اقتصاد کشاورزی/ جلد ٦ / شماره‌ی ۲ / صفحه‌های ۱۷۱-۱۵۳

بررسی یکپارچگی مکانی بازار ماهیان استخوانی دریای شمال؛ کاربردی از رهیافت همگرایی فصلی داده‌های ماهیانه

حامد رفیعی، سعید یزدانی، سید صفدر حسینی، امیرحسین چیذری و حسن صالحی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۱/۱۲ تاریخ پذیرش : ۱۳۹۱/۷/۱۲

چکیده

بررسی یکپارچگی (همگرایی) مکانی بازارها به عنوان شاخصی از کارایی بازارهای مکانی و آزمون قانون قیمت-های واحد در این بازارها، در ادبیات ساختار بازار از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. ماهیت فصلی و ماهیانه بودن سری‌های قیمتی شرایط متفاوتی را در این بررسی بوجود خواهد آورد. برای این منظور، در این مطالعه به بررسی یکپارچگی مکانی بازارهای انواع ماهیان استخوانی دریایی در استان‌های گیلان و مازندران طی ۱۲۰ ماهه سال‌های ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۸۹:۱۲ می‌پردازد. باتوجه به اینکه فصول صید از مهر ماه تا اواخر فروردین ماه می‌باشد، برای پنج ماه باقی‌مانده (اردیبهشت تا شهریور) از آمار قیمتی صیدهای غیرمجاز ثبت شده در سازمان شیلات ایران استفاده شده است. در این مطالعه از رهیافت نوین بررسی ریشه‌های فصلی و برآورد همگرایی فصلی (SECM) استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی فصلی در بازار انواع ماهیان وجود داشته است و بازارهای مکانی در دو استان مازندران و گیلان از قانون قیمت‌های واحد تبعیت می‌کنند. بنابراین این پویایی بلندمدت فصلی باید در محاسبات تصحیحات خطا و پیش‌بینی وضعیت آینده رفتار قیمتی بازارهای مختلف ماهی در نظر گرفته شود. در غیر این صورت، سیاست‌گذاری‌های قیمتی و برنامه‌های تنظیم بازار به منظور دستیابی به کارایی مناسب بازارهای مکانی در بلندمدت با شکست روبرو خواهند شد.

طبقه‌بندی *JEL*: L11، Q13، M31

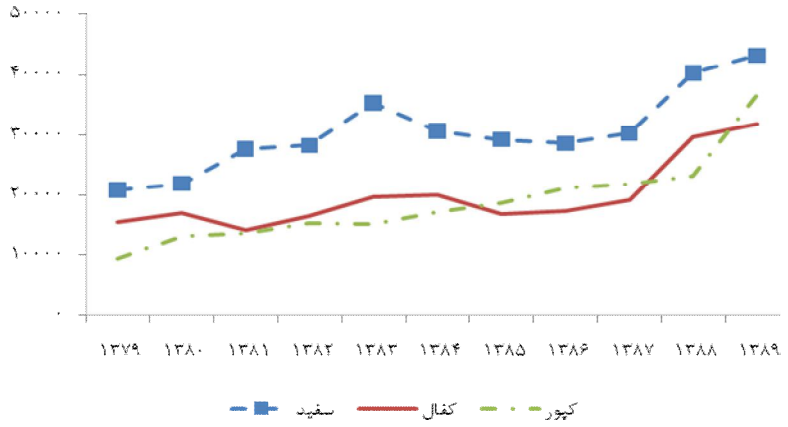
واژه‌های کلیدی: ریشه‌های فصلی، همگرایی فصلی، یکپارچگی مکانی، قانون قیمت‌های واحد، ماهیان استخوانی

۱. به ترتیب حامد رفیعی: دانشجوی دوره دکتری اقتصاد کشاورزی دنشگاه تهران، سعید یزدانی و سید صفدر حسینی: استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران، امیرحسین چیذری: استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران، حسن صالحی: دانشیار و رئیس گروه مطالعات اقتصادی سازمان تحقیقات شیلات ایران.
Email: Hamedrafiee@ut.ac.ir

مقدمه

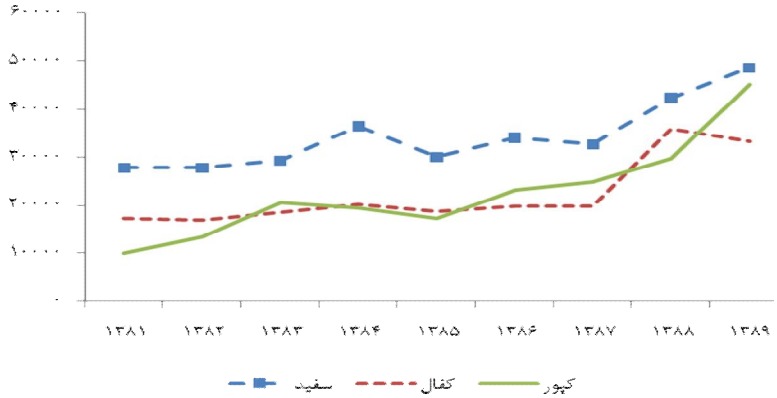
فرآورده‌های دریایی یکی از مهمترین منابع تأمین پروتئین حیوانی در کشور به شمار می-رود. امروزه آبزیان در تأمین غذای مصرفی جامعه و کمک به امنیت غذایی، نقش بسیار مؤثری دارند. دریای خزر همواره به عنوان یکی از بزرگترین منابع تأمین ماهیان استخوانی در کشور، زیستگاه انواع ماهیان استخوانی و بویژه ماهیان سفید، کپور و کفال می‌باشد. از مجموع ۱٦٦۰۲ تن ماهی استخوانی صید شده در سواحل شمالی کشور در سال ۱۳۸۹، ۱۵۰٦۳ تن (حدود ۹۱ درصد) مربوط به انواع ماهی استخوانی سفید، کپور و کفال می‌باشد. همچنین از مجموع این مقدار ماهی صید شده در سواحل شمالی کشور بیش از ۹۰ درصد آن در دو استان مازندران (٤٦/۵ درصد) و گیلان (٤۳/۹ درصد) صید می‌شود. از طرفی استان‌های مازندران و گیلان با حدود دوازده کیلوگرم مصرف سرانه ماهی، رتبه اول مصرف ماهی در کشور را به خود اختصاص داده‌اند (سازمان شیلات ایران، ۱۳۹۰). لذا براین اساس، بازار ساحلی مازندران از مهمترین بازارهای ماهیان استخوانی در کشور به شمار می‌رود.

باتوجه به نمودار (۱)، مشاهده می‌شود که در استان مازندران، قیمت‌های خرده‌فروشی سه نوع ماهی سفید، کپور و کفال، روند ثابتی نداشته‌اند. روند قیمتی ماهی سفید در استان مازندران از سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ نزولی بوده، این در حالی است که روند قیمتی ماهی کپور طی این سال‌ها روند صعودی داشته است. همچنین همانگونه که از این نمودار مشخص است، در سال‌های اخیر روند قیمت‌های مصرفی صعودی بوده است. در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۱ و ۱۳۸٤ تا ۱۳۸٦، روند قیمت خرده‌فروشی کفال و کپور عکس هم بوده است. در سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ نیز قیمت انواع ماهی در استان مازندران افزایشی بوده است. این روند در مورد بازار کپور شیب بیشتری داشته است.



نمودار ۱- روند قیمت‌های خرده‌فروشی ماهیان استخوانی در استان مازندران

در بازار استان گیلان نیز مشاهده می‌شود که روند قیمت‌های خرده‌فروشی ماهیان سفید و کفال کاملاً نوسانی اما صعودی بوده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود، در سال‌های اخیر قیمت این دو ماهی افزایش چشمگیری داشته است. از طرفی روند قیمتی ماهی کپور بیانگر ثبات بیشتری در بازار این نوع ماهی بوده است. هرچند در سال ۱۳۸۸ افزایش چشمگیر و پس از آن کاهش محسوسی در قیمت خرده‌فروشی ملاحظه می‌شود.



نمودار۲- روند قیمت ماهیان استخوانی در استان گیلان

سوال اصلی این مطالعه آن است که باتوجه به ماهیت ماهیانه بودن سری‌های مورد بررسی، آیا ماهیت فصلی بودن داده‌ها، بر همگرایی مکانی بازارهای مکانی و یکپارچگی آن اثر خواهد گذاشت؟ آیا تعدیلات فصلی در داده‌ها از کارایی مناسبی در تجزیه و تحلیل رفتار بازارهای مکانی برخوردار خواهد بود؟ و آیا در سیاست‌گذاری‌های آتی در بازار ماهیان استخوانی می-توان به ماهیت فصلی بودن داده‌ها و رفتار ماهانه آنها بی اعتنا بود؟ در نهایت آیا پیش‌بینی رفتار قیمتی در ساختار آتی بازار بدون در نظر گرفتن رفتار فصلی بودن داده‌ها منجر به ایجاد انحراف نخواهد شد؟

باتوجه به ماهیت ماهیانه بودن داده‌ها و احتمال وجود ریشه‌های فصلی در سری قیمت-های موجود، استفاده از روش‌های معمول همگرایی جوهانسون- جوسیلیوس (۱۹۹۰)، ممکن است پاسخ‌های مطابق با واقعیت را ارائه ندهد. در واقع، در این روش همگرایی فصلی داده‌ها مورد بررسی قرار نگرفته و در پیش‌بینی وضعیت آتی و سیاست‌گذاری‌های مناسب با خطا همراه خواهد بود. راه حل دیگر آن است که با استفاده از نتایج مربوط به ریشه‌های فصلی و تعیین ریشه‌ها و فیلترهای مناسب، سری‌های قیمتی تعدیلات فصلی در مورد آنها اعمال گردد و سپس همگرایی داده‌های تعدیل شده با روش جوهانسون- جوسیلیوس (۱۹۹۰)، بررسی شود. اما این روش ممکن است منجر به استنتاج اشتباه از روابط اقتصادی شود و زیان جدی به اطلاعات ارزشمند رفتار فصلی در اقتصاد سری‌های زمانی وارد خواهد نمود (قیسلز و پرون، ۱۹۹۳، لی و سیکولز، ۱۹۹۷، فرانسز و مک آلیر، ۱۹۹۸ و دارنه، ۲۰۰٤). همچنین افزایش علاقه‌مندی در استفاده از داده‌های تعدیل نشده و بررسی رفتار فصلی قیمتی، نیاز برای روش-های مناسب برای بررسی همگرایی داده‌ها با ماهیت فصلی را افزایش داده است. در مطالعات مقدماتی، مطالعات هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰)، انگل و همکاران (۱۹۹۳)، جویوکس (۱۹۹۲) و کوبادا (۱۹۹۵) به این مسئله پرداخته‌اند. لی (۱۹۹۲) و کونست و فرانسیز (۱۹۹۸) روش حداکثر راستنمایی که در مطالعات جوهانسون (۱۹۸۸) استفاده شده است را توسعه دادند. آنها

محدودیت‌هایی روی پارامترهای مربوط به فراوانی‌های فصلی در معادلات تصحیح خطا[1] (ECM) اعمال نمودند. در نهایت جوهانسون و شومبرگ (۱۹۹۹) با انتقاد از این محدودیت-ها، یک رهیافت " حداکثر راستنمایی جایگزین"[2] را ارائه نمودند. این روش برای داده‌های فصلی (٤ ماهه) ارائه شد و در نهایت در مطالعه دارنه (۲۰۰٤) این نتایج بصورت ماهیانه (۱۲ ماهه) توسعه داده شد.

مطالعات همگرایی و بررسی یکپارچگی بازار در داخل کشور، ماهیت فصلی بودن داده‌ها را در نظر نگرفته‌اند. در مطالعات خارجی نیز مطالعات اندکی این وضعیت را در بازارهای محصولات کشاورزی مورد بررسی قرار داده‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به دارنه (۲۰۰٤)، فوک و همکاران (۲۰۰۷)، قاسن (۲۰۱۱)، منتسر (۲۰۱۱) اشاره کرد. این مطالعه برای نخستین بار باتوجه به مطالعات مشابه انجام گرفته در کشورهای مشابه، به بررسی همگرایی فصلی بر مبنای داده‌های ماهیانه در بازار ماهیان استخوانی شمال، شامل ماهیان سفید، کفال و کپور می‌پردازد.

روش تحقیق

در اولین گام، باتوجه به ماهیت داده‌های مورد بررسی در این مطالعه، که بصورت ماهانه (۱۲۰ ماه) می‌باشند، لازم است تا وجود ریشه واحد غیرفصلی و فصلی با استفاده از آزمون بولیو و مایرن (۱۹۹۳) مورد بررسی قرار گیرد (آزمون BM[3]). اگر X_t سری زمانی قیمت ماهانه باشد که از طریق فرایند خودتوضیحی[4] (AR) بصورت ماهیانه ایجاد شود، می‌توان رابطه زیر را در مورد آن بیان نمود:

$$\phi(L)X_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

1 . Error Correction Model (ECM)
2 . Alternative Method of Maximum Likelihood Estimation
3 . Beaulieu and Miron (BM)
4 . Auto Regressive (AR)

در رابطه فوق، $\varphi(L)$ یک چند جمله‌ای از درجه دوازده ($\varphi(L) = 1 - L^{12}$)، L عملگر وقفه، و ε_t نوفه سفید است. همچنین، μ_t به صورت $\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t}$ تعریف می‌شود و شامل عرض از مبداء (α)، روند خطی (t) و متغیرهای موهومی ماهانه ($D_{s,t}$) می‌باشد. عبارت چند جمله‌ای $\varphi(L)$ دارای دوازده ریشه مشخصه بوده که شامل $\pm 1;\ \pm i\ ;\ -\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}\,i);\ \frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}\,i);\ -\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i);\ \frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$ است (بولیو و مایرن، ۱۹۹۳). در رهیافت BM معادله رگرسیونی (۲) جهت آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی ارائه گردید.

$$(1-L^{12})A_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \varphi_j (1-L^{12}) A_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در این رابطه، $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های A_t هستند که در هر یک از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مورد نظر حفظ و بقیه ریشه‌های واحد در سایر فراوانی‌ها حذف شده‌اند. به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی، ابتداء معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده، سپس معنی‌داری پارامترهای π_i توسط آماره‌های آزمون t و F ارزیابی می‌شوند. جهت آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانی صفر و π، فرضیه‌های عدم $H_{k\circ}: \pi_k = 0 \ \ for\ k = 1,2.$ ، به طور جداگانه در برابر فرضیه مقابل $H_{k1}: \pi_k < 0 \ \ for\ k = 1,2.$ با استفاده از آماره t یک طرفه آزمون می‌شوند.

برای آزمون وجود ریشه‌های واحد فصلی مرکب، فرضیه‌های عدم $H_{k\circ}: \pi_k = \pi_{k+1} = 0 \ \ for\ \ k = 3,5,7,9,11$ در برابر فرض مقابل یعنی وجود حداقل یک ریشه واحد فصلی ($H_{k\circ}: \pi_k = \pi_{k+1} \neq 0 \ \ for\ k = 3,5,7,9,11$)، با استفاده از آماره آزمون F بررسی خواهد شد. فرضیه‌های عدم $\pi_{11} = \pi_{12} = 0$ و $\pi_5 = \pi_6 = 0,\ \pi_3 = \pi_4 = 0\ \pi_9 = \pi_{10} = 0,\ \pi_7 = \pi_8 = 0$ به ترتیب دلالت بر وجود ریشه واحد در فراوانی‌های $\pm\frac{\pi}{2}$ (چهارماهه)، $\mp\frac{2\pi}{3}$ (سه ماهه)،

$\pm\frac{\pi}{3}$ (شش ماهه)، $\mp\frac{5\pi}{6}$ (دو و نیم ماهه) و $\pm\frac{\pi}{6}$ (۱۲ ماهه یا سالانه) دارند. عدم رد هر یک از آماره‌های t_k و $F_{k,k+1}$ در سری زمانی A_t به معنی وجود ریشه واحد در آن فراوانی خاص می‌باشد و لذا برای خارج نمودن این ریشه از سری بایستی از فیلتر تفاضلگیری متناظر آن استفاده نمود. پس از انجام آزمون BM برای هر سری زمانی و تعیین ریشه‌های واحد غیرفصلی و فصلی موجود، فیلتر مناسب انتخاب شده و برآورد الگوهای رگرسیونی بر روی داده فیلتر شده اعمال می‌شود. هرچند که در این مطالعه نحوه اعمال این فیلترها به جهت بررسی همگرایی فصلی اندکی متفاوت خواهد بود.

جدول (۱) فیلترهای تفاضل‌گیری و ریشه‌های واحد در فرآیند گام تصادفی فصلی در سری زمانی ماهیانه

فراوانی	ریشه‌ها	فیلترها	تعداد چرخه‌ها در یک سال	مدت زمان هر چرخه (ماه)
۰	۱	$(1-L)$	۰	--
π	-۱	$(1+L)$	٦	۲
$\frac{\pi}{2}$	$\pm i$	$(1+L^2)$	۳	٤
$\frac{5\pi}{6}$	$-\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}\,i)$	$(1+\sqrt{3}L+L^2)$	٥	۲/٤
$\frac{\pi}{6}$	$\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}\,i)$	$(1-\sqrt{3}L+L^2)$	۱	۱۲
$\frac{2\pi}{3}$	$-\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$	$(1+L+L^2)$	٤	۳
$\frac{\pi}{3}$	$\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$	$(1-L+L^2)$	۲	٦

مأخذ: گیل آلنا، ۲۰۰۷

در ادامه هدف اصلی این مطالعه بررسی همگرایی بازار انواع ماهیان استخوانی و بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار انواع ماهی دریایی سفید، کفال و کپور در بازارهای مکانی استان‌های مازندران و گیلان می‌باشد. به منظور بررسی همگرایی فصلی در مطالعه حاضر، باتوجه به حدود بحرانی براورد شده در مطالعه دارنه (۲۰۰٤) به ازای هر فراوانی، برای داده‌های ماهانه، الگوهای همگرایی بازار مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور چنانچه x_t یک بردار n بعدی از متغیرها باشد، الگوی تصحیح خطای فصلی[۱] (SECM) برمبنای مطالعه جوهانسون و شومبرگ (۱۹۹۹)، بصورت ماهیانه توسط دارنه (۲۰۰٤) بصورت زیر پیشنهاد می‌شود:

$$p(B)x_t = \sum_{m=1}^{12} \alpha_m \beta'_m x_t^{(m)} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن $\alpha_m \beta'_m$ ماتریس $(n \times r_m)$ می‌باشد که r_m مرتبه ماتریس بیان شده است که اطلاعاتی در مورد رفتار بلندمدت سری‌های زمانی را در فراوانی m $(m=1,\ldots, 12)$ را نشان می‌دهد. همچنین:

$$x_t^{(m)} = \frac{p_m(B)B}{p_m(z_m)z_m} x_t$$

$$p_j(z) = \prod_{m \neq j}^{12} (1 - \bar{z}_m z) = \frac{p(z)}{1 - \bar{z}_j z} \qquad z \neq z_j \qquad (٤)$$

$$p(z) = \prod_{m=j}^{12} (1 - \bar{z}_m z) = (1 - z^{12})$$

که در آن z_m ریشه‌های فصلی و غیر فصلی برای داده‌های ماهانه می‌باشند و بنابراین $x^{(m)}$ به شرح زیر تعریف می‌شود:

---

۱. Seasonal Error Correction Model

$$
\begin{aligned}
x_t^{(j)} &= (-1)^{j+1}\frac{1}{12}(1+(-1)^{j+1}B)(1+B^2)(1+B^4+B^8)x_{t-1} \\
x_t^{(2+j)} &= -\frac{1}{12i}(1+(-1)^{j+1}iB)(1-B^2)(1+B^4+B^8)x_{t-1} \\
x_t^{(4+j)} &= -\frac{1}{24}\Big[(1+(-1)^{j+1}i\sqrt{3})+2B\Big](1-B+B^2)(1-B^2+B^6-B^8)x_{t-1} \\
x_t^{(6+j)} &= \frac{1}{24}\Big[(1+(-1)^{j+1}i\sqrt{3}-2B\Big](1+B+B^2)(1-B^2+B^6-B^8)x_{t-1} \\
x_t^{(8+j)} &= -\frac{1}{24}\Big[(\sqrt{3}+(-1)^{j+1}i+2B\Big](1-\sqrt{3}B+B^2)(1+B^2-B^6-B^8)x_{t-1} \\
x_t^{(10+j)} &= \frac{1}{24}\Big[(\sqrt{3}+(-1)^{j+1}i-2B\Big](1+\sqrt{3}B+B^2)(1+B^2-B^6-B^8)x_{t-1}
\end{aligned}
\qquad (۵)
$$

که j=1, 2، در SECM، $x_t^{(m)}$ با در نظر گرفتن این نکته که m=3,...,12 می‌تواند توسط متغیرهای واقعی و موهومی (به ضمیمه مطالعه مراجعه شود) نشان داده شوند:

$$
\begin{aligned}
x_t^{(2k+1)} &= x_{Rt}^{(2k+1)} + ix_{It}^{(2k+1)} \qquad \text{with k=1,...,5} \qquad (۶)\\
x_t^{(2k+2)} &= x_t^{-(2k+1)} = x_{Rt}^{(2k+1)} - ix_{It}^{(2k+1)}
\end{aligned}
$$

که در نتیجه الگوی تصحیح خطا بصورت رابطه (۷) خواهد بود:

$$
\begin{aligned}
\Delta_{12}x_t &= \alpha_1\beta_1'x_t^{(1)} + \alpha_2\beta_2'x_t^{(2)} + \sum_{k=1}^{5}\Big[\alpha_{2k+1}\beta_{2k+1}'(x_t^{2k+1}) + \alpha_{2k+2}\beta_{2k+2}'(x_t^{2k+2})\Big] + \varepsilon_t \qquad (۷)\\
&= \alpha_1\beta_1'x_t^{(1)} + \alpha_2\beta_2'x_t^{(2)} + \sum_{k=1}^{5}\Big[\alpha_{2k+1}\beta_{2k+1}'(x_{Rt}^{(2k+1)} + ix_{It}^{(2k+1)}) + \alpha_{2k+2}\beta_{2k+2}'(x_{Rt}^{(2k+1)} - ix_{It}^{(2k+1)})\Big] + \varepsilon_t
\end{aligned}
$$

به منظور ساده‌تر شدن عبارت فوق تبدیلات رابطه (۸) در نظر گرفته می‌شود:

$$
\begin{aligned}
\alpha_{2k+1} &= \alpha_{2k+1,R} + i\alpha_{2k+1,I} \qquad (۸)\\
\alpha_{2k+2} &= \overline{\alpha}_{2k+1}\\
\beta_{2k+1} &= \beta_{2k+1,R} - i\beta_{2k+1,I}\\
\beta_{2k+2} &= \overline{\beta}_{2k+1}
\end{aligned}
$$

بنابراین الگوی تصحیح خطا (ECM) بصورت رابطه (۹) بازنویسی خواهد شد:

$$\Delta_{12}x_t = \alpha_1\beta_1' x_t^{(1)} + \alpha_2\beta_2' x_t^{(2)} + 2\sum_{k=1}^{5}\Big[(\alpha_{2k+1,R}\beta'_{2k+1,R} - \alpha_{2k+1,I}\beta'_{2k+1,I})x_{Rt}^{(2k+1)} - (\alpha_{2k+1,R}\beta'_{2k+1,I} + \alpha_{2k+1,I}\beta'_{2k+1,R})x_{It}^{(2k+1)}\Big] + \varepsilon_t \quad (۹)$$

تفسیر رابطه همگرایی چند جمله‌ای فوق مشکل است. برای همین منظور طبق آنچه که در مطالعه جوهانسون و شومبرگ (۱۹۹۹) بیان شده، می‌توان با فرض $\alpha_I = 0$ و $\beta_I = 0$ نشان داد که الگوی تصحیح خطا شامل عبارت جمله زیر خواهد بود و لذا قسمت چند جمله‌ای رابطه بالا (قسمت داخل کروشه) حذف شده و رابطه زیر جایگزین آن خواهد شد، که یک عبارت تک جمله‌ای است:

$$\sum_{k=1}^{5}\Big[\alpha_{2k+1,R}\beta'_{2k+1,R}x_{Rt}^{(2k+1)}\Big] = (-\alpha_{3R}B)\beta'_{3R}x_{It}^{(3)} + \frac{\sqrt{3}}{3}(1+2B)\alpha_{5R}\beta'_{5R}x_{It}^{(5)} + \frac{\sqrt{3}}{3}(1-2B)\alpha_{7R}\beta'_{7R}x_{It}^{(7)} + (\sqrt{3}+2B)\alpha_{9R}\beta'_{9R}x_{It}^{(9)} + (\sqrt{3}-2B)\alpha_{11R}\beta'_{11R}x_{It}^{(11)} \quad (۱۰)$$

همانگونه که پیش‌تر نیز بیان گردید، در این مطالعه به ازای هر فراوانی با استفاده از حدود بحرانی ارائه شده توسط دارنه (۲۰۰٤) برای داده‌های ماهانه، نتایج همگرایی و بررسی ارتباطات بلندمدت ارائه می‌شود.

برای انجام این مطالعه همچنین از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۸۹:۱۲ در مورد قیمت‌های عمده و خرده‌فروشی موجود در سازمان شیلات ایران (۱۳۹۰) استفاده شده است. همچنین به دلیل اینکه فصول صید از مهر ماه تا اواخر فروردین ماه می‌باشد، برای پنج ماه باقی‌مانده (اردیبهشت تا شهریور) از آمار قیمتی صیدهای غیرمجاز ثبت شده در سازمان شیلات ایران بهره‌گرفته شده است. بسته‌های نرم‌افزاری استفاده شده در این مطالعه، Shazam10 و Eviews7 می‌باشند.

نتایج و بحث

همانگونه که در جدول (۲) مشخص است، در استان گیلان آزمون پایایی داده‌های ماهانه بر مبنای آزمون ریشه واحد BM، در مورد قیمت‌های خرده‌فروشی انواع ماهی بیانگر آن است که ماهی سفید در فراوانی‌های صفر، $\pi/3$ و $\pi/6$ دارای ریشه‌های بلندمدت و ریشه‌های فصلی ۱+، $\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$ و $\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$ می‌باشد. بنابراین لازم است تا در مورد آن به منظور پایا نمودن سری قیمت‌ها، فیلترهای $(1-L)$، $(1-L+L^2)$ و $(1-\sqrt{3}L+L^2)$ که در جدول (۲) نیز بیان شده است، اعمال شود. در مورد سری ماهیانه قیمت خرده‌فروشی ماهی کفال نیز در فراوانی‌های صفر و $5\pi/6$، ریشه‌های بلندمدت و فصلی ۱+، $-\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$وجود خواهد داشت و لذا فیلترهای $(1-L)$ و $(1+\sqrt{3}L+L^2)$به منظور پایایی متغیر، قابل اعمال خواهد بود. در حالی که در مورد سری قیمت‌های ماهیانه ماهی کپور در استان گیلان، در فراوانی‌های صفر، π، $\pi/2$، $2\pi/3$ و $\pi/6$ ریشه‌های بلندمدت و فصلی ۱±، i±، $-\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$ و $\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$ وجود داشته و فیلترهای $(1-L)$، $(1+L)$، $(1+L^2)$، $(1+L+L^2)$و $(1-\sqrt{3}L+L^2)$ نیز در مورد آن وجود خواهد داشت.

جدول (۲) آزمون ریشه واحد BM در قیمت‌های خرده فروشی انواع ماهی در استان گیلان

نوع آزمون	فراوانی فصلی	ماهی سفید	ماهی کفال	ماهی کپور	حد بحرانی
آزمون t: $\pi_1=0$	۰	-۰/۰۶۸*	-۱/۳۲۲*	-۱/۳۶۰*	-۳/۴۴
آزمون t: $\pi_2=0$	π	-۲/۸۰۶	-۲/۷۶۷	-۲/۱۲۳*	-۲/۶۵
آزمون F: $\pi_3=\pi_4=0$	$\pi/2$	۹/۶۳۹	۶/۸۵۷	۱/۸۲۸*	۵/۷۷
آزمون F: $\pi_5=\pi_6=0$	$2\pi/3$	۷/۳۱۸	۷/۶۳۷	۴/۷۶۳*	۵/۷۷
آزمون F: $\pi_7=\pi_8=0$	$\pi/3$	۴/۷۹۱*	۱۲/۹۳۲	۶/۴۰۵	۵/۷۷
آزمون F: $\pi_9=\pi_{10}=0$	$5\pi/6$	۸/۳۹۶	۴/۶۶۳*	۱۲/۶۸۱	۵/۸۴
آزمون F: $\pi_{11}=\pi_{12}=0$	$\pi/6$	۲/۳۷۲*	۹/۲۵۵	۱/۸۳۹*	۵/۸۴

مأخذ: یافته‌های مطالعه * فرض وجود ریشه در سطح پنج درصد پذیرفته می‌شود.

در استان مازندران نیز با توجه به جدول ۳، سری قیمت ماهیانه قیمت خرده‌فروشی ماهی سفید علاوه بر ریشه بلندمدت (۱+) دارای ریشه‌های فصلی ۱-، $-\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$ و $\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$ می‌باشد. لذا به منظور پایا نمودن این متغیر نیز فیلترهای $(1-L)$، $(1+L)$، $(1+L+L^2)$ و $(1-\sqrt{3}L+L^2)$ مورد نیاز خواهد بود. ماهی کفال در استان مازندران تنها دارای ریشه بلندمدت و فصلی در فراوانی صفر و π می‌باشد و لذا پایایی آن تنها مستلزم استفاده از فیلترهای $(1-L)$ و $(1+L)$ خواهد بود. این در حالی است که در مورد سری قیمت‌های ماهیانه کپور، علاوه بر ریشه بلندمدت (۱+)، ریشه‌های فصلی ±i، $\frac{1}{2}(\sqrt{3}\pm i)$ و $\frac{1}{2}(1\pm\sqrt{3}i)$ وجود خواهد داشت و لذا فیلترهای $(1-L)$، $(1+L^2)$، $(1-L+L^2)$و $(1-\sqrt{3}L+L^2)$ به منظور برقراری شرط پایایی آن مورد نیاز خواهد بود.

جدول (۳) آزمون ریشه واحد BM در قیمت‌های خرده‌فروشی انواع ماهی در استان مازندران

نوع آزمون	فراوانی فصلی	ماهی سفید	ماهی کفال	ماهی کپور	حد بحرانی
آزمون t: $\pi_1=0$	۰	۰/۱۶۲*	-۰/۳۴۱*	-۰/۱۴۵*	-۳/۴۴
آزمون t: $\pi_2=0$	π	-۲/۵۵۵*	-۰/۱۸۱*	-۳/۵۶۱	-۲/۶۵
آزمون F: $\pi_3=\pi_4=0$	$\pi/2$	۹/۷۷۵	۲۸/۸۹۵	۵/۰۷۷*	۵/۷۷
آزمون F: $\pi_5=\pi_6=0$	$2\pi/3$	۴/۵۴۶*	۱۰/۴۰۵	۷/۳۱۴	۵/۷۷
آزمون F: $\pi_7=\pi_8=0$	$\pi/3$	۸/۸۸۴	۳۱/۵۸۲	۴/۶۹۵*	۵/۷۷
آزمون F: $\pi_9=\pi_{10}=0$	$5\pi/6$	۷/۸۱۹	۱۷/۱۵۳	۱۴/۱۸۲	۵/۸۴
آزمون F: $\pi_{11}=\pi_{12}=0$	$\pi/6$	۳/۹۲۳*	۵/۹۲۴	۱/۷۸۶*	۵/۸۴

مأخذ: یافته‌های مطالعه * فرض وجود ریشه در سطح پنج درصد پذیرفته می‌شود.

پس از بررسی پایایی سری قیمت‌های ماهیانه و تشخیص ریشه‌های ماهیانه آنها، به بررسی قانون قیمت‌های واحد در استان‌های گیلان و مازندران در مورد بازار سه نوع ماهی دریایی سفید، کفال و کپور پرداخته می‌شود. باتوجه به ماهیت داده‌های مورد بررسی که بصورت ماهیانه می‌باشد و با توجه به وجود روند فصلی در داده‌های مورد نظر، همانگونه که در قسمت روش تحقیق نیز اشاره شد، در این گونه سری‌های قیمتی با ماهیت ماهیانه بودن و دارا بودن ریشه فصلی، استفاده از روش‌های معمول همگرایی جهت برآورد ارتباطات بلندمدت سری قیمت‌ها در انواع بازارهای مکانی، مناسب نبوده و لازم است تا روش‌های همگرایی فصلی برای این منظور برآورد شود. برای این منظور در هر یک از ریشه‌های سری‌های ماهیانه در استان‌های مازندران و گیلان، همگرایی مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

ابتدا لازم است تا وقفه‌های بهینه و وجود روند و عرض از مبدأ در روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص شود. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه نخست، باید الگوی خود توضیح برداری[۱] (VAR) برازش شود. باتوجه به ماهیت ماهیانه بودن داده‌ها و وجود ریشه‌های ماهانه و تبعیت از یک رفتار فصلی و باتوجه به اینکه آزمون همگرایی در این روش در هر یک از ریشه‌های فصلی انجام خواهد شد، الگوی VAR نیز برای هر ریشه فصلی براورد خواهد شد و در نهایت وقفه بهینه در هر یک از ریشه‌ها تعیین می‌شود. باتوجه به اینکه معیار شوارتز تعداد وقفه‌های کمتری را در نظر می‌گیرد، منجر به افزایش درجه آزادی الگو خواهد شد. براساس این معیار و با توجه به جدول (٤) وقفه‌های بهینه براورد گردید. برای آزمون همگرایی لازم است تا طول وقفه یکی کمتر از طول وقفه در الگوی VAR در هر یک از ریشه‌های مورد نظر باشد.

---

[۱]. Vector Auto Regressive

جدول (٤) انتخاب وقفه بهینه در هر یک از ریشه‌ها، براساس آماره شوارتز بیزین (SC)

ماهی	تعیین وقفه	۰	π	$\pi/6$	$\pi/3$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$5\pi/6$
سفید	آماره شوارتز	٦٨/١٧	٥٩/٤٧	٨٥/٧٤	١٢٨/٤٨	---	١٢٣/٨٣	---
	وقفه بهینه	٤	١	١	١٢	---	١٢	---
کفال	آماره شوارتز	٣٩/٥٩	٦٢/٦٧	---	---	---	---	٦٩/٠٤
	وقفه بهینه	٤	١	---	---	---	---	١
کپور	آماره شوارتز	١٥٩/٢٩	١٧٠/٥٧	١٥٣/٧١	١٧٢/٧٩	١٤٨/٢١	١٦٩/٥٨	١٦٣/٧٤
	وقفه بهینه	١٢	٨	١٢	١٢	٦	٦	١٢

مأخذ: یافته‌های مطالعه

در ادامه پیش از برآورد آزمون‌های همگرایی لازم است تا آزمون انگل گرنجر در فراوانی هر یک از ریشه‌های موجود در دو استان در بازار هر یک از انواع ماهی بررسی شود. نتایج جدول (۵)، بیانگر آن است که در فراوانی $\pi/6$ و $\pi/3$ و π علیت قیمتی در بازار ماهی سفید، دو طرفه بوده و قیمت‌های خرده‌فروشی در هر دو استان علت تغییر قیمت در استان دیگر می-توانند باشند. در فراوانی $2\pi/3$ نیز علیت یک طرفه‌ای از استان گیلان به مازندران در سطح یک درصد مشاهده می‌شود. این در حالی است که علیت از استان مازندران به گیلان در سطح مناسبی معنی‌دار نمی‌باشد. اما در بلندمدت (فراوانی صفر) همانگونه که از جدول (۵) مشخص است، علیت دو طرفه در بازار ماهی سفید دو ستان مازندران و گیلان برقرار است. بطوریکه علیت از استان مازندران به گیلان در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد و علیت از استان گیلان به مازندران در سطح پنج درصد معنی‌دار است. لذا در این فراوانی علیت از استان مازندران به گیلان مشخص‌تر است. در مورد بازار ماهی کفال، همانگونه که از جدول (۵) مشخص است، در فراوانی‌های $5\pi/6$، π علیت از استان مازندران به استان گیلان بوده و این نتیجه در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. در نهایت در بلندمدت (فراوانی صفر) نیز علیت دو طرفه بوده، هرچند که از سطح استان مازندران به گیلان این علیت در سطح مناسب‌تری (یک درصد) معنی‌ار است.

اما در مورد کپور تمامی فراوانی‌ها (بجز فراوانی $5\pi/6$) با توجه به جداول ۲ و ۳، مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در تمام این فراوانی‌های فصلی مورد نظر، علیت دو طرفه‌ای در بازار استان‌های مازندران و گیلان برقرار می‌باشد. این علیت در سطح یک درصد معنی‌دار بوده است. در نهایت در بلندمدت (فراوانی صفر) در بازار ماهی کپور دریایی نیز این علیت دو طرفه در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد.

جدول (۵) آزمون علیت گرنجر در هر یک از فراوانی‌ها و ریشه‌های موجود

ماهی	علیت	۰	$\pi/6$	$\pi/3$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$5\pi/6$	π
سفید	استان مازندران به استان گیلان	۳/۵۲۷**	۳/۵۴۱**	۳/۱۷۱**	---	۱/۱۴۰	---	۳/۱۸۵**
	استان گیلان به استان مازندران	۲/۰۱۸*	٤/٤٥٤**	۷/۳۲۳**	---	٤/٦١٥**	---	۱۲/۵۷۳**
کفال	استان مازندران به استان گیلان	۹/٤٥۰**	---	---	---	---	۹/۷۱۳**	۷/۳۳۸**
	استان گیلان به استان مازندران	۲/۱۳۸*	---	---	---	---	۰/۳۳٦	۰/۰٦۲
کپور	استان مازندران به استان گیلان	۷/۹۷۰**	۷/۷۱۸**	۷/۹۱۹**	۳۳/۵۹۳**	۳۹/۲۵۱**	---	۳٦/۸۷۷**
	استان گیلان به استان مازندران	۲۷/٦٦۱**	۸/۹۸٦**	۱۰/۳۷٦**	۵۸/۵۲۸**	۵۱/۷٤۰**	---	٤۵/۸۹٦**

مأخذ: یافته‌های مطالعه ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح یک و پنج درصد

در نهایت باتوجه به مطالب اشاره شده در قسمت‌های قبل، به بررسی همگرایی فصلی باتوجه به ماهیت ماهیانه بودن داده‌های مورد بررسی، پرداخته می‌شود. همانگونه که پیش‌تر در روش تحقیق نیز بیان گردید، به ازای هر فراوانی سری‌های ماهیانه، از حدود بحرانی ارائه شده توسط دارنه (۲۰۰٤) استفاده شده است. نتایج همگرایی فصلی در بازار ماهی سفید در جدول ٦، بیانگر آن است که در فراوانی‌های $\pi/6$، $\pi/3$ و $2\pi/3$، یک رابطه بلندمدت بین قیمت‌ها مشاهده می‌شود. در فراوانی π نیز وجود حداقل دو رابطه بلندمدت اثبات می‌شود. همچنین در بلندمدت (فراونی صفر) نیز یک رابطه بلندمدت بین قیمت‌های ماهی سفید در دو استان قابل اثبات خواهد بود. بنابراین علاوه بر همگرایی فصلی، قانون قیمت واحد و یکپارچگی مکانی در بازار ماهی سفید در دو استان برقرار می‌باشد. در مورد بازار کفال در فراوانی‌های

πو فراوانی صفر یک رابطه بلندت و در فراوانی $5\pi/6$ دو رابطه بلندمدت برآورد گردید و لذا در بازار ماهی کفال در دو استان، قانون قیمت واحد و همگرایی مکانی با در نظر گرفتن همگرایی فصلی اثبات می‌شود. در مورد بازار کپور نیز باتوجه به جدول ٦، در فراوانی‌های $\pi/3$، $\pi/2$ و π حداقل دو رابطه بلندمدت و در فراوانی‌های صفر، $\pi/6$ و $2\pi/3$ نیز یک رابطه بلندمدت بین قیمت‌های ماهی کپور در دو استان وجود خواهد داشت. بنابراین همگرایی فصلی در کنار قانون قیمت واحد و یکپارچگی مکانی در بازار ماهی کپور نیز در دو استان گیلان و مازندران وجود دارد.

جدول (٦) آزمون همگرایی فصلی در بازار انواع ماهی استان‌های مازندران و گیلان

ماهی	رابطه بلندمدت	۰	$\pi/6$	$\pi/3$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$5\pi/6$	π
سفید	۱	۳۲/٤۸۸*	۲۷/٥۳*	۲۲/۲۱۹*	---	۲٤/٥۰٥*	---	۸۲/٥٥۹*
	۲	۷/۲٥۳	۲/٤۰٥	۰/۰۰٤	---	۱/۹۹۳	---	۲٤/٤۲۸*
کفال	۱	۱۸/۲۰۹*	---	---	---	---	۱۰۱/۷۷۳*	۲٤/۰۸۹*
	۲	۰/۲۱۸	---	---	---	---	۳۰/۲۳٦*	٦/٥٥۱
کپور	۱	۲٥/۰٦۷*	۲۸/۱۹۱*	۷٤/٦٦٥*	۱٤۰/۲۷٦*	٥۱/٦۰۹*	---	۸۸/۲۱٦*
	۲	۱/۰۲٤	۲/۷۰۹	۸/٥۱٥*	٤٤/۰٤۹*	٥/۹۱۷	---	۱۹/٥۷۸*
مقادیر بحرانی در سطح پنج درصد		۸/٦	۸/۳	۸/۳	۸/۳	۸/۳	۸/۳	۹/۱

مأخذ: یافته‌های مطالعه * معنی‌دار در سطح پنج درصد، مقادیر بحرانی از مطالعه دارنه (۲۰۰٤) استخراج شده‌اند.

پیشنهادها و سیاست‌گذاری

باتوجه به همگرایی بازارهای مکانی و برقراری قانون واحد در بازار انواع ماهیان استخوانی سفید، کفال و کپور در استان‌های گیلان و مازندران، تنظیم بازار و اجرای سیاست‌های نظارت و کنترل بازار بسیار کاربردی تر و کم هزینه تر خواهد بود. چرا که با اجرای سیاست‌های یکسان در برنامه‌های تنظیم بازار، می‌توان به نتایج دلخواه رسید. باتوجه به نوسانات قیمتی قابل توجه در بازار انواع ماهیان استخوانی، سیاست‌های کنتر ل بازار بیش از پیش ضروری بوده و نقش مناسبی در بهبود و ثبات بازار ایفا خواهد نمود. به دلیل یکپارچگی بازارهای مکانی، هرگونه سیاست‌های مناسب تنظیمی و نظارتی نه تنها ساختار آن بازار را بهبود خواهد داد، بلکه در بلندمدت در بازار مکانی دیگر نیز اثرات مثبت خود را به دنبال خواهد داشت. همچنین با اثبات همگرایی ماهیانه در بازار ماهی، اتخاذ سیاستهای غلط در یک استان و ایجاد نوسان قیمتی و افزایش یا افت غیر عادی قیمت ها در بلندت مدت در آن، بازار استان دیگر نیز متأثر از این نوسانات خواهد بود و دچار افزایش یا افت بی مورد قیمت ها در بلندمدت خواهد شد. لذا لزوم سیاست گذاری مناسب در ماه‌های مختلف بیش از پیش نمایان خواهد شد.

باتوجه به نتایج این مطالعه یکی از مهمترین اهداف در این پژوهش بررسی شرایط بررسی همگرایی داده‌های قیمتی در بازارهای مکانی مختلف با در نظر گرفتن ماهیت ماهیانه بودن داده‌ها بوده است. نتایج این مطالعه نشان داد که همگرایی فصلی (SECM) در بازار انواع ماهیان استخوانی وجود داشته است و بازارهای مکانی در ریشه‌های فصلی خود دارای یک همگرایی در بلندمدت بوده‌اند. بنابراین لازم است تا این پویایی بلندمدت فصلی در محاسبات تصحیحات خطا، ارتباطات بلندمدت و در نهایت پیش‌بینی و سیاست‌گذاری وضعیت آینده در نظر گرفته شود، چرا که بدون در نظر گرفتن این ماهیت داده‌ها، نتایج بدست آمده از رفتار قیمتی سری‌های زمانی می‌تواند در بلندمدت گمراه کننده باشد و سیاست‌گذاران را به سمت سیاست‌های نادرست در بازار و سرانجام کاهش کارایی بازار، سوق دهد.

فهرست منابع

۱. سازمان شیلات ایران. (۱۳۹۰) مرکز آمار و اطلاعات.

2. Beaulieu, J.J. and Miron. J.A. (1993), Seasonal unit roots in aggregate U.S. data, Journal of Econometrics 55, 305-328.
3. Darne. O. (2004) Seasonal Co-integration for Monthly data, Journal of Economic Letters, 82: 349-356.
4. Fok, D., P.H. Franses and Paap. R (2007) Seasonality and Non-linear Price Effects in Scanner-data based Market-response Models, *Journal of Econometrics*, 138: 231-254.
5. Ghassen. E. M. (2011) The overall seasonal integration tests under non-stationary alternatives, Journal of Economics and Econometrics, 54: 24-39.
6. Ghysels, E., McAleer, M. (1998) Cointegration Analysis of Seasonal Time Series. Cambridge Univ. Press., Cambridge.
7. Ghysels, E., Perron, P. (1993) The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Test for a Unit Root. Journal of Econometrics, 55: 57-98.
8. Gil-Alana, L. A. (2007) Testing of Seasonal Integration and Co-integration with Fractionally Integrated Techniques: An Application to the Danish Labor Demand. Journal of Economic Modeling. 25, 326-339.
9. Hyllberg, S., Engel, R, F., Granger, C. W. J., Yoo, B. S. (1990) Seasonal Integration and Cointegration. Journal of Economitrics, 44, 215-238.
10. Johansen, S. (1998) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control 12: 231-254.
11. Johansen, S. and Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-210.
12. Johansen, S. and Schaumburg, E. (1999) Likelihood Analysis of Seasonal Cointegration. Journal of Econometrics 88, 301-339.
13. Joyeux, R. (1992) Test for Seasonal Cointegration Using Principal Components. Journal of Time Series Analysis, 13: 109-118.
14. Kunnst, R. M. and Franses, P. H. (1998) The Impact of Seasonal Constant on Forecasting Seasonally Cointegrated Time Series. Journal of Forecasting 17, 109-124.
15. Lee, H. S. (1992) Maximum Likelihood Inference on Cointegration and Seasonal Cointegration. Journal of Econometrics 54: 351-365.
16. Lee, H. S. and Siklos, P. L. (1997) The Role of Seasonality in Economics Time Series; Reinterpreting Money-Output Causality in US Data. International Journal of Forecasting 13: 381-391.

17. Montasser, G. E. (2011) The overall seasonal integration tests under non-stationary alternatives. Journal of Economics and Econometrics, 54: 24-39.