اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و پنجم، شمارهٔ ۹۹، پاییز ۱۳۹۶

بررسی همگرایی فصلی بازار ماهیان پرورشی و دریایی در استان فارس

زینب شکوهی[۱]، حامد رفیعی[۲]، بهادر کریمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۶/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۶/۲۲

چکیده

با افزایش مساعدت‌های آبزی‌پروی در تأمین غذاهای دریایی مورد نیاز، انتظار می‌رود که آثار متقابل میان بازارهای تولید آبزی‌پروری و صید پررنگ‌تر شود. بنابراین، هدف از این مطالعه بررسی همگرایی بازار میان ماهیان دریایی پرفروش در استان شامل شیر، قباد و سنگسر با ماهی پرورشی قزل آلاست. به این منظور از قیمت ماهانه چهار نوع ماهی مذکور در سال‌های ۱۳۸۶:۱ تا ۱۳۹۱:۱۲ در استان فارس استفاده و آزمون ایستایی و همگرایی فصلی با در نظر گرفتن ماهیت ماهانه بودن داده‌ها به کار گرفته شد. نتایج این مطالعه نشان داد که در بسیاری از ریشه‌های فصلی اکثراً علیت دو طرفه میان ماهی‌های شیر، قباد و سنگسر و قزل آلا برقرار است. سه نوع ماهی دریایی شامل شیر، سنگسر و قباد با بازار ماهی پرورشی قزل آلا در استان

۱.استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز z_shokoohi@shirazu.ac.ir
۲. استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران(نویسنده مسئول) hamed_rafiee_sari@yahoo.com
۳. کارشناس بهبود کیفیت و فراوری آبزیان، اداره شیلات استان فارس

یکپارچه بوده و همگرایی قیمت‌ها در آنها قابل مشاهده است. لذا سیاست‌گذاری در هر بازار بر رفتار قیمتی در سایر بازارها اثرگذار خواهد بود.

طبقه بندی JEL: Q13, C32

کلید واژه‌ها:

همگرایی فصلی بازار، ریشه‌های فصلی، ماهی دریایی و پرورشی، استان فارس

مقدمه

در تمامی جهان بخش قابل توجهی از ذخیره ماهیان دریایی در معرض خطر انقراض قرار دارد. گزارشات جهانی نشان می‌دهد که ۶۳ درصد از ذخیره ماهیان شناسایی شده در جهان نیاز به بازسازی دارد (۲۵). این در حالی است که از اوایل دهه ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ تولید آبزی‌پروری با نرخ رشد متوسط سالانه ۸/۸ درصد، ۱۲ برابر شده و توانسته بخشی از نیازهای غذایی مردم جهان را تأمین کند (۶). طبق آمارهای موجود، از کل تولیدات شیلات در جهان در سال ۲۰۱۲ حدود ۴۲ درصد سهم آبزی‌پروری است. کشور ایران نیز از این شرایط مستثنی نبوده است. آمارها نشان می‌دهد که میزان تولید شیلات در کشور از ۴۴۱۸۳۶ تن در سال ۱۳۸۲ به ۸۸۴۹۵۷ تن در سال ۱۳۹۲ رسیده که از این میزان تولید، سهم آبزی‌پروی به طور متوسط با افزایش سالانه ۲ درصد از ۲۴ درصد در سال ۱۳۸۲ به ۴۱ درصد در سال ۱۳۹۲ رسیده است (۱۳).

با افزایش مساعدت‌های آبزی‌پروی در تأمین غذاهای دریایی مورد نیاز، انتظار می‌رود که اثرات متقابل میان بازارهای تولید آبزی‌پروری و صید پررنگ‌تر و مهم تر شود. لذا این بخش سزاوار مطالعات گسترده‌تری در ابعاد اقتصادی، اجتماعی و بیولوژیکی است. این اثرات متقابل در بازار مواد غذایی مهم است، چرا که رقابت میان ماهیان پرورشی و صید شده می‌تواند بر تغییرات قیمت ماهی اثرگذار باشد. علاوه بر این، ارتباط میان بازارهای ماهیان صید

شده و پرورشی نه تنها از جنبه بازار بلکه به دلیل اثرگذاری بر تصمیمات صیادان در سرمایه گذاری و تولید و در نهایت پایداری منابع حائز اهمیت است.

مروری بر ادبیات موضوع نشان می‌دهد که در مطالعات داخلی ابعاد گوناگونی از وضعیت بازار و تولید ماهی دریایی و پرورشی بررسی شده است؛ از جمله می‌توان به چگونگی انتقال قیمت، تحلیل بهره‌وری عوامل تولید (۱۷ و ۱۹)، پیوستگی بازار (۲۲ و ۲۱) اشاره نمود. با این حال، در مطالعات خارجی دامنه وسیع‌تری از موضوعات مرتبط با وضعیت بازار و تولیدآبزیان را می‌توان یافت که بخشی از آن به چگونگی رقابت میان بازار ماهیان دریایی و پرورشی به خصوص قزل آلا پرداخته است (۱۴، ۱، ۴، ۱۸، ۲۰ و ۲).

علی‌رغم رشد مناسب آبزی‌پروری در کشور، مروری بر مطالعات داخلی نشان می‌دهد به مسئله چگونگی اثرگذاری بازار ماهیان دریایی و صیدشده بر یکدیگر پرداخته نشده است. لذا در این پژوهش به منظور بررسی همگرایی بازار ماهیان صید شده و دریایی از قیمت چهار نوع ماهی پر فروش در استان فارس شامل ماهی سنگسر، قباد و شیر به عنوان ماهیان دریایی و ماهی قزل‌آلا به عنوان ماهی پرورشی استفاده شده است.لازم به توضیح است که این اطلاعات در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۶ تا اسفند ۱۳۹۱ به صورت ماهانه از سازمان شیلات استان فارس جمع آوری گردیده است.

استان فارس با داشتن منابع آبی همچون رودخانه، قنات، چشمه‌های آب شیرین و شور و مزارع بزرگ کشاورزی یکی از ظرفیت‌های مناسب کشور به منظور تولید آبزیان شناخته می‌شود. در این استان حدود ۱۲۰ مزرعه و ۴۲۸ استخر سرپوشیده پروش ماهی وجود دارد که می‌تواند علاوه بر تأمین مصرف داخلی، موجب ارزآوری برای کشور باشد. همچنین این استان از جمله استان‌های پیش‌رو در تولید ماهی پرورشی سردابی در کشور است. میزان پرورش ماهیان سردابی در استان فارس در سال ۱۳۸۲ حدود ۲۷۱۶ تن بوده که به ۸۲۲۶ تن در سال ۱۳۹۲ رسیده است که به طور متوسط سالانه قریب به ۸ درصد از کل تولیدات ماهیان سردابی کشور را به خود اختصاص می‌دهد (سالنامه آماری سازمان شیلات ایران ۱۳۸۲-۱۳۹۲). علاوه

شده و پرورشی نه تنها از جنبه بازار بلکه به دلیل اثرگذاری بر تصمیمات صیادان در سرمایه‌گذاری و تولید و در نهایت پایداری منابع حائز اهمیت است.

مروری بر ادبیات موضوع نشان می‌دهد که در مطالعات داخلی ابعاد گوناگونی از وضعیت بازار و تولید ماهی دریایی و پرورشی بررسی شده است؛ از جمله می‌توان به چگونگی انتقال قیمت، تحلیل بهره‌وری عوامل تولید (۱۷ و ۱۹)، پیوستگی بازار (۲۲ و ۲۱) اشاره نمود. با این حال، در مطالعات خارجی دامنه وسیع‌تری از موضوعات مرتبط با وضعیت بازار و تولیدآبزیان را می‌توان یافت که بخشی از آن به چگونگی رقابت میان بازار ماهیان دریایی و پرورشی به خصوص قزل آلا پرداخته است (۱۴، ۱، ۴، ۱۸، ۲۰ و ۲).

علی‌رغم رشد مناسب آبزی‌پروری در کشور، مروری بر مطالعات داخلی نشان می‌دهد به مسئله چگونگی اثرگذاری بازار ماهیان دریایی و صیدشده بر یکدیگر پرداخته نشده است. لذا در این پژوهش به منظور بررسی همگرایی بازار ماهیان صید شده و دریایی از قیمت چهار نوع ماهی پر فروش در استان فارس شامل ماهی سنگسر، قباد و شیر به عنوان ماهیان دریایی و ماهی قزل‌آلا به عنوان ماهی پرورشی استفاده شده است.لازم به توضیح است که این اطلاعات در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۶ تا اسفند ۱۳۹۱ به صورت ماهانه از سازمان شیلات استان فارس جمع آوری گردیده است.

استان فارس با داشتن منابع آبی همچون رودخانه، قنات، چشمه‌های آب شیرین و شور و مزارع بزرگ کشاورزی یکی از ظرفیت‌های مناسب کشور به منظور تولید آبزیان شناخته می‌شود. در این استان حدود ۱۲۰ مزرعه و ۴۲۸ استخر سرپوشیده پروش ماهی وجود دارد که می‌تواند علاوه بر تأمین مصرف داخلی، موجب ارزآوری برای کشور باشد. همچنین این استان از جمله استان‌های پیش‌رو در تولید ماهی پرورشی سردابی در کشور است. میزان پرورش ماهیان سردابی در استان فارس در سال ۱۳۸۲ حدود ۲۷۱۶ تن بوده که به ۸۲۲۶ تن در سال ۱۳۹۲ رسیده است که به طور متوسط سالانه قریب به ۸ درصد از کل تولیدات ماهیان سردابی کشور را به خود اختصاص می‌دهد (سالنامه آماری سازمان شیلات ایران ۱۳۸۲-۱۳۹۲). علاوه

قزل‌آلا نوسانات کمتری را در طول سال‌های مختلف داشته است. با کمی دقت در نمودار ۱ می‌توان دریافت که قیمت هر چهار نوع ماهی در دو ماه اسفند و تیر هر سال نسبت به سایر ماه‌های آن سال بیشتر می‌باشد. حال این سؤال مورد بررسی است که آیا قیمت انواع ماهیان دریایی و ماهی پرورشی قزل‌آلا در استان فارس باوجود نوسانات متعدد و متفاوت، از همگرایی در بلندمدت برخوردارند؟ در واقع چنانچه قیمت ماهیان در بازارهای مختلف همگرا نباشند، آنگاه لازم است هر یک از بازارها با سیاست‌گذاری متفاوتی تنظیم شوند و نمی‌توان بازارهای مورد نظر را نزدیک به بازارهای رقابتی در نظر گرفت. در ادامه، به منظور پاسخ به سؤال مطرح شده، به بررسی ایستایی و همگرایی میان قیمت انواع ماهی دریایی و پرورشی در استان فارس با توجه به ماهیت فصلی داده‌ها پرداخته شده است.

روش تحقیق

زمانی که داده‌ها به صورت یک سری زمانی سالانه است استفاده از آزمون‌هایی همچون دیکی فولر برای بررسی فرضیه ایستایی و روش گرانجر در کشف یکپارچگی میان متغیرها مناسب است. اما زمانی که داده‌ها با تناوب بیشتری (ماهیانه یا فصلی) در تحلیل استفاده می‌شود، مشکل رگرسیون کاذب ممکن است به عنوان پیامدی از فصلی بودن دوباره ظاهر شود. در واقع در روش‌های معمول، همگرایی فصلی داده‌ها مورد بررسی قرار نگرفته و نتایج با خطا همراه خواهد بود. به منظور حل این مسئله در بسیاری از مطالعات تجربی از اطلاعات تعدیل یافته که اثرات فصلی آن حذف شده بود استفاده می‌شد. لیکن در اواسط دهه هفتاد میلادی افرادی همچون سیمس[5] (۲۳) و والیس[6] (۲۴) عنوان داشتند که تعدیل فصلی می‌تواند اثرات منفی در معنی‌داری روابط میان سری‌های زمانی بگذارد. این مسئله موجب شد که در اوایل دهه نود پژوهش‌های متعددی در زمینه استفاده از داده‌هایی با ویژگی فصلی بودن صورت پذیرد (۱۲، ۸، ۷ و ۱۰). یکی از راه‌های برخورد با فصلی بودن داده‌ها آن است که با

5. Sims
6. Wallis

استفاده از نتایج مربوط به ریشه‌های فصلی و تعیین ریشه‌ها و فیلترهای مناسب، تعدیلات فصلی در سری‌های قیمتی اعمال گردد و سپس همگرایی داده‌های تعدیل‌شده با روش جوهانسون- جوسیلیوس (۱۶)، بررسی شود. اما این روش ممکن است منجر به استنتاج اشتباه از روابط اقتصادی شود و زیان جدی به اطلاعات ارزشمند ناشی از رفتار فصلی در سری‌های زمانی وارد خواهد نمود (۸ و ۵). بنابراین به منظور آزمون ایستایی و همگرایی میان قیمت‌های دو گروه ماهی دریایی و پرورشی بهتر است ماهیت ماهانه بودن داده‌ها در نظر گرفته شود.

برای انجام آزمون همگرایی ابتدا لازم است که آزمون ایستایی انجام شود. از آنجا که اطلاعات قیمتی موجود به صورت ماهانه است، بنابراین از آزمون ایستایی فصلی بولیو و مایرن استفاده شد. با فرض اینکه x_t سری زمانی قیمت ماهی باشد، از طریق فرایند اتورگرسیو ماهانه به صورت زیر ایجاد می‌گردد:

$$\varphi(L)x_t = \mu_t + \varepsilon_t$$
$$where \qquad (۱)$$
$$\mu_t = \alpha + \beta t + \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t}$$

که $\varphi(L)$ یک چند جمله‌ای[۷] از درجه ۱۲ ($\varphi(L) = 1 - L^{12}$)، L عملگر وقفه‌ای[۸]، ε_t یک فرایند نوفه سفید است. μ_t جهت خلاصه نویسی، شامل عرض از مبدأ (α)، روند خطی (t) و متغیرهای موهومی فصلی ماهانه ($D_{s,t}$) می‌باشد. عبارت چند جمله‌ای $\varphi(L) = 1 - L^{12}$ دارای ۱۲ ریشه مشخصه می‌باشد که عبارت‌اند از (۳):

$$\pm 1;\ \pm \mathrm{i};\ -\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}\,\mathrm{i});\ \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}\,\mathrm{i});\ -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm \mathrm{i});\ \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm \mathrm{i}) \qquad (۲)$$

در این رهیافت جهت آزمون فرضیه وجود ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی از معادله رگرسیونی زیر استفاده می شود:

$$(1 - L^{12})x_t = \alpha + \sum_{s=1}^{11} \delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{12} \pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \phi_j (1 - L^{12}) x_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

7. Polynomial
8. Lag operator

که در آن $t, D_{s,t}, \alpha$ به ترتیب عرض از مبدأ، متغیر موهومی فصلی ماهانه و روند است. p درجه تعمیم[9] معادله ۱ جهت تأمین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلال معادله $(\varepsilon_t \sim (iid(0,\sigma^2))$ و $y_{i,t}$ تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های x_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. این متغیرها به منظور آزمون وجود ریشه‌های واحد در فراوانی‌های مربوطه ایجاد می‌گردند. پس از براورد معادله بالا، معنی داری π_i توسط آماره‌های t و F آزمون می‌شود.

پس از آزمون ریشه واحد فصلی، نوبت به همگرایی بازار چهار نوع ماهی شیر، قباد، سنگسر و قزل آلاست. برای این منظور الگوی تصحیح خطای فصلی[10] (SECM) به صورت ماهانه به فرم زیر پیشنهاد می‌گردد (۵):

$$p(B)x_t = \sum_{m=1}^{12} \alpha_m \beta'_m x_t^{(m)} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

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

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

$$p_j(z) = \prod_{m \neq j}^{12} (1 - \overline{z}_m z) = \frac{p(z)}{1 - \overline{z}_j z} \qquad z \neq z_j \qquad (۵)$$

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

که در آن z_m ریشه‌های فصلی و غیر فصلی برای داده‌های ماهانه می‌باشند و بنابراین $x^{(m)}$ به شرح زیر تعریف می‌شود (۵ و ۲۱):

9. Augmented
10. Seasonal Error Correction Model

$$
\begin{aligned}
x_t^{(j)} &= (-1)^{j+1}\frac{1}{12}(1+(-1)^{j+1}B)(1+B^2)(1+B^4+B^8)x_{t-1}\\
x_t^{(2+j)} &= -\frac{1}{12i}(1+(-1)^{j+1}iB)(1-B^2)(1+B^4+B^8)x_{t-1}\\
x_t^{(4+j)} &= -\frac{1}{24}\Big[(1+(-1)^{j+1}i\sqrt{3})+2B\Big](1-B+B^2)(1-B^2+B^6-B^8)x_{t-1}\\
x_t^{(6+j)} &= \frac{1}{24}\Big[(1+(-1)^{j+1}i\sqrt{3}-2B\Big](1+B+B^2)(1-B^2+B^6-B^8)x_{t-1}\\
x_t^{(8+j)} &= -\frac{1}{24}\Big[(\sqrt{3}+(-1)^{j+1}i+2B\Big](1-\sqrt{3}B+B^2)(1+B^2-B^6-B^8)x_{t-1}\\
x_t^{(10+j)} &= \frac{1}{24}\Big[(\sqrt{3}+(-1)^{j+1}i-2B\Big](1+\sqrt{3}B+B^2)(1+B^2-B^6-B^8)x_{t-1}
\end{aligned}
\qquad (۶)
$$

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

$$
\begin{aligned}
x_t^{(2k+1)} &= x_{Rt}^{(2k+1)} + ix_{It}^{(2k+1)} \qquad \text{with k=1,...,5}\\
x_t^{(2k+2)} &= x_t^{-(2k+1)} = x_{Rt}^{(2k+1)} - ix_{It}^{(2k+1)}
\end{aligned}
\qquad (۷)
$$

که در نتیجه الگوی تصحیح خطا به صورت رابطه ۸ خواهد بود:

$$
\begin{aligned}
\Delta_{12}x_t &= \alpha_1\beta_1'x_t^{(1)} + \alpha_2\beta_2'x_t^{(2)} + \sum_{k=1}^{5}\Big[\alpha_{2k+1}\beta_{2k+1}(x_t^{2k+1}) + \alpha_{2k+2}\beta_{2k+2}(x_t^{2k+2})\Big] + \varepsilon_t\\
&= \alpha_1\beta_1'x_t^{(1)} + \alpha_2\beta_2'x_t^{(2)} + \sum_{k=1}^{5}\Big[\alpha_{2k+1}\beta_{2k+1}(x_{Rt}^{(2k+1)} + ix_{It}^{(2k+1)}) + \alpha_{2k+2}\beta_{2k+2}(x_{Rt}^{(2k+1)} - ix_{It}^{(2k+1)})\Big] + \varepsilon_t
\end{aligned}
\qquad (۸)
$$

به منظور ساده‌تر شدن عبارت فوق، تبدیلات رابطه ۹ در نظر گرفته می‌شود:

$$
\begin{aligned}
\alpha_{2k+1} &= \alpha_{2k+1,R} + i\alpha_{2k+1,I}\\
\alpha_{2k+2} &= \bar{\alpha}_{2k+1}\\
\beta_{2k+1} &= \beta_{2k+1,R} - i\beta_{2k+1,I}\\
\beta_{2k+2} &= \bar{\beta}_{2k+1}
\end{aligned}
\qquad (۹)
$$

بنابراین، الگوی تصحیح خطا (ECM) به صورت رابطه ۱۰ بازنویسی خواهد شد:

$$\Delta_{12}x_t = \alpha_1\beta_1' x_t^{(1)} + \alpha_2\beta_2' x_t^{(2)} + 2\sum_{k=1}^{5}\left[(\alpha_{2k+1,R}\beta_{2k+1,R} - \alpha_{2k+1,I}\beta_{2k+1,I})x_{Rt}^{(2k+1)} - (\alpha_{2k+1,R}\beta_{2k+1,I} + \alpha_{2k+1,I}\beta_{2k+1,R})x_{It}^{(2k+1)}\right] + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

تفسیر رابطه همگرایی چند جمله‌ای فوق مشکل است. برای همین منظور طبق آنچه در مطالعه جوهانسون و شومبرگ[11] (۱۵) 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:

$$\sum_{k=1}^{5}\left[\alpha_{2k+1,R}\beta'_{2k+1,R}x_{Rt}^{(2k+1)}\right] = (-\alpha_{3R}B)\beta'_{3R}x_{It}^{(3)} + \frac{\sqrt{3}}{3}(1+2B)\alpha_{5R}\beta'_{5R}x_{It}^{(5)} + \frac{\sqrt{3}}{3}(1-2B)\alpha_{7R}\beta'_{7R}x_{It}^{(7)} + (\sqrt{3}+2B)\alpha_{9R}\beta'_{9R}x_{It}^{(9)} + (\sqrt{3}-2B)\alpha_{11R}\beta'_{11R}x_{It}^{(11)} \quad (۱۱)$$

همان‌گونه که پیش‌تر نیز بیان گردید، در این مطالعه به ازای هر فراوانی با استفاده از حدود بحرانی ارائه شده توسط دارنه (۵) برای داده‌های ماهانه، نتایج همگرایی و بررسی ارتباطات بلندمدت ارائه می‌شود.

برای انجام این مطالعه از داده‌های ماهانه قیمت خرده فروشی چهار نوع ماهی شیر، قباد، سنگسر و قزل‌آلا طی سال‌های ۱۳۸۶:۱ تا ۱۳۹۱:۱۲ در استان فارس بهره گرفته شد. همچنین جهت برآورد نتایج نیز از بسته نرم‌افزاری Shazam10 و Eviews7 استفاده شده است.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از انجام آزمون ریشه واحد فصلی در جدول ۱ ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ماهی شیر در فراوانی‌های صفر، π، $\frac{\pi}{2}$، $\frac{\pi}{3}$ و $\frac{\pi}{6}$ دارای ریشه بلند مدت و فصلی است. قیمت ماهی قباد برخلاف شیر دارای ریشه بلندمدت نیست اما در فراوانی π و $\frac{\pi}{2}$

11. Johansen & Schaumburg

دارای ریشه ۱- و $\pm i$ می‌باشد. ماهی سنگسر نیز در چهار فراونی π، $\frac{2\pi}{3}$، $\frac{\pi}{3}$ و $\frac{5\pi}{6}$ ریشه واحد فصلی را نشان می‌دهد. همچنین قیمت ماهی قزل آلا به جز فراوانی $\frac{5\pi}{6}$ در سایر فراوانی‌ها دارای ریشه واحد بلندمدت و فصلی است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد BM درمورد قیمت‌های خرده فروشی انواع ماهی در استان فارس

نوع آزمون	فراوانی فصلی	ماهی شیر	ماهی قباد	ماهی سنگسر	ماهی قزل آلا
آزمون t: $\pi_1 = 0$	0	۱/۵۷*	۲/۶۴	۲/۳۲	۰/۷۱*
آزمون t: $\pi_2 = 0$	π	-۰/۹۳*	-۱/۲۵*	-۱/۲۶*	-۰/۷۷*
آزمون F: $\pi_3 = \pi_4 = 0$	$\frac{\pi}{2}$	۱/۹۵*	۳/۱۵*	۵/۴۶	۳/۱۱*
آزمون F: $\pi_5 = \pi_6 = 0$	$\frac{2\pi}{3}$	۳/۴۱	۱۱/۲۱	۲/۶۳*	۰/۷۹*
آزمون F: $\pi_7 = \pi_8 = 0$	$\frac{\pi}{3}$	۱/۳۲*	۴/۶۳	۱/۷۹*	۳/۱۱*
آزمون F: $\pi_9 = \pi_{10} = 0$	$\frac{5\pi}{6}$	۷/۵۳	۹/۱۳	۰/۴۲*	۴/۵۴
آزمون F: $\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	$\frac{\pi}{6}$	۱/۸۲*	۴/۸۶	۱/۲۴	۳/۲۰*

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

با تعیین ریشه‌های بلند مدت و فصلی برای قیمت خرده فروشی چهار نوع ماهی مذکور در مرحله بعد همگرایی بازار این ماهی‌ها در استان فارس آزمون می‌شود. همان‌گونه که در قسمت قبل نیز تشریح شد، با وجود ریشه‌های فصلی استفاده از روش‌های معمول جهت بررسی همگرایی مناسب نبوده و بایستی روش‌های همگرایی فصلی بکار گرفته شود. برای این منظور ابتدا لازم است که تعداد وقفه بهینه، عرض از مبدأ و روند با برازش الگوی خود توضیح (VAR) مشخص شود.

در این راستا به دلیل ماهیت ماهانه بودن داده‌ها و وجود ریشه‌های ماهانه و تبعیت از یک رفتار فصلی و با توجه 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.

در جدول ۲ تعداد وقفه بهینه با در نظر گرفتن معیار شوارتز در هر یک از ریشه های مورد نظر نشان داده شده است. بیشترین وقفه مربوط به فراوانی $\pi/2$ است.

جدول ۲. انتخاب وقفه بهینه در هر یک از ریشه‌های موجود، براساس آماره شوارتز بیزین (SC)

فراوانی	۰	π	$\pi/6$	$\pi/3$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$5\pi/6$
آماره شوارتز	۱۳/۵۱۴	۸۴/۴۸۳	۸۴/۳۶۶	۸۵/۵۱۴	۸۴/۶۲۱	۸۴/۱۳۰	۸۴/۹۲۸
وقفه بهینه	۱	۲	۱	۱	۳	۲	۲

مأخذ: یافته‌های مطالعه

در ادامه قبل از انجام آزمون همگرایی، به بررسی علیت میان قیمت چهار نوع ماهی پرداخته شد. همان طور که در جدول ۳ قابل ملاحظه است، علیت بلند مدت یعنی علیت در فراوانی صفر از سمت هیچ‌کدام از ماهی‌های صید شده به سمت قزل آلای پرورشی نیست اما از سمت قزل آلا به سمت قباد و سنگسر برقرار است. در سایر ریشه‌های فصلی اکثراً علیت دو طرفه میان ماهی‌های شیر، قباد و سنگسر و قزل آلا برقرار است.

جدول ۳. آزمون علیت گرنجر در هر یک از فراوانی‌ها و ریشه‌های موجود

رابطه علیت ←		فراوانی						
		۰	$\pi/6$	$\pi/3$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$5\pi/6$	π
شیر	قباد	۷/۰۴۷***	۳/۳۹۵**	۱۰/۹۵۱***	۷/۱۵۴***	۳/۰۳۹*	۷/۱۴۵***	۷/۶۲۸***
	سنگسر	۳/۴۰۹**	۱۳/۹۱۲***	۱۴/۰۶۳***	۱۲/۳۵۷***	۱۲/۱۸۴***	۱۵/۴۴***	۱۷/۹۲۸***
	قزل آلا	۰/۲۱۳	۱۵/۸۷۶***	۸/۷۰۳***	۲/۰۱۷	۶/۵۰۴***	۱۰/۸۳۱***	۱۷/۰۶۲***
قباد	شیر	۴/۰۱۶**	۸/۰۰۲***	۳/۶۷**	۷/۱۶۲***	۷/۰۰۸***	۷/۱۶۲***	۳/۲۵۸**
	سنگسر	۱۶/۲۵۸***	۱۷/۲۸۹***	۱۶/۳۵۳***	۱۵/۳۳۰***	۲۳/۷۴۴***	۲۱/۸۴۲***	۱۶/۲۵۶***
	قزل آلا	۰/۷۶۸	۱۷/۴۸۵***	۱۰/۵۵۸***	۶/۶۴۳***	۱۶/۶۰۷***	۱۳/۶۲۹***	۱۰/۸۳۵***
سنگسر	قباد	۰/۷۹۱	۰/۰۵۶	۲/۵۸۸*	۶/۰۶۷***	۲/۱۲۳	۵/۹۸۵***	۰/۷۹۱
	شیر	۴/۲۶۱**	۰/۲۰۶	۲/۴۷۸*	۶/۵۹۷***	۴/۶۳۰*	۷/۹۹۵***	۸/۰۵۲***
	قزل آلا	۰/۱۷۳	۴/۲۱۵**	۳/۰۹۹*	۷/۳۸۳***	۲/۷۷۹*	۴/۲۱۵**	۰/۳۳۰
قزل آلا	قباد	۷/۱۶۲***	۴/۷۷۰**	۸/۱۶۹***	۴۵/۶۷۴***	۳/۷۸۷**	۴/۲۴۵**	۹/۵۳۲***
	سنگسر	۵/۶۳۱***	۴/۵۱۵**	۵/۹۴۵***	۲۰/۰۷۷***	۴/۶۳۴**	۳/۸۱۶**	۲۰/۴۳۲***
	شیر	۰/۴۷۶	۴/۶۲۱**	۸/۲۲۸***	۳۲/۹۰۹***	۴/۵۵۹**	۴/۰۰۱**	۲/۵۶۸*

مأخذ: یافته‌های مطالعه

برای آزمون همگرایی لازم است تا طول وقفه یکی کمتر از طول وقفه در الگوی VAR در هر یک از ریشه‌های مورد نظر باشد. همچنین به ازای هر فراوانی از حدود بحرانی ارائه شده توسط دارنه (۵) استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون همگرایی نشان می‌دهد که در کلیه فراوانی‌ها حداقل سه رابطه بلند مدت میان قیمت انواع ماهی وجود دارد.

جدول ۴. آزمون همگرایی فصلی در بازار انواع ماهی

	فراوانی						
	۰	$\pi/6$	$\pi/3$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$5\pi/6$	π
۱	۱۳/۱۳۱*	۹۲/۳۰۴*	۸۲/۳۷۴*	۳۲۰/۶۰۶*	۱۵۳/۳۹۵*	۸۰/۳۲۷*	۱۹۲/۱۰۱*
۲	۷۸/۷۰۳*	۴۹/۹۱۸*	۴۲/۵۷۰*	۱۰۱/۲۶۹*	۶۱/۵۳۴*	۴۲/۲۷۸*	۱۰۴/۶۹۳*
۳	۲۵/۵۲۸*	۲۱/۰۷۰*	۱۶/۱۰۴*	۵۸/۶۹۱*	۲۷/۷۶۹*	۱۹/۴۵۱*	۳۴/۳۵۰*
۴	۰/۰۰۸	۵/۰۷۱	۶/۵۵۲	۲۵/۲۸۶*	۲/۵۱۷	۵/۶۶۶	۴/۴۳۱

مأخذ: یافته‌های مطالعه * معنی‌داری در سطح پنج‌درصد باتوجه به حدود بحرانی درانه (۵)

بنابراین بازار سه نوع ماهی دریایی شامل شیر، سنگسر و قباد با بازار ماهی پرورشی قزل آلا در استان فارس یکپارچه بوده و همگرایی قیمت‌ها در آنها قابل مشاهده است. در واقع همان‌گونه که این نتایج نشان می‌دهند، بازار ماهیان دریایی و ماهیان پرورشی (با شاخص ماهی قزل‌آلا) در تمامی ریشه‌های مورد بررسی حائز این ارتباط بوده و بنابراین رفتار فصلی قیمت-های انواع ماهیان دریایی و ماهی قزل‌آلا در استان فارس در نهایت به ارتباط همگرا منجر خواهد شد. لذا سیاست‌گذاری در هر بازار بر رفتار قیمتی در سایر بازارها اثرگذار خواهد بود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از آزمون همگرایی میان بازار ماهیان دریایی (شیر، قباد و سنگسر) و ماهی پرورشی (قزل آلا) نشان دادکه بازار این چهار نوع ماهی یکپارچه بوده و از قانون قیمت واحد تبعیت می‌کند. بنابراین تغییرات قیمت یک نوع ماهی بر سایر ماهی ها اثر گذار است. لذا هرگونه سیاست گذاری در زمینه تنظیم و یا بهبود بازار ماهی پرورشی قزل آلا به بازار سایر ماهی‌های دریایی در استان فارس اثر گذار است. در واقع باتوجه به نتیجه همگرایی فصلی می‌توان بازار انواع ماهیان را نزدیک به بازارهای رقابتی در نظر گرفت.

باتوجه به نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌شود تا این پویایی بلندمدت فصلی در محاسبات تصحیحات خطا، ارتباطات بلندمدت و در نهایت پیش‌بینی و سیاست‌گذاری وضعیت آینده در بازار ماهیان دریایی و پرورشی در استان فارس در نظر گرفته شود، چرا که بدون در نظر گرفتن ماهیت فصلی داده‌ها، نتایج به دست آمده از رفتار قیمتی سری‌های زمانی می‌تواند در بلندمدت گمراه‌کننده باشد و منجر به انتخاب سیاستی ناکارا و حتی با اثرات منفی در بازار شود. در نهایت لازم به ذکر است که همگرایی فصلی قیمت‌ها همان اندازه که می‌تواند به نتایج مثبت منجر شود، با عدم انتخاب سیاست مناسب به نتایج منفی نیز منجر خواهد شد. در واقع همگرایی قیمت‌ها می‌تواند موجب کاهش هزینه‌های دولت در زمینه سیاست‌های نظارت و کنترل بازار شود اما از طرف دیگر اثرات ناشی از یک سیاست نادرست در بازار یک نوع ماهی به بازار سایر ماهی‌ها سرایت کرده و ناکارایی را در بازار ماهیان دریای و پرورشی منتقل خواهد نمود. بنابراین پیشنهاد می‌شود که هر گونه سیاست‌گذاری در زمینه بهبود و توسعه تولید ماهی قزل‌آلا در استان با عنایت به اثرپذیری قیمت این ماهی از بازار ماهیان دریایی صورت پذیرد.

منابع

1. Asche, F., Guttormsen, A. G. , Sebulonsen, T. and Sissener, E.H. (2005). Competition between farmed and wild salmon: the Japanese salmon market. *Agricultural Economics,* 33: 333-340.

2. Asche, F., Dahl, R.E. and Steen, M. (2015). Price Volatility in Seafood Markets: Farmed vs. Wild Fish. *Aquaculture Economics & Management,* 19(3): 316-335.

3. Beaulieu, J.J. and Miron, J.A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. *Journal of Econometrics,* 55: 305-328.

4. Brigante, R. and Lem, A. (2001). Price interaction between aquaculture and fishery, working paper, XIII EAFE Conference, Salerno, April 2001.

5. Darne. O. (2004). Seasonal Co-integration for Monthly data. *Journal of Economic Letters*, 82: 349-356.

6. FAO. (2012). The State of World Fisheries and Aquaculture. Fisheries and Aquaculture Department.

7. Ghysels, E. (1988). A study towards a dynamic theory of seasonality for economic time series. *Journal of the American Statistical Association*, 83: 168-172.

8. Ghysels, E. and Perron, P. (1993). The effect of seasonal adjustment filers on tests for a unit root. *Journal of Econometrics*, 55: 57-98.

9. Ghysels, E., Lee, H.S. and Noh, J. (1994). Testing for unit roots in seasonal time series: some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation. *Journal of Econometrics*, 62: 415–443.

10. Han, L. & Thurym, G. (1997). Testing for seasonal integration and cointegration: the Austrian consumption income relationship. *Emperical Economic*, 22(3): 331-344.

11. Hylleberg, S. (1992). Modeling seasonality. Oxford (U.K): Oxford University Press.

12. Iran Aquaculture Statistics Yearbook 2003- 2013. Iran Fisheries Organization. (Persian)

13. Jaffry, S., Pascoe, S., Taylor, G. and Zabala, U. (2000). Price interactions between salmon and wild caught fish species on the Spanish market. *Aquaculture Economics & Management*, 4(3/4): 157-167.

14. Johansen, S., and Schaumburg, E. (1999). Likelihood analysis of seasonal cointegration. *Journal of Econometrics*, 88: 301–339.

15. 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.

16. Kayyati, M. and Mashoufi, M. (2007). Measurement and analysis of total factor productivity in aquaculture farms, A case study of warm and cold water farms in Gilan province. *Agricultural Economics and Development*, 15(59): 53-74. (Persian)

17. Knapp, G., Roheim, C. and Anderson, J. (2007). The great salmon run: competition between Wild and Farmed Salmon. TRAFFIC North America. Washington D.C.: World Wildlife Fund.

18. Naghshinefard, M., Mohamadi, H., Farajzadeh, Z. and Ameri, A.A. (2011). Analyzing efficiency and total factor productivity of Fras province trout nurturing farms. *Journal of Economic Research and Policies*, 19(57): 133-156. (Persian)

19. Natale, F., Hofherr, J., Gianluca, F. and Virtanen, J. (2013). Interactions between Aquaculture and fisheries. *Marine Policy*, 38: 205-213.

20. Rafiee, H., Yazdani, S., Hosseini, S.S., Chizari, A.H. and Salehi, H. (2012). Investigating spatial integration of the Caspian Sea's bony fish markets; Practical approach of the seasonal co-integration of in monthly data. *Journal of Agricultural Economics,* 6(2): 153-171. (Persian)

21. Shahvali, O. and Bakhshoodeh, M. (2005). Investigating fish market integration in Iran. *Quarterly J. Econ., Research*, 1: 85-69. (Persian)

22. Sims, C. A. (1974). Seasonality in regression. *Journal of the American Statistical Association,* 69: 618- 629.

23. Wallis, K. F. (1974). Seasonal adjustment and relations between variables. *Journal of the American Statistical Association*, 69: 18-32.

24. Worm, B., Parma, A. M., Ricard, D., Rosenberg, A. A., Watson, R. and Zeller, D. (2009). Rebuilding Global Fisheries, *Science*, Vol. 325: 578-585.