

انتقال قیمت در بازار قزل آلاهی پرورشی در استان فارس

سید صفدر حسینی^۱ و زینب سرایی شاد^{۲*}

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۱۲/۱

چکیده

آبزیان به عنوان یک منبع مفید غذایی تأمین‌کننده ی پروتئین مصرفی مردم بوده و استان فارس از نظر توسعه ی آبی پروری دارای اهمیت است. با توجه به اهمیت انتقال قیمت در سطوح گوناگون بازار و ارتباط میان انتقال قیمت از سطح مزرعه به خرده‌فروش با کارایی نظام بازاریابی، همگرایی قیمت‌ها با روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر در این مطالعه بررسی شده است. نتایج نشان داد که قیمت‌ها در طول زمان با هم ارتباط داشته و به سمت تعادل بلندمدت می‌روند در این مطالعه با استفاده از داده‌های هفتگی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ آزمون انتقال قیمت از سطح مزرعه به سطح خرده‌فروش با استفاده از مدل تصحیح خطای نامتقارن وان-کرامون انجام شد. آزمون علیت گرنجری هسیانو، رابطه ی یک‌سویه‌ای از قیمت‌های سر مزرعه به سمت قیمت‌های خرده‌فروشی را نشان داد. نتایج بدست آمده از برآورد الگوی انتقال قیمت، انتقال نامتقارن قیمت را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که با محاسبه ی کشش‌های انتقال قیمت، افزایش در قیمت سر مزرعه تأثیری بزرگتر بر تغییر قیمت خرده‌فروشی دارد.

واژه‌های کلیدی: انتقال نامتقارن قیمت، الگوی تصحیح خطا، آبی‌پروری، فارس.

^۱ -استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

^۲ -دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

*- نویسنده ی مسئول: zsaraei@yahoo.com

پیشگفتار

انتقال قیمت در سطوح گوناگون بازاریابی موضوع بسیاری از مطالعات است (بیلی و برورسن (۱۹۸۹)، ماشامیت و ماهولا (۲۰۰۵)، کیس و شرول (۲۰۰۵) و بکاس و فرتو (۲۰۰۸)). بررسی چگونگی انتقال قیمت از سطح مزرعه به خرده‌فروشی به گونه‌ای مرتبط با کارایی نظام بازاریابی می‌باشد و همچنین رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده را تحت تاثیر قرار می‌دهد. شواهد بیانگر آن می‌باشد که قیمت خرده‌فروش به سرعت به تغییرات در بازار واکنش نمی‌دهد. در بسیاری از شرایط قیمت خرده‌فروش ثابت باقی می‌ماند در حالی که قیمت سر مزرعه کاهش شدیدی داشته است. پلترمن بر این باور است چه در بلندمدت و چه در کوتاه مدت شواهد قوی وجود دارد که نشان می‌دهد قیمت در سطح خرده‌فروشی تمایل بیش تر به افزایش دارد. روی هم رفته، 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 سیاسی و داده‌های نامتقارن، مطرح است. در ادبیات انتقال قیمت، وجود قدرت بازاری ناشی از ساختار غیر رقابتی بازارها، مهم ترین دلیل برای نبود تقارن در انتقال قیمت بیان شده است.

کشش انتقال قیمت در سطح مزرعه و خرده‌فروش به صورت تغییر در قیمت خرده‌فروشی در نتیجه‌ی یک درصد تغییر در قیمت سر مزرعه تعریف می‌شود. کشش انتقال قیمت با فرض انتقال متقارن محاسبه می‌شود بدین معنی که قیمت خرده‌فروشی با افزایش یا کاهش قیمت سر مزرعه به همان صورت رفتار می‌کند (چاواس و مهتا ۲۰۰۲)، در حالی که در مطالعات داخلی و برون مرزی بسیاری شواهد، انتقال نامتقارن قیمت را نشان می‌دهند. حسینی و دوراندیش (۱۳۸۵)، الگوی انتقال قیمت پسته‌ی ایران در بازار جهانی را بررسی و نشان دادند که کاهش قیمت‌ها از سر مزرعه سریع‌تر و کامل‌تر از افزایش قیمت‌ها به سطح صادرات منتقل می‌شود. حسینی و نیکوکار (۱۳۸۵) انتقال نامتقارن قیمت را چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت در صنعت گوشت مرغ ایران تایید کردند. حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با بکارگیری مدل خطای تصحیح نامتقارن، نشان دادند که افزایش قیمت تولیدکننده که منجر به کاهش حاشیه‌ی بازاریابی می‌گردد، نسبت به کاهش قیمت تولیدکننده که باعث افزایش حاشیه‌ی بازاریابی می‌شود، خیلی سریع‌تر به قیمت‌های سطح خرده‌فروش منتقل می‌شود. بکاس و فرتو (۲۰۰۶)، انتقال قیمت در بازارهای گوشت گاو و گوشت خوک مجارستان را بررسی و نشان دادند که بازار گوشت گاو در کوتاه‌مدت و بلندمدت متقارن است در حالی که بازار گوشت خوک در کوتاه‌مدت نامتقارن می‌باشد و عمده‌فروش و خرده‌فروش ممکن است با تغییرات قیمت، سود موقت بدست بیاورند.

تولید جهانی آبیان در دهه‌های اخیر رشد چشمگیری داشته‌است و نقش آبیان به عنوان یک منبع مفید غذایی در تأمین پروتئین مصرفی مردم انکارناپذیر است. شیلات در استان فارس عمر زیادی ندارد، ولی در همین مدت کوتاه توسعه ی شایان توجهی داشته است. آمار نشان می دهد که تولید انواع آبیان در طی ۱۶ سال گذشته به طور میانگین هر سال حدود ۲۱/۵ درصد رشد داشته است و تولید ۳۰۰ تنی سال ۱۳۷۰ به ۶۶۶۵ تن در سال ۱۳۸۶ رسیده است (سازمان شیلات استان فارس)، لذا با توجه به اهمیت استان فارس در بین استان‌های داخلی از نظر استعدادهای بالفعل و بالقوه ی آبی‌پروری و همچنین به دلیل این که یکی از اصلی ترین مشکلات شیلات ایران نبود بازاری مناسب برای تنظیم قیمت تولیدات این بخش است، بررسی الگوی انتقال قیمت قزل-آلای پرورشی استان فارس لازم است. در این راستا هدف اصلی این مطالعه، بررسی آزمون انتقال قیمت با روش خطای تصحیح می‌باشد. همچنین برآورد کشش های انتقال قیمت نیز یکی از هدف های دیگر این مطالعه است.

روش پژوهش

پیش از هرگونه تجزیه و تحلیل انتقال قیمت، جهت علیت در متغیرها باید بررسی شود. با کمک آزمون علیت گرنجری هسیانو رابطه ی علیت بین سطح مزرعه و خرده‌فروشی قابل بررسی است. به منظور انجام آزمون علیت گرنجری ابتدا قیمت خرده فروشی روی قیمت خرده فروشی رگرس می شود. در مراحل بعد، دیفرانسیل قیمت خرده فروشی به مدل اضافه و برآورد می گردد. آماره ی FPE که بیانگر خطای نهایی پیش بینی می باشد، در مراحل گوناگون مقایسه می شود و مدلی که کم ترین FPE را دارد، به عنوان مدل با طول وقفه ی بهینه در نظر گرفته می شود. در مرحله ی بعد، قیمت سر مزرعه با وقفه های گوناگون در مراحل پی در پی به مدل انتخابی با طول وقفه ی بهینه ی مرحله ی پیشین، اضافه می شود و مدل با کم ترین FPE انتخاب می گردد و در نهایت مقایسه ی زیر انجام می‌شود: اگر $FPE(y) < FPE(y,x)$ باشد، آنگاه x علت گرنجری y نیست به بیان دیگر، تغییرات y را x نمی‌تواند توضیح دهد و اگر رابطه ی برعکس برقرار باشد، $FPE(y) > FPE(y,x)$ ، علت گرنجری y می‌باشد که تغییرات x علت تغییرات y است. برای پی بردن به وجود یا عدم وجود رابطه ی علیت دو سوپه، همین مراحل را در صورتی که قیمت سر مزرعه متغیر مستقل باشد، انجام می دهیم. در بیش تر مطالعات انتقال قیمت، مدل پیشنهادی ولفرام (۱۹۷۱) بکار گرفته می‌شود که این مدل بعدها بوسیله ی هاگ (۱۹۷۷) توسعه یافت و به صورت زیر می‌باشد:

$$(1) \quad \Delta P_t^r = \alpha + \beta^- \sum_{j=1}^k D^- \Delta P_{t-j+1}^f + \beta^+ \sum_{j=1}^l D^+ \Delta P_{t-j+1}^f + \varepsilon_t$$

با فرض این که تغییر در قیمت های خرده فروشی از تغییرات قیمت در سرمزرعه ناشی می شود، آنگاه قیمت سر مزرعه، علت و قیمت خرده فروشی، معلول است و می توان رابطه ی ۱ را نوشت که

$$P^f = \sum_{t=1}^T D^- \Delta P_{t-j+1}^f, \text{ سری کاهشی قیمت در سطح مزرعه}$$

$$D^+ \Delta P_{t-j+1}^f, \text{ سری افزایشی قیمت در سطح مزرعه و } \varepsilon_t \text{ جمله ی اخلال است. } D^- \text{ متغیر}$$

موهومی برای زمانی که $P_t^f < P_{t-1}^f$ باشد، مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می باشد. D^+ متغیر موهومی برای زمانی که $P_t^f > P_{t-1}^f$ باشد، مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می باشد. ΔP_{t-j-1}^f تغییرات قیمت در سطح مزرعه را بین دو دوره ی متوالی نشان می دهد. در صورتی که ضرایب β^+ و β^- از نظر آماری برابر باشند، نشان دهنده ی انتقال متقارن قیمت است. در این روش به ویژگی های سری زمانی داده ها توجه نمی شود و خود همبستگی در این مدل ها مشکل جدی است و باعث رگرسیون کاذب می شود (بکاس و فرتو، ۲۰۰۶).

ون-کرامون و فال بوش در سال ۱۹۹۴ مدل خطای تصحیح را برای آزمون انتقال قیمت بکار بردند و نشان دادند که اگر داده های مطالعه همگرا باشند، این مدل نسبت به مدل هوک مناسب تر است. جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده می شود که فرض صفر آن وجود ریشه ی واحد است. پذیرفته شدن فرض صفر نشان می دهد که متغیرها ایستا نمی باشند بدین معنا که واریانس و میانگین آنها در طول زمان ثابت نمی باشد. در این صورت اگر ترکیب خطی دو یا بیش تر از دو متغیر، ایستا باشد، آن ها را همگرا می نامیم. برای آزمون همگرایی دو روش متداول مورد استفاده قرار می گیرد که شامل آزمون دو مرحله ای انگل - گرنجر و آزمون چند متغیره ی یوهانسون می باشد. در روش دو مرحله ای انگل - گرنجر ابتدا رابطه ی ۲ را برآورد و در مرحله ی دوم آزمون ریشه ی واحد، برای جزء اخلال معادله ی ۲ صورت می گیرد. در صورت ایستا بودن جزء اخلال بدان معناست که روند تصادفی متغیرها در طول زمان با هم ارتباط داشته و به سمت تعادل بلندمدت پیش می روند.

$$P_t^f = \delta_0 + \delta_1 P_t^f + \sigma_t \quad (2)$$

تصحیح مدل تصحیح خطا بدون جدا کردن جزء اخلال، بیانگر انتقال متقارن قیمت است (عبدالهی ۲۰۰۰) و برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت، مدل تصحیح خطای نامتقارن وان-کرامون (۱۹۹۸) برآورد شدنی است که به صورت زیر می باشد. جزء تصحیح خطای بدست آمده از رگرسیون همگرایی بین P_t^f و P_t^r از معادله ی (۳) بدست می آید.

$$ETC_t = P_{t-1}^r - \lambda_0 - \lambda_1 P_{t-1}^f \quad (۳)$$

که λ_0 و λ_1 ضرایب می‌باشند و ETC شامل دو جزء به شرح زیر است.

$$ETC = ETC^+ + ETC^- \quad (۴)$$

در نهایت مدل تصحیح خطای نامتقارن به صورت معادله ی ۵ قابل بیان است:

$$\Delta P_t^r = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta^- D^- \Delta P_{t-j+1}^f + \sum_{j=1}^l \beta^+ D^+ \Delta P_{t-j+1}^f + \Phi^+ ECT_{t-1}^+ + \Phi^- ETC_{t-1}^- + \omega \quad (۵)$$

که $\Delta P_t^r = P_t^r - P_{t-1}^r$ می‌باشد، k ، l و n طول وقفه را نشان می‌دهند که برای تعیین طول بهینه ی وقفه از آماره‌های آکاییک و شوارتز استفاده می‌شود به گونه‌ای که مدل با وقفه‌های گوناگون برآورد می‌شود. در نهایت مدلی که مقدار آماره‌های آکاییک و شوارتز کم تر باشد، ترجیح داده می‌شود. Φ^+ و Φ^- به ترتیب میزان تعدیلات قیمت خرده فروشی نسبت به شوک های منفی و مثبت حاشیه ی بازاریابی است.

با استفاده از ضرایب معادله ی ۵ قادر به آزمون انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهیم بود، بزرگی و سرعت انتقال قیمت را نیز می‌توان مورد آزمون قرار داد. اگر فرض $\sum_{j=1}^k \beta^- = \sum_{j=1}^l \beta^+$ برقرار باشد، تقارن در بزرگی انتقال قیمت وجود دارد. به بیان دیگر، کاهش و افزایش قیمت در سطح مزرعه به همان اندازه باعث تغییر قیمت در سطح خرده‌فروش می‌شود. اگر فرض $\Phi^+ = \Phi^-$ پذیرفته شود، انتقال قیمت در بلندمدت متقارن است.

همان گونه که روش پژوهش نشان می‌دهد، برای برآورد مدل خطای تصحیح، مجموعه‌ای از آمار قیمت های خرده‌فروشی و تولیدکننده مورد نیاز است، لذا برای این مطالعه از آمار قیمت های خرده‌فروشی و تولیدکننده ی قزل‌آلای پرورشی در سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ به صورت هفتگی استفاده شده که به وسیله ی سازمان شیلات استان فارس جمع آوری شده بود.

نتایج و بحث

در راستای بررسی انتقال قیمت قزل آلی پرورشی از مزرعه تا خرده فروشی در استان فارس، ابتدا رابطه ی علیت بین سطح مزرعه و خرده‌فروشی با استفاده از آزمون علیت گرنجر هسیانو بررسی شد و نتایج در جدول شماره ی یک گزارش شده است که با توجه به آن علیت دو سویه وجود ندارد، تغییرات قیمت در سطح خرده‌فروشی، به دلیل تغییرات قیمت در سطح سر مزرعه است، اما تغییرات قیمت در سطح مزرعه، ناشی از تغییرات قیمت در سطح خرده‌فروش نمی‌باشد به بیان دیگر علیت از سمت مزرعه به خرده‌فروش می‌باشد.

برای بررسی ایستایی متغیرها آماره ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای قیمت خرده‌فروش و قیمت در سطح مزرعه به ترتیب، -0.68 و -0.19 بدست آمد. از آنجایی که آماره ی t در سطح احتمال پنج درصد، $2/88$ می‌باشد، فرض H_0 پذیرفته می‌شود. به بیان دیگر، متغیرها ایستا نمی‌باشند. در ادامه، آزمون همگرایی دو مرحله‌ای انگل- گرنجر انجام گرفت که آماره ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای جمله ی خطا معادله ی (۲)، -3.33 بدست آمد. با توجه به این که آماره ی t در سطح معنی‌داری پنج درصد، $2/88$ می‌باشد، همگرایی متغیرهای قیمت در بلندمدت تایید می‌شود. الگوی تصحیح خطای نامتقارن به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شد و نتایج در جدول شماره ی ۲ نشان داده شده است. با توجه به نتایج مطالعه، تغییر قیمت خرده‌فروشی نسبت به دوره ی پیش، سری افزایشی قیمت سر مزرعه، سری کاهشی قیمت سر مزرعه، وقفه ی مقادیر غیرمنفی جزء اخلاص رابطه ی تعادلی بلندمدت، وقفه ی مقادیر منفی جزء اخلاص رابطه ی تعادلی بلندمدت و متغیرهای موهومی اثر فصل بر قیمت سر مزرعه می‌باشد.

برای این که مدل برآورد شده از اعتبار لازم برخوردار باشد، باید نرمال بودن جملات خطا مورد آزمون قرارگیرد. در این مطالعه، جهت بررسی نرمال بودن توزیع جملات خطا، آماره ی جارکو- برا بکارگرفته شد. فرض صفر، نرمال بودن جملات خطا می‌باشد. مقدار احتمال این آماره $0/381$ محاسبه شد که فرض صفر را در سطح احتمال پنج درصد و یک درصد می‌پذیریم، لذا با پذیرفتن نرمال بودن توزیع جمله ی اخلاص، درستی نتایج تأیید می‌شود.

آماره ی دوربین واتسون که نزدیک عدد ۲ می‌باشد، به عدم وجود خود همبستگی اشاره دارد. آماره ی t نشان می‌دهد که مهم ترین متغیرهای تأثیر گذار بر تغییر قیمت در سطح خرده‌فروشی، سری افزایشی و کاهشی قیمت در سطح مزرعه، وقفه ی مقادیر غیرمنفی جزء اخلاص رابطه ی تعادلی بلندمدت و متغیر موهومی فصل پاییز می‌باشد. علامت ضرایب برای متغیرهای سری افزایشی و کاهشی قیمت در سطح مزرعه و متغیر موهومی فصل پاییز مثبت است که نشان می‌دهد یک واحد افزایش قیمت سر مزرعه باعث افزایش $0/66$ واحد در قیمت خرده‌فروشی و

کاهش ۰/۳۴ واحدی حاشیه ی بازاریابی شده است. این کاهش بازاریابی، در درازمدت، هر هفته یک صدم واحد تصحیح خواهد شد. همچنین یک واحد کاهش در قیمت سر مزرعه باعث کاهش ۰/۶ واحدی قیمت خرده‌فروشی می‌گردد و باعث افزایش ۰/۴ واحدی حاشیه ی بازاریابی می‌گردد این افزایش در حاشیه ی بازاریابی هر هفته ۰/۲۷ واحد تعدیل می‌شود.

ضرایب متغیرهای سری های مثبت و منفی جزء اخلاص در واقع چگونگی تعدیل قیمت های خرده فروشی را به منظور ایجاد تعادل در بازار ماهی منعکس می‌کند. منفی بودن این ضرایب بیانگر این است که هرگونه انحراف از رابطه ی تعادلی بلندمدت در دوره‌های بعدی جبران می‌شود. قیمت خرده فروشی بازار به گونه ای تعدیل می‌شود که تقریباً در هر هفته، ۱ درصد از یک واحد تغییر منفی در انحراف از رابطه ی تعادلی (که بر اثر تغییرات قیمت سر مزرعه ناشی شده است) از بین برود. البته این ضریب از نظر آماری معنی دار نمی باشد. از سوی دیگر، قیمت های خرده فروشی ۲۷ درصد از یک واحد تغییر مثبت در انحراف از حالت تعادلی بازار (که از راه تغییرات قیمت های سر مزرعه ایجاد شده است) در هر دوره تعدیل می‌کند. این یافته نشان می‌دهد دستیابی به یک بازار تعادلی دراز مدت بین قیمت های سر مزرعه و خرده‌فروشی، مثبت بودن تغییرات در انحراف از تعادل دراز مدت بازار خیلی سریع تر از حالتی خواهد بود که تغییرات انحراف از تعادل دراز مدت بازار منفی باشد. به بیان دیگر، کاهش قیمت سر مزرعه موجب افزایش حاشیه ی بازاریابی ماهی می‌شود. این شوک وارد بر حاشیه ی بازاریابی موجب انحراف بازار از حالت تعادلی خود می‌شود. به دلیل توسعه ی مزارع چند لایه‌ای پرورش ماهی قزل‌آلا، کشاورزان قادر به عرضه ی محصول در تمام فصل ها هستند، بنابراین مقدار عرضه ی ماهی قزل‌آلا در بازار تفاوت چندانی در فصل های گوناگون ندارد، بنابراین در این الگو به جز فصل پاییز، فصل های دیگر تاثیری معنی‌دار بر تغییر قیمت در سطح خرده فروشی ندارند، اما در فصل پاییز، به دلیل سرد شدن هوا، تلفات پرورش ماهی زیاد است، لذا قیمت قزل آلا ی پرورشی افزایش می یابد.

کاهش های انتقال قیمت نشان می‌دهد که با افزایش یک درصد در قیمت سر مزرعه، قیمت خرده‌فروش ۳/۱۲ درصد افزایش می‌یابد و با کاهش یک درصد در قیمت سر مزرعه، قیمت خرده‌فروش ۲/۵۵ درصد کاهش می‌یابد. اثر افزایش قیمت سر مزرعه بر قیمت خرده‌فروش بیش از اثر کاهش قیمت سر مزرعه بر قیمت خرده‌فروش است.

نتایج آزمون ارزیابی در سرعت انتقال قیمت در کوتاه‌مدت، انتقال نامتقارن قیمت را نشان می‌دهد. در حالی که در بلندمدت انتقال قیمت متقارن است. افزایش در قیمت سر مزرعه سریع تر از کاهش در قیمت سر مزرعه، به سطح خرده‌فروش منتقل می‌شود. با توجه به این که انتقال قیمت

در کوتاه مدت کامل صورت نمی‌گیرد فرصت‌هایی برای افزایش حاشیه بازار و کسب سود به وسیله‌ی واسطه‌ها وجود دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

آزمون علیت گرنجری هسیائو، رابطه‌ی یک‌طرفه‌ای از قیمت‌های سر مزرعه به سمت قیمت‌های خرده‌فروش را نشان می‌دهد که می‌توان این نتیجه را استناد کرد که خرده‌فروشان، شوک‌های قیمتی تولیدکنندگان را تعدیل می‌کنند در حالی که آثار تغییرات قیمت خرده‌فروشی بیش‌تر به بازارهای خرده‌فروشی محدود می‌گردد. برآورد الگوی انتقال قیمت برای قزل‌آلابی پرورشی استان فارس نشان می‌دهد که قیمت در سطح خرده‌فروشی بیش‌تر متأثر از افزایش و کاهش قیمت در سطح مزرعه، وقفه‌ی مقادیر غیرمنفی جزء اخلاص رابطه‌ی تعادلی بلندمدت و متغیر موهومی فصل پاییز می‌باشد. با توجه به این که در کوتاه مدت انتقال قیمت کامل صورت نمی‌گیرد، فرصت‌هایی برای افزایش حاشیه‌ی بازار و کسب سود به وسیله‌ی واسطه‌ها وجود دارد، لذا پیشنهاد می‌شود که با سیاست‌های حمایتی، قدرت چانه‌زنی تولیدکنندگان افزایش داده شود، اما سیاست‌های قیمتی، به دلیل انتقال نامتقارن قیمت مناسب نیستند زیرا سود بدست آمده از آن نصیب واسطه‌ها می‌شود. همچنین تشکیل تعاونی‌های بازاریابی محصولات کشاورزی متشکل از کشاورزان می‌تواند راه حلی مناسب برای رفع این مشکل باشد زیرا ایجاد این نوع تعاونی‌ها باعث می‌گردد که از یک سو ارتباط کشاورزان با عمده‌فروشان نزدیک‌تر شده و واسطه‌های غیر ضروری از مسیر حذف گردیده و از سوی دیگر کشاورز سهمی مناسب‌تر از قیمت نهایی را به دست آورد.

جهت کاهش نوسان‌های قیمتی و حاشیه‌ی بازاریابی، ایجاد زیرساخت‌های مناسب جهت سوق دادن واسطه‌ها به سمت فرآوری این محصول به نظر ضروری می‌رسد که در نهایت باعث تامین ماهی مورد نیاز خریداران در تمام فصل‌های سال و همچنین امکان صادرات این محصول فراهم می‌شود. در پایان پیشنهاد می‌شود در قالب پژوهش‌های دیگر، توضیح دلایل وجود انتقال نامتقارن قیمت صورت گیرد.

منابع

۱. حسینی ص. و دوران‌دیش الف. ۱۳۸۵. الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۲، شماره ۳۷، ص ۱-۹.
۲. حسینی، ص. و نیکوکار الف. ۱۳۸۵. انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۲، شماره ۳۷، ص ۲-۳۷.
۳. حسینی، ص. و قهرمان‌زاده م. ۱۳۸۵. تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۳، ص ۱-۲۲.
۴. حسینی، ص. سلامی ح. و نیکوکار الف. ۱۳۸۷. الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، جلد ۲، شماره ۱، ص ۱-۲۱.
- 5- Abdulai A. 2000. Spatial Price Transmission and asymmetry in the Ghanaian Maize Market. *Journal of Development Economics*, 63:327-349
- 6- Bailey D. and Brorsen B.W. 1989. Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. *western journal of agricultural economics*, Vol 14(2):246-252.
- 7- Bakucs L.Z. and Ferto I. 2006. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. *Food Economics - Acta Agricultural Scandinavica* Vol. 3:151 - 160.
- 8- Bakucs L.Z. and Ferto I. 2007. Price transmission in the Hungarian vegetable sector. *studies Agricultural Economics*. 106: 23-40.
- 9- Capps j. o. and Sherwell P. 2005. Spatial Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission Associated with Fluid Milk Products. Selected Paper for Presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Island.
- 10- Chavas J.P. and Mehta A. 2004. Price Dynamics in a Vertical Sector: The Case of Butter. *American journal of Agricultural Economics*, Vol 86(4):1078-1093.
- 11- Cramon Taubadel V. 1998. Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market, *European Review of Agricultural Economics*, Vol 25(1): 1-18.
- ۱۲- Mashamaite P. and Moholwa B. 2005. Price Asymmetry in South African Futures Markets for Agricultural Commodities, *Agrekon*, Vol 44(3): 423-433.

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج آزمون علیت گرنجری هسیابو.

نتیجه ی آزمون	FPE	تعداد وقفه ی بهینه	متغیر مستقل	متغیر وابسته
علیت وجود ندارد	FPE(y)=۶۵۵۹۹	۲	قیمت سرمزرعه	قیمت سر مزرعه
	FPE(x,y)= ۶۶۴۸۶	۱	قیمت سرمزرعه و قیمت خرده‌فروش	قیمت سرمزرعه
علیت وجود دارد	FPE(y)=۱۰۸۴۴۰	۲	قیمت خرده‌فروش	قیمت خرده‌فروش
	FPE(x,y)=۱۰۱۶۹۰	۱	قیمت سرمزرعه و قیمت خرده‌فروش	قیمت خرده‌فروش

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج انتقال قیمت از مزرعه به خرده‌فروشی.

متغیر وابسته: تغییر قیمت خرده‌فروشی نسبت به دوره ی پیش			
کشش	آماره ی t	ضریب	متغیر
-۲/۲۱	-۲/۸۱	-۰/۲۷**	وقفه ی مقادیر غیرمنفی جزء اخلاص رابطه ی تعادلی بلندمدت
۰/۱۲	-۰/۱۴	-۰/۰۱	وقفه ی مقادیر منفی جزء اخلاص رابطه ی تعادلی بلندمدت
۳/۱۲	۴/۱۷	۰/۶۶**	سری افزایشی قیمت سر مزرعه
-۲/۵۵	۲/۸۴	۰/۶۰**	سری کاهششی قیمت سر مزرعه
-۳/۶۹	۰/۳۹	۰/۰۶	سری افزایشی قیمت سر مزرعه با یک وقفه
۴/۰۶	-۰/۳۸	-۰/۰۵	سری کاهششی قیمت سر مزرعه با یک وقفه
۰/۳۹	۰/۷۰	۱۸/۲۸	متغیر موهومی فصل بهار
۱/۴۸	۲/۱۵	۵۷/۴۴**	متغیر موهومی فصل پاییز
۰/۷۳	۱/۱۴	۲۹/۲۱	متغیر موهومی فصل زمستان
-۰/۳۲	-۰/۱۶	-۳/۷۱	عرض از مبدأ

N=122 R-square: 0/52 Durbin-Watson: 1/98

ادامه ی جدول ۲- نتایج انتقال قیمت از مزرعه به خرده‌فروشی.

آزمون‌های انتقال قیمت	آماره ی F	F بحرانی	نتیجه ی آزمون
آزمون تبارن در سرعت انتقال قیمت در کوتاه‌مدت	۱۳,۴	۱۱/۱۶	رد می‌شود
آزمون تبارن در انتقال قیمت در بلندمدت	۲/۷۲	۱۱/۷۸	پذیرفته می‌شود

مأخذ: یافته‌های پژوهش

** معنی داری در سطح پنج درصد