بررسی انتقال نامتقارن قیمت و قدرت بازار با استفاده از روشی ترکیبی در صنعت فرآوری پسته ایران

محمدعمرانی[۱*]، محمدنبی شهیکی تاش[۲] و احمد اکبری[۳]

تاریخ دریافت: ۹۵/۹/۵ ۹۵/۱۲/۱۲

چکیده

انتقال نامتقارن قیمت بنگاههای تولیدی می‌تواند دال بر وجود قدرت بازار باشد. در همین راستا این مطالعه به کمک یک الگوی ترکیبی به تحلیل هم‌زمان انتقال قیمت میان بازار فرآوری و خرده‌فروشی پسته با وجود پارامتر قدرت بازار پرداخته است. بدین منظور، از داده های فصلی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۴ استفاده شد. در راستای هدف مطالعه، رفتار قیمت خرده فروشی پسته در قالب دو رژیم تغییرات متفاوت ارزیابی گردید که با ماهیت عرضه محصولات کشاورزی که در فصول برداشت دارای عرضه فراوان هستند، سازگار است. هم‌چنین، از معکوس کشش عرضه محصول به عنوان پارامتر قدرت بازار استفاده شد. با استناد به رژیم محتمل‌تر (رژیم دوم) مشخص گردید که عاملان بازاریابی در سطح عمده فروشی تمایل دارند افزایش قیمت را در مقایسه با کاهش قیمت با شدتی بیش‌تر به سطح خرده فروشی منتقل کنند. در این رژیم انتقال نامتقارن قیمت و وجود قدرت بازار مورد تایید قرار گرفت. در رژیم نخست که دارای احتمال وقوع کم‌تر از ۲۰ درصد می‌باشد، قدرت بازار پایین‌تر بوده و بنظر می‌رسد بیش‌تر با فصول وفور عرضه انطباق دارد که در این فصول واحدهای کوچک نیز مبادرت به عرضه محصول می‌نمایند. به گونه ای که به عنوان رقبای کوچک‌تر در جهت افزایش رقابت در بازار عمل می‌کنند.

طبقه‌بندی JEL : Q_{13} , L_{66} ,L_{11}

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، قدرت بازار، فرآوری پسته

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

۲- دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان.

۳- استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان.

* - نویسنده مسئول مقاله: m_omrani82@yahoo.com

پیشگفتار

با توجه به پتانسیل‌های تولیدی و تنوع محصولات کشاورزی و هم‌چنین، تلاش در راستای کاهش اتکا به نفت، توسعه صنایع تبدیلی بخش کشاورزی ضرورتی انکار ناپذیر است. از میان محصولات کشاورزی در مورد برخی از آن‌ها مانند پسته، زعفران، خرما و کشمش ایران در زمره صادرکنندگان عمده قرار دارد (فائو، ۲۰۱۴). چراکه چهار محصول یاد شده حدود ۴۹ درصد صادرات کشاورزی ایران را در اختیار دارند، به گونه‌ای که برای پسته ۵۸ درصد ارزش صادرات، برای کشمش ۶/۷ درصد ارزش صادرات، برای زعفران حدود ۳۰ درصد ارزش صادرات و برای خرما ۱۴/۸ درصد ارزش صادرات متعلق به ایران است (شهیکی تاش و عمرانی،۱۳۹۳). به این معنی که این محصولات ایران دارای موقعیت صادراتی و شرایط حضور در بازار جهانی هستند. در همین زمینه یافته‌های مطالعه فرج زاده (۱۳۹۱) نشان می‌دهد که با حرکت اقتصاد ایران به سوی اقتصاد بازار، پس از کاهش موانع تجاری و کاهش یارانه حامل‌های انرژی صنایع غذایی دارای فرصت توسعه و افزایش تولید خواهند بود، اما با توجه به گسترش جهانی شدن و از بین رفتن مرزهای تجاری لازم است در جهت شناخت بیش‌تر ساختار بازار داخلی و فراهم کردن شرایط لازم برای حضور موثر در عرصه جهانی و مشارکت فعال تلاش شود (بی ریا و جبل عاملی، ۱۳۸۵). بدین منظور لازم است با انجام مطالعاتی در این زمینه داده‌های بیش‌تری فراهم شود و با استفاده از معیارهای مناسب به بررسی ساختار بازار و تحلیل قدرت بازار در صنایع تبدیلی بخش کشاورزی پرداخته شود. افزون بر مطالعه ساختار بازار این صنایع، چگونگی فرآیند انتقال قیمت در زنجیره عرضه کالاها نیز بایستی مطالعه شود چراکه یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های اثرگذار بر رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان یک کالاست. چگونگی انتقال قیمت یک کالا از ماهیت و ساختار بازار کالا اثر می‌پذیرد، به گونه‌ای که قابلیت انبارداری کالا و هم‌چنین، وجود ساختارهای غیر رقابتی و استفاده از قدرت بازاری، چگونگی انتقال قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از مفاهیم ساختار بازار و الگوی انتقال قیمت در مطالعاتی همانند لیانگ (۱۹۸۹) و کانن و کوتریل (۲۰۰۶) با هم استفاده شده است.

در پژوهش‌های تجربی، مهم‌ترین دلیل برای انتقال نامتقارن قیمت، قدرت بازاری بنگاههای تولیدی ذکر شده است. صنایع فرآوری محصولات کشاورزی به گونه معمول همه شرایط بازار رقابت کامل، مانند تعداد زیاد تولیدکنندگان و عدم تمرکز در صنعت را تأمین نمی‌کنند (مایر و ون کرامون- تاوبادل، ۲۰۰۴). هم‌چنین، مطالعات تجربی نشان داده‌اند که در عمل بازار محصولات کشاورزی و مواد غذایی رقابت کامل نیستند (براون و یوسل، ۲۰۰۰، بورنستین و همکاران، ۱۹۹۷و بیلی و برورسن،۱۹۸۹).

اگر بنگاه‌های فرآوری و بازاریابی یک کالا از قدرت بازاری خود استفاده کنند، می‌توانند تغییرات قیمت کالای اولیه و نهاده های بازاریابی را به گونه کامل به قیمت کالای نهایی منتقل نکنند. به بیان دیگر، ممکن است دیگر اثر افزایش یا کاهش قیمت تولید کننده بر قیمت مصرف کننده متقارن نباشد. عدم تقارن در انتقال قیمت بر سطوح گوناگون بازار، گاه سود چشمگیری نصیب واسطه‌های بازاریابی می‌کند و با کاهش رفاه تولیدکنندگان، کارایی سیستم بازاریابی را کاهش می‌دهد.

صنایع غذایی و صنایع تبدیلی بخش کشاورزی ۱۸/۳ درصد از تعداد کل صنایع کشور را شامل شده و افزون بر آن ۱۵/۱ درصد اشتغال، ۸/۹۳ درصد سرمایه گذاری و ۹/۶۴ درصد ارزش افزوده صنعت متعلق به این بخش است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). با توجه به وجود بازارهای غیر رقابتی در بازار صنایع تبدیلی و مواد غذایی ایران، انتقال نامتقارن قیمت در این صنایع محتمل و مورد پرسش است (خدادادکاشی، ۱۳۷۷ و نهاوندیان و خدادادکاشی،۱۳۷۹). در صورت نبودتقارن در انتقال قیمت‌ها نوسان‌های قیمتی به افزایش حاشیه بازار منجر می‌شود. حاشیه بالای بازار محصولات غذایی و کشاورزی که نوعاً با خدمات بازاریابی انجام شده نیز تناسبی ندارد، همواره مورد توجه بوده، به گونه‌ای که بر اساس مطالعات انجام گرفته حدود ۵۰ درصد قیمت پرداختی مصرف کنندگان برای کالا مربوط به هزینه های بازاریابی است (دهدشتی و صیدزاده، ۱۳۸۵). بنابراین، نه تنها لازم است حجم رقابت در صنایع تبدیلی بخش کشاورزی مورد توجه قرار گیرد بلکه توجه به مفهوم انتقال نامتقارن قیمت نیز از اهمیت بالایی برخوردار خواهد بود.

پلتزمن (۲۰۰۰) در بررسی جامع ۲۸۲ محصول گوناگون و از جمله ۱۲۰ محصول کشاورزی، عنوان کرد که انتقال نامتقارن قیمت بیش‌تر یک قانون است تا این‌که یک استثناء باشد. از این رو، تئوری استاندارد ارایه شده برای بازارها درست نیست زیرا این تئوری قادر به پیش‌بینی و توضیح تعدیل نامتقارن قیمت نیست. از سوی دیگر، مطالعاتی همچون گاودیر و زاپاتا (۲۰۰۱) و ون کرامون-تاوبادل و مایر (۲۰۰۰) پیشنهاد دادند در برخورد با مسئله عدم تقارن به دلیل مشکلات روش شناسی مربوط به آزمون‌های تجربی، لازم است جانب احتیاط رعایت شود. دو مسئله باعث اهمیت بالای انتقال نامتقارن شده است. نخست تردید در مورد صحت تئوری‌های اقتصادی و دوم لزوم تغییر در استنباط‌های رفاهی گذشته (مایر و کرامون- تاوبادل، ۲۰۰۴) که این امر نیز به نوبه خود اتخاذ سیاست‌ها را دچار چالش جدی می‌کند. انتقال نامتقارن می‌تواند در سرعت یا اندازه انتقال قیمت و یا هر دو بروز نماید.

بر خلاف آنکه در میان مطالعات داخل تنها در حد آزمون موردی انتقال قیمت دیده می‌شود، ادبیات این مقوله به سرعت در حال توسعه بوده و جنبه‌های زیادی از این مبحث روشن شده است.

بیش‌تر مطالعاتی که در زمینه انتقال قیمت انجام گرفته است از ساختار بازار غیررقابتی به عنوان علت عدم تقارن یاد نموده‌اند (مایر و کرامون- تاوبادل، ۲۰۰۴). از سوی دیگر، برخی همانند وارد (۱۹۸۲) بر این باورند که در شرایط قدرت بازار و انحصار نگرانی از کاهش در سهم بازار در پی افزایش قیمت منجر به انتقال سریع‌تر کاهش قیمت در مقایسه با افزایش آن خواهد شد. تاکنون تلاش‌های تجربی کمی در مورد آزمون ارتباط میان قدرت بازار و انتقال نامتقارن قیمت انجام گرفته است. وجود هزینه‌های تعدیل و برخی از هزینه‌های اجرایی ناشی از تعدیل حجم فعالیت از دیگر منابع عمده انتقال نامتقارن ذکر شده است (مایر و کرامون- تاوبادل، ۲۰۰۴). البته، بالابودن هزینه‌های اجرایی و تعدیل ممکن است دلیل انتقال نامتقارن باشد زیرا مشخص شده است که به طور میانگین ۲۷ تا ۳۵ درصد از حاشیه سود خالص را این هزینه ها تشکیل می‌دهند (دیوتا و همکاران، ۱۹۹۹ و لوی و همکاران، ۱۹۹۷).

در بیش‌تر مطالعات انتقال نامتقارن به صورت انتقال سریع‌تر و کامل‌تر افزایش قیمت نسبت به کاهش قیمت (انتقال قیمت مثبت) مشاهده می‌شود، اما در بازار گوشت گاو و گوساله ایالات متحده بیلی و برورسن (۱۹۸۹) نشان دادند که در کوتاه مدت ممکن است حاشیه‌ها در واحدهای بسته‌بندی به دنبال تلاش برای حفظ فعالیت واحد در سطح (یا نزدیک به) ظرفیت کامل کاهش یابد. در ایران نیز مشخص گردید که در بازار گوشت مرغ (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵؛ حسینی و همکاران، ۱۳۸۷؛ قدمی کوهستانی و همکاران، ۱۳۸۹) و گوشت قرمز (حسینی و قهرمان‌زاده، ۱۳۸۵؛ نیکوکار و همکاران، ۱۳۸۹) میان بازار سر مزرعه و خرده‌فروشی انتقال قیمت نامتقارن بوده و افزایش قیمت از بازار سرمزرعه سریع‌تر از کاهش آن به بازار خرده‌فروشی منتقل می‌گردد. برای محصول پسته نیز حسینی و دوراندیش (۱۳۸۵)، نبود تقارن در انتقال قیمت از بازار داخل به بازار جهانی و برعکس را مورد تأیید قرار دادند. هم‌چنین، یافته‌های مطالعه فرجزاده و اسماعیلی (۱۳۸۹) نشان دادند انتقال قیمت میان بازار داخلی و صادراتی پسته در بلندمدت متقارن، ولی در کوتاه‌مدت نامتقارن است. البته، درمورد محصولات کشاورزی همان گونه که مطالعه جامع پلتزمن (۲۰۰۰) نیز نشان داد، انتقال نامتقارن عمدتاً معمول‌تر از انتقال متقارن است. در این باره آگوایر و سانتانا (۲۰۰۲) نیزدر مرور کلی مطالعات عنوان کردند که در مورد محصولات کشاورزی بیش‌تر انتظار می‌رود فرآیند انتقال قیمت نامتقارن مشاهده شود. البته، مواردی از تقارن نیز دیده می‌شود. برای مثال، باکوس و فرتو (۲۰۰۶) انتقال قیمت میان بازار سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت خوک را در مجارستان در کوتاه‌مدت و بلندمدت متقارن ارزیابی کردند. جزقانی و همکاران (۲۰۱۱) در زنجیره بازاریابی برنج در ایران، انتقال قیمت عمودی را مورد بررسی قرار دادند. آزمون‌های مورد استفاده حاکی از آن بود که تغییرات قیمت تولیدکننده سریعاً به قیمت‌های عمده‌فروشی و

خرده‌فروشی منتقل می‌شود. در مدل‌های مورد استفاده انتقال قیمت از تولیدکننده به خرده‌فروشی و همچنین از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی نامتقارن بود، اما انتقال قیمت از تولیدکننده به عمده‌فروشی متقارن ارزیابی شد.

تمرکز مطالعات متعدد بیش‌تر در مورد منابع ایجاد انتقال نامتقارن بوده است. از آن جمله می‌توان به وارد (۱۹۸۲)، بیلی و برورسن (۱۹۸۹) و دامانیا و یانگ (۱۹۹۸) اشاره کرد که قدرت بازار را دارای اهمیت می‌دانند. هم‌چنین، بالک و همکاران (۱۹۹۸) و براون و یوسل (۲۰۰۰) تبانی در راستای سود بالاتر را عاملی در جهت انتقال نامتقارن عنوان کردند. بور و همکاران(۲۰۱۴) نیز به کمک مدل تصحیح خطا به بررسی عدم تقارن در انتقال قیمت‌ها از سر مزرعه به خرده‌فروشی در بازار شیر در کشور ترکیه پرداختند. نتایج حاکی از عدم تقارن مثبت در انتقال قیمت‌ها از سر مزرعه به خرده‌فروشی بود. بدین معنی که افزایش قیمت‌های سرمزرعه سریع‌تر از کاهش آن به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌شود، از این‌رو، رفاه مصرف‌کنندگان کاهش می‌یابد. افزون بر این، نتایج نشان دادند که قدرت بازاری در زنجیره بازاریابی شیر در این کشور وجود داشته که منجر به عدم تقارن در انتقال قیمت شده است. هم‌چنین، نتایج مطالعات مک لارن(۲۰۱۳)، دیگال و احمدی اصفهانی(۲۰۰۲) و وانگ و همکاران(۲۰۰۶) نیز نشان دادند که قدرت بازار و رقابت ناقص منجر به عدم تقارن در انتقال قیمت‌های بخش فرآوری مواد غذایی می‌شود.

در راستای چگونگی انتقال قیمت، در این مطالعه به کمک یک الگوی ترکیبی به بررسی همزمان انتقال قیمت و ساختار بازار در صنعت فرآوری پسته پرداخته شد. در مورد اهمیت محصول پسته باید عنوان کرد که محصول یاد شده ضمن این‌که سهم قابل ملاحظه‌ای در ارزش صادرات کشاورزی کشور دارد، سهم قابل توجهی از تولید و صادرات جهانی این محصول نیز متعلق به ایران است. با وجود روند رو به افزایش صادرات صادرکنندگان جدید پسته مانند ایالات متحده آمریکا، اما در دوره ۲۰۱۴-۱۹۶۱ همواره ایران مهم‌ترین صادر کننده این محصول در جهان بوده است و در بیش‌تر سال‌ها بیش از نیمی از صادرات آن را در اختیار داشته است. صادرات پسته ایران از ۳/۵ میلیون دلار در سال ۱۹۶۱ تا سطح ۱۵۱۲ میلیون دلار در سال ۲۰۱۴ افزایش یافته است. در بیش‌تر سال‌های دوره یاد شده صادرات پسته همواره رو به افزایش بوده است(فائو، ۲۰۱۴).

مبانی نظری

در این مطالعه هر یک از واحدهای فرآوری پسته را به عنوان بنگاهی در نظر می‌گیریم که محصول همگن (q) را با استفاده از نهاده‌های کشاورزی (x) و سایر نهاده‌های بازاریابی (m) تولید می‌کند و محصول خود را در بازار رقابت کامل با قیمت p بفروش می‌رساند. بازار برای نهاده‌های

غیرکشاورزی مانند نیروی کار، برق و غیره رقابتی است، چراکه سهم هر یک از واحدها نسبت به اندازه کل بازار آن‌ها خیلی کوچک است. اگرچه یک بنگاه انفرادی می‌تواند از قدرت بازاری خود در بازار نهاده‌های کشاورزی محلی یا بازار محصولش بهره ببرد.

به پیروی از شروتر و آزام (۱۹۹۱)، فرض می‌کنیم که تابع هزینه بازاریابی قابل تفکیک به نهاده‌های کشاورزی و نهاده‌های بازاریابی است. هم‌چنین، فرض می‌کنیم که رابطه بین هر یک از نهاده‌های کشاورزی و محصول به صورت یک نسبت ثابت است (به عنوان مثال: $q = \lambda x$ که $\lambda = 1$ می‌باشد). از این‌رو اگر بر حسب هر بنگاه در صنعت بخواهیم سود را بدست آوریم، تابع سود (π) برای iامین بنگاه بازاریاب یا خرده‌فروش در jامین منطقه را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\pi_{ij} = pq_{ij} - w_i(Q_j, z)q_{ij} - c_{ij}(q_{ij}, v) \qquad (۱)$$

که q_{ij} مقدار محصول بنگاه است، $w_j(Q_j, z)$ قیمت نهاده‌های کشاورزی در منطقه jام است، z بردار عرضه انتقالی متغیرهای برون‌زا می‌باشد، v بردار قیمت نهاده‌های غیر کشاورزی و $c_{ij}(q_{ij}, v)$ تابع هزینه تولید برای iامین بنگاه در jامین منطقه است. شرط مرتبه نخست برای بیشینه سازی سود بنگاه به صورت زیر است:

$$\frac{\partial \pi_{ij}}{\partial q_{ij}} = (p - w_j) - \frac{\partial w_j \partial Q_j}{\partial Q_j \partial q_{ij}} q_{ij} - \frac{\partial c_{ij}}{\partial q_{ij}} = 0 \qquad (۲)$$

با تبدیل رابطه (۲) به کشش‌ها، قیمت خرده‌فروشی را می‌توان به صورت رابطه زیر بیان کرد:

$$p = w_j + \theta_{ij}(\varepsilon_j^{-1} Q) + mc_{ij} \qquad (۳)$$

که در این رابطه $\theta_{ij} = (\partial Q_j / \partial q_{ij})(q_{ij} / Q_j)$ کشش حدسی بازار نهاده‌های محلی برای بنگاه iام در منطقه jام است، $\varepsilon_j = (\partial Q_j / \partial w_j)(Q / Q_j)$ شیب تابع عرضه نهاده‌ها در منطقه jام است که معکوس آن سهم منطقه jام از بازار ملی را نشان می‌دهد، $Q = \sum Q_j$ کل مقدار نهاده/محصول ملی است و mc_{ij} هزینه نهایی بنگاه i در منطقه jام است. به پیروی از شروتر و آزام (۱۹۹۱) فرض کردیم که ε_j ها برای تمامی مناطق مشابه و برابر ε هستند.

اگر رابطه (۳) در q ضرب شود و نتیجه برای همه بنگاههای درون منطقه و هم‌چنین، برای همه مناطق جمع و سپس بر Q تقسیم شود، خواهیم داشت:

$$\sum_i \sum_j p \frac{q_{ij}}{Q} = \sum_i \sum_j w_j \frac{q_{ij}}{Q} + \sum_i \sum_j \theta_{ij}(\varepsilon_j^{-1} Q) \frac{q_{ij}}{Q} + \sum_i \sum_j mc_{ij} \frac{q_{ij}}{Q} \qquad (۴)$$

اگر $\varphi_{ij} = q_{ij}/Q$ قرار داده شود، در این صورت بر اساس فروض بالا، رابطه (۳) را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$\sum_i \sum_j p\varphi_{ij} = \sum_i \sum_j w_j \varphi_{ij} + \varepsilon_j^{-1} Q \sum_i \sum_j \theta_{ij}\varphi_{ij} + \sum_i \sum_j mc_{ij}\varphi_{ij} \quad (۵)$$

چنانچه P، θ، W و MC بیانگر مقادیر متوسط وزنی باشند، میانگین قیمت مرتبط در رابطه (۵) را می‌توان بدین صورت نوشت:

$$P = W + MC + \theta(\varepsilon^{-1} Q) \quad (۶)$$

رابطه (۶) نشان دهنده رفتار بهینه بنگاه‌های یک صنعت با قدرت انحصاری خرید در بازار نهاده‌های کشاورزی است که فروش محصول در یک بازار رقابتی و خرید نهاده‌های غیر کشاورزی نیز در بازارهای رقابتی صورت می گیرد. پارامتر کشش حدسی θ ، اندازه قدرت انحصاری خرید اعمال شده توسط بنگاه‌های صنعت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر بازار نهاده‌های کشاورزی رقابت کامل باشد، پارامتر کشش حدسی به صفر کاهش می‌یابد و قیمت مرتبط خرده‌فروشی برابر $P = W + MC$ خواهد شد.

شکل دیگری از رابطه (۶) که آزمون را برای حالت رقابت ناقص تسهیل می‌کند بصورت زیر است:

$$P = MC + W\left(\frac{\tilde{\varepsilon} + \theta}{\tilde{\varepsilon}}\right) \quad (۶a)$$

که در آن $\tilde{\varepsilon} = (\partial Q/\partial W)(W/Q)$ کشش قیمتی منحنی عرضه کل مزرعه است. برای رابطه (۶a) روشن است که موقعی که $\theta \succ 0$ است(یعنی قدرت انحصار چند جانبه اعمال می‌شود)، یک واحد افزایش در قیمت‌های سر مزرعه منجر به افزایشی بیش از یک واحد در قیمت‌های خرده‌فروشی می‌شود(یعنی $\frac{\partial P}{\partial W} \succ 1$ است).

این محاسبات با یک آزمون t ساده تعیین می‌شود و خواهیم توانست همه اثرات (بلندمدت) رقابت ناقص را برای قیمت‌های مرتبط خرده‌فروشی- سرمزرعه که در رابطه (۶a) به آن اشاره شد را ارزیابی کنیم.

روش پژوهش

بیش‌تر محصولات کشاورزی فسادپذیری بالایی دارند و الگوی تولید (کشت) فصلی داشته و تابع عرضه آن‌ها در کوتاه مدت نسبتاً کشش ناپذیر است، چراکه اگر زمان تصمیم سازی پس از شروع کشت باشد، اندازه زمین برای تولید ثابت است. به این دلیل میزان تولید محصولات کشاورزی و

چانه زنی خریداران در هر دوره تجاری یک مقدار ثابتی خواهد بود. این ویژگی‌ها به ما رژیم‌های قیمتی چندگانه‌ای را خواهد داد که این مطلب را ما می‌توانیم به صورت زیر آزمون کنیم:

$$\begin{aligned} &\text{Re } gime\,1: \quad P = \beta_{11}W + \beta_{12}MC + \theta_1(\varepsilon^{-1}Q) \\ &\text{Re } gime\,2: P = \beta_{12}W + \beta_{22}MC + \theta_2(\varepsilon^{-1}Q) \end{aligned} \qquad (۷)$$

در این رابطه P قیمت مرتبط خرده فروشی، W قیمت مرتبط عمده فروشی، MC هزینه نهایی، θ اندازه قدرت انحصاری خرید اعمال شده به وسیله بنگاه، ε کشش قیمتی منحنی عرضه و Q مقدار تولید می‌باشد.این ویژگی بازار محصولات کشاورزی با رفتار قیمت‌ها که به وسیله سکستون و زانگ (۱۹۹۶) برای محصول کاهوی تازه مشاهده شد نیز سازگار است. در مطالعه آن‌ها دو رژیم قیمت گذاری تشخیص داده شد: یک رژیم برای زمان بیش‌ترین مقدار برداشت، فصلی که قیمت برابر با هزینه برداشت است و رژیم دیگر برای فصل‌هایی غیر از زمان بیش‌ترین مقدار برداشت که قیمت بیش‌تر از هزینه‌های برداشت خواهد بود و قیمت نتیجه چانه‌زنی بین خریداران و مباشران تولیدکنندگان است.

مدل مورد استفاده، تعمیم یافته مدل سکستون و زانگ (۱۹۹۶) است، چراکه روش برآورد ترکیبی مقیدی که به وسیله آن‌ها بکار گرفته شد، اجازه می‌دهد هر دوی قیمت‌های مرتبط خرده‌فروشی و سرمزرعه را بهمراه پارامتر قدرت بازار در غالب رژیم‌های گوناگون مورد بررسی قرار دهیم. مزیت این روش ترکیبی این است که رژیم‌های قیمت‌گذاری نمی‌توانند یک دلیل مشخص و تحمیلی داشته باشند و از سوی دیگر، می‌توان همه خواص داده‌ها را نیز تعیین کرد. اگر داده‌ها بیش از یک رژیم را نشان داد، رگرسیون معین می‌تواند در تشخیص عواملی که می‌تواند وجود رژیم را توضیح دهد مورد استفاده قرار گیرد.

عموماً یک توزیع ترکیبی مقید از قیمت‌ها بصورت زیر بیان می‌شود:

$$f_1(P_i) = \tau_1 f_{i1}(P_i) + \tau_2 f_{i2}(P_i) + \ldots\ldots + \tau_k f_{ik}(P_k) \qquad (۸)$$

که برای همه jها $\tau_j \succ 0$ ، $\sum \tau_j = 1$ ، $f_j \succ 0$ و $\int f_j(m)dm = 1$ است. بنابراین، تابع چگالی ترکیبی، یک میانگین وزنی احتمالی از اجزای چگالی‌های f_j است. با فرض این‌که قیمت‌های محصولات کشاورزی دارای توزیع نرمال باشند، یک مدل قیمت‌گذاری دو رژیمی می‌تواند به صورت زیر باشد:

$$f_i(P_i|\theta) = \tau\varphi_1(P_i|\mu_1,\sigma_1) + (1-\tau)\varphi_2(P_i|\mu_2,\sigma_2) \qquad (۹)$$

که φ_jها دارای توابع چگالی نرمال هستند و $\mu_j = X_i\beta_j$ها بردار متغیرهای توضیحی و پارامترها هستند. با استفاده از این چارچوب، مدل قیمت‌گذاری دو رژیمی ارایه شده در رابطه (۷) را می‌توان بدین صورت بیان کرد:

$$P = \beta_{11}W + \beta_{12}MC + \theta_1(\varepsilon^{-1}Q_1) + e_1 \quad \tau \text{ با احتمال}$$
$$\text{یا} \qquad (۱۰)$$
$$P = \beta_{21}W + \beta_{22}MC + \theta_2(\varepsilon^{-1}Q_2) + e_2 \quad 1-\tau \text{ با احتمال}$$

که e_j ها مستقل و جمله‌های اخلال دارای توزیع یکسانی هستند.

در رابطه (۱۰) هزینه نهایی (MC) از تابع هزینه (C) بدست آمده که به صورت یک تابع ترانسلوگ تعریف شده است. این فرم تابعی را بدین خاطر استفاده می‌کنیم که دارای خواص مناسبی شامل همگنی در قیمت‌ها و تحدب در محصول می‌باشد. در این فرم تابعی خصوصیات تقعر در قیمت‌ها، تقارن و یکنواختی را می‌توان اعمال و آزمون نمود (ریچاردز و همکاران، ۲۰۰۱). در معادله (۱۱) فرم تبعی تابع ترانسلوگ نمایش داده شده است. در این تابع متغیر وابسته C بیانگر هزینه کل بنگاه و تابعی از متغیرهای مستقل تولید و قیمت نهاده‌های تولید است.

$$LnC = \alpha_0 + \alpha_q LnQ + \frac{1}{2}\alpha_{qq}(LnQ)^2 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_i Lnp_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\beta_{ij}LnP_iLnP_j + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{qi}LnQ\ln P_i + U \qquad (۱۱)$$

سیستم معادلات بکار گرفته شده شامل یک تابع هزینه اصلی ترانسلوگ و توابع سهم تقاضای عوامل تولید است، جهت استخراج توابع سهم تقاضای نهاده‌ها، با استفاده از قضیه لم شفارد، از تابع هزینه ترانسلوگ نسبت به قیمت هر یک از نهاده‌های تولید مشتق می‌گیریم. فرم کلی توابع سهم تقاضای نهاده به صورت معادله (۱۲) است.

$$S_i = \frac{\partial LnC}{\partial LnP_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n}\beta_{ij}LnP_j + \beta_{iq}LnQ \qquad (۱۲)$$

از آن‌جا که مجموع سهم هزینه‌ها برابر با یک است، برآورد سیستم معادله‌های در حالت عادی موجب صفر شدن ماتریس واریانس- کوواریانس اجزاء اخلال می‌شود که این مسئله موجب بروز مشکل هم‌خطی کامل می‌شود. بمنظور جلوگیری از بروز این مشکل در برآورد سیستم معادلات، یکی از معادله‌های سهم هزینه نهاده حذف شده و تمامی معادله‌ها تابع هزینه و سهم تقاضای نهاده، بر حسب قیمت نهاده‌ای که معادله سهم آن حذف شده است، نرمال می‌شوند. برای تأمین شرط

تابع هزینه نرمال و خوش‌رفتار باید دو شرط همگنی از درجه یک در قیمت نهاده‌ها و محدودیت تقارن را به صورت معادله‌های زیر بر تابع هزینه اعمال نماییم.

$$\sum_{j=1}^{n}\alpha_i = 1, \sum_{j=1}^{n}\gamma_{iq} = 0, \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\beta_{ij} = \sum_{i=1}^{n}\beta_{ij} = \sum_{j=1}^{n}\beta_{ji} = 0 \qquad (۱۳)$$

$$\beta_{ji} = \beta_{ij} \qquad (۱۴)$$

اکنون با توجه به تابع هزینه ترانسلوگ در صدد هستیم که به چگونگی محاسبه هزینه نهایی (MC) بر اساس صرفه‌های مقیاس اشاره می‌کنیم. بسیاری از پژوهشگران بر این باورند که اندازه‌گیری دقیق صرفه‌های برگرفته از مقیاس، در یک مدل چند محصولی، برابر با مجموع کشش‌های انفرادی هزینه نسبت به تولیدات است. به گونه‌ای که اگر این مقدار، برای مثال برابر یک باشد، نشانگر این موضوع است که یک درصد رشد تولیدات، باعث افزایش هزینه‌ها به مقدار یک درصد می‌شود. برای حالت تک محصولی مقدار این کشش به صورت معادله زیر خواهد بود.

$$\mu = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \frac{\partial C}{\partial Q} \times \frac{Q}{C} = \frac{MC}{AC} \qquad (۱۵)$$

از معادله بالا با عنوان کشش هزینه نسبت به تولید که برابر نسبت هزینه نهایی به هزینه متوسط تولید است، یاد می‌شود.

بر این اساس هزینه نهایی با محاسبه معادله (۱۶) بدست خواهد آمد.

$$MC_i = \frac{TC_i}{Q_i} \times \frac{\partial LnTC_i}{\partial LNQ_i} \qquad (۱۶)$$

بر پایه آزمون‌های تجربی و روابط تئوریکی ناشی از رابطه (۱۰)، می‌توان فرآیند انتقال قیمت از قیمت‌های سر مزرعه به خرده‌فروشی صنایع مورد نظر را به صورت زیر تصریح کرد:

$$P_t = \begin{cases} \sum_{i=0}^{n}\beta_{11i}^{+}\Delta w_{t-i}^{+} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{11i}^{-}\Delta w_{t-i}^{-} + \beta_{12}MC + \theta_1(\varepsilon^{-1}Q) + e_1 \\ \sum_{i=0}^{n}\beta_{21i}^{+}\Delta w_{t-i}^{+} + \sum_{i=0}^{n}\beta_{21i}^{-}\Delta w_{t-i}^{-} + \beta_{22}MC + \theta_2(\varepsilon^{-1}Q) + e_2 \end{cases} \qquad (۱۷)$$

$$\begin{cases} \Delta w_t^+ = \sum_{t=1}^{T} max(W_t - W_{t-1}, 0) \\ \Delta w_t^- = \sum_{t=1}^{T} min(W_t - W_{t-1}, 0) \end{cases}$$

بالا نویس‌های + و – بیانگر مقادیر سری‌های افزایشی و کاهشی قیمت‌های سر مزرعه می‌باشند. این شیوه با عنوان متدولوژی ولفرام (۱۹۷۱) می‌باشد که به وسیله هوک (۱۹۷۷) تعدیل و اصلاح شده است. آزمونی که مکانیزم تقارن انتقال قیمت را بررسی می‌کند به صورت رابطه زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} H_N &: \sum_{i=0}^{n} \beta_{ji}^+ = \sum_{i=0}^{n} \beta_{ji}^- \\ H_A &: \sum_{i=0}^{n} \beta_{ji}^+ \neq \sum_{i=0}^{n} \beta_{ji}^- \end{aligned} \qquad (۱۸)$$

فرضیه صفر در رابطه (۱۸) یک آزمون مقید خطی است و آزمون tبرای آن کافی است. جهت بررسی اینکه مدل یک رژیمی یا دو رژیمی با داده‌ها متناسب‌تر است، از آزمون درستنمایی با وقفه‌ی اصلاح شده‌ی پیشنهادی توسط ولف (۱۹۷۱) استفاده شد. آزمون t ساده می‌تواند برای پارامترترکیبی- وزنی (τ) و همچنین آزمون مدل دو رژیمی مورد استفاده قرار گیرد.

بمنظور برآورد الگوی تجربی مطالعه آزمون‌های گوناگونی انجام گرفت. ابتدا آزمون ریشه واحد بمنظور تعیین ایستایی قیمت‌ها صورت گرفت، سپس از معیار آکائیک (AIC) بمنظور تعیین تعداد وقفه بهینه استفاده شد (آکائیک، ۱۹۷۴). هم‌چنین، رابطه علیت بین قیمت‌ها در مدل برای دو سطح از بازار (یعنی قیمت‌های سر مزرعه و خرده‌فروشی) بررسی شد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از پایگاههای آماری مرکز آمار ایران و بانک مرکزی به دست آمده است. این داده‌ها که به صورت فصلی می‌باشد شامل مقادیر سری زمانی متغیرهای میزان حقوق و دستمزد پرداختی، ارزش مواد اولیه، قیمت مواد اولیه، ارزش انرژی مورد استفاده، موجودی سرمایه، مقدار تولید، شاخص قیمت تولیدکننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده بوده و دوره مطالعه نیز شامل سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۴ می‌باشد.

نتایج و بحث

با توجه به این‌که داده‌های مورد استفاده سری زمانی بودند لذا، ابتدا رفتار آماری آن‌ها به لحاظ ایستایی با استفاده از آزمون ریشه واحد ارزیابی گردید. گفتنی است که متغیرهای یاد شده در شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته است. آزمون ایستایی متغیرها با دو فرض وجود عرض از مبدأ و روند صورت گرفت. نتایج ناشی از این آزمون نشان داد متغیرهای مورد استفاده دارای

رفتاری ایستا نیستند. از همین رو از مقادیر تفاضلی متغیرها بهره گرفته شد. هم‌چنین، در بخش دیگری از مطالعه رابطه علیت میان قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی مورد آزمون قرار گرفت و مشخص گردید که جهت انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی می‌باشد. از همین رو در تصریح‌های بدست آمده متغیر شاخص قیمت خرده‌فروشی به صورت تابعی از شاخص قیمت عمده‌فروشی در نظر گرفته شده است. لازم به توضیح است که در تحلیل نتایج منظور از شاخص قیمت، شاخص قیمت محصول پسته می‌باشد که به اختصار با عنوان شاخص قیمت یا قیمت مورد اشاره قرار گرفته است.

در جدول ۱ نتایج ناشی از برآوردیک تصریحدو رژیمی ارایه شده است. با توجه به این‌که متغیرها به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، از همین رو می‌توان از آن‌ها به عنوان کشش استفاده کرد. همان گونه که در نتایج این جدول مشاهده می‌شود، مقدار آماره لگاریتم درست‌نمایی برای الگوی دو رژیمی بالاتر از الگوی ترکیبی است. آزمون تفاوت میان این دو الگو بر حسب آماره یاد شده نیز حاکی از برتری الگوی دو رژیمی بود. البته، مقایسه یافته‌های دو الگو نیز به خوبی این برتری الگوی دو رژیمی را نشان می‌دهد. مقدار آماره τ نشان داد که احتمال بروز رژیم نخست ۲۰ درصد می‌باشد و رژیم دوم با احتمال ۸۰ درصد بروز خواهد نمود. از این رو، می‌توان در مورد رژیم دوم تمرکزی بیش‌تر کرد.

در رژیم نخست اثر تمامی متغیرها مورد استفاده از اهمیت آماری بالایی برخوردار است و هم‌چنین، اثر آن‌هابر شاخص قیمت خرده فروشی مثبت می‌باشد. ضرایب متغیرهای شاخص قیمت عمده‌فروشی حاکی از اثر مثبت این متغیر بر شاخص قیمت خرده‌فروشی است. به این معنی که افزایش شاخص قیمت عمده‌فروشی موجب افزایش قیمت خرده‌فروشی می‌شود و برعکس. البته، مقادیر مطلق ضریب این متغیر در سطح بالایی قرار ندارد. در ادامه اثر گذاری این متغیرها بر شاخص قیمت خرده فروشی به تفکیک بلندمدت و کوتاه‌مدت ارایه شده است. در مورد اثرگذاری شاخص قیمت عمده‌فروشی باید توجه داشت که با توجه به وجود عرض از مبدأ مثبت و حایز اهمیت آماری، میان این دو قیمت همواره تفاوتی وجود دارد که این تفاوت بسته به افزایش شاخص قیمت عمده فروشی تمایل به افزایش نیز دارد. این تمایل به افزایش خود می‌تواند نشان دهنده زمینه اعمال قدرت بازار نیز باشد. البته، برای قدرت بازار بطور مشخص از ضریب متغیر معکوس کشش عرضه استفاده می‌شود. همان گونه که پیش‌تر عنوان شد ضریب این متغیر فاصله میان هزینه نهایی و قیمت را نشان می‌دهد. در رژیم نخست مقدار ضریب این متغیر برابر با ۰/۱۷ و مثبت است. لذا، بر اساس این یافته می‌توان گفت در رژیم نخست واحدهای فرآوری پسته دارای

قدرت بازار هستند و قادرند فراتر از افزایش هزینه‌های نهایی قیمت محصول عرضه شده در بازار خرده‌فروشی را افزایش دهند.

افزایش هزینه نهایی تولید نیز می‌تواند موجب افزایش قیمت خرده‌فروشی شود. همان گونه که مشاهده می‌شود، انتظار می‌رود در ازای افزایش هزینه نهایی تولید در سطح تولیدکننده به مقدار ۱ درصد شاخص قیمت خرده‌فروشی حدود ۰/۴ درصد افزایش یابد.

در رژیم دوم نیز قدرت بازار در سطح رژیم نخست قرار دارد. به این ترتیب که در رژیم دوم نیز ضریب متغیر معکوس کشش عرضه افزون بر این که در سطح معنی دارای ۱ درصد دارای اهمیت آماری است، مقدار مطلق ضریب آن نیز در سطح ۰/۲۱ قرار دارد و دارای اختلافی معنی‌دارا با مقدار آن در رژیم قبل نمی‌باشد. تفاوت مهم نتایج رژیم دوم در مقایسه با رژیم نخست اثر متغیر هزینه نهایی است. به این ترتیب که در این تصریح ضریب متغیر هزینه نهایی فاقد اهمیت آماری است. این در حالی است که بر اساس ضریب متغیر کشش عرضه امکان اعمال قدرت بازار محرز گردید. به بیان دیگر، در رژیم دوم عاملان فرآوری پسته بدون توجه به هزینه نهایی تولید قادرند قدرت بازار اعمال نمایند. هم‌چنین، مشخص گردید افزایش قیمت عمده‌فروشی موجب افزایش قیمت خرده‌فروشی می‌شود که این اثر طی دوره جاری و دو دوره بعدی رخ می‌دهد. در حالی که اثر مقادیر یا سری کاهشی شاخص قیمت عمده‌فروشی با تأخیر منتقل می‌شود و افزون بر این، دارای اثر معکوس بر شاخص قیمت خرده‌فروشی است. به نظر می‌رسد وجود قدرت بازار بالاتر این زمینه را فراهم نموده است که حتی در صورت کاهش قیمت در دوره جاری،عمده‌فروشان باتأخیر قیمت‌های خرده‌فروشی را تحت تأثیر قرار دهند. وجود چنین سطحی از قدرت بازار می‌تواند علت بی توجهی به هزینه نهایی تولید باشد. در مطالعه آچاریا و همکاران (۲۰۱۰) نیز یافته‌های مشابهی مشاهده می‌شود.

در جدول ۲ نیز نتایج رژیم ترکیبی ارایه شده است. بر اساس آماره‌های تشخیص در مجموع این تصریح در مقایسه با دو تصریح دیگر از توان توضیح دهندگی پایین‌تری برخوردار است. به این ترتیب که آماره لگاریتم درست‌نمایی برای این تصریح به گونه‌ای معنی دارا پایین‌تر از تصریح دو رژیمی است. افزون بر این مشاهده می‌شود که ضریب خوبی برازش در سطح پایینی قرار دارد و به جز متغیر معکوس کشش عرضه سایر متغیرها دارای اثر معنی‌دار بر شاخص قیمت خرده‌فروشی نمی‌باشند، اما به هر حال نکته دارای اهمیت وجود ضریبی معنی‌دارا برای متغیر معکوس کشش عرضه است. به این معنی که حتی با در نظر گرفتن الگوی تک رژیمی نیز وجود قدرت بازار قابل مشاهده است. ضریب بدست آمده برای این متغیر در الگوی تک رژیم اندکی بالاتر از الگوی دو رژیمی است.

در جدول ۳ مقادیر کشش‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت و هم‌چنین، تفاوت آن‌ها برای هر یک از سری‌های کاهشی و افزایشی ارایه شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود، الگوی ترکیبی تک رژیمی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت حاکی از آن است که قیمت عمده‌فروشی بر قیمت خرده‌فروشی اثر معنی‌دار ندارد و به بیان دیگر تغییرات قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی منتقل نمی‌شود. البته، این به معنی عدم ارتباط میان دو سری نمی‌باشد. چراکه در الگوی دو رژیمی این ارتباط محرز است.

مقادیر ضرایب بلندمدت در مقایسه با ضرایب کوتاه مدت دارای مقدار مطلق بزرگ‌تری است و هم‌چنین، این ضرایب مثبت است. به این معنی که با افزایش قیمت در بلندمدت در سطح عمده‌فروشی، قیمت در سطح خرده‌فروشی نیز افزایش می‌یابد و برعکس. در کوتاه مدت میان دو رژیم افزون بر مقدار ضریب انتقال قیمت از نظر جهت آن نیز تفاوت مشاهده می‌شود. به این ترتیب که در رژیم نخست در کوتاه‌مدت تغییرات جهت دو سری کاهشی و افزایشی قیمت عمده‌فروشی یکسان و سری کاهشی دارای ضریب بالاتری است، اما در مورد رژیم دوم افزون بر تفاوت جهت اثرگذاری دو سری افزایشی و کاهشی، اثر سری افزایشی بر حسب مقدار مطلق ضریب بالاتر است. به این ترتیب که انتظار می‌رود سری کاهشی دارای اثر معکوس بر شاخص قیمت عمده فروشی باشد و به دنبال کاهش قیمت عمده‌فروشی قیمت در سطح خرده‌فروشی افزایش یابد و این در حالی است که افزایش قیمت عمده‌فروشی نیز بر شاخص قیمت خرده‌فروشی اثر مثبت نشان می‌دهد. به بیان دیگر، در کوتاه‌مدت در رژیم دوم عاملان بازار عمده‌فروشی تمایل به حفظ قیمت‌های خرده‌فروشی در سطح بالا دارند. البته در رژیم نخست تفاوت ضریب دو سری افزایشی و کاهشی از نظر آماری معنی‌دار است، اما در رژیم دوم این تفاوت چندان دارای اهمیت نیست.

مقادیر ضرایب بلندمدت در هر دو رژیم در مقایسه با مقادیر متناظر کوتاه‌مدت رقمی بسیار بزرگ‌تر را نشان می‌دهد. بویژه در مورد سری افزایشی قیمت عمده‌فروشی مقدار ضریب به بیش از ۵ برابر افزایش یافته است و در مورد سری کاهشی نیز این رقم برای رژیم نخست بیش از دو برابر و برای رژیم دوم حتی بیش از ۸ برابر است. هم‌چنین، برخلاف کوتاه‌مدت در بلندمدت در هر دو رژیم تغییرات جهت دو شاخص قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی هم جهت است. مقادیر آماره t نیز نشان می‌دهد که در هر دو رژیم به گونه‌ای معنی‌دار اثرگذاری سری افزایشی بر اثرگذاری سری کاهشی برتری آماری دارد و اختلاف ضرایب در بلندمدت دارای اهمیت آماری بالایی است.

در خصوص ضرایب با مقدار پایین لازم به توضیح است که این مقادیر در واقع تغییر در شیب متغیر وابسته را نشان می‌دهد. در حالی که میان قیمت در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی فاصله‌ای معنی‌داربه عنوان حاشیه وجود دارد و وجود ضرایب معنی‌دار و اغلب دارای علامت مثبت

به این معنی است که عاملان بازار در سطح عمده‌فروشی می‌توانند با اعمال قدرت بازار فاصله یا حاشیه میان مقادیر قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی را افزایش دهند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه با هدف تحلیل انتقال قیمت میان بازار فرآوری و خرده‌فروشی پسته انجام گرفت. در این تحلیل به گونه‌مشخص استنباط‌هایی برای قدرت بازار بدست آمد. بیش‌تر مطالعات بویژه در مورد محصول پسته انتقال قیمت میان بازار داخلی و بازار صادراتی را ارزیابی نموده‌اند و از جمله آن‌ها مطالعه حسینی و دوراندیش (۱۳۸۵) است که انتقال قیمت میان بازار جهانی و داخل را نامتقارن ارزیابی کردند. یافته‌هایی مشابه در مطالعه فرج زاده و اسماعیلی (۱۳۸۹) نیز مشاهده می‌شود. هم‌چنین، فرج زاده و بخشوده (۱۳۹۰) نشان دادند در یک دهه اخیر قدرت بازار ایران در بازار جهانی پسته رو به کاهش بوده است، اما هنوز ایران دارای قدرت بازار است. برخلاف مطالعات فوق در این مطالعه الگوی انتقال قیمت در دو سطح از بازار شامل سطح عمده‌فروشی یا فرآوری و همچنین سطح خرده‌فروشی ارزیابی گردید، اما مهم‌ترین وجه تمایز این مطالعه فراهم نمودن ابزار بیش‌تر برای تحلیل قدرت بازار است.زیرا همان گونه که پلتزمن (۲۰۰۰) در بررسی جامع خود در مورد ۱۲۰ محصول کشاورزی عنوان کرد انحصار و قدرت بازار می‌تواند عامل انتقال نامتقارن باشد. به بیان دیگر، اگر انتقال نامتقارن تأیید شود، می‌تواند احتمالی برای وجود قدرت بازار تلقی شود. این مطالعه افزون بر ابزار استنباط قدرت بازار از حیث تصریح مورد استفاده نیز دارای مساعدت به ادبیات موجود است. به این ترتیب که در این مطالعه رفتار قیمت خرده‌فروشی پسته در قالب دو رژیم تغییرات متفاوت ارزیابی شده است. رفتار متفاوت به گونه خاص با ماهیت عرضه محصولات کشاورزی که در فصل‌های برداشت دارای عرضه فراوان هستند سازگار است، اما از حیث ابزار، افزون بر این، که بر اساس الگوی انتقال قیمت در خصوص قدرت بازار امکان ارایه استنباط فراهم شد، مساعدت دیگر استفاده از معکوس کشش عرضه محصول بود که طی آن مشخص گردید به گونه‌ای معنی‌دار میان قیمت و هزینه نهایی فاصله وجود دارد و لذا، می‌تواند دال بر وجود قدرت بازار باشد. بویژه این که با استناد به رژیم محتمل‌تر (رژیم دوم) مشخص گردید عاملان بازاریابی در سطح عمده‌فروشی تمایل دارند افزایش قیمت را در مقایسه با کاهش قیمت با شدتی بیش‌تر به سطح خرده‌فروشی منتقل نماید. انتقال نامتقارن و وجود قدرت بازار در حالی مورد تأیید قرار گرفت که مشخص گردید تبیین رفتار قیمت خرده‌فروشی فرآوری پسته در تمام دوره یکسان نیست و با توجه به عرضه بی‌کشش محصول در کوتاه‌مدت لازم است تغییر رفتار عرضه نیز مورد توجه قرار گیرد. به نظر می‌رسد رژیم نخست که در مجموع بر اساس هر دو استنباط بدست آمده برای قدرت بازار –

ضریب کشش معکوس عرضه و الگوی انتقال قیمت - حاکی از قدرت بازار پایین‌تر استو دارای احتمال وقوع کم‌تر از ۲۰ درصد است، بیش‌تر با فصول وفور عرضه انطباق دارد. در این فصول افزون بر عاملان فرآوری دارای مقیاس فعالیت بالا، برخی از واحدهای کوچک نیز مبادرت به عرضه محصول می‌نمایند، به گونه‌ای که به عنوان رقبای کوچک‌تر در جهت افزایش رقابت در بازار عمل می‌کنند، اما با فاصله گرفتن از فصول برداشت، بازار در انحصار واحدهای بزرگ قرار گرفته و قدرت بازار آن‌ها افزایش می‌یابد. بر اساس این تحلیل توصیه می‌شود از راه فراهم کردن زمینه فعالیت بنگاههای کوچک از راه ایجاد زیرساخت‌های مناسب و پرداخت تسهیلات کافی جهت سوق دادن واسطه‌ها به سمت فرآوری در جهت افزایش رقابت در بازار فرآوری پسته عمل شود. از تدابیر قابل توصیه دیگر ایجاد تعاونی فرآوری با مشارکت خود تولیدکنندگان پسته است تا به عنوان رقبای جدی در کنار واحدهای فرآوری عمل نموده و زمینه افزایش رقابت را فراهم کنند.

منابع

- جبل عاملی، ف. و بی ریا، س. (۱۳۸۵). برآورد تابع تقاضای کشورهای وارد کننده زعفران ایران با روش پانل ۱۳۸۰-۱۳۷۰. پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۱۰ (۳۹): ۱۰۹-۱۳۴.
- حسینی، س. ص و دوراندیش، آ. (۱۳۸۵). الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی. مجله علوم کشاورزی ایران. جلد ۲-۳۷. (۱): ۱۵۳-۱۴۵.
- 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. جلد ۲-۳۷. (۱): ۹-۱.
- حسینی، س. ص و قهرمان زاده، م. (۱۳۸۵). تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. (۵۳):۲۲-۱.
- حسینی، س. ص. سلامی، ح. و نیکوکار، ا. (۱۳۸۷). الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران. مجله علوم کشاورزی ایران. ۲(۱): ۲۱-۱.
- خدادادکاشی، ف. (۱۳۷۷). ساختار عملکرد بازار: نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت ایران. موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، انتشارات تهران.

- دهدشتی، ش. و صیدزاده، ح. (۱۳۸۵). رابطه بکارگیری عناصر ترکیب بازاریابی و بازارپذیری ماهی پرورشی از دیدگاه مصرف کنندگان : مطالعه موردی شهرستان ایلام. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال چهارم، شماره ۵۳.

- شهیکی تاش، م. ن. و عمرانی، م. (۱۳۹۳). انتقال قیمت میان بازار داخلی و صادراتی محصولات کشاورزی منتخب و آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. (۸۵): ۱۷۷-۲۱۱.

- فرج زاده، ذ. (۱۳۹۱). اثرات زیست‌محیطی و رفاهی اصلاح سیاست‌های تجاری و انرژی در ایران. پایان‌نامه دکتری. دانشگاه شیراز. شیراز.

- فرج زاده، ذ. و بخشوده، م. (۱۳۹۰).بررسی ساختار بازار جهانی پسته با تاکید بر قدرت بازار ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. (۷۳): ۱۴۵-۱۲۵.

- فرج زاده، ز. و اسماعیلی، ع. (۱۳۸۹). تحلیل انتقال قیمت در بازار جهانی پسته. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. (۷۱): ۹۸-۶۹.

- قدیمی کوهستانی، 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): ۳۹۲-۳۸۴.

- نهاوندیان، م. و خدادادکاشی، ف. (۱۳۷۹). ارزیابی قدرت و حجم فعالیتهای انحصاری در اقتصاد ایران. موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، انتشارات تهران.

- 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): ۳۲-۲۳.

- Acharya, R. Henry, N. Kinnucan, W. & Steven, B. C. (2011). Asymmetric farm–retail price transmission and market power: a new test, Applied Economics, 43: 4759–4768.

- Aguiar, D. R. D. & Santana, J. A. (2002). Asymmetry in farm to retail pricetransmission: Evidence from Brazil, Agribusiness, 18 (1):37-48.

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical identification model, IEEE Transactions Automatic Control, 19, 716–23.

- Bailey, D. & Brorsen, B.W. (1989). Price Asymmetry in spatial fed cattle markets, Western Journal of Agricultural Economics, 14(2):246-252.

- Bakucs, L. Z. & Ferto, I. (2006). Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market, Food Economics, 3: 151-160.

- Bor, Ö. Ismihan, M. & Bayaner, A. (2014). Asymmetry in farm-retail price transmission in the Turkish fluid milk market. International journal of new Medit, Number 2.

- Borenstein, S., Cameron, A.C. & Gilbert, R. (1997). Do Gasoline Prices respond asymmetrically to Crude Oil Price Changes? Quarterly Journal of Economics 112:305-339.
- Brown, S.P.A. & Yücel, 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.
- Canan, B. & Cotterill, R. W. (2006). Strategic pricing a differentiated product oligopoly model: fluid milk in Boston. Agricultural Economics, 35: 27-33.
- Damania, R. & Yang, B.Z. (1998). Price Rigidity and Asymmetric Price Adjustment in a repeated Oligopoly, Journal of Institutional and Theoretical Economics 154:59-679.
- Digal, L. N. & Fredoun, Z. Ahmadi-Esfahani. (2002). Market power analysis in the retail food industry: a survey of methods. The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 46:4, pp. 559–584.
- Dutta, S., Bergen, M., Levy, D. & Venable, R. (1999). Menu costs, posted prices, and multiproduct retailers, Journal of Money, Credit, and Banking, 31(4):683-703.
- FAO Statistical Database., http://www.fao.org.
- Gauthier, W.M. & Zapata, H. (2001). Testing symmetry in price transmission models, Louisiana State University, Department of Agricultural Economics &Agribusiness, Working Paper.
- Jezghani, F. Moghaddasi, R. Yazdani, S. & Mohamadinejad, A. (2011). Price Transmission Mechanism in the Iranian Rice Market. International Journal of Agricultural Science and Research Volume 2, Number 4, 2011.
- Houck, J.P. (1977). An Approach to specifying and estimating nonreversible Functions, American Journal of Agricultural Economics, 59:570-572.
- Levy, D., Bergen, M., Dutta, S. & Venable, R. (1997). The magnitude of menu costs: Direct evidence from large U.S. supermarket chains, Quarterly Journal of Economics, 112(3):791-825.
- Liang, J. N. (1989). Price reaction functions and conjectural variations: an application to the breakfast cereal industry. Review of international Organization, 4(2):31-58.
- McLaren, A. (2013). Asymmetry in price transmission in agricultural markets. Working Paper Series, University De Geneve.
- Meyer, J. & Cramon-Taubadel, S. V. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey Journal of Agricultural Economics, 55(3): 581-611.
- Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall, Journal of Political Economy, 108(3):466-502.
- Richards, T. J., Patterson, P. M. & Acharya, R. N. (2001). Price behavior in a dynamic oligopsony: Washington processing potatoes, American Journal of Agricultural Economics, 83, 259–71.

- Schroeter, J. R. & Azzam, A. (1991). Marketing margins, market power, and price uncertainty, American Journal of Agricultural Economics, 73, 990–9.
- Sexton, R. J. & Zhang, M. (1996). A model of price determination for fresh produce with application to California iceberg lettuce, American Journal of Agricultural Economics, 78, 924–34.
- Von Cramon-Taubadel, S. & Meyer, J. (2000). Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact? University Göttingen, Institut for Agricultural Economy, Working Paper.
- Wang, X. Habtu, T. Weldegebriel, & Tony, R. (2006). Price Transmission, Market Power and Returns to Scale. Land economy working paper, SAC Edinburgh.
- Ward, R.W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for freshvegetables, American Journal of Agricultural Economics, 62:205-212.
- Wolfe, J. H. (1971). A Monte Carlo study of the sampling distribution of the likelihood ratio for mixtures of normal distributions, Tech. Bull. STB 72, US Naval Personnel and Training Research Laboratory, San Diego.
- Wolffram R. (1971). Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches-some critical notes. American Journal of Agricultural Economics, 53, pp. 356–359.

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج ناشی از برآورد الگوی دو رژیمی انتقال قیمت از بازار عمده فروشی به بازار خرده فروشی فرآوری پسته.

	رژیم نخست			رژیم دوم		
متغیر	ضریب	انحراف معیار	اماره Z	ضریب	انحراف معیار	اماره Z
عرض از مبدأ	۰/۰۶۲۶***	۰/۰۰۰۹	۶۴/۷۶	۰/۰۵۰۸**	۰/۰۱۲۸۵	۳/۹۵
سری افزایشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۰۵***	۰/۰۰۰۰۸	۵/۵۱	۰/۰۰۰۸***	۰/۰۰۰۲	۴/۲۴
سری کاهشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۲۰***	۰/۰۰۰۱۴	۱۳/۷۶	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۷	۰/۶۲
معکوس کشش عرضه محصول	۰/۱۷۲۹***	۰/۰۰۴۶	۳۷/۵۷	۰/۲۰۶۳***	۰/۰۴۵۸	۴/۵۰
هزینه نهایی	۰/۳۸۹۲***	۰/۰۲۰۷	۱۸/۷۹	-۰/۳۰۱۱	۰/۲۲۶۴	-۱/۳۲
وقفه مرتبه نخست سری افزایشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۰۱۲	۱۶/۸۶	۰/۰۰۱۸**	۰/۰۰۰۹	۲/۰۱
وقفه مرتبه نخست سری کاهشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۱۹***	۰/۰۰۰۱۳	۱۳/۹۱	-۰/۰۰۲۸**	۰/۰۰۱۰	-۲/۶۱
وقفه مرتبه دوم سری افزایشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۰۴۶***	۰/۰۰۰۰۲	۲۰/۸۱	۰/۰۰۱۷*	۰/۰۰۰۹	۱/۸۳
وقفه مرتبه دوم سری کاهشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۰۴***	۰/۰۰۰۰۸	۵/۱۱	-۰/۰۰۲۵**	۰/۰۰۱۱	-۲/۳۰
آماره-ها			Log Likelihood	Q(1)	Q(2)	
			۱۳۸/۰۱	۰/۸۵(۰/۳۵)	۳/۴۴(۰/۱۸)	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

*، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

جدول ۲- نتایج بدست آمده برآورد الگوی تک رژیمی انتقال قیمت از بازار عمده فروشی به بازار خرده فروشی فرآوری پسته.

متغیر		ضریب	انحراف معیار	اماره t
عرض از مبدأ		۰/۰۴۹۳۷**	۰/۰۱۸۷	۲/۶۳
سری افزایشی قیمت عمده فروشی		۰/۰۰۰۱۲	۰/۰۰۱۴	۰/۰۸
سری کاهشی قیمت عمده فروشی		-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۳	-۰/۲۲
معکوس کشش عرضه محصول		۰/۲۴۵۴***	۰/۰۹۰۱	۲/۷۳
هزینه نهایی		-۰/۰۲۷۷	۰/۱۵۶۷	-۰/۱۷
وقفه مرتبه نخست سری افزایشی قیمت عمده فروشی		۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۲۰	۰/۲۵
وقفه مرتبه نخست سری کاهشی قیمت عمده فروشی		۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۲۵	-۰/۲۸
وقفه مرتبه دوم سری افزایشی قیمت عمده فروشی		۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۲۱	۰/۱۲
وقفه مرتبه دوم سری کاهشی قیمت عمده فروشی		-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱۳	-۰/۴۶
آماره‌ها	R^2	Log Likelihood	Q(1)	Q(2)
	۰/۳۶۳	۱۱۲/۳۷	۱/۰۶(۰/۳۰)	۲/۳۸(۳۱)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

*، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

جدول ۳- کشش انتقال قیمت میان بازارهای عمده فروشی و خرده‌فروشی.

		رژیم ترکیبی	رژیم نخست	رژیم دوم
کوتاه مدت	سری افزایشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۵***	۰/۰۰۰۸***
	سری کاهشی قیمت عمده فروشی	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۲۰***	-۰/۰۰۰۴
	تفاوت	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۲
	آماره t	۰/۱۸	-۷/۱۶	۱/۴۶
بلندمدت	سری افزایشی قیمت عمده فروشی	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۲۹***	۰/۰۰۴۴**
	سری کاهشی قیمت عمده فروشی	-۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۴۵**	۰/۰۰۳۲*
	تفاوت	۰/۰۰۲۶	-۰/۰۰۱۳	۰/۰۱۰۲
	آماره t	۰/۲۸	-۲/۷۴	۲/۵۸

ماخذ: یافته های پژوهش

*، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد