تاثیر هدفمندی یارانه‌ها بر الگوی انتقال قیمت بازار گوشت گوسفند در ایران

مجتبی نبی‌زاده*[۱]، محمد کاوسی کلاشمی[۲]، رضا حیدری[۳]، محمدعلی روشنفر[۳]

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۱/۲۱

چکیده

با اجرای طرح هدفمند شدن یارانه‌ها به نظر می‌رسد که به‌دلیل نبودن بازار رقابتی، ایجاد تمرکز توسط واحدهای تولیدی و بالا بودن قیمت در بازارهای داخلی کشور نسبت به قیمت جهانی، نوسانات و انحرافات قیمتی منجر به انتقال قیمت نامتقارن می‌شود. بنابراین هدف از این مطالعه بررسی اثر هدفمند کردن یارانه‌ها بر انتقال قیمت بازار گوشت گوسفند ایران بین عمده‌فروشی و خرده‌فروشی با استفاده از داده‌های هفتگی از هفته اول تیرماه ۱۳۸۸ تا هفته آخر آبان ماه ۱۳۹۰ است. با توجه به اجرای این طرح در هفته آخر آذر ماه ۱۳۸۹، الگوهای انتقال قیمت مربوط به قبل و بعد از طرح هدفمندی یارانه‌ها برآورد شده و با هم مقایسه شدند. نتایج نشان داد که مقادیر عددی کشش‌های کوتاه‌مدت مربوط به الگوی انتقال قیمت بعد از هدفمندی یارانه‌ها بزرگ‌تر از کشش‌های مربوط به الگوی انتقال قیمت قبل از هدفمندی یارانه‌ها است. به عبارت دیگر، بعد از هدفمندی یارانه‌ها شدت اثر افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی روی تغییرات قیمت خرده‌فروشی بیشتر است. مقایسه کشش‌های بلندمدت نیز این گفته را تایید می‌کند. مقایسه آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان داد که هدفمندی یارانه‌ها موجب نامتقارنی کوتاه‌مدت در انتقال قیمت هفتگی بازار گوشت گوسفند ایران شده است. در مجموع هدفمندی یارانه‌ها نامتقارنی انتقال قیمت را به همراه داشته است، بنابراین اقداماتی نظیر برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری برای افزایش تولید و تاسیس زیرساخت‌های لازم برای فرآوری، نگهداری و عرضه این محصولات و افزایش نظارت دولت بر کیفیت و استانداردهای مربوط به تولید، فرآوری و توزیع می‌تواند از انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند ایران جلوگیری نماید.

طبقه‌بندی *JEL*: *C81, D12, M31, Q13*

واژه‌های کلیدی: هدفمندی یارانه‌ها، انتقال نامتقارن قیمت، الگوی تصحیح خطا، گوشت گوسفند، ایران.

۱- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه گیلان.

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله، Nabizadeh.mojtaba@gmail.com

پیشگفتار

تئوری قیمت یکی از پایه‌های اصلی اقتصاد نئوکلاسیک است(Louma et al. 2004). قیمت‌های انعطاف‌پذیر، به تخصیص کارای منابع منجر می‌گردند و انتقال قیمت، بازارها را به صورت عمودی و افقی به هم پیوند می‌دهد (Meyer and Cramon-Taubadel, 2004). قیمت‌ها همچنین مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالاهای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند(حسینی، ۱۳۸۵). آگاهی از ارتباط بین قیمت‌های دریافتی تولیدکنندگان و پرداختی مصرف‌کنندگان، اطلاعاتی درباره کارایی بازار و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان فراهم می‌آورد(Capps and Sherwell, 2005). در پژوهش‌های چند دهه اخیر بررسی روابط قیمتی در پیوند عمودی سطوح مختلف بازار مواد غذایی از تولیدکنندگان تا مصرف‌کنندگان، یک روش معمول برای ارزیابی کارایی بازار و درجه رقابتی بودن بازار خدمات فرآوری و بازاریابی مواد غذایی بوده است(Fray and Manera, 2005). همچنین بررسی انتقال قیمت در زنجیره عرضه کالاهای کشاورزی یکی از مباحث مهم مطرح در پژوهش‌های کمیته برنامه کشاورزی سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه برای سال‌های ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶ بوده است(Goodwin, 2005). در یک بازار رقابت کامل تغییر قیمت‌ها به سرعت به سطوح مختلف بازار منتقل شده و انتقال قیمت متقارن است(Meyer and Cramon-Taubadel, 2004). پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد که در عمل، بازار مواد غذایی در رقابت کامل نیستند و در بسیاری از بازارهای کشاورزی، افزایش قیمت سرمزرعه سریع‌تر از کاهش آن به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود(Tomek and Robinson, 2003; Vavra and Goodwin, 2005). به‌طور عادی احساس می‌شود که قیمت خرده‌فروشی به سرعت به تغییرات در بازار واکنش نشان نمی‌دهد. به عبارتی قیمت‌های خرده‌فروشی چسبنده باقی می‌ماند. هرچند قیمت‌های نهاده به جهت افزایش در تولید اولیه کاهش یافته باشند(Peltzman, 2000). در این شرایط قیمت خرده‌فروشی برابر با قیمت تعادلی بازار است. بنابراین با وجود عرضه اضافی و با توجه به رفاه مصرف‌کننده، مصرف‌کنندگان نمی‌توانند از کاهش قیمت‌های مزرعه سودی ببرند(Ben-Kaabia and Jose, 2007). پلتزمن بر این باور است چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت شواهد قوی وجود دارد که نشان می‌دهد قیمت در سطح خرده‌فروشی تمایل بیشتر به افزایش دارد(احمدی شادمهری و احمدی، ۱۳۸۸). خرده‌فروشان نیز تمایل دارند که افزایش قیمت را سریع‌تر به مصرف‌کنندگان منتقل کنند، در حالی که اگر قیمت‌ها کاهش یابند، مدت زمانی طول می‌کشد تا تغییر قیمت به تولیدکنندگان منتقل شود(رحمانی و اسماعیلی، ۱۳۸۹).

صنعت دامپروری به دلیل اهمیت نقش آن در ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی و رشد اقتصادی کشور و ضرورت تامین نیاز پروتئین مصرف‌کنندگان، جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد ملی دارد(شهبازی و حسینی، ۱۳۸۸). صنعت مذکور بیش از ۵۰ درصد پروتئین مصرفی ایرانیان را تامین کرده و حضوری پررنگ در سبد مصرفی خانوار ایرانی دارد(شهبازی و همکاران، ۱۳۸۸). ضرورت وجود گوشت در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی و همچنین کاهش درآمد واقعی آنها به علت افزایش قیمت گوشت، نشان‌دهنده ضرورت توجه خاص به این صنعت و توسعه آن است(شهبازی و حسینی، ۱۳۸۸). با توجه به شرایط بوم‌شناختی و ساختار روستایی و سنتی دامداری کشور، دام سبک(گوسفند) اصلی‌ترین منبع تامین گوشت قرمز به شمار می‌آید و هنوز بخش عمده‌ای از مصرف‌کنندگان این فرآورده مصرف آن را به گوشت دام سنگین(گاو) ترجیح می‌دهند(علیجانی و صبوحی، ۱۳۸۸؛ وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۶). روند تولید جهانی گوشت گوسفند در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۹، ۲۶/۱ درصد رشد داشته و میانگین تولید جهانی آن در این دوره ۱۲/۳ میلیون تن بوده است و میانگین مصرف جهانی گوشت گوسفند در این دوره، ۱۲/۳ میلیون تن با ۲۷ درصد رشد بوده است. با مقایسه روند تولید و مصرف انواع مختلف گوشت قرمز می‌توان اذعان داشت که در این سال‌ها، به‌طور متوسط جهان با شش هزار تن افزایش عرضه گوشت گوسفند مواجه بوده است. مقایسه میانگین قیمت گوشت قرمز در ایران و قیمت جهانی این محصول نشان می‌دهد که متوسط قیمت انواع گوشت قرمز در داخل کشور نسبت به بازار جهانی بالاتر است. در نتیجه گوشت تولید داخل از این نظر توانایی رقابت در عرصه جهانی را ندارد. البته بالا بودن قیمت گوشت قرمز در داخل ناشی از مجموعه علل و عواملی است که موجب بالا رفتن هزینه تولید گوشت می‌گردند که از آن جمله می‌توان به بالا بودن هزینه‌های تولید و مواد اولیه، نرخ تورم، تمایل مردم به مصرف انواع گوشت قرمز گرم و تازه به‌خصوص با توجه به نژاد گوسفندان ایرانی، بالا بودن هزینه‌های بسته‌بندی و حمل و نقل اشاره نمود(چراغی و قلی‌پور، ۱۳۸۹).

در زمینه انتقال قیمت عمودی محصولات کشاورزی مطالعات زیادی صورت گرفته است.

باکوس و فرتو(۲۰۰۷) حاشیه بازاریابی و انتقال قیمت بازار گوشت گاو در مجارستان را بررسی نمودند. نتایج نشان داد که قیمت‌ها همراه با یک روند زمانی همگرا هستند. همچنین مدلینگ انتقال قیمت برخلاف باور عموم نشان داد که انتقال قیمت در بازار گوشت مجارستان در کوتاه‌مدت و بلندمدت متقارن است.

ویلافورت(۲۰۰۸) انتقال قیمت برای گله گاو، گوشت گوساله و شیر در بازارهای کاستاریکا را تحقیق نمود. نتایج نشان داد که تعدیل قیمت در سطح معنی‌داری یک درصد با رفتار مورد انتظار سازگاری دارد؛ اما نتایج تجزیه و تحلیل نامتقارنی همانند موارد مورد انتظار نیست و ضرایب

تعدیلات مثبت و منفی تفاوتی قابل ملاحظه‌ای از هم ندارند. با در نظر گرفتن شکست ساختاری در معادلات، کشش‌ها بزرگ‌تر از یک می‌شوند، شواهد بیشتری از همگرایی مشاهده می‌شود.

بن- کابیا و جوزی(۲۰۰۷) تعدیلات غیرخطی بین قیمت‌های سرمزرعه و خرده‌فروشی در بخش گوشت بره اسپانیا را بررسی نمودند. نتایج نشان داد که در بلندمدت انتقال قیمت کامل است و شوک‌های عرضه و تقاضا به طور کامل همراه با زنجیره بازاریابی منتقل می‌شوند. در کوتاه‌مدت تعدیل قیمت بین سطوح خرده‌فروشی و سرمزرعه نامتقارن است و یک مکانیسم انتقال قیمت ناشی از فشار تقاضا را نشان می‌دهد.

حسینی و همکاران(۱۳۸۹) در مطالعه خود اثر ساختار بازار و انتقال قیمت روی حاشیه بازاریابی صنعت گوشت ایران را مورد بررسی قرار دادند و نتایج نشان داد که پراکنش نامناسب کشتارگاه‌ها و تعداد زیاد واسطه‌ها در زنجیره بازاریابی موجب ایجاد ساختار غیررقابتی شده و رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان را کاهش می‌دهد.

نیکوکار و همکاران(۱۳۸۹) چگونگی انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار گوشت گاو ایران را بررسی نمودند. نتایج نشان داد که انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت گاو ایران در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت از گاوداری تا خرده‌فروشی و از گاوداری تا کشتارگاه نامتقارن است. کشش‌های انتقال قیمت نشان داد که افزایش‌های قیمت گاو زنده در گاوداری با شدت بیشتری به سطح خرده فروشی منتقل می شوند در حالی که کاهش‌های قیمت، به کندی به سطوح بالاتر بازار انتقال می‌یابند.

رحمانی و اسماعیلی(۱۳۸۹) رفتار قیمتی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در بازار مرغ در استان فارس را با استفاده از الگوی واریانس ناهمسان شرطی خود توضیح تعمیم‌یافته (GARCH) بررسی نمودند. نتایج بیانگر وجود رابطه انتقالی میان مصرف‌کننده و تولیدکننده بود و در دوره مورد بررسی وجود یک رفتار متقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت تصدیق شد. گرچه مطالعات گوناگونی در زمینه انتقال قیمت بازار گوشت صورت گرفته است، اما به نظر می‌رسد مطالعه‌ای در زمینه اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت بازار گوشت گوسفند ایران صورت نگرفته باشد. از این جهت این مقاله بر مطالعات گذشته برتری دارد.

به‌دلیل اعمال نکردن سیاست تنظیم بازار گوشت قرمز و نبود کنترل در بازارهای مصرف از سوی نهادهای دولتی و حتی غیردولتی، بازار گوشت قرمز با نوسان قیمت و در برخی مواقع کمبود این ماده پروتئینی رو به رو است. بخشی از افزایش قیمت گوشت قرمز به علت رشد قیمت جهانی نهاده‌های تولید مانند جو رخ داده است و بخش دیگری که منجر به افزایش قیمت گوشت قرمز شد، تنظیم اشتباه بازار داخلی است که به سیستم نادرست توزیع بر می‌گردد. در واقع از این

معامله هم تولیدکننده و هم مصرف‌کننده ضرر می‌کنند. تولیدکننده گوشت تولیدی خود را زیر قیمت تمام شده فروخته و ضرر می‌کند و مصرف‌کننده هم مجبور است گوشت را با قیمت بالایی خریداری کند و در نتیجه متضرر می‌شود(شیخ‌زین‌الدین و بخشوده، ۱۳۸۸). با اجرای طرح هدفمند شدن یارانه‌ها به نظر می‌رسد که به دلیل نبودن بازار رقابتی و ایجاد تمرکز در این صنعت توسط واحدهای تولیدی و بالا بودن قیمت آن در بازارهای داخلی کشور نسبت به قیمت جهانی، ممکن است بازار گوشت قرمز از جمله گوشت گوسفند دچار نوسانات و انحرافات قیمتی بیشتری شود چرا که با اجرای این طرح هزینه‌های تولید و حمل و نقل افزایش یافته و به خاطر تورم حاصل از آن ممکن است به خاطر مناسب نبودن زیرساخت‌ها، واردات بیشتر شود و لذا نوسانات و انحرافات قیمتی منجر به انتقال قیمت نامتقارن می‌شود، بنابراین بررسی اثر هدفمندکردن یارانه‌ها بر انتقال قیمت گوشت قزمز (گوشت گوسفند) ضروری به نظر می‌رسد.

موادها و روش

تاکنون الگوهای متفاوتی برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت در پژوهش‌های گوناگون ارائه شده است که برخی از آن‌ها به ساختار بازارها، برخی به محاسبه کشش‌ها و بعضی نیز به بازارهای مرتبط توجه نشان داده‌اند. الگوهای به‌کار گرفته شده در پژوهش‌های گذشته را می‌توان با سه عنوان کلی الگوی هوک، الگوی تصحیح خطا و الگوی آستانه‌ای تقسیم‌بندی کرد. در میان این سه الگو، الگوهای هوک و تصحیح خطا بیشترین کاربرد را داشته‌اند(حسینی و دوراندیش، ۱۳۸۵ و حسینی و همکاران، ۱۳۸۹). در صورت هم‌انباشتگی سری‌های قیمت با یکدیگر مدل تصحیح خطا بر مدل هوک برتری دارد. بنابر نظر بتندروف و وربوون(۲۰۰۰) شرط استفاده از مدل تصحیح خطا انباشتگی از درجه یک هر یک از متغیرها و همگرایی آن‌ها با یکدیگر است. بنابراین پیش از ارائه الگوی نظری باید آزمون ایستایی و آزمون همگرایی بین متغیرها انجام شود.

اولین قدم در آنالیز نحوه انتقال قیمت، آزمون ایستایی متغیرها می‌باشد. فرض مدل رگرسیون کلاسیک ایجاب می‌کند که سری‌های زمانی مانا باشند و جزء خطا دارای میانگین صفر و واریانس محدود باشد. در این مطالعه بررسی مانایی سری‌های زمانی به وسیله آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون KPSS انجام شد(چن و همکاران، ۲۰۰۲، فاضلی و مقدسی، ۱۳۸۶).

علاوه بر آزمون ریشه واحد، جهت اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین سری‌های قیمت از آزمون حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود. این روش انجام آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه را برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی فراهم می‌کند. فرضیه صفر آزمون حداکثر مقدار ویژه، r

تعداد بردار همگرایی را در مقابل r + ۱ آزمون می‌کند در حالی‌که فرضیه صفر آزمون اثر r بردار همگرایی را در مقابل p عدد برای r =۲،۱،۰...p-۱ و p تعداد متغیرهای برون‌زا است (Chen et al. 2002; Korap, 2008). روش جوهانسن- جوسلیوس دارای سه مرحله می‌باشد.

الف) مرحله اول: تعیین درجه همگرایی متغیرهای الگو که با استفاده از آزمون دیکی- فولر و آزمون KPSS انجام می‌شود.

ب) مرحله دوم: تعیین تعداد وقفه بهینه است که با استفاده از مدل VAR صورت می‌گیرد. وقفه‌ای که بسته به نوع نرم‌افزار دارای کمترین یا بیشترین مقادیر آکائیک، شوارتز و حنان‌کوئین باشد وقفه بهینه است.

ج) مرحله سوم: تعیین بردارهای هم‌جمعی است. در این مرحله از دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی استفاده می‌شود(نوفرستی، ۱۳۷۸).

همچنین لازم است که متغیر وابسته بین سری‌های قیمت مشخص شود. بدین منظور از رابطه علیت گرنجری استفاده می‌شود. این آزمون، آزمون نسبتا ساده‌ای است و بر پایه این فرض مهم استوار است که اطلاعات مهم برای پیش‌بینی هر متغیری، منحصرا در داده‌های سری زمانی مربوط به آن نهفته است. نتایج آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه‌های صحیح، باعث به وجود آمدن اریبی در نتایج خواهد شد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل خود توضیح‌برداری، باعث ناکارایی تخمین‌ها می‌شوند(Chang and Lai, 1997). بنابراین در این مطالعه از آماره‌های حنان‌کوئین (HQ)، شوارتز (SC)، آکائیک (AIC)، آماره LR و آماره خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) برای تعیین طول وقفه بهینه جهت انجام آزمون علیت گرنجر استفاده شد.

یکی از الگوهایی که برای بررسی چگونگی انتقال قیمت، به طور گسترده در پژوهش‌های گذشته مورد استفاده قرار گرفته، الگویی است که توسط مایر و کرامون- تاوبادل(۲۰۰۴) ارائه شد. 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 الگوی تصحیح خطا و آزمون انتقال قیمتی که با استفاده از این الگو قابل انجام است، نخست باید رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای الگو، برآورد گردد (Meyer and Cramon-Taubadel, 2004).

$$P_t^r = \varphi_0 + \varphi_1 P_t^w + ECT_t \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، P^r قیمت خرده‌فروشی، P^w قیمت عمده‌فروشی و ECT جزء اخلال هم‌انباشته است. تصریح مدل تصحیح خطا بدون جدا کردن اجزاء اخلال، بیانگر انتقال متقارن قیمت است

(Abdulai, 2000)، و برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت اجزاء اخلال باید از هم جدا شوند. بنابراین، با توجه به رابطه (۱) جزء خطای رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی به صورت رابطه (۲) است:

$$ECT_{\mathrm{t}} = \mathrm{P}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{r}} - \varphi_1 \mathrm{P}_t^{\mathrm{w}} - \varphi_0 \quad (۲)$$

با توجه به رابطه (۲) الگوی انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی به صورت زیر است:

$$\Delta P_t^r = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta^- D^- \Delta P_{t-j+1}^w + \sum_{j=1}^{l} \beta^+ D^+ \Delta P_{t-j+1}^w + \Phi^+ ECT_{t-1}^+ + \Phi^- ECT_{t-1}^- + \omega_t \quad (۳)$$

که در رابطه (۳)، $\Delta \mathrm{P}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{r}}$ تغییرات قیمت در سطح خرده‌فروشی، $\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}} \mathrm{D}^- \Delta \mathrm{P}_{\mathrm{t}-\mathrm{i}+1}^{\mathrm{w}}$ سری کاهشی قیمت در عمده‌فروشی، $\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{l}} \mathrm{D}^+ \Delta \mathrm{P}_{\mathrm{t}-\mathrm{i}+1}^{\mathrm{w}}$ سری افزایشی قیمت در عمده‌فروشی و ω_{t} جملهٔ اخلال است. D^- متغیر موهومی برای زمانی که $\mathrm{P}_{\mathrm{t}}^{w} < \mathrm{P}_{\mathrm{t}-1}^{\mathrm{w}}$ باشد، مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. D^+ متغیر موهومی برای زمانی که $\mathrm{P}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{w}} > \mathrm{P}_{\mathrm{t}-1}^{\mathrm{w}}$ باشد، مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. متغیرهای ECT_{t-1}^+ و ECT_{t-1}^- اولین وقفه مقادیر اجزای اخلال در رابطه بلندمدت حاصل از رابطه (۲) را نشان می‌دهد. Φ^+ و Φ^- به ترتیب میزان تعدیلات قیمت خرده‌فروشی نسبت به شوک‌های مثبت و منفی و حاشیهٔ بازاریابی است. چنانچه مشاهده می‌شود در این الگو، قیمت در یک سطح از بازار را به تغییرات قیمت در سطح دیگر بازار وابسته می‌کند. برای تعیین طول وقفه بهینه از آماره‌های آکائیک و شوارتز استفاده می‌شود به گونه‌ای که مدل با وقفه‌های گوناگون برآورد می‌شود. در نهایت مدلی که مقدار آماره‌های آکائیک و شوارتز کمتر باشد، ترجیح داده می‌شود. از آنجا که با برآورد الگوی تصحیح خطا نمی‌توان نبود تقارن در بزرگی انتقال قیمت را بررسی کرد، فقط نبود تقارن در سرعت انتقال قیمت و در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی می‌شود. اگر فرضیه (۴) برقرار باشد، تقارن در سرعت انتقال قیمت وجود دارد.

$$H_0: \sum_{\mathrm{i}=0}^{\mathrm{n}} \beta^- = \sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{m}} \beta^+ \quad (۴)$$

پذیرفتن این فرضیه، به معنای آن است که افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی در همه دوره‌ها به یک اندازه به قیمت خرده‌فروشی منتقل می‌شود. همچنین برای ارزیابی چگونگی انتقال قیمت در ساختار بازار در بلندمدت، از آزمون فرضیه برابر بودن ضرایب اجزای تفکیک شده تصحیح خطا در رابطه (۳) به شکل رابطه (۵) استفاده می‌شود:

$$H_0: \Phi^+ = \Phi^- \quad (۵)$$

رابطه (۵) بیان می‌کند که هرگونه انحراف مثبت و یا منفی از رابطه بلندمدت بین قیمت خرده‌فروشی و قیمت عمده‌فروشی، اثر یکسان و متقارنی بر تغییرات قیمت‌خرده‌فروشی دارد.

به‌عبارت دیگر، انتقال قیمت در بلندمدت متقارن است(حسینی و سرایی‌شاد، ۱۳۸۸؛ نیکوکار و همکاران، ۱۳۸۹و حسینی و همکاران، ۱۳۸۹).

یکی از شاخص‌های مهم در تحلیل الگوی انتقال قیمت، کشش قیمت است. کشش انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار نشان می‌دهد که با تغییر درصد مشخصی در قیمت یک سطح از بازار، قیمت در سطح دیگر چه میزان تغییر خواهد کرد(حسینی و سرایی‌شاد، ۱۳۸۸؛ Chavas and Mehta, 2004). برای محاسبه کشش‌های انتقال قیمت بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی می‌توان از ضرایب حاصل از برآورد الگوهای انتقال قیمت و میانگین افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت در سطح عمده‌فروشی و میانگین تغییرات قیمت در سطح خرده‌فروشی استفاده کرد. به عنوان مثال رابطه (۶) کشش انتقال افزایش و کاهش‌های قیمت را از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_{inc} = \alpha_{1,i} \times \frac{Min\ INC\ P_w}{Min\ \Delta P_r} \qquad \varepsilon_{dic} = \alpha_{2,i} \times \frac{Min\ DIC\ P_w}{Min\ \Delta P_r} \qquad (۶)$$

که در آن $\varepsilon_{\mathrm{inc}}$ و $\varepsilon_{\mathrm{dic}}$ به ترتیب کشش انتقال افزایش و کاهش قیمت، $Min\ INC\ P_w$ و $Min\ DIC\ P_w$ به ترتیب میانگین افزایش و کاهش قیمت عمده‌فروشی و $Min\ \Delta P_r$ میانگین تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند می‌باشد (نیکوکار و همکاران، ۱۳۸۹).

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه داده‌های هفتگی قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوشت گوسفند از هفته اول تیرماه ۱۳۸۸ تا هفته آخر آبان‌ماه ۱۳۹۰ می‌باشد که از شرکت پشتیبانی دام و طیور أخذ گردید. برای بررسی اثر هدفمند کردن یارانه‌ها بر انتقال قیمت هفتگی بازار گوشت گوسفند، با توجه به اجرا شدن طرح هدفمندی یارانه‌ها در ۲۸ آذرماه ۱۳۸۹، داده‌ها به دو بخش قبل و بعد از هدفمندی تقسیم و الگوی انتقال قیمت هر یک از آنها برآورد شده و با هم مقایسه شد.

نتایج و بحث

الف) الگوی انتقال قیمت بازار گوشت گوسفند قبل از هدفمندی یارانه‌ها

در این قسمت الگوی انتقال قیمت هفتگی قبل از هدفمندی یارانه‌ها در بازار گوشت گوسفند مورد بحث واقع شده است. نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و آزمون KPSS در جدول (۱) آمده است. بر اساس آزمون دیکی فولر همه متغیرها در سطح داده‌ها نامانا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. زیرا بعد از تفاضل‌گیری مقادیر این آماره از نظر قدر مطلق بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی می‌شود. نتایج آزمون KPSS نیز نشان می‌دهد که در سطح داده‌ها، مقدار این آماره از مقادیر بحرانی بیشتر است و چون فرضیه صفر این آزمون ایستا بودن متغیر مورد نظر است، داده‌ها در سطح نامانا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مقادیر آماره KPSS از مقادیر بحرانی کمتر

می‌شود و نتایج آزمون دیکی- فولر را مبنی بر مانا شدن داده‌ها بعد از یکبار تفاضل‌گیری تایید می‌نماید.

با توجه به ناایستا بودن متغیرهای قیمت گوشت گوسفند و مانا شدن آنها با یک‌بار تفاضل‌گیری، جهت تعیین نوع الگوی مورد نیاز لازم است که از وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان سری‌های قیمت با استفاده از آزمون جوهانسن- جوسلیوس اطمینان حاصل شود. آزمون جوهانسن- جوسلیوس شامل سه مرحله می‌باشد. مرحله اول شامل تعیین درجه همگرایی متغیرهاست که با استفاده از آزمون دیکی- فولر و آزمون KPSS انجام شد و نشان داد که همگرایی متغیرهای قیمت گوشت گوسفند I(۱) است. مرحله دوم شامل تعیین تعداد وقفه‌های بهینه است که این کار به کمک مدل VAR انجام می‌شود. در این مرحله وقفه‌ای که کمترین مقدار آکائیک یا شوارتز را داشته باشد، به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از این مرحله با استفاده از نرم‌افزار Eviews,6 نشان داد که وقفه بهینه بین متغیرهای قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی برابر ۲ است. مرحله سوم نیز شامل تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی است که به‌وسیله آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر مشخص می‌شود و نتایج حاصل از این دو آزمون در جدول (۲) آمده است.

از آنجا که بر اساس نظر نوفرستی(۱۳۷۸) در عمل احتمال تحقق الگوی اول و پنجم بسیار بعید است، الگوی دوم تا چهارم بررسی می‌شود. نتایج مربوط به این جدول نشان می‌دهد که در تمام الگوهای دوم تا چهارم فرضیه صفر مبتنی بر وجود هیچ بردار همگرایی در مقابل وجود یا بیشتر از یک بردار همگرایی رد می‌شود. اما در آزمون بعد مقدار این آماره‌ها کمتر از مقدار بحرانی است و می‌توان فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همگرایی بین سری‌های قیمتی مورد بررسی را بر اساس الگوی دوم پذیرفت. معادله نرمال‌شده این بردار همگرایی به صورت رابطه (۷) می‌باشد(اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می‌باشد).

$$P_w = -۱۰۴۶۸/۲۷ + ۱/۲۱\ P_r \quad (۷)$$
$$(۲۰۱۸/۶۲)\ \ (۰/۰۱۸)$$

در رابطه (۷) P_r قیمت خرده‌فروشی گوشت گاو و P_w قیمت عمده‌فروشی است و نشان می‌دهد که قیمت خرده‌فروشی رابطه مستقیمی با قیمت عمده‌فروشی دارد. بنابراین شرط لازم برای استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) یعنی همگرا بودن متغیرهای قیمت گوشت گوسفند فراهم است.

بر اساس نتایج حاصل از آماره حنان‌کوئین، شوارتز و آماره LR، وقفه بهینه برابر ۲ و بر اساس آماره آکائیک و آماره خطای پیش‌بینی نهایی وقفه بهینه برابر ۳ است. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، آزمون علیت گرنجر انجام شد و نتایج حاصل آن در جدول (۳) نشان داده شده است. در هر

دو وقفه بهینه ۲و ۳، رابطه علیت بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی دو طرفه است و در این مطالعه انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی مورد بررسی قرار گرفت.

پس از مشخص شدن متغیر وابسته، اجزای اخلال هم‌انباشتگی بین قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی برآورد شد و به دو بخش مثبت و منفی تقسیم گردید تا در تخمین الگوی انتقال قیمت به‌کار گرفته شود. در ابتدا الگوهای انتقال قیمت مربوطه با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شد، اما آمارهٔ دوربین- واتسن نشان داد که مشکل خودهمبستگی اجزای اخلال در الگوی برآورد شده وجود دارد. بنابراین، دوباره الگوهای مورد نظر با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته از طریق وارد کردن فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول $[AR(1)]$ در الگو برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی انتقال قیمت مربوط به قبل از هدفمندی یارانه‌ها در بازار گوشت گوسفند ایران در جدول (۴) آمده است.

آماره R^2 و سطوح معنی‌داری ضرایب نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی واردشده در الگوها، تغییرات متغیر وابسته را به خوبی توضیح می‌دهند. آماره دوربین- واتسن نیز نشان می‌دهد که دیگر مشکل خودهمبستگی در الگوی برآورد شده وجود ندارد. آماره F آزمون رمزی با مقدار ۰/۰۶ نشان داد که الگوی برآورد شده خطای تصریح ندارد. آزمون حداکثر نمایی LM و آزمون وایت با مقدار آماره F برابر ۰/۷۶ و ۰/۲۸ نشان داد که خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی بین اجزای اخلال وجود ندارد. نتایج این جدول همچنین نشان می‌دهد که مهم‌ترین متغیرهای تاثیرگذار بر قیمت عمده‌فروشی افزایش و کاهش در قیمت خرده‌فروشی در یک دوره قبل، افزایش و کاهش در قیمت خرده‌فروشی در دو دوره قبل و مقادیر مثبت و منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت است. همه متغیرهای توضیحی به جز متغیرهای افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری، در کمتر از ده درصد معنی‌دار شده‌اند.

هر چند متغیرهای افزایش و کاهش قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری از لحاظ آماری معنی‌دار نیست اما تغییرات آنها اثر مستقیمی روی قیمت خرده‌فروشی می‌گذارد. علامت ضرایب سایر متغیرهای توضیحی منفی است و نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد در قیمت عمده‌فروشی در یک و دو دوره قبل، قیمت خرده‌فروشی به ترتیب به میزان ۰/۵۰ و ۰/۲۱ واحد کاهش می‌یابد. همچنین با یک واحد کاهش در قیمت عمده‌فروشی در یک و دو دوره قبل، قیمت خرده‌فروشی به میزان ۰/۴۸ واحد افزایش می‌یابد. ضرایب متغیرهای سری‌های مثبت و منفی جزء اخلال در واقع چگونگی تعدیل قیمت‌های خرده‌فروشی را به منظور ایجاد تعادل در بازار منعکس می‌کند. علامت این ضرایب منفی است، به عبارت دیگر هر گونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای

الگو، بر تغییرات قیمت خرده‌فروشی اثر منفی می‌گذارد و به نوعی بیانگر تعدیل نوسانات قیمت در بلندمدت است.

بنابراین، چنانچه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در دوره قبل مثبت باشد نوسان‌های مثبت قیمت در بلندمدت کاهش می‌یابد و به سمت صفر میل می‌کند. همچنین اگر انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت منفی باشد، نوسان‌های منفی قیمت در بلندمدت کاهش یافته و به سمت صفر میل می‌کند. کشش‌های کوتاه‌مدت انتقال قیمت نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری و کاهش در قیمت عمده‌فروشی در یک و دو دوره بعد، قیمت خرده‌فروشی به میزان ۰/۱۳ درصد رشد مثبت دارد. در حالی‌که به ازای یک درصد تغییر در سایر متغیرها قیمت خرده‌فروشی رشد منفی دارد. در مجموع در اثر افزایش‌های قیمت عمده‌فروشی، قیمت خرده‌فروشی به اندازه ۰/۶۴ درصد رشد منفی دارد و در اثر کاهش‌های قیمت خرده‌فروشی به اندازه ۰/۲۷ درصد رشد مثبت دارد. نتایج آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، انتقال قیمت هفتگی در بازار گوشت گوسفند از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی متقارن است.

ب) الگوی انتقال قیمت بازار گوشت گوسفند بعد از هدفمندی یارانه‌ها

نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد (آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و آزمون KPSS) در جدول (۵) آمده است و بیانگر آن است که متغیرهای قیمت در سطح داده‌ها نامانا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری در سطح معنی‌داری کمتر از ده درصد مانا شدند.

همچنین نتایج حاصل از مراحل سه گانه روش جوهانسن- جوسلیوس (جهت بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان سری‌های قیمت) نشان داد که:

۱) همگرایی متغیرهای قیمت گوشت گوسفند (۱)I است.

۲) وقفه بهینه بین عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوشت گوسفند برابر ۱ است.

۳) نتایج حاصل آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر(جهت تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی) در جدول (۶) آمده است.

بر اساس آزمون حداکثر راست‌نمایی می‌توان فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همگرایی بین سری‌های قیمتی مورد بررسی را بر اساس الگوی دوم پذیرفت. معادله نرمال‌شده این بردار همگرایی به صورت رابطه (۸) می‌باشد.

$$P_w = ۳۹۴۰۹/۵۴ + ۰/۸۰\ P_r \quad (۸)$$
$$(۵۳۹۷/۰۶)\ \ (۰/۰۴۳)$$

رابطه فوق بیانگر این است که قیمت عمده‌فروشی رابطه مستقیمی با قیمت خرده‌فروشی دارد و شرط لازم برای استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) فراهم است.

بر اساس آماره‌های حنان‌کوئین و شوارتز وقفه بهینه برابر ۱ و بر اساس آماره‌های آکائیک و خطای پیش‌بینی نهایی و آماره LR وقفه بهینه برابر ۳ است. بر اساس نتایج حاصل از رابطه علیت گرنجر در جدول (۷)، رابطه علیت دو سویه‌ای بین عمده‌فروشی و خرده‌فروشی برقرار است. با توجه به اینکه قبل از هدفمندی یارانه‌ها متغیر خرده‌فروشی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد، در این الگو نیز متغیر خرده‌فروشی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود تا امکان مقایسه بهتر میان دو الگوی مربوط به قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها فراهم شود.

در ادامه اجزای اخلال هم‌انباشتگی بین قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی برآورد شده و به دو بخش مثبت و منفی تقسیم گردید و تخمین الگوی انتقال قیمت به کار گرفته شد. مشابه قبل جهت برطرف نمودن مشکل خودهمبستگی اجزای اخلال، اتورگرسیو مرتبه اول متغیر وابسته [AR(1)] در الگو وارد شد و نتایج حاصل از آن در جدول (۸) آمده است.

آزمون‌های رمزی نشان داد که الگوی برآورد شده خطای تصریح ندارد. آزمون جارک- برا نیز نشان داد که اجزای اخلال این الگو دارای توزیع نرمال است. همچنین نتایج آزمون LM و آزمون وایت نشان داد که اجزای اخلال الگوی برآوردشده همبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی ندارد. نتایج جدول (۸) نشان داد که مهم‌ترین متغیرهای تاثیرگذار بر تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند افزایش در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری، افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی در یک دوره قبل و مقادیر مثبت و منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه است. همه متغیرهای توضیحی به جز متغیر کاهش در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری در سطح یک درصد معنی‌دار شده‌اند. تفسیر متغیرهای توضیحی مشابه الگوی قبل از هدفمندی یارانه‌ها است. ضرایب متغیرهای سری‌های مثبت و منفی جزء اخلال منفی است و بیانگر تعدیل نوسانات قیمت در بلندمدت است. به عبارت دیگر سری‌های قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تمایل به همگرایی در بلندمدت دارند و هر گونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در دوره‌های بعدی جبران می‌شود. کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که به ازای یک درصد تغییر در افزایش قیمت عمده‌فروشی، قیمت خرده‌فروشی به میزان ۲/۶۴ درصد در دوره جاری و به اندازه ۲/۶۰ درصد در یک دوره قبل و در مجموع در بلندمدت به میزان ۴/۲۴ درصد رشد مثبت دارد. همچنین به ازاء یک درصد رشد منفی قیمت عمده‌فروشی، رشد منفی قیمت خرده‌فروشی به اندازه ۰/۳۱ درصد در دوره جاری و به اندازه ۱/۵۴ درصد در دوره قبل است و در مجموع رشد منفی قیمت خرده‌فروشی برابر ۱/۲۳ درصد

است. نتایج آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان می‌دهد انتقال قیمت هفتگی در بازار گوشت گوسفند از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی در کوتاه‌مدت نامتقارن و در بلندمدت متقارن است.

بحث و نتیجه‌گیری

همانطور که عنوان شد، هدف از این مطالعه بررسی اثر هدفمند کردن یارانه‌ها بر انتقال قیمت بازار گوشت گوسفند ایران بین عمده‌فروشی و خرده‌فروشی است. بنابراین الگوهای انتقال قیمت مربوط به قبل و بعد از طرح هدفمندی یارانه‌ها برآورد شده و با هم مقایسه شدند. منفی بودن ضرایب متغیرهای سری‌های مثبت و منفی جزء اخلال بیانگر آن است که سری‌های قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تمایل به همگرایی در بلندمدت دارند و هر گونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در دوره‌های بعدی جبران می‌شود. بزرگ‌تر بودن مقدار قدرمطلق ضریب متغیر انحرافات مثبت از انحرافات منفی نشان می‌دهد که مدت زمان کمتری لازم است تا اثر هر گونه انحراف مثبت از رابطه تعادلی بلندمدت از بین برود. مقایسه کشش‌های کوتاه‌مدت الگوی انتقال قیمت قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها نشان می‌دهد که مقادیر عددی کشش‌های مربوط به الگوی انتقال قیمت بعد از هدفمندی یارانه‌ها بزرگ‌تر از کشش‌های مربوط به الگوی انتقال قیمت قبل از هدفمندی یارانه‌ها است. به عبارت دیگر، بعد از هدفمندی یارانه‌ها، شدت اثر افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی روی تغییرات قیمت خرده‌فروشی بیشتر است. مقایسه کشش‌های بلندمدت نیز این گفته را تأیید می‌کند. مقایسه آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان می‌دهد که هدفمندی یارانه‌ها موجب نامتقارنی کوتاه‌مدت در انتقال قیمت هفتگی بازار گوشت گوسفند ایران شده است.

مقایسه نتایج پژوهش با مطالعه نیکوکار و همکاران(۱۳۸۹) در بازار گوشت گاو ایران نشان داد که انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت گاو ایران در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت نامتقارن است که نتایج این مطالعه را بعد از هدفمندی یارانه‌ها تایید می‌کند. همچنین نتایج مطالعه حسینی و نیکوکار(۱۳۸۵) و کوهستانی و همکاران(۱۳۸۹) به ترتیب در بازار گوشت گاو و مرغ ایران نشان داد که انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت در صنعت گوشت قرمز نامتقارن بوده و کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهند که افزایش‌های قیمت شدت بیشتری منتقل می‌شوند؛ درحالی که کاهش‌های قیمت، به کندی به سطوح بالاتر بازار انتقال می‌یابند و بخشی از نتایج این مطالعه با نتایج آنها همخوانی دارد. نامتقارن بودن انتقال قیمت گوشت گوسفند در کوتاه‌مدت بعد از هدفمندی یارانه‌ها با نتایج مطالعه مقدسی و نوروزی(۱۳۸۹)، حسینی و قهرمان‌زاده(۱۳۸۵) و حسینی و همکاران(۱۳۸۹) نیز همخوانی دارد.

پیشنهادات

نتیجه کلی این مطالعه نشان داد که هدفمندی یارانه‌ها موجب نامتقارنی کوتاه‌مدت در انتقال قیمت هفتگی بازار گوشت گوسفند ایران شده است. بنابراین اقداماتی نظیر برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری برای افزایش تولید و تاسیس زیرساخت‌های لازم برای فرآوری، نگهداری و عرضه این محصولات و تدوین قوانین مرتبط برای تغییر شیوه فعلی توزیع در راستای به‌کارگیری روش‌های نوین سالم و بهداشتی توزیع، افزایش نظارت دولت بر کیفیت و استانداردهای مربوط به تولید، فرآوری و توزیع، گسترش خدمات بیمه، کاهش هزینه‌های تولید علوفه به‌منظور کاهش وابستگی به علوفه وارداتی، ذخیره‌سازی به موقع گوشت و خرید تضمینی گوشت قرمز می‌تواند از انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت قرمز ایران جلوگیری نماید.

فهرست منابع

1. Abdulai, A. 2000. Spatial Price Transmission and asymmetry in the Ghanaian Maize Market. Journal of Development Economics. 63: pp. 327-349.
2. Ahmadi Shadmehri M.T., and Ahmadi, M. 2009. A Study of Relationship between the price of Producer and Consumer. Journal of Knowledge and Development Knowledge. 16 (28): pp. 94-77.
3. Alijani, F., and Sabouhi, M. 2009. Measurement of market power and cost efficiency in the production and distribution of beef and veal. Journal of Agricultural Economics. 1 (2): pp. 90- 77.
4. Bakucs, L.Z., and Ferto, I. 2007. Marketing Margin and Price Transmission on the Hungering Beef Market, Institute of Economics. Hungarian Academy of Sciences.
5. Ben-Kaabia, M., and Jose, M.G. 2007. Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector. European Review of Agricultural Economics. 34(1): pp. 53-80.
6. Bettendorf, L., and Verboven, F. 2000. Incomplete transmission of coffee bean prices: evidence from the Dutch coffee market. European Review of Agricultural Economics. 27(1): pp. 1-16.
7. Capps, J.O., and Sherwell, P. 2005. Spatial Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission Associated With Fluid Milk Products. American Agricultural Economics Association Annual Meeting. Providence, Rhode Island.
8. Cattle Support Company. 2011. The weekly price, www.iranslal.com
9. Chang, B.S., and Lai, T.W. 1997. An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan. Energy Economics. 19: pp. 435-444.
10. Chavas, J.P., and Mehta, A. 2004. Price transmission in a vertical sector: the case of butter. American Journal of Agricultural Economics (forthcoming).
11. Chen, S.Y., Chou, L.C., and Yang, C.C. 2002. Price Transmission Effect between GDRs and Their Underlying Stocks-Evidence from Taiwan. Review of Quantitative Finance and Accounting. 19: pp. 181-214.

12. Cheraghy, D., and Gholipur, S. 2010. the review the main challenges of the meat in Iran. 8 (41): pp. 89-110.
13. Fazli, F., and Moghadasi, R. 2007. the transfer market garden products: A Case Study of dates and pistachios. The Sixth Conference of Agricultural Economics. Ferdowsi University of Mashhad.
14. Fray, G., and Manera, M. 2005. Econometric Models of Asymmetry Price Transmission. Social science research network electronic paper collection: www.ssrn.com.
15. Goodwin, B.K. 2005. Analysis of Price Transmission along the Food Chain. OECD`s Working Paper series. Unclassified. Directorate for Food. Agricultural and Fisheries Committee for Agriculture. Committee for Agricultures Programs of Work for 2005 and 2006.
16. Hosseini, S.S. 2007. Economic models and policy analysis of agricultural prices, The first edition, published by Tehran University.
17. Hosseini, S.S., and Durandish. A. 2007, The price transmission model of Iran pistachio to the global market. Journal of Agricultural Sciences Iran. 37 (1): pp. 153-145.
18. Hosseini, S.S., and Ghahremanzadeh, M. 2006. Asymmetrical adjustment of transfer prices in the meat market. Journal of Agricultural Economics and Development. 14(53): pp. 1-22.
19. Hosseini, S.S., and Soraeishad, Z. 2010. The price transmission in farmed trout market in the Fars province. Journal of Agricultural Economics Research. 1 (4): pp. 134-125.
20. Hosseini, S.S., Nikookar, A., and Doorandish, A. 2010. Analysis of Market Structure and the Impact of Price Transmission on Marketing Margin in Iranian Beef Market. Journal of Iran Agricultural Research and Development. 2-41(2): pp. 147-157.
21. Korap, L. 2008. Exchange Rate Determination of TL/US$: a Co-integration approach. Istanbul University Faculty of Economics and Statistics Journal of Econometrics. Econometrics and Statistics Issue. 7: pp. 24-50.
22. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., and Shin, Y. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics. 54: pp. 159-178.

23. Liu, X. 2011. Horizontal price transmission for Finnish meat sector with major EU players. MTT Discussion pp. 1.
24. Louma, A., Luoto, J., and Taipale, M., 2004. Threshold Counteraction and Asymmetric Price Transmission in Finnish Beef and Pork Market. Pellervo Economic Research Institute. Working Paper, No. 70.
25. Meyer, J.S., and Cramon-Taubadel, V. 2004. Asymmetric Price Transmission: A Survey. Journal of Agricultural Economics. 55(3): pp. 581-611.
26. Ministry of Agriculture Jihad. 2007. Department of Animal and Poultry. www.agri-jahad.org
27. Moghadasi, R., and Norouzi, G. 2010. Price Transmission Mechanism in Iranian Meat markets of Mazandaran Province. Journal of Trade Studies. 14(56): pp. 177-194.
28. Nikukar, A., Hosseini S.S., and Doorandish, A. 2010. The pattern of price transmission in the beef industry. Journal of Agricultural Economics and Development (AGRICULTURAL SCIENCES AND TECHNOLOGY). 24 (1): pp. 32-23.
29. Noferesti, M. 1999. The unit root and co-integration in econometrics. Press Rasa. First Edition.
30. Peltzman, S. 2000. Prices Rise Faster than They Fall. Journal of Political Economy. 108(3): pp. 466-502.
31. Rahmani, R., and Esmaeili, A. 2010. An Analysis of Price Transmission in Chicken Meat Market, Fars Province. Iranian Journal of Agricultural Economics and Development, 41 (3): pp. 286- 275.
32. Shahbazi Gygasry, H., Kavoosi Kalashami, M., Peikani Machiani, G., and Abbasifar, A. 2009. The effect of price risk on meat marketing margins in Iran. Journal of Agricultural Economics and Development. 23 (1): pp. 87- 79.
33. Shahbazi, H., and Hossein, S.S. 2009. The economic model of meat marketing margin behavior in Iran. Journal of Agricultural Economics and Development Research. 40 (1): pp. 74-65.
34. Shaikh Zainuddin, A., and Bakhshudeh, M. 2009. Evaluation of the concentration of market power and efficiency in the market for meat Fars province. Journal of Agricultural Economics. 3 (2): pp. 81-65.

35. Tomek, P., and Robinson, K. L. 2003. Agriculture Product Prices. Cornell University Press. New York.
36. Vavra, P., and Goodwin, B.K. 2005. Analysis of price transmission along the food chain. pp. 1–16.
37. Villafuerte, K.H. (2008). Asymmetric Price Transmission and Structural Breaks in the Relationship between Costa Rican Markets of Livestock Cattle, Beef and Milk. Department of Agricultural Economics and Rural development. University Gottingen. Germany.

پیوست‌ها

جدول۱- نتایج آزمون‌های ایستایی برای قیمت‌های عمده و خرده‌فروشی گوشت گوسفند قبل از هدفمندی یارانه‌ها

وضعیت	آماره t بعد از یکبار تفاضل‌گیری	مقادیر بحرانی			متغیرها	آماره t در سطح داده‌ها	نوع آزمون
		٪۱۰	٪۵	٪۱			
بدون عرض از مبدأ و ترند	-۶/۵۸	-۱/۶۱	-۱/۹۴	-۲/۶۱	عمده-فروشی	۲/۴۰	ADF
بدون عرض از مبدأ و ترند	-۱۰/۳۷	-۱/۶۱	-۱/۹۴	-۲/۶۱	خرده-فروشی	-۰/۴۷	
با عرض از مبدأ	۰/۱۲	۰/۳۴	۰/۴۶	۰/۷۳	عمده-فروشی	۰/۹۲	KPSS
با عرض از مبدأ	۰/۱۴	۰/۳۴	۰/۴۶	۰/۷۳	خرده-فروشی	۰/۸۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۲- نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای قیمت‌های گوشت گوسفند قبل از هدفمندی یارانه‌ها

الگوی چهارم		الگوی سوم		الگوی دوم		فرضیات	
مقدار بحرانی*	λ_{Max}	مقدار بحرانی*	λ_{Max}	مقدار بحرانی*	λ_{Max}	H_1	H_0
۱۹/۳۸	۲۲/۸۵	۱۴/۲۶	۱۹/۸۶	۱۵/۹۰	۲۰/۸۱	$r = 1$	$r = 0$
۱۲/۵۱	۶/۵۱	۳/۸۴	۴/۰۷	۹/۱۶	۹/۰۸	$r = 2$	$r \leq 1$
مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	H_1	H_0
۲۵/۸۷	۲۹/۳۶	۱۵/۵۰	۲۳/۹۳	۲۰/۲۶	۲۹/۹۰	$r \geq 1$	$r = 0$
۱۲/۵۱	۶/۵۱	۳/۸۴	۴/۰۷	۹/۱۶	۹/۰۸	$r \geq 2$	$r \leq 1$

مأخذ: یافته‌های تحقیق * مقادیر بحرانی در سطح پنج درصد می‌باشد.

جدول۳- نتایج آزمون علیت گرنجر بین قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوشت گوسفند قبل از هدفمندی یارانه‌ها

فرضیه صفر	آماره‌ی F	سطح معنی‌داری	رد یا پذیرش فرضیه صفر	وقفه بهینه*
عمده‌فروشی علت خرده‌فروشی نیست	۸/۰۲	۰/۰۰	رد	۲
خرده‌فروشی علت عمده‌فروشی نیست	۱۰/۰۵	۰/۰۰	رد	
عمده‌فروشی علت خرده‌فروشی نیست	۶/۶۷	۰/۰۰	رد	۳
خرده‌فروشی علت عمده‌فروشی نیست	۵/۴۳	۰/۰۰	رد	

مأخذ: یافته‌های تحقیق * تعداد داده‌ها به ترتیب وقفه‌ها برابر ۵۰ و ۴۹ است.

جدول۴- الگوی انتقال قیمت هفتگی برای گوشت گوسفند قبل از هدفمندی یارانه‌ها

متغیر وابسته: تغییرات قیمت خرده‌فروشی

نام متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معنی‌داری	کشش	
				کوتاه‌مدت	بلندمدت
افزایش در قیمت عمده‌فروشی	۰/۱۲	۱/۲۱	۰/۲۲	۰/۱۳	
افزایش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه	-۰/۴۹	-۳/۲۰	۰/۰۰	-۰/۵۳	-۰/۶۴
افزایش در قیمت عمده‌فروشی با دو وقفه	-۰/۲۱	-۱/۹۰	۰/۰۶	-۰/۲۳	
کاهش در قیمت عمده‌فروشی	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۹۶	-۰/۰۰۳	
کاهش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه	-۰/۴۸	-۲/۱۱	۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۲۷
کاهش در قیمت عمده‌فروشی با دو وقفه	-۰/۴۸	-۲/۵۸	۰/۰۱	۰/۱۳	
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۷۸	-۵/۲۰	۰/۰۰	-	-
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۶۵	-۴/۰۴	۰/۰۰	-	-
عرض از مبدأ	۱۰۷۹/۳۸	۲/۴۶	۰/۰۱	-	-
فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول [AR(1)]	۰/۷۳	۷/۳۶	۰/۰۰	-	-
آماره شوارتز	۱۶/۵۰	دوربین- واتسن		۲/۱۵	
آماره آکائیک	۱۶/۱۸	ضریب تعیین R^2		۰/۴۲	

آزمون‌های چگونگی انتقال قیمت	آماره F	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
آزمون تقارن انتقال قیمت در کوتاه‌مدت	۰/۳۶	۰/۵۴	متقارن
آزمون تقارن انتقال قیمت در بلندمدت	۰/۶۴	۰/۴۲	متقارن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۵- نتایج آزمون‌های ایستایی برای قیمت‌های عمده و خرده‌فروشی گوشت گوسفند بعد از هدفمندی یارانه‌ها

وضعیت	آماره t بعد از یکبار تفاضل‌گیری	مقادیر بحرانی			متغیرها	آماره t در سطح داده‌ها	نوع آزمون
		٪۱۰	٪۵	٪۱			
بدون عرض از مبدأ و ترند	-۱/۶۳	-۱/۶۱	-۱/۹۴	-۲/۶۱	عمده-فروشی	۰/۴۵	ADF
بدون عرض از مبدأ و ترند	-۲/۶۵	-۱/۶۱	-۱/۹۴	-۲/۶۱	خرده-فروشی	۰/۸۵	
با عرض از مبدأ	۰/۱۶	۰/۳۴	۰/۴۶	۰/۷۳	عمده-فروشی	۰/۷۵	KPSS
با عرض از مبدأ	۰/۲۹	۰/۳۴	۰/۴۶	۰/۷۳	خرده-فروشی	۰/۶۷	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۶- نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای قیمت‌های گوشت گوسفند بعد از هدفمندی یارانه‌ها

فرضیات		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم	
H_0	H_1	λ_{Max}	مقدار بحرانی*	λ_{Max}	مقدار بحرانی*	λ_{Max}	مقدار بحرانی*
r = 0	r = 1	۱۸/۱۵	۱۳/۹۰	۱۷/۸۸	۱۲/۳۰	۱۷/۹۴	۱۷/۲۳
r ≤ 1	r = 2	۱/۲۱	۷/۵۵	۰/۶۳	۲/۷۰	۴/۹۵	۱۰/۶۶
H_0	H_1	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی
r = 0	r ≥ 1	۱۹/۳۷	۱۷/۹۸	۱۸/۵۲	۱۳/۴۲	۲۲/۹۰	۲۳/۳۴
r ≤ 1	r ≥ 2	۱/۲۱	۷/۵۵	۰/۶۳	۲/۷۰	۴/۹۵	۱۰/۶۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق * مقادیر بحرانی در سطح ده درصد می‌باشد.

جدول۷- نتایج آزمون علیت گرنجر بین قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوشت گوسفند بعد از هدفمندی یارانه‌ها

فرضیه صفر	آماره‌ی F	سطح معنی‌داری	رد یا پذیرش فرضیه صفر	وقفه بهینه*
عمده‌فروشی علت خرده‌فروشی نیست	۹/۶۰	۰/۰۰	رد	۱
خرده‌فروشی علت عمده‌فروشی نیست	۱۰/۵۶	۰/۰۰	رد	
عمده‌فروشی علت خرده‌فروشی نیست	۳/۳۸	۰/۰۲	رد	۳
خرده‌فروشی علت عمده‌فروشی نیست	۴/۰۸	۰/۰۱	رد	

مأخذ: یافته‌های تحقیق * تعداد داده‌ها به ترتیب وقفه‌ها برابر ۴۶ و ۴۴ است.

جدول۸- الگوی انتقال قیمت هفتگی برای گوشت گوسفند بعد از هدفمندی یارانه‌ها

متغیر وابسته: تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت گاو

نام متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معنی‌داری	کشش	
				کوتاه‌مدت	بلندمدت
افزایش در قیمت عمده‌فروشی	۰/۲۷	۳/۷۸	۰/۰۰	۲/۶۴	۵/۲۴
افزایش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه	۰/۲۶	۴/۸۵	۰/۰۰	۲/۶۰	
کاهش در قیمت عمده‌فروشی	-۰/۰۴	-۰/۸۵	۰/۳۹	۰/۳۱	-۱/۲۳
کاهش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه	۰/۲۰	۲/۵۸	۰/۰۱	-۱/۵۴	
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۲۹	-۳/۷۰	۰/۰۰	-	-
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۳۳	-۳/۵۸	۰/۰۰	-	-
عرض از مبدأ	-۲۷۶/۲۶	-۲/۸۱	۰/۰۰	-	-
فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول [AR(1)]	-۰/۵۷	-۴/۲۵	۰/۰۰	-	-
آماره شوارتز	۱۵/۴۳	دوربین- واتسن		۲/۰۸	
آماره آکائیک	۱۵/۲۳	ضریب تعیین R^2		۰/۶۰	

آزمون‌های چگونگی انتقال قیمت	آماره F	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
آزمون تقارن انتقال قیمت در کوتاه‌مدت	۲۳/۴۵	۰ /۰۰	نامتقارن
آزمون تقارن انتقال قیمت در بلندمدت	۰/۱۰	۰/۷۴	متقارن

مأخذ: یافته‌های تحقیق