

بررسی یکپارچگی مکانی و آزمون قیمت‌های واحد در بازار ماهیان استخوانی شمال مطالعه موردی: استان‌های مازندران و گیلان

حامد رفیعی^{۱*}، سعید یزدانی^۲، سیدصفدر حسینی^۳، امیرحسین چیدری^۴، حسن صالحی^۵

۱، ۲، ۳، ۴. استادیار، استادان و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

۵. دانشیار گروه مطالعات اقتصادی سازمان تحقیقات شیلات ایران

(تاریخ دریافت: ۹۰/۱۰/۱۲ - تاریخ تصویب: ۹۱/۸/۳)

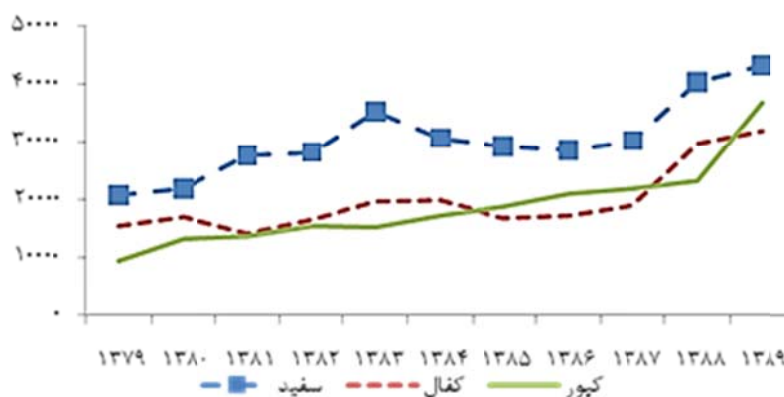
چکیده

بررسی یکپارچگی و همگرایی مکانی (SI) بازارهای محصولات کشاورزی در بلندمدت از آن رو حائز اهمیت است که نشان می‌دهد بازارهای یکپارچه، اختلاف قیمتی معادل هزینه‌های بازاریابی در بلندمدت خواهند داشت و قانون قیمت واحد (LOP) در مورد آنها برقرار است. این تحقیق به بررسی یکپارچگی مکانی و آزمون قیمت‌های واحد در بازار ماهیان استخوانی در استان‌های مازندران و گیلان می‌پردازد. بر این اساس بازار محصولات ماهیان سفید، کپور و کفال در دو استان مورد نظر با استفاده از داده‌های ماهیانه طی سال‌های ۸۹-۱۳۸۰ و با بهره‌گیری از آزمون‌های همگرایی، هم‌انباشتگی و الگوهای تصریح خطای برداری بررسی شده است. براساس نتایج، یکپارچگی بازار دو استان مازندران و گیلان و قانون قیمت واحد در این دو بازار در مورد انواع ماهی اثبات شده است و همگرایی مکانی در دو استان مازندران و گیلان وجود دارد. همچنین بازار ماهیان استخوانی سفید و کفال، در استان مازندران به منزله بازار مبدأ بر قیمت‌های بازار استان گیلان اثرگذار است. از طرفی درباره بازار ماهی کپور، نتایج نشان می‌دهد که بازار استان گیلان مبدأ است. نتایج آزمون تصحیح خطای برداری نیز بیانگر آن است که سرعت تعدیل شوک‌های ناگهانی در بازار انواع ماهی حدود دو دوره است. براساس یافته‌های پژوهش، توجه به بازارهای مبدأ به منظور اتخاذ سیاست‌های کارای تنظیم بازار و برقراری مناسب‌تر ارتباط بلندمدت بازارهای مکانی ضروری است.

واژه‌های کلیدی: تصحیح خطای برداری، شمال، ماهیان استخوانی، همگرایی، یکپارچگی مکانی.

مقدمه

با توجه به نمودار ۱ 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. این کاهش قیمتی ماهی سفید در این دوره به دلیل حجم مناسب صید در استان اتفاق افتاده است؛ به طوری که در سال ۱۳۸۷ میزان صید ماهی سفید در استان مازندران، ۶۷۷۳ تن گزارش شده؛ در حالی که در سال ۱۳۸۳ صید ماهی سفید از سواحل استان تنها ۱۷۷۲ تن بوده است. افزایش قیمت ماهی کپور نیز به دلیل کاهش میزان صید در این دوره است؛ به گونه‌ای که در سال ۱۳۸۳ میزان صید این نوع ماهی ۷۶۵ تن بوده؛ در حالی که در سال ۱۳۸۷ این میزان به ۴۷ تن کاهش یافته است. همچنین در سال‌های اخیر روند قیمت‌های مصرفی صعودی بوده است. این روند افزایشی در سال‌های اخیر به دلیل کاهش میزان صید به علت محدودیت و کاهش ذخایر ماهیان استخوانی دریای خزر بوده است. آلودگی رودخانه‌های منتهی به دریای خزر و صید غیرمجاز از جمله دلایلی است که روند کاهش میزان ذخایر آبزیان در دریای خزر را شدت بخشیده است (Iran Fisheries Organization, 2011).

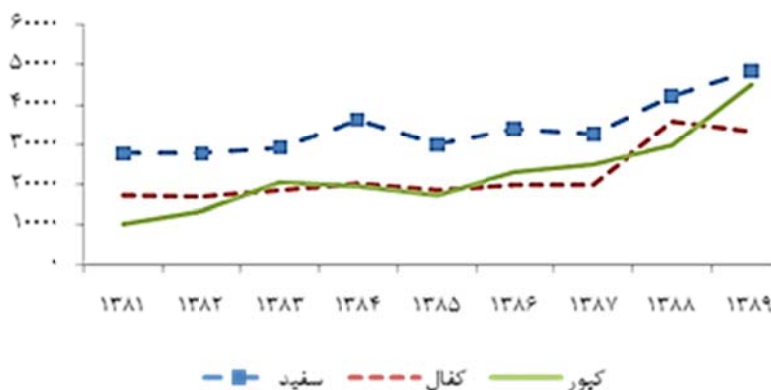


نمودار ۱. روند قیمت‌های ماهیان استخوانی در استان مازندران (۱۰ ریال) - (Iran Fisheries Organization, 2011)

خرده‌فروشی ملاحظه می‌شود. در این استان نیز مانند استان مازندران، آلوده بودن بستر رودخانه‌های منتهی به دریا و همچنین صید بی‌رویه و غیرمجاز، هر ساله ذخایر ماهیان استخوانی را با کاهش روبه‌رو کرده است. با کاهش ذخایر ماهیان استخوانی، افزایش قیمت این نوع ماهیان در آینده محتمل خواهد بود.

فرآورده‌های دریایی یکی از مهم‌ترین منابع تأمین پروتئین حیوانی در کشور به شمار می‌رود. امروزه آبزیان در تأمین غذای مصرفی جامعه و کمک به امنیت غذایی، نقش بسیار مؤثری دارند. دریای خزر همواره به منزله یکی از بزرگ‌ترین منابع تأمین ماهیان استخوانی در کشور، زیستگاه انواع ماهیان استخوانی و به‌ویژه ماهیان سفید، کپور و کفال بوده است. از مجموع ۱۶ هزار و ۶۰۲ تن ماهی استخوانی صیدشده در سواحل شمالی کشور در سال ۱۳۸۹، ۱۵ هزار و ۶۳ تن (حدود ۹۱ درصد) انواع ماهی استخوانی سفید، کپور و کفال است. همچنین از مجموع این مقدار ماهی صیدشده در سواحل شمالی کشور بیش از ۹۰ درصد در دو استان مازندران (۴۶/۵ درصد) و گیلان (۴۳/۹ درصد) صید می‌شود. از طرفی استان‌های گیلان و مازندران با حدود ۱۲ کیلوگرم مصرف سرانه ماهی، رتبه اول مصرف ماهی در کشور را به خود اختصاص داده‌اند (Iran Fisheries Organization, 2011). بر این اساس، دو بازار ساحلی مازندران و گیلان از مهم‌ترین بازارهای ماهیان استخوانی در کشور به شمار می‌روند.

در بازار استان گیلان نیز مشاهده می‌شود که روند قیمت‌های خرده‌فروشی ماهیان سفید و کفال کاملاً نوسانی اما صعودی بوده است. همان گونه 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 است. هر چند در سال ۱۳۸۸ افزایش چشمگیر و پس از آن کاهش محسوسی در قیمت



نمودار ۲. روند قیمت ماهیان استخوانی در استان گیلان (۱۰ ریال) - (Iran Fisheries Organization, 2011)

در تحقیق خود همگرایی بازار انواع غلات اصلی، سویا و پنیر را در کانادا با استفاده از روش‌های تصحیح خطای برداری بررسی کرد. نتایج بیانگر همگرایی بازار انواع غلات اصلی و پنیر بود اما این رابطه برای انواع سویا مشاهده نشد. در تحقیق Hosseini & Ghahremanzadeh (2006) با استفاده از الگوی تصحیح خطای نامتقارن در دوره ۱۳۷۳-۸۱ مشخص شد که نیروهای دخیل در بازار گوشت قرمز ایران به منظور ایجاد تعادل درازمدت با یکدیگر همگرایی دارند؛ به طوری که قیمت‌های خرده‌فروشی در هر ماه تقریباً ۱۲ درصد از انحرافات ایجاد شده در تعادل درازمدت این بازار را تعدیل خواهد کرد. همچنین Vinuya (2007) یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای محصول میگو در بازارهای جهانی را بررسی کرد. برای این منظور از داده‌های قیمت وارداتی کشورهای ژاپن، ایالات متحده و اتحادیه اروپا استفاده شده است. نتایج نشان داد یک پیوستگی قوی بین بازارهای ژاپنی، امریکایی و اروپایی وجود دارد و قانون قیمت واحد در بازارهای میگو برقرار است. Sahraian & Bakhshudeh (2007) به بررسی پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان با استفاده از روش همجمعی انگل گرنجر پرداختند. یافته‌ها نشان داد که اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی بلندمدت دارند. همچنین این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین ولی با بازار سایر کشورهای مورد بررسی به جز اروپا، پیوستگی بلندمدت دارند. Nielsen et al (2008) به بررسی آزمون یکپارچگی بازار قیمت ماهی تازه و یخ‌زده با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتی و تصحیح خطای برداری پرداختند. این تحقیق شواهدی از همگرایی بین بازار ماهی یخ‌زده و تازه در بازارهای اروپا را نشان می‌دهد. Bada & Rahji (2010)

در این تحقیق همگرایی مکانی (SI)^۱ در بلندمدت و قانون قیمت واحد^۲ (LOP) در دو استان مازندران و گیلان بررسی شده است. چنانچه این دو بازار در بلندمدت همگرا باشند، می‌توان نتیجه گرفت که بازار انواع ماهیان استخوانی شمال در مکان‌های مختلف نزدیک به رقابتی بوده و کارایی قیمتی در بازارهای مختلف وجود داشته است.

در پژوهش‌های جهانی اخیر، به یکپارچگی بازارهای مکانی به طور گسترده توجه شده است. در ایران تحقیقات اندکی در این زمینه صورت گرفته است که می‌توان به برخی از آنها اشاره کرد. Delpachitra & Hill (1994) قانون قیمت‌های واحد را در کشور نیوزیلند با استفاده از الگوی خطی بین قیمت‌ها بررسی کرده‌اند. نتایج، عدم پیوستگی قیمت‌ها را در کوتاه‌مدت نشان داده است.

Alfranca et al (2004) در پژوهش خود به بررسی یکپارچگی بازار و همگرایی قیمت ماهی دریایی و پرورشی در اسپانیا با استفاده از روش جوهانسون و جوسیلیوس و الگوهای تصحیح خطای برداری می‌پردازد. نتایج نشان‌دهنده همگرایی بازار قیمت در این دو بازار است اما نتایج الگوی تصحیح خطای برداری حکایت از سرعت تعدیل اندک در بازار ماهی پرورشی با بروز شوک‌های کوتاه‌مدت احتمالی دارد.

Asche et al (2005) به بررسی برقراری شرایط قیمت واحد در مورد قیمت ماهی سالمون پرورشی و آزاد در فرانسه با استفاده از آزمون همگرایی جوهانسون- جوسیلیوس پرداختند. نتایج بیانگر برقراری قانون قیمت واحد برای بازار ماهی سالمون آزاد و پرورشی بوده است. Nardella (2006)

1. Space Integration
2. Law of One Price

مکان‌های مختلف نقض خواهد کرد. بنابراین ساختار بازار زمانی کارا خواهد بود که سود اضافی نصیب واسطه‌ها نشده باشد (Nardella, 2005). این مورد نیز بیانگر برقراری شرایط رقابتی در دو بازار مختلف مکانی بوده و در نتیجه در بازار رقابتی قیمت‌ها در بلندمدت یکسان است، لذا همگرایی قیمتی در دو بازار مختلف نشان‌دهنده شرایط رقابتی در دو بازار و برقراری شرط کارایی ساختار بازار خواهد بود.

یکی از بهترین معیارهای کارایی در بازارهای مکانی، پیوستگی بازار است که ارتباط نزدیک و تنگاتنگی با رفتار قیمت‌ها در بازارهای مختلف دارد. این همگرایی بیانگر آن است که قیمت محصولات یکسان، در بازارهای مکانی مختلف (استان مازندران و گیلان) در بلندمدت یکسان خواهد بود یا خیر. به منظور رسیدن به بازارهای رقابتی، به این قانون پیوستگی بازارهای مکانی، قانون قیمت واحد (LOP) گفته می‌شود. تاکنون روش‌های متعددی برای آزمون همگرایی پیشنهاد شده که پس از روش انگل گرنجر، معروف‌ترین آنها روش جوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۰) و بررسی الگوهای تصحیح خطاست. روش جوهانسون مبتنی بر رابطه بین رتبه ماتریس و ریشه‌های مشخصه آن است اما به طور ساده این روش، نوعی تعمیم آزمون دیکی- فولر به حالت چندمتغیره خواهد بود (Nielsen et al., 2008). در حالت تک‌متغیره برای بررسی پایایی متغیر قیمت p_t مقدار ضریب $(\alpha_i - I)$ آزمون می‌شود. در صورتی که اگر $(\alpha_i - I) = 0$ باشد، سری مورد نظر دارای ریشه واحد و در غیر این صورت سری مزبور ناپایاست.

$$p_t = \alpha_1 p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta p_t = (\alpha_1 - I)p_{t-1} + \varepsilon_t$$

حال اگر آزمون دیکی- فولر به حالت n متغیر تعمیم داده شود، روابط (۳) با یک الگوی خودتوضیح برداری تعریف می‌شود.

$$P_t = A_1 P_{t-1} + u_t$$

$$\Delta P_t = (A_1 - I)P_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$P_t = \pi P_{t-1} + u_t$$

که در آن P_t برداری از مجموعه قیمت‌های انواع ماهی و π برابر تعداد بردارهای همگرایی است. بنابراین در روش جوهانسون برای تعیین تعداد روابط بلندمدت، ابتدا مقادیر ویژه ماتریس π برآورد می‌شود و بردارهای مشخصه مرتبط با هر یک به دست می‌آید. به ازای هر ریشه مشخصه غیرصفر یک بردار مشخصه وجود دارد که همان بردار دارای

پژوهش خود در نیجریه به بررسی همگرایی قیمتی انواع ماهیان دریایی می‌پردازد. نتایج شواهدی از وجود یکپارچگی بازار انواع ماهیان دریایی در نیجریه را ارائه می‌دهد. نتایج آزمون تصحیح خطای برداری نیز بیانگر سرعت اندک تعدیل بلندمدت شوک‌های قیمتی ایجادشده در کوتاه‌مدت در بازار انواع ماهیان دریایی است.

Asche et al (2011) به بررسی همگرایی بازار انواع میگوی امریکا می‌پردازد. در این تحقیق با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی، شواهد معنی‌داری مبنی بر وجود همگرایی بازار میگو مشاهده شد، لذا پیشنهاد شد قانون قیمت واحد در صنعت میگو در نظر گرفته شود. Rafiee & Darbandi (2011) نیز به بررسی کارایی قیمتی و همگرایی قیمت‌ها در سطوح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی پرداختند. نتایج شواهدی از همگرایی قیمتی در بازار انار در سطوح بیان‌شده را نشان داد. همچنین Moghadasi et al (2011) به بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران با استفاده از داده‌های ماهیانه قیمت سه محصول مهم کشور شامل جو، برنج و پنبه در دوره ۷۰-۸۷ با استفاده از الگوهای تصحیح خطا پرداختند. مهم‌ترین نتایج این بررسی، مؤید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی جو و برنج بوده؛ در حالی که این ارتباط در بازار محصول پنبه تأیید نشده است.

با توجه به اهمیت بحث یکپارچگی بازار و محدود بودن بررسی‌های جامع در این زمینه در کشور و به‌ویژه در مورد بازار انواع ماهیان استخوانی دریایی، تحقیق حاضر به همگرایی مکانی (SI) و یکپارچگی بازار و آزمون قانون قیمت واحد (LOP) در بازار انواع ماهیان استخوانی در استان‌های گیلان و مازندران می‌پردازد.

مواد و روش‌ها

در بحث کارایی قیمتی ساختار بازار از بعد مکانی این بحث مطرح است که در ساختار کارایی بازار، اختلاف سود در دو بازار پس از کسر تمامی هزینه‌ها از جمله هزینه حمل‌ونقل، در بلندمدت برابر صفر خواهد بود (Nardella, 2005).

$$\pi_{ij} = P_i - P_j - C_{ij} = 0 \quad (1)$$

که در آن P_i و P_j قیمت در بازارهای مکانی مختلف، i و j در ساختار کلی بازارند. همچنین C_{ij} هزینه‌های حمل بین دو ناحیه i و j است. در نتیجه هر انحرافی از سود صفر (π_{ij}) در بلندمدت، شرط کارایی ساختار بازار را در

تفاضل‌ها، معادل یک الگوی VAR با یک وقفه بیشتر در سطح متغیرها خواهد بود. روابط بالا را می‌توان به بیش از دو متغیر و بیش از دو وقفه تعمیم داد. در واقع الگوی تصحیح خطای برداری عموماً در قالب یک الگوی خودتوضیح برداری (VAR) ارائه می‌شود. اگر یک سیستم VAR دارای m متغیر درون‌زای انباشته از مرتبه یک I(1) با P وقفه در قالب ماتریسی به صورت زیر در نظر گرفته شود:

(۶)

$$P_t = A_0 + A_1 P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_p P_{t-p} + \varepsilon_t$$

در این صورت:

$$\pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p) \quad (۷)$$

$$\Delta P_t = \pi P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} \dots + \Gamma_{p-1} \Delta P_{t-p+1} + u_t \quad (۸)$$

در رابطه بالا می‌توان $\pi = \alpha\beta'$ را نیز در نظر گرفت که در آن β ماتریس بردارهای روابط بلندمدت و α ماتریس ضرایب تعدیل روابط کوتاه‌مدت به بلندمدت است. در نهایت با توجه به میزان ضریب برآورده شده تصحیح خطا، اثر شوک‌های مختلف ناگهانی بر قیمت انواع ماهی در سطوح مختلف تفسیر خواهد شد. بر این اساس به منظور انجام پژوهش حاضر، قیمت‌های ماهیان انواع ماهی‌های سفید، کپور و کفال در دو استان گیلان و مازندران طی سال‌های ۱۳۸۰-۸۹ از منبع Iran Fisheries Organization (2011) استخراج شد. همچنین به منظور برآورد و تحلیل نتایج از بسته نرم‌افزاری Eviews7 استفاده شد.

نتایج و بحث

ابتدا به پایایی متغیرهای مورد بررسی پرداخته می‌شود. با توجه به جدول ۱ با انجام آزمون‌های مختلف پایایی، مشخص می‌شود که تمامی متغیرهای مورد بررسی پس از یک بار تفاضل‌گیری در سطح یک درصد پایا هستند. شایان ذکر است که فرضیه صفر آزمون KPSS، نبود ریشه واحد است، لذا این آزمون نیز نتایج دو آزمون دیگر را تأیید خواهد کرد.

روابط بلندمدت است. بنابراین برای تعیین تعداد روابط بلندمدت، فرضیه صفر بودن ریشه‌های مشخصه ماتریس π آزمون می‌شود. برای بررسی فرض صفر بودن ریشه‌های مشخصه از آماره‌های آزمون اثر^۱ و حداکثر مقدار ویژه^۲ استفاده می‌شود (Nielsen et al., 2008). در آزمون مرتبه همگرایی و همچنین در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری چگونگی در نظر گرفتن روند و عرض از مبدأ حائز اهمیت است. به طور کلی پنج حالت برای وجود روند و عرض از مبدأ در روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد که انتخاب بین این پنج روش بر اساس ماهیت سری‌های زمانی خواهد بود (Pesaran & Shin, 1999). چنانچه متغیرهای مورد استفاده، پایا^۳ از درجه یک I(1) باشند و با توجه به آزمون جوهانسون و جوسیلیوس، رابطه همگرایی تأیید شود، می‌توان از الگوهای تصحیح خطای برداری استفاده کرد (Nielsen et al., 2008). در این الگو، فرض بر درون‌زایی همه متغیرهای قیمتی الگوست. رابطه تصحیح خطای برداری مربوط به دو متغیر را می‌توان به صورت زیر نوشت (Lutkepohl & Reimers, 1992):

$$\Delta P_t = \alpha\beta' P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + u_t \quad (۴)$$

به طوری که $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$ ماتریس ضرایب تعدیل روابط

کوتاه‌مدت به بلندمدت، ماتریس $\beta' = [1, -\beta_1]$ نشان‌دهنده بردار همگرا و ماتریس $\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11,1} & \gamma_{12,1} \\ \gamma_{21,1} & \gamma_{22,1} \end{bmatrix}$

ضرایب کوتاه‌مدت بین متغیرهاست. با باز کردن جملات تفاضلی رابطه ۴ و انتقال متغیر P_{t-1} به سمت راست معادله و فاکتورگیری از آن در نهایت رابطه ۵ به دست می‌آید که یک الگوی VAR است:

(۵)

$$P_t - P_{t-1} = \alpha\beta' P_{t-1} + \Gamma_1 (P_{t-1} - P_{t-2}) + u_t$$

$$P_t = \alpha\beta' P_{t-1} + \Gamma_1 (P_{t-1} - P_{t-2}) + P_{t-1} + u_t$$

$$P_t = (I_m + \Gamma_1 + \alpha\beta') P_{t-1} - \Gamma_1 P_{t-2} + u_t$$

بنابراین الگوی تصحیح خطای برداری با یک وقفه در

- 1 . Trace
- 2 . Maximum Eigenvalue
- 3 . Stationary

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای بررسی پایایی متغیرها با یک بار تفاضل گیری

| متغیرها | دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) | فیلیپس پرون (PP) | کویتوفسکی-فیلیپس-اسمیت و شین (KPSS) |
|-----------------------------|----------------------------------|---------------------|--|
| قیمت ماهی سفید - مازندران* | -۱۱/۱۵۷ (-۴/۰۴۶) | -۱۲/۶۵۶ (-۴/۰۳۷) | ۰/۰۵۴ (۰/۲۱۶) |
| قیمت ماهی سفید - گیلان* | -۱۳/۹۴۴ (-۴/۰۴۶) | -۱۴/۱۶۴ (-۴/۰۳۷) | ۰/۰۳۷ (۰/۲۱۶) |
| قیمت ماهی کپور - مازندران* | -۱۴/۴۶۲ (-۴/۰۳۷) | -۱۵/۳۷۴ (-۴/۰۳۷) | ۰/۰۹۹ (۰/۲۱۶) |
| قیمت ماهی کپور - گیلان* | -۱۰/۹۲۸ (-۴/۰۳۷) | -۱۲/۹۵۸ (-۴/۰۳۷) | ۰/۱۰۵ (۰/۲۱۶) |
| قیمت ماهی کفال - مازندران** | -۵/۰۶۱ (-۴/۰۴۶) | -۹/۰۳۰ (-۳/۴۸۶) | ۰/۰۹۸ (۰/۷۴) |
| قیمت ماهی کفال - گیلان** | -۹/۳۶۰ (-۴/۰۴۶) | -۱۱/۴۰۲ (-۳/۴۸۶) | ۰/۰۶۷ (۰/۷۴) |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به ماهیت داده‌های ماهیانه * بیانگر حالت با در نظر گرفتن روند و عرض از مبدأ و ** بیانگر با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون روند است.

اعداد داخل پرانتز آماره‌های بحرانی در سطح یک درصد هستند. مقادیر بحرانی آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در ماهی سفید و کپور برای رفع مشکل خودهمبستگی در حالت ۱۲ ماه وقفه بهینه (یک سال) و ماهی کپور در حالت بدون وقفه گزارش شده‌اند. همچنین به دلیل اینکه سری زمانی مربوط به ماهی کفال با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون روند برآورد شده، مقادیر بحرانی آزمون PP و KPSS نیز برای آن، نسبت به دو نوع دیگر ماهی متفاوت خواهد بود.

نتایج آزمون همگرایی به روش جوهانسون- جوسیلیوس، نشان می‌دهد که متغیرهای قیمت انواع بازار ماهی در دو استان مازندران و گیلان در حالت‌های مختلف دارای ارتباط بلندمدت هستند. بر اساس آنچه در روش تحقیق به آن اشاره شد، ماهیت داده‌های قیمت ماهیانه ماهی سفید و کپور منطبق با حالت چهارم این آزمون و ماهیت داده‌های قیمت ماهیانه ماهی کفال- همان گونه که در انتخاب نوع آزمون پایایی در جدول ۱ هم اشاره شد- منطبق با حالت دوم است. هر چند که در تمامی حالات وجود حداقل یک رابطه بلندمدت مورد تأیید است (جدول ۳). بر اساس هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه، یک رابطه بلندمدت در الگو تأیید می‌شود. نتایج تفصیلی آزمون هم‌انباشتگی در جدول ۴ آورده شده است. با توجه به اینکه مقادیر آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه در حالت اول از مقادیر بحرانی خود بیشتر است، در این حالت وجود یک رابطه بلندمدت در سطح احتمال ۵ درصد در بازار هر سه نوع ماهی در دو استان مازندران و گیلان تأیید می‌شود.

پس از اطمینان از درجه پایایی متغیرها، به منظور بررسی یکپارچگی بازار و همگرایی مکانی و آزمون قانون قیمت واحد، لازم است الگوهای جوهانسون- جوسیلیوس در مورد آن برآورد شود. به این منظور ابتدا می‌بایست وقفه‌های بهینه و وجود روند و عرض از مبدأ در روابط کوتاه مدت و بلندمدت مشخص شود. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه نخست باید الگوی خودتوضیح برداری (VAR) برآورد شود. پس از برآورد این الگو، وقفه‌های بهینه از آن استخراج می‌شود. با توجه به اینکه معیار شوارتز تعداد وقفه‌های کمتری را در نظر می‌گیرد، به افزایش درجه آزادی الگو منجر خواهد شد. بر اساس این معیار با توجه به جدول ۲ برای بازار ماهی سفید و کفال وقفه دوم و برای بازار ماهی کپور، یک وقفه در نظر گرفته می‌شود. برای آزمون جوهانسون- جوسیلیوس طول وقفه باید یکی کمتر از طول وقفه در الگوی VAR باشد. بنابراین آزمون جوهانسون با یک وقفه زمانی برای بازار ماهیان سفید، کفال و کپور به منظور بررسی روابط بلندمدت استفاده خواهد شد.

جدول ۲. انتخاب وقفه بهینه بر اساس آماره شوارتز بیزین (SC)

| وقفه | بازار ماهی سفید | بازار ماهی کپور | بازار ماهی کفال |
|------|-----------------|-----------------|-----------------|
| ۰ | ۴۱/۷۶۹ | ۴۱/۶۴۰ | ۴۲/۰۲۱ |
| ۱ | ۴۰/۰۰۹ | ۳۸/۳۱۸* | ۴۰/۲۸۲ |
| ۲ | ۳۹/۹۳۴* | ۳۸/۴۶۵ | ۴۰/۲۴۸* |
| ۳ | ۴۰/۰۹۳ | ۳۸/۵۳۱ | ۴۰/۳۱۸ |
| ۴ | ۴۰/۱۹۴ | ۳۸/۶۶۰ | ۴۰/۳۶۹ |
| ۵ | ۴۰/۳۳۲ | ۳۸/۷۰۳ | ۴۰/۴۷۱ |
| ۶ | ۴۰/۴۶۷ | ۳۸/۸۶۰ | ۴۰/۵۵۹ |
| ۷ | ۴۰/۶۱۹ | ۳۹/۰۱۰ | ۴۰/۴۷۱ |
| ۸ | ۴۰/۶۷۳ | ۳۹/۱۱۴ | ۴۰/۳۳۲ |
| ۹ | ۴۰/۷۴۲ | ۳۹/۲۰۲ | ۴۰/۴۶۴ |
| ۱۰ | ۴۰/۸۳۸ | ۳۹/۳۴۶ | ۴۰/۵۵۲ |
| ۱۱ | ۴۰/۷۰۴ | ۳۹/۳۶۹ | ۴۰/۶۲۱ |
| ۱۲ | ۴۰/۵۱۳ | ۳۹/۵۱۹ | ۴۰/۵۶۷ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق * وقفه بهینه

جدول ۳. نتایج آزمون همگرایی جوهانسون برای تعیین تعداد روابط بلندمدت در بازار انواع ماهی

| نوع ماهی | حالت آزمون | بدون روند | بدون روند | بدون روند | بدون روند | رشد خطی | رشد خطی | رشد درجه دوم |
|-----------|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|---------|--------------|
| ماهی کفال | آماره اثر (Trace) | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱* | ۱ | ۲ |
| | حداکثر مقدار ویژه (Max-E) | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱* | ۱ | ۲ |
| ماهی کپور | آماره اثر (Trace) | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱* | ۱ | ۲ |
| | حداکثر مقدار ویژه (Max-E) | ۱ | ۱ | ۱ | ۱ | ۱* | ۱ | ۲ |
| ماهی کپور | آماره اثر (Trace) | ۱ | ۱* | ۲ | ۲ | ۲ | ۲ | ۲ |
| | حداکثر مقدار ویژه (Max-E) | ۱ | ۱* | ۲ | ۲ | ۲ | ۲ | ۲ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق * انتخاب نوع آزمون بر اساس ماهیت سری‌های ماهیانه قیمتی انواع ماهی

این روابط آن است که ماهی کپور در استان گیلان در سال-های اخیر بیش از استان مازندران صید شده و همزمان نوسان صید کمتری نیز داشته است؛ در حالی که در مورد بازار ماهیان سفید و کفال عکس این ارتباط برقرار است، لذا بازار ماهی کپور در گیلان و بازار ماهیان سفید و کفال در مازندران بازارهای با ثبات‌تری خواهند بود. در مجموع بازارهای باثبات‌تر نقش تعیین‌کننده‌تری در بازارهای رقیب خواهند داشت.

در ادامه بر مبنای آزمون همگرایی و برآورد الگوهای خودتوضیحی برداری، آزمون علیت گرنجر با تأکید بر آماره والد برآورد شد. نتایج نشان داد که تغییرات قیمت ماهی سفید کفال در استان گیلان از تغییرات قیمت ماهی سفید و کفال در استان مازندران تأثیر می‌پذیرد اما در مورد ماهی کپور مشاهده می‌شود که تغییرات قیمت ماهی در استان گیلان بر تغییرات قیمت ماهی کپور در استان مازندران تأثیرگذار است. یکی از دلایل تعیین‌کننده به منظور توجیه

جدول ۴. آزمون تعیین مرتبه همگرایی جوهانسون

| نوع ماهی | آماره‌های برآوردی | فرض صفر | مقدار ویژه | آماره اثر | مقدار بحرانی | سطح احتمال |
|---|---------------------------|-------------------------|------------|-----------|--------------|------------|
| چهارم ماهی سفید در حالت | آماره اثر (Trace) | نبود رابطه بلندمدت | *۰/۳۶۰ | ۵۲/۶۸۰ | ۲۵/۸۷۲ | ۰/۰۰۰ |
| | | حداکثر یک رابطه بلندمدت | ۰/۰۶۷ | ۸/۱۷۳ | ۱۲/۵۱۸ | ۰/۲۳۸ |
| ماهی سفید در حالت چهارم ماهی کپور در حالت | حداکثر مقدار ویژه (Max-E) | نبود رابطه بلندمدت | *۰/۳۶۰ | ۵۲/۶۸۰ | ۱۹/۳۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| | | حداکثر یک رابطه بلندمدت | ۰/۰۶۷ | ۸/۱۷۳ | ۱۲/۵۱۸ | ۰/۲۳۸ |
| چهارم ماهی کپور در حالت | آماره اثر (Trace) | نبود رابطه بلندمدت | *۰/۲۶۵ | ۴۲/۱۱۲ | ۲۵/۸۷۲ | ۰/۰۰۰ |
| | | حداکثر یک رابطه بلندمدت | ۰/۰۴۴ | ۵/۳۸۵ | ۱۲/۵۱۸ | ۰/۵۴۲ |
| ماهی کفال در حالت | حداکثر مقدار ویژه (Max-E) | نبود رابطه بلندمدت | *۰/۲۶۵ | ۳۶/۷۲۶ | ۱۹/۳۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| | | حداکثر یک رابطه بلندمدت | ۰/۰۴۴ | ۵/۳۸۵ | ۱۲/۵۱۸ | ۰/۵۴۲ |
| دهم ماهی کفال در حالت | آماره اثر (Trace) | نبود رابطه بلندمدت | *۰/۲۵۳ | ۴۲/۶۶۹ | ۲۰/۲۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| | | حداکثر یک رابطه بلندمدت | ۰/۰۶۷ | ۸/۲۸۴ | ۹/۱۶۴ | ۰/۰۷۳۳ |
| ماهی کفال در حالت | حداکثر مقدار ویژه (Max-E) | نبود رابطه بلندمدت | *۰/۲۵۳ | ۳۴/۳۸۴ | ۱۹/۳۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| | | حداکثر یک رابطه بلندمدت | ۰/۰۶۷ | ۸/۲۸۴ | ۹/۱۶۴ | ۰/۰۷۳۳ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی‌دار در سطح ۵ درصد

جدول ۵. آزمون علیت گرنجر بر مبنای آماره والد

| فرضیه صفر | آماره کای دو | احتمال معنی‌داری |
|---|--------------|------------------|
| تغییرات قیمت ماهی در استان گیلان علت تغییرات قیمت ماهی سفید در استان مازندران نیست. | ۰/۰۱۹ | ۰/۸۹۰ |
| تغییرات قیمت ماهی در استان مازندران علت تغییرات قیمت ماهی سفید در استان گیلان نیست. | ۵/۶۷۲ | ۰/۰۱۷ |
| تغییرات قیمت ماهی در استان گیلان علت تغییرات قیمت ماهی کپور در استان مازندران نیست. | ۲۶/۱۱۹ | ۰/۰۰۰ |
| تغییرات قیمت ماهی در استان مازندران علت تغییرات قیمت ماهی کپور در استان گیلان نیست. | ۰/۱۶۸ | ۰/۱۶۸۲ |
| تغییرات قیمت ماهی در استان گیلان علت تغییرات قیمت ماهی کفال در استان مازندران نیست. | ۲/۱۰۶ | ۰/۳۴۹ |
| تغییرات قیمت ماهی در استان مازندران علت تغییرات قیمت ماهی کفال در استان گیلان نیست. | ۵/۷۳۴ | ۰/۰۵۷ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

استان گیلان به اندازه ۰/۷۴۳ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین ضریب تصحیح خطای برداری در این الگو در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و بیانگر سرعت تعدیل ۵۰ درصدی شوک‌های ایجادشده در کوتاه‌مدت است؛ به طوری که اگر در کوتاه‌مدت شوک ناگهانی به قیمت ماهی سفید وارد شود، حدود دو دوره طول خواهد کشید تا اثر این شوک تعدیل شود. در مورد بازار ماهی کپور نیز با توجه به برآورد ضرایب نرمال‌شده، با افزایش یک ریالی (۱۰ ریالی) قیمت ماهی کپور

برآورد ضرایب نرمال‌شده بلندمدت نیز بیانگر آن است که با افزایش یک ریالی (۱۰ ریالی) قیمت ماهی سفید در استان مازندران، قیمت ماهی سفید در استان گیلان به اندازه ۰/۷۲۲ ریال (۷/۲۲ ریال) افزایش خواهد یافت. این رابطه در سطح یک درصد معنی‌دار است. با ضرب نسبت میانگین قیمت ماهی سفید دو استان در این ضریب، میزان کشش در میانگین ۰/۷۴۳ برآورد خواهد شد، لذا با افزایش یک درصدی قیمت ماهی سفید در استان مازندران، قیمت ماهی سفید در

که یک ریال (۱۰ ریال) افزایش قیمت این ماهی در استان مازندران، به افزایش ۰/۶۱۶ ریال (۶/۱۶ ریال) در قیمت ماهی کفال در استان گیلان منجر خواهد شد. این رابطه در سطح یک درصد معنی‌دار است. برآورد کشش در میانگین در این بازار نیز نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی قیمت ماهی کفال به افزایش ۰/۵۹۵ درصدی قیمت ماهی گیلان خواهد انجامید. ضریب تصحیح خطا نیز در بازار این ماهی، حاکی از سرعت تعدیل کمتر نسبت به بازار سایر انواع ماهیان استخوانی است. این ضریب نیز در سطح ۵ درصد معنی‌دار است و نشان می‌دهد که چنانچه شوک ناگهانی کوتاه‌مدت به بازار ماهی کفال وارد شود، در هر دوره ۴۴ درصد آن تعدیل می‌شود، لذا برای تعدیل کامل اثر شوک در بلندمدت به بیش از دو دوره (۲/۲۷ دوره) زمان احتیاج خواهد بود.

در استان گیلان، قیمت بازار این ماهی در استان مازندران ۱/۱۶۲ ریال (۱۱/۶۲ ریال) افزایش خواهد یافت که در سطح یک درصد معنی‌دار است. مانند بازار ماهی سفید، چنانچه کشش در میانگین برای بازار ماهی کفال نیز برآورد شود، میزان کشش برآوردی معادل ۱/۲۷۷ درصد خواهد بود، لذا این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی قیمت ماهی کپور در استان گیلان، به افزایش ۱/۲۷۷ درصدی ماهی کپور در استان مازندران منجر خواهد شد. ضریب تصحیح خطا نیز بیانگر آن است که با بروز شوک کوتاه‌مدت ناگهانی در بازار ماهی کپور، در هر دوره ۵۰ درصد این شوک (مانند بازار ماهی سفید) تعدیل می‌شود. این رابطه نیز در سطح یک درصد معنی‌دار است، لذا در این بازار نیز به منظور تعدیل کامل آثار شوک، دو دوره زمان نیاز است. در نهایت در بازار ماهی کفال نیز نتایج بیانگر آن است

جدول ۶. برآورد ضرایب نرمال شده بلندمدت و ضریب برداری تصحیح خطا

| انواع بازار ماهی و حالت برآورد | متغیرها | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t |
|--------------------------------|--|----------|----------------|---------|
| ماهی سفید در حالت چهارم | قیمت ماهی در استان مازندران (P_{Fish}) | ۰/۷۲۲** | ۰/۳۵۴ | ۲۰/۳۹۰ |
| | متغیر روند زمانی (T) | ۴۶/۶۵۹** | ۱۵/۶۸۶ | ۲/۹۷۴ |
| | ضریب ثابت (C) | ۸۴۷۰/۸۶۴ | --- | --- |
| ماهی کپور در حالت چهارم | جزء تصحیح خطای برداری (EC) | -۰/۵۲۲** | ۰/۱۶۰ | -۳/۲۵۶ |
| | قیمت ماهی در استان گیلان (P_{Fish}) | ۱/۱۶۲** | ۰/۱۱۱ | ۱۰/۴۹۰ |
| | متغیر روند زمانی (T) | ۳/۸۷۲ | ۴۳/۶۱۷ | ۰/۰۸۸ |
| ماهی کفال در حالت دوم | ضریب ثابت (C) | ۱۵۰۱/۱۲۸ | --- | --- |
| | جزء تصحیح خطای برداری (EC) | -۰/۵۰۳** | ۰/۰۹۴ | -۵/۳۴۲ |
| | قیمت ماهی در استان مازندران (P_{Fish}) | ۰/۶۱۶** | ۰/۰۳۶ | ۱۷/۰۴۱ |
| جزء تصحیح خطای برداری (EC) | ضریب ثابت (C) | ۵۰۱۸/۰۱۰ | --- | --- |
| | جزء تصحیح خطای برداری (EC) | -۰/۴۴۳* | ۰/۱۶۷ | -۲/۶۵۷ |

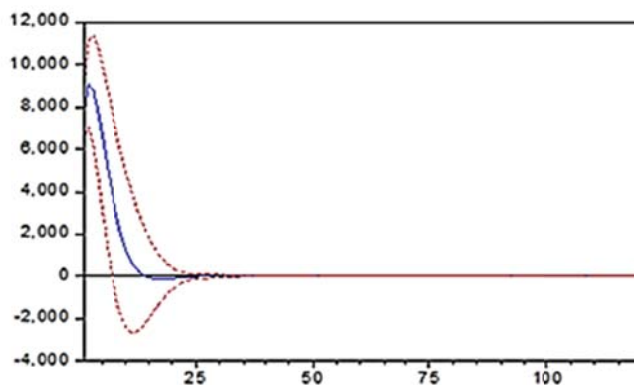
مأخذ: یافته‌های تحقیق ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱ و ۵ درصد است. در ماهی کفال چون حالت دوم الگوی تصحیح خطا برآورد شده، شامل روند نیست.

این استان بسیار حائز اهمیت است و به دلیل ارتباط بلندمدت آن با قیمت ماهی سفید استان گیلان، بر قیمت در این استان نیز اثر معنی‌داری خواهد داشت. همچنین قیمت ماهی کپور در گیلان بر قیمت این نوع ماهی در استان مازندران تأثیر می‌گذارد، لذا سیاست‌گذاری و نوسانات قیمتی در بازار این نوع ماهی در استان گیلان حائز اهمیت است و بر بازار استان مازندران تأثیر خواهد گذاشت.

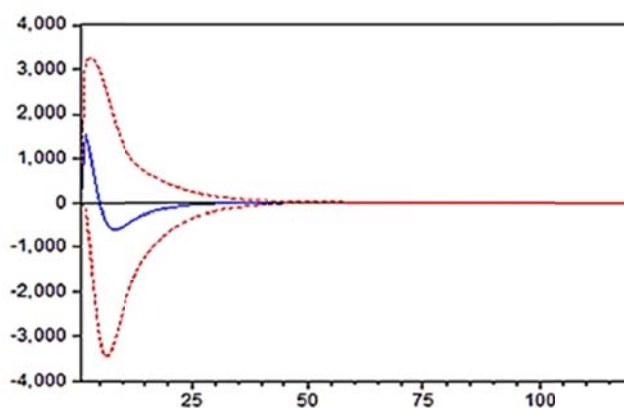
بر اساس نتایج برآورد آزمون همگرایی و هم‌انباشتگی، همچنین نتیجه برآورد ضرایب تصحیح خطای برداری، یکپارچگی بازار دو استان مازندران و گیلان و قانون قیمت واحد (LOP) در این دو بازار در مورد انواع بازار ماهی اثبات می‌شود، لذا همگرایی مکانی (SI) در دو استان مازندران و گیلان وجود دارد. با توجه به اثر قیمت ماهی سفید و کفال در استان مازندران بر قیمت ماهی سفید و کفال در استان گیلان، سیاست‌گذاری در استان مازندران و تغییر قیمت‌ها در

متغیر توضیحی وارد شود، اثر آن بر متغیر وابسته طی دوره‌های آتی چگونه خواهد بود. نمودارهای تابع واکنش آبی در هر سه بازار تقریباً نشان می‌دهند که با وارد شدن شوک بر متغیر قیمتی در یک استان، ابتدا قیمت در استان دیگر افزایش می‌یابد و سپس روند نزولی یافته، در نهایت اثر این شوک تا سال دوم (تقریباً ماه ۲۵ به بعد) از بین خواهد رفت.

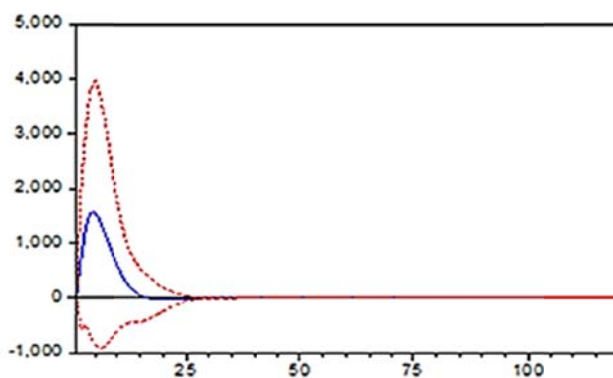
نمودارهای ۳، ۴ و ۵ به ترتیب اثر واکنش قیمت ماهی در یک استان را نسبت به متغیر توضیحی لحاظ‌شده در الگو (متغیر قیمت ماهی در استان دیگر) در کوتاه‌مدت نشان می‌دهند. در واقع تابع واکنش آبی^۱ (IRF)، اثر یک انحراف معیار شوک، روی یک متغیر و سایر متغیرها را بررسی می‌کند. به بیان دیگر، این نتایج نشان‌دهنده آن است که اگر یک شوک و تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار بر



نمودار ۳. تابع عکس‌العمل قیمت ماهی سفید در استان گیلان به شوک قیمتی این نوع ماهی در استان مازندران



نمودار ۴. تابع عکس‌العمل قیمت ماهی کپور در استان مازندران به شوک قیمتی این نوع ماهی در استان گیلان



نمودار ۵. تابع عکس‌العمل قیمت ماهی کفال در استان گیلان به شوک قیمتی این نوع ماهی در استان مازندران

واریانس قیمتی ماهی سفید در استان گیلان، ناشی از خود این متغیر است و در مراحل بعدی سهم اثرگذاری متغیر قیمت ماهی سفید در استان مازندران بر واریانس قیمتی ماهی سفید افزایش می‌یابد. بازار سایر انواع ماهی نیز تفسیری مشابه خواهد داشت.

در جدول ۷ می‌توان به پیش‌بینی مقدار تأثیر متغیرهای قیمتی در یک استان در واریانس تغییرات دوره‌های بعدی قیمت در استان دیگر پرداخت. به طور مثال در مورد ماهی سفید، مطابق این جدول طی دوره‌های ابتدایی، بیشترین تغییر در

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد تابع تجزیه واریانس

| دوره | بازار ماهی سفید | | بازار ماهی کپور | | بازار ماهی کفال | |
|------|-----------------|----------------|-----------------|-------------|-----------------|----------------|
| | استان گیلان | استان مازندران | استان مازندران | استان گیلان | استان گیلان | استان مازندران |
| ۱ | ۱۰۰ | ۰ | ۱۰۰ | ۰ | ۱۰۰ | ۰ |
| ۲ | ۹۸/۰۳۴۳۲ | ۱/۹۶۵۶۸ | ۹۹/۵۷۸۹۲ | ۰/۴۲۱۰۸ | ۹۸/۶۲۸۴۴ | ۱/۳۷۱۵۶ |
| ۳ | ۹۶/۸۳۴۱۴ | ۳/۱۶۵۸۶ | ۹۸/۷۷۹۲۲ | ۱/۲۲۰۷۸ | ۹۶/۸۹۲۲۷ | ۳/۱۰۷۷۳ |
| ۴ | ۹۵/۸۸۱۲۰ | ۴/۱۱۸۸۰ | ۹۷/۹۴۰۱۳ | ۲/۰۵۹۸۷ | ۹۵/۵۷۱۱۹ | ۴/۴۲۸۸۱ |
| ۵ | ۹۵/۱۸۳۴۴ | ۴/۸۱۶۵۶ | ۹۷/۲۱۷۱۷ | ۲/۷۸۲۸۳ | ۹۴/۷۷۷۳۹ | ۵/۲۲۲۶۱ |
| ۶ | ۹۴/۶۹۵۵۱ | ۵/۳۰۴۴۹ | ۹۶/۶۵۴۶۲ | ۳/۳۴۵۳۸ | ۹۴/۳۷۵۹۶ | ۵/۶۲۴۰۴ |
| ۷ | ۹۴/۳۶۸۳۹ | ۵/۶۳۱۶۱ | ۹۶/۲۴۸۸۸ | ۳/۷۵۱۱۲ | ۹۴/۲۰۱۳۹ | ۵/۷۹۸۶۱ |
| ۸ | ۹۴/۱۵۲۴۰ | ۵/۸۴۷۶۰ | ۹۵/۹۷۶۲۰ | ۴/۰۲۳۸۰ | ۹۴/۱۳۵۸۶ | ۵/۸۶۴۱۴ |
| ۹ | ۹۴/۰۰۸۵۴ | ۵/۹۹۱۴۶ | ۹۵/۸۰۵۷۶ | ۴/۱۹۴۲۴ | ۹۴/۱۱۴۹۲ | ۵/۸۸۵۰۸ |
| ۱۰ | ۹۳/۹۱۰۴۱ | ۶/۰۸۹۵۹ | ۹۵/۷۰۷۱۷ | ۴/۲۹۲۸۳ | ۹۴/۱۰۹۴۸ | ۵/۸۹۰۵۲ |
| ۱۱ | ۹۳/۸۴۱۶۱ | ۶/۱۵۸۳۹ | ۹۵/۶۵۴۸۸ | ۴/۳۴۵۱۲ | ۹۴/۱۰۸۴۹ | ۵/۸۹۱۵۱ |
| ۱۲ | ۹۳/۷۹۲۲۴ | ۶/۲۰۷۷۷ | ۹۵/۶۲۹۸۶ | ۴/۳۷۰۱۴ | ۹۴/۱۰۸۴۵ | ۵/۸۹۱۵۵ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

همان‌گونه که در نتایج این پژوهش ملاحظه شد، بازارهای مکانی استان مازندران و گیلان در مورد انواع ماهیان استخوانی (سفید، کفال و کپور) همگرا هستند و قانون قیمت واحد در مورد آنها صادق است اما بازار ماهیان استخوانی سفید و کفال، در استان مازندران به منزله بازار مبدأ بر قیمت‌های بازار استان گیلان اثر می‌گذارد؛ این در حالی است که بیش از ۵۰ درصد ماهی سفید و حدود ۳۰ درصد ماهی کفال صیدشده در استان مازندران است، لذا کنترل نوسانات صید و تنظیم بازار در استان مازندران در مورد این دو ماهی بسیار حائز اهمیت خواهد بود.

از طرفی درباره بازار ماهی کپور، نتایج نشان می‌دهد که بازار استان گیلان مبدأ است؛ به طوری که بیش از ۸۰ درصد ماهی کپور در این استان صید می‌شود، لذا در مورد بازار این ماهی نیز کنترل نوسانات صید و قیمتی و همچنین تنظیم بازار در این استان بسیار حائز اهمیت خواهد بود. برآورد تابع واکنش آنی نیز مؤید اثرگذاری قیمت انواع ماهیان در بازار یک استان بر قیمت بازار استان دیگر است. با توجه به کاهش ذخایر ماهیان استخوانی دریای خزر و به

دنبال آن نوسان صید و نوسانات قیمتی در بازار انواع ماهیان استخوانی، علاوه بر تلاش به منظور احیای ذخایر دریای خزر، توجه به سیاست‌های نظارتی بر بازار بیش از پیش ضروری است و نقش مهمی در بهبود و ثبات بازارهای همگرا ایفا خواهد کرد. با توجه به اثبات رابطه همگرایی قیمتی و تعیین بازارهای مبدأ، لازم است سیاستگذاران به اتخاذ سیاست‌های مختلف قیمتی و غیرقیمتی در بازارهای مبدأ توجه خاصی مبذول دارند زیرا در نهایت اثر این سیاست‌ها در بازارهای متأثر از بازار مبدأ نیز نمایان خواهد شد.

همان‌گونه که از نتایج این تحقیق مشخص است، هر چند قانون قیمت واحد در بازارهای مکانی دو استان مازندران و گیلان مشاهده شده است اما انتقال اطلاعات قیمتی و اثرگذاری قیمتی، بین بازارهای مکانی متقابل نیست و این موضوع حداقل در کوتاه‌مدت به ارتباط یکطرفه بازارها منجر خواهد شد. به منظور برقراری ارتباط مناسب‌تر بین بازارهای مکانی، توسعه و افزایش مراکز توزیع در دو استان و برقراری ارتباط مناسب و هدفمند بین این مراکز با هدف دستیابی به بازارهای هر چه یکپارچه‌تر و با ارتباطات قیمتی مناسب‌تر، توصیه می‌شود.

REFERENCES

- Alfranca, O, Oca, J, and Reig, L. 2004. Product Differentiation and Dynamic Price Behavior in Fish Markets, *Advances in Econ. Res.*, pp. 150-158.
- Asche, F., Bennear, L. S., Oglend, A. and Smith, M. 2011. U.S. Shrimp Market Integration, *Duke University Environmental Economics Working Paper*, pp. 11-09.
- Asche, F, Bjorndal, T, and V. Gordon. D. 2005. Studies in the Demand Structure for Fish and Seafood Products, *International Series in Operations Research & Management Science* 99, 295-314.
- Bada, T. and Rahji, M. A. Y. 2010. Market Delineation Study of the Fish Market in Nigeria: An Application of Cointegration Analysis, *Journal of Agricultural Science*, 2, 158-168.
- Delpachitra, S .B .& R .L .St Hill. 1994. the Law of One Price : A Test on Prices for Selected Inputs in New Zealand agriculture. *Agricultural Economics*.10, 297-305.
- Hosseini, S. S, and Ghahremanzadeh, M. 2006. Asymmetric Adjustment and Price Transmission in Iran's Meat Market, *Agricultural Economics and Development*, 14, 1-22. (In Farsi).
- Iran Fisheries Organization. (2011). Information and Technology Sector. (In Farsi).
- Johansen, S & Juselius, K. 1990. Maximum likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Application to The Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169 - 211.
- Lutkepohl, H., Reimers, H. 1992. Impluse Response Analysis of Co-integrated Systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 16, 53-78.
- Moghadasi, R., Khaligh, P, and Ghalambaz, F. 2011. Law of One Price in Iran's Agricultural Products (Case Study; Barley, Rice and Cotton), *Journal of Extension Research and Agricultural Education*, 4, 41-51. (In Farsi).
- Nardella, M. 2006. Prices Efficiency across Markets over Time, Space and Form: Three Case Studies, *PhD Thesis*, university of Guelph, Canada.
- Nielsen, M, Smit, J, and Guillen, J. 2008. Market Integration of Fish in Europe, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 60, 367–385.
- Pesaran, H. M. and Shin, Y. 1999. Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, Chapter 11, in: Storm, S., (ed), *Econometrics and Economic Theory in the 20th. Century, The Rangar Frisch Centennial Symposium*.
- Rafiee, H. & Darbandi, A. (2011). Investigation of price efficiency and market integration in Iran's market pomegranate; forecasting next situation. *International Conference of pomegranate*. pp. 260-264. Iran. Mashhad. (In Farsi).
- Sahraian, M. & Bakhshudeh, M. (2007). Investigation of integration of domestic and foreign markets for wheat in Iran. *Agricultural Economic & Development*. 59, 97-118. (In Farsi).
- Vinuya, F. D. 2007. Testing For Market Integration and the Law of One Price World Shrimp Markets. *Aquaculture Economics & Management*. 11, 243 – 265.