نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۵، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۰، ص. ۵۲۶-۵۱۷

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 25, No. 4, Winter 2012, P. 517-526

بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران

محمود دانشور کاخکی[۱]- رضا حیدری کمال‌آبادی[۲*]

تاریخ دریافت:۹۰/۱۰/۲۰
تاریخ پذیرش:۹۰/۱۲/۲۰

چکیده

این مطالعه تلاش می‌نماید تا به بررسی اثر هدفمند کردن یارانه‌ها بر انتقال قیمت روزانه بازار تخم‌مرغ ایران بپردازد. با توجه به اجرا شدن این طرح در اواخر آذرماه ۱۳۸۹، با استفاده از داده‌های روزانه از دی‌ماه ۱۳۸۸ تا آبان‌ماه ۱۳۹۰ و با بهره‌گیری از مدل ECM الگوهای انتقال قیمت مربوط به قبل و بعد از اجرای این طرح برآورد شده و با هم مقایسه شدند. نتایج نشان داد که بعد از هدفمندی یارانه‌ها، سرعت انتقال افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی کندتر شده است. مقایسه سطوح معنی‌داری متغیرهای مقادیر منفی و غیرمنفی اجزای اخلال نیز نشان داد که بعد از هدفمندی یارانه‌ها انحرافات منفی تعادل بلندمدت تعدیل نمی‌شود. مقایسه کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان داد که مقادیر کشش‌های مربوط به الگوی انتقال قیمت بعد از هدفمندی یارانه‌ها کمتر از الگوی انتقال قیمت قبل از هدفمندی یارانه است. همچنین مقایسه آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان داد که هدفمندی یارانه‌ها موجب عدم تقارن کوتاه‌مدت در انتقال قیمت روزانه بازار تخم‌مرغ ایران شده است. اقداماتی مانند کاهش مداخلات دولت در بازار، بهبود زیرساخت‌ها و تشکیل تعاونی‌های تولید و توزیع می‌تواند در بهبود تقارن انتقال قیمت روزانه بازار تخم‌مرغ ایران بسیار مؤثر باشد.

واژه‌های کلیدی: هدفمند کردن یارانه‌ها، انتقال قیمت، الگوی تصحیح خطا، تخم‌مرغ، ایران

مقدمه

قیمت محصولات کشاورزی یکی از مهم‌ترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی است و نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد (۶). بر اساس شواهد موجود قیمت محصولات کشاورزی در قیاس با سایر کالاها از نوسانات بیشتر و گاهاً شدیدتری برخوردار است (۱). این نوسانات قیمت چنانچه منجر به انتقال نامتقارن گردد بسیار حائز اهمیت خواهد بود. به عبارتی اگر تغییرات قیمت کاملاً بین سطوح بازار منتقل نشود انتقال قیمت نامتقارن است که این خود منجر به افزایش حاشیه بازاریابی می‌گردد (۱۵).

چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار، یکی از مسائل مهمی است که سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین تجزیه و تحلیل قیمت محصولات کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی دارای اهمیت است و مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار است (۲۰، ۲۲ و ۲۵). انتقال نامتقارن قیمت نه تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است به شکاف موجود در تئوری‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه به عنوان شاهدی از شکست بازار، در اهداف سیاسی مورد توجه قرار گیرد (۳۱). همان گونه که پلتزمن (۳۳) اشاره کرده، اگر انتقال قیمت نامتقارن به شکست در نظریهٔ اقتصادی اشاره داشته باشد، یافته‌های انتقال قیمت نامتقارن می‌تواند به یک پژوهشگر این امکان را بدهد تا نتیجه گیری‌هایی درباره رفتار عاملان اقتصادی در بازار را به خصوص به عنوان اثر رفتار آنها روی روابط در طی مراحل مختلف بازار، داشته باشد. پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد که در عمل، بازار مواد غذایی در رقابت کامل نیستند و در بسیاری از بازارهای کشاورزی، افزایش قیمت‌ها سریع‌تر از کاهش آن منتقل می‌شود (۲۴، ۳۵ و ۳۶). در ادبیات اقتصاد کشاورزی دو علت اصلی برای انتقال نامتقارن قیمت ذکر شده است. ساختار بازارهای غیررقابتی و وجود هزینه‌های تعدیل. در کنار این دو علت اصلی، علل دیگری مثل مداخله‌های دولت نیز مطرح است. اگر سیاست کنترل قیمت حاکم باشد، انتقال افزایش قیمت محدود می‌گردد (۵).

محصولات کشاورزی با اعمال سیاست‌های متعدد حمایتی بازار، مورد مداخله قرار می‌گیرد و سیاست‌های قیمتی از مهم‌ترین این سیاست‌ها است. این مداخلات غالباً با هدف رشد عرضه و افزایش

۱و۲- دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
(*- نویسنده مسئول: Email:rezaheidari3631@gmail.com)

سطح درآمد تولیدکنندگان کشاورزی و رفاه آنان و همچنین کمک به مصرف‌کنندگان مواد غذایی انجام گرفته است. اغلب مداخلات دولت در بخش کشاورزی از طریق دخالت در بازار محصولات کشاورزی و نهاده‌های مورد نیاز این بخش و تنظیم قیمت صورت می‌گیرد. لذا دولت نقش اساسی در قیمت‌گذاری محصولات و نوسانات به وجود آمده دارد (۶ و ۱۵).

برنامه هدفمند کردن یارانه‌ها مهم‌ترین و چالش برانگیزترین بخش از طرح تحول اقتصادی بوده که بیش از سایر حوزه‌ها مورد توجه محافل کارشناسی و سیاست‌گزاری کشور قرار گرفته است و از جمله قوانینی به شمار می‌آید که همه اقتصاددانان کشور بر اجرای آن تأکید دارند (۱۸). اجرای این سیاست دست‌کم در کوتاه‌مدت آثار تورمی برجای خواهد گذاشت. اجرای این طرح همچنین باعث افزایش هزینه‌های تولید و افزایش قیمت‌ها به ویژه کالاهای اساسی، نهاده‌های تولید و هزینه‌های حمل‌ونقل خواهد گردید (۱۰).

در بین مواد غذایی که توسط انسان مصرف می‌گردند محصولات دامی و طیور به دلیل اهمیت آن در ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی، رشد اقتصادی کشور و ضرورت تأمین نیاز پروتئین مصرف‌کنندگان جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد ملی دارند و به خصوص با بالاتر رفتن سطح زندگی مردم و افزایش جمعیت، میزان مصرف این‌گونه محصولات بیشتر می‌شود (۱۳). تخم‌مرغ یکی از منابع سرشار پروتئین است که تولید و مصرف آن روز به روز در جامعه افزایش می‌یابد به طوریکه تولید این محصول طی دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۱ از ۳۹۰ هزارتن به ۷۶۶/۷ هزارتن و مصرف سرانه آن در طی همین دوره از ۶/۵۴ کیلوگرم به ۱۰ کیلوگرم افزایش یافته است (۲). نوسانات قیمت گوشت مرغ و تخم‌مرغ و نهاده‌های آنها یکی از چالش‌های اساسی این صنعت است که هر ساله تعادل بازار این مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (۹). بعد از جریان آزادسازی فرآیند تولید گوشت مرغ و تخم‌مرغ در سال ۱۳۷۷ این محصولات تولیدی کشور عمدتاً دارای بازار مبادلاتی آزاد بوده و تحت حمایت خاصی از سوی دولت قرار نمی‌گرفت. اما در سال‌های بعد از آزاد سازی دولت جهت کاهش نوسانات شدید قیمتی این محصولات به خصوص در سال ۸۰ و ۸۱ تنظیم قیمت بازار این محصولات را بر عهده گرفت. سیاست‌های حمایت دولت از صنعت طیور محدود و عمدتاً در قالب پرداخت یارانه به دارو، سموم، اعتبارات بانکی، حق بیمه انرژی، تنظیم بازار و پرداخت یارانه صادراتی به تخم‌مرغ صورت گرفته است (۳).

بررسی انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی، به ویژه در بخش دام و طیور مورد توجه بسیاری از پژوهش‌گران قرار گرفته است. از جمله آنها می‌توان به مطالعات انتقال قیمت باکوس و فرتو (۲۱) در بازار گوشت گاو در مجارستان، سقائیان و همکاران (۳۴) اثر شیوع آنفلانزای مرغی H5N1 روی انتقال قیمت بخش طیور ترکیه، ویلافورت (۳۷) انتقال قیمت برای گله گاو، گوشت گوساله و شیر در بازارهای کاستاریکان، گیلن و فرانکوزا (۲۹) انتقال قیمت دوازده گونه ماهیان مصرفی در بازار اسپانیا، مقدسی و نوروزی (۱۵) انتقال قیمت در بازار گوشت استان مازندران و قدمی‌کوهستانی و همکاران (۱۲) چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران را نام برد. همچنین حسینی و همکاران (۷) آزمون‌های انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران را براساس الگوی تصحیح خطا و با استفاده از داده‌های هفتگی قیمت تخم‌مرغ و نهاده‌های تخم‌مرغ در دوره ۸۴-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که انتقال قیمت در بازار تخم-مرغ در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت نامتقارن است. کشش‌های برآورد شده نیز نشان داد که افزایش قیمت نهاده‌ها و محصول سرمزرعه با سرعت بیشتری نسبت به کاهش قیمت‌ها به سطح خرده-فروشی منتقل می‌شوند. علاوه بر آن سیاست‌های دولت در کاهش نوسان‌های دولت تخم‌مرغ مؤثر نبوده است.

در حال حاضر مواد پروتئینی از جمله تخم‌مرغ جزء کالاهای اساسی محسوب می‌شود و با توجه به کم بودن درآمد بسیاری از افراد جامعه، تغییرات و نوسانات قیمت آن رفاه مصرف‌کنندگان، عوامل بازاریابی و تولیدکنندگان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از طرف دیگر اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها منجر به افزایش نوسانات قیمت تخم‌مرغ و افزایش هزینه‌های تولید آن شد به طوریکه در طی یکسال گذشته قیمت‌های تخم‌مرغ با نوسانات زیاد قیمت همراه بوده است. پس آن نیز دولت جهت تنظیم قیمت بازار اقدام به واردات تخم‌مرغ نمود. بنابراین اجرا شدن طرح هدفمندی یارانه‌ها و در پی آن افزایش مداخلات دولت در بازار، چگونگی انتقال قیمت این محصول را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا هدف از این مطالعه بررسی اثر هدفمند کردن یارانه‌ها بر روی انتقال قیمت بازار تخم‌مرغ می‌باشد.

مواد و روش‌ها

تاکنون الگوهای متفاوتی برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت در پژوهش‌های گوناگون ارائه شده است و این الگوها را می‌توان با سه عنوان کلی الگوی هوک، الگوی تصحیح خطا و الگوی آستانه‌ای تقسیم‌بندی کرد (۴ و ۸). در صورت هم‌انباشتگی سری‌های قیمت با یکدیگر مدل تصحیح خطا بر مدل هوک برتری دارد. بنابر نظر بتندروف و وربوون (۲۳) 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. در این مطالعه بررسی ایستایی سری‌های زمانی به وسیله آزمون KPSS[1] انجام می‌شود. آزمون KPSS نسبت به آزمون دیکی- فولر از قدرت بالاتری برخوردار بوده

1- Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992)

و در مقابل شکست ساختاری در داده‌ها مصون است. همچنین همانند آزمون دیکی- فولر نسبت به طول وقفه حساس نیست. فرضیه صفر این آزمون ایستایی متغیر مورد بررسی می‌باشد. به عبارتی فرضیه صفر این آزمون مبتنی بر $I(0)$ بودن y_t است. معادله زیر ویژگی مدل آزمون KPSS را نشان می‌دهد:

$$y_t = \beta' D_t + \mu_t + u_t \qquad (۱)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

جایی که D_t اجزا قطعی (عرض از مبدأ یا عرض از مبدأ بعلاوه روند زمانی) را شامل می‌شود. u_t، $I(0)$ است و ممکن است واریانس ناهمسان باشد. μ_t یک فرآیند تصادفی خالص با واریانس σ_ε^2 است. فرضیه صفر این آزمون به صورت $H: \sigma_\varepsilon^2 = 0$ است و آماره آزمون KPSS به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$KPSS = (T^{-2} \sum_{t=1}^{T} S_t^2) / \hat{\lambda}^2 \qquad (۲)$$

جایی که $\hat{u}_t$ و $S_t = \sum_{j=1}^{t} \hat{u}_j^2$ اجزای اخلال رگرسیون y_t روی D_t است و $\hat{\lambda}^2$ یک تخمین ثابت از واریانس بلندمدت u_t با استفاده از $\hat{u}_t$ است. همگرایی این آزمون بستگی به عبارت قطعی D_t دارد و نه به ضرایب ارزشی β (۳۰).

علاوه بر آزمون ریشه واحد، جهت اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین سری‌های قیمت از آزمون حداکثر درستنمایی جوهانسن-جوسلیوس (۱۹۹۰) استفاده می‌شود. این روش انجام آزمون اثر[2] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[3] را برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی فراهم می‌کند. روش جوهانسن-جوسلیوس دارای سه مرحله می‌باشد. مرحله اول شامل تعیین درجه همگرایی متغیرهای الگو است که با استفاده از آزمون KPSS انجام می‌شود. 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 و مرحل آخر شامل تعیین بردارهای همجمعی است. در این مرحله از دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده می‌شود (۱۶).

همچنین لازم است که متغیر وابسته بین سری‌های قیمت مشخص شود. بدین منظور از رابطه علیت گرنجری استفاده می‌شود. آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه 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 (۲۶). بنابراین در این مطالعه از آماره شوارتز برای تعیین طول وقفه مناسب جهت انجام آزمون علیت گرنجر استفاده می‌شود.

یکی از الگوهایی که برای بررسی چگونگی انتقال قیمت، به طور گسترده در پژوهش‌های گذشته مورد استفاده قرار گرفته، الگویی است که توسط ون‌کرامون- تاوبادل 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 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 (۳۲).

$$P_t^r = \varphi_0 + \varphi_1 P_t^w + ECT_t \qquad (۳)$$

در این رابطه 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 (۱۹) و برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت اجزاء اخلال باید از هم جدا شوند. بنابراین با توجه به رابطه ۳ جزء خطای رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی به صورت زیر است:

$$ECT_t = P_t^r - \varphi_1 P_t^w - \varphi_0 \qquad (۴)$$

با توجه به رابطه ۴ الگوی انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده-فروشی به صورت زیر است:

$$\Delta P_t^r = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{k_1} \alpha_{1,i} D^+ INCP_{t-i}^w + \sum_{i=0}^{k_2} \alpha_{2,i} D^- DICP_{t-i}^w + \Phi^+ ECT_{t-1}^+ + \Phi^- ECT_{t-1}^- + \omega_t \qquad (۵)$$

که در این رابطه ΔP_t^r تغییرات قیمت در سطح خرده‌فروشی، $DICP_{t-i}^w$ و $INCP_{t-i}^w$ سری افزایش و کاهشی قیمت در عمده‌فروشی و ω_t جملهٔ اخلال است. D^- متغیر موهومی برای زمانی که $P_t^w < P_{t-1}^w$ باشد، مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. D^+ متغیر موهومی برای زمانی که $P_t^w > P_{t-1}^w$ باشد، مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. ECT_{t-1}^- و ECT_{t-1}^+ مقادیر منفی و غیرمنفی جزء اخلال هم‌انباشته حاصل از برآورد رابطه ۴ است. Φ^+ و Φ^- به ترتیب میزان تعدیلات قیمت خرده‌فروشی نسبت به شوک‌های مثبت و منفی و حاشیهٔ بازاریابی است. چنانچه مشاهده می‌شود این الگو، تغییرات 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. با برآورد الگوی تصحیح خطا می‌توان تقارن انتقال قیمت در کوتاه‌مدت (سرعت انتقال قیمت) و بلندمدت را بررسی کرد. اگر فرضیه زیر برقرار باشد، تقارن انتقال قیمت در کوتاه‌مدت وجود دارد.

$$H_0: \alpha_{1.1} = \alpha_{2.1}, \alpha_{1.2} = \alpha_{2.2}, \ldots \alpha_{1.k_1} = \alpha_{2.k_2} \qquad (۶)$$

2- Trace Statistic
3- Max-Eigen Statistic

پذیرفتن این فرضیه، به معنای آن است که افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی در همه دوره‌ها به یک اندازه به قیمت خرده-فروشی منتقل می‌شود. همچنین برای ارزیابی تقارن انتقال قیمت در بلندمدت، از آزمون فرضیه برابر بودن ضرایب اجزای تفکیک شده تصحیح خطا در الگوی ۵ به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$H_0: \Phi^+ = \Phi^- \quad (۷)$$

این رابطه بیان می‌کند که هرگونه انحراف مثبت و یا منفی از رابطه بلندمدت بین قیمت خرده‌فروشی و قیمت عمده‌فروشی، اثر یکسان و متقارنی بر تغییرات قیمت خرده فروشی دارد. به عبارت دیگر انتقال قیمت در بلندمدت متقارن است (۵، ۸ و ۱۷).

یکی از شاخص‌های مهم در تحلیل الگوی انتقال قیمت، کشش انتقال 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 (۵ و ۲۷). 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 ۸ کشش انتقال افزایش و کاهش‌های قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی را نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_{inc} = \alpha_{1,i} \times \frac{Min\ INC\ P_w}{Min\ \Delta P_r} \quad (۸)$$

$$\varepsilon_{dic} = \alpha_{2,i} \times \frac{Min\ DIC\ P_w}{Min\ \Delta P_r}$$

که در آن ε_{inc} و ε_{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 تخم‌مرغ می‌باشد (۱۷).

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه داده‌های روزانه قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ از اول دیماه ۱۳۸۸ تا بیستم آبانماه ۱۳۹۰ می‌باشد که از شرکت امور پشتیبانی دام کشور اخذ (۱۱) گردیده است. برای بررسی اثر هدفمند کردن یارانه‌ها بر انتقال قیمت روزانه تخم‌مرغ ایران، با توجه به اجرا شدن طرح هدفمندی یارانه‌ها در ۲۸ آذرماه ۱۳۸۹، داده‌ها به دو بخش قبل و بعد از هدفمندی تقسیم می‌شود و الگوی انتقال قیمت هریک از آنها برآورد شده و با هم مقایسه می‌شود. برای انجام این پژوهش از نرم‌افزارهای Excel و Eveiws استفاده شد.

نتایج و بحث

برآورد الگوی انتقال قیمت بازار تخم‌مرغ قبل از هدفمندی یارانه‌ها

قبل از برآورد الگوهای انتقال قیمت لازم است که ایستایی متغیرهای قیمت تخم‌مرغ با استفاده از آزمون KPSS مورد بررسی قرار گیرد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۱ آمده است. نتایج آزمون KPSS 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 بنابراین داده‌ها در سطح داده‌ها ناایستا هستند. نتایج جدول نشان می‌دهد که با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

با توجه به ناایستا بودن متغیرهای قیمت تخم‌مرغ و ایستا 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. مرحله اول این آزمون با استفاده از آزمون KPSS انجام شد. نتایج حاصل از مرحله دوم با استفاده از نرم‌افزار Eviews نشان داد که وقفه بهینه بین متغیرهای خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ برابر ۳ است. نتایج حاصل از مرحله سوم نیز در جدول ۲ آمده است.

از آنجا که در عمل احتمال تحقق الگوی اول و پنجم بسیار بعید است، الگوی دوم تا چهارم بررسی می‌شود.

نتایج مربوط به جدول ۲ 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 فرض صفر مبنی بر وجود یک بردار هگمرایی بین سری‌های قیمتی مورد بررسی را بر اساس الگوی دوم پذیرفت. معادله نرمال‌شده این بردار همگرایی به صورت زیر می‌باشد (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می‌باشد).

جدول۱- نتایج آزمون KPSS برای داده‌های روزانه تخم‌مرغ قبل از هدفمندی یارانه‌ها

وضعیت	آماره t بعد از یکبار تفاضل‌گیری	مقادیر بحرانی ۱۰٪	۵٪	۱٪	آماره t در سطح داده‌ها	متغیرها
با عرض از مبدأ و روند	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۴۱	عمده‌فروشی
با عرض از مبدأ و روند	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۴۰	خرده‌فروشی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای قیمت‌های تخم‌مرغ قبل 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*
$r = 0$	$r = 1$	۱۴/۰۱	۱۳/۹۰	۱۳/۹۸	۱۲/۳۰	۲۷/۰۳	۱۷/۲۳
$r \leq 1$	$r = 2$	۲/۵۰	۷/۵۵	۲/۵۰	۲/۷۰	۷/۵۰	۱۰/۶۶
H_0	H_1	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی
$r = 0$	$r \geq 1$	۱۶/۵۱	۱۷/۹۸	۱۶/۴۸	۱۳/۴۲	۳۴/۶۲	۲۳/۳۴
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۲/۵۰	۷/۵۵	۲/۵۰	۲/۷۰	۷/۵۰	۱۰/۶۶

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

$$P_r = ۱۳۴۵/۷۰ + ۱/۰۷P_w \quad (۹)$$
$$(۲۹۸/۸۲) \quad (۰/۰۲۶)$$

در این رابطه P_r قیمت خرده‌فروشی و P_w قیمت عمده‌فروشی تخم‌مرغ است و نشان می‌دهد که قیمت عمده‌فروشی رابطه مستقیمی با قیمت خرده‌فروشی دارد. بنابراین شرط لازم برای استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) یعنی همگرا بودن متغیرهای قیمت تخم‌مرغ فراهم است. قبل از تخمین الگوی انتقال قیمت مورد نظر لازم است که به وسیله رابطه علیت متغیر وابسته مشخص شود. برای تعیین رابطه علیت میان متغیرها از علیت گرنجر استفاده شد و از آنجا که این آزمون نسبت به طول وقفه حساس است از شوارتز برای تعیین طول وقفه مناسب بین متغیرهای الگو استفاده شد و بر اساس این آماره طول وقفه بهینه برابر ۳ انتخاب شد. پس از تعیین تعداد وقفه مناسب، آزمون علیت گرنجر انجام شد و نتایج حاصل از آن در جدول ۳ نشان داده شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد رابطه علیت یک سویه‌ای از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی برقرار است. بنابراین متغیر خرده‌فروشی تخم‌مرغ به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود.

پس از مشخص شدن متغیر وابسته، اجزای اخلال هم انباشتگی بین قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی برآورد شد و به دو بخش مثبت و منفی تقسیم گردید تا در تخمین الگوی انتقال قیمت به کار گرفته شود. در ابتدا الگوی انتقال قیمت مربوطه با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شد، اما آمارهٔ دوربین- واتسون نشان داد که مشکل خود همبستگی اجزای اخلال در الگوی برآورد شده وجود دارد. بنابراین دوباره الگوی مورد نظر با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی انتقال قیمت روزانه مربوط به قبل از هدفمندی یارانه‌ها در بازار تخم‌مرغ 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. از آنجا که آماره دوربین- واتسون محاسباتی در مدل‌های خود رگرسیونی به سمت عدد ۲ تورش‌دار است لذا نمی‌توان تابع آزمون آماره دوربین- واتسون را جهت کشف خود همبستگی در این مدل‌ها مورد استفاده قرار داد و از آماره h دوربین برای کشف خود همبستگی این مدل‌ها استفاده می‌شود. اگر مقدار آماره این آزمون بین مقادیر ۱/۶۴ و ۱/۶۴- قرار گیرد، در سطح پنج درصد مدل مورد نظر فاقد خود همبستگی است (۱۴). از آنجا که آماره h دوربین با مقدار ۰/۰۴۵ بین دو مقدار بحرانی ۱/۶۴ و ۱/۶۴- قرار دارد نشان می‌دهد که در سطح پنج درصد دیگر مشکل خود همبستگی در الگوی برآورد شده وجود ندارد.

آماره t نشان می‌دهد که مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر تغییرات قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری، کاهش در قیمت عمده‌فروشی در یک دوره قبل، مقادیر مثبت و منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت و متغیر روند است. همه متغیرهای توضیحی در کمتر از پنج درصد معنی‌دار شده‌اند. علامت ضرایب متغیرهای افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی، کاهش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه و متغیر روند مثبت است و نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری قیمت خرده‌فروشی به میزان ۰/۹۲ افزایش می‌یابد.

جدول۳- نتایج آزمون علیت گرنجر بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ قبل از هدفمندی یارانه‌ها

فرضیه صفر	آماره‌ی F	سطح معنی‌داری	رد یا پذیرش فرضیه صفر
قیمت عمده‌فروشی علت قیمت خرده‌فروشی نیست	۶/۷۵	کمتر از یک درصد	رد
قیمت خرده‌فروشی علت قیمت عمده‌فروشی نیست	۰/۶۳	بی‌معنی	پذیرش

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول٤- الگوی انتقال قیمت روزانه بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ قبل از هدفمندی یارانه‌ها

متغیر وابسته: تغییرات قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ

نام متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معنی‌داری	کشش	
				کوتاه‌مدت	بلندمدت
افزایش در قیمت عمده‌فروشی	۰/۹۲	۲۷/۲۸	کمتر از یک درصد	۳/۱۱	۳/۱۱
کاهش در قیمت عمده‌فروشی	۰/۷۵	۱۵/۹۵	کمتر از یک درصد	-۱/۷۲	-۲/۰۲
کاهش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه	۰/۱۰	۲/۳۰	کمتر از پنج درصد	-۰/۳۰	
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۱۰	-۲/۶۵	کمتر از یک درصد	-	-
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۱۳	-۳/۱۸	کمتر از یک درصد	-	-
عرض از مبدأ	-۲۹/۳۷	-۳/۲۰	کمتر از یک درصد	-	-
متغیر روند	۰/۱۷	۳/۵۲	کمتر از یک درصد	-	-
فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول [AR(1)]	-۰/۳۲	-۵/۵۷	کمتر از یک درصد	-	-
آماره شوارتز	۱۱/۴۷	h دوربین		۰/۰۴۵	
آماره آکائیک	۱۱/۳۶	ضریب تعیین R^2		۰/۸۵	
آزمون‌های چگونگی انتقال قیمت	آماره F	سطح معنی‌داری		نتیجه آزمون	
آزمون تقارن انتقال قیمت در کوتاه‌مدت	۰/۱۸	بی‌معنی		متقارن	
آزمون تقارن انتقال قیمت در بلندمدت	۰/۰۰۱۵	بی‌معنی		متقارن	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین با کاهش یک واحد در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری و یک دوره قبل، قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ به ترتیب به میزان ۰/۷۵ و ۰/۱۰ واحد کاهش می‌یابد. علامت مثبت متغیر روند نیز بیان می‌کند که با افزایش زمان، تغییرات قیمت خرده‌فروشی بیشتر می‌شود. 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. 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 می‌یابد و به سمت صفر میل می‌کند. بنابراین 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 قدر مطلق ضریب متغیر انحرافات منفی از انحرافات مثبت نشان می‌دهد که مدت زمان کمتری لازم است تا اثر هر گونه انحراف منفی از رابطه تعادلی بلندمدت از بین برود. کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری، قیمت خرده‌فروشی به میزان ۳/۳۱ درصد رشد می‌کند. همچنین به ازای یک درصد رشد منفی در قیمت عمده‌فروشی، رشد منفی قیمت خرده‌فروشی در دوره جاری ۱/۷۲ درصد و در دوره بعد ۰/۳۰ درصد است و در مجموع رشد منفی قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ برابر ۲/۰۲ درصد است. نتایج آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، انتقال قیمت روزانه در بازار تخم‌مرغ ایران از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی متقارن است. این امر حاکی از آن است که افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به یک میزان به قیمت خرده‌فروشی منتقل می‌شود.

برآورد الگوی انتقال قیمت بازار تخم‌مرغ بعد از هدفمندی یارانه‌ها

در این قسمت الگوهای انتقال قیمت روزانه بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی در بازار تخم‌مرغ ایران بعد از هدفمندی یارانه‌ها برآورد می‌شود و در انتها نتایج الگوهای برآورد شده با الگوهای انتقال قیمت قبل از هدفمندی یارانه‌ها با هم مقایسه می‌شوند. در ابتدا ایستایی متغیرهای قیمت با استفاده از آزمون KPSS مورد بررسی قرار گرفت و نتایج حاصل از آن در جدول ۵ آمده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که متغیرهای قیمت در سطح داده‌ها ایستا نیستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

با توجه به ناایستا بودن متغیرهای قیمت تخم‌مرغ و ایستا شدن آنها با یک‌بار تفاضل‌گیری، جهت تعیین نوع الگوی مورد نیاز لازم است که با استفاده از آزمون جوهانسن- جوسلیوس از وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان سری‌های قیمت اطمینان حاصل شود. . مرحله اول این آزمون با استفاده از آزمون KPSS انجام شد. نتایج حاصل از

مرحله دوم با استفاده از نرم‌افزار Eviews نشان داد که وقفه بهینه بین متغیرهای خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ برابر ۲ است. نتایج حاصل از مرحله سوم نیز در جدول ۶ آمده است. نتایج مربوط به جدول ۶ 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 فرض 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 زیر می‌باشد (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می‌باشد).

$$P_r = ۶۲۳ + ۱/۱۲P_w \qquad (۱۲)$$
$$(۲۸۳/۸۷) \quad (۰/۰۱۲۶)$$

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

جهت تعیین متغیر وابسته میان متغیرهای قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی از آزمون علیت گرنجر استفاده شد و آماره شوارتز نشان داد که وقفه مناسب برای انجام این آزمون ۲ است. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر در جدول ۷ نشان داده شده است. نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که رابطه علیت یک سویه‌ای از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی برقرار است. بنابراین متغیر خرده‌فروشی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود.

پس از مشخص شدن متغیر وابسته، اجزای اخلال هم انباشتگی بین قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تخم‌مرغ برآورد شده و به دو بخش مثبت و منفی تقسیم گردید تا در تخمین الگوی انتقال قیمت به کار گرفته شود.

در ابتدا الگوی انتقال قیمت مربوطه با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شد، اما آمارهٔ دوربین- واتسون نشان داد که مشکل خود همبستگی اجزای اخلال در الگوی برآورد شده وجود دارد. بنابراین دوباره الگوی مورد نظر با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی انتقال قیمت مربوط به بعد از هدفمندی یارانه‌ها در بازار تخم‌مرغ ایران در جدول ۸ آمده است.

جدول ۵- نتایج آزمون KPSS برای داده‌های روزانه تخم‌مرغ بعد از هدفمندی یارانه‌ها

وضعیت	آماره t بعد از یکبار تفاضل‌گیری	مقادیر بحرانی ۱۰٪	۵٪	۱٪	آماره t در سطح داده‌ها	متغیرها
با عرض از مبدأ	۰/۰۷	۰/۳۴	۰/۴۶	۰/۷۳	۱/۶۱	عمده‌فروشی
با عرض از مبدأ	۰/۰۷	۰/۳۴	۰/۴۶	۰/۷۳	۱/۶۶	خرده‌فروشی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٦- نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای قیمت‌های تخم‌مرغ بعد 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	۳۱/۷۲	۱۴/۲۶	۲۷/۳۴	۱۵/۹۰	۲۷/۹۱	$r = 1$	$r = 0$
۱۲/۵۱	۸/۲۸	۳/۸۴	۲/۴۰	۹/۱۶	۳/۷۳	$r = 2$	$r \leq 1$
مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	مقدار بحرانی	λ_{Trace}	H_1	H_0
۲۵/۸۷	۴۰/۰۰	۱۵/۵۰	۲۹/۷۵	۲۰/۲۶	۳۱/۶۴	$r \geq 1$	$r = 0$
۱۲/۵۱	۸/۲۸	۳/۸۴	۲/۴۰	۹/۱۶	۳/۷۳	$r \geq 2$	$r \leq 1$

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

جدول ۷- نتایج آزمون علیت گرنجر بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ بعد از هدفمندی یارانه‌ها

فرضیه صفر	آماره‌ی F	سطح معنی‌داری	رد یا پذیرش فرضیه صفر
قیمت عمده‌فروشی علت قیمت خرده‌فروشی نیست	۶/۷۵	کمتر از یک درصد	رد
قیمت خرده‌فروشی علت قیمت عمده‌فروشی نیست	۰/۶۳	بی‌معنی	پذیرش

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸- الگوی انتقال قیمت روزانه بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی تخم‌مرغ بعد از هدفمندی یارانه‌ها

متغیر وابسته: تغییرات قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ					
نام متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معنی‌داری	کشش	
				کوتاه‌مدت	بلندمدت
افزایش در قیمت عمده‌فروشی	۰/۹۵	۲۳/۷۴	کمتر از یک درصد	۲/۲۳	۲/۳۹
افزایش در قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه	۰/۰۷	۱۸/۵۰	کمتر از یک درصد	۰/۱۶	
کاهش در قیمت عمده‌فروشی	۰/۷۰	۱/۸۳	کمتر از ده درصد	-۱/۰۳	-۱/۲۵
کاهش در قیمت عمده‌فروشی با پنج وقفه	۰/۲۰	۵/۲۱	کمتر از یک درصد	-۰/۲۲	
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۰۷	-۱/۹۸	کمتر از پنج درصد	-	-
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۰۳	-۰/۸۷	بی‌معنی	-	-
عرض از مبدأ	۰/۹۱	۰/۰۶	بی‌معنی	-	-
فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول [AR(1)]	-۰/۱۳	-۱/۹۷	کمتر از پنج درصد	-	-
آماره شوارتز	۱۲/۴۸	h دوربین		۰/۰۰۵	
آماره آکائیک	۱۲/۶۰	ضریب تعیین R^2		۰/۸۹	
آزمون‌های چگونگی انتقال قیمت	آماره F	سطح معنی‌داری		نتیجه آزمون	
آزمون تقارن انتقال قیمت در کوتاه‌مدت	۳/۲۷	کمتر از ده درصد		نامتقارن	
آزمون تقارن انتقال قیمت در بلندمدت	۰/۳۳	بی‌معنی		متقارن	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آماره R^2 و سطوح معنی‌داری ضرایب نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی واردشده در الگو، تغییرات متغیر وابسته را به خوبی توضیح می‌دهند. همچنین آماره h دوربین نشان می‌دهد که دیگر مشکل خود همبستگی در الگوی برآورد شده وجود ندارد. نتایج این جدول همچنین نشان می‌دهد که مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر تغییرات قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری، افزایش در قیمت عمده‌فروشی در یک دوره قبل (روز قبل)، کاهش در قیمت عمده‌فروشی در پنج دوره قبل و مقادیر منفی و مثبت اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت است. همه متغیرهای توضیحی غیر از متغیر مقادیر منفی اجزای اخلال در کمتر از ده درصد معنی‌دار شده‌اند. علامت ضرایب متغیرهای افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی در دوره‌های مختلف مثبت و کمتر از یک است و نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری و دوره قبل، قیمت خرده‌فروشی به ترتیب به میزان ۰/۹۵ و ۰/۰۷ واحد افزایش می‌یابد. همچنین با کاهش یک واحد در قیمت عمده‌فروشی در دوره جاری و پنج دوره قبل، قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ به ترتیب به میزان ۰/۷۰ و ۰/۲۰ واحد کاهش می‌یابد. علامت ضریب متغیر مثبت اجزاء اخلال منفی است و بیانگر تعدیل نوسانات مثبت قیمت در بلندمدت است. بنابراین چنانچه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در دوره قبل مثبت باشد نوسان‌های قیمت در بلندمدت کاهش می‌یابد و به سمت صفر میل می‌کند و هر گونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت در دوره‌های بعدی جبران می‌شود. ضریب مقادیر منفی اجزاء اخلال از لحاظ آماری معنی‌دار نیست و بیانگر آن است که نوسانات منفی قیمت در بلندمدت تعدیل نمی‌شود. کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در قیمت عمده‌فروشی، قیمت خرده‌فروشی به میزان ۲/۲۳ درصد در دوره جاری و ۰/۱۶ درصد در دوره بعد افزایش می‌یابد و در مجموع قیمت خرده‌فروشی در بلندمدت به میزان ۲/۴۰ درصد رشد مثبت دارد. همچنین به ازای یک درصد رشد منفی قیمت عمده‌فروشی، رشد منفی قیمت خرده‌فروشی به اندازه ۱/۰۳ درصد در دوره جاری و به اندازه ۰/۲۲ درصد در دوره بعد است و در مجموع رشد منفی قیمت خرده‌فروشی برابر ۱/۲۵ درصد است. نتایج آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان می‌دهد انتقال قیمت روزانه در بازار تخم‌مرغ ایران از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی در کوتاه‌مدت نامتقارن و در بلندمدت متقارن است.

جهت بررسی یکسان نبودن الگوهای انتقال قیمت مربوط به قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها از آزمون چاو استفاده شد. نتایج این آزمون برای انتقال قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی بازار تخم‌مرغ نشان داد که آماره F این آزمون برابر ۳/۴۲ است و از مقدار بحرانی آن (۲/۹۴) بیشتر است. بنابراین الگوی انتقال قیمت مربوط به بعد از هدفمندی یارانه‌ها متفاوت از الگوی مربوط به قبل از هدفمندی یارانه‌ها است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه جهت بررسی اثر هدفمند کردن یارانه‌ها بر انتقال قیمت بازار تخم‌مرغ ایران بین عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، الگوهای انتقال قیمت روزانه بازار تخم‌مرغ ایران مربوط به قبل و بعد از طرح

هدفمندی یارانه‌ها برآورد شده و با هم مقایسه شدند. نتایج الگوهای مربوط به قبل و بعد از اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها نشان می‌دهد که بعد از اجرا شدن هدفمندی یارانه‌ها، سرعت انتقال افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی به تغییرات قیمت خرده‌فروشی کندتر شده است. مقایسه سطوح معنی‌داری متغیرهای مقادیر منفی و غیرمنفی اجزای اخلال در قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها نشان می‌دهد که قبل از هدفمندی یارانه‌ها نوسانات مثبت و منفی در بلندمدت تعدیل می‌شود. اما بعد از هدفمندی یارانه‌ها به دلیل معنی‌دار نشدن متغیر مقادیر منفی اجزای اخلال، اثر انحراف منفی در رابطه تعادلی بلندمدت از بین نمی‌رود و فقط انحرافات مثبت از تعادل بلندمدت کاهش یافته است. بنابراین هدفمندی یارانه‌ها عدم تعدیل انحرافات منفی از تعادل بلندمدت را به دنبال دارد. مقایسه کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که مقادیر کشش‌های مربوط به الگوی انتقال قیمت بعد از هدفمندی یارانه‌ها کمتر از الگوی انتقال قیمت قبل از هدفمندی یارانه است. مقایسه آزمون‌های تقارن انتقال قیمت نشان می‌دهد که قبل از هدفمندی یارانه‌ها، انتقال قیمت بین خرده‌فروشی و عمده‌فروشی در کوتاه‌مدت و بلندمدت متقارن است و بعد از هدفمندی یارانه‌ها در کوتاه‌مدت نامتقارن و در بلندمدت متقارن شده است و بیانگر آن است که هدفمندی یارانه‌ها موجب نامتقارنی کوتاه‌مدت در انتقال قیمت روزانه بازار تخم‌مرغ ایران شده است.

نتایج این مطالعه نشان داد که بعد از هدفمندی یارانه‌ها مقادیر کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت و نیز سرعت انتقال افزایش و کاهش‌های قیمت بعد از هدفمندی یارانه‌ها کاهش یافته است. این امر بیانگر آن است که هدفمندی یارانه‌ها منجر به این شده که تأثیرپذیری سطوح بازارها از یک‌دیگر کمتر شود. دلیل این امر می‌تواند سیاست تثبیت قیمت دولت باشد که برای جلوگیری از افزایش نرخ تورم بعد از هدفمندی یارانه‌ها اعمال نمود. بنابراین پیشنهاد می‌شود که دولت در اجرای هدفمند کردن یارانه‌ها در ابتدا بهبود زیرساخت‌ها را مورد توجه دهد و نیز کمتر در نظام بازاررسانی محصولات کشاورزی مداخله نماید. همچنین نتایج آزمون‌های تقارن انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ بعد از هدفمندی یارانه‌ها نشان داد که قیمت‌ها در کوتاه‌مدت به صورت نامتقارن منتقل می‌شود و این امر موجب افزایش حاشیه بازاریابی می‌گردد. این نامتقارنی ممکن است بدلیل مشکلات موجود در روند اجرائی طرح هدفمندی یارانه‌ها باشد. برای رفع این مورد پیشنهاد می‌شود که دولت در اجرای مرحله دوم هدفمندی یارانه‌ها قبل از اجرای این طرح، تحقیقات کامل و جامعی در مورد اثرات آن روی بخش کشاورزی و به ویژه روی انتقال قیمت انجام دهد. پیشنهاد دیگر در مقابل نامتقارنی انتقال قیمت بعد از هدفمندی یارانه‌ها، تشکیل تعاونی‌ها در مراحل مختلف بازاریابی از جمله تعاونی‌های تولید و توزیع محصولات کشاورزی متشکل از تولیدکنندگان و عمده‌فروشان و خرده‌فروشان و حتی واسطه‌ها است. البته دولت باید روی این تعاونی‌ها کنترل اعمال نماید که این تعاونی‌ها به صورت انحصاری عمل ننمایند چرا که خود عاملی برای ایجاد انتقال قیمت نامتقارن می‌شود. در انتها با توجه به یافته‌های تحقیق با تأکید بر اهمیت مبحث مهم هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت و ارتباط آن با حاشیه بازار و همچنین نقش مهم آن در تحلیل بازار، مطالعه بیشتر در زمینه اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت در سطوح مختلف بازارهای محصولات فاسدشدنی به ویژه محصولات پروتئینی، تحلیل مسائل رفاهی و مقایسه هزینه‌ها و منافع اجتماعی ناشی از اتخاذ هرگونه سیاست پیشنهاد می‌گردد.

منابع

۱- اردی‌بازار ه. و مقدسی ر. ۱۳۸۸. شناسایی منابع نوسان قیمت تولیدکننده‌ی محصولات کشاورزی (مطالعه‌ی موردی گوشت گوساله و ماکیان). مجله علمی- پژوهشی علوم کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، ۳ (۱۱): ۸۳ تا ۹۷.

۲- جهاد کشاورزی. ۱۳۸۹. معاونت امور تولیدات دامی، آمار و اطلاعات، تولیدات دامی و مصرف سرانه.

۳- جیران ع. ۱۳۸۶. مطالعه بازار و سیاست‌های حمایتی محصول تخم‌مرغ. وزارت جهادکشاورزی معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۴- حسینی س.ص. و دوراندیش آ. ۱۳۸۵. الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی. مجله علوم کشاورزی ایران، ۲-۳۷ (۱): ۱۴۵ تا ۱۵۳.

۵- حسینی س.ص. و سرایی‌شاد ز. ۱۳۸۸. انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۱ (۴): ۱۲۵ تا ۱۳۴.

۶- حسینی س.ص. و نیکوکار ا. ۱۳۸۵. انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. مجله علوم کشاورزی ایران، ۲-۳۷ (۱): ۱ تا ۹.

۷- حسینی س.ص.، نیکوکار ا. و دوراندیش آ. ۱۳۸۹. الگوی انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، ۲-۳۷ (۳): ۱۳۵ تا ۱۵۲.

۸- حسینی س.ص.، نیکوکار ا. و دوراندیش آ. ۱۳۸۹. تحلیل ساختار بازار و اثر انتقال قیمت بر حاشیه بازاریابی در صنعت گوشت گاو ایران. مجله تحقیقات و توسعه کشاورزی ایران، ۲-۴۱ (۲): ۱۴۷ تا ۱۵۷.

۹- حسینی م. و زورار پ. ۱۳۸۹. ارزیابی انحصار، رقابت و تمرکز در بازار گوشت مرغ و تخم‌مرغ در ایران. مجله دانش و توسعه (علمی- پژوهشی)، ۱۷(۳۰): ۱۸۸ تا ۲۱۴.

۱۰- سلامی ح. و سرایی‌شاد ز. ۱۳۸۹. تخمین میزان افزایش قیمت گندم تولیدی در اثر حذف یارانه سوخت. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۲ (۲): ۶۱ تا ۷۲.

۱۱- شرکت امور پشتیبانی دام کشور. ۱۳۹۰. قیمت‌های داخلی، قیمت‌های روزانه.

۱۲- قدمی‌کوهستانی م.، نیکوکار ا. و دوراندیش آ. ۱۳۸۹. الگوی آستان‌های انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲۴ (۳): ۳۸۴ تا ۳۹۲.

۱۳- قندی ا. و امین‌پور ر. ۱۳۸۳. بررسی اثر برداشت علوفه بر عملکرد دانه غلات در کشت دو منظوره. مجله پژوهش و سازندگی، (۶۱): ۸۲ تا ۸۶.

۱۴- گجراتی د. ۱۳۸۸. مبانی اقتصادسنجی، چاپ چهارم، انتشارات دانشگاه تهران، تهران

۱۵- مقدسی ر. و نوروزی ق. ۱۳۸۹. مطالعه رفتار انتقال قیمت در بازار گوشت مازندران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی،(۵): ۱۷۷ تا ۱۹۴.

۱۶- نوفرستی م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. چاپ اول، انتشارات رسا، تهران.

۱۷- نیکوکار ا.، حسینی س.ص. و دوراندیش آ. ۱۳۸۹. الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت گاو ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲۴ (۱): ۲۳ تا ۳۲.

۱۸- وزارت بازرگانی. ۱۳۸۸. اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تورم. معاونت برنامه‌ریزی و امور اقتصادی، دفتر مطالعات اقتصادی.

19- Abdulai A. 2000. Spatial Price Transmission and asymmetry in the Ghanaian Maize Market. Journal of Development Economics, 63:327-349.

20- Aguiar D.R.D., and Santana J. A. 2002. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil. Agribusiness, 18(1): 37-48.

21- Bakucs L.Z., and Ferto I. 2007. Marketing Margin and Price Transmission on the Hungarian Beef Market. Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences.

22- Balcombe K., Bailey D., and Brooks J. 2007. Threshold Effects in Price Transmission: the Case of BrazilianWheat, Maize and Soya Prices. American Journal of Agricultural Economics, 89: 308-323.

23- Bettendorf L., and Verboven F. 2000. Incomplete transmission of coffee bean prices: evidence from the Dutch coffee market. European Review of Agricultural Economics 27.

24- Brown S.P.A., and Yccel M.K. 2000. Gasoline and Crude Oil Prices. Why the Asymmetry?. Federal Reserve Bank of Dallas, Economic and Financial Review. Third Quarter, PP.23-29.

25- Capps J.O., and Sherwell P. 2005. Spatial Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission Associated with Fluid Milk Products Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24-27, 2005.

26- 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: 435-444.

27- Chavas J.P., and Mehta A. 2004. Price transmission in a vertical sector: the case of butter. American Journal of Agricultural Economics (forthcoming).

28- 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: 181-214.

29- Guillen J., and Franquesa R. 2007.Analysis of the Price Transmission Along the Spanish Market Chain for Different Seafood Products. www.eafe-fish.eu.

30- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., and Shin Y. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, Journal of Econometrics, 54:159-178.

31- Meyer J., and Von Cramon Taubadel S. 2002. Asymmetric price transmission: a survey. Xth EAAE Conference, Zaragoza. 64.

32- Meyer J., and Von Cramon Taubadel S. 2004. Asymmetric Price Transmission: A Survey, Journal of Agricultural Economics, 55(3): 581-611.

33- Peltzman S. 2000. Prices Rise Faster than They Fall. Journal of Political Economy, 108(3): 466-502.

34- Saghaian S.H., Ozertan G., and Spaulding A.D. 2008. Dynamics of Price Transmission in the Presence of a Major Food Safety Shock: Impact of H5N1 Avian Influenza on the Turkish Poultry Sector. Journal of Agricultural and Applied Economics, 40(3):1015–1031.

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, 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. Working Papers 3(11). OECD.