فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره 7، شماره 3، پاییز 1389، صفحات 156- 133

Archive of SID

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 زنجیره‌ی تولید، از تولیدکننده به مصرف‌کننده، برای اندازه گیری 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 هم انباشتگی 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 برمبنای روش سنتی هاک و به کارگیری مدل ECM ون 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 : Q13، Q11

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

* به ترتیب، استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد
(mmm1326@yahoo.com)

www.SID.ir

Archive of SID

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 سانتانا[1] (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، پلتزمن[2] (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 زاکاریس[3] (2003)، تیفن و داوسون[4] (2000)، حسن و سیمیونی[5] (2001)، گراسو و مانرا[6] (2002)، گودوین و پیگوت[7] (2001) و کاپس و شرول[8] (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 کالاهای نهایی به کار می‌روند و قیمت‌های مصرف کننده نیز به عنوان قیمت‌های کالاهای 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 مصرف کننده انتقال یابد. بنابراین، تغییرات شاخص قیمت تولید کننده‌ی کالا می‌تواند به پیش بینی تغییرات بعدی در شاخص قیمت‌های مصرف کننده کمک کند که برای پیش بینی 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، مصرف کنندگان از کاهش قیمت در فرایند تولید که ناشی از کاهش هزینه‌های تولید و پیشرفت تکنولوژی است، سودی نمی‌برند و در مقابل تولید کننده قادر به انتقال افزایش هزینه‌های تولید به شاخص قیمت مصرف کننده نیست و با کاهش سود، رفاهش کاهش می‌یابد. علاوه بر این، تحت انتقال نا متقارن قیمت، هرگونه افزایش یا کاهش در شاخص قیمت مصرف کننده (ناشی از تحولات بازار)، به شاخص قیمت تولید کننده منتقل نمی‌شود و آثار مثبت و منفی رفاهی آن بر روی مصرف کننده 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 همان گونه که پلتزمن اشاره نمود، انتقال قیمت نامتقارن ممکن است به شکست در نظریه‌ی اقتصادی اشاره داشته باشد. انعطاف ناپذیری قیمت‌های خرده فروشی به طرف پایین در یک بازار انحصاری منجر به عدم تقارن مثبت می‌شود. یاسل و براون[9] (2000) و بایلی و برارسن[10] (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 حالی‌که در حالت کاهش قیمت نهاده‌ها، برای پرهیز از حذف

[9] Yucel and Brown
[10] Bailey, and Brorsen

www.SID.ir

Archive of SID

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

این مقاله نحوه‌ی انتقال عمودی قیمت شیر را برمبنای روش سنتی هاک و مدل ECM[11] ون کرامون تابادل - لوی[12] (1999) بررسی می‌کند. بخش دوم مقاله به مبانی نظری و بررسی مطالعات گذشته اختصاص دارد. تشریح روش و تکنیک‌های به کارگرفته 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 نتیجه گیری 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، عکس العمل 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 حالی‌که 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

www.SID.ir

Archive of SID

اگرچه مصرف کنندگان حق انتخاب های نامحدودی دارند، اما در جمع آوری سریع اطلاعات در مورد قیمت گذاری فروشگاه‌های رقابتی، به علت هزینه‌های جستجو، با دشواری‌هایی روبرو هستند. بنابراین، شرکت‌ها می‌توانند با افزایش قیمت تولید کننده، قیمت خرده فروشی را به سرعت افزایش دهند و وقتی قیمت‌های تولید کننده کاهش می‌یابد، قیمت‌های 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 می‌کند. خرده فروشان و کلی فروشانی که کالاهای فاسد شدنی دارند، در برابر وسوسه‌ی افزایش قیمت‌ها مقاومت می‌کنند، چون با خطر کاهش تقاضا و مواجه شدن با کالاهای فاسد شده، روبرو هستند. سوم هزینه‌های تغیر منو (فهرست قیمت) هستند که انتقال نامتقارن قیمت را تقویت می‌کنند. هزینه‌های منو شامل تمامی هزینه‌هایی است که با قیمت گذاری مجدد یا اتخاذ یک استراتژی جدید قیمت گذاری رخ می‌دهند.

با توجه به اهمیت تقارن یا عدم تقارن در انتقال قیمت از ابعاد مختلف، به ویژه ارتباط آن با صحت نظریه‌های اقتصادی، تلاش‌های تجربی متعددی در طول سه دهه‌ی گذشته برای آزمون وجود انتقال نامتقارن قیمت در بازارهای مختلف شکل گرفته است. اغلب این مطالعات بر اساس روش شکافت متغیرها[14] که توسط ولفارم[15] (1971) توسعه یافته و بعدها توسط هاک[16] (1977) پذیرفته شده است، صورت گرفته است. در روش هاک، انتقال نامتقارن قیمت بر اساس تقسیم بندی متغیرهای قیمت به مراحل کاهشی و افزایشی بررسی می‌شود. این روش به طور گسترده‌ای در مطالعات اقتصاد کشاورزی برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت به کار گرفته شده است. بررسی عدم تقارن قیمت در بازار گوساله‌های پرواری، بازار گوشت خوک، بخش فرآورده‌های لبنی، کره‌ی 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] Wolffarm
[16] Houck

www.SID.ir

Archive of SID

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 توسعه‌ی تکنیک‌های هم جمعی، تلاش‌هایی برای آزمایش عدم تقارن در چهارچوب هم جمعی انجام شد. تابادل و فال‌بوش[17] (1994) نشان دادند که یک مدل تصحیح خطای نامتقارن (*ECM*) بر اساس کار گرنجر و لی[18] (1989) را نیز می‌توان برای آزمایش انتقال نامتقارن قیمت استفاده کرد. همچنین، تابادل و لوی[19] (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، کیلی[21] (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 تولیدکنندگان و مصرف کنندگان، با استفاده از مدل‌های تجربی مختلف بررسی شده است. کارهای تجربی متعددی وجود انتقال نامتقارن بین قیمت‌های تولیدکننده 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 حالی‌که 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 رائو و رائو[22] (2005) است. در این مطالعه، عدم تقارن در مکانیسم انتقال قیمت بین نفت و گازوئیل با استفاده از مدل کل به جزء هندری[23] بررسی می‌شود. آنها به صورت تجربی وجود عدم تقارن در مکانیسم انتقال قیمت را تأیید کردند. رزیتی[24] (2005) روابط قیمت و الگوهای انتقال قیمت را برای محصولات کشارزی 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 هارپر[25] (2000) و کابیا، گیل و بوشنجاکو[26] (2000) مدل‌های خودبرگشتی آستانه را توسعه دادند و به ترتیب، بخش گوشت گاو در آمریکا، بخش گوشت خوک در امریکا و بخش گوشت بره در اسپانیا را مطالعه کردند. آنها دریافتند 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 هالت[27] (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

www.SID.ir

Archive of SID

عبدولای[28] (2002)، هنگام مطالعه شکل‌گیری قیمت در بازار گوشت خوک سوئیس، یک مدل خودبرگشتی آستانه ای- گشتاور[29] (*M-TAR*)را استفاده می‌کند. او نتیجه گیری می‌کند که شکل گیری قیمت بین سطح بازار تولید کننده و خرده فروش، نامتقارن است، یعنی افزایش قیمت‌های تولید کننده که حاشیه‌ی بازاریابی را تقلیل می‌دهد، سریع‌تر از کاهش قیمت تولید کننده که حاشیه‌های بازاریابی را وسعت می‌دهد، انتقال می‌یابند.

رزیتیس[30] (2003) هنگام مطالعه‌ی علیت، شکل گیری قیمت و اثرات خارجی در بازارهای گوشت بره، گوشت خوک و ماکیان در یونان، از یک روش خود رگرسیون تعمیم یافته واریانس ناهمسان شرطی[31] (*GARCH*)استفاده می‌کند. باکوکس و فترو[32] (2005) از *VECM*[33] برای مطالعه‌ی شکل گیری قیمت در مورد بازار گوشت خوک در مجارستان استفاده کرده‌اند و قیمت گذاری رقابتی را کشف کرده‌اند و هیچ شاهدی از نامتقارنی شکل گیری 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 خرده فروشی گوشت نامتقارن است.

حسینی[34](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

www.SID.ir

Archive of SID

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[36] (*ADF*) استفاده می‌کنیم. برای تعیین شکل *ADF* از معیار شوار- تز بیزین[37] (*SBC*) 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 صفرِ وجود ریشه‌ی واحد خواهد شد. بدین منظور، برای اطمینان از صحت آزمون‌های دیکی- فولر، آزمون شکست ساختاری پرون[38] را نیز انجام می‌دهیم.

تجزیه و تحلیل همگرایی بر مبنای متدولوژی همگرایی چند متغیره یوهانسن و جوسیلیوس[39] (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] Prone
[39] Johansen and Juselius

www.SID.ir

Archive of SID

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 برداری[40] (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 - گرنجر[41] 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.

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

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

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 مصرف‌کننده است.

[40] Vector Auto-regressive
[41] Engel and Granger

www.SID.ir

Archive of SID

3) $p_1 \neq 0$ و $p_2 = 0$: در بلندمدت قیمت مصرف‌کننده علت شکل‌گیری 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، زافیریو و اربـاتزیس[42] (2009)، رزیتی و پاناگوپولس[43] (2008) و باکوکس و فترو (2005) در محصولات مختلف کشاورزی مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل بر مبنای مدل هاک (1977) شکل گرفته است که فرم اولیه‌ی آن به صورت زیر است:

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

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:

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

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.

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

[42] Koutroumanidis, Zafeririou and Arabatzis
[43] Reziti and Panagopoulos

www.SID.ir

Archive of SID

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

$$\Delta CPI_t = m_1 + a_{pp}^{+}\Delta PPI^{+} + a_{pp}^{-}\Delta PPI^{-} + p_1^{+}Z_{t-1} + p_1^{-}Z_{t-1} + \sum_{t=1}^{n_1} a_{pc}^{-}\Delta CPI_{t-1}^{-} + \sum_{t=1}^{n_2} a_{pp}^{+}\Delta PPI_{t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n_3} a_{pc}^{+}\Delta CPI_{t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n_4} a_{pp}^{-}\Delta PPI_{t-1}^{-} + e_t \quad (6)$$

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.

$$\Delta PPI_t = m_1 + \sum_{t=0}^{n_2} b_{pc}^{-}\Delta CPI_{t-1}^{-} + \sum_{t=1}^{n_1} b_{pp}^{-}\Delta PPI_{t-1}^{-} - p_1^{-}Z_{1t-1} + \sum_{t=0}^{n_3} b_{pc}^{+}\Delta CPI_{t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n_4} b_{pp}^{+}\Delta PPI_{t-1}^{+} - p_1^{+}Z_{1t-1} + e_t \quad (7)$$

$$\Delta CPI_t = m_1 + \sum_{t=1}^{n_2} a_{pc}^{-}\Delta CPI_{t-1}^{-} + \sum_{t=0}^{n_1} a_{pp}^{-}\Delta PPI_{t-1}^{-} - p_1^{-}Z_{2t-1} + \sum_{t=1}^{n_3} a_{pc}^{+}\Delta CPI_{t-1}^{+} + \sum_{t=0}^{n_4} a_{pp}^{+}\Delta PPI_{t-1}^{+} - p_1^{+}Z_{2t-1} + e_t \quad (8)$$

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. $Z_{1t-1}=CPI_{t-1}-a_0-a_1PPI_{t-1}$ و $Z_{2t-1}=PPI_{t-1}-a_3-a_4CPI_{t-1}$ اجزء تصحیح خطا حاصل از رگرسیون همگرایی بین CPI_t و PPI_t هستند. ضرایب p_1^{+} و p_1^{-} به ترتیب میزان تعدیلات قیمت نسبت به شوک‌های مثبت و منفی حاشیه‌ی بازاریابی می‌باشند. در مورد ΔCPI_{t-1} و ΔPPI_{t-1} داریم:

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

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

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

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، $I(۱)$، هستند (جدول 1) و در نتیجه، ممکن است که یک ترکیب خطی از آنها انباشته از مرتبه‌ی صفر، $I(۰)$، 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.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 1: نتایج آزمون *ADF*

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

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(-۱)	0/945639	0/039531	23/92159	0/0000
	R.S. = 0/997	*D.W.* = 2/0959	λ = 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(-۱)	0/878314	0/063065	13/92714	0/0000
	R.S= 0/9947	*D.W.* = 2/3489	λ = 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(-۱)	0/836842	0/075387	11/10056	0/0000
	R.S= 0/9957	*D.W.*=2/036	λ = 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 $t_{\hat{p}} = \frac{\hat{d} - 1}{se(\hat{p})}$ و مقدار بحرانی بر اساس نسبت تعداد مشاهدات قبل از وقوع شکست به کل مشاهدات $l = \frac{TB}{n}$ تعیین می‌شود (موفرستی، 1378). با مراجعه به جدول‌های مربوط به مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره‌ی $t_{\hat{p}}$ استخراج شده توسط پرون، کمیت‌های بحرانی در

www.SID.ir

Archive of SID

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:

$$CPI = \underset{(۸/۲۸۱۲۲)}{-۵.۶۲۸۰۹۳} + \underset{(۰/۰۸۱۱۸)}{۱.۱۶۶۴۵۱}PPI \qquad (13)$$

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

www.SID.ir

Archive of SID

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	$r =$ ۰	$r \geq$ ۱	33/98244	20/26184
	$r \leq$ ۱	$r \geq$ ۲	2/687027	9/164546
آزمون حداکثر مقدار ویژه	$r =$ ۰	$r =$ ۱	31/29541	15/89210
	$r \leq$ ۱	$r =$ ۲	2/687027	9/164546

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (5) نتیجه‌ی آزمون علیت ارائه شده است. با توجه به معنی‌داربودن ضرایب عبارت تصحیح خطای با وقفه (Z_{1t-1} و Z_{2t-1})، در بلندمدت یک رابطه‌ی علیت‌گرنجری 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 تولید کننده بر قیمت‌های مصرف کننده 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}	ΔCPI & Z_{1t-1}	Z_{2t-1} & ΔPPI
	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

www.SID.ir

Archive of SID

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 زننده‌ی *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 $H.$ $p_1^+ = p_1^-$	$F_Statistic$ =۱۶/۱۹۹۷۳(۰/۰۰۱) c^2 =16/19973(0 /0001)		$F_Statistic$ =۰/۲۴۶۷ (۰/۶۲۰۸) c^2 = 0/2467(0/6 194)	
فرضیه‌ی $H.$ $b_{PP}^+ = b_{PP}^-$	$F_Statistic$ = ۰/۴۵۵۳۵(۰/۵۰۱۷) c^2 = 0/45535(0/ 4998)		F_Statistic = ۱/۷۱۷۱ (۰/۱۸۶۲) c^2 = 3/4342(0/1 796)	

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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 طوری‌که 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 0/7451واحد 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 مصرف کننده انتقال می‌یابد. در این حالت نیز حاشیه‌ی سود تولید کننده 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 انتفال 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)، تولید کننده‌ی شیر خام در کوتاه مدت قدرت عکس العمل مناسب را ندارد. بنابراین، برای پرهیز از ضرر و زیان، کاهش

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت را نیز به همان سرعت و میزان افزایش قیمت به مصرف کننده منتقل می‌کند، ولی در بلند مدت که امکان تغییر در برنامه‌ی تولید و جانشینی 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 طوری‌که 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 طوری‌که 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 وارد[44] (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

www.SID.ir

Archive of SID

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

5- نتیجه گیری و پیشنهادها

تجزیه و تحلیل چگونگی و نحوه‌ی انتقال قیمت در طول زنجیره‌ی تولید یک کالا از سطح قیمت تولید کننده به سطح قیمت مصرف کننده و وجود احتمالی انتقال نامتقارن، از اهمیت فوق العاده‌ای در اقتصاد برخوردار است. در این مقاله، روابط قیمت و چگونگی انتقال قیمت بین دو سطح تولید کننده و مصرف کننده 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 مصرف کننده نیز منتقل می‌شود. بنابراین، حاشیه‌ی سود و رفاه تولیدکنندگان شیر در هنگام افزایش هزینه‌های تولید تحت تأثیر منفی قرار نمی‌گیرد و از طرف دیگر، مصرف کنندگان از آثار کاهش هزینه‌های تولید منتفع می‌شوددر مقابل، شوک‌های مختلف بازار که در شاخص قیمت مصرف کننده منعکس می‌شوند، به قیمت تولید کننده منتقل می‌شود و تولید کنندگان از افزایش قیمت در بازار نفع می‌برند. با این حال، در کوتاه مدت شاخص قیمت تولیدکننده محصول شیر متأثر از شاخص قیمت مصرف کننده است و مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت 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 مصرف کننده منتقل نمی‌شود. در این حالت بازار منافع مصرف کننده را بیشتر از تولید کننده تأمین می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

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 مصرف کننده انتقال می‌یابد. حضور معدود تولید کنندگان شیر پاستوریزه و فراورده‌های لبنی که از قدرت تقریباً انحصاری برخوردارند، در مقابل انبوه تولید کنندگان شیر خام دلیل این پدیده است.

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

www.SID.ir

Archive of SID

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): 22-1.

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. Agribusines, 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.

www.SID.ir

Archive of SID
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 Frengh 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.
www.SID.ir

Archive of SID

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

www.SID.ir