نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۰، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۵، ص. ۱۱۶-۱۰۷

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 30, No. 2, Summer 2016, p. 107-116

بررسی قدرت بازاری و ریسک ناشی از نااطمینانی قیمت در اقتصاد ایران (مطالعه موردی بازار خرما)

محمدنبی شهیکی تاش[۱]- زهرا شیدایی[۲]- اعظم محمدزاده*[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۲۱
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۲/۲۷

چکیده

خرما یکی از اقلام مهم تولیدی بخش کشاورزی ایران است بطوری‌که سهم ایران از تولید جهانی این محصول در سال ۲۰۱۲، ۱۴/۱ درصد بوده است که در جایگاه دوم تولید جهان قرار گرفته است. با توجه به اهمیت این صنعت در کشور و مسائلی که همواره در بازاریابی و بازاررسانی محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران مطرح است این مقاله بر آن است تا به سنجش حاشیه بازاریابی در این صنعت با توجه به قدرت بازاری و نااطمینانی قیمت محصول بپردازد و برای دستیابی به این هدف، ایده اصلی این مقاله مبتنی بر مطالعه برارسن و همکاران (۱۱) قرار داده شده است. از این‌رو در این مقاله سعی شده تا با استفاده از یک چارچوب مفهومی و تجربی به تجزیه و تحلیل حاشیه بازاریابی در بازار خرما که با نااطمینانی قیمت محصول رو به‌رو است، پرداخته شود. پژوهش حاضر حاشیه بازاریابی خرما را بر اساس اجزای هزینه نهایی صنعت فرآوری، انحراف قیمت انحصار چند جانبه فروش به خرید و ریسک قیمت محصول مورد ارزیابی قرار داده است. بدین منظور داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۱ مورد استفاده قرار گرفته است. یافته‌های تحقیق مؤید آن است که حاشیه بازاریابی در حدود ۳۳ درصد بوده و ضریب انحصار چندجانبه فروش بیش از ضریب انحصار چندجانبه خرید است. بعبارت دیگر قدرت انحصاری نامتقارن در میان خریداران و فروشندگان در این بازار وجود دارد. همچنین بررسی اثر ریسک قیمتی بر حاشیه بازاریابی بر مبنای روش GARCH نمایی نشان می‌دهد که در صورت ثابت بودن سایر عوامل یک درصد افزایش در ریسک قیمتی، حاشیه بازاریابی را در حدود ۰/۰۷ درصد افزایش خواهد داد. بنابراین در راستای ایجاد تقارن در قدرت بازاری و کاهش ریسک قیمتی، توجه به ابزارهای مدیریت ریسک در این بازار الزامی است. از مهمترین سیاست‌ها، می‌توان به فعال نمودن بورس کالایی در این زمینه و ارائه ابزارهای مشتقه متنوع مانند فیوچر، آپشن و فوروارد اشاره نمود.

واژه‌های کلیدی: حاشیه‌های بازاریابی، ریسک، قدرت بازار، قیمت خرما
طبقه‌بندی JEL: l0001

مقدمه

خرما بعنوان یکی از اقلام مهم تولیدی بخش کشاورزی ایران است. بر اساس آمار فائو، در سال ۲۰۱۲ میلادی در جهان از ۱۱۰ میلیون و ۴۰۶ هزار هکتار نخلستان حدود ۷/۵ میلیون تن خرما با متوسط عملکردی معادل ۶۸۳۴ کیلوگرم در هکتار تولید شده است. سطح زیر کشت و تولید خرما در جهان طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۰ به ترتیب از متوسط رشد سالانه ۰/۴ و ۱/۲۵درصد برخوردار بوده است. بررسی تولید، سطح زیر کشت و عملکرد خرما به تفکیک کشورهای عمده تولیدکننده طی سال‌های مذکور نشان می‌دهد که در سال ۲۰۰۰، ۹۱ درصد از کل تولید جهانی این محصول مربوط به کشورهای الجزایر، مصر، ایران، عراق، عمان، پاکستان، عربستان، سودان و امارات متحده عربی بوده و سهم این کشورها در سال ۲۰۱۲ به ۸۷ درصد کاهش یافته است. سهم کشور ایران از تولید جهانی محصول از ۱۳/۴ درصد در سال ۲۰۰۰ به ۱۴/۱ درصد در سال ۲۰۱۲ و جایگاه تولید از مقام سوم به دوم جهان و پس از کشور مصر ارتقاء یافته است. کشورهای عربستان، الجزایر، عراق و پاکستان نیز به ترتیب با دارا بودن سهمی معادل ۱۳/۹، ۱۰/۵، ۸/۶ و ۷/۹ درصد از تولید در مقام‌های سوم تا ششم تولید خرما در جهان قرار دارند. (فائو، ۲۰۱۲)

۱- دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر
۳- دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشگاه سیستان
(*- نویسنده مسئول: Email: Az.mohammadzadeh@gmail.com)

با توجه به اهمیت این صنعت در کشور و مسائلی که همواره در بازاریابی و بازاررسانی محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران مطرح است این مقاله بر آن است تا به سنجش حاشیه بازاریابی در این صنعت با توجه به قدرت بازاری و نااطمینانی قیمت محصول بپردازد و برای دستیابی به این هدف، ایده اصلی این مقاله مبتنی بر مطالعه برارسن و همکاران (۱۱) قرار داده شده است. برارسن و همکاران (۱۱)، به بررسی اثرات نااطمینانی قیمت محصول بر بسط قیمت در جریان بازاریابی محصولات کشاورزی پرداختند و مدل تئوری خود را بر پایه رفتار سندمو درباره رفتار بنگاه تحت شرایط نااطمینانی، مطابق با مدل تعیین قیمت گرنجر در صنایع غذایی رقابتی، قرار دادند و به یک رابطه مثبت بین حاشیه بازاریابی و مقیاس ریسک قیمتی دست یافتند که البته این رابطه با داده‌های صنعت فراوری گندم آمریکا نیز اثبات شد. از آنجائی‌که فرضیات برارسن در مورد رفتار رقابتی بنگاه‌های بازاریابی در تمام شرایط صدق نمی‌کند، بنابراین در این مقاله به بررسی این رابطه (بین نااطمینانی قیمت محصول و حاشیه بازاریابی) در حالت انحصار چندجانبه می‌پردازیم. به این معنی که بنگاه‌های بازاریابی تا اندازه‌ای دارای قدرت اثرگذاری روی قیمت در بازارهای نهاده‌های کشاورزی و یا محصولات غذایی هستند.

در زمینه تخمین قدرت بازاری صنایع غذایی و آشامیدنی در ایران تحقیقات اندکی نسبت به مطالعات خارجی صورت گرفته است، مطالعات داخلی معمولاً متمرکز بر یکی از زیر بخش‌های صنعت غذایی مانند گوشت و یا رب گوجه فرنگی بوده است که از آن جمله می‌توان به مطالعات علیجانی و صبوحی (۱)، شیخ زین‌الدین و بخشوده (۵)، حسینی و همکاران (۲)، و شهیکی تاش و محمدزاده (۴) اشاره کرد ولی در عین حال، مطالعات خارجی صورت گرفته در این زمینه بسیار متنوع و در بخش‌های مختلف صورت گرفته است. به عنوان مثال می‌توان به مطالعات رزیتیس (۱۷) اشاره نمود که در زمینه قدرت بازاری سیستم بانکداری صورت گرفته است. و یا مطالعاتی که در زمینه کل صنایع کارخانه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است مانند مطالعات لئو (۱۵)، برسناهان (۹)، آبایاسیر (۶)، بویل و هال (۱۲ و ۱۳). بررسی ساختار بازار و قدرت بازار و کارایی هزینه صنایع غذایی در مطالعاتی نظیر، ساتین و همکاران (۱۸)، استین (۲۰) انجام گرفته است. در ادامه به چند مطالعه در زمینه قدرت بازاری صنایع غذایی می‌پردازیم.

سالهوفر و همکاران (۱۹) به بررسی قدرت بازاری در صنعت خرده فروشی تولید شیر بر اساس روش سازمان صنعتی جدید (NEIO) طرف عرضه‌کننده نهاده و مصرف‌کنندگان پرداختند. نتایج نشان داد که قدرت بازاری در دو بازار نهاده و مصرف‌کننده وجود دارد. آلندر (۷) در مقاله‌ی "انحراف بازاری و قدرت بازاری: صنعت تخم مرغ کالیفرنیا" به بررسی قدرت بازاری در این صنعت پرداخت. وی نشان داد که حاشیه سود تولیدکننده به صادرات تخم مرغ بستگی دارد. همچنین انحراف از بازار رقابتی در این صنعت دیده می‌شود. سیتون و همکاران (۱۸) به بررسی قدرت بازار در بخش غله و تاثیرات آن بر سوبسید اتانول تولیدی ایالات متحده پرداختند. تعداد صنایع با سود توزیع‌کننده غیررقابتی از صنایع بدون تبانی بیشتر است. صنعت روغن‌کشی دانه‌های گیاهی بیشترین تبانی را داشته است اگر چه این صنعت پایین‌ترین مارک آپ حاشیه قیمتی را به عنوان شاخص لرنر نشان می‌دهد. در ۱۲ صنعت از ۳۲ صنعت صرفه‌جویی نسبت به مقیاس حاکم است. در ۹ صنعت عدم صرفه‌جویی نسبت به مقیاس حاکم است و ۱۱ صنعت باقی‌مانده دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ۱۱ صنعت با وجود اشباع دارای کارایی هزینه هستند. ۱۳ بنگاه فاقد کارایی هزینه اشباع می‌باشند. در تعدادی از صنایع مبادله قوی بین قدرت انحصار و کارایی هزینه وجود دارد. همچنین تمرکز در صنعت روغن یک تأثیر ملایم بر قیمت‌ها دارد. استاپاسیدیس و همکاران (۱۶) به بررسی کارایی و قدرت بازار در صنایع غذایی یونان با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای به بررسی سودآوردی در بلندمدت پرداخته‌اند. در این راستا ۲۶۶ نمونه بین سال‌های ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۵ جمع‌آوری گردید. نتایج نشان داد که ویژگی‌های بنگاه تأثیر مستقیم و ویژگی‌های صنعت تاثیر غیرمستقیم بر سودآوری دارد و سودآوری تحت تاثیر متغیرهای بنگاه و صنعت است. آزام (۸) به بررسی تعیین قدرت بازاری و تاثیرات کارایی هزینه بر صنعت بسته‌بندی گوشت گاو ایالات متحده با استفاده از داده‌های سالیانه طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۲ پرداخت و نشان داد که زمانی بازار گوشت گاو به دلیل افزایش تراکم خریداران متحمل هزینه می‌شود سود به اندازه‌ای بالا است که هزینه‌ها را بپوشاند و یک موازنه بین قدرت بازار و کارایی هزینه در اثر افزایش تراکم وجود دارد. علیجانی و صبوحی (۱) در مقاله‌ای با عنوان "اندازه گیری قدرت بازار و کارایی هزینه‌ی تولید و توزیع گوشت گاو و گوساله در ایران" به سنجش قدرت بازاری صنعت تولید گوشت طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۰ پرداختند و از رویکرد آزام (۸) استفاده کردند نتایج تحقیق نشان می‌دهد که قدرت بازار و اثر کارایی هزینه در تولید و توزیع گوشت در داخل کشور، به ترتیب ۰/۱۱۴ و ۰/۵۲۳- است. در واقع تولیدکنندگان دارای قدرت بازار نبوده و نمی‌توانند قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار دهند و بنگاه‌های تولیدی دارای کارایی هزینه بوده و ایجاد منفعت می‌کنند. شهیکی‌تاش و همکاران (۳) در مقاله‌ای با عنوان "بررسی ساختار بازار و قدرت بازاری صنایع غذایی و آشامیدنی براساس رویکرد برسناهان و لئو" به بررسی درجه قدرت بازاری و ضریب تبانی صنایع غذایی و آشامیدنی ایران بر اساس روش سازمان صنعتی نوین و با رویکرد برسناهان و لئو پرداختند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴ مربوط به ۱۹ صنعت به این نتیجه رسیدند که ۱۸ صنعت شرایط غیررقابتی دارند و در نهایت در صنعت

درجه‌بندی خرما الگوی رقابتی به چشم می‌خورد. در مطالعه دیگری شهیکی تاش و محمدزاده (۴) با بررسی ساختار بازار (برای ۱۷ صنعت و با داده‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴) با استفاده از رویکرد ایواتا به این نتیجه رسیدند که صنعت تولید روغن نباتی و حیوانی بیشترین درجه کشش حدسی (انحصار بیشتر) را دارا بوده است.

مواد و روش‌ها

یکی از روش‌های ارزیابی ساختار بازارها، تعیین قدرت بازاری می‌باشد. با نگاهی به ادبیات تحقیق مشاهده می‌شود که مدل‌های متنوعی برای سنجش قدرت بازاری استفاده شده است. در این مدل‌ها از معادلات بخش عرضه و تقاضا و شرط حداکثرسازی سود بصورت همزمان جهت سنجش قدرت بازاری استفاده می‌شود.

در مدل حاضر با فرض شرط تعادل برای یک بنگاه ریسک‌گریز و از طریق حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری بنگاه تولیدکننده مواد غذایی، حاشیه مورد انتظار از جمع چهار عامل: هزینه تولید نهایی، انحصار چندجانبه و انحرافات قیمتی آن و یک جزء منعکس‌کننده اثرات تعدیل بهینه بنگاه روی ریسک قیمتی به دست می‌آید. در این مقاله مدل اقتصادسنجی با استفاده از تجزیه مدل حاشیه بازار و توابع عرضه نهاده و تقاضای محصول تشکیل شده و با بکارگیری داده‌های صنعت پاک کردن و درجه‌بندی و بسته‌بندی خرمای ایران برآورد شده است.

مدل این مقاله بر پایه دو مدل اصلی استوار است؛ یکی بسط للاند از تجزیه و تحلیل سندمو برای موردی که بنگاه مواجه با نااطمینانی است و در عین حال منحنی تقاضای بنگاه نیز دارای شیب نزولی است و دیگری روش مدل‌سازی انحصار چندجانبه، که در آن از تغییرات فرضی برای پارامتری کردن درجه رقابت‌پذیری بازار استفاده شده است. تفاوت مقاله حاضر با مطالعه برارسن و همکاران (۱۱) در واقع در روش اندازه‌گیری ریسک قیمت محصول است. در این مطالعه سعی شده به جای در نظر گرفتن تغییرات گذشته قیمت به عنوان مبنای اندازه‌گیری (روش برارسن)، از روش آرادهایلا و هولت در برآورد واریانس پیش‌بینی شرطی از یک اتورگرسیو، مدل‌های سری زمانی ناهمسانی واریانس شرطی از قیمت (ARCH)، استفاده شود. در این روش، مجموع کشش درآمد نسبت به نهاده‌ها بعنوان معیار قدرت بازاری شناخته می شود.

در این مقاله از رویکرد ساختاری و بر اساس نگرش ازام (۸) به بررسی قدرت بازاری در شرایط نااطمینانی قیمتی پرداخته شده است. در ادامه به اجمال، به مبانی نظری این مقاله با لحاظ نمودن شرایط نااطمینانی قیمتی اشاره می‌شود.

به طور کلی صنایع در نواحی پراکنده‌اند که نهاده‌های کشاورزی عرضه می شوند، از طرفی هر صنعت نیز خود شامل چندین بنگاه می‌باشد که هر کدام از این بنگاه‌های فعال در ناحیه j، با یک تابع عرضه معین و ثابت از نهاده‌های کشاورزی به صورت زیر مواجه هستند.

$$W_j = G_j(Q_j) \qquad (۱)$$

که در آن Q_i و W_i به ترتیب، مقدار و قیمت عرضه در ناحیه j هستند. در معادله ۱، فرض شده که قیمت نهاده تابعی غیرتصادفی از مقدار نهاده در منطقه است، و به عبارت دیگر قیمت واقعی نهاده به تصمیمات تولیدی در طول زمان وابسته است. از طرف دیگر در بازار محصول، تقاضا به صورت زیر تعریف شده است:

$$p = H(Q) + u \qquad (۲)$$

که در آن Q و p به ترتیب مقدار تقاضا، قیمت و u میانگین متغیر تصادفی صفر است که به صورت مستقل از Q با واریانس (ثابت) σ_p^2 توزیع شده است. با فرض وجود نسبت ثابت بین محصول و نهاده کشاورزی، مقادیر آنها به طور مستقیم قابل مقایسه هستند. برای مثال، براحتی می‌توان مقدار نهاده مورد نیاز را در واحد وزنی آن برای تولید یک ریال از محصول اندازه‌گیری کرد.

تابع هزینه تولید بنگاه i ام در ناحیه j ام به صورت $c_{ij}(q_{ij}, v)$ مشخص می‌شود که در آن q_{ij}، نسبت مقدار محصول غذایی بنگاه به نهاده کشاورزی و v بردار قیمت‌های عوامل غیرکشاورزی است. در این مقاله، هزینه نهایی به صورت یک تابع لئونتیف تعمیم یافته و وابسته به قیمت‌های سه عامل نیروی کار کارخانه بسته‌بندی، انرژی و موجودی سرمایه در نظر گرفته شده است.

تابع سود بنگاه نیز به صورت زیر می‌باشد:

$$\pi_{ij} = (p - w_j)q_{ij} - c_{ij}(q_{ij}, v) \qquad (۳)$$

که برای هر مقدار از q_{ij}، π_{ij} متغیری تصادفی از p (که خود یک متغیر تصادفی) است. هدف بنگاه ماکزیمم کردن مطلوبیت انتظاری سود $U(\pi_{ij}) = e^{-\lambda_{ij}\pi_{ij}}$ در جایی است که تابع مطلوبیت در شرایط ریسک گریزی، ثابت و مطلق فرض می‌شود. با فرض این که u به طور نرمال توزیع شده است، شرایط مرتبه اول:

$$E[p] - w_j = \frac{\partial c_{ij}}{\partial q_{ij}} - q_{ij}\left(\frac{dE[p]}{dQ}\right)\left(\frac{\partial Q}{\partial q_{ij}}\right) + q_{ij}\left(\frac{dw_j}{dQ_j}\right)\left(\frac{\partial Q_j}{\partial q_{ij}}\right) + \lambda_{ij}q_{ij}\sigma_p^2 \qquad (۴)$$

این معادله را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$E[M_j] = C_{ij} - Q\eta^{-1}\theta_{1ij} + Q\epsilon_j^{-1}\theta_{2ij} + Q\delta_{ij}\sigma_p^2 \qquad (۵)$$

که در آن M_j، $(p\text{-}w_j)$ حاشیه مواجه شده توسط بنگاه‌ها در ناحیه j ، C_{ij}، $(\partial c_{ij}/\partial q_{ij})$ هزینه نهایی تولید بنگاه i در ناحیه j ; η، برابر با $dQ/dE[p]$، شیب منحنی تقاضای تولید، ϵ_j همان (Q/Q_j)، (dQ_j/dw_j)، شیب عرضه نهاده در ناحیه j ضربدر عکس سهم بازار

ملی منطقه j، برابر $\left(\frac{\partial Q}{\partial q_{ij}}\right)\left(\frac{q_{ij}}{Q}\right)$ کشش تغییرات فرضی بازار محصول i در ناحیه j، θ_{1ij}، $\left(\left(\frac{\partial Q_j}{\partial q_{ij}}\right)\left(\frac{q_{ij}}{Q_j}\right)\right)$، کشش تغییرات فرضی بازار نهاده بنگاه i در ناحیه j، δ_{ij} برابر $\lambda_{ij}\left(\frac{q_{ij}}{Q}\right)$ ضریب ریسک‌گریزی مطلق ضربدر سهم بازار ملی برای بنگاه i در ناحیه j ; Q_j برابر $\sum_i q_{ij}$ جمع مقادیر نهاده به ستاده در ناحیه j و Q، نشان دهنده $\sum_j Q_j$، جمع مقادیر نهاده به ستاده ملی می‌باشند.

کشش‌های تغییرات فرضی، شاخص‌هایی برای اندازه‌گیری قدرت بازار نهاده و محصول بنگاه هستند. اگر بنگاه در هر دو بازار گیرنده قیمت باشد، مقادیر θ_{1ij} و θ_{2ij}، صفر می‌شوند و در نتیجه عبارت‌های دوم و سوم در سمت راست معادله (۵) صفر خواهند شد و اگر برابر با یک باشند دلالت بر رفتار انحصاری محض بنگاه دارند. در حالت عدم نااطمینانی قیمت محصول یعنی وقتی که واریانس u صفر باشد، عبارت چهارم صفر خواهد شد. در غیر این صورت $Q\delta_{ij}\sigma_p^2$ یک عدد مثبت است. بنابراین معادله (۵) که نشان دهنده حاشیه بازاریابی مورد انتظار است از جمع چهار عامل غیرمنفی: هزینه فرآوری نهایی، اجزاء انعکاس دهنده انحصار چند جانبه و انحرافات قیمتی در آن، جزء تعدیلی برای اثرات نااطمینانی قیمت محصول روی یک فرد ریسک گریز و تصمیمات بنگاه حداکثر سازنده مطلوبیت انتظاری بدست می‌آید. با فرض اینکه برای هر بنگاه در ناحیه j انتظارات فرضی از قیمت‌ها برابر با قیمت‌های هدف باشد، حاشیه مورد انتظار آن‌ها یکسان خواهد بود. بنابراین مجموع چهار عبارت در سمت راست معادله (۵) باید ارزش یکسانی برای همه آن‌ها داشته باشد. از آنجائی‌که بنگاه‌ها با توجه به سهم‌شان از بازار و درجه ریسک گریزیشان دارای توابع هزینه متفاوتی هستند و در تعادل نیز تفکیک حاشیه، از بنگاهی به بنگاه دیگر فرق می‌کند، بنابراین ساختار هر صنعت گسترده‌ای همانند معادله ۵، باید به طور متوسط همه انواع را شامل شود، با این فرض که ϵ_j ها بین نواحی مختلف یکسانند و با شیب عرضه ملی ϵ برابرند.

با ضرب معادله ۵ در q_{ij}، و جمع همه نواحی و بنگاه‌ها در هر ناحیه، و تقسیم بر Q، نتیجه به صورت زیر خواهد بود:

$$M = C - Q\eta^{-1}\theta_1 + Q\epsilon^{-1}\theta_2 + Q\delta\sigma_p^2 \qquad (۶)$$

که در آن M، C، θ_1، θ_2 و δ مقدار متوسط وزنی ناحیه مورد نظر و یا همتاهای خاص آنها هستند. البته جزء هزینه‌ای در این جا C، یک متوسط وزنی از هزینه‌های نهایی بنگاه‌هاست.

با توجه به مطالب عنوان شده در قسمت‌های پیشین، معادله ۶ برای آزمون اهمیت قدرت بازار و اجزا ریسک قیمت محصول (حاشیه قیمت سر زمین به عمده فروشی خرما) استفاده خواهد شد. مطالعه جاری نسبت فرآوری خرما را در ۴ بنگاه برتر تقریبا ۴۰ درصد تخمین زد، هر چند این عدد نسبت به دیگر صنایع تولید کالاهای کشاورزی، بزرگ نیست، اما نگرانی در مورد قدرت بازار به خاطر تمرکز بسیار بالا در بازارهای ناحیه‌ای جایی که خرما خریداری می‌شوند وجود دارد. این امر، سبب ایجاد نگرانی در مورد اینکه حاشیه بسته‌بندی نه تنها هزینه های تولید نهایی نهاده را منعکس نمی‌کند، بلکه همچنین انحرافات قیمتی بازار محصول، $-Q\eta^{-1}\theta_1$ و $Q\epsilon^{-1}\theta_2$ را نیز به دنبال دارد.

با توجه به وجود ریسک قیمتی σ_p در صنعت فراوری خرما، باید توجه داشت که میزان این ریسک قیمتی نسبت به متوسط سود هر واحد می‌تواند نسبتا بزرگ باشد، بنابراین اثر قیمتی از تعدیل بنگاه برای این ریسک سود به صورت $QS\sigma_p^2$ (عبارت پایانی معادله ۶) نشان داده می‌شود. از طرفی عوامل مختلفی سبب کم شدن تعداد پیش‌قراردادها در این بازار شده است که از جمله می‌توان، وجود عامل زمانی که بنگاه‌ها را در معرض ریسک قیمتی قابل توجه قرار می‌دهد و یا افزایش هزینه معاملات و همچنین تغییر الگوی قیمتی در بازار از یک الگوی خرید تضمینی به یک الگوی خرید توافقی را نام برد. در این مقاله برای سنجش درجه ریسک از مدل‌های خانواده ARCH استفاده شده است.

بررسی رفتار شاخص قیمت خرما در طی سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۰ بیانگر آن است که بهترین مدل میانگین برای توصیف رفتار قیمتی، یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه دوم است.

$$P_\tau = \gamma_0 + \gamma_1 P_{\tau-1} + \gamma_2 P_{\tau-2} + \zeta_\tau \qquad (۷)$$

که در آن P_τ شاخص قیمت خرما و ζ_τ جزء خطای مستقل، با میانگین شرطی صفر و واریانس شرطی h_τ است. یافته‌های تحقیق جاری نشان می‌دهد که جز اخلال از فرآیند E-GARCH پیروی می‌کند.

(۸)

$$log h_\tau = \alpha_0 + \sum_{i=1,q}\alpha_i \log(\zeta_{\tau-i}^2) + \beta\left|\frac{\zeta_{\tau-1}}{h_{t-1}}\right| + \mu\frac{\zeta_{\tau-1}}{h_{t-1}}$$

با استفاده از اطلاعات موجود در معادله ۴ و روابط تقاضای محصول و عرضه نهاده (معادله ۱ و ۲) می‌توان η، ϵ و کشش‌های فرضی بازار محصول و نهاده را تخمین زد. فرم‌های تابعی برای این روابط برای اجزاء مختلف معادله ۴ به صورت زیر خواهند بود.

$$lnM_t = lnC_t - lnQ_t\eta_t^{-1}\theta_1 + lnQ_t\epsilon_t^{-1}\theta_2 + Q_t\delta\sigma_{pt}^2 + u_{1t} \qquad (۹)$$

ln

$$Q_t = a_0 + a_1 lnE[p_t] + a_2 lnz_t + a_3 ln\frac{Y_t}{I_t} + u_{2t} \qquad (۱۰)$$

$$\frac{Q_t}{S_t} = b_0 + b_1\frac{w_t}{\bar{w}_{t+1}} + b_2\frac{f_t}{\bar{w}_{t+1}} + b_3\frac{Q_{t-1}}{S_{t-1}} + u_{3t} \qquad (۱۱)$$

که در روابط فوق داریم:

$$lnC_t = c_1 lnv_{1t} + c_2 lnv_{2t} + c_3 lnv_{3t} + c_{12} ln(v_{1t} v_{2t}) + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

$$\eta_t = a_1 \quad (۱۳)$$

$$\epsilon_t = \frac{b_1 S_t}{\hat{w}_{t+1}} \quad (۱۴)$$

در روابط فوق $E[p_t]$: قیمت عمده فروشی خرما، W_t: قیمت بازار خرما، $M_t = (E[p_t] - w_t)$: نسبت حاشیه قیمت سر زمین به قیمت عمده فروشی خرما، Q_t: تولید خرما، v_1، v_2، v_3: قیمت‌های نیروی کار، انرژی و موجودی سرمایه، σ_{pt}^2: واریانس شرطی پیش‌بینی یک سال قبل قیمت عمده فروشی خرما، Z_t: جمعیت کشور بعنوان معیار اندازه بازار، Y_t: درآمد سرانه اسمی، I_t: شاخص قیمت برای اقلام مصرفی، $\hat{w}_{t+1}$: قیمت انتظاری خرما در شش ماه آینده، f_t: قیمت خوراک، S_t: حجم خرما ذخیره شده در سردخانه، X_t: متوسط فراوری و بسته‌بندی هر بنگاه و u_{2t} ، u_{3t} متغیرهای اخلال تصادفی می‌باشند.

معادله ۹، نظیر معادله ۶ است، با این تفاوت که بعد زمانی و جزء خطا در آن وارد شده است. معادلات ۱۰ و ۱۱ نیز به ترتیب از معادلات ۲ و ۱ به دست آمده‌اند. مدل تئوری همچنین، انحصار چندجانبه را از اجزاء حاشیه‌ای آن و اجزاء حاشیه‌ای باقیمانده جدا می‌کند و این تمایز را به وسیله روابطشان با شیب‌های تقاضا و عرضه نشان می‌دهد.

در بازار خرما شرایط ذخیره‌سازی حاکم است. یعنی عرضه‌کنندگان پس از خرید خرما، یا آن را مستقیما در آن مقطع زمانی وارد بازار می‌کنند و یا با ذخیره‌سازی آن و عرضه آن در فصول پر تقاضا، سود خود را حداکثر می‌نمایند. بنابراین تصمیم‌گیری در مورد عرضه خرما در بازار در این دوره و یا نگه‌داری آنها برای فروش یا افزایش موجودی، تعیین‌کننده مقدار عرضه آنها خواهد بود. مهمترین معیاری که منجر به تصمیم‌گیری بهینه توسط عرضه‌کننده می‌شود، تفاوت قیمت فعلی و قیمت انتظاری در فصول آتی سال است. بنابراین در این مطالعه نسبت قیمت جاری خرما به مقدار پیش‌بینی از قیمت خرما در یکسال آینده، در نظر گرفته شده است. به علاوه، عرضه جاری نیز بر طبق بازاریابی و تصمیمات عرضه‌ای گذشته تعیین شده است. بنابراین مقدار عرضه جاری تابعی از مقدار خرمای عرضه شده در این دوره و مقادیر با وقفه از این نسبت است که به عنوان متغیرهای توضیحی در تابع عرضه وارد شده‌اند.

نتایج و بحث

در این مقاله با ارائه یک مدل نظری بر اساس نگرش برارسن و همکاران (۱۱) و برآورد یک مدل تجربی مبتنی بر آن، به بررسی قدرت انحصاری در بازار خرما در شرایط ریسک قیمتی پرداخته شد. تفاوت این مطالعه با سایر مطالعات انجام شده در این حوزه آن است که در این تحقیق، با فرض استوکاستیک بودن قیمت به سنجش قدرت بازاری پرداخته شده، در حالی‌که در بیشتر مطالعات فرض بر دترمینستیک بودن قیمت بوده است.

همچنین اطلاعات مربوط به متغیرهای فروش، ارزش افزوده، سود و نسبت سود به فروش صنایع پاک کردن، فراوری و بسته‌بندی خرما طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ در جدول (۱) گزارش شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود تعداد بنگاه‌های فراوری این صنعت از ۲۷ بنگاه در سال ۱۳۷۵ به ۵۰ بنگاه در سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است. همچنین متوسط نرخ بازده در طی این دوره در حدود ۲۰ درصد بوده است.

برای بررسی درجه نوسان قیمتی از اطلاعات جدول (۲) استفاده شده است.

نتایج برآورد با استفاده از حداکثرسازی احتمال (بولرسلو)[1] حاکی از معنی‌دار بودن آزمون EGARCH می‌باشد. جدول (۳) نتایج تخمین حداکثرسازی احتمال معادله ۵ را در ترکیب با مدل EGARCH از معادله ۶ ارائه می‌دهد. آماره‌های لیانگ باکس[2] برای آزمون همبستگی از مرتبه ۱ تا ۱۲ از باقیمانده ها، ζ_τ، و مربع باقیمانده‌های استاندارد شده، $\zeta_\tau^2 / \hat{h}_\tau$ (مک لئوند و لی)[3]، بی‌معنی هستند. بنابراین، مدل EGARCH وابستگی سریالی واریانس‌های پیش‌بینی شرطی را به خوبی توضیح می‌دهد.

1- Bollerslev
2- Ljung-Box
3- McLeod and Li

جدول ۱- اطلاعات آماری مربوط به صنعت پاک کردن و بسته بندی خرما در ایران

Table 1- Statistic information related to cleaning and packing dates industry in Iran

سال Year	تعداد بنگاه‌ها NO.of firms	فروش Sales	ارزش افزوده Value added	سود Profit	نسبت سود به فروش Benefit to buy ratio
1375	27	27982323895	13015301650	10287607	0.17
1376	30	28722360464	11416461683	10686189	0.24
1377	27	34734589180	13026591823	30550085	0.24
1378	31	47297314000	14528371575	45962552	0.19
1379	27	54014707710	15426132220	19630017	0.06
1380	21	56838629552	15882496795	10453166	0.11
1381	21	78006076961	25663295138	16353878	0.17
1382	48	153363588512	51477008081	39320512	0.21
1383	52	204857456900	66392383887	48335579	0.20
1384	53	186813526487	61241634386	66021327	0.19
1385	47	235274024649	83572830820	73245313	0.24
1386	46	354922812160	112866659990	71707625	0.20
1387	47	464430085149	166554756720	108209907	0.28
1388	48	3655550000000	158832000000	110210800	0.30
1389	50	682688000000	167554756816	111110700	0.16

مأخذ: مرکز آمار ایران

Source: Center of Iran statistics

جدول ۲- اطلاعات مربوط به شاخص قیمت خرما

Table 2- Information about dates Price Index

سال Year	متوسط قیمت (ریال) Average Price (RLS)	شاخص Index	درصد تغییرات سالانه Annual percentage change
1361	101.0	100.0	-
1362	110.3	109.2	9.2
1363	118.0	116.8	7.0
1364	133.0	131.7	12.7
1365	208.3	206.2	56.6
1366	257.0	254.5	23.4
1367	292.0	289.1	13.6
1368	307.6	3.4.6	5.3
1369	344.7	341.3	11.0
1370	420.9	416.7	22.1
1371	532.3	527.0	26.5
1372	447.2	442.8	-16.0
1373	574.9	569.2	28.6
1374	1101.9	1091.0	91.7
1375	779.1	771.4	-29.3
1376	1082.3	1071.6	38.9
1377	1204.8	1192.9	11.3
1378	1532.6	1517.4	27.2
1379	1327.6	1314.5	-13.4
1380	1588.5	1572.8	19.6
1381	2409.3	2385.4	51.7
1382	2013.1	1993.2	-16.4
1383	2705.9	2679.1	34.4
1384	2898.6	2869.9	7.1
1385	3130.8	3099.8	8.1
1386	3816.9	3779.1	21.9
1387	402.8	342.2	-0.89
1391	3915.2	3142.3	42.3
1392	4012.3	4195.3	37.2

مأخذ: مرکز آمار ایران

Source: Center of Iran statistics

جدول ۳- نتایج برآوردی مدل GARCH نمایی شاخص قیمت خرما

Table 3- Estimation results of exponential GARCH model of date price index

متغیر Variable	ضرایب Coefficients	انحراف معیار Standard deviation	آماره t z-Statistic	احتمال Prob.
عرض از مبدا Intercept	-19.13206	6.581634	-2.906885	0.0037
اتورگرسیو مرتبه اول Autoregressive first order	0.617569	0.005782	106.8143	0.0000
اتورگرسیو مرتبه دوم Autoregressive second order	0.690802	0.014670	47.09016	0.0000
معادله واریانس Variance equation				
عرض از مبدا Intercept	3.603935	1.075659	3.350443	0.0008
$\left\|\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	-0.845848	1.367757	-0.618420	0.5363
$\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	-3.408929	0.770904	-4.421988	0.0000
$\log(\sigma_{t-1})$	0.704767	0.070766	9.959184	0.0000
معیارهای خوبی برازش مدل Good criteria of estimations of model				
R-squared	0.970805	Mean dependent var		1265.622
Adjusted R-squared	0.959857	S.D. dependent var		1078.846
S.E. of regression	216.1535	Akaike info criterion		12.36052
Sum squared resid	747557.6	Schwarz criterion		12.70610
Log likelihood	-135.1460	Hannan-Quinn criter.		12.44743
F-statistic	88.67429	Durbin-Watson stat		2.038419
Prob(F-statistic)	0.000000			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

بر این اساس نتایج مدل برآوردی بر اساس روش حداکثر درست‌نمایی با اطلاعات کامل (FIML) در جدول (۴) ذکر شده است.

با توجه به اطلاعات مندرج در جدول (۴) می‌توان در مورد مولفه های تأثیرگذار در بازار خرما قضاوت نمود. همان‌گونه که در جدول(۴) مشاهده می شود:

۱- انتظار بر آن است که با یک درصد افزایش قیمت خرما، میزان تقاضا بطور متوسط در حدود ۰/۳۲ درصد کاهش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت باشند.

۲- انتظار بر آن است که با یک درصد افزایش درآمد سرانه، بطور متوسط در حدود ۰/۱۵ درصد تقاضا افزایش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت باشند.

۳- انتظار بر آن است که با یک درصد افزایش جمعیت (بعنوان معیار ارزیابی اندازه بازار) تقاضا برای خرما بطور متوسط ۰/۰۸ درصد افزایش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت باشند.

۴- انتظار بر آن است که با یک درصد افزایش قیمت جاری در مقایسه با قیمت انتظاری، در حدود ۰/۵۶ درصد نسبت تولید به حجم ذکر شده خرما در بازار افزایش یابد.

۵- انتظار بر آن است که با یک درصد افزایش ریسک قیمتی، در حدود ۰/۰۷ درصد حاشیه بازایابی افزایش یابد، در شرایطی که سایر عوامل ثابت باشند.

همچنین با توجه به پارامترهای محاسبه شده در جدول (۴) ارزیابی از قدرت انحصاری در بخش فروش و بخش خرید بر مبنای شاخص تغییرات حدسی ارائه شده است. همانگونه که در جدول (۴) مشاهده می‌شود شاخص تمرکز هرفیندال- هیرشمن در این بازار در حدود ۰/۰۶۲ است. همچنین ضریب انحصار چندجانبه فروش تقریبا ۱۳/۳۳ بوده است. این مساله بیانگر آن است که ۳۳ درصد حاشیه بازاریابی عاید عمده فروشان در این بازار شده است. همچنین ضریب انحصار چندجانبه خرید در این بازار ۱/۰۹ بدست آمده است.

جدول ٤- برآورد سیستم معادلات با استفاده از روش حداکثر درست نمایی با اطلاعات کامل(FIML)

Table 4- Estimation the system of equations using full information maximum likelihood (FIML) method

ضرایب معادلات Coefficients of equations	ضرایب Coefficients	احتمال Prob.
c_1	0.31	0.0000
c_2	0.71	0.0358
c_3	0.14	0.0824
c_{12}	0.32	0.2495
c_{13}	-0.11	0.1666
c_{23}	-0.48	0.0610
θ_1	0.54	0.0100
θ_2	0.09	0.0773
Δ	0.07	0.0072
a_0	-3.4	0.2625
a_1	-0.32	0.0736
a_2	0.08	0.0544
a_3	0.15	0.0050
b_0	-3.9	25۱0.0
b_1	0.56	0.0736
b_2	0.45	0.0660
b_3	0.78	0.0017
معیار اعتبارسنجی Criteria of Validation		
متوسط ضریب تعیین The average coefficient of determination	0.84	
متوسط ضریب تعیین تعدیل شده The adjusted determination coefficient	0.81	
لگاریتم درست‌نمایی Log-likelihood	320	
معیار آکائیک Akaike's information criterion	3.32	
شوارز- بیزین Schwarz Bayesian Criterion	-17.80	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

این مساله نامتقارن بودن قدرت بازاری میان فروشندگان در باغ خرما و خریداران عمده‌فروش را به نمایش می‌گذارد. همچنین ضریب انحصار چندجانبه خرید نقش اندک قدرت چانه‌زنی فروشندگان سرزمین در تعیین قیمت خرما را نشان می‌دهد. همچنین با توجه به ضریب ریسک ناشی از عدم اطمینان قیمت خرما، می‌توان نتیجه گرفت که ضریب ریسک قیمتی در این بازار در حدود ۴/۲۸ درصد است.

یافته‌های تحقیق جاری نشان می‌دهد که حاشیه بازاریابی در حدود ۳۳ درصد است و قدرت انحصاری نامتقارن میان بازیگران این بازار (خریداران و فروشندگان) وجود دارد و عمده فروشان قدرت بیشتری نسبت به عرضه‌کنندگان خرما سر زمین دارند. همچنین نتایج مدل برآوردی نشان می‌دهد که ریسک قیمتی در حدود ۷ درصد بر حاشیه بازاریابی اثر دارد. از این‌رو در راستای ایجاد تقارن در قدرت بازاری و کاهش ریسک قیمتی، توجه به ابزارهای مدیریت ریسک در این بازار الزامی است. از مهمترین سیاست‌ها، می‌توان به فعال نمودن بورس کالایی در این زمینه و ارائه ابزارهای مشتقه متنوع مانند فیوچر،

آپشن و فوروارد اشاره نمود. فعال‌سازی این بازار و بکارگیری ابزارهای معاملاتی ذکر شده، نقش معنی‌داری در شفاف‌سازی اطلاعات قیمتی در این بازار و کنترل ریسک و قدرت بازاری بهمراه خواهد داشت.

جدول ۵- مولفه‌های ارزیابی قدرت بازاری و ریسک در بازار خرما

Table 5- Components of assessment market power and market risk

شاخص‌ها Indexes	متوسط تمرکز The average concentration	کشش تغییرات حدسی (مولفه انحصار چندجانبه فروش) Conjectural variations elasticity (component Oligopoly)	کشش تغییرات حدسی (مولفه انحصار چندجانبه خرید) Conjectural variations elasticity (Component Oligopsony)	مولفه ریسک قیمتی محصول Product price risk component
رابطه محاسباتی Formula computing	$\sum s^2$	$-lnQ_t\eta_t^{-1}\theta_1$	$lnQ_t\epsilon_t^{-1}\theta_2$	$Q_t\delta\sigma_{pt}^2$
متوسط مقادیر Average values	0.062	1.33	1.09	4.28

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

منابع

1- Alijani F., and Sabuhi M. 2009. Measurement of market power and cost efficiency of Beef and Veal production and distribution. Agricultural Economics Research. 1(4): 77- 90. (in Persian)
2- Hoseini S., Abasifar A., and Shahbazi H. 1999. Investigation market power in marketing Chain of the meat in Iran. Journal of Agricultural Economics and Development . 62 (5): 15- 32. (in Persian)
3- Shahiki Tash M. N., Gholipoor Bolsi E., and Mohammadzadeh A. 2014. Investigation food and beverage industry market structure and market power on approach and Leo- Bresnahan. Journal of Economics and Agricultural Development, 29: 204-215. (in Persian)
4- Shahiki Tash M. N., and Mohammadzadeh A. 2013. Measurement of conjectural variations in oligopoly structure (using Iwata approach for Iranians food and beverage industry). Journal of Economics and Agricultural Development, 28: 272-281. (in Persian)
5- Sheikhzeinodin A., and BAkhshudeh M. 2008. Market power live animals and cost efficiency in the red meat industry: Case study of Fars industry meat. Journal Agricultural Economics and Development. 61 (2): 125-143(in Persian)
6- Abayasiri-Silva K. 1999. Market power in Australian manufacturing industry: A confirmation of Hall's Hypothesis. Centre of Policy Studies, Nonash University, General Paper No. G-132.
7- Allender W. J., and Richards Timothy J. 2010. Market diversion and market power: California Eggs. Rev Ind Organ, 36(2): 37–58.
8- Azzam A. 1997. Measuring market power and cost- efficiency effects of industrial concentration, Journal of industrial economics, 45 (4): 377-86.
9- Bresnahan T. F. 1982. The oligopoly solution concept is identified. Economics Letters, 10(4): 87-92.
10- Bresnahan T. F. 1989. Studies of Industries with Market Power, Handbook oflndustrial Organization, vol, 2, Richard Schmalensee and Robert Willig, New York: North Holland.
11- Brorsen B.W. 1985. Marketing Margins and price uncertainty: The case of the U.S. Wheat market. American Journal of Agricultural Economics,. 67:3, 521-528
12- Boyle G.E. 2004. Hall–Roeger tests of market power in Irish manufacturing industries. The Economic and Social Review, 35: 289–304.
13- Hall R. E. 1988. The relationship between price and marginal cost in U.S. Industry. Journal of Political Economy, 96: 921-47.
14- Koontz S. R. 2003. Market power in the United States red meatpacking industry. Veterinary Clinics of North America, Food Animal Practice, 19: 519-544.
15- Lau Lawrence J. 1982. On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data, Economics Letters, 10(1): 93-99.
16- Oustapassidis K., Vlachvei A., and Notta O. 2000. Efficiency and market power in Greek food industries. American Journal of Agricultural Economics, 82(5): 623-629.

17- Rezitis A.N. 2008. Efficiency and productivity effects of bank mergers: Evidence from the Greek banking industry. Economic Modelling, 25(3): 236–254.
18- Saitone T. L., Sexton R. J., and Sexton S. E. 2008. Market power in the Corn sector: How does it affect the impacts of the Ethanol subsidy? Journal of Agricultural and Resource Economics, 33(4): 169-194
19- Salhofer K., Tribl C., and Sinabell F. 2012. Market power in Austrian food retailing: the case of milk products. Science+Business Media, 39: 109–122.
20- Steen F., and Salvanes K. G. 1999. Testing for market power using a dynamic oligopoly model. International Journal of Industrial Organization, 17: 147-177.