بررسی قانون قیمت واحد در بازار ماهیان زینتی ایران

سیدیعقوب زراعت‌کیش[1*]، زینب امیدوار[1]

*Drzeraatkish@gmail.com

۱- گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

تاریخ دریافت: خرداد ۱۳۹۵ تاریخ پذیرش: بهمن ۱۳۹٦

چکیده

هدف اصلی در این مقاله بررسی قانون قیمت واحد برای ماهیان زینتی می‌باشد. برای دستیابی به این هدف قیمت داخلی و جهانی ماهیان زینتی در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۸ الی انتهای سال ۱۳۹۳ به صورت ماهیانه مورد بررسی قرار گرفت. برای تجزیه و تحلیل از روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده شده است. برای بررسی این قانون در خصوص ماهیان زینتی در کوتاه مدت و بلند مدت، اثر قیمت جهانی ماهیان زینتی بر قیمت داخلی آن مورد بررسی قرار گرفت و مطابق مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی در کوتاه مدت علاوه بر قیمت خارجی، اثر قیمت ماه گذشته داخلی نیز بر قیمت داخلی در دوره جاری مورد بررسی قرار گرفته است. به عنوان نتیجه گیری از تحلیل اقتصاد سنجی می‌توان بیان داشت که علاوه بر اینکه در کوتاه مدت و بلند مدت قیمت جهانی ماهیان زینتی بر قیمت داخلی آن اثر مثبت و معنی‌دار دارد، قیمت داخلی مربوط به ماه گذشته نیز در کوتاه مدت دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر قیمت داخلی دوره جاری می‌باشد. به عبارت دیگر قانون قیمت‌های واحد در مورد ماهیان زینتی در سال‌های مورد بررسی به طور معنی‌داری پذیرفته شده است. برآورد ضریب تصحیح خطا در بازار این ماهیان ۰/۳۱- بدست آمده که نشان‌دهنده این است که در هر دوره زمانی ۳۱ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت تصحیح خواهد شد. لذا پیشنهاد می‌شود با اتخاذ سیاست‌های حمایتی لازم از حساسیت قیمت‌های داخلی نسبت به نوسانات قیمت‌های جهانی کاسته شود.

لغات کلیدی: ماهیان زینتی، قیمت داخلی، قیمت جهانی، خود رگرسیونی با وقفه توزیعی، قیمت واحد

*نویسنده مسئول

مقدمه

یکی از مهمترین عناوین در تحقیقات مربوط به تجارت بین الملل و سیاست‌های تجاری دولت، واکنش جریانات تجاری (از قبیل واردات، صادرات و تراز تجاری) نسبت به تغییرات قیمت می‌باشد. سیاست‌های مداخله گرانه دولت در بازار کالاهای کشاورزی، تغییرات در ساختار حمل و نقل و بازاریابی، تأخیر در تطبیق شرایط بازارهای داخل با تغییرات قیمت‌های جهانی و عوامل دیگری از این قبیل در انتقال نوسان‌های قیمت‌های جهانی موثر بوده است و آن را محدود می‌سازد. بنابراین یک مساله مهم در تغییر سیاست‌های دولتی، رابطه بین قیمت‌های داخلی و جهانی است (Asche *et al.*, 2004). تعریف جامع قانون قیمت واحد (LOP)[1] بدین صورت بیان می‌شود که چنانچه دو کشور را در نظر بگیریم که در تجارت بین‌المللی یک محصول شرکت داشته باشند، این قانون بیان می‌کند که اگر ساز و کار رقابتی شدن بازار وجود داشته باشد، قیمت این کالا در دو کشور در واحد گردش پول باید یکی باشد. این مطلب را می‌توان برای یک کشور و بازار جهانی نیز مطرح نمود. اگر بازار یک کشور را با بازار جهانی و یک محصول متناظر در نظر بگیریم، قانون قیمت‌های واحد زمانی برقرار است که قیمت کالای مورد نظر در دو بازار با فرض نبود محدودیت‌های تجاری و هزینه‌های حمل و نقل یکی باشد و انتقال قیمت از یک بازار به دیگری بطور کامل صورت پذیرد.

زمانی که تولیدکنندگان قصد دارند قیمت دریافتی خود را تحت کنترل درآورند، مطالعه قیمت در بازار مهم و ضروری است و یک ابزار مهم برای اطمینان از ثبات قیمت‌ها، پیوستگی مکانی بازار[2] است. پیوستگی مکانی بازار شرایطی است که طی آن تغییر قیمت در یک بازار در کوتاه مدت یا بلندمدت به طور جزئی یا کامل به بازار دیگر منتقل می‌شود. قانون قیمت واحد زمانی صادق است که پیوستگی مکانی بازار کامل باشد. یعنی هر نوع تغییر قیمت در یک بازار صرف نظر از هزینه‌های مبادله و حمل و نقل به بازار دیگر انتقال یابد (اکبری و داشاب ۱۳۹۳). در واقع اگر بازار پیوسته و کارا باشد، تفاوت قیمت در بلندمدت بین دو منطقه وجود نخواهد داشت چرا که نوسانات قیمتی در یک بازار منتج به دستیابی دوباره به روابط تعادلی میان قیمتهای مشاهده شده در بازارهای جدا از لحاظ جغرافیایی، خواهد شد. این تعدیلات ممکن است از دو منبع عرضه و تقاضا بوجود آمده باشند (Vinuya, 2007). از این رو ارزیابی لزوم حفظ قانون تک قیمتی یک اولویت مهم برای مطالعه شبکه بازارهای مکانی را بدست می‌دهد.

در مطالعه حاضر به بررسی قانون قیمت واحد در خصوص ماهیان زینتی خواهیم پرداخت. نگهداری ماهیان زینتی در دهه‌های اخیر به صورت یکی از محبوبترین سرگرمی‌های آدمی در آمده است. این ماهیان نسبت به سایر ماهیان از قیمت بالاتری برخوردارند و در نتیجه تلفات یک عدد از آنها موجب خسارات اقتصادی می‌گردد. این مسئله در مورد ماهیانی که در ایران تکثیر نمی‌شوند، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. پرورش ماهی نه برای تغذیه بلکه برای زیبایی و سرگرمی، اولین بار توسط چینی‌ها انجام گرفت. نام ماهی طلایی (گلد فیش) در قرن دهم میلادی در تاریخ چین آمده است. تاریخ انتشار این ماهی در ایران هم گویای همین زمان‌ها بوده است. ماهیان زینتی ممکن است ساکن آب شور یا شیرین باشند. این ماهیان به دو دسته ماهیان زینتی آب شیرین و آب شور تقسیم می‌شوند. در ماهیان زینتی آب شیرین ۹۸ درصد ماهیان به صورت مصنوعی تکثیر و پرورش یافته و تنها دو درصد آن‌ها از منابع صید می‌شوند در حالی که در ماهیان آب شور این روند معکوس بوده و ۹۰ درصد آن‌ها از منابع وحشی صید می‌شود (سالنامه آماری شیلات ایران، ۱۳۹۳).

با توجه به محدودیت‌های جهانی اعمال شده برای صادرات کشورهای صاحب این صنعت، می‌توان به تولید و صادرات این ماهیان به عنوان یک حرفه ارز آور نگریست. به طور کلی میزان تولید ماهیان زینتی در ایران از سال ۱۳۸۴ با تعداد اندکی آغاز گردیده، اما این میزان از سال

[1] The Law of One Price (LOP)
[2] Spatial market integration

۱۳۸۸ تا به امروز افزایش بیشتری داشته است. در جدول ۱ میزان تولید این ماهیان از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ مشخص شده است (سالنامه آماری شیلات ایران، طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۸). همچنین روند این تولید در شکل ۱ رسم گردیده است.

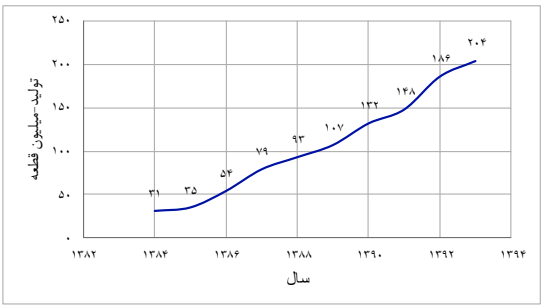
جدول ۱: میزان تولید ماهیان زینتی طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۸

Table 1: The amount of ornamental fish production in the years of 2010-2015

سال	میزان تولید (هزار قطعه)
۱۳۸۸	۹۳۲۳۱
۱۳۸۹	۱۰۶۹۴۹
۱۳۹۰	۱۳۲۰۳۶
۱۳۹۱	۱۴۷۸۵۴
۱۳۹۲	۱۸۶۳۰۱
۱۳۹۳	۲۰۳۶۷۰

مأخذ: سازمان شیلات ایران (۱۳۹۳)

Iran Fisiheies Oraganization (2015)



شکل ۱: روند تولید ماهیان زینتی طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴

Figure 1: Ornamental fish production trend during 2006-2015

واحد تولید در نمودار ۱ میلیون قطعه در نظر گرفته شده است. همچنین میزان واردات این ماهیان از سال ۱۳۸۴ که کشور ما به طور رسمی اقدام به پرورش ماهیان زینتی نموده است تا سال ۱۳۹۳ در جدول ۲ ارائه شده است. تا چند سال گذشته، جمهوری اسلامی ایران یکی از واردکنندگان بزرگ ماهیان زینتی در جهان بود، اما در حال حاضر توانسته‌است با افزایش تعداد واحدهای تولید کننده از ۴۰ به ۱۸۰ واحد تولیدی، صادرات این ماهیان را افزایش دهد. همانگونه که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود میزان واردات این ماهیان کاهش یافته است (گمرک جمهوری اسلامی ایران، طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۴).

جدول ۲: میزان واردات ماهیان زینتی از سال ۹۳-۱۳۸۴

Table 2: Import of ornamental fish from 2005-2014

سال	میزان واردات (kg)
۱۳۸۴	۹۷۴۷۶
۱۳۸۵	۱۴۵۵۸۳
۱۳۸۶	۱۵۱۲۹۰
۱۳۸۷	۳۸۰۸۷۱
۱۳۸۸	۴۱۹۹۹۵
۱۳۸۹	۳۸۰۴۸۰
۱۳۹۰	۳۷۰۵۷۳
۱۳۹۱	۲۳۱۱۵۱
۱۳۹۲	۱۳۳۴۰۸
۱۳۹۳	۱۱۲۸۵۵

مأخذ: گمرک جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴)

Iran Republic of Iran Customs (2016)

تاکنون برخی از مطالعات و تحقیقات در زمینه پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد انجام گرفته است. شاه‌ولی و بخشوده (۱۳۸۴)، در مقاله خود تحت عنوان "بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران " به بررسی پیوستگی بین بازارهای عمده شیلات به کمک رهیافت هم جمعی پرداخته‌اند و ارتباط بلند مدت بین بازارها را با استفاده از آزمون انگل–گرنجر ارزیابی کردند و نتایج نشان داد که ارتباط بلند مدت بین بازارها وجود ندارد. اکبرزاده (۱۳۸۴)، پیوستگی بازار برنج را در دو استان گیلان و تهران با استفاده از آزمون علیت گرنجر و با کاربرد شاخص ماهانه بهای خرده فروشی بررسی کرد. نتایج نشان داد که شرط پیوستگی بازار برای محصول برنج برقرار است و ارتباط بلند مدت یک طرفه بین ۲ بازار تهران و گیلان وجود دارد و قیمت‌های برنج در بازار گیلان تأثیر پذیر از قیمت‌های برنج تهران است. صحرائیان و بخشوده (۱۳۸۶)

در "بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و خارجی گندم در ایران" به بررسی پیوستگی بین بازارهای گندم در ایران و جهان با استفاده از روش هم جمعی انگل–گرنجر پرداختند که نتایج نشان داد که اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی دراز مدت دارند، اما این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین دارند. مقدسی و خلیق (۱۳۹۰) به بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش‌های همگرایی و الگوهای تصحیح خطا پرداختند. نتایج نشان داد که میان قیمت‌های داخلی و جهانی جو و برنج ارتباط بلند مدت وجود دارد. در حالیکه این ارتباط در بازار محصول پنبه تایید نشد.

چیذری و نعمتی (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "آزمون قیمت واحد و بازار دانه‌های روغنی ایران نسبت به قیمت جهانی" با استفاده از داده‌های سالیانه قیمت سه محصول مهم کشور (پنبه، ذرت و سویا) به بررسی قانون قیمت واحد با استفاده از تکنیک‌های همگرایی و الگوهای تصحیح خطا در بازار دانه‌های روغنی ایران نسبت به قیمت جهانی پرداختند. نتایج نشان دادکه ارتباط بلند مدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی سه محصول وجود دارد. اسکندرپور و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله خود تحت عنوان "قانون قیمت واحد و یکپارچگی در بازارهای جهانی خرما" با استفاده از رهیافت هم جمعی و آزمون علیت گرانجر به بررسی وضعیت بازارهای جهانی و قانون قیمت واحد در این بازارها پرداختند. نتایج بیانگر همگرایی قیمت‌ها در بازارهای جهانی بود. همچنین بین قیمت‌های جهانی خرما و قیمت صادراتی در بازارهای صادراتی ایران نیز همگرایی قیمتی و قانون قیمت واحد در بلند مدت برقرار بود.

قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان " آزمون قیمت واحد تحت روابط غیر خطی برای بازار تخم مرغ استان‌های منتخب ایران" تحت روابط غیر خطی و با استفاده از داده‌های روزانه قیمت خرده فروشی تخم مرغ بین استان‌های شمال غرب کشور به بررسی قانون قیمت واحد با استفاده از آزمون‌های Luukkonen و همکاران(۲۰۱۲) و BDS[1] پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که بازارهای مذکور برای تخم مرغ به خوبی پیوسته هستند و LOP در تمامی جفت‌های بازار برقرار است.

رئیسی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان شناسایی انگل‌های خارجی برخی ماهیان زینتی استان اصفهان بیان داشتند که در مجموع ۶۴ عدد از ۱۴۰ ماهی بررسی شده (۴۶ درصد) آلوده به انگل و مابقی فاقد آلودگی انگلی بودند. بیشترین میزان آلودگی در ماهی قرمز حوض (۷۵ درصد (و کمترین آلودگی در ماهی گوپی (۲/۵ درصد) مشاهده گردید.

Delpachitra و St-Hill (۱۹۹۴) در مطالعه خود با عنوان "قانون قیمت‌های واحد، یک آزمون برای بازار نهاده‌های کشاورزی نیوزیلند" به بررسی قانون قیمت‌های واحد در کشور نیوزیلند پرداختند. در این مطالعه از داده‌های قیمت پانزده نهاده کشاورزی استفاده شد. نتایج این تحقیق تایید کردند که پیوستگی بازارها در کوتاه مدت برقرار نمی‌باشد. Mohanty و همکاران (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای با عنوان "همبستگی ضعیف و عدم پذیرش دروغین قانون قیمت‌های واحد در بازارهای بین‌المللی کالاها" نیز به بررسی قانون تک قیمتی در بازار بین‌المللی محصولات گندم، شکر، پشم و چای در کشورهای کانادا، استرالیا، آمریکا، نیوزیلند و انگلستان پرداختند. در این مقاله از ۲ روش هم‌جمعی معمولی و هم جمعی جزئی استفاده شده و نتایج با هم مقایسه شدند. در سه حالت روش هم جمعی معمولی قانون قیمت‌های واحد را تایید کرده و هم جمعی جزئی این ارتباط را در ۸ جفت تایید می‌کند. Kuiper (۱۹۹۹) در مطالعه خود با عنوان "آزمون قیمت‌های واحد و تعیین بازارهای تعیین‌کننده قیمت" برای شناسایی بازار مرکزی به بررسی ۶ بازار منطقه‌ای ذرت با استفاده از روش هم جمعی یوهانسون پرداخت که نتایج وجود ارتباط بلندمدت در بازارهای منطقه‌ای را تایید می‌کند. Goodwin و Piggott

[1] Brock Dechert Scheinkman test

(۲۰۰۱) با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون آستانه[1] و مدل‌های هم جمعی نشان دادند که پیوستگی قیمت و قانون قیمت واحد بین بازارهای ذرت و سویا در شمال کارولینا برقرار است. Peng و Marchant (۲۰۰۳) به بررسی روابط مکانی قیمت میان بازارهای منطقه‌ای گوشت گاو در چین با استفاده از داده‌های ماهانه و روش همگرایی انگل-گرانجر و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که روابط بلند مدت برای بیشتر بازارهای منطقه‌ای گوشت گاو در چین وجود دارد و وجود روابط کوتاه مدت بر اساس مدل تصحیح خطا در بیشتر بازارها تایید نگردید.

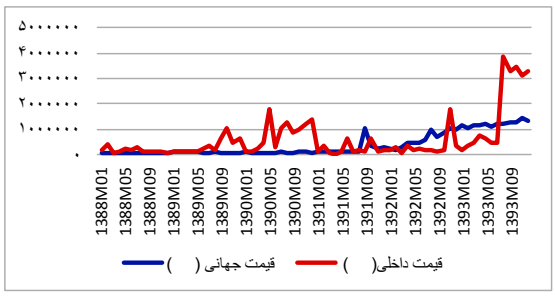
Asche و همکاران (۲۰۰۴)، پیوستگی قیمت و قانون قیمت واحد را در بازارهای ماهی سفید فرانسه مورد آزمون قرار دادند و رابطه بین مدل‌های علیت و مدل‌های هم جمعی را در آزمون LOP بررسی کردند و با مقایسه این دو مدل نشان دادند که با داده‌های نا ایستا، روش علیت وجود LOP را رد می‌کند در حالیکه مدل هم جمعی پیوستگی خوب بازارهای ماهی را نشان می‌دهند.

Vinuya (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای با عنوان "آزمون یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد در بازارهای جهانی میگو" یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای محصول میگو را در بازارهای جهانی مورد بررسی قرار داد. برای این منظور از داده‌های قیمت وارداتی کشورهای ژاپن، ایالت متحده و اتحادیه اروپا استفاده شد. نتایج حاصله نشان داد یک پیوستگی قوی بین بازارهای ژاپنی، آمریکایی و اروپایی وجود دارد و همچنین شواهد نشان داد که قانون قیمت واحد در بازارهای میگو برقرار بوده است.

Serra و همکاران (۲۰۱۱)، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری انتقال هموار[2] به بررسی روابط قیمت در صنعت اتانول (الکل معمولی) ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان داد روابط بلندمدت بین ۴ دسته قیمت‌های تحلیل شده وجود دارد و ارتباط قوی نیز بین قیمت‌های غذا و انرژی وجود دارد. Emmanouilides و Fousekis (۲۰۱۲)، یک روش برای آزمون صحت وجود LOP تحت روابط غیر خطی و تمایز بین شکل قوی و ضعیف آنرا گسترش دادند. آن‌ها این روش را برای ۴ بازار اصلی گوشت خوک در اتحادیه اروپا بکار گرفتند و نتایج نشان داد که بازارها بخوبی پیوسته هستند و LOP برای تمام جفت‌های بازار معتبر است. هدف کلی تحقیق حاضر بررسی برقراری قانون قیمت واحد برای ماهیان زینتی در ایران و همچنین بررسی نوع ارتباط بلند مدت یا کوتاه مدت میان قیمت‌های داخلی این گونه ماهیان با قیمت‌های جهانی بود.

مواد و روش کار

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، قیمت داخلی و قیمت جهانی ماهیان زینتی می‌باشند که از سازمان شیلات ایران، گروه آمار و مطالعات توسعه شیلاتی و گمرک جمهوری اسلامی ایران جمع آوری شده اند. دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش از ابتدای سال ۱۳۸۸ الی انتهای سال ۱۳۹۳ به صورت ماهانه می‌باشد. قیمت جهانی از تقسیم ارزش واردات ماهیان زینتی بر مقدار واردات این محصول بر حسب ریال بر کیلوگرم به دست آمده است. روند تغییرات قیمتی این محصول به صورت ماهانه طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۸ در شکل ۲ ارائه شده است.



شکل ۲: روند تغییرات قیمت جهانی و داخلی ماهیان زینتی

Figure 2: Changes in global and domestic prices of ornamental fish

1 Threshold Autoregression
2 Smooth transition (ESTVECM)

در پژوهش‌های قبلی همانطور که در پیشینه پژوهش ذکر گردید، تا کنون روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی[1] برای بررسی عوامل موثر بر قیمت ماهیان زینتی و همچنین قانون قیمت واحد در بازار ماهیان زینتی ایران مورد بررسی قرار نگرفته است که این موارد در پژوهش حاضر نو آوری محسوب می‌شوند.

واحد سنجش در شکل شماره ۱، ریال می‌باشد. در این مطالعه ابتدا آزمون ایستایی برای بررسی رفتار منطقی متغیرها در طول زمان انجام خواهد شد و در صورت ناایستا بودن این سری‌های زمانی یعنی قیمت داخلی و قیمت جهانی ماهیان زینتی، آزمون هم انباشتگی و تصحیح خطای برداری برای بررسی همگرایی بلند مدت و کوتاه مدت قیمت جهانی و داخلی این محصول مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این مطالعه برای انجام مراحل گفته شده از نرم افزار ایویوز[2] ونرم افزارمایکروفیت[3] استفاده شد. در ادامه پس از ارائه توضیحات در مورد مدل تصحیح خطا و روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی، نتایج آزمون ایستایی و هم انباشتگی گزارش می‌شود.

با توجه به توضیحات داده شده معادله ذیل برای کوتاه مدت مورد بررسی قرار خواهد گرفت:

(۱)

$$INTER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i INTER_{t-1} + \sum_{j=0}^{n} \gamma_j WORLD_{t-j} + \varepsilon$$

نتایج

در جدول ۳ نتیجه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل آورده شده است.

فرض صفر در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بر عدم ایستایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را می‌توان چنین نوشت:

H_0: متغیر مورد بررسی ناایستا می‌باشد

H_1: متغیر مورد بررسی ایستا می‌باشد

جدول ۴: نتیجه آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته در سطح

Table 3: The result of the Dickey Fuller stationarity test on the level

متغیر	آماره	معنی‌داری	نتیجه
قیمت داخلی	-۲/۹۷	۰/۱۴	ناایستا
قیمت جهانی	-۱/۲۱	۰/۹۰	ناایستا

برای رد فرض صفر کافیست سطح معنی‌داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. با توجه به عدم ایستایی متغیرها در سطح، می‌بایست آزمون با یکبار تفاضل گیری تکرار شود (جدول ۴).

جدول ۵: نتیجه آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته با یکبار تفاضل گیری

Table 4: The result of the Dickey Fuller stationarity test with one-time differential

متغیر	آماره	معنی‌داری	نتیجه
قیمت داخلی	-۱۱/۶۴	۰/۰۰۰	ایستا
قیمت جهانی	-۹/۵۴	۰/۰۰۰	ایستا

با توجه به ایستا بودن هر دو متغیر مورد بررسی با یکبار تفاضل گیری، در صورتی می‌توان تخمین را با استفاده از متغیرها در سطح انجام داد که متغیرهای مورد بررسی هم انباشته باشند (جدول ۵).

جدول ۶: آزمون هم انباشتگی انگل گرنجر

Table 5: Engle-Granjer cointegration test

متغیر وابسته	آماره Z	سطح معنی‌داری	نتیجه
قیمت خارجی	-۵/۶۶	۰/۶۹	عدم هم‌انباشتگی
قیمت داخلی	-۲۴/۵۶	۰/۰۱	وجود هم‌انباشتگی

فرض صفر در آزمون انگل گرنجر بر عدم هم انباشتگی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فرضیه‌ها را می‌توان چنین نوشت؛

H_0: متغیرهای مورد بررسی هم انباشته نمی‌باشد

[1] Auto-Regressive Distributed Lag
[2] Eviews
[3] Microfit

H_1: متغیر مورد بررسی هم انباشته می‌باشد

برای رد فرض صفر کافیست سطح معنی‌داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. در صورتی که متغیر وابسته قیمت داخلی باشد، می‌توان از هم انباشته بودن و صحت مدل اطمینان داشت.

همانگونه که اشاره شد برای برآورد و تخمین ضرایب تابع مورد نظر در این مطالعه از مدل ARDL با استفاده از نرم افزار مایکروفیت استفاده شده است که نتایج تخمین‌های کوتاه مدت، بلند مدت و ضریب تصحیح خطا در جداول ۶ و ۷ ارائه شده است. همانطور که قبلا اشاره شد دوره‌ی زمانی مورد بررسی در این پژوهش از ابتدای سال ۱۳۸۸ الی انتهای سال ۱۳۹۳ به صورت ماهانه می‌باشد، در جدول **۷** تخمین کوتاه مدت خلاصه شده است.

جدول ۸: تخمین کوتاه مدت

Table 6: Short-term estimation

متغیر وابسته: قیمت داخلی				
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال	معنی‌داری
عرض از مبدا	۵۰۳۴۳/۱	۰/۵۴	۰/۵۹	---
وقفه اول قیمت داخلی	۰/۶۸	۷/۲۵	۰/۰۰۰	***
قیمت جهانی	۰/۴۴	۲/۵۸	۰/۰۱	**

**: معنی‌دار با احتمال بیش از ۹۵ درصد

***: معنی‌دار با احتمال بیش از ۹۹ درصد

از برآورد کوتاه مدت نتیجه گیری می شود که وقفه اول قیمت داخلی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر قیمت داخلی دوره جاری می‌باشد. یعنی هرچه قیمت داخلی دوره قبل (ماه گذشته) بیشتر باشد، قیمت داخلی در ماه جاری نیز بیشتر خواهد بود و در کوتاه مدت قیمت داخلی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر مقدار دوره بعد خویش می‌باشد. ضریب اثر قیمت داخلی ماه گذشته بر قیمت داخلی در ماه جاری برابر با ۰/۶۸ می‌باشد. یعنی افزایش هر واحد قیمت داخلی در ماه جاری باعث افزایش ۰/۶۸ واحدی در قیمت داخلی ماه آینده می‌گردد. قیمت جهانی در کوتاه مدت دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر قیمت داخلی می‌باشد. یعنی هرچه قیمت جهانی در کوتاه مدت بیشتر باشد، قیمت داخلی در ماه جاری نیز بیشتر خواهد بود. ضریب اثر قیمت جهانی بر قیمت جاری در کوتاه مدت برابر با ۰/۴۴ می‌باشد یعنی با افزایش هر واحد قیمت جهانی در کوتاه مدت ۰/۴۴ واحد به قیمت داخلی افزوده می‌گردد (جدول ۷).

جدول ۹: خصوصیات اصلی تخمین کوتاه مدت

Table 7: The main characteristics of short-term estimation

خصوصیت	مقدار	نتیجه
ضریب تعیین	۰/۵۹	توضیح ۵۹ درصدی تغییرات قیمت داخلی در کوتاه‌مدت
دوربین واتسون	۲/۲۸	عدم امکان خود همبستگی سریالی
سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰	خوبی برازش مدل رگرسیونی

در ادامه آزمون‌های آماری برای مدل کوتاه‌مدت ارائه شده است (جدول ۸).

جدول ۱۰: آزمون‌های آماری

Table 8: Statistical tests

نام آزمون	آماره	نتیجه
خود همبستگی سریالی (SC)	۱/۶۳	عدم وجود خود همبستگی در مدل
شکل تبعی (f)	۱/۹۲	مناسب بودن شکل تبعی لگاریتمی مدل
واریانس ناهمسانی (white)	۰/۹۹	عدم وجود واریانس ناهمسان در مدل

تخمین بلندمدت در جدول شماره ۹ ارائه شده است.

جدول ۱۱: تخمین بلند مدت

Table 9: Long-term estimation

متغیر وابسته: قیمت داخلی				
متغیر	ضریب	آماره t	احتمال	معنی‌داری
قیمت جهانی	۱/۴۱	۲/۷۴	۰/۰۰۸	***
عرض از مبدا	۱۶۰۹۵۶/۱	۰/۵۵	۰/۵۸	---

***: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۹ درصد

---: عدم معنی داری

ضریب تصحیح خطا در این تخمین ۰/۳۱- بدست آمده و کاملا معنی‌دار می‌باشد. یعنی اگر از دوره زمانی t به t+1 حرکت کنیم، به میزان ۳۱ درصد انحراف معیار قیمت داخلی از مسیر بلند مدتش توسط متغیرهای الگو اصلاح شده و به سمت روند بلندمدت تعادلی خود حرکت می‌کند. منفی و کوچکتر از واحد بودن این ضریب و معنی‌دار بودن آن به معنی وجود رابطه تعادلی بلندمدت و رابطه علیت از سوی متغیر توضیحی بر قیمت داخلی است.

قیمت جهانی در بلند مدت نیز دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر قیمت داخلی میباشد. یعنی هرچه قیمت جهانی در بلند مدت بیشتر باشد، قیمت داخلی در ماه جاری نیز بیشتر خواهد بود. ضریب اثر بلند مدت قیمت جهانی بر قیمت داخلی برابر با ۱/۴۱ واحد می‌باشد. یعنی با افزایش هر واحد قیمت جهانی، قیمت داخلی در بلند مدت ۱/۴۱ واحد افزایش پیدا می‌کند. لازم به تذکر است که در بلند مدت اثر وقفه‌ها و دوره‌های گذشته قیمت داخلی بر قیمت داخلی در دوره جاری مورد بررسی قرار نمی‌گیرد و تنها اثر قیمت جهانی بر قیمت داخلی در برازش بلند مدت مد نظر می‌باشد.

بحث

نتایج ذیل به عنوان جمع بندی از کار پژوهشی ارائه می گردند.

۱- قیمت جهانی در کوتاه مدت و بلند مدت دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر قیمت داخلی می‌باشد.

۲- ضریب اثر قیمت جهانی در بلند مدت بسیار بیشتر از مقدار اثر گذاری این شاخص در کوتاه مدت بر قیمت داخلی ماهیان زینتی می‌باشد. این مورد به این علت اتفاق می‌افتد که در کوتاه مدت قیمت داخلی ماهیان زینتی بیشتر تحت تأثیر قیمت ماه گذشته خود می‌باشد تا تأثیر قیمت جهانی این ماهیان در بلند مدت و بنابراین مقدار ضریب اثر گذاری قیمت جهانی در کوتاه مدت کمتر از مقدار این اثر در بلندمدت می‌باشد.

۳- در کوتاه مدت قیمت داخلی مربوط به ماه گذشته بر قیمت داخلی جاری اثر مثبت و معنی‌دار دارد. همانطور که قبلا اشاره گردید دوره زمانی مورد نظر از ابتدای ۱۳۸۸ الی انتهای ۱۳۹۳ به صورت ماهیانه می‌باشد.

۴- منفی و کوچکتر از واحد بودن ضریب تصحیح خطا و معنی‌دار بودن آن به معنی وجود رابطه تعادلی بلندمدت و رابطه علیت از سوی متغیر توضیحی بر قیمت داخلی است.

در پژوهش‌های گذشته اسکندر پور و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی قانون قیمت واحد و یکپارچگی در بازارهای جهانی خرما پرداختند که نتیجه گیری پژوهش ایشان بیانگر این بود که قیمت خرمای صادراتی ایران بر قیمت جهانی موثر بوده و عکس این حالت برقرار نمی‌باشد و به دلیل بالا بودن سهم صادرات خرمای ایران، قیمت داخلی ایران تا حدودی قیمت جهانی محسوب می‌شود. بنابراین در این پژوهش قانون قیمت واحد در بازار جهانی خرما تایید گردید که با نتیجه پژوهش حاضر همخوانی دارد. البته در پژوهش حاضر قیمت جهانی ماهیان زینتی دارای اثر معنی‌دار بر قیمت داخلی می‌باشد. همچنین کجوری (۱۳۹۳) در پایان نامه کارشناسی ارشد خود با عنوان بررسی قانون قیمت واحد در محصولات کشاورزی ایران در مطالعه موردی مرکبات، بیان داشت که بازار پرتقال، نارنگی و لیمو شیرین ایران در بلندمدت دارای پیوستگی کامل است ولی فرض وجود قانون قیمت واحد در سطح یک درصد در همه بازارها رد شده است. هیچ یک از استان‌ها در مورد قیمت محصول پرتقال و نارنگی تعیین‌کننده قیمت نمی‌باشند.. با توجه به مردود شدن قانون قیمت واحد در پژوهش کجوری (۱۳۹۳)، نتایج این پژوهش با پژوهش حاضر در تضاد می‌باشد.

پیشنهادها

با توجه به تأثیرپذیری قیمت داخلی ماهیان زینتی هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت از قیمت جهانی آن، پیشنهاد می‌شود که جهت حمایت از تولیدات داخلی

دولت در مواقع نیاز با دخالت در بازار برای واردات ماهیان زینتی محدودیت‌هایی قائل شود تا صنعت ماهیان زینتی داخلی از رقابت با ماهیان زینتی وارداتی آسیب کمتری ببیند و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به ویژه در سیاست‌های تجاری، از حساسیت زیاد قیمت‌های داخلی به نوسان قیمت‌های جهانی کاسته شود.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی سایر عوامل موثر بر قیمت داخلی ماهیان زینتی از جمله نرخ ارز و همچنین قیمت سایر محصولات دریایی در نظر گرفته شود تا ضمن ارائه مدل صحیح از عوامل موثر بر قیمت داخلی ماهیان زینتی بتوان با یک برنامه مشخص برای کوتاه مدت و بلند مدت این قیمت را تحت کنترل گرفت. همچنین می‌توان با روش‌هایی همچون روش پرسشنامه‌ای عوامل موثر بر قیمت داخلی ماهیان زینتی را از نظر خریداران و فروشندگان، به صورت جداگانه بررسی کرد و سپس با استفاده از تحلیل‌هایی همچون تحلیل سلسله مراتبی، این عوامل را رتبه بندی کرد.

تشکر و قدردانی

از مساعدت کارکنان سازمان شیلات ایران، بالاخص کارشناسان محترم واحد برنامه و بودجه در راستای تهیه آمار و اطلاعات تشکر به عمل می‌آید.

منابع

اسکندر پور، ب.، کاوسی کلاشمی، م.، رفیعی، ح. و خلیق خیاوی، پ.، ۱۳۹۳. قانون قیمت واحد و یکپارچگی در بازارهای جهانی خرما.، فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۶، شماره (۳)؛ ص ۱۵۹-۱۷۴.

اکبرزاده، م.، ۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازار برنج در ایران.، پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زاهدان، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان.

اکبری ح.، غ داشاب، غ.، ۱۳۹۳. آنالیز دی آلل کراس برخی صفات مرتبط با رشد و امید به زندگی در ماهیان زینتی ، مجله علمی شیلات ایران ، دوره ۲۳، شماره ۴ - (۱۰-۱۳۹۳)

چیذری، ا. ح. و م. نعمتی،۱۳۹۱. آزمون قیمت واحد در بازار دانه‌های روغنی ایران نسبت به قیمت جهانی (مطالعه موردی ذرت، سویا، پنبه)، مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، شماره۴، صفحات ۷۲۷-۷۳۶.

رفیعی، ح.، یزدانی، س.، حسینی، سیدصفدر.، چیذری، ا. ح. و صالحی، حسن.، ۱۳۹۲. بررسی یکپارچگی مکانی و آزمون قیمت‌های واحد در بازار ماهیان استخوانی شمال (مطالعه موردی استان‌های مازندران و گیلان)، تحقیقات اقتصاد وتوسعه کشاورزی ایران، شماره ۳، ص ۳۶۸-۳۵۷.

رئیسی ، م و همکاران، ۱۳۹۴ ، شناسایی انگل‌های خارجی برخی ماهیان زینتی استان اصفهان، مجله علمی شیلات ایران ، دوره ۲۴، شماره ۲ - (۴-۱۳۹۴)

سازمان شیلات ایران، سالنامه‌ی آماری شیلات ایران. ۱۳۹۳. سالنامه آماری شیلات ایران. گروه آمار و مطالعات توسعه شیلاتی، چاپ اول، انتشارات دفتر برنامه و بودجه سازمان شیلات ایران، تهران.

شاه ولی، ا. و بخشوده، م. ۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۴، شماره ۱، صفحات ۸۵-۶۹.

صحرائیان، م. و بخشوده، م. ۱۳۸۶. بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و جهانی گندم در ایران. فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، شماره ۵۹، صفحه‌های ۱۱۸ - ۹۷.

کجوری، ه.، ۱۳۹۳. بررسی قانون قیمت واحد در محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی مرکبات). پایان نامه ،مرکز پیام نور تهران .کارشناسی ارشد.

مقدسی، ر. خلیق، پ. وف. قلمباز۱۳۹۰. قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی: جو، برنج، پنبه)، پژوهش‌های ترویج و آموزش کشاورزی، شماره۱۳، ص۵۱-۴۱.

Asche, F., Gordon, D.V. and Hannesson, R., 2004. Tests for market integration and the law of one price: the market for whitefish in France. Marine Resource Economics, 19:195-210. DOI: 10.1080/13657300701530142

Delpachitra, ,S. B. and St-Hill, R. L. , 1994. The law of one price: A test on prices for selected inputs in New Zealand agriculture. Agricultural Economics, 10, 297-305.

Emmanouilides C. J. and Fousekis, P. ,2012. Testing for the LOP under nonlinearity: an application to four major EU pork markets. Agricultural economics 43, 715-723. DOI: 10.1111/j.1574-0862.2012.00614.x

Ghahremanzadeh M., and Mahmoodi H. 2013. Testing the market integration and central market hypothesis in the selected egg markets. Animal science Researches. 32(190), 179-190. DOI: 10.22067/jead2.v29i4.48171

Goodwin B. and Piggott N. 2001. Spatial market integration in the presence of threshold effects. Am. J. Agric. Econ. 83, 302–317.DOI: 10.1111/0002-9092.00157

Kuiper, W. E. , 1999. Testing for the law of one price and identifying price leading markets: an application to corn markets in Benin. Journal of Regional Science. 39: 713-739. DOI: 10.1111/0022-4146.00157

Mohanty, S. , E. Peterson ,E. and Smith,D. , 1998. Fractional cointegration and the false rejection of the law of one price in international commodity markets. Journal of Agricultural and Applied Economics. 30: 267-276. DOI: 10.1017/S1074070800008270

Peng X. and Marchant, M. ,2003. Spatial price linkages between Chinese regional beef markets. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting.

Pesaran,M. H. andPesaran,B. ,1997,working with Microfit 4. 0: Interactive Econometric Analysis,Oxford: Oxford University Press.

Serra T. , Zilberman D. , Gil J. M. and Goodwin B. K. , 2011. Nonlinearities in the U. S. corn-ethanol-oil-gasoline price system. Agricultural Economics. 42, 35–45. DOI: 10.1111/j.1574-0862.2010.00464.x

Vinuya, F. D. ,2007. Testing for market integration and the law of one price in world shrimp markets. Aquaculture Economics و Management, 11, 243-265. DOI: 10.1080/13657300701530142