

هم‌جمعی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی: کاربردی برای تحلیل رفتار فصلی بازار تخم مرغ استان‌های شمالغرب کشور

محمد قهرمان زاده^{۱*}، اسماعیل پیش بهار^۲، مینا صالح نیا^۳
 ۱، دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
 ۲، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
 ۳، دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
 (تاریخ دریافت: ۹۳/۱۲/۱۶ - تاریخ تصویب نهایی: ۹۶/۸/۱۸)

چکیده

رفتار فصلی قیمت محصولات کشاورزی عموماً یکی از ویژگی‌های بازار این محصولات - محسوب می‌گردد و در چند دهه گذشته، تمایل فزاینده‌ای جهت الگوسازی سری‌های زمانی فصلی تعدیل نشده به وجود آمده است و مطالعات اقتصادسنجی زیادی، اهمیت بررسی نوسانات فصلی را مطرح کرده‌اند. از این‌رو، در مطالعه حاضر به تحلیل رفتار فصلی بازار تخم مرغ در استان‌های شمالغرب کشور و رابطه هم‌جمعی فصلی آنها با استفاده از داده‌های سه ماهانه قیمت خرده فروشی طی سال‌های ۸۹-۱۳۸۱ پرداخته شده است. بدین منظور از آزمون هم‌جمعی فصلی (EGHL) و الگوی تصحیح خطای فصلی (SECM) بهره گرفته شد. نتایج حاکی از وجود ریشه واحد فصلی در تمامی فراوانی‌ها برای سری‌های قیمت تخم مرغ بوده و رابطه هم‌جمعی فصلی در فراوانی صفر برای روابط قیمتی استان‌های آذربایجان غربی - آذربایجان شرقی، اردبیل - زنجان و زنجان - اردبیل و در فراوانی سالانه برای استان‌های اردبیل-آذربایجان شرقی و کردستان-زنجان برقرار می‌باشد. ضرایب سرعت تعدیل برآورد شده در الگوی تصحیح-خطای فصلی، مویده آن است قیمت‌های تخم مرغ در این استان-ها پس از اعمال یک شوک قیمتی به حالت تعادلی اولیه خود بخواهند گشت. با توجه به نتایج هم‌جمعی فصلی قیمت‌ها بین استان‌ها، توصیه می‌گردد که سیاست تنظیم بازار تخم مرغ در یک استان با هماهنگی مسئولان استان دیگر صورت گیرد.

واژه‌های کلیدی: آزمون هم‌جمعی فصلی (EGHL)، الگوی تصحیح خطای فصلی (SECM)، بازار تخم مرغ، رفتار فصلی

مقدمه

است که الگوی فصلی، تغییرپذیری بسیاری از سری‌های زمانی فصلی یا ماهانه را توضیح می‌دهد. همچنین، اطلاعاتی از رفتار بنگاه‌های اقتصادی ارائه می‌دهد (Lof & Franses, 2001). با وجود آگاهی‌های اخیر از وجود رفتار فصلی در سری‌های زمانی اقتصادی، اقتصاددانان

در چند دهه گذشته، تمایل فزاینده‌ای جهت الگوسازی سری‌های زمانی فصلی تعدیل نشده به وجود آمده است و مطالعات اقتصادسنجی زیادی، اهمیت بررسی نوسانات فصلی را مطرح کرده‌اند. واقعیت امر آن

در موضوع پیوستگی بازار محصولات کشاورزی، مورد بحث بسیاری از مناظرات معاصر درباره آزادسازی تجارت، سیاست‌های قیمتی و اصلاح آژانس‌های تجاری دولتی در کشورهای در حال توسعه است (Sekhar, 2012). پیوستگی بازار به‌عنوان ابزاری مؤثر جهت افزایش کارایی اقتصادی شناخته می‌شود؛ که نه تنها موجبات تسهیل رقابت (از طریق بهبود عملکرد فعالان اقتصادی) را فراهم می‌آورد، بلکه امکان توزیع ریسک و تخفیف اثرات شوک‌های عرضه و تقاضا را ایجاد می‌کند. با وجود این مزیت‌ها، بازارهای مربوط به یک کالای خاص اغلب تمایل به گسستگی دارند. دلایل متعددی برای عدم پیوستگی بازارها وجود دارد از قبیل: محدودیت ارتباط، عدم دسترسی به منابع مالی، حمایت از صنایع داخلی و هماهنگی ناکافی استانداردهای فنی (Barrett, 2008).

مطالعات زیادی در داخل و خارج کشور به بررسی وضعیت بازارها و پیوستگی آنها و روابط متغیرها با استفاده از روش‌های همجمعی پرداخته‌اند. Engle, Granger, Hylleberg & Lee (EGHL) (1993) با پیروی از نظریات Hylleberg et al. (HEGY) (1990) و در راستای توسعه بخشیدن به آزمون‌های ریشه واحد فصلی، اقدام به برآورد و آزمون همجمعی فصلی در کلیه فراوانی‌ها با استفاده از یک روش دو مرحله‌ای کردند. در این مطالعه، داده‌های مصرف و درآمد علایمی از وجود همجمعی فصلی در فراوانی سالانه را برای کشور ژاپن آشکار کرد. همچنین، به توان بالای این آزمون در نمونه‌های متوسط نسبت به آزمون‌های قبلی نیز اشاره شده است. Lee & Siklos (1997) نقش فرآیند فصلی را در استنباط رابطه علیت پول - ستاده در ایالات متحده آمریکا بررسی کرد و با استفاده از روش EGHL و رهیافت حداکثر راستنمایی Lee نتیجه گرفتند که رابطه بلندمدتی بین سری‌های M_1 و GNP وجود ندارد. مطالعه آنها نشان داد اقتصاددانان مکانیزم انتقال پولی را نه فقط در فراوانی‌های چرخه‌های تجاری بلکه در فراوانی‌های فصلی نیز باید مورد توجه قرار دهند. Bohl (2000) با کاربرد روش EGHL و داده‌های فصلی، فرآیند فصلی تصادفی نایستا را جهت الگوسازی تابع تقاضای پول M_2 آلمان مورد بررسی قرار داد. شواهد تجربی

زیادی پیرو نظر Box & Jenkins (1976)، فصلی بودن را به‌عنوان یک جزء اخلاص تلقی می‌کنند. Engle et al. (1989) عقیده دارند استفاده از رهیافت Box-Jenkins نه تنها منجر به از دست دادن اطلاعات مهمی درباره رفتار فصلی خواهد شد، بلکه اشتباهات غیر عمدی را در استنباط روابط اقتصادی بین داده‌ها رقم خواهد زد (Ibrahim & Florkowski, 2005).

در کارهای تجربی قبل از سال‌های ۱۹۹۰، الگوهای فصلی به‌صورت قطعی فرض شده و توسط متغیرهای موهومی الگوسازی می‌شد و یا به روش تعدیل فصلی داده‌ها از تحلیل‌ها کنار گذاشته می‌شد. بعد از مطالعه Hylleberg et al. (۱۹۹۰) به بعد، همجمعی در فراوانی صفر یعنی همجمعی مرسوم انگل-گرانجر، به فراوانی‌های فصلی نیز بسط داده شده است. وجود ریشه واحد در فراوانی غیرصفر نشان‌دهنده الگوی فصلی تصادفی خواهد بود (Lof & Lyhagen, 2002). در چنین مواقعی کاربرد متغیرهای موهومی فصلی در رگرسیون همجمعی مورد تردید قرار می‌گیرد. زیرا ضرایب برآورد شده بردار همجمعی ناسازگار هستند (Bohl, 1998). علاوه بر این، Ghysels & Perron (1993) اثبات کرده‌اند که فیلترهای تعدیل فصلی به‌طور قابل ملاحظه‌ای توان آزمون‌های ریشه واحد را برای سری‌های زمانی تعدیل شده فصلی کاهش خواهد داد. همچنین، Wells (1997) بیان نمود که همجمعی می‌تواند نتیجه کاذب روش تعدیل فصلی باشد.

برخی از متغیرهای اقتصادی از جمله سری‌های قیمت محصولات کشاورزی، رفتار فصلی قابل توجهی را نشان می‌دهند که بر اساس مطالعه Pierce (1976)، ممکن است هر دو مؤلفه فصلی قطعی و تصادفی را دارا باشند. لذا، مناسب‌تر است در چنین مواردی از روش‌های همجمعی فصلی به‌جای تعدیل فصلی استفاده شود. در مطالعه حاضر به کاربرد پیشرفت‌های جدید در فنون الگوسازی سری زمانی فصلی اشاره شده و چگونگی الگوسازی رابطه همجمعی بین قیمت محصولات کشاورزی با در نظر گرفتن رفتار فصلی آنها تحلیل می‌شود. در این راستا، پیوستگی بازار محصولات کشاورزی بحث می‌شود. زیرا از لحاظ تکنیکی مبحث همجمعی ارتباط مستقیمی با موضوع پیوستگی بازارها دارد.

بین بازار چوب‌های جلا داده شده و سایر انواع، تفاوت وجود دارد. همچنین ناکارایی بازار چوب سوئد در این مطالعه تأیید شد.

در حیطة مطالعات داخلی، Sahrayian & Bakhshoudeh (2008) پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان را با استفاده از روش همجمعی-Engle-Granger بررسی کرده و دریافته‌اند اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی درازمدت دارند. Rostamian (2010) نیز در تحقیقی با استفاده از همین روش، به بررسی بازار گوشت ماهی در هفت استان کشور پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که از ۲۱ زوج بازار موجود، نه زوج بازار پیوسته می‌باشند. Dashti et al. (2012) پیوستگی مکانی بازار گوشت مرغ را در استان‌های شمالغرب کشور و استان تهران با آزمون همجمعی چند متغیره Johansen مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که در فراوانی‌های بلند مدت و شش ماهه، پیوستگی‌های جزئی وجود دارد.

براساس مطالب یادشده، روشن است که در ادبیات اخیر اهمیت توجه به نوسانات فصلی در آزمون‌های همجمعی بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. با این حال، بررسی پیوستگی بازارها و به طور خاص آزمون‌های همجمعی صورت گرفته در داخل کشور بیشتر از نوع روش Engle-Granger یا Johansen بوده و بدون لحاظ نمودن مؤلفه فصلی بوده است. تحقیق حاضر به-عنوان اولین مطالعه در نوع خود در ایران به کاربرد روش همجمعی فصلی و تحلیل رفتار فصلی قیمت محصولات کشاورزی می‌پردازد. در این راستا، بحث پیوستگی بازار تخم مرغ در استان‌های شمالغرب کشور به صورت یک تحلیل کاربردی مد نظر قرار خواهد گرفت. در حقیقت در این مطالعه سعی می‌شود به این سؤال پاسخ داده شود که آیا سیگنال‌های قیمتی صادر شده از یک بازار، به بازارهای دیگر نیز فرستاده می‌شوند؟ و حدود این انتقال تا چه اندازه خواهد بود؟ نظر به اینکه یکی از شروط پیوستگی مکانی بازارها، امکان داد و ستد نهاده-ها و محصولات بین بازارها و امکان سرایت اطلاعات قیمتی بین این بازارها است. لذا، مطالعه بازار تخم مرغ در استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و کردستان به دلیل همجواری این استان‌ها و قرار

مطالعه حاکی از وجود رابطه همجمعی در کلیه فراوانی-ها برای سری‌های زمانی خام است، در حالی که هیچ رابطه بلندمدتی برای سری‌های زمانی تعدیل شده یافت نشد. در این مطالعه، بر اهمیت توجه به نوسانات فصلی تأکید شده است. Asche et al. (2003) با بهره‌گیری از آزمون Johansen و سری‌های زمانی قیمت نفت خام و چهار فرآورده عمده نفتی در اروپای شمالغربی، نتیجه گرفتند پیوستگی بازار برای تعدادی از فرآورده‌ها(نفت-گاز، نفت سفید و نفتا) و برونزایی ضعیف در مورد نفت خام برقرار است. Ibrahim & Florkowski (2005) با بررسی رابطه بین قیمت و موجودی انبار محصول گردوی آمریکایی نتیجه گرفتند هر دو سری مذکور از الگوی فصلی تصادفی پیروی کرده و در فراوانی شش ماهه، به طور فصلی همجمع هستند. همچنین سرعت تعدیل حاصل از الگوی تصحیح خطا بیانگر تعدیل یک طرفه قیمت‌ها نسبت به موجودی انبار است.

Olsson et al. (2011) با هدف آزمون پیوستگی بخش خانگی بازار چوب در کشورهای اتریش، آلمان و سوئد از روش Engle-Granger استفاده کردند. طبق نتایج حاصله می‌توان بازارهای اتریش و آلمان را پیوسته در نظر گرفت، در حالی که بازار سوئد جدا از دیگر بازارها است. Ben Zaid & Binet (2011) اثر فصلی بودن را در برآورد تابع تقاضای آب در تونس مورد تحلیل قرار دادند. نتایج حاکی از وجود همجمعی فصلی در فراوانی شش ماهه در دو گروه مصرفی (با مصرف بالا و پایین) می‌باشد. همچنین سیاست قیمت‌گذاری فصلی، برای کاستن از مصرف گروه بالاتر از کارایی لازم برخوردار نخواهد بود. Sekhar (2012) برای ارزیابی درجه پیوستگی بازار محصولات کشاورزی هند از روش Gonzalo-Granger استفاده کرد. نتایج نشان داد بازار محصولاتی نظیر روغن‌های خوراکی که محدودیت حمل و نقل بین منطقه‌ای در مورد آنها وجود ندارد، به طور رضایت‌بخشی پیوسته هستند. Olsson & Hillring (2013) به تحلیل روابط قیمتی بین انواع مختلف چوب-های سوختی و گروه‌های مختلف مصرف‌کنندگان در بازار چوب سوئد پرداختند. نتایج آزمون همجمعی Johansen-Juselius برای موارد چند متغیره و آزمون Engle-Granger برای موارد دو متغیره نشان داد

قیمت همجمع بوده و به بازار مشترکی تعلق دارند. بنابراین، همجمعی رابطه نزدیکی با تحلیل LOP پیدا می‌کند (Stigler & Sherwin, 1985). نکته قابل توجه این است که بحث همجمعی می‌بایستی با توجه به ماهیت داده‌ها صورت گیرد. چنانکه داده‌های مورد نظر از رفتار فصلی تبعیت نماید، می‌بایستی از فنون سری زمانی فصلی بهره گرفت.

استفاده از فنون سری زمانی برای الگوسازی رفتار یک سری مستلزم شناسایی ماهیت آن سری زمانی است. همان‌طور که پیشتر اشاره شد، رفتار فصلی یک سری زمانی مثلاً سری قیمت سه ماهانه تخم‌مرغ، می‌تواند به صورت یک فرآیند فصلی قطعی یا تصادفی باشد. یک مؤلفه فصلی تصادفی را یک فرآیند ریشه واحد فصلی یا فرآیند تصادفی نایستا می‌نامند. یکی از راه‌های شناسایی وجود فرآیند فصلی تصادفی نایستا در سری زمانی انجام آزمون ریشه واحد فصلی است. ریشه واحدها برای فرآیند تصادفی x_t مانند سری زمانی سه ماهانه قیمت تخم مرغ می‌تواند با تجزیه عملگر $(1-B^4)$ به صورت زیر به دست آید (Clements & Hendry, 2004):

$$(1-B^4)x_t = (1-B)(1+B)(1-iB)(1+iB)x_t \quad (2)$$

در رابطه ۲، B ، عملگر وقفه‌ایی و $i = \sqrt{-1}$. لذا، در مورد سری‌های قیمت سه ماهانه، ریشه واحدها عبارت از: ۱ و -۱ و i و $-i$ می‌باشند که به ترتیب به ریشه واحد فراوانی صفر یا بلندمدت، دو چرخه در یک سال و دو ریشه واحد مختلط نیز به یک چرخه در هر سال مربوط می‌باشند. Hylleberg et al. (1990) (HEGY) برای اولین بار آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی را برای سری‌های زمانی فصلی سه ماهه ارائه نمودند. به منظور تعیین درجه انباشتگی فصلی برای سری زمانی x_t مدل رگرسیونی زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta_4 x_t = \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-1} + \pi_4 y_{4t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن $\Delta_4 = (1-B^4)$ و ε_t جزء اخلاص است. سری‌های تبدیل شده برای تعیین ریشه واحدها در فراوانی‌های مختلف هستند و به نحوی تولید شده‌اند که دارای روند اما بدون خاصیت فصلی

گرفتن در بلوک شمالغرب کشور، از لحاظ داد و ستد نهاده‌های تولیدی و محصول تخم مرغ و دریافت اطلاعات قیمتی از همدیگر اهمیت دارد. در خصوص تولید تخم مرغ در کشور قابل ذکر است که در سال ۱۳۸۹ میزان تولید کل کشور برابر با ۷۶۶۶۷۵ تن بوده است که سهم استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و کردستان به ترتیب ۱۰، ۱/۵، ۱/۳، ۱/۳ و ۰/۷ درصد می‌باشد. همچنین، آذربایجان شرقی رتبه دوم کشور را بعد از استان تهران داراست (Agriculture statistic Year Book, 2011).

در مطالعه حاضر ضمن معرفی پیشرفت‌های اخیر در تکنیک‌های همجمعی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی، به صورت کاربردی اقدام به بررسی رفتار فصلی قیمت تخم مرغ و پیوستگی بازارهای تخم‌مرغ در استان‌های شمالغرب کشور خواهد شد.

مواد و روش‌ها

یک رهیافت عمومی در مطالعات اخیر در حوزه پیوستگی بازارها، استفاده از اطلاعات قیمت‌ها در مناطق مختلف است. منشأ این رهیافت به این مسئله تأکید دارد که قیمت‌ها بازتابی از مذاکرات و معاملات صورت گرفته در بازار هستند. اگر بازار به درستی کار کند، قیمت‌ها انعکاس کارکرد بازار به صورت تعادل بین عرضه و تقاضا خواهند بود و اگر بین قیمت‌های مناطق مختلف، تفاوت وجود داشته باشد و این تفاوت، بزرگتر از هزینه‌های حمل و نقل باشد، ساز و کار آربیتراژ باعث خواهد شد که این تفاوت قیمتی کاملاً زودگذر باشد. اگر دو منطقه مجزای جغرافیایی a و b به یک بازار مشترک متعلق باشند، قیمت کالای خاص در هر دو منطقه گرایش به یکسان بودن خواهد داشت و تنها تفاوت، مربوط به هزینه‌های حمل و نقل خواهد بود. این قاعده تحت عنوان قانون قیمت واحد^۱ (LOP) شناخته می‌شود و به صورت معادله زیر برقرار است:

$$P_{a,t} = \beta_1 + \beta_2 P_{b,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$P_{a,t}$ و $P_{b,t}$ قیمت‌های دو ناحیه a و b هستند. در رابطه فوق اگر جزء اخلاص ε_t ایستا باشد، دو سری

(1994) برای رفع مشکل آزمون‌های چندگانه وجود ریشه واحد در تمام فراوانی‌ها و یا فراوانی‌های فصلی، دو آماره دیگر ارائه داده است. $F_{1, \dots, 4}$ به منظور آزمون ریشه واحد در تمام فراوانی‌ها ($\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$) و $F_{2, \dots, 4}$ برای آزمون ریشه واحد در فراوانی‌های فصلی به-طور همزمان کاربرد دارد (Rasouli Birami et al., 2012).

تخمین و آزمون روابط همجمعی فصلی را می‌توان به دو روش انجام داد. روش اول توسط Engle, Granger, Hylleberg & Lee (1993) [EGHL] پیشنهاد شده است که یک روش دومرحله‌ای و بسطی از آزمون همجمعی Engle-Granger می‌باشد. در حالی که روش دوم یک روش حداکثر درست‌نمایی است که Lee (1992) برای همجمعی فصلی با کاربرد مدل تصحیح خطای فصلی پیشنهاد کرد و تعمیم روش حداکثر راست‌نمایی Johansen (1995) می‌باشد (Lof & Franses, 2001). در این مطالعه به شرح روش EGHL پرداخته می‌شود. بدین شرح که در مورد همجمعی در همه فراوانی‌ها برای سری‌های زمانی دومتغیره مانند قیمت تخم‌مرغ در استان آذربایجان شرقی (x_t) و استان آذربایجان غربی (y_t) از معادلات رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} z_{1t} &= y_{1t} - \alpha_1 x_{1t} \\ z_{2t} &= y_{2t} - \alpha_2 x_{2t} \\ z_{3t} &= y_{3t} - \alpha_3 x_{3t} - \alpha_4 y_{3,t-1} - \alpha_5 x_{3,t-1} \end{aligned} \quad (4)$$

که در آن x_{it} و y_{it} ($i=1,2,3$) سری‌های تبدیل شده در فراوانی‌های مربوطه هستند. انتظار می‌رود که ترکیبات خطی این متغیرها در همه فراوانی‌ها ایستا باشند. به عبارتی، فرضیه صفر وجود دو ریشه واحد در سیستم، درمقابل فرض آلترناتیو وجود یک ریشه واحد مشترک، آزمون می‌شود.

اولین گام شامل تخمین α_1 تا α_5 به روش OLS می‌باشد که مؤلفه‌های قطعی نظیر مقدار ثابت، روند و متغیرهای موهومی فصلی می‌توانند در این رگرسیون‌ها وارد گردند. برآوردگرهای OLS معادلات (۴)، فوق سازگار خواهند بود (Engle et al., 1993). گام بعدی

بودن باشد درحالی‌که y_{2t} و y_{3t} بدون روند و به ترتیب نشان‌دهنده چرخه‌های فصلی در فراوانی π و $\pi/2$ باشند. تبدیلات y_{it} از x_t ، ریشه واحدهای فصلی را در فراوانی‌های خاصی حذف کرده و در فراوانی‌های دیگر، آنها را حفظ می‌کند. برای مثال واحدهای فصلی را حذف کرده و ریشه واحد فراوانی صفر یا بلندمدت را نگه می‌دارد. $y_{2t} = -(1 - B + B^2 - B^3)x_t$ ریشه واحد فراوانی نیم سالانه (۶ ماهه) و $y_{3t} = (1 - B^2)x_t$ ریشه واحد فراوانی سالانه را حفظ کرده و بقیه را کنار می‌گذارند.

می‌توان مقادیر با وقفه $\Delta_4 x_t$ را به سمت راست معادله (۳) افزود در این صورت تعیین تعداد وقفه بهینه باید با تأمین خصوصیت نوفه سفید^۱ اجزای اخلاص همراه باشد. البته نوفه سفید بودن جزء اخلاص بوسیله آزمون‌های کنترل تشخیصی معمول قضاوت می‌شود. معادله (۳) را می‌توان با لحاظ مؤلفه‌های قطعی نظیر عرض از مبدأ، روند و متغیرهای موهومی فصلی نیز بسط داد. این معادله توسط حداقل مربعات معمولی (OLS) قابل برآورد است (Zanias, 1999).

پس از برآورد مدل، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با آماره t برای π_1 و π_2 و آماره F برای π_3 و π_4 آزمون می‌شود. استراتژی آزمون به این صورت است که در فراوانی صفر، آماره t یک طرفه 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 باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و یک ریشه واحد در فراوانی صفر وجود دارد. برای فراوانی π به همین صورت عمل می‌شود. در فراوانی فصلی مختلط، از آماره F برای آزمون $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ درمقابل $H_1: \pi_3 \neq \pi_4 \neq 0$ استفاده می‌شود. اگر F محاسبه شده کوچکتر از F بحرانی جدول باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و یک ریشه واحد در فراوانی سالانه وجود دارد. مقادیر بحرانی این آماره‌ها توسط Hylleberg et al. (1990) ارائه شده است. در این میان، Ghysels et al.

1. White noise

وابسته و توضیحی را جهت اندازه‌گیری پویایی‌های کوتاه مدت به سمت راست معادله فوق افزود. SECM برای تعیین سرعت تعدیل و همچنین تعیین رهبری قیمت‌ها در بازار کاربرد گسترده‌ای دارد که در مطالعه حاضر از این مزیت مدل بهره گرفته خواهد شد.

داده‌های مورد نیاز در مطالعه حاضر، شامل داده‌های سه ماهانه قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ طی سال‌های ۱۳۸۱-۸۹ برای استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و کردستان می‌باشد که از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام و معاونت امور دام وزارت جهادکشاورزی جمع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

رسم نمودار متغیرها در مقابل زمان معمولاً نخستین مرحله در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی است. شکل (۱) نمودار قیمت‌های سه ماهانه تخم‌مرغ را در استان‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. اولین مطلبی که از نمودارها می‌توان دریافت وجود روند صعودی در طول زمان می‌باشد. علاوه بر روند صعودی مشترک، نوسانات آنها هم در فصول مختلف شباهت زیادی بهم دارد که این مسأله بیانگر وجود رفتار فصلی در آنها است.

برای بررسی وجود ریشه واحد در سری‌های قیمت، از آزمون HEGY استفاده شد. مطابق این آزمون، ابتدا رابطه (۳) برای تبدیل‌های لگاریتمی سری قیمت با لحاظ مؤلفه‌های قطعی (شامل عرض از مبدأ، روند و متغیرهای موهومی فصلی) تخمین زده شد. به اعتقاد Beaulieu & Miron (1993) چشم‌پوشی از متغیرهای موهومی فصلی در صورتی که وجود آنها در معادله ضروری باشد، منجر به نتایج اریب خواهد شد. نتایج مربوط به آماره‌های آزمون HEGY در جدول (۱) گزارش شده است. مقایسه آماره‌های محاسبه شده با مقادیر بحرانی آنها، بیانگر عدم معنی‌داری همه آماره‌های F و t محاسبه شده در سطح احتمال پنج درصد است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که سری‌های زمانی قیمت تخم مرغ در همه استان‌های مورد بررسی دارای ریشه واحد در تمامی فراوانی‌هاست. این امر بدین معنی است که فرآیند ایجاد داده‌های سری زمانی به صورت یک فرآیند گام تصادفی فصلی است و می‌بایست با بکارگیری

شامل آزمون پویایی جملات باقیمانده حاصل، \widehat{Z}_{2t} ، \widehat{Z}_{1t} و \widehat{Z}_{3t} با کاربرد رگرسیون‌های کمکی زیر می‌باشد:

$$(1-B)\widehat{Z}_{1t} = \pi_1 \widehat{Z}_{1,t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i (1-B)\widehat{Z}_{1,t-i} + \varepsilon_t$$

$$(1+B)\widehat{Z}_{2t} = \pi_2 (-\widehat{Z}_{2,t-1}) + \sum_{i=1}^k \gamma_i (1+B)\widehat{Z}_{2,t-i} + \varepsilon_t$$

$$(1+B^2)\widehat{Z}_{3t} = \pi_3 (-\widehat{Z}_{3,t-2}) + \pi_4 (-\widehat{Z}_{3,t-1}) + \sum_{i=1}^k \gamma_i (1+B^2)\widehat{Z}_{3,t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

فرآیند کار بدین صورت است که همجمعی در فراوانی صفر و π به ترتیب با فرض صفر $\pi_1 = 0$ و $\pi_2 = 0$ در برابر فرض مقابل $\pi_i < 0$ ، $i = 1, 2$ ، با آماره‌های آزمون t یک‌طرفه سنجیده می‌شود. اگر آزمون F برای فرضیه $\pi_3 = \pi_4 = 0$ نتواند رد شود دلیلی بر همجمعی فصلی در فراوانی سالانه $(\pm \frac{\pi}{2})$ خواهد بود. آماره‌های t برای π_1 و π_2 از توزیع معمول دیکه-فولر تبعیت می‌کنند و مقادیر بحرانی آن در Engle & Yoo (1987) و مقادیر بحرانی برای آزمون F در مطالعه Engle et al. (1993) آمده است.

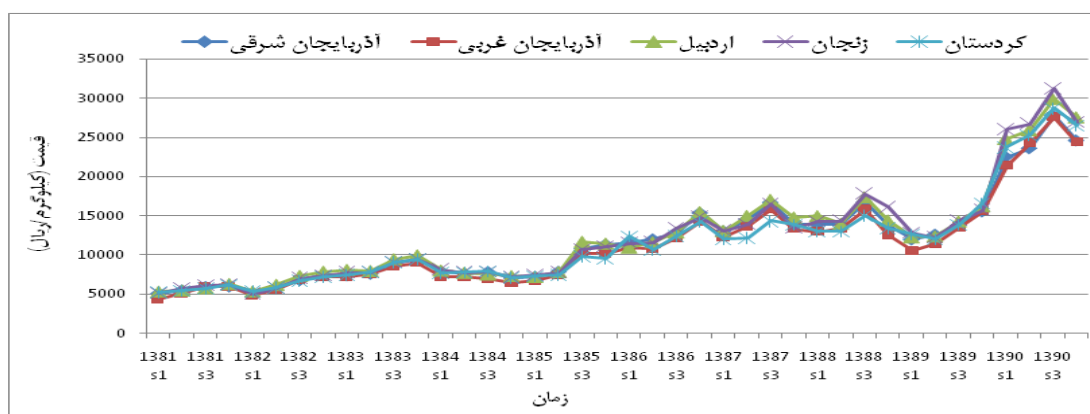
تصریح و برآورد الگوی تصحیح خطای فصلی^۱ (SECM) دومین مرحله از روش همجمعی EGHL است. SECM تنها در صورتی قابل برآورد است که وجود همجمعی در هر فراوانی اثبات شود. در این صورت، مقادیر با وقفه جملات خطای روابط همجمعی وارد معادله SECM خواهند شد. با فرض وجود همجمعی در کلیه فراوانی‌های فصلی و بلندمدت، مدل تصحیح خطای فصلی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta_4 x_t = \lambda_1 Z_{1,t-1} + \lambda_2 Z_{2,t-1} + \lambda_3 Z_{3,t-2} + \lambda_4 Z_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

که در آن، Z_{it} ($i=1,2,3$) اجزای اخلاخل روابط همجمعی، λ_k ($k=1,2,3,4$) ضرایب مدل و ε_t جزء اخلاخل ایستا است. می‌توان مقادیر با وقفه متغیرهای

فصلی منحصرأ از نوع معین نیستند. یعنی اهمیت اثرات عواملی که باعث ایجاد فرآیند فصلی بودن در سری‌های زمانی قیمت می‌شوند (نظیر آب و هوای نامساعد، رکود صنعت و ...)، در طی زمان دستخوش تغییر می‌شوند.

فیلتر تفاضل‌گیری فصلی یعنی $I-B^4$ ایستا شود. نتایج آماره‌های محاسبه شده آزمون Ghysels et al. (1994) نیز مؤید همین مطلب است؛ به نحوی که آماره‌های محاسبه شده $F_{1...4}$ و $F_{2...4}$ در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار نیست. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که اثرات



شکل ۱- روند قیمت‌های سه ماهانه تخم‌مرغ در استان‌های مورد مطالعه طی سالهای ۱۳۸۱-۸۹

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی سری‌های زمانی قیمت فصلی تخم‌مرغ در استانهای مورد نظر

نام استان / آماره	وقفه	$t(\Pi_1)$	$t(\Pi_2)$	$F(\Pi_3, \Pi_4)$	$F_{2...4}$	$F_{1...4}$
آذربایجان شرقی	۶	-۱/۳۶	-۲	۱/۸۶	۲/۹۵	۳/۸۲
آذربایجان غربی	۶	-۱/۸۳	-۱/۹۷	۱/۸۵	۲/۵۸	۳/۸۲
اردبیل	۷	-۱/۸۶	۰/۰۹	۱/۹۲	۱/۳۲	۱/۹۷
زنجان	۶	-۱/۳۴	-۱/۴۸	۲/۲۳	۲/۲۶	۲/۶۷
کردستان	۷	-۲/۶	-۰/۸۸	۰/۴۹	۰/۵۸	۶/۱۲

مقادیر بحرانی آزمون HEGY در سطح ۱٪ به ترتیب برابر با ۴/۴۶-، ۳/۸- و ۹/۲۷ و مقادیر بحرانی آزمون تیلور در سطح ۵٪ به ترتیب ۶/۰۹ و ۶/۵۳ است.

آماره ضریب لاگرانژ صورت گرفت. برای تست نرمالیت باقیمانده‌های مدل از آزمون شاپیرو - ویلک^۱ و برای تست همخطی از معیار VIF^2 استفاده شد. سپس باقیمانده‌های مدل‌های برازش شده با آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در قالب رگرسیون‌های کمکی روابط (۵) مورد آزمون ایستایی قرار گرفتند. از بین کلیه جفت روابط آزمون شده، تنها وجود ۵ رابطه در فراوانی‌های خاص، معنی‌دار شناخته شد. جداول (۲) و (۳) به ترتیب به شرح نتایج آزمون در پنج زوج استان‌های همجمع و استان‌های غیر همجمع پرداخته‌اند. نتایج منعکس شده در جدول (۲)، حاکی از رد فرض H_0 مبنی بر عدم همجمعی در فراوانی صفر برای روابط قیمتی آذربایجان

شواهد مبنی بر وجود ریشه واحد در کلیه فراوانی‌های سری‌های قیمت، منجر به آزمون وجود ریشه واحد مشترک در هر فراوانی خواهد شد. به این منظور، آزمون همجمعی فصلی EGHL با استفاده از معادلات رگرسیونی (جدول ۴) برای هر جفت از استان‌های مورد بررسی انجام گرفت. در ادامه، هر یک از سری‌های تبدیل شده بر روی سری متناظر مربوط به متغیر قیمت دوم رگرس شده و اعتبار مدل با آزمون‌های کنترل تشخیصی مورد بررسی قرار گرفت. از آنجا که از روابط علی بین متغیرها اطلاع قبلی در دست نیست. لذا، برای جلوگیری از هرگونه ابهام در نتایج، برآوردهای OLS دوبار و با تعویض متغیرهای وابسته و مستقل انجام شد. بررسی ناهمسانی واریانس از طریق آزمون‌های وایت و بروج - پاگان و آزمون خودهمبستگی از طریق

1. Shapiro-Wilk
2. Variance Inflation Factor

همجمعی را در کنار مفهوم پیوستگی بازار مطرح نمود. به این معنی که اگر بازارها از نظر اقتصادی پیوسته باشند، قیمت‌ها ممکن است در کوتاه مدت متفاوت از هم باشند، اما در بلندمدت از هم دور نخواهند ماند. از این رو، همجمعی آزمونی طبیعی برای پیوستگی بازار به شمار می‌آید. نتایج جدول (۲)، بیانگر وجود پیوستگی در ۵ جفت بازار استان‌ها می‌باشد؛ به این صورت که علایم قیمتی از استان آذربایجان شرقی به آذربایجان غربی و اردبیل، از اردبیل به زنجان و بالعکس و از زنجان به کردستان فرستاده می‌شود.

جدول (۳)، شامل نتایج مربوط به آزمون همجمعی در استان‌هایی است که روابط همجمعی از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند. کلیه روابط غیر معنی‌دار آزمون همجمعی در جدول (۳)، گزارش شده است که طبق آن، هیچ یک از دو سری قیمت موجود دارای ریشه واحد مشترک نمی‌باشند، در نتیجه همجمعی یا پیوستگی بازار در مورد آنها مصداق ندارد و نمی‌توان انتظار برقراری رابطه تعادلی را بین آنها داشت. البته باید توجه داشت که رابطه قیمتی آذربایجان شرقی - آذربایجان غربی در فراوانی صفر (۳/۳۱-)، در مرز معنی‌داری قرار گرفته است و در حالت خوشبینانه می‌توان به وجود یک رابطه دوطرفه تأثیرپذیری بلندمدت در این استان‌ها اشاره کرد.

جدول ۳- نتایج آزمون همجمعی EGHL استان‌های غیر

همجمع			
F(Π3, Π4)	t(Π2)	t(Π1)	استان / آماره
۲/۲۳	-۲/۴۸	-۳/۳۱	آذربایجان شرقی - غربی
۵/۳۸	-۱/۷۶	-۲/۶۹	آذربایجان شرقی - اردبیل
۰/۲۵	-۰/۳۵	-۲/۰۹	آذربایجان شرقی - زنجان
۱/۸۷	-۰/۸۴	-۲/۹۴	آذربایجان شرقی - کردستان
۱/۱۲	-۱/۵۳	-۲/۲۹	آذربایجان غربی - اردبیل
۱/۱۹	-۱/۷۷	-۲/۵۹	آذربایجان غربی - زنجان
۰/۲۷	-۱/۰۵	-۱/۰۴	آذربایجان غربی - کردستان
۱/۲۷	-۰/۹۸	-۱/۰۶	اردبیل - کردستان
۴/۷۹	-۱/۸۵	-۲/۴۳	زنجان - کردستان
۰/۱۷	-۲/۲۳	-۱/۳۱	زنجان - آذربایجان شرقی
۲/۱۶	-۱/۵۴	-۰/۶۶	کردستان - آذربایجان شرقی
۰/۷۷	-۱/۲۹	-۲/۶۹	اردبیل - آذربایجان غربی
۰/۰۳	-۱/۲۱	-۲/۱۵	زنجان - آذربایجان غربی
۰/۷۲	-۱/۴۹	-۱/۵۵	کردستان - آذربایجان غربی
۴/۳۶	-۱/۹۳	-۱/۶۴	کردستان - اردبیل

در هر رابطه متغیر اول، متغیر وابسته و متغیر دوم، متغیر مستقل می‌باشد.

غربی - آذربایجان شرقی، اردبیل - زنجان و زنجان - اردبیل است. وجود این روابط همجمعی بیانگر آن است که یک تعادل بلند مدت فارغ از تغییرات فصلی بین سری‌های قیمت خرده فروشی تخم مرغ در استان‌های مذکور وجود دارد. به دیگر سخن، در این سه جفت استانها، رابطه تعادلی فصلی که متاثر از تغییرات فصلی قیمت‌ها باشد، شکل نمی‌گیرد، یعنی در زمان تغییرات فصلی قیمت‌ها، همگرایی بین قیمت‌های این دو استان‌ها وجود نداشته و صرفاً یک رابطه تعادلی بلندمدت صرف نظر از رفتار فصلی قیمت‌ها شکل می‌گیرد. مطابق جدول (۲)، در سطح احتمال پنج درصد می‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم همجمعی فصلی در فراوانی سالانه را برای روابط بین استان‌های اردبیل - آذربایجان شرقی و کردستان - زنجان رد نمود. وجود رابطه همجمعی فصلی در فراوانی سالانه برای استان‌های اردبیل - آذربایجان شرقی و کردستان - زنجان نشان می‌دهد یک همگرایی در تغییرات فصلی قیمت تخم مرغ در این استان‌ها وجود دارد. یعنی در تغییرات شش ماهه قیمت‌ها در این استان‌ها یک ارتباط تعادلی فصلی وجود داشته و قیمت‌ها در این زمان‌های فصلی با هم پیوسته بوده و قیمت‌ها در این استان‌ها همدیگر را تعقیب می‌کنند. در تغییرات فصلی رفتار تعادلی تغییرات فصلی در قیمت تخم‌مرغ هر یک از استان‌های اردبیل و کردستان ممکن است انعکاسی از نوسانات فصلی در سری قیمت استان‌های آذربایجان شرقی و زنجان باشد. از طرفی، این نوسانات دارای ارزش پیش‌بینی بالایی برای تغییرات بلند مدت قیمت تخم‌مرغ نیستند.

جدول ۲- نتایج آزمون همجمعی EGHL استان‌های همجمع

EGHL استان‌های همجمع			
F(Π3, Π4)	t(Π2)	t(Π1)	استان / آماره
۲/۵۸	-۲/۳۸	*-۳/۴۲	آذربایجان غربی - آذربایجان شرقی
۸/۳۸ *	-۱/۴۵	-۲/۵۸	اردبیل - آذربایجان شرقی
۱/۶۵	-۱/۷۵	*-۴/۵۹	اردبیل - زنجان
۰/۶۷	-۰/۹۶	*-۳/۵۶	زنجان - اردبیل
۷/۷۹ *	-۲/۴۲	-۲/۳۵	کردستان - زنجان

*معنی‌داری در سطح ۵ درصد - در هر رابطه متغیر اول، وابسته و متغیر دوم، مستقل می‌باشد.

قابل ذکر است که دو سری زمانی همجمع در واقع یک روند تصادفی مشترک را در طول زمان دنبال می‌کنند. مطابق بخش مواد و روش‌ها، می‌توان تحلیل

فراوانی سالانه، فیلتر تفاضل‌گیری $(1+B^2)$ بوده و الگوی SECM را خواهیم داشت. به این ترتیب بر اساس اطلاعات جدول ۲، روابط تعادلی بلند مدت فصلی (همجمعی) برآورد شده برای پنج استانی که دارای پیوستگی مکانی می‌باشند، در جدول ۴ منعکس شده است.

برقراری رابطه همجمعی در فراوانی‌های فوق، امکان تعیین سرعت تعدیل را بین متغیرها فراهم می‌آورد. لذا، در این مرحله به برآورد الگوی تصحیح خطای فصلی (SECM) اقدام شد. از آنجایی که فیلتر تفاضل‌گیری در فراوانی صفر معادل $1-B$ می‌باشد، الگوی SECM در این موارد به الگوی ECM تبدیل می‌شود. در حالی که در

جدول ۴- نتایج برآورد روابط همجمعی فصلی برای استانهای مورد نظر

$$\overline{LP2} = 0.049 - 1.39 (\Delta LP1)_{t-1} - 2.38 (\Delta LP1)_{t-2} - 0.8 (\Delta LP1)_{t-3} + 1.18 (\Delta LP2)_{t-1} + 2.19 (\Delta LP2)_{t-2} + 1.07 (\Delta LP2)_{t-3} - 0.12 z_{t-1}$$

$$\Delta_2(LP3) = 1.31 - 0.69^* (\Delta_2 LP1)_{t-1} + 0.15 (\Delta_2 LP1)_{t-2} + 1.38^* (\Delta_2 LP3)_{t-1} + 0.14^* (\Delta_2 LP3)_{t-2} - 0.24 z_{t-1} - 0.35 z_{t-2}$$

$$\Delta(LP3) = -0.3^* + 0.019^* (\Delta LP3)_{t-1} + 2.48 (\Delta LP3)_{t-2} + 1.27 (\Delta LP3)_{t-3} - 0.1^* (\Delta LP4)_{t-1} - 0.42^* (\Delta LP4)_{t-2} - 1.4 (\Delta LP4)_{t-3} - 0.3 z_{t-1}$$

$$\Delta(LP4) = 0.033 + 0.66^* (\Delta LP3)_{t-1} + 0.79 (\Delta LP3)_{t-2} - 0.29^* (\Delta LP4)_{t-1} - 1.37^* (\Delta LP4)_{t-2} - 0.5 (\Delta LP4)_{t-3} - 0.023 z_{t-1}$$

$$\Delta_2(LP5) = 12.3 + 1.38^* (\Delta_2 LP4)_{t-1} + 1.59 (\Delta_2 LP4)_{t-2} - 0.75 (\Delta_2 LP5)_{t-1} - 0.84^* (\Delta_2 LP5)_{t-2} - 1.74 (\Delta_2 LP5)_{t-3} - 0.39 z_{t-1} - 0.56 z_{t-2}$$

*. عدم معنی‌داری در سطح ۵ درصد، Δ_2 فیلتر تفاضل‌گیری سالانه $1+B^2$ ، LP1، LP2، LP3، LP4 و LP5 به ترتیب لگاریتم قیمت‌های ماهه تخم مرغ در استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و کردستان می‌باشد.

مقدار $-0/39$ و $-0/56$ درصد تقلیل خواهد داد. آنچه مشخص است، وجود یک رابطه پایایی بلند مدت در بین جفت روابط فوق می‌باشد؛ به این صورت که هرگونه انحراف قیمت، در کوتاه مدت رخ داده و کاملاً موقتی خواهد بود. بیشترین سرعت تعدیل متعلق به استان‌های کردستان - زنجان و کمترین آن، متعلق به استان‌های زنجان - اردبیل می‌باشد. عدم معنی‌داری آماری برخی از مقادیر با وقفه متغیرها در معادلات فوق، نشانگر این است که پویایی‌های کوتاه مدت در بین سری‌های قیمت استان‌ها، در این وقفه‌ها اتفاق نمی‌افتد.

نتیجه‌گیری

با وجود اینکه داده‌های حوزه اقتصاد کشاورزی عموماً از ماهیت فصلی بودن برخوردارند، کاربرد روش همجمعی فصلی در تحقیقات عملی بسیار محدود بوده است. در این مطالعه، سعی شده تا همجمعی فصلی سری‌های قیمت تخم مرغ در استان‌های شمالغرب کشور با استفاده از روش EGHL مورد بررسی قرار گیرد. نتایج

سرعت تعدیل یا ضریب جزء تصحیح خطای فصلی تعیین کننده نرخ است که متغیر وابسته با آن، انحرافات به وجود آمده در کوتاه مدت را تصحیح می‌کند. معادله اول نشان می‌دهد که اگر شوکی بر سری قیمت استان آذربایجان شرقی وارد شود، آذربایجان غربی در هر فصل، قیمت خود را به میزان $-0/12$ درصد تعدیل نموده تا دوباره به تعادل برسند. همین رقم برای استان‌های اردبیل - زنجان و بالعکس به ترتیب برابر $0/3$ و $0/23$ درصد می‌باشد؛ به این معنی که استان اردبیل به اختلالات قیمتی استان زنجان سریعتر واکنش نشان داده و سرعت تعدیل آن بیشتر است. الگوی SECM چهارم و پنجم دارای دو ضریب جزء تصحیح خطا در فراوانی‌های $\pi/2$ و $\pi/3$ (طبق معادله ۶) می‌باشند. نوسانات فصلی قیمت‌ها در استان آذربایجان شرقی، استان اردبیل را وادار به تعدیل این انحراف قیمتی در فراوانی‌های مذکور به میزان $-0/24$ و $-0/35$ درصد خواهد کرد. همچنین، استان کردستان، فاصله قیمتی به وجود آمده با استان زنجان را در هر دوره به

می‌آید موقعیت جغرافیایی و فاصله مکانی، عاملی تأثیرگذار در پیوستگی بازارها است که رابطه بین استانی را از لحاظ هزینه حمل و نقل اقتصادی کرده است. با توجه به اینکه آزمون‌های ریشه واحد معمولاً از توان کمتری برخوردارند و این مسئله در مورد نمونه‌های کوچک حتی تشدید می‌شود، استفاده از حجم داده‌ای وسیع در تحقیقات مشابه توصیه می‌شود. همچنین، می‌توان از روش‌های کاراتر نظیر رهیافت حداکثر راستنمایی Lee (1992) برای انجام آزمون همجمعی فصلی بهره گرفت. براساس وجود همجمعی فصلی بین استان‌های اردبیل - آذربایجان شرقی و کردستان - زنجان می‌توان عنوان نمود که قیمت تخم‌مرغ در استان‌های اردبیل و آذربایجان شرقی و استان‌های کردستان و زنجان در طول یک سال در زمان‌های اوج یا کف قیمت‌ها از یکدیگر تبعیت می‌کند. لذا، پیشنهاد می‌شود چنانکه مسئولان ذیربط در هر استان به دنبال اعمال سیاست تنظیم بازار تخم مرغ می‌باشند، بایستی این سیاست با هماهنگی استان دیگر اتخاذ گردد که میزان اثرگذاری برنامه‌ها افزایش یابد و از رفتار جزیره‌ای خودداری شود.

آزمون ریشه واحد حاکی از وجود رفتار فصلی در سری‌های قیمت است. همچنین، مشخص شد استان‌های اردبیل - آذربایجان شرقی و کردستان - زنجان همجمع فصلی بوده و تغییرات فصلی قیمت در آنها منجر به نوسانات قیمتی در استان دیگر خواهد شد؛ در حالی که بین استان‌های آذربایجان غربی - آذربایجان شرقی، اردبیل - زنجان و زنجان - اردبیل رابطه همجمعی در فراوانی بلند مدت برقرار است. به اضافه این که طبق سرعت تعدیل محاسبه شده، قیمت‌ها پس از اعمال شوک به حالت تعادلی اولیه برخواهند گشت.

تجربیات قبلی، قدرت پیش‌بینی بالای الگوهای تصحیح خطا را تأیید می‌کند.^۱ بنابراین، بهره‌گیری از اطلاعات اضافی مستتر در جزء تصحیح خطا قادر خواهد بود پیش‌بینی‌ها را بهبود بخشد. وجود نقاط مشترک نظیر واحد پولی و زبان مشترک و همچنین، محل‌های تولید و مصرف نزدیک به هم از عوامل تسهیل‌کننده پیوستگی بازارها به شمار می‌آیند. در این مطالعه به نظر

۱. یافته‌های Lee & Siklos (1997) نشان می‌دهد پیش‌بینی‌های ناشی از الگوی ECM دارای خطای کمتری نسبت به الگوی VAR می‌باشد.

REFERENCES

1. Agriculture Statistic Year Book. (2011). *Statistics and information technology office*, Chancellor for economic and international planning, Ministry of Agricultural Jihad, 2, Tehran, Retrieved from: <http://www.maj.ir>. (In Farsi)
2. Asche, F., Gjolberg, O. & Volker, T. (2003). Price relationships in the petroleum market: an analysis of crude oil and refined product prices. *Energy Economics*, 25, 289-301.
3. Barrett, C.B. (2008). *Spatial market integration*. In: *The new Palgrave dictionary of economics*. London: Palgrave Macmillan.
4. Ben Zaied, Y. & Binet, M. E. (2011). A seasonal integration and cointegration analysis of residential water demand in Tunisia. *Working paper*, University of Rennes 1, France.
5. Bohl, M.T. (1998). Nonstationary stochastic seasonality and the German M2 money demand function. *European Economic Review*, 44, 61-70.
6. Clements, M.P. & Hendry, D.F. (2004). *A companion to economic forecasting*. Blackwell Publishing.
7. Dashti, Gh., Rasouli Birami, Z. & Ghahremanzadeh, M. (2012). Analysis of seasonal behavior and market integration (case study: Broiler market in Iran). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 3, 323-333. In Farsi.
8. Engle, R.F., Granger, C.W.J., Hylleberg, S. & Lee H.S. (1993). Seasonal cointegration: the Japanese consumption function. *Journal of Econometrics*, 55, 275-298.
9. Ghysels, E. & Perron, P. (1993). The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. *Journal of Econometrics*, 55, 57-98.
10. 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, 415-442.
11. Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. & Yoo, S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
12. Ibrahim, M. & Florkowski, W. (2005). Testing for seasonal cointegration and error correction: the U.S. Pecan price - inventory relationship. *Southern Agricultural Economics annual Meeting*, Arkansas,

February 5-9.

13. Lee, H.S. & Siklos, P.L. (1997). The role of seasonality in economic time series Reinterpreting money-output causality in U.S. data. *International Journal of Forecasting*, 13, 381-391.
14. Lof, M. & Lyhagen, J. (2002). Forecasting performance of seasonal cointegration models. *International Journal of Forecasting*, 18, 31-44.
15. Lof, M. & Franses, P.H. (2001). On forecasting cointegrated seasonal time series. *International Journal of Forecasting*, 17, 607-621.
16. Olsson, O., Hillring, B. & Vinterback, J. (2011). European wood pellet market integration-A study of the residential sector. *Biomass and Bioenergy*, 35, 153-160.
17. Olsson, O. & Hillring, B. (2013). Price relationships and market integration in the Swedish wood fuel market. *Biomass and Bioenergy*, Article in Press, 1-8.
18. Pierce, D. (1976). Seasonality adjustment when both deterministic and stochastic seasonality are present, In: Zellner, A, (Ed.), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Bureau of the Census, Washington.
19. Rasouli Birami, Z., dashti, Gh. & Ghahremanzadeh, M. (2010). Investigation of seasonal unit root: Application of broiler market in Iran. *Journal of Animal Science Research*, 21(2), 81-91. (In Farsi).
20. Rostamian, R. (2010). Investigation of fish market's integration in Iran. 7th Biennial Conference of Iranian Agricultural Economics Society. Karaj, Iran. (In Farsi)
21. Sahrayian, M. & Bakhshoudeh, M. (2008). Investigating integration in local and global wheat market. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 59, 97-118. (In Farsi).
22. Sekhar, C.S.C. (2012). Agricultural market integration in India: An analysis of select commodities. *Food Policy*, 37, 309-322.
23. Stigler, G.J. & Sherwin, R.A. (1985). The extent of the market. *Journal of Law and Economics*, 28, 555-585.
24. Wells, J. M. (1997). Business cycles, seasonal cycles, and common trends. *Journal of Macroeconomics*, 19, 443-469.
25. Zanas, G. P. (1999). Seasonality and spatial integration in agricultural products markets. *Agricultural Economics*, 20, 253-262.