‌های مورد استفاده شامل قیمت سه‌ماهانه مرغ زنده در طی دوره زمانی سالهای ۱۳۷۷:۱ تا ۱۳۸۸:٤ در پنج استان آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و تهران می‌باشد که از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری گردیده است.

نتایج و بحث

ترسیم نمودار متغیرها در مقابل زمان معمولاً نخستین مرحله در تجزیه و تحلیل سری زمانی است. شکل ۱ نمودار قیمتهای سه‌ماهانه مرغ زنده را در استانهای آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان نشان می‌دهد. اولین نکته‌ای را که می‌توان با توجه به این شکل دریافت آنست که تمامی این سریهای زمانی در طول زمان از روند صعودی برخوردارند. در نتیجه واضح است که حداقل میانگین آنها در طول زمان ثابت نیست. نکته دوم اینکه نوسانات آنها هم در فصول مختلف شباهت زیادی بهم دارد که این مسأله می‌تواند بیانگر وجود رفتار فصلی در آنها باشد.

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۱- نمودارهای قیمت سه‌ماهانه مرغ در استانهای منتخبطی دوره زمانی ۱۳۸۸:٤-۱: ۱۳۷۷

برای بررسی وجود ریشه واحد در سریهای قیمت مرغ زنده در استانهای منتخب از آزمون *HEGY* (رابطه ٤) استفاده شد. پنج حالت ۱- بدون عرض از مبدأ و متغیر موهومی فصلی و روند؛ ۲- با عرض از مبدأ و بدون متغیر موهومی و روند؛ ۳- با عرض از مبدأ و روند و بدون متغیر موهومی؛ ٤- با عرض از مبدأ و متغیر موهومی و بدون روند و بالاخره ٥- با عرض از مبدأ و متغیر موهومی فصلی و روند، به طور همزمان برای وقفه‌های صفر تا چهار در بسته نرم‌افزاری *SHAZAM* برنامه‌نویسی شد.

با استفاده از معیارهای آکائیک *(AIC)*، شوارتز *(SC)* و حنان کوئین *(HQ)* در نهایت، حالت پنجم با تعداد وقفه‌های صفر به عنوان برترین مدل تشخیص داده شد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول۱ ارائه شده است. *LP5,LP4,LP3,LP2,LP1* به ترتیب لگاریتم قیمتهای سه‌ماهانه مرغ زنده در استانهای آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، تهران و زنجان می‌باشد.

نتایج مربوط به آماره‌های t در فراوانیهای صفر، $t(\pi_1)$ ، و شش‌ماهه، $t(\pi_2)$ ، در ستونهای پنجم و ششم و آماره F در فراوانی مختلط، $F(\pi_3,\pi_4)$، در ستون هفتم منعکس شده است. مقادیر بحرانی این آماره‌ها در جدول ۲ آمده است. به عنوان مثال آماره t برای آزمون $H_0: \pi_1 = 0$ برای سری زمانی قیمت گوشت زنده در استان آذربایجان شرقی برابر با ۲/٥٤- می‌باشد. از آنجا که آماره t محاسبه شده از t بحرانی جدول بزرگتر است (۲/٥٤>٤/۰۲-) فرض صفر رد نمی‌شود و در نتیجه یک ریشه واحد در فراوانی صفر برای این سری قیمت وجود دارد.

همچنین آماره t برای آزمون $H_0: \pi_2 = 0$ برای این سری قیمت عبارت است از۲/۰٤-. چون t محاسبه شده از t بحرانی بزرگتر است (۲/۰٤>۳/٤۰-) لذا نمی‌توان فرض صفر رد نمود و در نتیجه ریشه واحد در فراوانی شش‌ماهه وجود وجود دارد. آماره F برای آزمون مشترک $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ برابر با ۲۱/٤۸٤ می‌باشد. چون آماره F محاسبه شده بزرگتر از مقدار بحرانی است(۹/۳۰) است. فرض صفر رد نمی‌شود و در نتیجه می‌توان گفت سری قیمت مرغ در آذربایجان‌شرقی دارای ریشه واحد در فراوانی سالانه $(\pi/2)$ نمی‌باشد. برای بقیه استانها نیز وضعیت به همین صورت می‌باشد به طور کلی قیمتهای سه‌ماهانه گوشت مرغ در استانهای آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان دارای ریشه‌واحد در فراوانیهای صفر و π می‌باشد. ریشه واحد فراوانی صفر بیانگر ناپایایی متداول بلندمدت است در حالیکه ریشه واحد فراوانی π حاکی از ناپایایی فصلی موجود در داده‌های قیمت گوشت مرغ می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به موارد ونتایج بدست آمده استنباط می‌گردد وجود ریشه واحدهای فصلی در سریهای زمانی، همانند سریهای قیمت منتخب در مطالعه حاضر، قطع‌نظر از فراهم کردن فرصتی برای بینش وسیعتر در مطالعات، ممکن است مشکلاتی را وقتی در آزمونهای انباشتگی و همجمعی نادیده گرفته می‌شوند، بوجود آورند. هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) دریافتند که نادیده گرفتن ریشه‌های فصلی با کاربرد آزمون دیکی- فولر[1] برای ریشه واحد فراوانی صفر منجر به ناسازگاری آزمون و فقدان توان آزمون می‌شود. . همجنین همانطور که در مقدمه نیز اشاره گردید، نادیده گرفتن ریشه واحدهای فصلی منجر به رگرسیون کاذب خواهد شد. فرانسس و همکاران (۱۹۹۵) پیشنهاد می‌نمایند که در تفسیر نتایج این گونه رگرسیونها باید کاملاً احتیاط نمود. چرا که در چنین حالتی احتمال یافتن روابط بسیار معنی‌دار (ضریب تعیین بالا) بین متغیرهای الگو بالاست در حالیکه ممکن است رابطه یافت شده هیچگونه مفهوم اقتصادی نداشته باشد. با در نظر گرفتن موارد ذکر شده توصیه می‌شود در مطالعات تجربی به منظور بررسی خصوصیات پایایی متغیرهای مورد نظر، وجود ریشه واحدهای فصلی در آنها آزمون گردند.

یکی از مهمترین کاربردهای ریشه واحدهای فصلی یا به عبارت دیگر انباشتگی فصلی، استفاده از این ریشه واحدهای فصلی در تخمین الگوهای همجمعی است. نادیده گرفتن همجمعی فصلی با این فرض که ریشه واحد فصلی وجود ندارد، منجر به مدلهای تصحیح خطا که به شکل غلط تصریح شده‌اند، می‌گردد که موجب تفسیرهای بلندمدت و پیش‌بینی‌های نامناسب می‌گردد.

همچنین با توجه به اینکه الگوهای فصلی در سریهای قیمتی کشاورزی به وفور یافت می‌شوند، و تعداد مطالعات انجام شده در کشور در زمینه پیش‌بینی قیمت کالاهای کشاورزی نسبتاً زیاد است و این انتظار می‌رود که در آینده نیز این روند ادامه یابد، احتمال زیادی وجود دارد که وقتی پیش‌بینی بدون در نظر گرفتن ریشه واحدهای فصلی انجام می‌شود منجر به نتایج نادرست گردد. لذا در این‌گونه مطالعات نیز، توصیه می‌شود رفتار فصلی متغیرها مدنظر قرار گیرد.

[1] . *Dickey & Fuller*

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد *HEGY* در ۵ سری زمانی قیمت مرغ زنده.

آماره‌ها / متغیرها	n†	متغیرهای قطعی واردشده††	تعداد وقفه	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3,\pi_4)$
LP1	٤٥	*c,t,d*	۰	-۲/٥٤	-۲/۰٤	۲۱/٤۸***
LP2	٤٥	*c,t,d*	۰	-۲/۳۲	-۱/۹۹	۲۳/۸٦***
LP3	٤٥	*c,t,d*	۰	-۲/٤۳	-۲/۲٦	۲۳/۳۹***
LP4	٤٥	*c,t,d*	۰	-۲/۱۹	-۲/۰۲	۲۳/۰۸***
LP5	٤٥	*c,t,d*	۰	-۲/۳۷	-۲/۱۷	۲٦/۸٤***

†تعداد مشاهدات مؤثر را نشان می‌دهد.†† رگرسیون معین رابطه ٤ شامل مقدار ثابت *(c)*، سه متغیر موهومی فصلی *(d)* و یک روند *(t)* است.

***معنی‌داری در سطح ۱درصد.

جدول۲- مقادیر بحرانی برای آزمون *HEGY*، در سطوح احتمال متفاوت برای معادله رگرسیون شامل *c*، *d* و *t*

آماره / سطح معنی‌داری	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3,\pi_4)$	$F(\pi_2,\dots,\pi_4)$	$F(\pi_1,\dots,\pi_4)$
۰/۱	-۳/۰۲	-۲/٤٥	٥/۳۸	٥/۱٥	٥/۸٤
۰/۰٥	-۳/۳٤	-۲/۷۷	٦/٥٥	٦/۱۲	٦/۹۲
۰/۰۲٥	-۳/٦٤	-۳/۰٦	۷/۷۷	۷/۱۰	۷/۸۳
۰/۰۱	-٤/۰۲	-۳/٤۰	۹/۳۰	۸/٤۱	۹/۱۸

مأخذ: فرانسس و هوبیجن (۱۹۹۷)

Archive of SID

منابع مورد استفاده

شریفان ح و قهرمان ب، ۱۳۸٦. ارزیابی پیش‌بینی باران با بکارگیری تکنیک *SARIMA* در استان گلستان، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. جلد چهاردهم، شماره سوم، صفحه‌های ۱۹٦ – ۱۷٥.

قهرمان‌زاده م و سلامی ح. ۱۳۸٦. الگوی پیش بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه موردی استان تهران. مجله علوم کشاورزی ایران، ویژه‌نامه اقتصاد و توسعه کشاورزی، شماره۱، صفحه‌های ۱۸-۱.

کشاورز حداد غ، ۱۳۸٥. تحلیل اثرات تقویمی در نوسانات قیمتی برخی از کالاهای اساسی (مطالعه موردی: داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم‌مرغ). مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲، صفحه‌های ۳۲۸-۲۹٥.

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

www.SID.ir

Bohl MT, 2000. Nonstationary stochastic seasonality and the German M2 money demand function. European Economic Review 44: 61-70.

Box GEP & Jenkins GM, 1970. Time series analysis, forecasting and control. San Francisco: Holden- Day.

Brendstrup B, Hylleberg S, Nielsen MO, Skipper L and Stentoft L, 2004. Seasonality in economic models. Macroeconomic Dynamics 8: 362–394.

Clements MP and Hendry DF, 2004. A companion to economic forecasting. Blackwell Publishing, ltd.

Clements MP and Smith J, 1997. Forecasting seasonal UK consumption components. University of Warwick.

Darne O and Diebolt C, 2002. A note on seasonal unit root tests. Quality and Quantity, Kluwer Academic Publishers 36: 305–310.

Dickey DA, Hasza DP and Fuller WA, 1984. Testing for unit roots in seasonal time series. Journal of the American Statistical Association Volume 79: 355–367.

Engle RF and Granger CWJ. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica 2: 251-276.

Engle RF, Granger CWJ, Hylleberg S and Lee HS, 1993. Seasonal cointegration: The Japanese consumption function. Journal of Econometrics 55: 275–298.

Franses PH. 1996. Periodicity and stochastic trends in economic time series. Advanced Texts in Econometrics,Oxford University Press.

Franses PH. 1998. Time series for business and economic forecasting. Cambrige University Press.

Franses PH and Dijk VD, 2005. The forecasting performance of various models and nonlinearity for quarterly industrial production. International Journal of Forecasting 21: 87-102.

Franses PH and Hobijn B, 1997. Critical values for unit root tests in seasonal time series. Journal of Applied Statistics 25: 25-47.

Ghysels E and Perron P, 1993. The effect of seasonal adjustment filters on test for a unit root. Journal of Econometrics 55: 57-98.

Goh C and Law R, 2001. Modeling and forecasting tourism demand for arrivals with stochastic nonstationary seasonality and intervention. Tourism Management 23: 499-510.

Huang TH, 2002. A joint test of the rational expectations permanent incom hypothesis under seasonal cointegration. Australian Economic Papers. Blackwell Publishing Ltd.

Huang TH and Shen CH, 1999. Applying the seasonal error correction model to the demand for international reserves in Taiwan. Journal of International Money and Finance 18: 107-131.

Hylleberg S, 1992. Modelling seasonality. Oxford University P ress.

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

Hylleberg S, Engle RF, Granger CWJ and Yoo S, 1990. Seasonal integration and cointegration. Journal of Econometrics 44: 215–238.

Jumah A and Kunst RM, 1995. Forecasting seasonality cointegrated systems: Supply responese in austrian agriculture. Economics Series, No.11.

Kunst RM, 1993. Seasonal Cointegrationin Macroeconomic Systems: Case Studies and Large European Countries. Review of Economics and Statistics, Volume, 75.

Lee HS, 1992. Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration. Journal of Econometrics 54: 1-47.

Archive of SID

www.SID.ir

Sims CA, 1974. Seasonality in regression. Journal of American Statistical Association 69: 618-627.

Wallis KF, 1974. Seasonal adjustment and relations between variables. Journal of American Statistical Association 69: 18-31.

Zanias GP, 1999. Seasonality and spatial integration inagricultural (product) markets, Agricultural Economics 20: 253-262.

Archive of SID

www.SID.ir