



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی

انتقال نامتقارن عمودی قیمت در بازار شیر ایران

دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری و محمد احمدی*

تاریخ وصول: 1389/6/20 تاریخ پذیرش: 1389/9/22

چکیده:

آزمون انتقال نامتقارن قیمت در طول زنجیره تولید، از تولیدکننده به مصرف‌کننده، برای اندازه‌گیری درجه‌ی رقابت پذیر بودن بازارهای مختلف و کاربردهای رفاهی و سیاستی، جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد کاربردی دارد. در این مقاله انتقال عمودی قیمت (بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده) برای محصول شیر در ایران بررسی می‌شود. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده برای محصول شیراست که به صورت ماهانه، دوره‌ی زمانی 91 ماهه را از فروردین سال 1380 تا مهر 1387 پوشش می‌دهد. از روش هم‌انباشتگی یوهانسن - جوسیلیوس و رابطه‌ی علیت گرنجری برای آزمون وجود رابطه بین دو شاخص و تعیین جهت علیت استفاده شده است. تحلیل رفتار انتقال قیمت نیز بر مبنای روش سنتی هاک و به کارگیری مدل ECM و ن کرامون تابادل - لوی است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی بلند مدت بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد. در بلندمدت یک رابطه‌ی علیت دو طرفه بین قیمت مصرف‌کننده و قیمت تولیدکننده وجود دارد. نتایج تقارن در انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده در دوره‌ی بلندمدت رد می‌شود، ولی در دوره کوتاه‌مدت رد نمی‌شود. لحاظ کردن این نتیجه در مداخلات سیاستی دولت و مطالعات بیشتر در مورد حاشیه‌ی بازار و تغییرات رفاهی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان پیشنهاد می‌شود.

طبقه بندی JEL: Q11, Q13

واژه‌های کلیدی: انتقال عمودی قیمت، رابطه‌ی علیت، تقارن قیمت، یوهانسن - جوسیلیوس، شیر

* به ترتیب، استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

1- مقدمه

آزمون انتقال نامتقارن قیمت در طول زنجیره‌ی تولید، از تولید کننده به مصرف کننده، برای اندازه گیری درجه‌ی رقابت پذیر بودن بازارهای مختلف و کاربردهای رفاهی و سیاستی جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد کاربردی دارد. چگونگی شکل گیری و انتقال قیمت در بازارهای محصولات کشاورزی مورد توجه خاص اقتصاددانان کشاورزی قرار گرفته است و مطالعات متعدد در این زمینه نشان دهنده‌ی وجود انتقال نامتقارن قیمت در بسیاری از بازارهای محصولات کشاورزی هستند. بر طبق مطالعه‌ی اگوار و سانتانا¹ (2002)، اغلب برآوردهای تجربی از کشش‌های انتقال قیمت تحت فرض انتقال متقارن قیمت به دست آمده‌اند. مطالعات متعددی نیز وجود دارند که نشان می‌دهند انتقال نامتقارن قیمت بسیار رایج است. در توضیح این مطلب، پلتزمن² (2000) شواهدی مبتنی بر انتقال نامتقارن قیمت در بیشتر از دو سوم تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در ایالات متحده پیدا کرد. علاوه بر آن، بنت و زاکاریس³ (2003)، تیفن و داوسون⁴ (2000)، حسن و سیمیونی⁵ (2001)، گراسو و مانرا⁶ (2002)، گودوین و پیگوت⁷ (2001) و کاپس و شرول⁸ (2005) نشان دادند که قیمت‌های خرده فروشی در برابر افزایش و کاهش قیمت‌های مزرعه واکنش‌های متفاوتی نشان می‌دهند.

بررسی چگونگی انتقال قیمت دارای اهمیت زیادی است. اول اینکه شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف کننده اغلب به عنوان قیمت‌های کالاها و خدمات مختلف استفاده شده در امتداد زنجیره‌ی تولید در نظر گرفته می‌شوند. به عنوان مثال، قیمت‌های تولیدکننده به عنوان قیمت‌های نهادهای تولیدی در نظر گرفته می‌شوند که برای تولید کالاها نهایی به کار می‌روند و قیمت‌های مصرف کننده نیز به عنوان قیمت‌های کالاها نهایی تولید شده در نظر گرفته می‌شوند که به مصرف کنندگان فروخته می‌شوند. از این رو، بر طبق تئوری‌های اقتصادی، در

¹ Aguiar and Santana

² Peltzman

³ Bunte and Zachariasse

⁴ Tiffin and Dawson

⁵ Hassan and Simioni

⁶ Grasso and Manera

⁷ Goodwin and Piggott

⁸ Capps and Sherwell

طول یک زنجیره‌ی تولید، هر گونه تغییرات در هزینه‌های تولید در مراحل مختلف تولید باید به شاخص قیمت‌های تولیدکننده در مراحل بعدی منتقل شود و در نهایت، به شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده انتقال یابد. بنابراین، تغییرات شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کالا می‌تواند به پیش‌بینی تغییرات بعدی در شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده کمک کند که برای پیش‌بینی تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد. دوم اینکه انتقال قیمت نامتقارن می‌تواند کاربردهای رفاهی و در نتیجه کاربردهای سیاستی داشته باشد. تحت شرایط انتقال نامتقارن قیمت، مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت در فرایند تولید که ناشی از کاهش هزینه‌های تولید و پیشرفت تکنولوژی است، سودی نمی‌برند و در مقابل تولیدکننده قادر به انتقال افزایش هزینه‌های تولید به شاخص قیمت مصرف‌کننده نیست و با کاهش سود، رفاهش کاهش می‌یابد. علاوه بر این، تحت انتقال نامتقارن قیمت، هرگونه افزایش یا کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده (ناشی از تحولات بازار)، به شاخص قیمت تولیدکننده منتقل نمی‌شود و آثار مثبت و منفی رفاهی آن بر روی مصرف‌کننده محدود می‌شود. بنابراین، توزیع اثرات رفاهی شوک‌های وارده در طول زنجیره‌ی تولید و بازار، در میان عاملان اقتصادی به تناسب موضوع انتقال نامتقارن قیمت، تغییر خواهد کرد. از این رو، انتقال نامتقارن قیمت به توزیع مجددی از امکانات رفاهی و خدمات اجتماعی اشاره دارد که این توزیع با امکانات به دست آمده تحت شرایط تقارن تفاوت دارد. کاملاً بدیهی است که تأثیر انتقال نامتقارن قیمت بر توزیع مجدد و خسارات رفاهی و اجتماعی، دلایل قابل دفاعی برای مداخله‌ی سیاستی توسط دولت را فراهم می‌آورند. شوم اینکه همان‌گونه که پلترم اشاره نمود، انتقال قیمت نامتقارن ممکن است به شکست در نظریه‌ی اقتصادی اشاره داشته باشد. انعطاف ناپذیری قیمت‌های خرده‌فروشی به طرف پایین در یک بازار انحصاری منجر به عدم تقارن مثبت می‌شود. یاسل و براون⁹ (2000) و بایلی و برارسن¹⁰ (1989) تبانی غیر رسمی و اعلام نشده بین بنگاه‌ها برای دستیابی به سود بالاتر را دلیلی برای عدم تقارن مثبت می‌دانند. تحت این شرایط، در مواجهه با افزایش قیمت نهاده‌های تولید، تمامی بنگاه‌ها قیمت محصولات خود را بلافاصله افزایش می‌دهند، در حالی که در حالت کاهش قیمت نهاده‌ها، برای پرهیز از حذف

⁹ Yucel and Brown

¹⁰ Bailey, and Brorsen

سازش، از تغییر قیمت محصول پرهیز می‌کنند. بنابراین، یافته‌های انتقال قیمت نامتقارن می‌تواند به یک پژوهشگر این امکان را بدهد که نتیجه‌گیری‌هایی درباره‌ی رفتار عوامل اقتصادی در بازار داشته باشد.

این مقاله نحوه‌ی انتقال عمودی قیمت شیر را بر مبنای روش سنتی هاک و مدل ECM^{11} ون کرامون تابادل - لوی¹² (1999) بررسی می‌کند. بخش دوم مقاله به مبانی نظری و بررسی مطالعات گذشته اختصاص دارد. تشریح روش و تکنیک‌های به کار گرفته شده برای آزمون انتقال عمودی قیمت در بخش سوم آمده است. در بخش چهارم ابتدا رابطه و جهت علیت قیمت بین شاخص قیمت تولید کننده و شاخص خرده فروشی بررسی و سپس انتقال نامتقارن قیمت آزمون می‌شود. تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق در این بخش جای داده شده است. آخرین بخش نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص دارد.

2- مبانی نظری و تجربی تحقیق

2-1- پیشینه‌ی نظری

انتقال نامتقارن قیمت به این معنا است که قیمت‌های مصرف کننده در مقابل افزایش و کاهش قیمت‌های تولید کننده به گونه‌ای متفاوت پاسخ می‌دهند و از طرفی دیگر، عکس‌العمل قیمت‌های تولید کننده نسبت به افزایش و کاهش قیمت در شاخص مصرف کننده متفاوت است. چگونگی انتقال قیمت به دو طریق مورد بررسی قرار می‌گیرد. چگونگی انتقال قیمت از سطح تولید کننده به خرده فروشی و یا بر عکس، یک انتقال عمودی قیمت است، در حالی که چگونگی انتقال قیمت یک محصول از یک بازار به یک بازار دیگر یک انتقال افقی است.

دلایل متعددی برای وجود عدم تقارن در انتقال قیمت وجود دارد. وجود بازارهای ناکارا، هزینه‌ی تغییر قیمت، اطلاعات نامتقارن و مداخلات سیاسی از جمله مهمترین عوامل موثر در انتقال نامتقارن قیمت هستند. اول اینکه بر طبق تئوری «هزینه‌های جستجو» شکل‌گیری نامتقارن قیمت وقتی رخ می‌دهد که شرکت‌ها بتوانند از تغییر سریع قیمت‌ها سود ببرند (میلر و هاینگا،¹³ 2001).

¹¹ Error Correction Model

¹² Von Cramon Taubadel- Loy

¹³ Miller and Hayenga

اگرچه مصرف کنندگان حق انتخاب های نامحدودی دارند، اما در جمع آوری سریع اطلاعات در مورد قیمت گذاری فروشگاه های رقابتی، به علت هزینه های جستجو، با دشواری هایی روبرو هستند. بنابراین، شرکت ها می توانند با افزایش قیمت تولید کننده، قیمت خرده فروشی را به سرعت افزایش دهند و وقتی قیمت های تولید کننده کاهش می یابد، قیمت های خرده فروشی را بسیار کندتر کاهش دهند. مشکل دوم، کالاهای فاسدشدنی است که در صورت افزایش قیمت تولید کننده، خرده فروشان را از افزایش قیمت منع می کند. خرده فروشان و کلی فروشانی که کالاهای فاسد شدنی دارند، در برابر وسوسه ی افزایش قیمت ها مقاومت می کنند، چون با خطر کاهش تقاضا و مواجه شدن با کالاهای فاسد شده، روبرو هستند. سوم هزینه های تغییر منو (فهرست قیمت) هستند که انتقال نامتقارن قیمت را تقویت می کنند. هزینه های منو شامل تمامی هزینه هایی است که با قیمت گذاری مجدد یا اتخاذ یک استراتژی جدید قیمت گذاری رخ می دهند.

با توجه به اهمیت تقارن یا عدم تقارن در انتقال قیمت از ابعاد مختلف، به ویژه ارتباط آن با صحت نظریه های اقتصادی، تلاش های تجربی متعددی در طول سه دهه ی گذشته برای آزمون وجود انتقال نامتقارن قیمت در بازارهای مختلف شکل گرفته است. اغلب این مطالعات بر اساس روش شکافت متغیرها¹⁴ که توسط ولفارم¹⁵ (1971) توسعه یافته و بعدها توسط هاگ¹⁶ (1977) پذیرفته شده است، صورت گرفته است. در روش هاگ، انتقال نامتقارن قیمت بر اساس تقسیم بندی متغیرهای قیمت به مراحل کاهشی و افزایشی بررسی می شود. این روش به طور گسترده ای در مطالعات اقتصاد کشاورزی برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت به کار گرفته شده است. بررسی عدم تقارن قیمت در بازار گوساله های پرواری، بازار گوشت خوک، بخش فرآورده های لبنی، کره ی بادام زمینی و صنعت جوجه در ایالات متحده، عدم تقارن قیمت در بازارهای گوشت گاو، خوک و گوشت بره، بازارهای خرده فروشی و کلی فروشی برای سیب قرمز استرالیا، و در نهایت مطالعات عدم تقارن در انتقال قیمت مزرعه به خرده فروشی در گوجه فرنگی، پیاز، پودر شیر، قهوه، برنج و لوبیا در برزیل، جزء این دسته از مطالعات هستند.

¹⁴ Variable-splitting technique

¹⁵ Wolfarm

¹⁶ Houck

روش ولفارم - هاک به ویژگی‌های سری‌های زمانی داده‌ها توجهی نمی‌کند، سری‌هایی که از خود همبستگی متوالی رنج می‌برند و معمولاً به رگرسیون کاذب منجر می‌شوند. این مساله، با استثنائات کمی، حداقل در آثار اقتصاد کشاورزی، تغییرات ذاتی قیمت‌ها یا ارتباط‌های ثابت طولانی مدت در میان قیمت‌ها را در نظر نگرفته است. با توسعه تکنیک‌های هم‌جمعی، تلاش‌هایی برای آزمایش عدم تقارن در چهارچوب هم‌جمعی انجام شد. تابادل و فال‌بوش¹⁷ (1994) نشان دادند که یک مدل تصحیح خطای نامتقارن (*ECM*) بر اساس کار گرنجر و لی¹⁸ (1989) را نیز می‌توان برای آزمایش انتقال نامتقارن قیمت استفاده کرد. همچنین، تابادل و لوی¹⁹ (1999) نشان دادند که روش‌های از نوع ولفارم-هاک، اساساً با هم‌جمعی متناقض هستند و از آنجا که سری‌های زمانی قیمت ناپایا هستند، استفاده از روش‌های هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطا (*ECM*) برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت از دیگر روش‌ها از جمله روش *ARDL*²⁰ مناسب‌تر است، زیرا انواع مختلفی از مدل‌های *ARDL* با مفهوم هم‌جمعی مغایر است. علاوه بر آن، کیلی²¹ (2005) نیز نشان داد که مدل *ECM* حتی با داده‌های پایا نیز قابل استفاده است و در این حالت، این مدل داده‌ها را نسبت به مدل *ARDL* بهتر قالب بندی می‌کند.

2-2- پیشینه‌ی تجربی

مکانیسم عدم تقارن در انتقال قیمت بین تولید کنندگان و مصرف کنندگان، با استفاده از مدل‌های تجربی مختلف بررسی شده است. کارهای تجربی متعددی وجود انتقال نامتقارن بین قیمت‌های تولید کننده و خرده فروشی را حمایت می‌کنند.

بنت و زاکاریس (2003) مکانیسم انتقال قیمت در بازار سیب زمینی آلمان را بررسی کردند و انتقال نامتقارن قیمت را تأیید کردند. آنها مشاهده کردند که خرده فروشان نسبت به کاهش در قیمت مزرعه واکنش نشان داده و قیمت خرده فروشی خود را کاهش می‌دهند در حالی که واکنشی نسبت به افزایش در قیمت

¹⁷ Taubadel and Fahlbusch

¹⁸ Granger and Lee

¹⁹ Taubadel and Loy

²⁰ Auto regressive Distributed Lag

²¹ Keele

مزرعه از خود نشان نمی‌دهند. این بدین معناست که کشاورزان از انتقال قیمت نامتقارن سود می‌برند.

یک مطالعه‌ی مهم در خصوص عدم تقارن در مکانیسم انتقال قیمت، بررسی راثو و راثو²² (2005) است. در این مطالعه، عدم تقارن در مکانیسم انتقال قیمت بین نفت و گازوئیل با استفاده از مدل کل به جزء هندری²³ بررسی می‌شود. آنها به صورت تجربی وجود عدم تقارن در مکانیسم انتقال قیمت را تأیید کردند. رزیتی²⁴ (2005) روابط قیمت و الگوهای انتقال قیمت را برای محصولات کشاورزی سیب زمینی، گوجه فرنگی، پرتقال و محصولات شیری در یونان مطالعه کرد. بر طبق یافته‌های وی، یک انتقال قیمت کامل بین سطح مزرعه و سطح خرده فروشی برای تمامی محصولات مطالعه شده وجود دارد.

تیفین و داوسون (2000) روابط دراز مدت قیمت بین قیمت‌های خرده فروشی در مزرعه‌ی گوشت بره در انگلیس را شناسایی کرده‌اند. آنها ویژگی‌های شکست ساختاری و فصلی سری‌ها را لحاظ نموده‌اند و نتیجه می‌گیرند که جهت علیت گرنجر از قیمت‌های خرده فروشی به تولید کننده است. بنابراین، قیمت گوشت بره در بازار خرده فروشی تنظیم می‌شود. گودوین و هارپر²⁵ (2000) و کابیا، گیل و بوشنجاکو²⁶ (2000) مدل‌های خودبرگشتی آستانه را توسعه دادند و به ترتیب، بخش گوشت گاو در آمریکا، بخش گوشت خوک در آمریکا و بخش گوشت بره در اسپانیا را مطالعه کردند. آنها دریافته‌اند که بازارهای کشاورزی با شوک‌های بازار عمده فروشی تطبیق می‌یابند. در ضمن، اینکه اثر شوک‌های بازار خرده فروشی تا حد زیادی به بازارهای خرده فروشی محدود می‌شود. گودوین و هالت²⁷ (2000) در مطالعه‌ی خود در مورد بازار گوشت خوک، یک جریان قیمت از مزرعه به سطح عمده فروشی و خرده فروشی را کشف کردند. بازارهای مزرعه با شوک‌های بازار عمده فروشی، تطبیق می‌یابد، اما شوک‌ها در سطح خرده فروشی به سطح کلی فروشی یا مزرعه انتقال نمی‌یابند.

²² Rao and Rao

²³ The LSE-Hendry's General -to- Specific Model

²⁴ Reziti

²⁵ Goodwin and Harper

²⁶ Kaabia, Gill and Boshnjaku

²⁷ Goodwin and Holt

عبدولای²⁸ (2002)، هنگام مطالعه شکل‌گیری قیمت در بازار گوشت خوک سوئیس، یک مدل خودبرگشتی آستانه‌ای - گشتاور²⁹ ($M-TAR$) را استفاده می‌کند. او نتیجه‌گیری می‌کند که شکل‌گیری قیمت بین سطح بازار تولید کننده و خرده فروش، نامتقارن است، یعنی افزایش قیمت‌های تولید کننده که حاشیه‌های بازاریابی را تقلیل می‌دهد، سریع‌تر از کاهش قیمت تولید کننده که حاشیه‌های بازاریابی را وسعت می‌دهد، انتقال می‌یابند.

رزیتیس³⁰ (2003) هنگام مطالعه‌ی علیت، شکل‌گیری قیمت و اثرات خارجی در بازارهای گوشت بره، گوشت خوک و ماکیان در یونان، از یک روش خود رگرسیون تعمیم یافته واریانس ناهمسان شرطی³¹ ($GARCH$) استفاده می‌کند. باکوکس و فترو³² (2005) از $VECM$ ³³ برای مطالعه‌ی شکل‌گیری قیمت در مورد بازار گوشت خوک در مجارستان استفاده کرده‌اند و قیمت‌گذاری رقابتی را کشف کرده‌اند و هیچ شواهدی از نامتقارنی شکل‌گیری قیمت نیافته‌اند.

مطالعات مربوط به انتقال قیمت در بازارهای مختلف در ایران بسیار اندک هستند و سابقه‌ی طولانی ندارند. به عبارتی دیگر، این موضوع فقط در سال‌های اخیر مورد توجه تعداد معدودی از محققان ایرانی قرار گرفته است. تحقیقات زیر مهمترین آنها می‌باشند. حسینی و قهرمان‌زاده (1385) نحوه‌ی انتقال قیمت در بازار گوشت ایران را بررسی کرده‌اند. در این مقاله از روش همگرایی آستانه‌ای و داده‌های سری زمانی فصلی قیمت گوشت قرمز در سطح کشور و برای دوره‌ی 81-1373 استفاده شده است. همچنین، با به کارگیری مدل‌های تصحیح خطای نامتقارن، تعدیلات کوتاه‌مدت این بازار تجزیه و تحلیل شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که انتقال قیمت بین سطوح تولیدکننده و خرده‌فروشی گوشت نامتقارن است.

حسینی³⁴ (2006) در مقاله‌ای دیگر به بررسی نحوه‌ی انتقال قیمت از سر مزرعه‌ی پسته به قیمت‌های صادراتی و نیز قیمت‌های جهانی پسته برای دوره‌ی

²⁸ Abdulai

²⁹ Momentum Threshold Auto-Regressive

³⁰ Rezitis

³¹ Generalized Auto-regressive Conditional Heteroskedastic

³² Bakucs and Fetro

³³ Vector Error Correction Model

³⁴ Hosseini

زمانی 81-1365 پرداخته است. نتایج آزمون علیت گرنجری نشان می‌دهد که تغییرات قیمت سر مزرعه و قیمت صادراتی پسته‌ی ایران علت تغییر قیمت‌های جهانی نیستند و انتقال قیمت‌ها از سر مزرعه به بازار صادرات و از بازار صادرات به سر مزرعه نامتقارن است و کاهش قیمت‌ها از مزرعه سریع‌تر و کامل‌تر از افزایش قیمت‌ها به سطح صادرات منتقل می‌شود.

اما بررسی مطالعات گذشته نشان می‌دهد که به بخش لبنیات، جایی که تولیداتش درجات مختلف فاسد شدن را دارند، توجه کمتری شده است. در این زمینه هیچ مطالعه‌ای در ایران یافت نشد.

3- متدولوژی تحقیق

استفاده از روش‌های تخمین استاندارد کلاسیک OLS ³⁵ و استنباط آماری، در حالتی که سری‌های زمانی در طول زمان ایستا نیستند، منجر به برآوردهای تورش دار و رگرسیون‌های کاذب می‌شود. مانند بسیاری از دیگر سری‌های زمانی اقتصاد کلان، احتمال ایستا نبودن سری‌های زمانی شاخص‌های قیمت نیز وجود دارد. در این حالت، آزمون ایستایی سری زمانی مورد استفاده، یک فرآیند ضروری قبل از به کارگیری تکنیک همگرایی یوهانسن است. در این مقاله برای آزمون ریشه‌ی واحد در داده‌های استفاده شده، از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته ADF ³⁶ استفاده می‌کنیم. برای تعیین شکل ADF از معیار شوارز- تنز بیزین SBC ³⁷ استفاده می‌کنیم. یکی از ایراداتی که بر آزمون دیکی- فولر گرفته می‌شود، این است که وجود تغییر ساختاری در متغیرها موجب تورش نتایج به سمت پذیرش فرض صفر وجود ریشه‌ی واحد خواهد شد. بدین منظور، برای اطمینان از صحت آزمون‌های دیکی- فولر، آزمون شکست ساختاری پرون³⁸ را نیز انجام می‌دهیم.

تجزیه و تحلیل همگرایی بر مبنای متدولوژی همگرایی چند متغیره یوهانسن و جوسیلیوس³⁹ (1990) صورت می‌گیرد. جهت برآورد بردار همگرایی، از روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن استفاده شده است.

³⁵ Ordinary Least Squares

³⁶ Augmented Dickey-Fuller Test

³⁷ Schwarz Bayesian Criteria

³⁸ Pron

³⁹ Johansen and Juselius

همان‌طور که می‌دانیم تکنیک همگرایی یوهانسن را می‌توان در سری‌های زمانی که در سطح ایستا نیستند و در تفاضل مرتبه‌ی اول ایستا هستند به کار برد. برای به کارگیری تکنیک یوهانسن لازم است تا تعداد وقفه‌ی متغیرهای درونزا در مدل را محاسبه نماییم. برای این منظور، با استفاده از مقادیر سطح متغیرها، الگوی خود توضیح برداری⁴⁰ (VAR) را تشکیل داده و مرتبه‌ی آن را با استفاده از آزمون‌های آکائیک (AIC)، شوارتز بی‌زین (SBC) و حداکثر درست‌نمایی (LR) تعیین می‌نماییم.

بررسی نحوه‌ی انتقال قیمت شامل یک روش سه مرحله‌ای به صورت زیر است. اول، به کارگیری تکنیک همگرایی یوهانسن - جوسیلیوس در جهت آزمون وجود رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین شاخص‌های قیمت و برآورد بردار همگرایی است. پس از تأیید وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت، در مرحله‌ی دوم روش دو مرحله‌ای انگل - گرنجر⁴¹ با هدف تعیین مسیر علیت استفاده می‌شود. در این مرحله مدل تصحیح خطای پویای انگل - گرنجر به کار برده شده است که شکل آن به صورت معادلات زیر است.

$$\Delta PPI_t = m_1 + \sum_{i=1}^{n_1} a_{pp} \Delta PPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} a_{pc} \Delta CPI_{t-i} - p_1 Z_{1t-1} + e_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta CPI_t = m_2 + \sum_{i=1}^{n_1} b_{pp} \Delta PPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} b_{pc} \Delta CPI_{t-i} - p_2 Z_{2t-1} + e_{2t} \quad (2)$$

که در آن n_1 و n_2 طول وقفه‌ها، PPI و CPI به ترتیب شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف کننده در دوره‌ی t و $Z_{1t-1} = PPI_{t-1} - a_0 - a_1 CPI_{t-1}$ و $Z_{2t-1} = CPI_{t-1} - d_0 - d_1 PPI_{t-1}$ اجزای تصحیح خطای با وقفه می‌باشند. نتایج ممکن به صورت زیر می‌باشند:

(1) $p_1 \neq 0$ و $p_2 \neq 0$: یک رابطه‌ی دو طرفه‌ی بلندمدت بین دو متغیر وجود دارد.

(2) $p_1 = 0$ و $p_2 \neq 0$: در بلندمدت قیمت تولیدکننده علت قیمت مصرف کننده است.

⁴⁰ Vector Auto-regressive

⁴¹ Engel and Granger

(3) $p_1 \neq 0$ و $p_2 = 0$: در بلندمدت قیمت مصرف کننده علت شکل گیری قیمت تولیدکننده است.

در سومین مرحله، پس از تعیین رابطه‌ی علیت بین دو متغیر، تقارن در بازار شیر با استفاده از مدلی که به مدل تصحیح خطای انگل - گرنجر (*ECM-EG*) معروف است مورد بررسی قرار می‌گیرد. این مدل در سال 1987 توسط انگل و گرنجر برای متغیرهایی که انباشته از مرتبه‌ی اول $I(1)$ هستند و رابطه‌ی همگرایی بلند مدت دارند پیشنهاد شد. در این مدل متغیرهای تفاضلی، تغییرات کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند، در حالی که ضریب تصحیح خطا، تعدیل در جهت تعادل بلندمدت را بیان می‌کند. این مدل در همین اواخر برای تولیدات چوب توسط کوترومانیدیز، زافیرو و ارباتزیس⁴² (2009)، رزیتی و پاناگوپولس⁴³ (2008) و باکوکس و فترو (2005) در محصولات مختلف کشاورزی مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل بر مبنای مدل هاگ (1977) شکل گرفته است که فرم اولیه‌ی آن به صورت زیر است:

$$\Delta CPI_t = m_1 + \sum_{t=1}^{n_1} a_{PP}^- \Delta PPI_{t-1}^- + \sum_{t=1}^{n_2} a_{PP}^+ \Delta PPI_{t-1}^+ + e_t \quad (3)$$

که در آن a_{PP}^- اثر کاهش قیمت تولید کننده و a_{PP}^+ اثر افزایش قیمت تولید کننده را بر روی قیمت مصرف کننده نشان می‌دهند. اگر CPI و PPI همگرا باشند، رابطه‌ی (3) به صورت زیر در می‌آید:

$$\Delta CPI_t = m_1 + a_{PP} \Delta PPI + p_1 Z_{t-1} + \sum_{t=1}^{n_1} a_{PC} \Delta CPI_{t-1} + \sum_{t=1}^{n_2} a_{PP} \Delta PPI_{t-1} + e_t \quad (4)$$

در این رابطه، $Z_{t-1} = CPI_{t-1} - d_0 - d_1 PPI_{t-1}$ است که از رابطه‌ی همگرایی CPI و PPI به دست می‌آید. گرنجر و لی (1989) با تقسیم جزء تصحیح خطا به 2 جزء مثبت و منفی، رابطه‌ی (4) را به صورت زیر ارائه می‌دهند.

$$\Delta CPI_t = m_1 + a_{PP} \Delta PPI + p_1^+ Z_{t-1} + p_1^- Z_{t-1} + \sum_{t=1}^{n_1} a_{PC} \Delta CPI_{t-1} + \sum_{t=1}^{n_2} a_{PP} \Delta PPI_{t-1} + e_t \quad (5)$$

⁴² Koutroumanidis, Zafeririou and Arabatzis

⁴³ Reziti and Panagopoulos

سرانجام، تابادل - لوی (1998) اصلاحات بیشتری به مدل فوق افزوده و با تقسیم PPI و CPI به 2 جزء مثبت و منفی رابطه‌ی زیر را ارائه دادند.

$$\Delta CPI_t = m_1 + a_{pp}^+ \Delta PPI_t^+ + a_{pp}^- \Delta PPI_t^- + p_1^+ Z_{t-1} + p_1^- Z_{t-1} + \sum_{t=1}^{n_1} a_{pc}^- \Delta CPI_{t-1}^- \quad (6)$$

$$+ \sum_{t=1}^{n_2} a_{pp}^+ \Delta PPI_{t-1}^+ + \sum_{t=1}^{n_3} a_{pc}^+ \Delta CPI_{t-1}^+ + \sum_{t=1}^{n_4} a_{pp}^- \Delta PPI_{t-1}^- + e_t$$

با ادغام اجزاء دوم و سوم سمت راست رابطه‌ی (6) به ترتیب در جزء هفتم و نهم می‌توان آن را به صورت رابطه‌ی (8) و به همین ترتیب برای ΔPPI به صورت رابطه‌ی (7) بازنویسی کرد.

$$\Delta PPI_t = m_1 + \sum_{t=0}^{n_2} b_{pc}^- \Delta CPI_{t-1}^- + \sum_{t=1}^{n_1} b_{pp}^- \Delta PPI_{t-1}^- - p_1^- Z_{1t-1} \quad (7)$$

$$+ \sum_{t=0}^{n_3} b_{pc}^+ \Delta CPI_{t-1}^+ + \sum_{t=1}^{n_4} b_{pp}^+ \Delta PPI_{t-1}^+ - p_1^+ Z_{1t-1} + e_t$$

$$\Delta CPI_t = m_1 + \sum_{t=1}^{n_2} a_{pc}^- \Delta CPI_{t-1}^- + \sum_{t=0}^{n_1} a_{pp}^- \Delta PPI_{t-1}^- - p_1^- Z_{2t-1} \quad (8)$$

$$+ \sum_{t=1}^{n_3} a_{pc}^+ \Delta CPI_{t-1}^+ + \sum_{t=0}^{n_4} a_{pp}^+ \Delta PPI_{t-1}^+ - p_1^+ Z_{2t-1} + e_t$$

معادلات بالا از دو بخش تشکیل شده‌اند؛ بخشی با بالانویس مثبت بر روی ضرایب و متغیرها که افزایش قیمت را نشان می‌دهد و بخش دیگر با بالانویس منفی که مرتبط با کاهش قیمت است. به عنوان مثال، p_1^+ و p_1^- وقتی به کار می‌روند که به ترتیب $Z_{1t-1} > 0$ و $Z_{1t-1} < 0$ باشند. $Z_{1t-1} = CPI_{t-1} - a_0 - a_1 PPI_{t-1}$ و $Z_{2t-1} = PPI_{t-1} - a_3 - a_4 CPI_{t-1}$ اجزاء تصحیح خطا حاصل از رگرسیون همگرایی بین PPI_t و CPI_t هستند. ضرایب p_1^+ و p_1^- به ترتیب میزان تعدیلات قیمت نسبت به شوک‌های مثبت و منفی حاشیه‌ی بازاریابی می‌باشند. در مورد ΔPPI_{t-1} و ΔCPI_{t-1} داریم:

$$\Delta CPI_{t-1}^- = \begin{cases} \Delta CPI_{t-1} & \Delta CPI_{t-1} < 0 \\ 0 & \Delta CPI_{t-1} > 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$\Delta CPI_{t-1}^+ = \begin{cases} \Delta CPI_{t-1} & \text{if } \Delta CPI_{t-1} > 0 \\ 0 & \text{if } \Delta CPI_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (10)$$

$$\Delta PPI_{t-1}^- = \begin{cases} \Delta PPI_{t-1} & \Delta PPI_{t-1} < 0 \\ 0 & \Delta PPI_{t-1} > 0 \end{cases} \quad (11)$$

$$\Delta PPI_{t-1}^+ = \begin{cases} \Delta PPI_{t-1} & \Delta PPI_{t-1} > 0 \\ 0 & \Delta PPI_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (12)$$

بعد از تخمین مدل، آزمون والد صحت فرضیه‌ی $p_1^+ = p_1^-$ را آزمون می‌کند. در صورت پذیرش این تساوی، تقارن در انتقال قیمت محصول شیر وجود دارد. داده‌های مورد استفاده، شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی شیر در دوره‌ی زمانی 91 ماهه، از فروردین سال 1380 تا مهر 1387 است. این اطلاعات از مرکز آمار ایران و اداره‌ی آمار و بررسی‌های اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند.

4- تخمین مدل و تفسیر نتایج

با اجرای روش دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)، مشخص می‌شود که سری‌های زمانی متغیرها انباشته از مرتبه‌ی اول، $I(1)$ ، هستند (جدول 1) و در نتیجه، ممکن است که یک ترکیب خطی از آنها انباشته از مرتبه‌ی صفر، $I(0)$ ، باشد. ملاحظه‌ی روند سری‌های زمانی نشان می‌دهد که در CPI یک شکست ساختاری از نوع تغییر در شیب در خرداد ماه 1386 و در PPI دو شکست ساختاری از نوع تغییر در شیب در خرداد 1383 و از نوع تغییر در شیب و عرض از مبدا در اسفند 1384 وجود دارد. نتایج آزمون پرون برای شکست‌های ساختاری بیان شده در جدول (2) ذکر شده است.

جدول 1: نتایج آزمون ADF

CPI		PPI		متغیر
تفاضل مرتبه‌ی اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه‌ی اول	سطح داده‌ها	
0	0	0	0	طول وقفه
-8/525380	-0/047029	-10/80749	-1/427755	مقدار محاسباتی
-4/064453	-4/063233	-3/505595	-4/063233	%1
-3/461094	-3/460516	-2/804332	-3/460516	%5
-3/156776	-3/156439	-2/584325	-3/156439	%10

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول 2: آزمون شکست ساختاری پرون برای PPI و CPI

Series	Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.	
CPI	C	4/204577	2/161350	1/945348	0/0550	
	DU	3/275758	0/878051	3/730714	0/0003	
	T	0/039835	0/037684	1/057093	0/2935	
	DTS	-0/034440	0/108511	-0/317392	0/7517	
	CPI(-1)	0/945639	0/039531	23/92159	0/0000	
	R.S. = 0/997		D.W. = 2/0959	$\lambda = 0/82$	r = -1/3751	
	مقدار بحرانی ***		-4/38	-4/07	-3/82	-3/50
PPI*	C	7/356750	3/832447	1/919596	0/0583	
	DU	-2/686012	0/669236	-4/013550	0/0001	
	DTS	0/050188	0/033694	1/489552	0/1400	
	T	0/152395	0/060544	2/517116	0/0137	
	PPI(-1)	0/878314	0/063065	13/92714	0/0000	
	R.S. = 0/9947		D.W. = 2/3489	$\lambda = 0/43$	r = -1/9295	
	مقدار بحرانی ***		-4/75	-4/44	-4/18	-3/86
PPI**	C	11/00657	4/764984	2/309885	0/0233	
	DU	-11/60755	6/192737	-1/874382	0/0644	
	DTB	8/682298	0/774287	11/21329	0/0000	
	T	0/122768	0/059400	2/066806	0/0418	
	DTT	0/196407	0/093254	2/106156	0/0382	
	PPI(-1)	0/836842	0/075387	11/10056	0/0000	
	R.S. = 0/9957		D.W. = 2/036	$\lambda = 0/66$	r = -2/164	
مقدار بحرانی ***		-4/51	-4/13	-3/85	-3/57	

مأخذ: محاسبات تحقیق

مقدار آماره‌ی ρ با استفاده از رابطه‌ی $t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})}$ و مقدار بحرانی بر

اساس نسبت تعداد مشاهدات قبل از وقوع شکست به کل مشاهدات $I = \frac{TB}{n}$

تعیین می‌شود (موفرستی، 1378). با مراجعه به جدول‌های مربوط به مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره‌ی $t_{\hat{\rho}}$ استخراج شده توسط پرون، کمیت‌های بحرانی در

سطح 1%، 2/5%، 5% و 10% استخراج شده است (جدول 2). با توجه به این که قدرمطلق محاسبه شده‌ی کمیت آماره‌ی آزمون از قدرمطلق تمامی مقادیر بحرانی در سطوح مختلف معنی دار بودن، کوچکتر است. از این رو، فرضیه‌ی H_0 را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، سری‌های زمانی CPI و PPI دارای ریشه‌ی واحد هستند و نتیجه‌ی آزمون دیکی - فولر مبنی بر ناپایا بودن متغیر در سطح، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

برای به کارگیری تکنیک یوهانسن لازم است که تعداد وقفه‌ی متغیرهای درونزا در مدل محاسبه شود. بر طبق نتایج به دست آمده از نرم‌افزار *Eviews5*، معیارهای SBC و LR وقفه‌ی بهینه را برابر با 1 پیشنهاد می‌کنند و معیار AIC وقفه‌ی 2 را پیشنهاد می‌دهد. بنابراین، در این تحقیق بر طبق دو معیار شوارتز بیزین و حداکثر درست‌نمایی وقفه‌ی بهینه‌ی 1 انتخاب می‌شود (جدول 3).

جدول 3: نتایج تعیین وقفه‌ی بهینه برای روش یوهانسن

طول وقفه (q)	LR	SBC(q)	AIC(q)	لگاریتم درست‌نمایی (LnL)
0	NA	15/63974	15/58146	-644/6304
1	591/4198	8/459949	8/285093	-337/8314
2	8/548643	8/563307	8/271880	-333/2830
3	1/005517	8/763033	8/355035	-332/7340

مأخذ: محاسبات تحقیق

با استفاده از روش یوهانسن - جوسیلیوس محرز شد که برای سری‌های زمانی قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده یک بردار همگرایی وجود دارد (جدول 4). تجزیه و تحلیل همگرایی یوهانسن - جوسیلیوس که از آماره‌ی اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌کند، نشان می‌دهد که یک بردار همگرایی بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد. بردار همگرایی برآورد شده‌ی یوهانسن به صورت زیر است:

$$CPI = -5.628093 + 1.166451PPI \quad (13)$$

(۰/۰۸۱۱۸) (۸/۲۸۱۲۲)

هر دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود یک بردار همگرایی را تأیید می‌نمایند (جدول 4). بنابراین، روش یوهانسن وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را بین قیمت‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده در بازار شیر تأیید می‌کند و

با وجود این رابطه، می‌توان آزمون‌های علیت گرنجری و تقارن انتقال قیمت را مورد بررسی قرار داد.

جدول 4: نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر در روش یوهانسن

آماره	فرضیه عدم	فرضیه مقابل	مقدار آماره	ارزش بحرانی در سطح 5%
آزمون اثر	$r = 0$	$r \geq 1$	33/98244	20/26184
	$r \leq 1$	$r \geq 2$	2/687027	9/164546
آزمون حداکثر مقدار ویژه	$r = 0$	$r = 1$	31/29541	15/89210
	$r \leq 1$	$r = 2$	2/687027	9/164546

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (5) نتیجه‌ی آزمون علیت ارائه شده است. با توجه به معنی‌دار بودن ضرایب عبارت تصحیح خطای با وقفه $(Z_{2t-1}$ و $Z_{1t-1})$ ، در بلندمدت یک رابطه‌ی علیت گرنجری دو طرفه بین قیمت مصرف‌کننده و قیمت تولیدکننده وجود دارد، به طوری که در بلندمدت هم قیمت‌های مصرف‌کننده بر قیمت‌های تولیدکننده اثر می‌گذارند و هم قیمت‌های تولیدکننده بر قیمت‌های مصرف‌کننده مؤثر است. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب تأیید می‌شود. به عبارتی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب ΔCPI حاکی از این است که در کوتاه‌مدت CPI بر PPI تأثیرگذار است، ولی چون ضریب ΔPPI معنی‌دار نیست، در کوتاه‌مدت PPI نمی‌تواند CPI را تحت تأثیر قرار دهد.

جدول 5: نتایج آزمون علیت مدل دو مرحله‌ای گرنجر و انگل

متغیر وابسته	آزمون علیت کوتاه‌مدت ¹		آزمون علیت بلندمدت			
			Z_{t-1} ²		آزمون توأم ³	
	ΔCPI	ΔPPI	Z_{1t-1}	Z_{2t-1}	$\Delta CPI \& Z_{1t-1}$	$Z_{2t-1} \& \Delta PPI$
H_0	$B_{PC} = 0$	$B_{PP} = 0$	$p_1 = 0$	$p_2 = 0$	$p_1 = 0$ $B_{PC} = 0$	$p_2 = 0$ $B_{PP} = 0$
ΔPPI	7/974 (0/0059)		2/4392 (0/016)		15/352 (0/000)	
ΔCPI		0/1331 (0/716)		5/4631 (0/000)		20/8551 (0/000)

¹ آزمون معناداری ضرایب با وقفه‌ی متغیرها با استفاده از آزمون والد

² آزمون معناداری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون t

³ آزمون معناداری ضرایب با وقفه‌ی متغیرها توأم با ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون

والد

مأخذ: محاسبات تحقیق

پس از برآورد رابطه‌ی علیت، باید مرحله‌ی سوم که آزمون تقارن در انتقال قیمت است را انجام داد. این آزمون با استفاده از مدل $ECM-EG$ انجام شده است که با تخمین زنده‌ی OLS تخمین زده شده است. بر اساس دو معیار AIC و SBC طول وقفه‌ی مدل برابر با یک انتخاب شده است. نتایج این آزمون در جدول (6) ذکر شده است. در این مدل، p_1^+ و p_1^- رابطه‌ی بلندمدت و ضرایب متغیرهای تفاضلی، رابطه‌ی کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. با توجه به وجود رابطه‌ی علیت دو طرفه، به وسیله‌ی برآورد دو معادله انتقال قیمت بین دو شاخص قیمت مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول 6: نتایج آزمون تقارن در قیمت با استفاده از مدل $ECM-EG$

متغیرها	نتایج معادله‌ی (8)		نتایج معادله‌ی (7)	
	ضرایب	آماره‌ی t	ضرایب	آماره‌ی t
عرض از مبدأ	0/7337	7/907	0/4919	9/2244
ΔPPI_{t-1}^+	0/1092	4/681	-0/1367	-9/1911
ΔPPI_{t-1}^-	0/1183	4/35	-0/1297	-7/5403
ΔCPI_t^+	-	-	0/0685	3/195
ΔCPI_t^-	-	-	-0/0572	-0/7024
ΔCPI_{t-1}^+	0/1225	3/717	0/4112	20/02
ΔCPI_{t-1}^-	-0/1247	-0/927	0/3044	3/6397
p_1^+	1/1615	23/444	0/9920	44/03
p_1^-	0/7451	10/106	0/9672	26/392
R^1	0/9282		0/9842	
AIC	1/4091		0/4404	
SBC	1/6062		0/6937	
آزمون تقارن با روش والد				
فرضیه‌ی $H_0: p_1^+ = p_1^-$	$F_Statistic = 16/19973 (0/0001)$ $c^2 = 16/19973 (0/0001)$		$F_Statistic = 0/2467 (0/6194)$ $c^2 = 0/2467 (0/6194)$	
فرضیه‌ی $H_0: b_{pp}^+ = b_{pp}^-$	$F_Statistic = 0/45535 (0/4998)$ $c^2 = 0/45535 (0/4998)$		$F_Statistic = 1/7171 (0/1862)$ $c^2 = 3/4342 (0/1796)$	

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول (6) مشاهده می‌شود، در معادله‌ی (8) که واکنش قیمت‌های مصرف‌کننده به تغییرات قیمت‌های تولیدکننده را نشان می‌دهد، بر اساس آزمون والد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر تقارن در انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده در دوره‌ی بلند مدت رد ولی در دوره‌ی کوتاه‌مدت پذیرفته می‌شود.

بدین معنی که واکنش قیمت‌های مصرف‌کننده نسبت به تغییرات مثبت و منفی قیمت‌های تولیدکننده در بلند مدت نامتقارن است، اما چنین واکنش‌هایی در کوتاه‌مدت تقریباً مشابه است. به عبارتی دیگر، با توجه به ضرایب متغیرهای تصحیح خطا که در واقع نحوه‌ی تعدیل قیمت‌ها را به منظور ایجاد تعادل در بازار شیر منعکس می‌کند، شوک‌های مثبت در قیمت‌های تولیدکننده (افزایش قیمت‌های تولیدکننده) به سرعت بر روی قیمت‌های مصرف‌کننده تأثیر می‌گذارد، به طوری که در هر دوره، عدم تعادل ایجاد شده بر اثر شوک مثبت در بازار شیر به میزان $1/1615$ واحد از بین می‌رود و قیمت‌های مصرف‌کننده به سمت تعادل بلند مدت افزایش می‌یابند. شوک‌های منفی (کاهش قیمت‌های تولیدکننده) با سرعت کمتری نسبت به شوک‌های مثبت بر قیمت‌های مصرف‌کننده اثر می‌گذارند، به طوری که با بروز شوک منفی توسط قیمت‌های تولیدکننده بر بازار شیر، در هر دوره $0/7451$ واحد از عدم تعادل بلندمدت از بین خواهد رفت. بنابراین، می‌توان گفت در بازار شیر زمانی که یک انحراف مثبت در تعادل درازمدت صورت گیرد، دستیابی به تعادل سریعتر حاصل می‌شود از زمانی که یک انحراف منفی در تعادل درازمدت بازار رخ دهد. حاصل می‌شود این مسأله نشان‌دهنده‌ی آن است که در بازار شیر هنگام کاهش قیمت‌های تولیدکننده، عواملی وجود دارند که مانع انتقال سریع قیمت‌ها به مصرف‌کننده می‌شوند و قیمت‌های مصرف‌کننده متناسب با قیمت‌های تولیدکننده کاهش نمی‌یابد. در نتیجه، حاشیه‌ی سود بازاریابی در بازار افزایش می‌یابد. در مقابل، هنگامی که قیمت‌های تولیدکننده‌ی شیر افزایش می‌یابد، این افزایش به سرعت به قیمت‌های مصرف‌کننده انتقال می‌یابد. در این حالت نیز حاشیه‌ی سود تولیدکننده تحت تأثیر منفی قرار نمی‌گیرد. در کوتاه‌مدت، انتقال قیمت به صورت متقارن صورت می‌گیرد، به طوری که با هر واحد افزایش یا کاهش قیمت‌های تولیدکننده، قیمت‌های مصرف‌کننده به ترتیب به میزان $0/1092$ و $0/1183$ واحد افزایش و کاهش می‌یابد.

در این حالت، دلیل تفاوت در نحوه‌ی انتقال قیمت در بلندمدت و کوتاه مدت را می‌توان به این صورت بیان کرد که از آنجایی که شیر یک کالای با قابلیت فساد پذیری بالایی است و قابلیت ذخیره سازی را ندارد (به خصوص زمانی که صنایع تولید شیر خشک وجود ندارد)، تولیدکننده‌ی شیر خام در کوتاه مدت قدرت عکس‌العمل مناسب را ندارد. بنابراین، برای پرهیز از ضرر و زیان، کاهش

قیمت را نیز به همان سرعت و میزان افزایش قیمت به مصرف کننده منتقل می‌کند، ولی در بلندمدت که امکان تغییر در برنامه‌ی تولید و جانمایی فرآیندهای دیگر (مانند تولید گوشت) وجود دارد، یک قدرت چانه زنی بالایی برای او ایجاد می‌شود و سعی در افزایش حاشیه‌ی سود بازار خود می‌نماید و شوک‌های کاهش‌ی در هزینه‌های تولید را کمتر به قیمت مصرف کننده منتقل می‌کند.

علاوه بر این، با توجه به ضرایب متغیرهای تصحیح خطا و نتایج آزمون والد در معادله‌ی (7) (که واکنش قیمت‌های تولیدکننده به تغییرات قیمت‌های مصرف‌کننده را نشان می‌دهد. انتقال قیمت چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت از مصرف‌کننده به تولیدکننده به صورت متقارن صورت می‌گیرد. به عبارتی دیگر، واکنش قیمت‌های تولیدکننده نسبت به تغییرات مثبت و منفی قیمت‌های مصرف‌کننده در هر دو دوره (بلندمدت و کوتاه‌مدت) تقریباً مشابه است، به طوری که در هر ماه 99 درصد از یک واحد تغییر مثبت و 97 درصد از یک واحد تغییر منفی در انحراف از رابطه‌ی تعادلی (که بر اثر تغییرات قیمت‌های مصرف‌کننده حاصل می‌شود) از بین می‌رود. بنابراین، حاشیه‌ی بازاریابی در بازار در هر دو نوع شوک تقریباً یکسان است. در کوتاه‌مدت نیز همانند معادله‌ی (7)، واکنش قیمت‌های تولیدکننده نسبت به تغییرات مثبت و منفی قیمت‌های مصرف‌کننده تقریباً مشابه‌اند، به طوری که با هر واحد افزایش یا کاهش در قیمت‌های مصرف‌کننده، در همان دوره قیمت‌های تولیدکننده به میزان 0/0685 واحد افزایش و 0/572 واحد کاهش می‌یابد و این تغییر قیمت مصرف‌کننده در دوره‌ی بعد، به میزان 0/4112 واحد قیمت مصرف‌کننده را افزایش و به میزان 0/3044 واحد آن را کاهش می‌دهد.

بنابراین، مشاهده می‌شود زمانی که علیت از طرف قیمت‌های تولیدکننده به قیمت‌های مصرف‌کننده است (معادله‌ی 8)، قیمت‌ها به صورت نامتقارن انتقال می‌یابند، ولی در صورتی که علیت از طرف قیمت‌های مصرف‌کننده به تولیدکننده باشد (معادله‌ی 7)، انتقال قیمت به صورت متقارن انجام می‌گیرد. این نتیجه با نتیجه‌ی تحقیق وارد⁴⁴ (1982) تا حدودی متفاوت و در عین حال قابل قبول‌تر و منطقی‌تر است. وارد نشان داد که هیچ عدم تقارنی در فرایند انتقال قیمت تولیدات با قابلیت فاسد شدن وجود ندارد. این نتیجه در کوتاه مدت می‌تواند قابل قبول

⁴⁴ Ward

باشد، اما در بلندمدت که تولیدکننده‌ی کالای فاسد شدنی با تغییر برنامه‌ی تولید قادر به نشان دادن عکس‌العمل مناسب است و در نتیجه از قدرت انحصاری بالاتری نسبت به کوتاه مدت برخوردار است، به سختی می‌تواند مورد پذیرش قرار گیرد.

5- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تجزیه و تحلیل چگونگی و نحوه‌ی انتقال قیمت در طول زنجیره‌ی تولید یک کالا از سطح قیمت تولیدکننده به سطح قیمت مصرف‌کننده و وجود احتمالی انتقال نامتقارن، از اهمیت فوق‌العاده‌ای در اقتصاد برخوردار است. در این مقاله، روابط قیمت و چگونگی انتقال قیمت بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده برای محصول شیر در ایران بررسی شده است. با کمک تکنیک یوهانسن-جوسیلیوس محرز شد که برای سری‌های زمانی تحت مشاهده (قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده‌ی شیر) یک بردار همگرایی وجود دارد. بنابراین، یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده در بازار شیر وجود دارد.

آزمون علیت گرنجر نشان داد که یک رابطه‌ی دو طرفه بین قیمت‌های مصرف‌کننده و قیمت‌های تولیدکننده در بلندمدت وجود دارد. بر طبق این نتیجه، آثار شوک‌های مختلف طولانی مدت و پایدار در تولید، چه مثبت و چه منفی، به طرف تولید محدود نشده است و به قیمت‌های مصرف‌کننده نیز منتقل می‌شود. بنابراین، حاشیه‌ی سود و رفاه تولیدکنندگان شیر در هنگام افزایش هزینه‌های تولید تحت تأثیر منفی قرار نمی‌گیرد و از طرف دیگر، مصرف‌کنندگان از آثار کاهش هزینه‌های تولید منتفع می‌شوند در مقابل، شوک‌های مختلف بازار که در شاخص قیمت مصرف‌کننده منعکس می‌شوند، به قیمت تولیدکننده منتقل می‌شود و تولیدکنندگان از افزایش قیمت در بازار نفع می‌برند. با این حال، در کوتاه مدت شاخص قیمت تولیدکننده محصول شیر متأثر از شاخص قیمت مصرف‌کننده است و مصرف‌کننده در کوتاه مدت نقش مهمتری در تعیین قیمت این محصول ایفا می‌نماید. به عبارتی دیگر، تغییرات کوتاه مدت در هزینه‌های تولید (برای مثال افزایش هزینه‌های تولید) در طرف تولید تعدیل می‌شود و به شاخص قیمت مصرف‌کننده منتقل نمی‌شود. در این حالت بازار منافع مصرف‌کننده را بیشتر از تولیدکننده تأمین می‌کند.

فرضیه‌ی صفر مبنی بر تقارن در انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده در دوره‌ی بلند مدت رد، ولی در دوره‌ی کوتاه‌مدت پذیرفته می‌شود. بنابراین، در بازار شیر زمانی که یک انحراف مثبت در تعادل درازمدت صورت گیرد، دستیابی به تعادل سریع‌تر از زمانی که یک انحراف منفی در تعادل بلندمدت بازار رخ دهد، حاصل می‌شود. این نتیجه نشان‌دهنده‌ی آن است که در بازار شیر هنگام کاهش قیمت‌های تولیدکننده، عواملی وجود دارند که مانع انتقال سریع قیمت‌ها به مصرف‌کننده می‌شوند و قیمت‌های مصرف‌کننده متناسب با قیمت‌های تولیدکننده کاهش نمی‌یابد. در نتیجه، حاشیه‌ی سود بازاریابی در بازار افزایش می‌یابد. در مقابل، هنگامی که قیمت‌های تولیدکننده‌ی شیر افزایش می‌یابد، این افزایش به سرعت به قیمت‌های مصرف‌کننده انتقال می‌یابد. حضور محدود تولیدکنندگان شیر پاستوریزه و فراورده‌های لبنی که از قدرت تقریباً انحصاری برخوردارند، در مقابل انبوه تولیدکنندگان شیر خام دلیل این پدیده است.

با توجه به جهت علیت قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده و عدم تقارن در انتقال قیمت در بلندمدت، می‌توان گفت که تحلیل شوک‌های مثبت در هزینه‌ی تولید می‌تواند در پیش‌بینی تورم در شاخص مصرف‌کننده مورد استفاده قرار گیرد. در پایان، مطالعات بیشتر در زمینه‌ی نحوه و جهت انتقال قیمت در بازارهای محصولات فاسد‌شدنی، به ویژه محصولات با درجه‌ی فاسد‌شدنی بسیار بالا مانند شیر و برخی از محصولات کشاورزی و هم‌چنین تحلیل مسائل رفاهی و مقایسه‌ی هزینه‌ها و منافع ناشی از اتخاذ سیاست‌های مختلف دولت در این بازارها پیشنهاد می‌شود.

فهرست منابع:

اندرس والتر. (1386). اقتصادسنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی. ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال پور. چاپ اول. تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

حسینی، سید صفدر و محمد قهرمان زاده. (1385). تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، 14(53): 1-22.

نوفرستی، محمد. (1378). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.

- Abdulai.A. (2002). Spatial Price Transmission and Asymmetry in the Ghanaian Maize Market. *Journal of Development Economics*, No.63, 327-349.
- Aguiar, D. & J. A. Santana. (2002). Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence for Brazil. *Agribusiness*, 18: 37-48.
- Bailey, D. & B. Brorsen. (1989). Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14(2): 246-252.
- Bakucs, L. Z. & I. Fetro. (2005). Marketing Margins and Price Transmission on the Hungarian Pork Meat Market. *Agribusiness*, 21(2): 273-286.
- Bunte F. & V. Zachariasse. (2003). How are Farmers Faring in the Changing Balance of Power along the Food Chain? Paper presented at the Conference on changing Dimensions of the Food Economy: Exploring the Policy Issues, 6-7 February, The Hague, Netherlands.
- Capps, O. & P. Sherwell. (2005). Spatial Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission Associated with Fluid Milk Products. Presented at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island.
- Goodwin, B.K. & D.C. Harper. (2000). Price Transmission, Threshold Behaviour and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector. *Journal of Agricultural & Applied Economics*, 32: 543-553.
- Goodwin, B.K. & M.T. Holt. (1999). Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the US Beef Sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 81: 630-637.
- Goodwin, B.K. & N.E. Piggott. (2001). Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural and Applied Economics*, 83 (2): 302-317.
- Granger, C.W.J. & T.H. Lee. (1989). Investigation of Producer, Sales, and Inventory Relationship using Multi-cointegration and Non-Symmetric Error Correction Models. *Journal of Applied Economics*, 4: 145-159.

- Grasso.M. & M. Manera. (2007). Asymmetric error Correction Models for the Oil-gasoline Price Relationship. *Journal of Energy policy*, 35: 156-177.
- Hassan D. & M. Simioni. (2001). Price Linkage and Transmission between Shippers and Retailers in the French Vegetable Channel. INRA Working Paper.
- Hosseini, S. (2006). Model of Price Transmission of Iran's Pistachio in the World Market. *Journal of Agricultural Sciences and Technology*, 1:145-153.
- Houck, P.J. (1977). An Approach to Specifying and Estimating Non-Reversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 570-572.
- Johansen, S. & K. Juselius. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210.
- Kaabia, B., M. Gill & L. Boshnjaku. (2002). Price Transmission Asymmetries in the Spanish Lamb Sector. Paper Presented at the X. Congress of European Association of Agricultural Economists, 28-31 August, Zaragoza, Spain.
- Keele, L. (2005). Not just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data. Nuffield College Working Papers, N: W7.
- Koutroumanidis, T., E. Zafeririou & G. Arabatzis. (2009). Asymmetry in Transmission between the Producer and the Consumer prices the Wood Sector and the Role of imports: The case of Greece. *Forest policy economics*, 11: 56-64.
- Miller, J. D. & M.L. Hayenga. (2001). Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83: 551-561.
- Peltzman, S. (2000). Prices Rise Faster Than They Fall. *Journal of Political Economy*, 108: 466-502.
- Rao, B.B. & G. Rao. (2005). Are US Gasoline Price Adjustments Asymmetric?. Working Paper. Department of Economics, the University of the South Pacific.
- Reziti, I. & Y. Panagopoulos. (2008). The Price Transmission Mechanism in the Greek Agrifood Sector: Some Tests. *Agribusiness*, 24: 16-30.
- Reziti, N.I. (2005). An Investigation into the Relationship between Producer, Wholesale and Retail Prices of Greek Agricultural Products. Presented at the 79th AES Annual Conference, University of Nottingham.
- Rezitis, A. (2003). Mean and Volatility Spillover in Greek Producer-consumer Meat Prices. *Applied Economics Letters*, 10: 381-384.
- Taubadel, V. C. & J.P. Loy. (1999). The Identification of Asymmetric Price Transmission Processes with Integrated Time Series. *Jahrbucher for Nationalokonomie und Statistik*, 218: 85-106.

- Taubadel, V. C. & S. Fahlbusch. (1994). Identifying Asymmetric Price Transmission with Error Correction Models. Working Paper.
- Tiffin, R. & P.J. Dawson. (2000). Structural Breaks, Cointegration and the Farm-Retail Spread for Lamb. *Applied Economics*, 32:1281-1286.
- Ward, R. W. (1982). Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Prices for Fresh Fruits and Vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 62: 205-212.
- Yucel, M.K. & S.P.A. Brown. (2000). Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry?. *Economic and Financial Review*, Third Quarter: 23-29

