نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۴، شماره ۳، پاییز ۱۳۸۹، ص. ۳۹۲-۳۸۴

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 24, No. 3, Fall 2010, p. 384-392

الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران

مرضیه قدمی کوهستانی[1*]- افسانه نیکوکار[2]- آرش دوراندیش[3]

تاریخ دریافت:۸۹/۳/۱
تاریخ پذیرش:۸۹/۸/۱۹

چکیده

انتقال نامتقارن قیمت با افزایش حاشیه بازار، منافعی برای بنگاه‌های فراوری و بازاریابی کالا ایجاد می‌کند و بر رفاه مصرف‌کنندگان اثر می‌گذارد. به همین دلیل، تحلیل انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی، هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی حائز اهمیت است. هدف از این مقاله، بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران است. در پژوهش حاضر، با استفاده از آمار هفتگی قیمت‌های در مرغداری و خرده‌فروشی در سال‌های ۸۸-۱۳۸۱ و الگوی آستانه‌ای، تحلیل انتقال قیمت انجام شده است. نتایج نشان می‌دهند که انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران نامتقارن است و افزایش‌های قیمت مرغ زنده در مرغداری، در مقایسه با کاهش‌های قیمت، بیشتر و سریع‌تر به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شوند. همچنین سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ، اثر معنی‌داری بر نوسان‌های قیمت گوشت مرغ نداشته است. از آنجا که به‌نظر می‌رسد انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت مرغ ایران، به دلیل وجود تورم و همچنین ساختار غیررقابتی در صنعت کشتارگاهی به‌وجود آمده باشد، پیشنهاد می‌شود سیاست‌های حمایتی مناسب برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت کشتارگاهی، در مناطقی از کشور که کمبود ظرفیت کشتار وجود دارد، اتخاذ گردد.

طبقه بندی Q13:JEL

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، ایران، الگوی آستانه‌ای، گوشت مرغ

مقدمه

در پژوهش‌های سال‌های اخیر، بررسی چگونگی انتقال قیمت از تولیدکنندگان به مصرف‌کنندگان، یک روش معمول برای ارزیابی کارایی بازار و درجه رقابتی بودن بازار خدمات بازاریابی مواد غذایی بوده است (۸، ۱۰، ۱۲ و ۱۳). برخی از پژوهشگران معتقدند که انتقال نامتقارن قیمت‌ها، نشانه شکست بازار و سوءاستفاده از قدرت بازاری است (۲۳). به همین دلیل بررسی انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی، هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی حائز اهمیت است. با توجه به اهمیت موضوع، بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی به مطالعه فرایند انتقال قیمت توجه نشان داده‌اند و بر تأثیرپذیری حاشیه بازار و رفاه مصرف‌کنندگان از چگونگی انتقال قیمت‌ها تأکید کرده‌اند (۲، ۳، ۱۷، ۱۹ و ۲۴). نتایج پژوهش‌ها بیانگر آن است که در بسیاری از بازارهای کشاورزی، افزایش قیمت سرمزرعه، سریع‌تر از کاهش قیمت به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود (۲۱). مشهودترین دلایل برای انتقال نامتقارن قیمت که در ادبیات به آنها اشاره شده است، قدرت بازاری بنگاه‌های بازاریابی، سیاست‌های دولت، تورم، مدیریت موجودی انبار، هزینه‌های تنظیم مجدد قیمت‌ها و وجود اطلاعات نامتقارن در سطوح مختلف بازار هستند (۱۴).

این مقاله به ارزیابی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران می‌پردازد. مصرف سرانه گوشت مرغ در سال ۱۳۸۷ به بیش از ۱۸ کیلوگرم رسیده است (۱). تعداد مرغداری‌های گوشتی کشور بیش از ۱۷۲۰۰ واحد با ظرفیت حدود ۲۲۵میلیون قطعه (حدود ۹۰۰ میلیون قطعه در سال) است و تعداد کشتارگاه‌های صنعتی طیور کشور ۱۷۷ کشتارگاه با ظرفیت اسمی ۳۸۰ هزار قطعه در هر ساعت (حدود ۹۱۲ میلیون قطعه در سال) می‌باشند (۵). آمار همچنین نشان می‌دهد که در حدود ۹۰ درصد مرغداری‌ها و ۷۵/۸ درصد از کشتارگاه‌ها تحت مالکیت بخش خصوصی قرار دارند. همچنین مالکیت ۵۶ درصد از کل ۳۳۰ سردخانه فعال موجود کشور که یکی دیگر از حلقه‌های زنجیره بازاریابی گوشت مرغ است، در دست صاحبان کشتارگاه‌هاست (۶).

بر اساس آمار سازمان دامپزشکی کل کشور و مرکز آمار ایران (۴ و ۵)، در حدود ۵۰ درصد ظرفیت کشتارگاه‌های طیور کشور در چهار

۱- دانشجوی دکتری علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
(*- نویسنده مسئول:Email: m_ghadami2006@yahoo.com)
۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور خراسان رضوی
۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

Archive of SID
www.SID.ir

استان تهران، خراسان، آذربایجان شرقی و اردبیل متمرکز است در حالی‌که در حدود ۲۵ درصد ظرفیت مرغداری‌های گوشتی کشور، متعلق به استان‌های مذکور می‌باشد. همچنین در برخی استان‌ها ازجمله قم، سمنان، قزوین و کردستان، به‌ازای هر قطعه ظرفیت کشتار، بیش از سه تا شش قطعه مرغ زنده تولید می‌شود که نشان‌دهنده کمبود ظرفیت کشتار در این استان‌هاست. این آمار نشان می‌دهد که تعداد کشتارگاه‌های طیور کشور، در مقابل تعداد مرغداری‌های گوشتی محدود است. بعلاوه، این تعداد کشتارگاه نیز پراکنش متناسبی در کشور ندارند. بنابراین به دلیل محدود بودن تعداد کشتارگاه‌های طیور و نیز تمرکز بالای آنها در برخی استان‌ها، به‌نظر می‌رسد که صنعت فراوری گوشت مرغ در بسیاری از نقاط کشور، ساختاری غیر رقابتی دارد و در مقابل مرغداران از قدرت بازاری بهره‌مند است. اکنون این سؤال مطرح است که آیا صاحبان کشتارگاه از قدرت بازاری خود برای انتقال نامتقارن قیمت‌ها استفاده می‌کنند؟

بررسی مطالعات نشان می‌دهد که با وجود نرخ‌های بالای تورم، انتقال قیمت‌ها نامتقارن است و افزایش‌های قیمت بیش از کاهش‌های قیمت به سطوح بالاتر بازار منتقل می‌شوند (۹ و ۱۱). با توجه به نرخ تورم در حدود ۱۴ تا ۱۶ درصدی در دوره ۸۸-۱۳۸۱، آیا بالا بودن نرخ تورم قیمت‌ها در کنار ساختار غیررقابتی صنعت کشتارگاهی کشور، به انتقال نامتقارن قیمت گوشت مرغ منجر شده است؟ پاسخ به این سؤال، هم برای مصرف‌کنندگان و مرغداران و هم برای دولت، به لحاظ جهت‌گیری سیاست‌های حمایتی اهمیت دارد. با توجه به اهمیت موضوع، هدف از این مطالعه، بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران است.

از آنجا که طی سال‌های گذشته، دولت سیاست‌های مختلفی در بازار گوشت مرغ اعمال کرده است و تغییر سیاست‌ها با اثری که بر مؤلفه‌های بازار می‌گذارد، رفتار قیمتی کالا را تحت تأثیر قرار می‌دهد و موجب بروز شکست ساختاری در سری‌های قیمت می‌شود و در نتیجه ممکن است نتایج آزمون‌ها را منحرف می‌سازد، لذا دوره زمانی مطالعه، به دوره مهر ۱۳۸۱ تا مهر ۱۳۸۸ محدود می‌شود.

مواد و روش‌ها

بررسی پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد که یکی از مسائل مهم در ادبیات انتقال قیمت، تعدد روش‌های آزمون انتقال قیمت است. همه این روش‌ها هنوز هم در پژوهش‌های مختلف به‌کار می‌روند و هیچ‌یک از آنها منسوخ نشده‌اند. در میان روش‌های مختلف آزمون انتقال قیمت، سه روش هاک (Houck Model)، الگوی تصحیح خطا (Erroe Correction Model) و الگوی آستانه‌ای (Threshold Model) بیشترین کاربرد را داشته‌اند. فون‌کرامون-تاوبادل و مایر (۲۳) در پژوهشی با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده، انواع آزمون‌های انتقال قیمت را با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. نتایج پژوهش ایشان نشان می‌دهد که در صورت وجود شکست ساختاری در داده‌ها، آزمون آستانه‌ای نسبت به آزمون‌های هاک و تصحیح خطا، نتایج قابل اعتمادتری ارائه می‌کند. همچنین مایر (۱۵) بیان می‌کند اگر حدود آستانه‌ای وجود داشته باشند، الگوی تصحیح خطا مشکل خطای تصریح دارد. با توجه به اتخاذ سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ ایران در سال ۱۳۸۱، ممکن است شکست ساختاری در سری‌های قیمت اتفاق افتاده باشد. به همین دلیل برای آزمون انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران از الگوی آستانه‌ای استفاده می‌شود.

الگوی آستانه‌ای در واقع یک الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای است. به این معنا که مقادیر اجزای اخلال هم‌انباشته (ECT_{t-1})، بر اساس یک یا دو مقدار آستانه‌ای (C_1 و C_2) به دو یا سه مجموعه تقسیم می‌شوند و الگوی تصحیح خطای مربوط به هر یک از مجموعه داده‌ها به صورت جداگانه برآورد و چگونگی انتقال قیمت در آن بررسی می‌شود. این آزمون انتقال قیمت بر این فرض استوار است که انحرافات از رابطه تعادلی بلندمدت (ECT_{t-1})، در صورتی منجر به واکنش‌های قیمتی می‌شود که این انحرافات از یک حد آستانه‌ای خاص تجاوز کنند و تا زمانی که مقادیر مثبت و منفی جزء اخلال هم‌انباشته به حدود آستانه‌ای C_1 و C_2 نرسیده‌اند، تعدیل قیمت صورت نمی‌گیرد. اگر در انحرافات بزرگتر از حدود آستانه‌ای، واکنش‌های قیمتی به مقادیر مثبت و منفی جزء اخلال هم‌انباشته (ECT^{+}_{t-1} و ECT^{-}_{t-1}) یکسان باشد، تعدیل قیمت متقارن است و در غیر این صورت تصحیح خطای نامتقارن آستانه‌ای اتفاق افتاده است. مقادیر C_1 و C_2 ممکن است برابر یا نابرابر باشند. در صورتی که حدود آستانه‌ای C_1 و C_2 با هم برابر نباشند، ممکن است دو نوع عدم تقارن در انتقال قیمت وجود داشته باشد. اول؛ نابرابری حدود آستانه‌ای بیانگر این موضوع است که انتقال تغییرات قیمت از یک سطح بازار به سطح دیگر بازار، هم به میزان و هم به جهت این تغییر بستگی دارد، به‌طوری‌که افزایش‌های قیمت اگر از حد آستانه‌ای C_1 بزرگ‌تر باشند و مقدار مطلق کاهش‌های قیمت اگر از حد آستانه‌ای C_2 بزرگ‌تر باشند به سطح دیگر بازار منتقل می‌شوند. لذا اگر در الگوی انتقال قیمت از مزرعه به خرده‌فروشی، C_1 از C_2 کوچک‌تر باشد، قیمت خرده‌فروشی نسبت به افزایش‌های قیمت سر مزرعه حساس‌تر است. دوم؛ اگر ضرایب متغیرهای ECT^{+}_{t-1} و ECT^{-}_{t-1} برابر نباشند، عدم تقارن در سرعت انتقال افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت از یک سطح بازار به سطح دیگر بازار وجود دارد (۲۲).

هدف از این مطالعه، بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران است. پیش از ارائه روش تحقیق، باید متغیر وابسته در الگوی انتقال قیمت گوشت مرغ تعیین شود. تومک و رابینسون (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که جهت علیت در بیشتر بازارهای کشاورزی از

Archive of SID

www.SID.ir

مزرعه به خرده‌فروشی است اما نتایج برخی از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که این فرضیه همواره درست نیست (۲۰). به همین دلیل آزمون علیت گرنجر برای تعیین جهت علیت در بازار گوشت مرغ ایران به‌کار برده شد و چون نتایج آزمون نشان داد که جهت علیت از مرغداری به خرده‌فروشی است، در الگوی انتقال قیمت، تغییرات

$$\begin{aligned} &if \quad C_1 < e_{RF,t-1} \\ &if \quad C_2 \le e_{RF,t-1} \le C_1 \\ &if \quad e_{RF,t-1} < C_2 \end{aligned} \qquad (۱)$$

در اینجا، الگوی انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغداری به خرده‌فروشی، به سه الگو تفکیک شده است. اولین الگو، چگونگی انتقال قیمت را برای مشاهداتی نشان می‌دهد که در آنها اجزای اخلال رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو، از مقدار آستانه‌ای C_1 بزرگ‌تر باشند. دومین الگو، چگونگی انتقال قیمت را برای مشاهداتی نشان می‌دهد که در آنها اجزای اخلال از مقدار آستانه‌ای C_2 بزرگ‌تر و از مقدار آستانه‌ای C_1 کوچک‌تر باشند. سومین الگو نیز چگونگی انتقال قیمت را برای مشاهداتی نشان می‌دهد که در آنها اجزای اخلال از مقدار آستانه‌ای C_2 کوچک‌تر باشند. در این الگوها، ΔRP_t تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ نسبت به دوره قبل و ΔFP_t، تغییرات قیمت مرغ زنده در مرغداری نسبت به دوره قبل هستند. متغیر موهومی D_{1381} وارد شده در این الگو، اثر اتخاذ سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ را نشان می‌دهد. سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ در تاریخ آذر ۱۳۸۱ به تصویب رسید اما در عمل از تاریخ اردیبهشت ۱۳۸۲ به اجرا در آمد (۶). بنابراین ارزش این متغیر برای مشاهدات مهر ۱۳۸۱ تا اردیبهشت ۱۳۸۲ صفر و برای مشاهدات خرداد ۱۳۸۲ تا مهر ۱۳۸۸، یک است. در این الگوها، $e_{RF,t-1}$ جزء اخلال هم‌انباشته با یک وقفه است. α_0 عرض از مبدأ و $\alpha_{1,i}$، ضرایب متغیر تغییرات در قیمت یک کیلوگرم مرغ زنده در مرغداری در دوره جاری و در دوره‌های قبل و L_1، تعداد وقفه‌های این متغیر هستند. تعداد این وقفه‌ها با استفاده از آماره‌های آکائیک و شوارتز تعیین خواهد شد.

در این الگو، اگر قدر مطلق C_1 از قدر مطلق C_2 کوچک‌تر باشد، میزان کمتری افزایش در قیمت مرغ زنده در مرغداری –در مقایسه با کاهش قیمت– منجر به افزایش قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ می‌شود. همچنین اگر مقادیر ضرایب φ^1 ، φ^2 و φ^3 در رژیم‌های الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت از مرغداری به خرده‌فروشی، برابر نباشند، نشان‌دهنده عدم تقارن در سرعت انتقال قیمت هستند.

قیمت خرده‌فروشی، به عنوان متغیر وابسته انتخاب شد. برای ارزیابی چگونگی انتقال تغییرات قیمت مرغ زنده در مرغداری به قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ با استفاده از آزمون آستانه‌ای، الگوی اقتصادسنجی به صورت زیر تصریح می‌شود (۱۴):

$$\Delta RP_t = \alpha_0^1 + \sum_{i=0}^{L1} \alpha_{1,i}^1 \Delta FP_{t-i} + \alpha_2^1 D_{1381} + \varphi^1 e_{RF,t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta RP_t = \alpha_0^2 + \sum_{i=0}^{L1} \alpha_{1,i}^2 \Delta FP_{t-i} + \alpha_2^2 D_{1381} + \varphi^2 e_{RF,t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta RP_t = \alpha_0^3 + \sum_{i=0}^{L1} \alpha_{1,i}^3 \Delta FP_{t-i} + \alpha_2^3 D_{1381} + \varphi^3 e_{RF,t-1} + \varepsilon_t$$

نخستین اقدام برای برآورد یک الگوی آستانه‌ای، تعیین مقادیر آستانه‌هاست. در ادبیات انتقال قیمت، برای برآورد مقادیر آستانه‌ای، سه روش پیشنهاد شده است. نخستین و ساده‌ترین روش، انتخاب مقدار صفر به‌عنوان آستانه است. این الگو در حقیقت همان الگوی تصحیح خطای غیرمقید است و نسبت به آزمون تصحیح خطا، اطلاعات بیشتری ارائه نمی‌کند (۱۵). در دو روش دیگری که برای انتخاب مقادیر آستانه‌ای به‌کار می‌رود، از مقادیر اجزای اخلال هم‌انباشته برای تعیین آستانه‌ها استفاده می‌شود. این دو روش شامل چندین مرحله هستند که مراحل اولیه انتخاب آستانه‌ها در هر دو روش یکسان و به‌شرح زیر است (۲۲):

۱- رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو برآورد می‌شود و اجزای اخلال رابطه هم‌انباشتگی، به دو گروه منفی و غیرمنفی تقسیم و از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند.

۲- بزرگترین مقدار مطلق اجزای اخلال منفی و مثبت انتخاب و ۹۹ و یک‌درصد بزرگترین مقدار مطلق اجزای اخلال محاسبه می‌شود.

۳- در هر یک از دو گروه، مشاهداتی که مقدار آنها از ۹۹ درصد بزرگترین مقدار مطلق، بزرگتر و یا از یک‌درصد بزرگترین مقدار مطلق، کوچک‌تر باشند، جدا می‌شوند و جستجو برای آستانه‌ها آغاز می‌شود. از این مرحله به بعد، دو روش با هم متفاوت هستند. یکی از این روش‌ها به شرح زیر دنبال می‌شود:

۴- در هر یک از دو گروه داده‌ای که شامل مقادیر اجزای اخلال بزرگ‌تر از یک‌درصد و کوچک‌تر از ۹۹ درصد بزرگترین مقدار مطلق اجزای خطاست، لگاریتم دترمینان ماتریس واریانس–کوواریانس اجزای اخلال محاسبه می‌شود.

۵- یک فرایند جستجوی دو طرفه در زیرمجموعه‌های مختلف مشاهدات در هر یک از دامنه‌های منفی و غیرمنفی اجزای اخلال برای یافتن حداقل لگاریتم دترمینان ماتریس واریانس–کوواریانس اجزای اخلال انجام می‌شود. حداقل مقدار لگاریتم دترمینان ماتریس واریانس–کوواریانس اجزای اخلال در هر یک از دامنه‌های منفی و

Archive of SID

www.SID.ir

غیرمنفی اجزای اخلال، به‌عنوان حد آستانه‌ای انتخاب می‌شود.

این روش جستجو برای آستانه‌ها توسط وارا و گودوین (22) ارائه شده است. در میان روش‌های ابداع‌شده برای انتخاب مقادیر آستانه‌ها، این روش، تنها روشی است که با به‌کارگیری آن می‌توان دو مقدار آستانه‌ای که مقدار عددی متفاوتی دارند، انتخاب کرد. در روش سوم انتخاب مقادیر آستانه‌ای، جستجو برای یافتن حدودی انجام می‌شود که ارزش مجموع مربعات اجزای اخلال را حداقل می‌کند. در این روش چون مقیاس (Scale) در نظر گرفته نمی‌شود، ممکن است یک متغیر با میانگین بزرگتر، وزن بیشتری در انتخاب آستانه‌ها داشته باشد. به همین دلیل، در این مقاله از روش دوم برای انتخاب مقادیر آستانه‌ای استفاده و محاسبات لازم در نرم‌افزار Excel انجام می‌شود. داده‌های مورد نیاز مطالعه، داده‌های قیمت در سطوح خرده‌فروشی و مرغداری گوشت مرغ هستند که در پایگاه اطلاع‌رسانی الکترونیکی شرکت سهامی پشتیبانی امور دام موجود است. دور مطالعه از مهر سال ۱۳۸۱ تا مهر ۱۳۸۸ در نظر گرفته می‌شود. برای برآورد الگوهای مطالعه، از بسته نرم‌افزاری SHAZAM10 استفاده می‌شود.

نتایج و بحث

پیش از برآورد الگوی انتقال قیمت، باید آزمون ایستایی بین سری‌های قیمت انجام شود. نتایج انجام آزمون دیکی–فولر برای سری‌های قیمت مرغ زنده در مرغداری و قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ در جداول (۱) و (۲) ارائه شده‌اند. همانگونه که ملاحظه می‌شود، آزمون‌های انجام‌شده بر روی سری‌های قیمت در مرغداری و خرده‌فروشی گوشت مرغ و تفاضل اول این متغیرها، برقراری شرایط انباشتگی از درجه یک هر کدام از این متغیرها را تأیید می‌کند.

به دلیل آنکه نتیجه آزمون شکست ساختاری CUSUMQ برای داده‌های قیمت مورد بررسی نشان داد که شکست ساختاری در مشاهده ۳۱ اتفاق افتاده است، آزمون ایستایی دیکی–فولر تعمیم‌یافته، با فرض وجود شکست ساختاری در سری‌های قیمت تکرار شد. برای انجام این آزمون، ابتدا الگوی زیر برای هر یک از سری‌های قیمت مورد مطالعه برآورد شد (۷):

$$Y_t = a_0 + a_1 DU + dDTB + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (۲)$$

در این الگو، Y_t و Y_{t-1} سری مورد بررسی و وقفه آن، t متغیر روند زمانی، DU متغیر مجازی است که مقدار آن برای مشاهدات زمان شکست ساختاری و قبل از آن، صفر و برای مشاهدات پس از شکست ساختاری، یک است. DTB متغیر مجازی است که مقدار آن برای اولین مشاهده پس از شکست ساختاری، یک و برای سایر مشاهدات صفر است. a_0، a_1، d، β، ρ و θ_i نیز ضرایب این الگو هستند.

جدول ۱- نتایج انجام آزمون ایستایی دیکی–فولر برای قیمت‌های مرغ زنده و گوشت مرغ

فرضیهٔ صفر	قیمت مرغ زنده		قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ	
	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی جدول	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی جدول
روند زمانی ندارد	−۱/۸۳	−۲/۵۷	−۱/۷۳	−۲/۵۷
عرض از مبدأ و روند زمانی ندارد	۱/۹۸	۳/۷۸	۱/۸۶	۳/۷۸
روند زمانی ندارد	−۲/۵۸	−۳/۱۳	−۲/۲۹	−۳/۱۳
عرض از مبدأ و روند زمانی ندارد و ریشه واحد دارد	۲/۵۱	۴/۰۳	۲/۰۱	۴/۰۳
روند زمانی ندارد و ریشه واحد دارد	۳/۴۵	۵/۳۴	۲/۷۸	۵/۳۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج انجام آزمون ایستایی دیکی–فولر برای تفاضل اول قیمت‌های مرغ زنده و گوشت مرغ

فرضیهٔ صفر	قیمت مرغ زنده		قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ	
	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی جدول	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی جدول
روند زمانی ندارد	−۴/۲۱	−۲/۵۷	−۵/۴۳	−۲/۵۷
عرض از مبدأ و روند زمانی ندارد	۸/۸۷	۳/۷۸	۱۴/۸۰	۳/۷۸
روند زمانی ندارد	−۴/۱۶	−۳/۱۳	−۵/۴۶	−۳/۱۳
عرض از مبدأ و روند زمانی ندارد و ریشه واحد دارد	۵/۸۸	۴/۰۳	۹/۹۷	۴/۰۳
روند زمانی ندارد و ریشه واحد دارد	۸/۸۰	۵/۳۴	۱۴/۹۱	۵/۳۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

برای بررسی فرضیه صفر وجود ریشه واحد، آزمون‌های زیر انجام می‌شود:

$$a_1 = 0,\ d \neq 0,\ \beta = 0,\ \rho = 1 \qquad (۳)$$

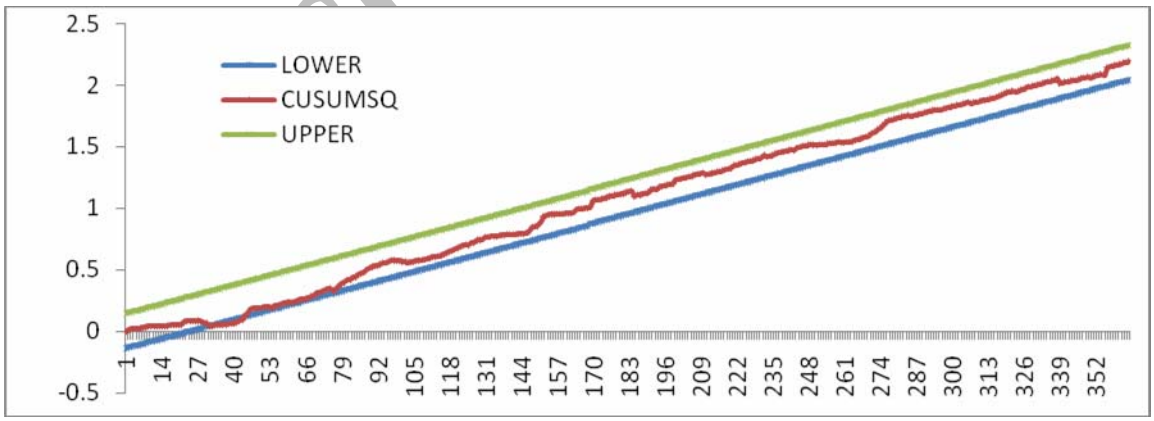
برای بررسی آخرین فرضیه از مجموعه فرضیه‌های (۳) نمی‌توان از آماره t استاندارد استفاده کرد. به همین دلیل پرون (۱۸) مقادیر بحرانی آماره t را برای سطوح مختلف معنی‌داری و با توجه به نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه محاسبه کرده است. با توجه به اینکه در مطالعه حاضر، شکست ساختاری در مشاهده ۳۱ اتفاق افتاده است و نسبت زمان بروز شکست به حجم نمونه در حدود ۰/۰۸۵ است، مقدار بحرانی آماره t برای نسبت ۰/۱ و در سطح یک درصد انتخاب می‌شود که مقدار آن ۴/۳۰- است. در جدول (۳) نتایج برآورد الگوی (۲) و آزمون‌های (۳) ارائه شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود وجود ریشه واحد در سری‌های قیمت مورد مطالعه رد نمی‌شود.

در بررسی روش تحقیق، بیان شد که آزمون‌های آستانه‌ای به‌ویژه در هنگام وجود شکست ساختاری در داده‌های قیمت، کاربرد دارند و اطلاعات مفیدتری نسبت به دو آزمون هاک و تصحیح خطا ارائه می‌دهند. به همین دلیل پیش از برآورد الگوی مطالعه، نتیجه انجام آزمون شکست ساختاری بر روی داده‌های قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ و مرغ زنده در مرغداری، ارائه می‌شود. شکل (۱) نتیجه انجام آزمون CUSUMQ را نشان می‌دهد. همانگونه که در این شکل مشاهده می‌شود، در مشاهده ۳۱ شکست ساختاری اتفاق افتاده است. مشاهده ۳۱ همزمان با اولین اقدام عملی دستگاه مباشر برای حضور در بازار گوشت مرغ در قالب طرح تنظیم بازار این کالا، در اردیبهشت سال ۱۳۸۲ است.

جدول ۳- نتایج آزمون دیکی-فولر در حالت وجود شکست ساختاری برای قیمت‌های مرغ زنده و خرده‌فروشی گوشت مرغ

متغیر	قیمت مرغ زنده			قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ		
	ضریب	آماره t	نتیجه آزمون	ضریب	آماره t	نتیجه آزمون
عرض از مبدأ	۷۴/۶۱	۳/۹	–	۱۳۲/۶	۴/۱	–
DU	۸/۴۱	۱/۰۵	رد نمی‌شود	۱۶/۰۴	۱/۴	رد نمی‌شود
DTB	۱/۵۱	۰/۵۵	رد می‌شود	۰/۴	۰/۰۱	رد می‌شود
t	۰/۰۷	۰/۹۸	رد نمی‌شود	۰/۱۱	۰/۱۲	رد نمی‌شود
Y_{t-1}	۰/۹	۴/۱۷-	رد نمی‌شود	۰/۸۹	۴/۰۴-	رد نمی‌شود
ΔY_{t-1}	۰/۴۶	۳/۹	–	۰/۳۴	۴/۵	–
ΔY_{t-2}	–	–	–	۰/۱۷	۲/۲	–

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۱- آزمون CUSUMQ بر روی داده‌های قیمت مرغ زنده در مرغداری و قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ

Archive of SID

www.SID.ir

برای محاسبه مقادیر آستانه‌ای در الگوی انتقال قیمت گوشت مرغ، نخست؛ رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو برآورد شد و مقادیر اجزای اخلال این رابطه تعادلی بلندمدت محاسبه شد. مقادیر اجزای اخلال به‌دست‌آمده، به دو بخش مقادیر منفی و غیرمنفی تقسیم شد. در این تقسیم‌بندی، دامنه مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال از صفر تا ۵۷/۵ و دامنه مقادیر منفی اجزای اخلال از (۰/۸۶-) تا (۵۴/۳-) قرار گرفت. ابتدا مقادیر ۹۹ درصد و یک‌درصد اعداد ۵۷/۵ و ۵۴/۳ محاسبه شد. در دامنه مقادیر مثبت اجزای اخلال، مقادیر کوچکتر از ۰/۵۷ و بزرگتر از ۵۶/۹۲ جدا شدند اما به دلیل آنکه کمتر از ۱۰ مشاهده در این گروه جای گرفتند، مبنای محاسبه به ۹۵ درصد و پنج‌درصد عدد ۵۷/۵ تغییر یافت و اعداد کوچکتر از ۲/۸۷ و بزرگتر از ۵۴/۶۲ جدا شدند. برای مقادیر منفی اجزای اخلال نیز ابتدا حدود ۰/۵۴ و ۵۳/۷۶ انتخاب شدند و سپس به دلیل کم بودن تعداد مشاهدات، دو حد ۲/۷۲ و ۵۱/۵۹ انتخاب شدند. در مرحله بعدی، در مجموعه اجزای اخلال غیرمنفی، ماتریس واریانس-کوواریانس اجزای اخلال در دامنه (۵۴/۶۲ و ۲/۸۷) و در مجموعه اجزای اخلال منفی، ماتریس واریانس-کوواریانس اجزای اخلال در دامنه (۵۱/۵۹ و ۲/۷۲) محاسبه شد. سپس لگاریتم دترمینان این ماتریس محاسبه گردید. در مرحله‌های بعدی، با کم کردن یک مشاهده از مشاهدات اجزای اخلال، یک‌بار از کرانه بالا و یک‌بار از کرانه پایین دامنه، محاسبات ماتریس واریانس-کوواریانس و لگاریتم دترمینان آن تکرار شد. این عمل، تا حصول اطمینان از حداقل بودن لگاریتم دترمینان ماتریس واریانس-کوواریانس تکرار شد. مراحل مذکور، در مجموعه اجزای اخلال منفی نیز انجام شد. پس از به پایان رسیدن جستجو در اجزای اخلال، مقدار آستانه‌ای ۶/۱ برای مقادیر مثبت اجزای اخلال و مقدار آستانه‌ای (۹/۲-) برای مقادیر منفی اجزای اخلال تعیین شد. با داشتن این دو آستانه، سه رژیم برای الگوی آستانه‌ای تعریف شد. رژیم اول؛ شامل مشاهداتی است که در آنها جزء اخلال هم‌انباشته از عدد ۶/۱ بزرگتر می‌باشد. رژیم دوم؛ شامل مشاهداتی است که در آنها جزء اخلال هم‌انباشته از عدد (۹/۲-) کوچکتر می‌باشد. رژیم سوم؛ شامل مشاهداتی است که در آنها جزء اخلال هم‌انباشته از عدد ۶/۱ کوچکتر و از عدد (۹/۲-) بزرگتر است. در رژیم اول، ۱۵۲ مشاهده، در رژیم دوم، ۱۴۲ مشاهده و در رژیم سوم ۷۰ مشاهده جای گرفت. با توجه به مقادیر آستانه‌ای محاسبه‌شده، الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغداری به خرده‌فروشی که در رابطه (۱) ارائه شده است، برآورد گردید. نتایج برآورد این الگو در جدول (۴) نشان داده شده است.

همانگونه که مشاهده می‌شود این الگو در سه رژیم مختلف داده‌ها، برآورد شده است و مقادیر آماره R^2 و سطوح معنی‌داری ضرایب متغیرها نشان می‌دهند که در هر رژیم، متغیرهای توضیحی وارد شده در الگو، تغییرات متغیر وابسته را به‌خوبی توضیح می‌دهند. مقادیر آماره دوربین-واتسون در هر یک از الگوها نیز نشان می‌دهد که مشکل خودهمبستگی اجزای اخلال در الگوهای برآورد شده، وجود ندارد.

مقادیر آماره‌های شوارتز و آکائیک نشان داد که هیچ‌یک از وقفه‌های متغیر تغییرات قیمت مرغ زنده در مرغداری، اثر معنی‌داری بر تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ ندارند. ضرایب متغیرها و آماره **t** مربوط به هر یک نشان می‌دهند که مهمترین متغیرهای اثرگذار بر تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ، تغییرات قیمت مرغ زنده در مرغداری و انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو هستند. اما اثر سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ بر تغییرات قیمت خرده‌فروشی این کالا از نظر آماری معنی‌دار نیست. علامت مثبت ضریب متغیر تغییرات قیمت مرغ زنده در مرغداری نشان می‌دهد که تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ با تغییرات قیمت این کالا در مرغداری، همسو است و کاهش (افزایش) قیمت مرغ زنده به کاهش (افزایش) قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ منجر می‌شود. مقدار عددی این ضریب در هر سه رژیم نیز نشان می‌دهد که هر یک واحد تغییر در قیمت مرغ زنده در مرغداری به بیش از یک واحد تغییر در قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ منجر می‌شود. علامت منفی ضریب وقفه جزء اخلال هم‌انباشته در رژیم‌های اول و سوم نشان می‌دهد که هرگونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو در دوره‌های بعدی جبران می‌شود و خطای به‌وجود آمده در رابطه تعادلی بلندمدت، تصحیح می‌شود. اما مقدار عددی ضریب این متغیر در دو رژیم نخست و سوم نشان می‌دهد که سرعت تعدیل به سوی رابطه تعادلی بلندمدت، تحت رژیم سوم بیشتر از رژیم نخست است. علامت مثبت و بی‌معنی بودن ضریب وقفه جزء اخلال هم‌انباشته در رژیم دوم نشان می‌دهد که هرگونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو در دوره‌های بعدی جبران نمی‌شود. بنابراین وقتی اجزای اخلال هم‌انباشته در فاصله (۶/۱ و ۹/۲-) قرار دارند، خطای به‌وجود آمده در رابطه تعادلی بلندمدت تصحیح نمی‌شود. به بیان دیگر انحرافات کوچک از رابطه تعادلی بلندمدت، به تغییر در قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ منجر نمی‌شود.

نتایج حاصل از برآورد الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغداری به خرده‌فروشی، وجود دو نوع عدم تقارن در انتقال قیمت را در بازار این کالا نشان می‌دهد:

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤- الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغداری به خرده‌فروشی

متغیر وابسته: تغییر قیمت خرده‌فروشی نسبت به دورهٔ قبل		
نام متغیر	ضریب متغیر	آمارهٔ t
عرض از مبدأ	۱۹/۹۵	۵/۰۵*
تغییر در قیمت سر مزرعه	۱/۱۷	۲۱/۴۴*
انحراف از رابطهٔ تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۵۵	-۵/۵۲*
متغیر موهومی تغییر سیاست دولت	-۱/۰۲	-۰/۲۲
آمارهٔ شوارتز	۵/۲۷	
آمارهٔ آکائیک	۵/۱۴	
دوربین-واتسون	۲/۲۴	
ضریب تعیین R^2	۰/۹	
مشاهداتی که در آنها انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت، بزرگ‌تر از عدد ۶/۱ است.		
عرض از مبدأ	۰/۶۸	۰/۱۷
تغییر در قیمت سر مزرعه	۱/۲۵	۱۶/۱۲*
انحراف از رابطهٔ تعادلی بلندمدت با یک وقفه	۰/۲۷	۰/۴۱
متغیر موهومی تغییر سیاست دولت	-۱/۴۸	-۰/۶۶
آمارهٔ شوارتز	۵/۲۴	
آمارهٔ آکائیک	۵/۰۶	
دوربین-واتسون	۲/۲۴	
ضریب تعیین R^2	۰/۹۱	
مشاهداتی که در آنها انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت، بزرگ‌تر از عدد ۹/۲- و کوچک‌تر از عدد ۶/۱ است.		
عرض از مبدأ	-۸/۸۷	-۲/۷۹**
تغییر در قیمت سر مزرعه	۱/۲۴	۲۳/۴۷*
انحراف از رابطهٔ تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۷۳	-۲/۴۷**
متغیر موهومی تغییر سیاست دولت	-۲/۴۳	-۱/۰۷
آمارهٔ شوارتز	۵/۳	
آمارهٔ آکائیک	۵/۱۷	
دوربین-واتسون	۱/۷۹	
ضریب تعیین R^2	۰/۹۱	
مشاهداتی که در آنها انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت، کوچک‌تر از عدد ۹/۲- است.		

مأخذ: یافته‌های پژوهش * معنی‌دار در سطح کمتر از یک درصد **معنی‌دار در سطح کمتر از پنج درصد

اول؛ اگر انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو، از ۶/۱ کوچکتر و از (۹/۲-) بزرگتر باشد، این انحراف تصحیح نمی‌شود. بنابراین اگر قیمت مرغ زنده در مرغداری کمتر از ۶۱ ریال افزایش یابد و یا کمتر از ۹۲ ریال کاهش یابد، قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ تغییر نمی‌کند. چون مقدار آستانه‌ای افزایش قیمت مرغ زنده که منجر به تغییر قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ می‌شود از مقدار آستانه‌ای کاهش قیمت مرغ زنده، کوچکتر است، بنابراین افزایش‌های کوچک و جزئی در قیمت مرغ زنده به قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ منتقل می‌شود اما حداقل ۹۲ ریال کاهش در قیمت مرغ زنده باید اتفاق بیفتد تا به کاهش قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ منجر شود.

دوم؛ چون ضریب وقفه جزء اخلال هم‌انباشته در رژیم نخست، از نظر عددی، کوچک‌تر از ضریب وقفه جزء اخلال هم‌انباشته در رژیم سوم است. بنابراین وقتی قیمت خرده‌فروشی بالاتر از مقدار تعادلی بلندمدت خود قرار می‌گیرد، (نسبت به زمانی که قیمت خرده‌فروشی پایین‌تر از مقدار تعادلی قرار می‌گیرد) با سرعت کمتری به مقدار تعادلی بلندمدت خود برمی‌گردد. نتیجه آنکه مقادیر کمتری از افزایش‌های قیمت مرغ زنده (نسبت به کاهش‌های آن) منجر به افزایش (کاهش) در قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ می‌شود و این

Archive of SID

www.SID.ir

افزایش‌های قیمت، اثر ماندگارتری نیز دارند. بنابراین عوامل بازاریابی این کالا، با انتقال بیشتر و سریع‌تر افزایش‌های قیمت مرغ زنده (در مقایسه با کاهش‌های قیمت مرغ زنده) به سطح خرده‌فروشی، منافعی کسب می‌کنند و نوسان‌های قیمت گوشت مرغ، رفاه مصرف‌کنندگان این کالا را کاهش می‌دهد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ بر نوسان‌های قیمت این کالا اثر معنی‌داری نداشته است در حالی‌که انتظار می‌رفت این سیاست، نوسان‌های قیمت گوشت مرغ را کاهش دهد.

مقایسه نتایج حاصل از برآورد الگوی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران با مطالعات انجام شده در بازار کالاهای کشاورزی نشان می‌دهد که انتقال ناقص و باوقفه تغییرات قیمت در بازار کالاهای کشاورزی، امری معمول است. برای مثال؛ کینوکان و فرکر (۱۹۸۷) در پژوهش خود در بازار لبنیات آمریکا، کشش انتقال افزایش‌های قیمت شیر، پنیر، کره و بستنی را به‌ترتیب ۰/۲۷، ۰/۱۶، ۰/۴۹ و ۰/۰۷ و کشش‌های انتقال کاهش قیمت برای محصولات یادشده را به‌ترتیب ۰/۱۸، ۰/۰۶، ۰/۱۹ و صفر به‌دست آوردند. اگویار و سانتانا (۲۰۰۲) کشش‌های انتقال افزایش قیمت را برای بازارهای گوجه‌فرنگی، شیر، قهوه و حبوبات برزیل، به‌ترتیب ۰/۵۶، ۰/۴۹، ۰/۱۷ و ۰/۷۶ و کشش‌های انتقال کاهش‌های قیمت این کالاها را به‌ترتیب ۰/۵۴، ۰/۴۳، ۰/۱۳ و ۰/۷۳ برآورد کردند. کپس و شرول (۲۰۰۵) نیز کشش‌های انتقال افزایش‌های قیمت شیر را در آتلانتا، بوستون، شیکاگو، دالاس، هارتفورد، سیاتل و سنت‌لوئیس، به‌ترتیب، ۰/۱۵، ۰/۲۶، ۰/۲۱، ۰/۱۲، ۰/۲۴، ۰/۰۹ و ۰/۱۴ و کشش‌های انتقال کاهش‌های قیمت شیر را در مناطق یادشده، به‌ترتیب ۰/۰۳، ۰/۰۶، ۰/۰۷، ۰/۱۱، ۰/۰۷، ۰/۰۵ و ۰/۱۳ به‌دست آورده‌اند. تومک و رابینسون (۲۰۰۳) نیز بیان می‌کنند که نتایج پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد، واکنش‌های قیمتی در بازار کالاهای کشاورزی به‌طور معمول، ناقص و باوقفه است.

یکی از دلایل انتقال نامتقارن قیمت گوشت مرغ از مرغداری به سطوح بالاتر بازار این کالا، وجود قدرت بازاری در صنعت فراوری و بازاریابی گوشت مرغ است. تمرکز حدود ۵۰ درصد کشتارگاه‌های طیور کشور در چهار استان، موجب شده که صاحبان این صنعت از قدرت بازاری خود در جهت انتقال بیشتر افزایش‌های قیمت و انتقال ناقص کاهش‌های قیمت مرغ زنده به سطوح بالاتر بازار استفاده نمایند. به این صورت که در برخی مناطق کشور، مازاد عرضه گوشت مرغ و در برخی دیگر از مناطق کشور، مازاد تقاضا برای این کالا وجود دارد. همچنین بسته به میزان دسترسی به خدمات کشتار مرغ زنده، مازاد عرضه و یا مازاد تقاضا برای این خدمات در مناطق مختلف کشور وجود دارد. وجود مازاد و یا کمبود گوشت مرغ و خدمات کشتارگاهی در مناطق مختلف کشور موجب گردیده که از یک‌سو مرغداران و واسطه‌های بازاریابی، مرغ زنده را از مراکز تولید به مراکز عرضه خدمات کشتارگاهی منتقل کنند و از سوی دیگر، کشتارگاه‌ها و واسطه‌های بازاریابی، گوشت مرغ را به مراکز مصرف منتقل نمایند. از آنجا که نگهداری مرغ زنده انتقال‌یافته از مرغداری به مراکز کشتار، با کاهش وزن محموله و تلفات و در نتیجه، افزایش هزینه‌ها همراه است و همچنین مرغداران، اطلاع کافی از قیمت بازار ندارند، مجبور به فروش کالای خود به قیمت پیشنهادی از سوی کشتارگاه‌ها یا واسطه‌ها هستند. در بازار فروش گوشت مرغ نیز به دلیل عدم اطلاع کافی خرده‌فروشان و مصرف‌کنندگان و یا عدم دسترسی به بازارهای دیگر برای تأمین کالا، کشتارگاه‌ها و واسطه‌های بازاریابی می‌توانند این کالا را به قیمتی بیشتر از قیمت تمام‌شده، به فروش برسانند و کاهش قیمت مرغ زنده را به خرده‌فروشی‌ها و قیمت‌های مصرف‌کننده منتقل نکنند. همچنین در این زمینه نمی‌توان نقش نرخ‌های بالای تورم را نادیده گرفت. با وجود نرخ بالای تورم، عوامل بازاریابی هر گونه کاهش قیمت را پدیده‌ای زودگذر تلقی می‌کنند و از انتقال آن به سطح خرده‌فروشی اجتناب می‌کنند اما افزایش‌های قیمت را با سرعت و شدت بیشتری به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌کنند. مصرف‌کنندگان نیز به طور عمده، افزایش قیمت‌ها را انتظار می‌کشند و منتظر کاهش قیمت‌ها نیستند. وجود این مسائل، منجر به انتقال نامتقارن قیمت‌ها در صنعت گوشت مرغ ایران می‌شود.

از آنجا که به‌نظر می‌رسد انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت مرغ، به دلیل وجود ساختار غیررقابتی در صنعت کشتارگاهی و تمرکز کشتارگاه‌های طیور در برخی از مناطق کشور و همچنین نرخ بالای تورم به‌وجود آمده باشد، اولاً؛ بررسی و جمع‌آوری اطلاعات درباره مقدار عرضه مرغ زنده و همچنین ظرفیت کشتارگاه‌های طیور در مناطق مختلف کشور و تلاش در جهت هماهنگ‌سازی میان صنعت مرغداری و صنعت کشتارگاهی در هر منطقه از کشور، افزون بر کاهش هزینه‌های بازاریابی، قدرت بازاری صنایع کشتارگاهی را کاهش می‌دهد و به انتقال متقارن قیمت‌ها در بازار گوشت مرغ ایران کمک می‌کند. در این راستا پیشنهاد می‌شود، سیاست‌های تشویقی مناسب برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت کشتارگاهی، در مناطقی از کشور که کمبود ظرفیت کشتار وجود دارد اتخاذ گردد. همچنین تشویق مرغداران برای سرمایه‌گذاری در صنعت فراوری گوشت مرغ، به گسترش این صنایع در سطح کشور و ایجاد بازارهای رقابتی‌تر کمک می‌کند. ثانیاً؛ اتخاذ سیاست‌های کنترل تورم نیز به انتقال متقارن قیمت‌ها و رفاه بیشتر مصرف‌کنندگان می‌انجامد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

۱- پایگاه اطلاع‌رسانی الکترونیکی شرکت سهامی پشتیبانی امور دام کشور. ۱۳۸۸. www.iranslal.com

۲- حسینی ص. و دوراندیش آ. ۱۳۸۵. «الگوی انتقال قیمت پسته در بازار جهانی». مجلهٔ علوم کشاورزی ایران، جلد ۲-۳۷، شمارهٔ ۱ ، صص: ۱۴۵-۱۵۳.

۳- حسینی ص. و نیکوکار ا. ۱۳۸۵. «انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیهٔ بازار در صنعت گوشت مرغ». مجلهٔ علوم کشاورزی ایران، جلد ۲-۳۷، شمارهٔ ۱ ، صص: ۱-۱۰.

۴- سازمان دامپزشکی کل کشور. ۱۳۸۶. «گزارشات منتشر نشده».

۵- مرکز آمار ایران. ۱۳۸۶. «سالنامهٔ آماری کل کشور».

۶- معاونت امور دام وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۳. «طرح جامع سامان‌دهی و توسعهٔ صنعت طیور کشور». دفتر امور پرورش و بهبود تولیدات طیور، زنبور عسل و کرم ابریشم.

۷- نوفرستی م. ۱۳۷۸. «ریشهٔ واحد و همجمعی در اقتصادسنجی». چاپ اول. مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا.

۸- نیکوکار ا.، حسینی ص.، و دوراندیش ا. ۱۳۸۸. تحلیل ساختار بازار و اثر انتقال قیمت بر حاشیهٔ بازاریابی در صنعت شیر ایران. مقاله ارائه شده در هفتمین کنفرانس دوسالانه انجمن اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه تهران. پردیس کشاورزی و منابع طبیعی کرج. دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی. ۱۴ و ۱۵ بهمن ۱۳۸۸.

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

10- Balcombe K., Bailey D., and Brooks J. 2007. “Threshold Effects in Price Transmission: the Case of Brazilian Wheat, Maize and Soya Prices”, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 89, pp. 308-323.

11- Ball L., and Mankiw N.G. 1994. “Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations” Economics Journal, Vol. 104, pp. 247-261.

12- 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.

13- Fray G., and Manera M. 2005. “Econometric Models of Asymmetric Price Transmission” Social Science Research Network Electronic Paper Collection: http://ssrn.com

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

15- Meyer J. 2003. “Measuring market integration in the presence of transaction costs: A threshold vector error correction approach” Contributed Paper selected for presentation at the 25th International Conference of Agricultural Economists, August 16-22, 2003,Durban, South Africa.

16- Kinnucan H.W., and Forker O.D. 1987. “Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy products” American Journal of Agricultural Economics, Vol. 69(2), pp. 285-292.

17- Peltzman S. 2000. “Prices Rise Faster than They Fall” Journal of Political Economy, Vol. 108(3), pp. 466-502.

18- Perron P. 1990. “Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean” Journal of Business and Econometrics, Vol. 33, pp. 311-40

19- Serra T. Gill & K., Goodwin. 2006. “Local Polynomial Fitting and Spatial Price Relationships: Price Transmission in EU Pork Markets”. European Review of Agricutural Economics, Vol. 33(3), pp. 415-436.

20- Tiffin R., and., Dawson P.J. 2000. “Structural Breaks, Cointegration and the Farm Retail Price Spread for Lamb” Applied Economics, Vol. 32, pp. 1281-1286.

21- Tomek W.G., and Robinson K.L. 2003. “Agricultural Product Prices” Cornell University Press, New York.

22- Varra P., and Goodwin B.K. 2006. “Analysis of Price Transmission along the Food Chain” OECD Food, Agricultural and Fisheries Working Paper, No. 3, OECD Paris.

23- V. Cramon-Taubadel S., and Meyer J. 2001. “Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?” Paper prepared for the 71th EAAE Seminar “The Food Consumer in the early 21st century” in Zaragoza, Spain, April 19-20, 2001.

24- Wohlgenant M.K. 2001. “Marketing Margins: Empirical Analysis” in Bruce Gardner and Gordon Rausser, ed., Handbook of Agricultural Economics, Volume 1, Amsterdam: Elsevier Science B.V., chapter 16, pp. 934-970.

Archive of SID

www.SID.ir