اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۸، تابستان ۱۳۹۱

تحلیلی بر همگرایی قیمتها در بازار گوشت مرغ کشور

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

تاریخ دریافت: ۹۰/۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۰/۹/۶

چکیده

رفتار فصلی متغیرهای اقتصادی، به‌ویژه قیمت کالاهای کشاورزی، یکی از مؤلفه‌های اصلی تشکیل‌دهنده سریهای زمانی است. در سالهای اخیر، روشهای زیادی برای تحلیلهای همجمعی داده‌های تعدیل نشده سریهای زمانی فصلی توسعه یافته است. مقاله حاضر به پیشرفتهای اخیر در ادبیات این موضوع پرداخته است. بدین‌منظور روش تعمیم‌یافته حداکثر راستنمایی یوهانسن به حالت فصلی برپایه راهبرد تخمین رگرسیون مرتبه تقلیل یافته و الگوریتم سویچینگ، برای انجام آزمون همجمعی از طریق مدل تصحیح خطای برداری فصلی

* دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

** استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

e-mail: ghdashti@yahoo.com

۱. نویسنده مسئول

به تفصیل بحث شد. در راستای درک بهتر موضوع، کاربرد تجربی روشهای بحث شده برای بازار گوشت مرغ در استانهای آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان طی دوره زمانی ۱۳۷۷–۸۸ ارائه شد.

نتایج حاصل از آزمون HEGY مبین وجود ریشه واحد در فراوانیهای صفر و شش‌ماهه در تمام سریهای قیمت سه‌ماهه گوشت مرغ است. براساس آزمون همجمعی فصلی مشخص شد اگرچه قانون قیمت واحد بین بازارهای گوشت مرغ این استانها برقرار نیست و هیچ بازاری رهبری قیمت را بین آنها بر عهده ندارد، ولی پیوستگی جزئی بین آنها وجود دارد. با توجه به نتایج حاصل از تحلیل همجمعی قیمت گوشت مرغ در این پنج استان مدیریت علمی بازار گوشت مرغ، بهبود شبکه حمل‌ونقل، کاهش هزینه حمل‌ونقل و در کل کاهش هزینه‌های معامله، اتخاذ سیاستهایی در جهت کاهش احتمال آربیتراژ و مدیریت و سازماندهی اطلاع‌رسانی در صنعت مرغداری کشورپیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: Q13,Q18

کلیدواژه‌ها:

الگوریتم سویچینگ، گوشت مرغ، رگرسیون مرتبه تقلیل یافته، حداکثر راستنمایی یوهانسن، مدل تصحیح خطای برداری فصلی

مقدمه

همجمعی زمانی که توسط انگل و گرنجر (Engle and Granger, 1987) معرفی شد، موفقیت بزرگی محسوب گردید. آنها همجمعی را به عنوان رابطه بلندمدت پایا بین مجموعه‌ای از فرایندهای سری زمانی ناپایا، که شامل ریشه واحدهایی در فراوانی غیرفصلی یا صفر هستند، تلقی کردند. یکی از جاذبه‌های اصلی این عقیده آن است که بردارهای همجمعی ممکن است

به عنوان روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرها تفسیر شود (Lyhagen and Lof, 2003). اخیراً همجمعی در فراوانی صفر به همجمعی در حالت وجود مؤلفه تغییر فصلی در متغیر بسط داده شده است. در بسیاری از مطالعات، نوسان فصلی به‌صورت پراهمیتی برای اکثر تغییرات سریهای زمانی اقتصاد به حساب آورده شده است، ولی متأسفانه به جای آزمون رفتار فصلی، اغلب یا به روش تعدیل فصلی یا با وارد کردن متغیرهای موهومی فصلی در معادله رگرسیون کنار گذاشته شده‌اند. روش اول، مورد انتقاد زیاد قرار گرفته است، چرا که شاید باعث از دست رفتن اطلاعات ارزشمندی درباره سریهای زمانی اقتصادی گردد. به‌علاوه گیسلز و پرون (Ghysels and Perron, 1993) به‌وضوح نشان‌داده‌اند که فیلترهای تعدیل فصلی ممکن است توان آزمونهای ریشه‌واحد را در سریهای زمانی تعدیل‌شده‌فصلی به شدت کاهش دهند. با توجه به نتایج تعدیل فصلی روی تحلیلهای همجمعی، یافته‌های ولز (Wells, 1997) نشان می‌دهد که ممکن است همجمعی، نتیجه کاذب روش تعدیل فصلی باشد (Goh and Law, 2001؛ Bohl, 2000).

وارد کردن متغیرهای موهومی فصلی نیز که روشی دیگر برای در نظر گرفتن رفتار فصلی است، اگرچه برای توصیف نمودن و دادن اطلاعات بیشتر درباره نوسانهای فصلی و اثر رفتار فصلی بر متغیر وابسته می‌باشد، تلویحاً فرض می کند که فقط رفتار فصلی قطعی وجود دارد که احتمالاً تقریب ضعیفی از رفتار فصلی تصادفی ناپایا خواهد بود؛ چرا که به نظر می‌رسد نوسانهای فصلی در بسیاری از سریهای زمانی در طول زمان، به‌طور تصادفی تغییر می کند و لذا احتمالاً قطعی نیست. یافته‌های آبیسینگ (Abeysinghe, 1994) نشان می‌دهد که اگر متغیرهای موهومی برای برطرف کردن رفتار فصلی به کار روند، احتمالاً رگرسیونهای کاذب به‌وجود خواهند آورد. بنابراین لازم است که قبل از هرگونه واکنش به رفتار فصلی و نیز قبل از تصمیم‌گیری درباره مدل درستی که می‌تواند رفتار فصلی را کنترل نماید، ماهیت رفتار فصلی مشاهده شده در سری زمانی به درستی شناخته شود.

اگر یک سری فصلی ناپایا باشد و ناپایایی به‌وسیله روند فصلی ایجاد شده باشد، این روند ممکن است قطعی یا تصادفی باشد. وقتی این روند قطعی باشد، باید رگرسیونی با کاربرد

متغیرهای موهومی براورد شود که این عمل نه فقط روند را کنترل خواهد کرد بلکه باقیمانده‌هایی را برای تحلیلهای بعدی حاصل می‌نماید. ولی اگر رفتار فصلی بسته به حافظه سری، حالت تصادفی‌تری را دنبال نماید، ممکن است سری، تفاضل پایا باشد. در این مورد، تفاضل‌گیری فصلی، سری را پایا خواهد ساخت(Goh and Law, 2001). همان‌طور که انگل و همکاران (Engle et al., 1989) نشان دادند، وجود ریشه‌های واحد فصلی کاربرد متغیرهای موهومی فصلی در رگرسیون همجمعی را مورد تردید قرار می‌دهد، زیرا ضرایب براورد شده بردار همجمعی، ناسازگار هستند (Bohl, 2000).

برخی از متغیرهای اقتصادی از جمله سریهای قیمت کالاهای کشاورزی مانند گوشت مرغ رفتار فصلی قابل توجهی را نشان می‌دهند که طبق مطالعه پیرس (Pierce, 1976)ممکن است هر دو مؤلفه قطعی و تصادفی را دارا باشند و لذا بهتر است در چنین مواردی از روشهای همجمعی فصلی به جای تعدیل فصلی یا متغیرهای موهومی فصلی استفاده گردد.

با شروع بحث توسط سیمز (Sims, 1974) و والیس (Wallis, 1974) و در ادامه، با دو کنفرانس زلنر[1] در سالهای ۱۹۷۶ و ۱۹۸۱، شالوده برخورد صحیح با رفتار فصلی در بین اقتصاددانان و دانشمندان اقتصادسنجی ریخته شد. بعد از آن اقتصاددانان بسیاری به طور پررنگتری به آن پرداختند. در کارهای عملی، محققان زیادی بسیاری از روشهای فصلی دیگر را از جنبه‌های گوناگون مورد بحث قرار دادند. این محققان عبارتند از: انگل و همکاران (Engle et al., 1989 and 1993)، هیلبرگ و همکاران (Hylleberg et al., 1990)، یوهانسن (Johansen, 1990)، لی (Lee, 1992)، کانست(Kunst, 1993)، گیسلز و پرون (Ghysels and Perron, 1993)، آبیسینگ (Abeysinghe, 1994)، هوانگ و شن (Huang & Shen, 1999)، یوهانسن و شامبورگ(Johansen and Scgaumbur, 1999)، بول (Bohl, 2000)، گو و لاو (Goh and Law, 2001)، کلمنتس و هندری (Clements & Hendry, 2004)، یان ایکسیو (Yun Xu, 2006).

1. Zellner

با وجود اهمیت خیلی زیاد رفتار فصلی، متأسفانه در اکثر مطالعات انجام شده در داخل کشور در بخش کشاورزی و غیرکشاورزی، به جنبه رفتار فصلی سریهای زمانی اقتصادی توجه چندانی نشده و از این ویژگی بسیار مهم سریهای زمانی، با انجام تعدیلات فصلی چشم‌پوشی شده است. فقط مطالعات معدودی از قبیل کشاورز حداد (۱۳۸۵)، شریفان و قهرمان (۱۳۸۶)، قهرمان‌زاده و سلامی (۱۳۸۶) در سالهای اخیر تا حدودی به این قضیه پرداخته‌اند. لذا این خلأ مطالعاتی در داخل کشور به وضوح مشاهده می‌شود. بر این اساس، هدف مطالعه حاضر بیان پیشرفتهای اخیر در ادبیات موضوع همجمعی فصلی و تا حدودی پرکردن این خلاء مطالعاتی به این امید است که این روشها در مطالعات و کارهای عملی به جهت اجتناب از نتایج اریب و نادرست، بیشتر مورد استفاده قرار گیرند. در نهایت، این روشها برای تحلیل بازار گوشت مرغ کشور به کار گرفته می‌شود.

نوسانهای زیاد در بازار گوشت مرغ باعث شده است که این صنعت در سالهای اخیر، مورد توجه پژوهشگران زیادی قرار گیرد و مطالعات مختلفی در کشور برای بررسی وضعیت مرغداریها از جنبه‌های گوناگون انجام شود، ولی علی‌رغم‌تلاشهای صورت گرفته در خصوص مسائل اقتصادی صنعت مرغداری کشور، کمتر به بررسی ماهیت رفتار فصلی[1] قیمت گوشت مرغ در کشور پرداخته شده است در حالی که انتظار می‌رود شناسایی و تحلیل رفتار فصلی، اطلاعات سودمندی را در زمینه‌های مختلفی از قبیل بررسی همگرایی قیمتها، پیوستگی بازار گوشت مرغ و نیز توسعه ادبیات موضوع در کشور به‌دست دهد.

مواد و روشها

دو روش عمده برای بررسی همجمعی در حالت وجود مؤلفه تغییر فصلی در متغیرهای اقتصادی وجود دارد: همجمعی دوره‌ای[2] و همجمعی فصلی. مدلهای همجمعی دوره‌ای روابط بلندمدت را به‌صورت فصل به فصل مدنظر قرار می‌دهند، در حالی که مدلهای همجمعی فصلی

1. Seasonality
2. Periodic Cointegration

براساس عقیده ریشه واحد (صفر و فصلی) دال بر فیلتر تفاضل سالانه[1]، پایه‌ریزی شده‌اند (Bohl, 2000). اگر مؤلفه‌های فصلی انباشته باشند، این عقیده بلافاصله منجر به مفهوم همجمعی فصلی ارائه شدۀ انگل و همکاران (Engle et al., 1989 and 1993) و هیلبرگ و همکاران (Hylleberg et al., 1990) می‌گردد.

آزمون و تخمین روابط همجمعی فصلی را می‌توان به دو روش انجام داد: روش اول که توسط انگل و همکاران (Engle et al., 1993) [EGHL] پیشنهاد شد و روشی دو مرحله‌ای و بسطی از آزمون همجمعی انگل و گرنجر می‌باشد. از این روش می‌توان به عنوان مدل همجمعی تک معادله‌ای یاد کرد. روش دوم یک روش حداکثر راستنمایی است که لی (Lee, 1992) برای همجمعی فصلی با کاربرد مدل تصحیح خطای فصلی[2](SECM) پیشنهاد کرد و تعمیم روش حداکثر راستنمایی یوهانسن (Johansen, 1995) می‌باشد. البته یوهانسن و شامبورگ (Johansen and Schaumburd, 1999) تئوری مجانبی[3] لی (Lee, 1992) برای SECM را اصلاح کردند و یک روش تخمین عمومی برای پارامترهای مربوط به فراوانی سالانه پیشنهاد دادند. مدل SECM برای همه متغیرهایی قابل تصریح است که شامل برخی ریشه‌ها – نه لزوماً همه آنها– در فراوانیهای یکسان هستند (Lof and Franses, 2001). از این روش می‌توان به عنوان یک مدل همجمعی چند معادله‌ای یاد کرد. در ادامه، این روش تشریح می‌شود.

آزمون همجمعی فصلی چندمتغیره یوهانسن- شامبورگ

فرض کنید مدل خودرگرسیون برداری (VAR) (کاملاً قابل شناسایی) برای بردار سری زمانی مورد نظر (P_t) را می‌توان به شکل زیر نشان داد:

$$\Pi(B)P_t = \varepsilon_t \qquad (۱)$$

1. The Annual Difference Filter
2. Seasonal Error Correction Model
3. Asymptotic Theory

که در آن $\Pi(B)P_t = \varepsilon_t$ ماتریس $K \times K$ برحسب چندجمله‌ای محدود از وقفه است، K تعداد متغیرها، P_tبردار $K \times 1$ از مشاهدات‌متغیرهای مورد بررسی و $\varepsilon_t \backsim n.i.d.\,(0, \Omega)$ بردار $K \times 1$ از جملات اخلال است.

با فرض اینکه P_t یک سری زمانی با داده‌های سه‌ماهه و انباشته فصلی از مرتبه یک در فراوانی $\{0, \pi, \frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}\}$ و $\Delta_4 P_t$ پایاست، می‌توان مدل تصحیح خطای فصلی از مرتبهq را برای P_t به شکل زیر نوشت:

$$\Delta_4 P_t = \sum_{i=1}^{4} \Pi_i Z_{i,t} + \sum_{j=1}^{q} \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \Phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن $\varepsilon_t \sim i.i.d.\ N_k(0, \Omega)$ و D_t مؤلفه قطعی است و می‌تواند شامل متغیرهای موهومی فصلی و روند باشد (Lee, 1992).

در مورد سریهای زمانی سه‌ماهه، ریشه واحدها عبارت خواهد بود از: ۱،‌۱–،i و i– $(i = \sqrt{-1})$ که به‌ترتیب به ریشه واحد فراوانی صفر یا بلند مدت (یک چرخه تک‌دوره‌ای[1])، ریشه واحد فراوانی π یا دو چرخه در یک سال (دو تا سه‌ماه یک چرخه) و دو ریشه واحد مختلط[2] نیز به یک چرخه در هر سال (چهار تا سه‌ماه یک چرخه) در فراوانیهای $\frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}$ مربوط می‌باشند(Clements and Hendry, 2004). از این‌رو $Z_{i,t}$ چهار عملگر تفاضلی شامل چهار ریشه واحد فوق هستند که به‌صورت روابط ۳ تعریف می‌شوند (Lee, 1992):

$$Z_{1,t} = (B + B^2 + B^3 + B^4)P_t, \qquad Z_{2,t} = (B - B^2 + B^3 - B^4)P_t \qquad (۳)$$
$$Z_{3,t} = (B^2 - B^4)P_t, \qquad Z_{4,t} = (B - B^3)P_t$$

در هریک از این عملگرها یکی از ریشه‌های واحد، حفظ و بقیه حذف می‌شوند.

همانند آزمون یوهانسن (Johansen, 1990)، ماتریسهای Π_i می‌توانند به دو ماتریس α_i و β_i تجزیه شوند (یعنی $\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$) که مرتبه هر دو ماتریس، k×r می‌باشد. ماتریس β_i، شامل بردارهای همجمعی در فراوانی مربوطه است و گاهی ماتریس همجمعی نامیده می‌شود که روابط بلندمدت را نشان می‌دهد و ماتریس α_i، ماتریس ضرایب تعدیل[3] می‌باشد

1. Single Period Cycle
2. Complex
3. Adjustment Coefficients

که تأثیر r رابطه همجمعی را در k متغیر نشان می‌دهد (Liu and Wang, 2003). گفته می‌شود فرایند $\Delta_4 P_t$ فوق همجمع فصلی است اگر و فقط اگر حداقل یکی از ماتریسهای $\alpha_i \beta_i^{'}$ به ازای i=2,3,4، در طرف راست رابطه ۲، مرتبه غیر صفر تقلیل یافته[1] داشته باشد. فیلترهای خطی $Z_{i,t}$ در رابطه ۲، هم‌ارزهای برداری تبدیلات تک‌متغیره در آزمون ریشه واحدهای فصلی هیلبرگ و همکاران (Hylleberg, 1990) (HEGY) هستند. اگر ماتریسهای $\alpha_i \beta_i^{'}$ مرتبه تقلیل یافته داشته باشند، $\beta_i^{'} Z_{i,t}$ پایاست حتی اگر فرایندهای $Z_{i,t}$ ناپایا باشند. به علاوه تخمین‌زن‌های $Z_{i,t}$ به طور مجانبی دو به دو ناهمبسته‌اند؛ یعنی:

$$T^{-2} \sum_{t=1}^{T} Z_{i,t} Z_{j,t}^{'} \rightarrow 0 \,, i \neq j \tag{۴}$$

رابطه ۴ نشان می‌دهد که بردارهای همجمعی و ضرایب تعدیل می‌توانند با انتقال قید مرتبه تقلیل یافته به فراوانیهای دیگر، با تمرکز روی رگرسورهای مربوطه، به‌دست آیند (Huang, 2002).

گنزالو (Gonzalo, 1994) نشان‌داد که انتخاب‌مرتبه صحیح(q) در مدل VAR برای‌تعیین مناسب‌بردارهای‌همجمعی‌و مرتبه ماتریسهای Π_i مهم است. طول وقفه q طوری انتخاب می‌شود که ε_t یک فرایند نوفه سفید نرمال چند متغیره با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس محدود[2] (Liu and Wang, 2003)و یا به عبارتی، فرایند نوفه‌سفیدگوسین[3] است(Ihle et al., 2009). چند آماره گزینش وقفه مناسب، شامل آزمونهای نسبت درستنمایی متوالی و معیارهای اطلاعات مانند آکائیک(AIC)، حنان-کوئین(HQ) و شوارتز(SC) موجود می‌باشند. لیکن در نمونه‌های کوچکتر(کمتر از ۸۰ مشاهده) به نظر می‌رسد تفاوت زیادی بین معیارها وجود نداشته باشد(Niquidet and Manely, 2008).

مشابه روش پیشنهادی یوهانسن(Johansen, 1988,1995) برای فراوانی صفر، لی (Lee, 1992) یک تخمین‌زن حداکثر راستنمایی را برای روابط همجمع فصلی بر پایه مدل

1. Non-Zero, Reduced Rank
2. Finite Covariance Matrix
3. Gaussian White Noise

VAR کاملاً قابل شناسایی، فراهم نمود. اما مدل تصحیح خطای فصلی که رفتار فصلی تصادفی را محقق می‌سازد، در آزمون مرتبه همجمعی برای فراوانی مختلط سالانه، فقط تا حدودی درست جواب می‌دهد. لی قید $\alpha_4\beta'_4$ (از این پس قید سالانه) را برای غلبه بر این مشکل پیشنهاد داد. به عبارت دیگر، فیلتر $Z_{4,t}$، که در آزمون HEGY در فراوانی مختلط وجود دارد، نادیده گرفته شده است.

با تحمیل قید سالانه، فرض می‌شود که اصطلاحاً چرخه‌های فصلی ناهماهنگ[1] وجود ندارد. در این صورت می‌توان پارامترهای رابطه ۲ را براساس روش تعمیم یافته رگرسیون تقلیل یافته یوهانسن[2] تخمین زد (Yun Xu, 2006). اگر قید سالانه اعمال نشود، نمی‌توان روشهای تخمین بر پایه همبستگی کانونیکال[3] را، به نحوی که توسط لی پیشنهاد شده است، به کار گرفت (Lof and Lyhagen, 2002).

یوهانسن و شامبورگ (Johansen and Schaumburg, 1999) (JS) بیان می‌کنند که قید سالانه محدودیت شدیدی است و همه ضرایب در فراوانی سالانه را محدود می‌کند و همچنین از نظر تئوریکی توجیه نمی‌شود. آنها روش تخمین دیگری برای پارامترهای مربوط به فراوانی سالانه فراهم آوردند و یک تئوری مجانبی برای مدل همجمعی فصلی معرفی نمودند (Lof and Franses, 2001). JS مدل تصحیح خطای زیر را برای داده‌های سه‌ماهه پیشنهاد دادند:

$$\Delta_4 P_t = \sum_{i=1}^{2} \alpha_i \beta_i' X_{i,t} + 2(\alpha_R \beta_R' + \alpha_I \beta_I') X_{R,t} + 2(\alpha_R \beta_I' - \alpha_I \beta_R') X_{I,t} + \sum_{j=1}^{q} \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که فرایندهای $X_{1,t}$، $X_{2,t}$، $X_{R,t}$ و $X_{I,t}$ از روابط زیر به‌دست می‌آیند:

$$X_{1,t} = \frac{1}{4} Z_{1,t}, \qquad X_{2,t} = -\frac{1}{4} Z_{2,t}, \qquad X_{R,t} = \frac{1}{4} Z_{3,t}, \qquad X_{I,t} = -\frac{1}{4} Z_{4,t}$$

α_R، β_R، α_I و β_I پارامترهای مربوط به فراوانیهای مختلط می‌باشند. می‌توان نشان داد که قید سالانه دلالت بر $\alpha_R \beta_I' - \alpha_I \beta_R' = 0$ دارد. بقیه متغیرها و پارامترها همان تعاریف قبل را دارند (Lof and Lyhagen, 2002).

1. Non-Synchronous Seasonal Cycles
2. Johansen's Adjusted Reduced Rank Regression
3. Canonical Correlations

راهبرد تخمین مدل تصحیح خطای برداری فصلی

جهت براورد پارامترهای مدل 5 در فراوانی صفر و π، باید همبستگی کانونیکال را به کار گرفت. فرایند کار بدین شکل است که گام اول شامل رگرس کردن $\Delta_4 P_t$ و X_{it} (i=1 برای فراوانی صفر و i=2 برای فراوانی π) روی X_{It}, X_{Rt}, X_{jt} (j=2 برای فراوانی صفر و j=1 برای فراوانی π)، مقادیر با وقفه $\Delta_4 P_t$ و D_t (اگر در مدل وجود داشته باشند) و تعریف باقیمانده‌ها به‌ترتیب به‌صورت R_{kt}, R_{0t} (k=1 برای فراوانی صفر و k=2 برای فراوانی π) می‌باشد. در گام دوم، تخمین حداکثر راستنمایی α_i و β_i با تعریف ماتریس گشتاور متقاطع[1] به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$S_{ij} = \left(1/_T\right)\sum_{t=1}^{T} R_{i,t}R'_{j,t} \quad ,i,j = 0,k \qquad (۶)$$

پس تابع راستنمایی متمرکز[2]، فرم رگرسیون تقلیل یافته[3] زیر را دارد(Robledo, 2002):

$$R_{0t} = \alpha_k \beta'_k R_{k,t} + U_{\varepsilon t} \qquad (۷)$$

β_i با حل دترمینان $|\lambda S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0$ و یافتن مقادیر مشخصه[4] قابل دستیابی است. این دترمینان می‌تواند به آسانی با تجزیه ماتریس چولسکی[5] $S_{kk} = CC'$ (ماتریس C ماتریس پایین مثلثی با عناصر قطری مثبت[6] است که در رابطه $CS_{kk}C' = I$ صدق می‌کند) و تبدیل آن به فرم $|\lambda I - C^{-1} S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}C'^{-1}| = 0$ حل گردد. سپس ماتریس بردارهای مشخصه متعامد بهنجار[7] به گونه‌ای محاسبه می‌شود که مقادیر مشخصه به‌صورت نزولی مرتب شده باشند:

$$\hat{V} = (\hat{V}_1, \hat{V}_2, \dots, \hat{V}_K) \qquad (۸)$$

و تعداد r (مرتبه ماتریس Π) ستون از این ماتریس بیانگر ماتریس β_i خواهد بود:

---

1. Residual Cross Moment Matrices
2. Concentrated Likelihood Function
3. Reduced Rank Regression
4. Eigenvalues
5. Cholesky's Decomposition
6. Lower Triangular Matrix With Positive Diagonal
7. Orthonormal Eigenvectors

$$\hat{\beta}_i = \left(\hat{V}_1, \hat{V}_2, \dots, \hat{V}_r\right) \qquad (۹)$$

وزن بردارهای مشخصه از ضرب ماتریس S_{0k} (رابطه ۶) در ماتریس بردارهای مشخصه (رابطه ۸) به دست می‌آید:

$$\hat{W} = S_{0k}\hat{V} \qquad (۱۰)$$

که r ستون از این ماتریس بیانگر ماتریس α_i خواهد بود (Johansen and Juselius, 1990).

راهبرد تخمین‌بیان شده تنها جهت تخمین پارامترهای فراوانی صفر و π به کار می‌رود و شامل فراوانیهای مختلط نمی‌باشد. یوهانسن و شامبورگ (Johansen and Schaumburg, 1999) راهبرد تخمین دیگری را برای تخمین پارامترهای فراوانیهای مختلط پیشنهاد دادند که به شرح زیر می‌باشد:

گام اول شامل رگرس کردن $\Delta_4 P_t$ روی مقادیر با وقفه $\Delta_4 P_t$ و X_{1t}, X_{2t}, X_{Rt} و X_{It} و D_t اگر در مدل وجود داشته باشند، و تعریف باقیمانده‌ها به‌ترتیب به‌صورت $R_{0t}, R_{1t}, R_{2t}, R_{Rt}$ و R_{It} می‌باشد. اگر هیچ وقفه‌ای و هیچ متغیر قطعی وجود نداشته باشد، $X_{jt} = R_{jt}, \forall j = 1,2,R,I$ می‌باشد. قید مرتبه تقلیل یافته روی $\alpha_i\beta_i', \forall i = 1,2$ با رگرس کردن R_{0t}, R_{Rt}, R_{It} روی R_{1t}, R_{2t} منتقل می‌شود (Robledo, 2002). JS نشان داده است که باقیمانده‌های حاصله U_{0t}, U_{Rt}, U_{It} به طور مجانبی[1] در معادله زیر صدق می‌کنند (Lof and Lyhagen, 2002):

$$\begin{aligned} U_{0t} &= 2\left(\alpha_R\beta_R' + \alpha_I\beta_I'\right)U_{Rt} + 2\left(\alpha_R\beta_I' - \alpha_I\beta_R'\right)U_{I,t} + U_{\varepsilon t} \\ &= 2(\alpha_R - \alpha_I)\begin{pmatrix}\beta_R & -\beta_I \\ \beta_I & \beta_R\end{pmatrix}\begin{pmatrix}U_{Rt} \\ U_{It}\end{pmatrix} + U_{\varepsilon t} = \tilde{\alpha}\boldsymbol{\beta}' U_{1,t} + U_{\varepsilon t} \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

نمادهای α و β برای ماتریسهای با ساختار مختلط به‌صورت زیر می‌باشند:

$$\boldsymbol{\alpha} = \begin{pmatrix}\alpha_R & -\alpha_I \\ \alpha_I & \alpha_R\end{pmatrix} \text{ و } \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix}\beta_R & -\beta_I \\ \beta_I & \beta_R\end{pmatrix} \qquad (۱۲)$$

برای معرفی تابع حداکثر راستنمایی جزئی گشتاورهای متقاطع به‌صورت زیر تعریف می‌شود (Johansen and Schaumbur, 1999)):

---

1. Assymptotically

$$S_{ij}=\left(1/_{T}\right)\Sigma_{t=1}^{T}U_{i,t}U_{j,t}^{'}\ ,\ i,j=0,1 \qquad (۱۳)$$

یعنی:

$$S_{11}=T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\begin{pmatrix}U_{Rt}\\U_{It}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}U_{Rt}\\U_{It}\end{pmatrix}^{'},(2n*2n),\qquad S_{10}=T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\begin{pmatrix}U_{Rt}\\U_{It}\end{pmatrix}U_{0t}^{'},\qquad (2n*n)$$

$$S_{00}=T^{-1}\sum_{t=1}^{T}U_{0t}^{'},\qquad (n*n),\qquad S_{\varepsilon 0}=T^{-1}\sum_{t=1}^{T}U_{\varepsilon t}\begin{pmatrix}U_{Rt}\\U_{It}\end{pmatrix}^{'},\qquad (n*2n)$$

برای مقادیر ثابت β تابع راستنمایی نسبت به $\tilde{\alpha}$ و ماتریس واریانس- کوواریانس Ω، جدا از مقدار ثابت، شکل زیر را می‌گیرد (Lof and Lyhagen J, 2002):

$$L_{max}^{\frac{-2}{T}}(\beta)=|S_{00}|\frac{|\beta^{'}(S_{11}-S_{11}S_{00}^{-1}S_{01})\beta|}{|\beta^{'}S_{11}\beta|} \qquad (۱۴)$$

حداقل‌سازی رابطه ۱۴ نمی‌تواند به‌عنوان یک مسئله مقدار مشخصه مانند روش بیان شده برای فراوانی صفر و نیم‌سالانه حل گردد زیرا β خودش ساختار مختلط دارد در حالی که ماتریسهای حاصل ضربی $S_{11}-S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}$ و S_{11} ساختار مختلط ندارند.

JS الگوریتم سویچینگ[1] پیشنهادی بوسویجک (Boswijk, 1995) را برای حل مسئله حداقل‌سازی (۱۲) پیشنهاد کردند که تخمین‌زن حداکثر راستنمایی β را به‌صورت تکراری محاسبه می‌کند. فرایند کار بدین شکل است که ابتدا β_R و β_I با استفاده از فرم نرمال شده $(\Omega^{-1/2}U_{0t}=\tilde{U}_{0t})$ از U_{0t} جداسازی می‌شود؛ یعنی:

$$\begin{aligned}\tilde{U}_{0t}&=2\Omega^{-1/2}(\alpha_R\beta_R^{'}+\alpha_I\beta_I^{'})U_{Rt}+2\Omega^{-1/2}(\alpha_R\beta_I^{'}-\alpha_I\beta_R^{'})U_{It}+\Omega^{-1/2}U_{\varepsilon t}\\&=\alpha_R^N\beta_R^{'}U_{Rt}-\alpha_I^N\beta_R^{'}U_{It}+\alpha_R^N\beta_I^{'}U_{It}-\alpha_I^N\beta_I^{'}U_{Rt}+\tilde{U}_{\varepsilon t}\end{aligned} \qquad (۱۵)$$

با استفاده از $vec(ABC)=(C^{'}\otimes A)vec(B)$ رابطه ۱۵ به‌صورت بردار درمی‌آید[2]. از آنجا که $\tilde{U}_{0t}$ یک بردار است، $vec(\tilde{U}_{0t})=\tilde{U}_{0t}$ می‌باشد؛ پس:

$$\tilde{U}_{0t}=U_{2t}\begin{bmatrix}vec(\beta_R^{'})\\vec(\beta_I^{'})\end{bmatrix}+\tilde{U}_{\varepsilon t}\ \text{و}\ U'_{2t}=\begin{bmatrix}(U_{Rt}^{'}\otimes\alpha_R^N)-(U_{It}^{'}\otimes\alpha_I^N)\\(U_{It}^{'}\otimes\alpha_R^N)+(U_{Rt}^{'}\otimes\alpha_I^N)\end{bmatrix}^{'} \qquad (۱۶)$$

1. Switching Algorithm
2. Vectorize

حال β_R و β_I از رابطه زیر قابل استخراج است:

$$\begin{bmatrix} vec(\beta_R') \\ vec(\beta_I') \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^{T} U_{2t}U_{2t}'\right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} U_{2t}\tilde{U}_{0t}'$$

برای مقدار معین $\boldsymbol{\beta}$ که به طور تصادفی ایجاد شده است، در تکرار اول تخمینهای

$$\tilde{\alpha} = \left(S_{01}\beta\left(\beta' S_{11}^{-1}\beta\right)^{-1}\right)/2 \quad \text{و} \quad \hat{\Omega} = S_{00} - \left(S_{01}\beta\left(\beta' S_{11}^{-1}\beta\right)^{-1}\right)\beta' S_{10}$$

محاسبه می‌شوند. در گام دوم U_{0t} به نحوی که در بالا توضیح داده شد، نرمال شده و به حالت برداری درمی‌آید و تخمین جدیدی از $\boldsymbol{\beta}$، که از یک تابع راستنمایی جدید می‌تواند محاسبه شود، به‌دست می‌آید. این روش تا زمانی که تخمین با یک معیار همگرایی مناسب[1] همگرا شود تکرار می‌شود (Lof and Lyhagen, 2002).

چگونگی وارد کردن متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند در مدل

مسئله مهم دیگری که باید در روش همجمعی فصلی یوهانسن در نظر گرفته شود، وجود روند در سریهای زمانی است. در این زمینه این سؤال مطرح می‌شود که آیا داده‌های مورد نظر مربوط به متغیرهای الگو دارای روند زمانی هستند یا نه، و اگر پاسخ مثبت است، آیا باید متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند را در بردارهای همجمعی لحاظ کرد یا در الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت. فرانسس و کانست (Franses and Kunst,1999) بیان می‌کنند که متغیرهای موهومی فصلی قطعی که اغلب به‌صورت نامقید، برای کنترل بخش قطعی رفتار فصلی در رابطه ۳ وارد می‌شوند، باید به جای آن به روابط همجمعی فصلی محدود گردند، زیرا که عرض از مبدأهای فصلی نامقید[2] در SVECM ممکن است منجر به روندهای فصلی واگرا گردند که در اغلب موارد عملی نامحتمل هستند(Franses and Kunst,1999).

وارد کردن عرض از مبدأهای فصلی و روند در مدل، در تعیین مرتبه ماتریسهای Π بسیار تأثیرگذار است، لذا یوهانسن (Jonansen, 1992) پیشنهاد می‌کند که لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو به‌صورت توأم با تعیین رتبه ماتریسهای Π مورد آزمون قرار گیرد که

1. Suitable Convergence Criterion
2. Unrestricted Seasonal Intercepts

در پژوهش حاضر نیز برای بازار گوشت مرغ به همین نحو عمل می‌گردد. مکانیسم کار به شرح زیر می‌باشد:

با در نظر گرفتن مدل تصحیح خطای فصلی زیر:

$$\Delta_4 P_t = \mu + \delta S_t + \sum_{i=1}^{4} \Pi_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^{q} \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \varepsilon_t \tag{۱۷}$$

که μ جمله ثابت، $\delta = (\mu_1, \delta_1, \delta_2, \delta_3)$ و $s_t = (1, cos t\pi(t-1), cos t\frac{\pi}{2}(t-1), cos\frac{\pi}{2}(t-2))$ می‌باشند و بردار S_t به منظور وارد کردن عرض از مبدأهای فصلی به مدل اضافه شده است، حالتهای مختلفی برای عرض از مبدأهای فصلی می‌توان در نظر گرفت. این عرض از مبدأها ممکن است کلاً در مدل وجود نداشته نباشند و یا در مدل به‌صورتهای مقید و نامقید حضور داشته باشند. طبق کار فرانسس و کانست (Franses and Kunst,1999)، ۱۶ تصریح متفاوت ممکن برای مدل فوق وجود دارد که برای سادگی کار سه تصریحی که بیشتر در ادبیات مربوطه مورد استفاده قرار می‌گیرند، در این پژوهش (همانند سایر مطالعات تجربی) به کار گرفته می‌شوند و نهایتاً سه مدل به‌صورت زیر تخمین زده می‌شوند:

الگوی اول – مدل با عرض از مبدأهای فصلی کاملاً نامقید[1]:

$$\Delta_4 P_t = \mu + a cos\pi(t-1) + b cos\frac{\pi}{2}(t-1) + c cos\frac{\pi}{2}(t-2) + \sum_{i=1}^{4} \Pi_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^{q} \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \varepsilon_t \tag{۱۸}$$

الگوی دوم – مدل با عرض از مبدأهای فصلی کاملاً مقید[2]:

$$\Delta_4 P_t = \alpha_1[\beta_1' X_{1,t} + \mu] + \alpha_2[\beta_2' X_{2,t} + a cos\pi(t-1)] + \alpha_3\left[\beta_3' X_{3,t} + b cos\frac{\pi}{2}(t-1)\right] + \alpha_4\left[\beta_4' X_{4,t} + c cos\frac{\pi}{2}(t-2)\right] + \sum_{j=1}^{q} \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \varepsilon_t \tag{۱۹}$$

1. Full Unrestricted Model
2. Full-Restricted Model (each seasonal cointegration space has a linear trend)

الگوی سوم - مدل با عرض از مبدأهای فصلی بدون قید در فراوانی صفر، اما مقید در فراوانیهای فصلی[1]:

$$\Delta_4 P_t = \mu + \alpha_1 \beta_1' X_{1,t} + \alpha_2 \left[\beta_2' X_{2,t} + a\cos\pi(t-1)\right] \quad (۲۰)$$
$$+\alpha_3 \left[\beta_3' X_{3,t} + b\cos\frac{\pi}{2}(t-1)\right] + \alpha_4 \left[\beta_4' X_{4,t} + c\cos\frac{\pi}{2}(t-2)\right] + \sum_{j=1}^{q} \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \varepsilon_t$$

تعیین رتبه ماتریسهای Π_i

تمرکز روش یوهانسن روی ماتریسهای Π_i و مرتبه‌اش می‌باشد. مرتبه این ماتریس (r) تعداد ترکیبات خطی پایا در X_t و یا به بیان دیگر، تعداد روابط همجمعی در سیستم را نشان می‌دهد. هرجا که r مساوی صفر باشد، هیچ رابطه همجمعی وجود ندارد و هیچ یک از ترکیبهای خطی متغیرها پایا نیست، لذا مدل فقط یک مدل VAR با داده‌های تفاضلی است. در حالت حدی دیگر اگر r=K باشد، سریهای قیمتی اولیه به احتمال بسیار زیاد پایا هستند. به هر جهت، مورد مطلوب وقتی است که $1 \leq r \leq K-1$ $(0<r<K)$ می‌باشد. در این حالت، همجمعی بین تعدادی از سریها وجود دارد؛ یعنی r بردار همجمعی یا r ترکیب خطی پایا وجود دارد (Niquidet and Manely, 2008).

یوهانسن دو آماره آزمون را برای آزمون مرتبه ماتریسهای Π_i ارائه داد: آماره اول و متداولتر آماره آزمون اثر[2] است و آماره دوم آزمون حداکثر مقدار مشخصه[3] است (Liu and Wang, 2003). هر دو آزمون بر پایه نسبت درستنمایی‌اند و فرضیه صفر یکسان دارند، ولی در فرض مقابلشان تفاوت دارند. در آزمون اثر $H_0: rank(\Pi_i) = r_0$ و $H_1: rank(\Pi_i) \geq r_0$ می‌باشد که فرض مقابل بیان می‌کند بیش از r بردار همجمعی وجود دارد در حالی که آزمون حداکثر مقدار مشخصه $H_0: rank(\Pi_i) = r_0$ و $H_1: rank(\Pi_i) = r_0 + 1$ را بررسی می‌نماید که فرض مقابل آن معادل با وجود دقیقاً

1. No restriction at zero frequency, but restrictions on the seasonals
2. Trace Test
3. Maximum Eigenvalue Test

r+1 بردار همجمعی است. هر مورد با آزمون r=0 شروع می‌شود و اگر فرضیه صفر رد شود، به‌صورت تکراری با افزایش r روند ادامه می‌یابد تا جایی که فرضیه صفر پذیرفته شود. بر پایه چندین شبیه‌سازی، لوتکپول و همکاران (Lutkepohl et al., 2001) اظهار کردند که آزمون اثر عموماً مرجح می‌باشد.

براساس مطالب گفته شده، آزمونهای مرتبه تقلیل یافته در فراوانیهای صفر و نیمساله با کاربرد آماره اثر با توجه به رابطه ۱۹ صورت می‌گیرد:

$$-2\log\big(H(r)\,\big|\,H(p)\big) = -T\sum_{i=r+1}^{p}\log\big(1-\hat{\lambda}_i\big) \qquad (۲۱)$$

که H(r) فرض‌صفر و H(p) فرض مقابل‌مرتبه‌کامل‌است. $\hat{\lambda}_i$ نشاندهنده i امین مربع همبستگی کانونیکال جزئی بزرگتر (SPCC)[۱] و T اندازه نمونه است(Morshed et al., 2006). مقادیر مشخصه $\hat{\lambda}_1 > \cdots > \hat{\lambda}_K$ به‌وسیله حل مسئله‌های مقادیر مشخصه برپایه بردارهای باقیمانده به‌دست می‌آیند. آزمون تعداد بردارهای همجمعی در فراوانی سالانه نیز مشابه این روش است (Lee HS & Siklos, 1995).

آماره حداکثر مقدار مشخصه نیز از رابطه ۲۰ به دست می‌آید:

$$-2\log\big(H(r)\,\big|\,H(r+1)\big) = -T\log\big(1-\hat{\lambda}_{r+1}\big) \qquad (۲۲)$$

نحوه اعمال قید روی ماتریسهای α و β

یوهانسن و جوسیلیوس نشان دادند که هر محدودیت خطی بر بردارهای همجمعی می‌تواند با استفاده از یک آماره آزمون نسبت درستنمایی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی r(K-s) آزمون شود(Niquidet and Manely, 2008). برای به‌دست آوردن این آماره فرض می‌شود $H'_0: \beta = H\varphi$ که H ماتریس $(K \times s)$ محدودیت مورد نظر روی بردارهای همجمعی می‌باشد.

این فرض محدودیت یکسانی را بر روی همه بردارهای همجمعی مشخص می‌کند، به این علت که برای مثال اگر دو بردار همجمعی وجود داشته باشد، هر ترکیب خطی از این دو

1. Largest Squared Partial Canonical Correlation

بردار نیز یک بردار همجمعی دیگر خواهد بود. بنابراین در کل این امکان وجود خواهد داشت، روابطی یافت گردد که به عنوان مثال دارای ضرایب مساوی ولی با علامتهای مخالف باشند. این مسئله به وضوح خیلی جالب نخواهد بود و فقط اگر قیودی بر همه ضرایب β اعمال شود، بیان اینکه رابطه همجمعی یافت شده است، معنی‌دار خواهد بود؛ لذا تحت فرض H'_0، ضرایب برای مقدار ثابت H تخمین زده می‌شوند.

در این حالت، تخمین‌زن حداکثر راستنمایی β از حل دترمینان $|\lambda H' S_{kk} H - H' S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} H| = 0$ به‌دست می‌آید. بقیه مراحل مثل حالت قبل است. بعد از به‌دست آوردن مقادیر مشخصه $\hat{\lambda}'_i$ آماره آزمون نسبت درستنمایی با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه است (Johansen and Juselius, 1990):

$$-2\log(H(2)|H(1)) - T\sum_{i=1}^{r}\log\{(1-\hat{\lambda}'_i)/(1-\hat{\lambda}_i)\} \qquad (۲۳)$$

همچنین آزمون روی ماتریسهای α نیز با استفاده از آماره نسبت درستنمایی بالا قابل اجراست. اگر ماتریس محدودیت A روی ماتریس α اعمال شود؛ یعنی $H'_0: \alpha = A\psi$ که A ماتریس $(K \times m)$ می‌باشد.

برای سهولت کار، ماتریس $B(K \times (K-m) = A_{\perp}$ به گونه‌ای تعریف می‌شود که $B'A = 0$ باشد. پس فرض H'_0 را می‌توان به‌صورت $B'\alpha = 0$ نوشت. تحت فرض H'_0، ضرایب برای مقدار ثابت A و B تخمین زده می‌شوند.

در این حالت، تخمین‌زن حداکثر راستنمایی β از حل دترمینان $|\lambda S_{kk.b} - S_{ka.b} S_{aa}^{-1} S_{ak.b}| = 0$ به‌دست می‌آید که در آن:

$$S_{ak.b} = S_{ak} - S_{ab} S_{bb}^{-1} S_{bk}, \quad S_{aa.b} = S_{aa} - S_{ab} S_{bb}^{-1} S_{ba}, \qquad (۲۴)$$
$$S_{kk.b} = S_{kk} - S_{kb} S_{bb}^{-1} S_{bk}$$

به طوری‌که ماتریسهای S_{ij} به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$S_{ab} = A' S_{00} B, \quad S_{bk} = B' S_{0k}, \quad S_{aa} = A' S_{00} A \qquad (۲۵)$$
$$S_{ak} = A' S_{0k}, \quad S_{bb} = B' S_{00} B,$$

بقیه مراحل مثل حالت قبل است. بعد از به‌دست آوردن مقادیر مشخصه $\hat{\lambda}_i$ آماره آزمون نسبت درستنمایی با استفاده از رابطه ۲۳ قابل محاسبه است که دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی $r(K-m)$ می‌باشد (Johansen and Juselius, 1990).

برای ارائه مثالی از کاربرد روش حداکثر راستنمایی یوهانسن، داده‌های سه‌ماههٔ قیمت عمده‌فروشی مرغ زنده در پنج استان آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان در دوره زمانی ۱۳۷۷–۸۸ مورد استفاده قرار گرفت. این سریهای قیمت از بانکهای اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری شده است. دلیل انتخاب این استانها آن است که برخورداری از شرایط آب و هوایی مشابه و تکنولوژی تقریباً یکسان در واحدهای مرغداری گوشتی در استانهای شمال غرب در مجموع سبب می‌شود که هزینه تمام شده واحد محصول در این استانها تفاوت فاحشی نداشته باشد و نیز همجوار بودن این استانها امکان تجارت بین آنها را تسهیل می‌سازد. در ضمن به‌دلیل تغییرات قیمت گوشت مرغ، حجم مبادله گوشت مرغ بین استانهای مورد نظر با استان تهران به علت پایتخت بودن آن افزایش می‌یابد و پیش‌بینی می‌شود که تغییرات قیمتی در پایتخت (که بزرگترین تولیدکننده و مصرف‌کننده در کشور می‌باشد) تأثیر زیادی در تغییرات قیمتی در استانهای شمال غرب داشته باشد؛ لذا با در نظر گرفتن این ملاحظات، استان تهران نیز در مطالعه وارد گردید.

نتایج و بحث

برای بررسی وجود ریشه واحد در سریهای قیمت مورد بررسی، از آزمون HEGY 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؛ ۴. با عرض از مبدأ و متغیر موهومی و بدون روند؛ ۵. با عرض از مبدأ و متغیر موهومی فصلی و روند، به طور همزمان برای وقفه‌های صفر تا چهار در بسته نرم‌افزاری SHAZAM برنامه‌نویسی

شد. در نهایت با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و حنان کوئین (HQ)، حالت پنجم با تعداد وقفه‌های صفر به عنوان بهترین مدل تشخیص داده شد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۱ ارائه شده است.

همان‌گونه که از ستونهای ۵ و ۶ جدول (از چپ به راست) نیز برمی‌آید، وجود ریشه واحد در فراوانی صفر و π (شش‌ماهه) در هیچ‌کدام از سریهای قیمت استانها رد نمی‌شود. ولی براساس آزمون مشترک $F(\pi_3, \pi_4)$ در ستون ۷ وجود ریشه واحد در جفت فراوانی مختلط (+i,-i) رد می‌شود و لذا در فراوانی سالانه برای هیچ‌کدام از سریهای قیمت ریشه واحد یافت نشد.

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

آماره / متغیر	n†	†† متغیرهای قطعی وارد شده	تعداد وقفه	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3, \pi_4)$
LP1	۴۵	c,t,d	۰	-۲/۵۴	-۲/۰۴	۲۱/۴۸***
LP2	۴۵	c,t,d	۰	-۲/۳۲	-۱/۹۹	۲۳/۸۶***
LP3	۴۵	c,t,d	۰	-۲/۴۳	-۲/۲۶	۲۳/۳۹***
LP4	۴۵	c,t,d	۰	-۲/۱۹	-۲/۰۲	۲۳/۰۸***
LP5	۴۵	c,t,d	۰	-۲/۳۷	-۲/۱۷	۲۶/۸۴***

مأخذ: یافته‌های تحقیق ***: معنی‌داری در سطح ۱درصد

تذکر ۱: Lpi: لگاریتم قیمتهای سه‌ماهه مرغ زنده در استانهای آذربایجان‌شرقی(Lp1)، آذربایجان‌غربی(Lp2)، اردبیل(Lp3)، تهران(Lp4) و زنجان(Lp5)، †: تعداد مشاهدات مؤثر ††: رگرسیون معین رابطه ۸ شامل مقدار ثابت(c)، سه متغیر موهومی فصلی (d)و یک روند (t) است.

تذکر ۲: مقادیر بحرانی از مطالعه فرانسس و هوبیجن (Franses and Hobijn, 1997) به‌دست آمده است.

در نتیجه، با توجه به نتایج آزمون HEGY، می‌توان همجمعی را در فراوانیهای صفر و شش‌ماهه بررسی نمود. گفتنی است بسته نرم‌افزاری که بتواند آزمونهای همجمعی فصلی را در حالت سیستمی انجام دهد، وجود ندارد و باید از نرم‌افزارهایی که قابلیت برنامه نویسی ماتریسی را داشته باشند بهره جست که در مطالعه حاضر از بسته نرم‌افزاری SHAZAM استفاده شد. نظر به اینکه سریهای زمانی قیمت در این پنج استان دارای ریشه واحد در فراوانی π و صفر است، از روش رگرسیون مرتبه تقلیل یافته بهره گرفته شد و الگوی تصحیح خطای برداری فصلی در قالب مدل ۱۹ به کار گرفته شد.

بعد از اجرای آزمونهای تشخیصی، برای بررسی نرمالیته و خودهمبستگی جملات اخلال، مرتبه ماتریسهای Π براساس آماره‌های اثر و حداکثر مقدار مشخصه (روابط ۲۱ و ۲۲) محاسبه گردید. براساس این آماره‌ها، مرتبه ماتریس Π در هر دو فراوانی برابر سه می‌باشد. نتایج حاصل برای فراوانیهای صفر و π در جدول ۲ ارائه شده است. برای مثال براساس آماره اثر در فراوانی صفر، آزمون به این ترتیب انجام شد که در ابتدا فرضیه صفر ($r=0$) آزمون گردید و از آنجا که مقدار محاسبه شده با توجه به جدول ۲ از مقدار بحرانی بزرگتر است (۲۴۴/۳۷>۸۲/۶۸)، این فرض رد شد و در ادامه فرض $r=1$ به همین ترتیب آزمون شد و این روند تا پذیرفته شدن فرض صفر در $r=3$ ادامه یافت. لذا مرتبه ماتریس Π در فراوانی صفر، برابر سه به‌دست آمد.

جدول ۲. کمیتهای آماره آزمون اثر و حداکثر مقدار مشخصه

r	فراوانی صفر		فراوانی شش‌ماهه	
	λ_{trace}	مقدار بحرانی(۱۰٪)	λ_{trace}	مقدار بحرانی(۱۰٪)
۴	۲/۲۷۶	۱۰/۵۶	۹/۲۵۹	۱۰/۱۸
۳	۱۲/۹۵۸	۲۲/۹۵	۲۸/۲۲۵	۲۹/۱۲
۲	۶۸/۷۷۵*	۳۹/۰۸	۵۵/۲۹۱*	۵۲/۴۹
۱	۱۵۵/۲۵۹*	۵۸/۹۶	۸۸/۶۶۴*	۱۰۸/۳
۰	۲۴۴/۳۹۷	۸۲/۶۸	۱۳۳/۶۱۲*	
γ	λ_{max}	مقدار بحرانی	λ_{max}	مقدار بحرانی
۴	۲/۲۷۶	۳/۸۴	۹/۲۵۹	–
۳	۱۰/۶۸۳	۱۴/۲۶	۱۸/۹۶۵	–
۲	۵۵/۸۱۶*	۵۲/۳۶	۲۷/۰۶۷	–
۱	۸۶/۴۸۴*	۵۸/۴۳	۳۳/۳۷۲	–
۰	۸۹/۱۳۷*	۶۴/۵۰	۴۴/۹۴۹	–

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه، بردارهای مشخصه استاندارد شده و وزن بردارهای مشخصه در هر دو فراوانی به‌دست آمدند که نتایج حاصل در جدولهای ۳ و ۴ به‌ترتیب برای فراوانیهای صفر و π ارائه شده است. قسمت اول این جدولها مقادیر مشخصه را نشان می‌دهند که به‌صورت نزولی مرتب گردیده‌اند. در قسمت دوم بردارهای مشخصه به‌دست آمده‌اند که به‌ترتیب براساس مقادیر مشخصه در قسمت اول مرتب شده‌اند. قسمت سوم بردارهای مشخصه استاندارد شده (براساس قیمت استان تهران) را نشان می‌دهد[۱].

۱. باید استانداردسازی انجام شود تا بتوان قیمت مرغ زنده در یک استان را برحسب استانهای دیگر بیان کرد. اینکه ضریب کدام استان برای استانداردسازی انتخاب شود، یک سؤال اقتصادی می‌باشد و در مطالعات مختلف، متفاوت است.

با توجه به اینکه مرتبه ماتریس Π در هر دو فراوانی، برابر با ۳ به‌دست آمد، در هر دو فراوانی مذکور، سه ستون سمت چپ (مربوط به مقادیر مشخصه بزرگتر) بردارهای مشخصه استاندارد شده به عنوان ماتریس β و ۳ ستون سمت چپ وزن بردارهای مشخصه به عنوان ماتریس α، در نظر گرفته شدند. هر ستون از ماتریس β به عنوان یک بردار همجمعی است.

برای مثال با توجه به جدول ۳، بردارهای همجمعی در فراوانی صفر برای بازار گوشت مرغ در پنج استان، به‌صورت زیر به‌دست می‌آیند:

$$LP1_{1,t} = 1.06 + 2.62LP2_{1,t} + 7.78\,LP3_{1,t} + 0.90LP4_{1,t} - 10.44LP5_{1,t}$$
$$LP5_{1,t} = 0.26 - 1.34LP1_{1,t} + 2.36LP2_{1,t} - 0.06\,LP3_{1,t} + 0.01LP4_{1,t}$$
$$LP2_{1,t} = 3.15 - 0.75LP1_{1,t} + 8.07\,LP3_{1,t} + 0.92LP4_{1,t} - 7.59LP5_{1,t}$$

چنانکه از تئوری پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد برمی‌آید، وجود این بردارهای همجمعی بیانگر وجود پیوستگی در بازار گوشت مرغ در استانهای آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان در فراوانی صفر یا بلندمدت می‌باشد، ولی با توجه به اینکه تعداد بردارهای همجمعی کمتر از K-1=5-1=4 بردار می‌باشد، قانون قیمت واحد برقرار نیست و لذا پیوستگی بین این بازارها به‌صورت کامل نمی‌باشد، چرا که شرط لازم برای پیوستگی کامل بازار یاLOP در یک سیستم ۵ بعدی، وجود ۴ بردار همجمعی می‌باشد و در این صورت است که می‌توان گفت سریهای قیمت فقط یک عامل پیوستگی مشترک و یا یک روند تصادفی مشترک (K-r=5-4=1) دارند.

در فراوانی شش‌ماهه نیز به همین نحو می‌توان بردارهای همجمعی را به‌دست آورد و با توجه به تئوریهای اقتصادی موجود، آنها را تفسیر کرد.

با توجه به مطالب بخش مواد و روشها، فقط اگر قیودی بر همه ضرایب β اعمال شود، بیان اینکه رابطه همجمعی یافت شده است، معنی دارد. با توجه به اینکه سه بردار همجمعی در هر دو فراوانی یافت گردید، بازارهای مرغ زنده در این ۵ استان دارای پیوستگی جزئی می‌باشند و می‌توان آزمونهایی روی ضرایب β برای مجموعه‌های دو یا سه یا چهار استانی انجام داد.

به عنوان نمونه، برای انجام آزمون برابر بودن قیمت در آذربایجان‌شرقی و غربی، ماتریس محدودیت H_{12} به ماتریس β در فراوانی صفر اعمال شد:

$$H_{12} = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

و مقادیر مشخصه به‌صورت ۰/۰۴۶، ۰/۱۸۶، ۰/۷۴۰، ۰/۸۵۸ و ۰/۸۸۵ به‌دست آمد. از روی این مقادیر مشخصه، آماره نسبت درستنمایی با درجه آزادی ۳ = (۵-۶)۳، $LR_{12} = 3.76$ به‌دست می‌آید. لذا با توجه به جدول توزیع χ^2 و انتخاب سطح احتمال ۱ درصد ($\chi^2_{0.99} = 11.34$) این فرض پذیرفته می‌شود. قیود دیگری را نیز برحسب مورد می‌توان بر ماتریسهای β اعمال نمود و صحت قید اعمال شده را با آماره نسبت درستنمایی آزمود.

همچنین در این کاربرد، برای بررسی اینکه آیا یک قیمت خاص (یعنی قیمت یک استان) همه قیمتها را در بازار مرغ زنده تحت کنترل دارد یا نه، آزمون برونزایی ضعیف بر روی ضرایب ماتریس α در فراوانی صفر و π انجام شد. برای نمونه، آزمون برونزای ضعیف بودن قیمت مرغ زنده در آذربایجان‌شرقی در فراوانی صفر با اعمال ماتریسهای محدودیت A_1 و B_1 زیر به ماتریس ضرایب تعدیل α قابل اجراست:

$$A_1 = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \qquad B_1 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

آماره نسبت درستنمایی با درجه آزادی ۱۲ برابر $LR_1 = 190.17$ به دست می‌آید. که با توجه به جدول توزیع χ^2 و انتخاب سطح احتمال ۵ درصد $\left(\chi^2_{0.95} = 23.33\right)$ برونزای ضعیف بودن قیمت گوشت مرغ در آذربایجان‌شرقی و یا به عبارت دیگر، کنترل

قیمت گوشت مرغ سایر استانها به‌وسیله قیمت آذربایجان‌شرقی، رد می‌شود. برای سایر استانها نیز به همین ترتیب عمل شد و برونزای ضعیف بودن قیمت گوشت مرغ در تمامی آنها رد شد.

جدول ۳. مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه و وزنهای بردارهای مشخصه

الگوی دوم- فراوانی صفر

مقادیر مشخصه						
	۰/۸۸۶	۰/۸۷۹	۰/۷۴۴	۰/۲۳۰	۰/۰۵۴	۰/۰۰۰
بردارهای مشخصه						
LP1	-۳۱/۵۷	-۱۶۷/۶۳	-۲۳/۳۵	-۳۸۳/۳۶	-۳۰/۸۸	۴۵/۶۷
LP2	۸۲/۹۰	۲۹۵/۹۸	-۳۰/۸۹	۲۰/۵۱	-۲۳۷/۳۶	-۷۳۴/۸۰
LP3	۲۴۵/۵۰	-۸/۰۱	۲۴۹/۱۹	۶۳۵/۲۶	۴۰۵/۷۵	۱۰۴۵/۷۰
LP4	۲۸/۵۵	۰/۹۸	۲۸/۵۱	-۱۴۰/۴۵	-۳۳۲/۰۲	-۴۳۱/۴۵
LP5	-۳۲۹/۵۴	-۱۲۵/۳۸	-۲۳۴/۴۹	-۱۴۹/۸۰	۱۸۳/۰۳	۴۹/۵۱
C	۳۳/۵۳	۳۲/۶۱	۹۷/۴۴	۱۵۰/۸۷	۹۲/۱۲	۲۰۸/۰۷
بردارهای مشخصه استاندارد شده						
LP1	۱	۱/۳۴	۰/۷۵	۲/۷۳	-۰/۱۷	۰/۲۲
LP2	-۲/۶۲	-۲/۳۶	۱	-۰/۱۵	-۱/۳۰	-۳/۵۳
LP3	-۷/۷۸	۰/۰۶	-۸/۰۷	-۴/۵۲	۲/۲۲	۵/۰۲
LP4	-۰/۹۰	-۰/۰۱	-۰/۹۲	۱	-۱/۸۱	-۲/۰۷
LP5	۱۰/۴۴	۱	۷/۵۹	۱/۰۷	۱	۰/۲۴
C	-۱/۰۶	-۰/۲۶	-۳/۱۵	-۱/۰۷	۰/۵۰۳	۱
وزن بردارهای مشخصه						
LP1	-۰/۰۱۵	-۰/۰۴۴	۰/۰۰۸	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
LP2	-۰/۰۱۷	-۰/۰۴۲	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LP3	-۰/۰۲۰	-۰/۰۴۲	۰/۰۱۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰
LP4	-۰/۰۱۶	-۰/۰۴۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰
LP5	-۰/۰۱۴	-۰/۰۴۳	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٤. مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه و وزنهای بردارهای مشخصه

الگوی دوم- فراوانی π

مقادیر مشخصه						
	۰/۶۶۶	۰/۵۵۷	۰/۴۸۳	۰/۳۷۰	۰/۲۰۲	۰/۰۰۰
بردارهای مشخصه						
LP1	۳۱۹/۱۳	-۱۲۹/۷۰	-۲۹۶/۶۹	۳۱۲/۹۵	۶۵/۳۳	-۱۹۳/۴۵
LP2	-۹۲/۷۹	۲۶۹/۴۵	-۱۴۳/۷۷	-۴۴۰/۲۶	-۳۴/۶۸	۱۶۹/۶۰
LP3	-۱۴۹/۹۳	-۱۱۳/۹۵	۴۲/۰۷	۱۱۵/۵۶	-۱۳/۳۲	۴۸/۱۷
LP4	۱۰۶/۹۹	-۱۶۲/۶۶	۸۷/۳۵	-۸/۹۶	-۸۰/۶۳	۱۳/۷۷
LP5	-۱۶۷/۳۱	۱۴۵/۷۶	۳۱۰/۶۳	۵۳/۳۶	۵۹/۰۸	-۲۵/۷۷
C	۱/۵۶	-۱/۲۴	۱/۱۶	۲/۵۸	-۰/۷۷	-۱/۸۵
بردارهای مشخصه استاندارد شده						
LP1	-۲/۱۳	-۰/۸۹	۱	-۳۴/۹۳	۱/۱۰	۱۰۴/۵۷
LP2	۰/۶۲	۱/۸۵	۰/۴۸	۴۹/۱۴	-۰/۵۹	-۴۸/۰۴
LP3	۱	-۰/۷۸	-۰/۱۴	-۱۲/۹۰	-۰/۲۲	-۲۶/۰۴
LP4	-۰/۷۱	-۱/۱۲	-۰/۲۹	۱	-۱/۳۶	-۷/۴۴
LP5	۱/۱۱	۱	-۱/۰۵	-۵/۹۵	۱	۱۳/۹۳
C	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۲۹	-۰/۰۱	۱
وزن بردارهای مشخصه						
LP1	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	-۰/۰۳۱	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۰
LP2	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۲۹	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۰
LP3	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹	-۰/۰۲۸	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۰
LP4	-۰/۰۲۰	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	-۰/۰۲۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
LP5	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۲۶	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه، با هدف معرفی روشهای همجمعی فصلی، روش تعمیم یافته حداکثر راستنمایی یوهانسن به حالت فصلی به تفصیل مورد بحث قرار گرفت. در این راستا، الگوی تصحیح خطای فصلی برداری معرفی گردید و راهبرد تخمین این الگو براساس رگرسیون مرتبه تقلیل یافته و الگوریتم سویچینگ به تفصیل بیان شد.

از آنجا که عرضه و تقاضای کالاهای کشاورزی از جمله گوشت مرغ، در مقاطع زمانی مختلفی از سال مانند ماه رمضان، ایام حج، عید نوروز و به‌ویژه در هنگام برداشت محصول دچار نوسانهای فصلی می‌شود، رفتار فصلی ویژگی بسیار مهم سریهای قیمتی کالاهای کشاورزی، مانند گوشت مرغ می‌باشد که متأسفانه در اکثر مطالعات این رفتار نادیده گرفته شده است. سریهای قیمتی معمولاً مؤلفه‌های فصلی مهمی را شامل می‌شوند که ممکن است آزمونهای اقتصادی مانند قانون قیمت واحد (LOP) را به شدت تحت تأثیر قرار دهند. از سه نوع رفتار فصلی یعنی قطعی، تصادفی پایا و تصادفی ناپایای ناشی از ریشه واحدهای فصلی، این نوع سوم است که اگر به حساب آورده نشود، بیشترین مشکلات آماری را برای آزمونهای مبتنی بر تحلیلهای همجمعی به‌وجود می‌آورد و منجر به نتایج کاذب می‌شود؛ لذا در مطالعات تجربی پیشنهاد می‌شود برای دستیابی به نتایج هرچه دقیقتر، در مواردی که داده‌ها به‌صورت فصلی (روزانه، هفتگی، ماهانه و یا سه‌ماهه و...) هستند، به جای میانگین‌گیری و تبدیل داده‌ها به حالت سالانه، رفتار فصلی در آنها بررسی گردد.

همان‌گونه که پیش‌بینی هم می‌شد، سریهای قیمت بازار گوشت مرغ در این مقاله رفتار فصلی از خود نشان دادند به‌طوری‌که هریک از پنج سری قیمت استانهای آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان دارای ریشه واحد در فراوانیهای صفر و π بودند. از این‌رو جهت تحلیل همجمعی قیمت گوشت مرغ در این پنج استان، از روشهای همجمعی فصلی بهره گرفته شد. گفتنی است اگر داده‌های مورد استفاده پایا باشند، باید از روش علیت برای بررسی پیوستگی بازار و قانون LOP استفاده کرد. نتایج از براورد روش تعمیم یافته

حداکثر راستنمایی یوهانسن به حالت فصلی نشان داد که در هر دو فراوانی صفر و π، همجمعی قیمتها وجود دارد و بازارها دارای پیوستگی می‌باشند؛ ولی پیوستگی کامل بازار با استفاده از آزمون LOP رد شد. آزمون برونزایی ضعیف هم نشان داد که هیچ رهبری قیمتی در بین این پنج استان وجود نداشته و قیمت گوشت مرغ در این استانها مستقل از هم تشکیل نشده است.

با توجه به نتایج حاصل از تحلیل همجمعی قیمت گوشت مرغ در استانهای مورد مطالعه، مدیریت علمی بازار گوشت مرغ از طریق اتخاذ روشهای علمی به جای روشهای سنتی و نیز بهبود شبکه حمل‌ونقل در جهت تسهیل تعدیلات عرضه و به دنبال آن کاهش هزینه حمل‌ونقل و در کل کاهش هزینه‌های معامله توصیه می‌شود. نهایتاً اتخاذ سیاستهایی در جهت کاهش احتمال آربیتراژ و بهبود بازار این محصول می‌تواند به تنظیم بازار این محصول کمک نماید.

منابع

۱. شریفان، ح. و ب. قهرمان (۱۳۸۶)، ارزیابی پیش‌بینی باران با بکارگیری تکنیک SARIMA در استان گلستان، مجله علوم *کشاورزی و منابع طبیعی*، جلد چهاردهم، شماره سوم.

۲. قهرمان‌زاده، م. و ح. سلامی (۱۳۸۶)، الگوی پیش بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه موردی استان تهران، مجله *علوم کشاورزی ایران*، *ویژه‌نامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۱: ۱–۱۸.

۳. کشاورز حداد، غ. (۱۳۸۵)، تحلیل اثرات تقویمی در نوسانات قیمتی برخی از کالاهای اساسی (مطالعه موردی: داده‌های فصلی قیمت گوشت مرغ، گوشت قرمز و تخم‌مرغ)، مجله *تحقیقات اقتصادی*، ۷۲: ۲۹۵–۳۲۸.

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

5. Bohl, M.T. (2000), Nonstationary stochastic seasonality and the German M2 money demand function, *European Economic Review*, 44: 61-70.

6. Boswijk, H.P. (1995), Identifiability of cointegrated systems, Discussion Paper, Tinbergen Institute, TI 95, 78.

7. Clements, M.P. & D.F. Hendry (2004), A companion to economic forecasting, Blackwell Publishing.

8. Engle, R.F. & C.W.J. Granger (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 2: 251-276.

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

10. Engle, R.F., C.W.J. Granger, S. Hylleberg & H.S. Lee (1993), Seasonal cointegration: the Japanese consumption function, *Journal of Econometrics*, 55: 275–298.

11. Franses P.H. (1996), Periodicity and stochastic trends in economic time series, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.

12. Franses, P.H. (1998), Time series for business and economic forecasting, *Cambridge University Press.*

13. Franses, P.H. & B. Hobijn (1997), Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*, 25(1): 25-47.

14. Franses, P.H. & R.M. Kunst (1995), On the role of seasonal intercepts in seasonal cointegration, Institute for Advanced Studies, Vienna, *Economics Series*, No.15.

15. Franses, P.H. & R.M. Kunst (1999), On the role of seasonal intercepts in seasonal cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(3): 409-433.

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

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

18. Gonzalo, J. (1994), Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships, *Journal of Econometrics*, 60: 203-233.

19. Huang, T.H. (2002), A joint test of the rational expectations permanent income hypothesis under seasonal cointegration, Australian Economic Papers, Blackwell Publishing Ltd.

20. Huang, T.H. & C.H. Shen (1999), Applying the seasonal error correction model to the demand for international reserves in Taiwan, Journal of International Money and Finance, 18: 107-131.

21. Hylleberg, S. (1992), Modelling seasonality, Oxford University Press.

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

23. Hylleberg, S., R.F. Engle, C.W.J. Granger & S. Yoo (1990), Seasonal integration and cointegration, *Journal of Econometrics*, 44: 215–238.

24. Hylleberg, S. & A.R. Pagan (1997), Seasonal integration and the evolving seasonals model, *International Journal of Forecasting*, 13: 329-340.

25. Ihle, R., B. Brümmer & S.R. Thompson (2009), Spatial market integration in the EU beef and veal sector: Policy decoupling and export bans, Discussion Papers.

26. Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.

27. Johansen, S. (1992), Determination of cointegration rank in the presence of linear trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 383-397.

28. Johansen, S. (1995), Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equation and cointegration, *Journal of Econometrics*, 69(1): 111-132.

29. Johansen, S. & E. Schaumburg (1998), Likelihood analysis of seasonal cointegration, *Journal of Econometrics*, 88: 301-339.

30. Johansen, S. & K. Juselius (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.

31. Kunst, R.M. (1993), Seasonal cointegrationin macroeconomic systems: case studies and large European countries, *Review of Economics and Statistics*, , 75.

32. Lee, H.S. (1992), Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration, North-Holland, *Journal of Econometrics,* 54: 1-47.

33. Lee, H.S. & P.L. Siklos (1995), A note on the critical values for the maximum likelihood (seasonal) cointegration tests, *Economics Letters*, 49: 137-145.

34. Lee, H.S. & P.L. Siklos (1997), The role of seasonality in economic time series: reinterpreting money-output causality in U.S. data, *International Journal of Forecasting*, 13: 381–391.

35. Liu, Q. & H.H. Wang (2003), Market integration test for Pacific egg markets, American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada, July 27-30.

36. Lof, M. & J. Lyhagen (2002), Forecasting performance of seasonal cointegration models, *International Journal of Forecasting*, 18: 31–44.

37. Lof, M. & P.H. Franses (2001), On forecasting cointegrated seasonal time series, *International Journal of Forecasting*, 17: 607–621.

38. Lyhagen, J. & M. Lof (2003), On seasonal error correction when the processes include different numbers of unit roots, *Journal of Forecasting*, 22: 377–389.

39. Morshed, A.K.M., M.S.K. Ahn & M. Lee (2006), Price convergence among Indian cities: a cointegration approach, *Journal of Asian Economics*, 17: 1030-1043.

40. Niquidet, K. & B. Manely (2008), Regional log market integration in New Zealand, Resource Economics and Policy Analysis.

41. 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.

42. Robledo, C.W. (2002), Dynamic econometric modeling of the U.S. wheat grain market, *Dissertation*, Faculty of the Louisiana state university and agricultural and mechanical collage.

43. Sims, C.A. (1974), Seasonality in regression, *Journal of American Statistical Association*, 69: 618-627.

44. Wallis, K.F. (1974), Seasonal adjustment and relations between variables, *Journal of American Statistical Association*, 69: 18-31.

45. Yun Xu, M.A. (2006), Pricing to market and interantional trade: evidence from US agricultural exports, Dissertation, The Ohio State University.

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