نحوه‌ی انتقال قیمت بین تولیدکننده و مصرف‌کننده در بازار غلات ایران

رضا حیدری کمال‌آبادی و سیدعلی حسینی‌یکانی

به ترتیب دانشجوی دکتری و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

چکیده

در سال‌های اخیر توجه قابل ملاحظه‌ای به مباحث ارزیابی سیاست‌های حمایت قیمتی دولت و انتقال قیمت هم در حوزه مطالعات دانشگاهی و هم در محافل سیاسی شده است. هدف از این مطالعه بررسی نحوه‌ی انتقال قیمت نامتقارن بین تولیدکننده و مصرف‌کننده در بازار غلات ایران در دوره زمانی ۹۰-۱۳۶۹ با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطا (ECM) می‌باشد. نتایج آزمون علیت گرنجر نشان داد که رابطه علیت دوطرفه‌ای بین تغیرات قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد. نتایج برآورد الگوهای تجربی نشان داد که فصول بهار، تابستان و پاییز مانعی برای انتقال تغیرات قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده است ولی این فصول در انتقال قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده اثر مثبت دارد. همچنین مقایسه نتایج الگوها نشان می‌دهد که کشش‌های انتقال قیمت بین تولیدکننده و مصرف‌کننده در اقتصاد ایران کوچکتر از یک است و کشش‌های افزایش قیمت به طور قابل ملاحظه‌ای بزرگتر از کشش‌های کاهش قیمت است. از طرف دیگر انتقال قیمت در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت نامتقارن است. بنابراین فرصت‌هایی برای افزایش حاشیه بازار و کسب سود به وسیله‌ی واسطه‌ها وجود دارد، لذا پیشنهاد می شود که با اعمال سیاست‌های حمایتی و بهبود زیرساخت‌های اقتصادی زمینه ایجاد انتقال متقارن قیمت در کوتاه‌مدت فراهم شود.

واژه های کلیدی: انتقال نامتقارن قیمت، الگوی تصحیح خطا، بازار غلات، ایران

مقدمه

در سال‌های اخیر توجه قابل ملاحظه‌ای به مباحث ارزیابی سیاست‌های حمایت قیمتی دولت و انتقال قیمت هم در حوزه مطالعات دانشگاهی و هم در محافل سیاسی شده است (حسینی و اسپرینگ، ۱۳۸۸). اقتصاددانانی که کارایی بازار را مطالعه می‌کنند به فرآیند انتقال قیمت توجه خاصی دارند، زیرا آگاهی از سرعت و وسعت واکنش‌های قیمت در یک سطح به تغییرات مثبت و منفی قیمت در سطح دیگر برای قیمت‌گذاری کارا بسیار مفید است (حسینی و حسن‌پور، ۱۳۷۹).

انتقال قیمت در بازار یک کالا، از ساختار بازار تأثیر می‌پذیرد، به طوری که ساختارهای غیر رقابتی و استفاده از قدرت بازاری، بر انتقال قیمت‌ها و رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان اثر می‌گذارد (نیکوکار و همکاران، ۱۳۸۹). نوسانات زیاد قیمت، سیاست‌های نامناسب بازرگانی دولت و نبود نظام اطلاع رسانی بازار موجب شده تا بستر لازم برای بازاررسانی مناسب به وجود نیاید. بی‌شک ادامه این روند درصورتی که بازنگری اساسی در آن انجام نپذیرد، هم در سطح تولیدکننده و مصرف کننده و هم در سطح ملی مشکلاتی را ایجاد خواهد کرد و انتقال نامتقارن قیمت را به دنبال خواهد داشت (مقدسی و نوروزی، ۱۳۸۹).

در ادبیات اقتصادی موضوع انتقال نامتقارن قیمت بسیار مهم است. به این دلیل که از طرفی بر شکاف موجود در نظریه‌های اقتصادی دلالت می‌کند و از طرف دیگر وجود آن به عنوان شاهدی از نارسایی بازار، در اهداف سیاستی نیز مورد توجه است (حسینی و دوراندیش، ۱۳۸۵). در واقع وجود تقارن در بازار حاکی از انتقال کامل افزایش یا کاهش قیمت بین مزرعه و خرده‌فروشی بوده و اگر انتقال به صورت نامتقارن صورت پذیرد، این تفاوت قیمت به سود واسطه‌ها و به ضرر مصرف‌کننده است و سبب تحمیل هزینه اضافی بر دوش مصرف‌کنندگان می‌گردد (مقدسی و مرب، ۱۳۷۸). انتقال نامتقارن قیمت به دو صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد. عدم تقارن کوتاه مدت وقتی اتفاق می‌افتد که میزان اثر فوری افزایش یا کاهش قیمت تولیدکننده برای قیمت خرده‌فروشی یکسان نباشد اما اثر بلندمدت یکسان باشد. عدم تقارن بلندمدت وقتی رخ می‌دهد که افزایش در قیمت تولیدکننده در کوتاه‌مدت نسبت به کاهش قیمت در بلندمدت (پس از دوره تعدیل کامل) اثر متفاوتی داشته باشد. تفاوت عمده میان این دو مفهوم مربوط به اثر نسبی آنها بر حاشیه بازار است (هانسن و همکاران،۱۹۹۴).

معمولاً واکنش قیمت مصرف‌کننده به افزایش قیمت تولیدکننده متفاوت از پاسخ‌ها به کاهش قیمت می‌باشد. به عبارت دیگر کاهش قیمت در سطح مزرعه به آهستگی و نه به طور کامل از طریق زنجیره تولید به مصرف‌کننده منتقل می‌گردد. درمقابل قیمت‌ها افزایش یافته در مزرعه، با سرعت بیشتری به سمت مصرف‌کننده نهایی حرکت می‌کنند (احمدی و احمدی، ۱۳۸۸).

غلات مهمترین محصولی است که در سطح جهان کشت می‌شود و در محدوده‌ی گسترده‌ای از شر ایط آب و هوایی قابل کشت است. در کشورهای صنعتی روند مصرف این محصول به منظور خوراک دام رو به افزایش است در حالی که در کشورهای در حال توسعه عمدتاً مصرف انسانی دارد و تقاضای واردات آنها به منظور برآورد نیازهایشان روز به روز در حال افزایش است. غلات به عنوان ضروری‌ترین و حیاتی‌ترین محصول کشاورزی جهان، ارزش راهبردی ویژه‌ای داشته و به عنوان ابزاری سیاسی در روابط بین الملل به کار می‌رود. حتی می‌توان از آن برای اعمال فشارهای سیاسی بر کشورهای نیازمند جهان سوم نیز استفاده کرد (آهویسوسی و همکاران، ۱۹۹۵). غلات در حدود ۶۳ درصد جیره‌ی غذایی روزانه‌ی خانوارهای ایرانی را تشکیل می‌دهد که از این مقدار نزدیک به ۴۹/۷ درصد انرژی خانوارها روزانه از نان تامین می‌گردد (بابائی، ۱۳۸۷).

مطالعات مربوط به انتقال قیمت در بازارهای مختلف توسط محققین فراوانی از جمله وان‌کرامون (۲۰۰۳)، گودین و هارپر (۲۰۰۰)، عبدولای (۲۰۰۲) و کینوکان و فورکر(۱۹۸۷) صورت گرفته است. بن‌کابیا و جیل (۲۰۰۷) در مطالعه‌ی خود، تعدیل غیر خطی انتقال نامتقارن قیمت در بخش گوشت بره اسپانیا را با استفاده از روش آستانه‌ای بررسی کردند. نتایج نشان داد که در بلندمدت انتقال قیمت به طور کامل صورت می‌گیرد و شوک‌های عرضه و تقاضا به طور کامل در راستای تغیرات بازاریابی منتقل می‌شود و در کوتاه‌مدت تعدیل قیمت بین سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه نامتقارن است و خرده‌فروش‌ها از هر شک، خواه مثبت یا منفی که شرایط عرضه و تقاضا را تحت تأثیر قرار می‌دهد، سود میبرند. وین- شنگ (۲۰۰۹) در مطالعه‌ی خود در مالازیا رفتار انتقال قیمت گوشت خوک را بررسی نمود. وی با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره ۱۹۹۷- ۲۰۰۸ و با روش هوک (Huck) و الگوی تصحیح خطا (ECM) نشان داد که انتقال قیمت از سر مزرعه تا خرده‌فروشی متقارن است و تخمین‌های حاصل از کشش‌های انتقال قیمت می‌تواتد در سیستم تنظیم قیمت گوشت خوک در مالازیا به کار گرفته شود. ویلافیورت و هرناندز(۲۰۰۹) انتقال قیمت نامتقارن و شکست ساختاری میان بازارهای گله گاو، گوشت گاو و شیر را در کاستاریکا بررسی نمودند و دریافتند که انتقال قیمت بین این بازارها به صورت متقارن است و ضرائب تعدیل قیمت (مثبت و منفی) اختلاف معناداری از صفر ندارند.

مطالعات مربوط به انتقال قیمت در ایران نیز مورد توجه تعدادی از محققین قرار گرفته است. حسینی و سرایی‌شاد (۱۳۸۸) الگوی انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس را با استفاده از داده‌های هفتگی سال‌های ۸۷-۱۳۸۵ با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای نامتقارن مطالعه نمودند و نتایج نشان داد که رابطه‌ی یک سویه‌ای از سر مزرعه به سمت خورده‌فروشی برقرار است. همچنین انتقال قیمت در کوتاه‌مدت نامتقارن بوده و افزایش در قیمت سر مزرعه تأثیر بیشتری بر روی قیمت خرده‌فروشی دارد. نیکوکار و همکاران (۱۳۸۹)، مقدسی و نوروزی (۱۳۸۹)و حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵)، انتقال قیمت در بازار گوشت ایران را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که

انتقال قیمت در این بازار نامتقارن است. مطالعات دیگر انتقال قیمت در مورد محصولاتی دیگر مانند پسته، خرما، گوجه فرنگی و غیره نیز اکثراً بر نامتقارن بودن انتقال قیمت تأکید دارند.

مطالعات صورت گرفته در انتقال قیمت هر کدام بر روی یک محصول خاص انجام گرفته است. این مطالعه سعی دارد آزمون انتقال قیمت، رابطه علیت و در نهایت کشش‌های انتقال بین مصرف‌کننده و تولیدکننده در بازار غلات ایران را بررسی نماید. برای این منظور از شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده برای بررسی نحوه‌ی انتقال قیمت استفاده می‌شود. توضیح آنکه شاخص قیمت مصرف‌کننده وضعیت قیمت‌هایی که عملاً توسط مصرف‌کنندگان پرداخت می‌شود را اندازه‌گیری می‌نماید و شاخص قیمت تولیدکننده وضعیت و تغییر قیمت‌هایی که در مراحل مختلف فرآیند تولید توسط تولیدکنندگان وضع می‌شود را اندازه‌گیری می‌نماید. این دو شاخص به روش لاسپیرز محاسبه می‌گردند و چون در این روش مقادیر و قیمت‌های سال پایه ثابت می‌ماند و فقط تغییرات قیمت در آن اعمال می‌شود (شاکری،۱۳۸۷). بنابر این این شاخص‌ها معیار مناسبی برای بررسی تغییرات نسبی قیمت در اقتصاد می‌باشد.

مواد و روش‌ها

الگوهای متعددی برای بررسی نحوه انتقال قیمت ارائه گردیده که برخی از آنها به ساختارهای بازارها، برخی به محاسبه کشش‌ها و بعضی نیز به بازارهای مرتبط توجه پرداخته‌اند. این الگوها بیشتر جنبه تجربی دارند و می‌توان آنها را با سه عنوان کلی الگوی هاک، الگوی تصحیح خطا و الگوی آستانه ای تقسیم‌بندی کرد. در همه الگوهای موجود، تغییرات قیمت در یک سطح از بازار، معلول تغییر قیمت در سطح دیگری از آن است (نیکوکار و همکاران، ۱۳۸۹). یکی از الگوهایی که برای بررسی چگونگی انتقال قیمت، به طورگسترده به کار می‌رود، الگویی است که توسط ون‌کرامون و فالبوش (۱۹۹۶) ارائه شده است. آنها یک الگوی تصحیح خطا پیشنهاد کردند که می‌توان از آن برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت میان سری‌های قیمت هم انباشته استفاده کرد.

برای برآورد این الگو لازم است در ابتدای امر ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) بررسی شود. پذیرفتن فرضیه صفر در این آزمون نشان می‌دهد که متغیرها ایستا نمی‌باشند. برای آزمون همگرایی متغیرها از آزمون یوهانسن[۲] استفاده می‌شود. روش یوهانسن دارای سه مرحله می‌باشد:

مرحله اول: تعیین درجه همگرایی متغیرهای الگو است که توسط آزمون ADF تعیین می‌شود.

مرحله دوم: تعیین تعداد وقفه بهینه است.

مرحله سوم: تعیین بردارهای همجمعی است (تشکینی، ۱۳۸۴).

قبل از برآورد الگوی تصحیح خطا و آزمون انتقال قیمت، نخست باید رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو برآورد شود. بدین منظور باید رابطه‌ی زیر را برآورد نمود.

(۱)

در این رابطه CPI و PPI به ترتیب شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده بر اساس سال پایه ۱۳۷۶، λ_0 و λ_1 ضرایب رابطه بلندمدت بین متغیرهای وابسته و توضیحی را نشان می‌دهد. عبارت ECT اجزای اخلال هم انباشته است.

با توجه به رابطه (۱) الگوی انتقال قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده و بر عکس آن براساس مدل ECM به صورت زیر است:

$$\Delta CPI_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{L_1} \alpha_{1,i} D^+ INCPPI_{t-i} + \sum_{i=0}^{L_2} \alpha_{2,i} D^- DICPPI_{t-i} + \emptyset^+ ECT_{t-1}^+ + \emptyset^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_{1t} \quad (۲)$$

$$\Delta PPI_t = \beta_0 + \sum_{j=0}^{m_1} \beta_{1,j} D^+ INCCPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{m_2} \beta_{2,i} D^- DICCPI_{t-i} + \emptyset^+ ECT_{t-1}^+ + \emptyset^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_{2t} \quad (۳)$$

که در الگوهای (۲) و (۳)، ΔCPI_t و ΔPPI_t به ترتیب تغیرات شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده، $INCCPI_{t-i}$ و $DICPPI_{t-i}$ متغیرهای افزایش و کاهش در شاخص قیمت تولیدکننده و به طور مشابه $INCCPI_{t-i}$ و $DICCPI_{t-i}$ متغیرهای افزایش و کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده را نشان می‌دهد. متغیرهای ECT_{t-1}^+ و ECT_{t-1}^- اولین وقفه مقادیر اجزای اخلال در رابطه بلندمدت حاصل از الگوی (۱) را نشان می‌دهد و ε_{1t} و ε_{2t} نیز اجزای اخلال هر دو الگو هستند. D^+ متغیر موهومی برای زمانی که است که $CPI_t > CPI_{t-1}$ یا $PPI_t > PPI_{t-1}$ در این صورت مقدار آن برابر یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد . همچنین D^- متغیر موهومی برای زمانی است که است $CPI_t < CPI_{t-1}$ یا $PPI_t < PPI_{t-1}$. در این حالت مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. با استفاده از ضرایب الگوهای (۲) و (۳) قادر به انجام آزمون انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهیم بود. مثلاً اگر فرض $\sum_{i=0}^{L_2} \alpha_{2,i} = \sum_{i=0}^{L_1} \alpha_{1,i}$ در معادله (۲) برقرار باشد در انتقال قیمت در کوتاه‌مدت تقارن وجود دارد. به بیان دیگر کاهش و افزایش قیمت تولیدکننده به همان اندازه باعث تغییر قیمت مصرف‌کننده می‌شود. همچنین اگر فرض $\emptyset^- = \emptyset^+$ پذیرفته شود، انتقال قیمت در بلندمدت متقارن است. کشش انتقال قیمت بین تولیدکننده و مصرف‌کننده به صورت تغییر در قیمت مصرف‌کننده در نتیجه‌ی یک درصد تغییر در قیمت تولیدکننده تعریف می‌شود. کشش انتقال قیمت با فرض انتقال متقارن برای معادله (۱) به صورت زیر محاسبه می‌شود

$$\varepsilon_{\text{inc}} = \alpha_i \times \frac{minINC\ PPI}{\min \Delta CPI} \quad (۴)$$

$$\varepsilon_{\text{dic}} = \alpha_i \times \frac{minDIC\ PPI}{\min \Delta CPI}$$

که در آن ε_{inc} و ε_{dic} به ترتیب کشش انتقال افزایش و کاهش قیمت، $minINC\,PPI$ و $minDIC\,PPI$ به ترتیب میانگین افزایش و کاهش شاخص قیمت تولیدکننده و $\min\Delta\,CPI$ میانگین تغیرات شاخص مصرف‌کننده می‌باشد.

آمار مورد استفاده در این مقاله برای برآورد الگوی انتقال قیمت نامتقارن بین مصرف‌کننده و تولیدکننده در بازار غلات ایران، داده‌های ماهانه‌ی شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده بر پایه سال ۱۳۷۶ است که از بانک مرکزی در دوره سال‌های ۸۸-۱۳۶۹ اخذ گردیده است. با توجه به اینکه سال‌های ۱۳۶۱،۱۳۶۹،۱۳۷۶و ۱۳۸۳ به عنوان سال‌های پایه در نظر گرفته شده‌اند، به خاطر اینکه سال ۱۳۷۶ تقریباً در وسط داده‌های مورد بررسی قرار دارد و وزن کالا و خدمات در شاخص‌های مورد نظر در این سال پایه حداقل است، سال ۱۳۷۶به عنوان سال پایه در نظر گرفته شد. برای انجام این مطالعه از نرم‌افزار Eviews 6 استفاده شد.

نتایج و بحث

در راستای برآورد الگوی انتقال قیمت میان تولیدکننده و مصرف‌کننده در بازار غلات ایران، در گام نخست ایستایی متغیرها از طریق آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته انجام شد و نتایج ان در جدول ۱ آمده است. با توجه به جدول یک سری‌های شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده ناپایا و هم‌انباشته از مرتبه I(1) هستند.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد جهت تعیین ایستایی شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده غلات

متغیرها	سطح معنی‌داری (درصد)	* مقادیر بحرانی	آماره t در سطح داده‌ها	Probability	آماره t در سطح تفاضل مرتبه اول	Probability
CPI	٪ ۱	-۲/۵۷	۹/۲۱	۱/۰۰	-۱۶/۰	۰/۰۰
	٪ ۵	-۱/۹۴				
	٪ ۱۰	-۱/۶۱				
PPI	٪ ۱	-۲/۵۷	۹/۵۵	۱/۰۰	-۱۴/۰	۰/۰۰
	٪ ۵	-۱/۹۴				
	٪ ۱۰	-۱/۶۱				

* تعداد داده‌ها ۲۱۴ عدد می‌باشد.

در ادامه جهت بررسی رابطه علیت میان شاخص قیمت تولید کننده و مصرف‌کننده از آزمون گرنجر استفاده شد که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. مطابق نتایج این جدول فرضیه صفر در هر دو ردیف رد شده و بیان می‌کند رابطه دو علیت دو سویه میان شاخص قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد و هر دو شاخص از هم تأثیر می‌پذیرند.

جدول ۲- آزمون علیت گرنجر بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده

فرضیه صفر	آماره‌ی F	سطح معنی‌داری	رد یا پذیرش فرضیه صفر	وقفه بهینه

CPI علیت گرنجر PPI نیست	۱۱/۶۰	۱/۷E −۰۵	رد	۲
PPI علیت گرنجر CPI نیست	۵/۴۱	۰/۰۰۵۱	رد	۲

برای اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان سری‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده از روش جوهانسن- جوسیلیوس (Johansen-Juselius ,1988) استفاده شد. جهت انجام اولین مرحله این آزمون، درجه همگرایی متغیرها قبلاً توسط آزمون ADF تعیین شد. در مرحله دوم تعداد وقفه بهینه با استفاده از مدل VAR تعیین گردید. نتایج حاصل از انجام مرحله سوم نیز در جدول (۳) آمده است. مطابق نتایج این جدول و با توجه به مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد و حداکثر مقدار ویژه، تعداد بردار هم‌گرایی برابر یک است و الگوی دوم پذیرفته می‌شود. بدین معنی که در رابطه کوتاه‌مدت عرض از مبدأ و روند وجود ندارد و رابطه بلندمدت فاقد روند ولی مقید به داشتن عرض از مبدأ است.

جدول۳- نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و مقادیربحرانی در روش جوهانسن

فرضیات		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم	
H_0	H_1	حداکثر مقدار ویژه	*مقدار بحرانی	حداکثر مقدار ویژه	*مقدار بحرانی	حداکثر مقدار ویژه	*مقدار بحرانی
r =0	r =1	۶۰/۰۸	۱۵/۸۹	۴۹/۵۷	۱۵/۴۹	۵۸/۴۹	۲۵/۸۷
r ≤ 1	r ≤2	۳/۷۰	۹/۱۰	۰/۰۵۷	۳/۸۴	۷/۴۶	۱۲/۵۱

* مقادیر بحرانی در سطح پنج درصد می‌باشد.

برای اینکه بتوانیم مدل را برآورد نماییم لازم است اجزای اخلال رابطه‌ی هم انباشتگی بین شاخص‌های قیمت مورد بررسی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد شود. بعد از انجام این تخمین، اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت به دو بخش مثبت و منفی تقسیم شد تا در برآورد الگوی انتقال قیمت به کار گرفته شود. با توجه به دو سویه بودن علیت میان دو شاخص، الگوی انتقال قیمت به صورت معادله‌های ۲ و ۳ برآورد شده که نتایج آن در جدول ۴ و ۵ آمده است.

جدول۴- الگوی انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف کننده

متغیر وابسته: شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به دوره قبل

نام متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معنی‌داری	کشش
افزایش در شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۷۸	۴/۷۱	۰/۰۰۰	۰/۶۹
کاهش در شاخص قیمت تولیدکننده	۰/۱۱	۰/۳۶	۰/۷۱۹	۴/۶E−۵
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت بایک وقفه	۰/۸۷	۶/۳۸	۰/۰۰۰	–
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	−۰/۵۷	−۶/۴۵	۰/۰۰۰	–
متغیر موهومی فصل بهار	−۲/۵۶	−۳/۹۶	۰/۰۰۰۱	–
متغیر موهومی فصل تابستان	−۲/۸۶	−۴/۵۸	۰/۰۰۰	–

متغیر موهومی فصل پاییز	-۲/۳۸	-۳/۸۳	۰/۰۰۰۲	-
ضریب تعیین R^2		۰/۴۵		
آماره آکائیک		۵/۶۴		
آماره شوارتز		۵/۷۵		
دوربین- واتسون		۱/۹۰		

همانطور که جدول ۳ نشان می‌دهد مهمترین متغیرهای اثرگذار بر تغیرات قیمت مصرف‌کننده افزایش در شاخص قیمت تولیدکننده، مقادیر منفی و غیرمنفی اجزای اخلال رابطه بلندمدت و متغیرهای موهومی فصول بهار، تابستان و پاییز است. در این الگو تمام متغیرها بجز کاهش در شاخص قیمت تولیدکننده از لحاظ آماری معنادار هستند. در این الگو ضرایب متغیر افزایش در شاخص قیمت تولیدکننده دارای علامت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در قیمت تولیدکننده باعث افزایش ۰/۷۸ واحد در قیمت مصرف‌کننده و کاهش ۰/۳۲ واحدی حاشیه بازاریابی می شود. این کاهش بازاریابی هر ماه ۰/۵۷ واحد تصحیح می‌شود. هر چند متغیر کاهش در شاخص قیمت تولیدکننده از لحاظ آماری معنادار نیست اما اثر مثبتی روی قیمت مصرف‌کننده دارد و نشان می‌دهد یک واحد کاهش در قیمت تولیدکننده باعث کاهش ۰/۱۱ واحد در قیمت مصرف‌کننده می‌شود و این امر حاشیه بازاریابی را به میزان ۰/۸۹ واحد افزایش می‌دهد اما این افزایش در طی یک ماه تعدیل نمی‌شود. ضرایب متغیرهای سری‌های مثبت و منفی جزء اخلال در واقع چگونگی تعدیل قیمت‌های مصرف‌کننده را به منظور ایجاد تعادل در بازار منعکس می‌کند. ضریب متغیر وقفه مقادیر غیرمنفی جزء اخلال دارای علامت مثبت است و بیانگر عدم تعدیل نوسانات قیمت در بلندمدت است. در حالی که ضریب متغیر وقفه مقادیر منفی اجزاء اخلال رابطه هم انباشتگی علامت منفی دارد، بنابراین هرگونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت، نوسان‌های قیمت را در بلندمدت کاهش می‌دهد و این نوسانات به سمت صفر میل می کند. به عبارت دیگر هرگونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در دوره‌های بعدی جبران می‌شود. این یافته نشان می‌دهد دستیابی به یک بازار تعادلی درازمدت بین قیمت‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده، منفی بودن تغییرات در انحراف از تعادل درازمدت بازار خیلی سریع‌تر از حالتی خواهد بود که تغییرات انحراف از تعادل درازمدت بازار مثبت باشد. ضرایب متغیرهای مجازی فصول بهار، تابستان و پاییز در الگوهای انتقال قیمت دارای علامت منفی است و نشان می‌دهد این فصول انتقال تغیرات قیمت تولیدکننده به مصرف‌کننده را کاهش می‌دهد. متغیر مجازی فصل زمستان به دلیل معنادار نشدن در طی تخمین‌های مختلف مدل بی‌اهمیت تلقی شده و از الگو حذف گردید. کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در قیمت تولیدکننده، قیمت مصرف‌کننده ۰/۶۹ درصد افزایش می‌یابد

و با کاهش یک درصد در قیمت قیمت تولیدکننده، قیمت مصرف‌کننده تغییر بخصوصی نخواهد کرد. بنابراین اثر افزایش قیمت تولیدکننده بر قیمت مصرف‌کننده بیش از اثر کاهش آن است.

جدول ۴ نتایج برآورد الگوی انتقال قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده را نشان می‌دهد. نتایج این جدول نشان می دهد که متغیرهای افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره جاری و سه دوره قبل از آن، کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده تا سه دوره قبل از دوره جاری، مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه بلندمدت و متغیرهای مجازی فصول بهار، تابستان و پاییز؛ مهمترین متغیرهای تأثیرگذار بر تغیرات قیمت تولیدکننده است. در این الگو بجز مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال، همه‌ی متغیرهای توضیحی از لحاظ آماری معنادار هستند. همچنین تمام ضرایب متغیرهای توضیحی به استثنای مقادیر منفی اجزای اخلال دارای علامت مثبت هستند و نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره جاری و سه دوره قبل از آن، قیمت تولیدکننده به ترتیب به میزان ۰/۱۴، ۰/۲۴، ۰/۱۵ و ۰/۰۸۷ واحد افزایش می‌یابد و در مقابل حاشیه بازاریابی کاهش می‌یابد. از طرف دیگر یک واحد کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز باعث کاهش تغیرات قیمت تولیدکننده به میزان ۰/۱۷، ۰/۲۵ و ۰/۱۶ واحد می‌شود و حاشیه بازاریابی را افزایش می‌دهد. ضریب متغیر وقفه مقادیر غیرمنفی اجزاء اخلال اثر مثبتی روی تغیرات قیمت تولیدکننده دارد. منفی بودن ضریب مقادیر منفی اجزاء اخلال هم‌انباشتگی بیانگر این است که هر گونه انحراف از رابطه‌ی تعادلی بلندمدت در دوره‌های بعدی جبران می‌شود. ضرایب متغیرهای موهومی فصول بهار، تابستان و پاییز اثر مثبتی روی قیمت تولیدکننده دارد و نشان می‌دهد این فصول انتقال تغیرات قیمت مصرف‌کننده به تولیدکننده را تسریع می‌کند. متغیر مجازی فصل زمستان به دلیل معنادار نشدن در طی تخمین‌های مختلف مدل الگوی انتقال قیمت بی‌اهمیت تلقی شده و از الگو حذف گردید. کشش‌های انتقال قیمت در این الگو نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در قیمت مصرف کننده در دوره جاری و وقفه‌های آن، قیمت تولیدکننده به ترتیب به میزان ۰/۱۷، ۰/۲۶ و ۰/۱۶ درصد افزایش می یابد و با کاهش یک درصد در قیمت مصرف‌کننده، قیمت تولیدکننده چندان تغییر نخواهد کرد. در مجموع اثر افزایش قیمت مصرف‌کننده بر تغیرات قیمت تولیدکننده بیشتر از اثر کاهش آن است.

جدول۵– الگوی انتقال قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده

متغیر وابسته: شاخص قیمت تولیدکننده نسبت به دوره قبل				
نام متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معنی‌داری	کشش
افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۱۴	۴/۸۱	۰/۰۰۰	۰/۱۷
افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده با یک وقفه	۰/۲۴	۴/۲۱	۰/۰۰۰	۰/۲۶
افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده با دو وقفه	۰/۱۵	۲/۶۶	۰/۰۰۸۴	۰/۱۶

افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده با سه وقفه	۰/۰۸۷	۲/۳۸	۰/۰۱۷۹	۰/۱۱
کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده با یک وقفه	۰/۱۷	۲/۷۶	۰/۰۰۶۳	۰/۰۱۶
کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده با دو وقفه	۰/۲۵	۳/۱۹	۰/۰۰۱۶	۰/۰۲۴
کاهش در شاخص قیمت مصرف‌کننده با سه وقفه	۰/۱۶	۲/۱۳	۰/۰۳۴۲	۰/۰۱۸
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	۰/۰۶۰	۱/۰۶	۰/۲۸	–
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	−۰/۰۶۵	−۱/۷۷	۰/۰۷۶۸	–
متغیر موهومی فصل بهار	۰/۵۴	۲/۳۱	۰/۰۲۱۴	–
متغیر موهومی فصل تابستان	۰/۹۲	۴/۱۸	۰/۰۰۰	–
متغیر موهومی فصل پاییز	۰/۵۷	۲/۶۵	۰/۰۰۸۶	–
ضریب تعیین R^2	۰/۵۵			
آماره آکائیک	۳/۴۷			
آماره شوارتز	۳/۶۶			
دوربین– واتسون	۱/۷۵			

نتایج حاصل از آزمون انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول ۵ آمده است. بر اساس نتایج این جدول که از طریق آزمون والد انجام شده است، انتقال قیمت در هر دو الگو در کوتاه‌مدت نامتقارن و در بلندمدت متقارن است.

جدول۵– نتایج آزمون انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت

آزمون تقارن انتقال قیمت در بلندمدت			آزمون تقارن انتقال قیمت در کوتاه مدت			الگوها
تقارن انتقال	نتیجه آزمون والد		تقارن انتقال	نتیجه آزمون والد		
قیمت	Prob	آماره F	قیمت	Prob	آماره F	
متقارن	۰/۸۶	۰/۰۲۸	نامتقارن	۰/۰۰	۵۸/۹۵	انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده
متقارن	۰/۹۷	۰/۰۰۰۸۵	نامتقارن	۰/۰۱۵	۶/۰۱	انتقال قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

آزمون علیت گرنجر رابطه علیت دو طرفه‌ای را بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده نشان داد. بنابراین میتوان استنباط کرد که تغیرات قیمت مصرف‌کننده و تغیرات قیمت تولیدکننده به صورت توأم بر هم اثر می‌گذارند. همچنین آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته و آزمون هم‌جمعی جوهانسن– جوسیلیوس نشان داد که بین این دو شاخص قیمت رابطه بلندمدت وجود دارد. به همین جهت با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) الگوی انتقال قیمت نامتقارن هم برای تولیدکننده و هم برای مصرف‌کننده تخمین زده شد. نتایج نشان داد که هرگونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در دوره‌های آتی (بعدی) جبران می‌شود. همچنین فصول بهار، تابستان و پاییز مانعی برای انتقال تغییرات قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده است ولی این فصول در انتقال قیمت از مصرف‌کننده به تولیدکننده اثر مثبت

دارد. مقایسه نتایج هر دو الگو نشان می‌دهد که کشش‌های انتقال قیمت بین تولیدکننده و مصرف‌کننده در بازار غلات ایران کوچکتر از یک است اما کشش‌های افزایش قیمت به طور قابل ملاحظه‌ای بزرگتر از کشش‌های کاهش قیمت است. این اختلاف چشم‌گیر نشان‌دهنده انتقال نامتقارن قیمت است. همچنین در هر دو الگو نشان داد که انتقال قیمت در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت نامتقارن است. بنابراین با توجه به این که در کوتاه‌مدت انتقال قیمت کامل صورت نمی‌گیرد، فرصت‌هایی برای افزایش حاشیه بازار و کسب سود به وسیله‌ی واسطه‌ها و بنگاه‌ها و شرکت‌های انحصاری وجود دارد، لذا پیشنهاد می‌شود که با اعمال سیاست‌های حمایتی، افزایش قدرت چانه‌زنی تولیدکنندگان، افزایش قدرت خرید مصرف‌کنندگان، بهبود زیرساخت‌های اقتصادی و افزایش ظرفیت تولید در کشور زمینه ایجاد انتقال متقارن قیمت در کوتاه‌مدت فراهم شود. البته سیاست‌های قیمتی، به دلیل انتقال نامتقارن قیمت چندان مناسب نیستند زیرا ممکن است سود بدست آمده از آن نصیب واسطه‌ها شود. در انتها پیشنهاد می‌شود در قالب مطالعات دیگر، در بازار غلات ایران بر دلایل وجود انتقال نامتقارن قیمت بررسی گردد.

منابع

۱. احمدی، م. ط و احمدی، م. (۱۳۸۸). «بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده (مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران)» مجله دانش و توسعه، شماره ۲۸، ص ۹۳-۷۸.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارنامه شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی و شاخص قیمت تولیدکننده اسفند ۱۳۸۶، مرکز آمار اقتصادی.

۳. تشکینی، ا. (۱۳۸۴) «اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit» ناشر: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول، ص ۲۵۹.

۴. حسینی، س. ص و حسن‌پور، ا. (۱۳۷۹) «ارزیابی آثار اقتصادی و کارایی سیاست غذای ارزان در ایران» مجله علوم کشاورزی ایران، شماره ۳، جلد ۳۱.

۵. حسینی، س. ص و دوراندیش، آ. (۱۳۸۵) «الگوی تحلیل رفتار انتقال قیمتی پسته ایران در بازارهای جهانی» مجله علوم کشاورزی ایران، جلد۲.

۶. نیکوکار، ا. حسینی، س. ص و دوراندیش، ا. (۱۳۸۹) «الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت ایران» نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۴، شماره ۱، ص ۳۲-۲۳.

۷. مقدسی، ر و نوروزی، ق. (۱۳۸۹) «مطالعه رفتار انتقال قیمت در بازار گوشت مازندران» فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۵۶، ص ۱۹۴-۱۷۷.

۸. مقدسی، ر و مرب، آ. (۱۳۷۸) «مطالعه نحوه انتقال قیمت از مزرعه تا خرده‌فروشی در بازار محصولات باغی (مطالعه موردی سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی)» فصلنامه اقتصاد کشاورزی، شماره، شماره ۳. ص۷.

۹. حسینی، س. ص و سرایی‌شاد، ز. (۱۳۸۸) «انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس» مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، شماره ۴، جلد ۱، ص ۱۳۳-۱۲۵.

۱۰. حسینی، س. ص و قهرمان‌زاده، ز. (۱۳۸۵) «تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران» مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۳، ص ۲۳-۱.

۱۱. شاکری، ع. (۱۳۸۷) «نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، انتشارات پارس‌نویسا» جلد اول، ص ۱۱۱.

12. Hosseini, S.S. & Springgs, J., 1988. *Iranian Wheat Policy: Implications for* Trade. World Agricultural Trade. Prospect Heights. West View Press.
13. Hansen, B., W. Hahn. & M. Weimar. 1994. Determinants of the Farm-to-Retail Milk Price Spread. Agriculture Information Bulletin, No: 693.
14. Yeong Sheng, T., 2009. Symmetry in farm-retail price transmission: pork in Malaysia.Institute of Agricultural and Food Policy Studies, Universiti Putra Malaysia, http://mpra.ub.uni-muenchen.de/16693/.
15. Ben-Kaabia, M., Jose M, Gil. 2007. Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector, European Review of Agricultural Economics Vol 34 (1), pp. 53–80. http://erae.oxfordjournals.org.
16. V. Cramon-Taubadel, S. & Fahlbusch, S. 1996. Estimating Asymmetric Price Transmission with theError Correction Representation: an Aplication to the German Pork Market. Keil. Germany. Universityof Kiel. Department of Agricultural Economics.