مجلهٔ دانش و توسعه (علمی – پژوهشی) سال شانزدهم، شمارهٔ ۲۸، پاییز ۱۳۸۸

بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده
(مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران)

محمد طاهر احمدی شادمهری*
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
محمد احمدی
دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد

چکیده

تجزیه و تحلیل رابطه قیمت در طول زنجیرهٔ تولید از تولیدکننده به مصرف‌کننده، ابزاری رایج برای اندازه‌گیری درجه کارآیی و رقابت‌پذیر بودن بازارهای مختلف در دهه اخیر بوده است. در این مقاله، روابط قیمت و چگونگی انتقال قیمت بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده برای محصول پنیر در ایران بررسی شده است. داده‌های مورد استفاده شامل شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده محصول پنیر است که به‌صورت ماهانه دورهٔ زمانی ۹۱ ماهه از فروردین سال ۱۳۸۰ تا مهر ۱۳۸۷ را پوشش می‌دهد. از شیوهٔ هم‌انباشتگی یوهانسن – یوسلیوس و رابطه علیّت گرنجری برای آزمون وجود رابطه بین دو شاخص و تعیین جهت علیّت استفاده شده است. تجزیه و تحلیل رفتار انتقال قیمت بر مبنای روش سنتی هاک و بکارگیری مدل ECM ون کرامون تابادل – لوی (Von Cramon Taubadel-Loy1998) است. نتایج نشان داد که جهت علیّت از قیمت‌های مصرف‌کننده به قیمت‌های تولیدکننده در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد. نتایج، فرضیهٔ انتقال نامتقارن قیمت را بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده رد می‌کند. با توجه به نقش تعیین‌کننده مصرف‌کننده در تعیین قیمت، مطالعات بیشتر در زمینه مسائل رفاهی و مقایسه هزینه‌ها و منافع ناشی از اتخاذ سیاست‌های مختلف دولت در این بازار مورد نیاز است.

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، رابطه علیّت، تقارن قیمت، یوهانسن و یوسلیوس، لبنیات، پنیر

طبقه‌بندی JEL: A1, C82, Q13

---

* (نویسنده مسئول) mmm1326@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۸۸/۳/۱۶ تاریخ پذیرش: ۸۸/۸/۶

Archive of SID
www.SID.ir

A Study of Relationship between the price of Producer and Consumer
(A review of the section of dairy Products in Iran)

Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri
Assistance Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Mohammad Ahmadi
M.A. Student in Economics, Ferdowsi University of Mashhad

Abstract
In the last decade, the analysis of price relationship along production chain from producer through consumer has been a common tool for measuring efficiency rate and competitiveness of different markets. Markets of agricultural products, meat and dairy are received the most attention by researchers. In the present paper, we studied the price relations and how price is transmitted between the producer level and the consumer level for cheese. Data used in the research include consumer price index and producer price index for cheese covering monthly periods of 91 months since March 2001 to October 2008. Johansen's and Juselius's cointegration method and Granger causality test were used to examine whether there is a relationship between the two indices and to determine causality direction. The behavior of price transmission was analyzed based on the Hack's traditional method and utilizing Von Cramon-Loy ECM model (1998). The results indicate that there is a long-term relationship between each pair of producer and consumer prices. There is a causality direction from consumer prices to producer prices in both short-term and long-term periods. The results reject the hypothesis of asymmetry in price transmission between producer prices and consumer prices. The article suggests the implication of its results in the government policy intervention and more study around marketing margin and change in producer-consumer welfare.

Keywords: Price Transmission. Causality Relation, Johansen and Juselius, Dairy, Cheese

JEL: A1, C82, Q13

مقدمه

بررسی انتقال نامتقارن قیمت و محاسبهٔ کشش‌پذیری انتقال قیمت، اهمیت زیادی در اقتصاد دارند. همان طور که اگوار و سانتانا (Aguiar and Santana, 2002) بیان کرده‌اند، اغلب برآوردهای تجربی از کشش‌های انتقال قیمت، تحت فرض انتقال متقارن قیمت به دست آمده‌اند به

Archive of SID

www.SID.ir

این معنا که قیمت‌های خرده‌فروشی در مقابل افزایش و کاهش قیمت‌های مزرعه به یک شکل پاسخ می‌دهند. اما مطالعات متعددی وجود دارند که نشان می‌دهند انتقال نامتقارن قیمت بسیار رایج است. پلتزمن (Peltzman, 2000) مدارکی دال بر انتقال نامتقارن قیمت در بین بیشتر از دو سوم تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در ایالات متحده پیدا کرد. او معتقد است به دلیل رایج بودن انتقال نامتقارن قیمت در اکثر بازارهای تولیدکننده و مصرف‌کننده، تئوری اقتصاد کلاسیک که از ارائه یک تحلیل برای توجیه این موقعیت ناتوان بوده است، نادرست است.

نظریه رایج این است که واکنش قیمت مصرف‌کننده به افزایش قیمت تولیدکننده متفاوت از پاسخ‌ها به کاهش قیمت می‌باشد. دقیق‌تر این‌که کاهش قیمت در سطح مزرعه به آهستگی و نه به‌طور کامل از طریق زنجیره تولید به مصرف‌کننده منتقل می‌گردد. در مقابل قیمت‌های به‌شدت افزایش‌یافته در مزرعه، با سرعت بیشتری به سمت مصرف‌کننده نهایی حرکت می‌کنند. چندین توضیح عمده برای وجود عدم‌تقارن قیمت وجود دارد. نخست این‌که شکل‌گیری نامتقارن قیمت وقتی رخ می‌دهد که شرکت‌ها بتوانند از تغییر سریع قیمت‌ها سود ببرند. تئوری «هزینه‌های جستجو» این پدیده را توضیح می‌دهد. اگرچه مصرف‌کنندگان حق انتخاب‌های محدودی دارند، اما در جمع‌آوری سریع اطلاعات در مورد قیمت‌گذاری فروشگاه‌های رقابتی، به علت هزینه‌های جستجو با دشواری‌هایی روبرو هستند. بنابراین شرکت‌ها می‌توانند با افزایش قیمت تولیدکننده، قیمت خرده‌فروشی را به سرعت افزایش دهند و وقتی قیمت‌های بالادستی کاهش می‌یابد، قیمت‌های خرده‌فروشی را بسیار کندتر کاهش دهند. دوم، کالاهای فاسدشدنی هستند که در صورت افزایش قیمت تولیدکننده، خرده‌فروشان را از افزایش قیمت، منع می‌کند. خرده‌فروشان و عمده فروشانی که کالاهای فاسدشدنی عرضه می‌کنند، در برابر وسوسه افزایش قیمت‌ها مقاومت می‌کنند چون با خطر کاهش تقاضا و باقی‌ماندن با کالاهای فاسد شده، روبرو هستند. سوم، هزینه‌های منو (فهرست بهاء) نیز انتقال نامتقارن قیمت را تقویت می‌کنند. هزینه‌های منو همه هزینه‌هایی که با قیمت‌گذاری مجّدد و با اتخاذ راهبرد جدید قیمت‌گذاری رخ می‌دهد، شامل می‌شوند. هزینه‌های منو نیز در برابر تغییر قیمت‌ها توسط خرده‌فروشان مانند کالاهای فاسد شدنی عمل می‌کنند. چهارم، وجود قدرت انحصاری برای فروشنده، به نفع شکل‌گیری انتقال نامتقارن قیمت عمل می‌کند. این حالت در بازارهای با تقاضای بدون کشش و عرضه متمرکز پدیدار می‌شود. بسیاری از زنجیره‌های غذایی، این ویژگی سازمان بازار را دارند.

Archive of SID

www.SID.ir

نحوه انتقال قیمت و وجود احتمالی انتقال قیمت نامتقارن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نخست بر طبق تئوری‌های اقتصادی در طول یک زنجیره تولید، هر گونه تغییراتی در هزینه‌های تولید در مراحل اولیه تولید باید به شاخص قیمت‌های تولیدکننده در مراحل بعدی منتقل شده و نهایتاً به شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده منتقل شود. بنابراین تغییرات شاخص قیمت تولیدکننده کالا می‌تواند به پیش‌بینی تغییرات بعدی در شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده کمک کند که برای پیش‌بینی تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد. دوم همان گونه که پلتزمن (Peltzman, 2000) اشاره نمود، انتقال قیمت نامتقارن ممکن است به شکست در نظریهٔ اقتصادی اشاره داشته باشد. لذا یافته‌های انتقال قیمت نامتقارن می‌تواند به یک پژوهشگر این امکان را بدهد تا نتیجه‌گیری‌هایی درباره رفتار عاملان اقتصادی در بازار را به‌خصوص به عنوان اثر رفتار آنها روی روابط در طی مراحل مختلف بازار، داشته باشد. سوم، انتقال قیمت نامتقارن می‌تواند کاربردهای رفاهی و در نتیجه کاربردهای سیاستی داشته باشد. یک کاربرد محتمل از انتقال قیمت نامتقارن این است که مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت در سطح تولیدکننده، سودی نمی‌برند و یا این‌که تولیدکننده از افزایش در سطح قیمت خرده‌فروشی نفعی نمی‌برد. بنابراین، در حالت انتقال قیمت نامتقارن، توزیع اثرات رفاه در سطوح و در میان عاملان اقتصادی در زمان وقوع شوک‌ها به یک بازار، به تناسب موضوع انتقال قیمت نامتقارن، تغییر خواهد کرد. از اینرو، انتقال قیمت نامتقارن بر توزیع مجددی از امکانات رفاهی و خدمات اجتماعی اشاره دارد که این توزیع با امکانات بدست آمده تحت شرایط تقارن تفاوت دارد. توزیع مجدد و خسارات رفاهی و اجتماعی خالص، هر دو از موارد بدیهی برای مداخله سیاستی توسط دولت هستند (Taubadel and Meyer, 2004)

ادبیات پژوهش انتقال قیمت‌های افقی، به طور خاص روابط فاصله‌ای قیمت‌ها را در مکان‌های مختلف بررسی می‌کند. در حالی‌که ادبیات پژوهشی که انتقال قیمت عمودی را تحلیل می‌کند، تأکید بر ارزیابی رابطه بین قیمت در سطح مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی دارد. هدف اصلی این مقاله تحلیل رفتار انتقال عمودی قیمت بر مبنای روش سنّتی هاک و بکارگیری مدل ECM وان کرامون تابادل - لوی می‌باشد. این مقاله دو هدف را دنبال می‌کند: ابتدا ارزیابی ارتباط قیمت بین تولیدکننده و بازارهای خرده‌فروشی برای تولید پنیر و سپس شناسایی این‌که آیا انتقال قیمت غیرمتقارن است. پرسش‌های مهم این پژوهش عبارتند از این‌که چگونه تغییر قیمت در طول زنجیره تولید منتقل می‌شود و سپس این‌که تغییر قیمت در یک طرف بازار، تا چه حد منجر به واکنش مثبت یا منفی در طرف دیگر بازار می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

مبانی نظری و تجربی پژوهش

پیشینه نظری – در طول سه دهۀ اخیر اغلب تلاش‌های تجربی برای آزمون وجود انتقال نامتقارن قیمت بر اساس روش **شکافت متغیرها** (variable-splitting technique) که توسط ولفارم (wolffarm, 1971) توسعه یافته و بعدها توسط هاک (Houck, 1977) پذیرفته شده، صورت گرفته است. در روش هاک، انتقال نامتقارن قیمت بر اساس تقسیم بندی متغیرهای قیمت به مراحل کاهشی و افزایشی بررسی می‌شود. تحلیل‌گران متعدد دیگر بالاخص بوید و برورسن (Boyd and Brorsen, 1988)؛ کینوکان و فورکر (Kinnucan and Forker, 1987)، بیلی و برورسن (Bailey and Brorsen, 1989)، پلتزمن (peltzman, 2000) و اگوار و سانتانا(Aguiar and Santana, ۲۰۰۲) از این روش پیروی کردند. این روش در مطالعات اقتصاد کشاورزی برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت به کار گرفته شده است. مثال‌های متعددی در این زمینه وجود دارند. بررسی عدم‌تقارن قیمت در بازارهای گوساله‌های پرواری، بازار گوشت خوک، بخش فرآورده‌های لبنی، بازار بین‌المللی گندم، کرۀ بادام زمینی و در صنعت جوجه در ایالات متحده، عدم‌تقارن قیمت در بازارهای گوشت گاو و خوک، در بخش کشتیرانی، بازارهای خرده‌فروشی و کلی‌فروشی برای سیب قرمز و عدم‌تقارن در انتقال قیمت خرده‌فروشی خوک، بره، گوساله در استرالیا، و نهایتا مطالعات عدم‌تقارن در انتقال قیمت مزرعه به خرده‌فروشی در گوجه فرنگی، پیاز، پودر شیر، قهوه، برنج و لوبیا در برزیل از این نمونه‌ها می‌باشند.

روش ولفارم – هاک به ویژگی‌های سری‌های زمانی داده‌ها توجهی نمی‌کند، سری‌هایی که از خودهمبستگی متوالی رنج می‌برند و معمولاً به رگرسیون کاذب منجر می‌شوند. این مساله، با استثنائاتی اندک، حداقل در آثار اقتصاد کشاورزی تغییرات ذاتی قیمت‌ها یا ارتباطات ثابت دراز مدت در میان قیمت‌ها را در نظر نگرفته است. با توسعه تکنیک‌های هم‌جمعی تلاش‌ها برای آزمایش عدم‌تقارن در چهارچوب هم‌جمعی انجام شد. در این رابطه تابادل و فال بوش (Taubadel and Fahlbusch, ۱۹۹۴)نشان دادند که مدل تصحیح خطای نامتقارن (ECM) بر اساس کار گرنجر و لی (Granger and Lee, 1989) را می‌توان برای آزمایش انتقال نامتقارن قیمت استفاده کرد. هم چنین تابادل و لوی (Taubadel and Loy 1999) نشان دادند که روش‌های از نوع ولفارم- هاک، اساسا با هم‌جمعی متناقض هستند و از آنجا که سری‌های زمانی

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت، ناپایا هستند، استفاده از روش‌های هم‌جمعی و الگوی تصحیح خطا ECM برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت از دیگر روش‌ها از جمله روش ARDL مناسب‌تر است. زیرا انواع مختلفی از مدل‌های ARDL با مفهوم هم‌جمعی مغایر است. علاوه بر آن کیلی (Keele, 2005) نیز نشان داد که مدل ECM حتی با داده‌های پایا نیز قابل استفاده می‌باشد و در این حالت این مدل داده‌ها را نسبت به مدل ARDL بهتر قالب‌بندی می‌کند.

گودوین و هالت (Goodwin and Holt, 1999) ارتباطات قیمت را در بین تولیدکنندگان و عمده‌فروشان و خرده‌فروشان در بازارهای گوشت گوساله در ایالات متحده با استفاده از ادغام روش‌های معرفی شده توسط بالک و فومبی (Balke and Fomby, 1997) ارزیابی کردند. مطالعه گودوین و پیگات (Goodwin and Piggott, 2001) نیز در زمره این روش‌ها می‌باشد. در مورد محصولات کشاورزی، مدل‌هایی که عمدتاً استفاده می‌شوند مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و بردارهای خود برگشت (مدل‌های VAR) هستند.

رزیتی (Reziti, 2005) هنگام مطالعه علّیت، شکل‌گیری قیمت و اثرات خارجی نشت در بازارهای گوشت بره، گوشت خوک و ماکیان در یونان، از یک روش ناهمگنی واریانس شرطی خودبرگشتی عمومی (GARCH) استفاده می‌کند. گودوین و هالت (Goodwin and Holt, 1999) مدل‌های خودبرگشتی آستانه را توسعه دادند و بخش گوشت گاو آمریکا، بخش گوشت خوک در آمریکا و بخش گوشت بره در اسپانیا را مطالعه کردند. عبداللهی (Abdullahi, 2002) هنگام مطالعه شکل‌گیری قیمت در بازار گوشت خوک سوئیس، یک مدل خودبرگشتی آستانه- اندازه حرکت (M-TAR) را استفاده می‌کند. او همچنین نتیجه می‌گیرد که شکل گیری قیمت بین سطح بازار تولیدکننده و خرده‌فروش، نامتقارن است یعنی افزایش قیمت‌های تولیدکننده که حاشیه بازاریابی را تقلیل می‌دهد، سریع‌تر از کاهش قیمت تولیدکننده که حاشیه‌های بازاریابی را وسعت می‌دهد، انتقال می‌یابند.

پیشینه تجربی

سازوکار عدم‌تقارن در انتقال قیمت بین تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان با استفاده از مدل‌های تجربی مختلف بررسی شده است. یک مطالعه مهم در خصوص عدم‌تقارن در سازوکار انتقال قیمت، بررسی رائو و رائو (Rao and Rao, 2005) می‌باشد. در این مطالعه، عدم‌تقارن در سازوکار

Archive of SID

www.SID.ir

انتقال قیمت بین نفت و گازوئیل با استفاده از روش کل به جزء LES-Hendry بررسی می‌شود. آنها به صورت تجربی وجود عدم‌تقارن در سازوکار انتقال قیمت را تأیید کردند. مطالعه دیگری که محصولات جنگلی را در بردارد توسط زو و بونجیورنو (Zhou and Boungiorno, 2005) انجام شد. به طور مشخص‌تر آنها انتقال قیمت بین محصولات در مراحل مختلف تولید در صنایع جنگلی (در جنوب آمریکا) را مطالعه کردند. با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی آنها دریافتند که قیمت‌ها هم‌انباشته نیستند. به علاوه با استفاده از مدل‌های خود برگشتی VAR که توسط آزمون‌های علّیت گرنجر و تحلیل هم‌انباشتگی تکمیل شد آنها پاسخ مثبت دائمی یک به یک قیمت قطع الوار جنوب به تغییر قیمت الوار کشور، و یک پاسخ مثبت یک سومی به تغییر دائمی در قیمت خمیر کاغذ کشور را تأیید کردند و نهایتاً هیچ رابطه‌ای بین قیمت‌های خمیر چوب منطقه‌ای و خمیر کشور مشاهده نکردند.

مطالعات مهم دیگری نیز در سال‌های اخیر در زمینه محصولات کشاورزی وجود دارند. رزیتی (Reziti , 2005) روابط قیمت و الگوهای انتقال قیمت را برای محصولات کشارزی سیب‌زمینی، گوجه فرنگی، پرتقال و محصولات شیری در یونان مطالعه کرد. بر طبق یافته‌های او یک انتقال قیمت کامل بین سطح مزرعه و سطح خرده‌فروشی برای همه محصولات مطالعه شده وجود دارد. ون کرامون- تابادل و لوی(Taubadel and Loy 1999) شکل‌گیری نامتقارن قیمت در مورد بازار گوشت خوک در آلمان را کشف می‌کند. تیفین و داوسون (Tiffin and Dawson, 2000) روابط بلندمدت قیمت بین قیمت‌های خرده‌فروشی و مزرعه گوشت بره را در انگلیس شناسایی می‌کند و ویژگی‌های شکست ساختاری و فصلی سری‌ها را بررسی می‌کند و نتیجه می‌گیرد که جهت علیّت گرنجر از قیمت‌های خرده‌فروشی به تولیدکننده است، بنابراین قیمت گوشت بره در بازار خرده‌فروشی، تنظیم می‌شود.

مطالعات مربوط به انتقال قیمت در بازارهای مختلف در ایران بسیار اندک بوده و سابقه طولانی ندارند. به‌عبارت دیگر این موضوع فقط در سال‌های اخیر مورد توجه تعداد معدودی از محققین ایرانی قرار گرفته است. تحقیقات زیر مهمترین آنها هستند. حسینی – قهرمان‌زاده (Hosseini and Ghahremanzadeh, 2006) در مقاله‌ای با عنوان "تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران" نحوه‌ی انتقال قیمت در بازار گوشت ایران را بررسی کرده اند. در این مقاله از روش هم‌گرایی آستانه‌ای و داده‌های سری زمانی فصلی قیمت گوشت قرمز در سطح

Archive of SID

www.SID.ir

کشور و برای دوره ۸۱-۱۳۷۳ 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.

حسینی (Hosseini, 2006) در مقاله‌ای دیگر با عنوان "الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی" به بررسی نحوه انتقال قیمت از سرمزرعه به قیمت‌های صادراتی و نیز قیمت‌های جهانی پسته برای دوره زمانی ۸۱-۱۳۶۵ پرداخته است. نتایج آزمون علیّت گرنجری نشان می‌دهد که تغییرات قیمت سرمزرعه و قیمت صادراتی پسته ایران علت تغییر قیمت‌های جهانی نیستند و انتقال قیمت‌ها از سرمزرعه 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.

ابونوری (Abounoori, 2002) در مقاله‌ای تحت عنوان "تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران" به بررسی تحلیل قانون یک قیمتی از طریق ارزیابی پیوستگی و نوع پیوستگی بازارهای ۵ محصول منتخب زراعی (برنج، پیاز، زعفران، سیب‌زمینی و عدس) و همچنین کل محصولات بخش کشاورزی ایران در ۹ شهر مهم کشور پرداخته است. در این تحقیق از اطلاعات سری‌زمانی ماهانه در دوره زمانی ۷۸-۱۳۶۱ و آزمون فرضیه بر اساس الگوی راوالیون و سری‌زمانی پایا استفاده شده است. طبق نتایج تحقیق، فرضیه پیوستگی قوی و کوتاه‌مدت در بین اکثر بازارها رد شده است. به این ترتیب بازار محصولات زراعی در ایران در شرایط مطلوب دوره بوده است.

اما بررسی مطالعات گذشته نشان می‌دهد که به بخش لبنیات، جایی که تولیدات آن درجات مختلفی از فسادپذیری دارند، توجه کمتری شده است. در این زمینه هیچ مطالعه‌ای در ایران یافت نشد.

روش تحقیق

اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان در طول زمان ایستا نیستند، یعنی حاوی ریشه واحد هستند. به‌عبارت **دیگر** میانگین و واریانس آنها در طول زمان ثابت نیست. در این حالت استفاده از روش‌های تخمین استاندارد کلاسیک (OLS) و استنباط آماری، می‌تواند منجر به برآوردهای

Archive of SID

www.SID.ir

تورش دار و رگرسیون‌های کاذب شود. بنابر این یک فرآیند ضروری قبل از اجرای تکنیک هم‌گرایی یوهانسن کاربرد آزمون ریشه واحد می‌باشد. آزمون ریشه واحد که در داده‌های ما استفاده شده، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (۱۹۷۹) (ADF) می‌باشد.

این آزمون بر مبنای رگرسیون معین از شکل کلی زیر پیروی می‌کند:

$$\Delta P_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 p_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \delta_i \Delta p_{t-1} + e_{t-1}$$

هدف این روش آزمون فرضیه صفر ($\gamma_2 = 0$) است که به منزله وجود ریشه واحد در فرایند تولید داده برای هر متغیر p_t است. برای تعیین شکل ADF از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده می‌کنیم. برای هر سری زمانی مدلی را انتخاب می‌کنیم که معیار SBC کمترین مقدار را داشته باشد. بر طبق نتایج حاصل از این فرایند در نهایت شکل نهایی رگرسیون معین برای هر یک از متغیرهای CPI و PPI شامل عرض از مبداء و روند زمانی می‌باشد.

تجزیه و تحلیل هم‌گرایی با روش یوهانسن

تجزیه و تحلیل هم‌گرایی بر مبنای متدولوژی هم‌گرایی چند متغیره یوهانسن صورت گرفته است. جهت برآورد بردار هم‌گرایی، از روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن استفاده شده است. بر طبق روش یوهانسن و یوسلیوس (Johansen, and Juselius, 1990) هر بردار خودرگرسیون P بعدی را می‌توان به‌صورت تصحیح خطای ارائه شده در زیر نوشت:

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \Gamma_i \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

جایی‌که:

X_t: بردار P بعدی از فرایند I(1)؛ μ: عرض از مبداء؛ ε_t: یک بردار P بعدی با میانگین صفر؛ k تعداد وقفه بهینه هستند.

ماتریس Π یک رتبه دارد که در فاصله (r , 0) محدود است و می‌توان به اجزاء زیر تجزیه کرد:

$$\Pi = \alpha\beta'$$

جایی‌که: α، β ماتریس‌های $p \times r$؛ r: بردارهای هم‌گرایی مجزا هستند.

شیوه یوهانسن برآوردهای حداکثر درست‌نمایی از α و β را فراهم می‌آورد، و Π آزمون

Archive of SID

www.SID.ir

دو آماره نسبت درست‌نمایی رتبه دوره هم‌گرایی را تعیین می‌کند. آماره‌های اثر (trace) و حداکثر مقدار ویژه (maximum) برای تعیین رتبه Π و رسیدن به تعداد معادلات هم‌گرایی، r، در سیستم VAR استفاده می‌شود.

همان‌طور که در بالا گفته شد، تکنیک هم‌گرایی را می‌توان در سری‌های زمانی که در سطح ایستا نیستند و در تفاضل مرتبه اول ایستا هستند بکار برد. برای به‌کارگیری تکنیک یوهانسن لازم است تا تعداد وقفه متغیرهای درون‌زا در مدل را محاسبه نماییم. برای این منظور، با استفاده از مقادیر سطح متغیرها، الگوی VAR را تشکیل داده و مرتبه آن را با استفاده از آزمون‌های آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) و درست‌نمایی (LR) تعیین می‌نماییم. در آزمون یوهانسن، آماره اثر (LR trace) و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردار هم‌گرایی بکار برده می‌شوند. در خصوص این آماره، فرضیه صفر از r رابطه هم‌گرایی در مقابل k رابطه هم‌گرایی آزمون می‌شود. (r = 0, 1, 2,…, k-1). مقادیر بحرانی از آزمون اوستروالد-لنوم بدست می‌آید. اگر هر یک از مقادیر آماره‌های ذکر شده بیشتر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر رد می‌شود.

تقارن انتقال قیمت – مطالعه تقارن در انتقال قیمت نیاز به یک روش شناسی خاصی دارد که به تفصیل در پاراگراف‌های زیر ارائه شده است. این فرآیند شامل سه مرحله به‌صورت زیر می‌باشد.

مرحله اول: به‌کارگیری تکنیک هم‌گرایی یوهانسن-یوسلیوس

مرحله دوم: به‌کارگیری روش شناسی دو مرحله‌ای معرفی شده به‌وسیله گرنجر و انگل با هدف تعیین مسیر علیت

مرحله سوم: آزمون تقارن از رابطه دو متغیر

در مرحله اول تکنیک هم‌گرایی یوهانسن-یوسلیوس با هدف آزمون کردن وجود رابطه بلندمدت بین قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مرحله دوم مدل تصحیح خطای پویا از انگل-گرنجر بکار برده شده است، که شکل آن از معادلات (a) و (b) پیروی می‌کند:

$$\Delta PP_t = \mu_1 + \sum_{t=1}^{n_1} \beta_{PP}\, \Delta PP_{t-1} + \sum_{t=0}^{n_2} \beta_{pc}\, \Delta PC_{t-1} - \pi_1 Z_{t1-1} + e_{t1} \quad \text{(a)}$$

$$\Delta PC_t = \mu_2 + \sum_{t=1}^{n_1} \beta_{PP} \Delta PP_{t-1} + \sum_{t=0}^{n_2} \beta_{PC} \Delta PC_{t-1} - \pi_2 Z_{t2-1} + e_{t2} \quad \text{(b)}$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن n_1 و n_2 طول وقفه‌ها، CPI_t و PPI_t به ترتیب شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده در دوره t و $Z_{t1-1} = PPI_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 CPI_{t-1}$ و $Z_{t2-1} = CPI_{t-1} - \delta_0 - \delta_1 PPI_{t-1}$ اجزای تصحیح خطا با وقفه می‌باشند.

نتایج ممکن از این روش بصورت زیر می‌باشد:

۱) $\pi_1 \neq 0$ ، $\pi_2 \neq 0$ یک رابطه دو طرفه بلندمدت بین دو متغییر وجود دارد.

۲) $\pi_2 \neq 0, \pi_1 = 0$ در بلندمدت قیمت تولیدکننده علت قیمت مصرف‌کننده است.

۳) $\pi_2 = 0, \pi_1 \neq 0$ در بلندمدت قیمت مصرف‌کننده علت شکل‌گیری قیمت تولیدکننده است.

قبل از این‌که سه نتیجه ممکن بالا را مورد بررسی قرار دهیم، مدل بردار تصحیح خطا که تکنیک هم‌گرایی یوهانسن و یوسلیوس است را بکار می‌بریم. پس از تعیین رابطهٔ علّیت بین دو متغیر، تقارن در بازار پنیر با استفاده از مدلی که به مدل تصحیح خطای انگل گرنجر معروف است و قبلاً توسط کوترومانیدیز و زافیریو (Koutroumanidis and Zafeririou, 2009) و رزیتی و پاناگوپولس (Reziti and Panagopoulos,2008) در محصولات مختلف کشاورزی بکار گرفته‌اند، استفاده می‌کنیم.

مدل ECM-EG با روش حداقل مربعات حل شده است و از معادله زیر پیروی می‌کند:

$$\Delta PC_t = \mu_1 + \sum_{t=0}^{n_2} \beta_{PC}^{-} \Delta PC_{t-1}^{-} + \sum_{t=1}^{n_1} \beta_{PP}^{-} \Delta PP_{t-1}^{-} - \pi_1^{-} Z_{t1-1}$$

$$+ \sum_{t=0}^{n_3} \beta_{PC}^{+} \Delta PC_{t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n_4} \beta_{PP}^{+} \Delta PP_{t-1}^{+} - \pi_1^{+} Z_{t1-1} + \varepsilon_t$$

معادله بالا از دو بخش تشکیل شده است؛ بخشی با بالانویس مثبت بر روی ضرایب و متغیرها که افزایش قیمت را نشان می‌دهد، بخش دیگر با بالانویس منفی که مرتبط با کاهش قیمت است. به عنوان مثال، π_1^{+} و π_1^{-} وقتی بکار می‌روند که به ترتیب $Z_{t1-1} \rangle 0$ و $Z_{t1-1} \langle 0$ باشند (ضرایب π_1^{+} و π_1^{-} به ترتیب میزان تعدیلات قیمت نسبت به شوک‌های مثبت و منفی حاشیه بازاریابی می‌باشد).

هم‌چنین در مورد ΔCPI_{t-1} و ΔPPI_{t-1} داریم:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\Delta CPI^{+}_{t-1} = \begin{cases} \Delta CPI_{t-1} & if \quad \Delta CPI_{t-1} \rangle 0 \\ 0 & if \quad \Delta CPI_{t-1} \langle 0 \end{cases} \qquad \Delta CPI^{-}_{t-1} = \begin{cases} \Delta CPI_{t-1} & if \quad \Delta CPI_{t-1} \langle 0 \\ 0 & if \quad \Delta CPI_{t-1} \rangle 0 \end{cases}$$

$$\Delta PPI^{+}_{t-1} = \begin{cases} \Delta PPI_{t-1} & if \quad \Delta PPI_{t-1} \rangle 0 \\ 0 & if \quad \Delta PPI_{t-1} \langle 0 \end{cases} \qquad \Delta PPI^{-}_{t-1} = \begin{cases} \Delta PPI_{t-1} & if \quad \Delta PPI_{t-1} \langle 0 \\ 0 & if \quad \Delta PPI_{t-1} \rangle 0 \end{cases}$$

بعد از تخمین مدل، آزمون والد را به‌کار می‌بریم. به‌خصوص، درستی تساوی $\pi_1^+ = \pi_1^-$ را آزمون می‌کنیم. در صورت پذیرش تساوی بالا، تقارن در انتقال قیمت محصول پنیر وجود دارد.

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده برای محصول پنیر است که به‌صورت ماهانه دورهٔ زمانی ۹۱ ماهه را از فروردین سال ۱۳۸۰ تا مهر ۱۳۸۷ پوشش می‌دهد. این آمار از منابع و انتشارات مختلف بانک مرکزی استخراج شده اند.

بحث و نتایج

با اجرای روش دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، سری‌های زمانی متغیرها انباشته از مرتبه اول I(1) هستند (جدول شماره ۱) و در نتیجه ممکن است که یک ترکیب خطی از آنها انباشته از مرتبه صفر I(0) باشد. برای به‌کارگیری تکنیک یوهانسن لازم است تا تعداد وقفه متغیرهای درون‌زا در مدل را محاسبه نماییم. طبق نتایج بدست آمده ازخروجی نرم‌افزار E-views 5.0، کمینهٔ مقادیرمعیارهای AIC , SBC و LR، دومین وقفه را به عنوان وقفه‌ی بهینه پیشنهاد می‌کند. (جدول شماره ۲)

جدول (۱)- نتایج آزمون ADF

متغییر		PPI		CPI	
		سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول
طول وقفه		۰	۰	۱	۱
مقدار محاسباتی		-۲,۲۷۲۳۱۷	-۱۰,۸۴۱۱۱	-۲,۶۸۴۹۳۶	-۶,۴۸۱۹۵
مقادیر بحرانی	٪۱	-۴,۰۶۳۲۳۳	-۴,۰۶۴۴۵۳	-۴,۰۶۴۴۵۳	-۴,۰۶۵۷۰۲
	٪۵	-۳,۴۶۰۵۱۶	-۳,۴۶۱۰۹۴	-۳,۴۶۱۰۹۴	-۳,۴۶۱۶۶
	٪۱۰	-۳,۱۵۶۴۳۹	-۳,۱۵۶۷۷۶	-۳,۱۵۶۷۷۶	-۳,۱۵۷۱۲۱

منبع: نتایج تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲)- نتایج تعیین وقفه‌ی بهینه برای روش یوهانسن

طول وقفه (q)	LR	SBC(q)	AIC(q)	لگاریتم درست‌نمایی (Lnl)
۱	-	۸,۷۲۷۲	۸,۵۵۲۳	-۳۴۸,۹۲۴۲
۲	۲۵,۵۸۳۳*	۸,۶۱۲۲۲*	۸,۳۲۰۷*	-۳۳۵,۳۱۲۶
۳	۵,۰۴۴۴	۸,۷۵۸۷	۸,۳۵۰۷	-۳۳۲,۵۵۸۰

منبع: نتایج تحقیق

با کمک تکنیک یوهانسن- یوسلیوس محرز شد که برای سری‌های زمانی تحت مشاهده (قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده) یک بردار هم‌گرایی وجود دارد. به‌طوری که مطابق با آزمون اثر، در آزمون اول مقدار این آماره بزرگ‌تر از مقدار بحرانی استو بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم بردار هم‌گرایی در مقابل وجود یک یا بیش از یک بردار هم‌گرایی رد می‌شود. اما در آزمون بعد مقدار این آماره کمتر از مقدار بحرانی است و فرضیه صفر مبتنی بر وجود یک یا کمتر از یک بردار هم‌گرایی در مقابل فرضیه وجود دو یا بیش از دو بردار هم‌گرایی پذیرفته می‌شود و در نهایت این آماره وجود یک بردار هم‌گرایی را تأیید می‌نماید. در خصوص آماره حداکثر مقادیر ویژه، رویه بالا بکار گرفته شد و تنها تفاوت آن در فرضیه مقابل است. نتایج این آزمون نیز، وجود یک بردار هم‌گرایی را تأیید می‌نماید. این نتایج در جدول ۳ آورده شده است. تجزیه و تحلیل هم‌گرایی یوهانسن-یوسلیوس که از آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌کند، نشان می‌دهد یک بردار هم‌گرایی بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد. بردار هم‌گرایی برآورد شده یوهانسن به‌صورت زیر است:

جدول (۳)- نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر در روش یوهانسن

آماره	فرضیه عدم	فرضیه مقابل	مقدار آماره	ارزش بحرانی در سطح ۵٪
آزمون اثر	r =0	r ≥ 1	۱۲,۴۷۸	۱۲,۳۲
	r ≤1	r ≥ 2	۰,۱۲۷	۴,۱۲۹
آزمون حداکثر مقدار ویژه	r =0	r = 1	۱۲,۳۵	۱۱,۲۲۴
	r ≤1	r =2	۰,۱۲۷	۴,۱۲۹

منبع: نتایج تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

$$(0.089) \quad CPI_t = 0.8065 PPI_t$$

بنابراین، روش یوهانسن وجود رابطه تعادلی بلندمدت را بین قیمت‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده در بازار پنیر تأیید می‌کند و با وجود این رابطه می‌توان آزمون‌های علیّت گرنجری و تقارن انتقال قیمت را مورد بررسی قرار داد.

جدول (۴)- 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}	& ΔPPI Z_{2t-1}
	H_0	$B_{PC}=0$	$B_{PP}=0$	$\pi_1=0$	$\pi_2=0$	$B_{PC}=0, \pi_1=0$	$B_{PP}=0$ $\pi_2=0$
ΔPPI		۶,۲۸ (۰,۰۴)		-۲,۲۲۸ (۰,۰۲۸)		۵,۸۳ (۰,۰۰۴)	
ΔCPI			۰,۰۳ (۰,۸۵)		۱,۲۲۸ (۰,۲۲۲)		۰,۷۶ (۰,۴۷)

منبع: نتایج تحقیق

۱- آزمون معنی‌داری ضرایب با وقفه متغیرها با استفاده از آزمون والد

۲- آزمون معنی‌داری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون t

۳- آزمون معنی‌داری ضرایب با وقفه متغیرها توأم با ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون والد

بر اساس آزمون علّیت، طبق جدول شماره ۴ نتیجه گرفته می‌شود که با توجه به معنی‌داربودن ضرایب ΔCPI در کوتاه‌مدت یک رابطه علّیت‌گرنجری یک طرفه از قیمت مصرف‌کننده به قیمت تولیدکننده وجود دارد. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (Z_{1t-1}) حاکی از این است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب (Z_{1t-1} و ΔCPI) تأیید می‌شود. در این آزمون رابطه علی از قیمت تولیدکننده به قیمت مصرف‌کننده تأیید نشده است. با توجه به نتایج آزمون علیت، نتیجه گرفته می‌شود که شاخص قیمت تولیدکننده محصول پنیر متأثر از شاخص قیمت مصرف‌کننده است. بنابراین مصرف‌کننده در هر دو دوره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت نقش مهم‌تری در تعیین قیمت این محصول ایفا می‌نماید.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۵)- نتایج آزمون تقارن در قیمت با استفاده از مدل ECM-EG

متغیرها	ضرایب	آماره t
عرض از مبدأ	-۰,۰۶۹	-۰,۲۸
ΔPPI_{t-1}^{+}	-۰,۳۳۶	-۲,۹۶
ΔPPI_{t-1}^{-}	۰,۱۷۴	۰,۵۴۶
ΔCPI_{t}^{+}	۰,۸۸۷	۶,۸۵۴
ΔCPI_{t}^{-}	۱,۴۰۱	۳,۴۵۵
ΔCPI_{t-1}^{+}	۰,۱۵۱	۱,۰۱۴
ΔCPI_{t-1}^{-}	-۰,۷۳۴	-۱,۰۳۵
π_1^{+}	-۰,۱۳۶	-۱,۶۴۲
π_1^{-}	۰,۰۸۲	-۱,۱۵۹
R^2	۰,۵۸۲	
AIC	۴,۱۳۶	
SBC	۴,۳۸۷	
آزمون تقارن با روش والد		
F_Statistic =0.2414 (0.6245) $\chi^2 = 0.2414(0.6231)$	فرضیه H_0 : $\pi_1^{+} = \pi_1^{-}$	
F_Statistic = 1.2430 (0.2682) $\chi^2 = 1.2430(0.2649)$	فرضیه H_0: $\beta_{PC}^{+} = \beta_{PC}^{-}$	

منبع: نتایج تحقیق

پس از برآورد رابطه علیّت، باید مرحله سوم که آزمون تقارن در انتقال قیمت است را بررسی کرد. همان‌طور که در بالا گفته شد این آزمون از طریق مدل ECM-EG انجام گرفته است. بر اساس دو معیار AIC و SBC طول وقفه مدل برابر یک انتخاب شده است. نتایج این آزمون در جدول شماره ۵ آورده شده است. در این مدل، π_1^{+} و π_1^{-} رابطه بلندمدت و ضرایب متغیرهای تفاضلی رابطه کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. همان طور که در این جدول مشاهده می‌شود آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر تقارن در انتقال قیمت در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت را می‌پذیرد. بدین معنی که واکنش‌های قیمت‌های تولیدکننده نسبت به تغییرات مثبت و منفی قیمت‌های مصرف‌کننده چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت تقریباً مشابه است.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تجزیه و تحلیل رابطه قیمت در طول زنجیره تولید از تولیدکننده به مصرف‌کننده و نحوه انتقال و وجود احتمالی و شاید رایج انتقال نامتقارن قیمت از اهمیت فوق العاده‌ای در اقتصاد برخوردار است. در این مقاله، روابط قیمت و چگونگی انتقال قیمت بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده برای محصول پنیر در ایران بررسی شده است. با کمک تکنیک یوهانسن-یوسلیوس محرز شد که برای سری‌های زمانی تحت مشاهده (قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده) پنیر، یک بردار هم‌گرایی وجود دارد. بنابراین، روش یوهانسن وجود رابطه تعادلی بلندمدت را بین قیمت‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده در بازار پنیر تأیید می‌کند.

علاوه بر آن، آزمون علیّت گرنجر نشان داد که رابطه یک‌طرفه‌ای از قیمت‌های مصرف‌کننده به سمت قیمت‌های تولیدکننده وجود دارد. لذا نتیجه گرفته می‌شود که شاخص قیمت تولیدکننده محصول پنیر متأثر از شاخص قیمت مصرف‌کننده است و مصرف‌کننده در هر دو دورهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت نقش مهم‌تری در تعیین قیمت این محصول ایفا می‌نماید. این نتیجه اساساً نشان می‌دهد که تولیدکننده‌ها شوک‌های قیمتی بازار را که ناشی از تغییر قیمت مصرف‌کننده می‌باشد، تعدیل می‌کنند در حالی که آثار شوک‌های تولیدکننده به طرف تولید محدود می‌شود. در این‌حالت بازار بیشتر به نفع مصرف‌کننده عمل می‌کند تا تولیدکننده. یک نتیجه‌گیری مهم دیگر این است که در بازار پنیر در ایران قیمت‌های تولیدکننده بر طبق شرط به حداکثر رسانیدن سود شکل نمی‌گیرند بلکه توسط قیمت‌های مصرف‌کننده تعیین می‌شوند.

آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر تقارن در انتقال قیمت پنیر در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت را می‌پذیرد. بدین معنی که واکنش‌های قیمت‌های تولیدکننده نسبت به تغییرات مثبت و منفی قیمت‌های مصرف‌کننده چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت تقریباً مشابه است. این نتیجه با نتیجه کار وارد (Ward, 1982) مشابه است. وارد نشان داد که بدلیل فسادپذیری هیچ عدم‌تقارنی در فرایند انتقال قیمت تولیدات با قابلیت فاسد شدن وجود ندارد.

با توجه به جهت علیّت قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده و تقارن در انتقال قیمت می‌توان گفت یک شوک مثبت در هزینه تولید که شاخص قیمت تولیدکننده را افزایش می‌دهد، نمی‌تواند به شاخص قیمت مصرف‌کننده منتقل شود. این پدیده تاثیر منفی بر سطح سود، رفاه و نهایتاً انگیزه‌های سرمایه‌گذاری تولیدکننده در این فرایند تولید دارد، چیزی که می‌تواند توجیهی برای

Archive of SID

www.SID.ir

مداخلات سیاستی دولت در این بازار باشد.

در انتها نیز انجام مطالعات بیشتر در زمینه نحوه و جهت انتقال قیمت در بازارهای محصولات فاسد شدنی، به‌ویژه محصولات با درجه فاسدشدنی بسیار بالا مانند شیر و برخی از محصولات کشاورزی، و هم‌چنین تحلیل مسائل رفاهی و مقایسه هزینه‌ها و منافع ناشی از اتخاذ سیاست‌های مختلف دولت در این بازارها پیشنهاد می‌شود.

Reference

1- Abdulai, A. (2000), Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market, *Journal of Development Economics*, 63: 327-349.

2- Abounoori, E. and Mojaverian, M. (2002), Analysis of the Law of One Price in the Farm Products Market of Iran, *Iranian Journal of Trade Studies (Quarterly)*, 25: 85-126. (In Persian)

3- Aguiar, D., Santana, J. A. (2002), Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence for Brazil, Agribusiness, 18: 37-48

4- Bailey, K., (2003), Impact of the Northeast Interstate Dairy Compact on Consumer Prices for Fluid Milk, *Review of Agricultural Economics*, 25:108-122

5- Balke, N.S., Fomby, T.B. (1997), Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38: 627-645

6- Boyd, S.M., Brorsen, B.W., (1988), Price Asymmetry in U.S. Pork Marketing Channel, North Central, *Journal of Agricultural Economics*, 10: 103-110

7- Enders, W. (2007), Applied Econometrics Time Series, Translated by: Sadeghi, M. and Shavvalpour, S., ISU press, Tehran, First Edition

8- Goodwin B.K., Holt M.T. (1999), Price transmission and asymmetric adjustment in the US beef sector, *American Journal of Agricultural Economics*, 81: 630–637

9- Goodwin, B. K., Piggott, N. E. (2001), Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects, *American Journal of Agricultural and Applied Economics*, 83 (2): 302-317

10- Granger, C.W.J., Lee, T.H., (1989), Investigation of Producer, Sales, and Inventory Relationship Using Multi-Cointegration and Non- Symmetric Error Correction Models, *Journal of Applied Economics*, 4: 145-159

11- Hosseini, S., (2006), Model of Price Transmission of Iran's Pistachio in the World Market, *Journal of Agricultural Sciences and Technology*, 1:145-153. (In Persian)

12- Hosseini, S., Ghahremanzadeh, M., (2006), Asymmetric Adjustment and Price Transmission in Meat Market of Iran, *Journal of Agricultural Sciences and Technology*, 53:1-22. (In Persian)

13- Hosseini, S., Nikookar, (2006), Asymmetric Price Transmission and its

Archive of SID

www.SID.ir

Impact on Margin Market in the Iran Chicken Industry, *Journal of Agricultural Sciences and Technology*, 3:1-9. (In Persian)
14- Houck, P.J. (1977), An Approach to Specifying and Estimating Non-Reversible Functions, *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 570-572
15- Johansen, S., Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with *Applications to the Demand for Money, Oxford* Bulletin of Economics and Statistics, 52:169-210
16- Keele L. (2005), Not just for cointegration: error correction models with stationary data, *Nuffield College Working Papers*, N: W7
17- Kinnucan, H.W., Forker, O.D, (1987), Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products, *American Journal of Agricultural Economics*, 69: 285-292
18- Koutroumanidis, Zafeririou, Arabatzis, (2009), Asymmetry in transmission between the producer and the consumer prices of the wood sector and the role of imports: The case of Greece, *Forest Policy economics*, 11: 56-64
19- Peltzman, S., (2000), Prices Rise Faster Than They Fall, *Journal of Political Economy,* 108: 466-502
20- Rao, B.B., Rao, G. (2005), Are US gasoline price adjustments asymmetric?, *Working Paper*, Department of Economics, the University of the South Pacific
21- Reziti, I., Panagopoulos, Y. (2008), The price transmission mechanism in the Greek agrifood sector: some tests, *Agribusiness*, 24: 16-30
22- Reziti, N. I. (2005), An investigation into the relationship between producers, wholesale and retail prices of Greek agricultural products, Paper presented at *the 79th AES Annual Conference*, University of Nottingham, Nottingham, England
23- Taubadel, V. C., (1998), Estimating Asymmetric Price Transmission With the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market, *European Review of Agricultural Economics*, 25:1-18
24- Taubadel, V. C., Fahlbusch, S., (1994), Identifying Asymmetric Price Transmission with Error Correction Models, *Working Paper*
25- Taubadel, V. C., Loy, J.P., (1999), The Identification of Asymmetric Price Transmission Processes with Integrated Time Series, *Jahrbucher for Nationalokonomie und Statistik*, 218: 85-106
26- Taubadel, V. C., Meyer J. (2004), Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 50: 581–611
27- Tiffin, R., Dawson, P.J. (2000), Structural breaks, cointegration and the farm-retail spread for lamb, *Applied Economics*, 32:1281-1286
28- Zhou, M., Buongiorno, J. (2005), Price transmission between products at different stages of manufacturing in forest industries, *Journal of Forest Economics*, 11: 5–19

Recived: 6 Jun 2009
Accepted: 28 Oct 2009

Archive of SID

www.SID.ir