

بررسی نبودتقارن قیمت در بازار واردات شکر ایران

فرشید اشراقی^{۱*}، شایسته اکبری^۲ و رامتین جولایی^۳

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۹/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۱۸

چکیده

سطح رفاه تولیدکنندگان عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان یک کالا تحت تأثیر تغییرات قیمت در یک سطح بازار نسبت به تغییر قیمت در سطوح دیگر بازار یا چگونگی انتقال قیمت است. مقدار سازگاری و سرعت انتقال تکانه های قیمتی به تولیدکننده و مصرف‌کننده، بازتاب‌کننده رفتار قیمتی شرکت‌کنندگان سطوح گوناگون بازار و هم‌چنین، یک ارزیابی از چگونگی کارایی بازار می‌باشد. به همین دلیل، بررسی انتقال قیمت در بازار کالاهای کشاورزی، مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است. در این مطالعه، با استفاده از داده‌های سالانه در دوره ۱۳۷۱-۱۳۹۳ نبودتقارن بازار شکر با روش هم‌جمعی یوهانسون و برآورد مدل تصحیح خطا بررسی شد. کاربرد روش هم‌جمعی در بازار واردات حاکی از وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای قیمت داخلی و وارداتی می‌باشد. آزمون علیت گرنجر نشان داد که یک رابطه علیت گرنجر یک طرفه از قیمت وارداتی به قیمت داخلی وجود دارد، نه یک رابطه علیت دو طرفه. برآورد الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به قیمت داخلی بیانگر وجود نبودتقارن در مکانیزم انتقال قیمت در بازار واردات شکر ایران می‌باشد. بررسی دلیل اصلی این نبودتقارن با استفاده از شاخص‌های نسبت تمرکز و هرفیندال-هیرشمن حاکی از وجود تمرکز بالا و تسلط دو کشور امارات و برزیل در بازار واردات شکر ایران است. بر اساس نتایج، پیشنهاد می‌شود که طراحی نظام تعرفه‌ای مناسب که در مدیریت این بازار بسیار دارای اهمیت است، مورد توجه قرار گیرد. در ضمن، بمنظور تعدیل نوسانات قیمت و در راستای تنظیم بازار و با توجه به نیاز داخلی کشور به بخشی از واردات و به استناد تجارب کشورهای گوناگون، استفاده از ابزار سهمیه تعرفه ای از راهکارهای دیگری است که در مدیریت بازار این محصول می‌تواند نقشی قابل توجه ایفا کند.

طبقه‌بندی JEL: L11, L66, Q13

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، عدم تقارن قیمت، تمرکز بازار، شکر، ایران.

^۱ - استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان.

^۲ - کارشناس ارشد رشته بازاریابی محصولات کشاورزی.

^۳ - دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان.

*-نویسنده مسئول: f_eshraghi@yahoo.com

پیشگفتار

نظریه قیمت، یکی از پایه‌های اصلی اقتصاد نئوکلاسیک است. قیمت‌ها، مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالاهای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند. افزون بر این، ارتباط بین قیمت‌ها در سطوح تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخصی از کارایی بازار و در نتیجه، رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان بدست می‌دهد که از دیدگاه سیاست‌گذاری نیز با اهمیت است. به همین دلیل، تجزیه و تحلیل قیمت کالاهای کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی دارای اهمیت است. در این باره، بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی به فرآیند انتقال قیمت در ساختار بازارهای مرتبط توجه نشان داده‌اند (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵؛ حسینی و دوراندیش، ۱۳۸۵؛ برارسن کاواس^۱، ۱۹۸۵؛ فرایکون^۲ و همکاران، ۱۹۹۹).

تقارن انتقال قیمت میان بازارهای مختلف بسیار مورد توجه و بحث قرار گرفته است. انتقال نامتقارن به این معنی است که انتقال قیمت از یک بازار به بازار دیگر (یا از یک مرحله بازاریابی به مرحله دیگر) بسته به اینکه قیمت‌ها در حال افزایش باشد یا کاهش، متفاوت است (تاودامون کرامر و میر^۳، ۲۰۰۴). از این رو، باید به این پدیده نیز در تحلیل انتقال تغییرات قیمت توجه شود. در صورتی که فرآیند انتقال قیمت متقارن نباشد ممکن است مصرف‌کنندگان از اصلاحات سیاست‌گذاری در کشاورزی آن گونه که انتظار می‌رود بهره‌مند نشوند. لذا، توزیع رفاه در شرایط انتقال نامتقارن قیمت در مقایسه با حالت متقارن متفاوت خواهد بود. هم‌چنین، اگر انتقال نامتقارن قیمت ناشی از قدرت بازار باشد (که معمولاً نیز این گونه است)، زیان‌های رفاهی به دنبال خواهد داشت. انتقال قیمت نامتقارن، سود ایجاد شده ناشی از افزایش قیمت را به جای تولیدکنندگان نصیب واسطه‌ها می‌کند، منجر به افزایش حاشیه بازاریابی و قیمت‌های خرده‌فروشی شده و باعث می‌شود فشار بیش‌تری به مصرف‌کنندگان وارد شود.

عواملی که موجب انتقال نامتقارن قیمت می‌شود عبارتند از ویژگی‌های کالا، تمرکز بازار، انتظارات قیمتی، سیاست‌های دولت و سازماندهی کارگزاران اقتصادی (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵) که به ترتیب توضیحات مختصری برای هر کدام ارائه می‌شود. در مورد عامل نخست یعنی، ویژگی‌های کالا باید گفت که برای محصولات فسادپذیر، واسطه‌ها به دلیل ترس از کاهش فروش، قدرتی کم‌تر برای اعمال افزایش‌های قیمت دارند و برعکس، ناگزیر از انتقال کاهش‌های قیمت

¹- Brorson and Chavas

²- Frigon et al.

³- Taudabel-Cramon & Meyer

هستند. در مورد عامل دوم یعنی تمرکز بازار، واسطه‌هایی که در بازارهای متمرکز عمل می‌کنند، قادرند سود خود را با انتقال فوری افزایش قیمت و اجتناب یا تأخیر در انتقال کاهش قیمت، افزایش دهند. عامل سوم یا انتظارات قیمتی به این معنی است که اگر مردم به دلیل وجود نرخ‌های بالا و فزاینده تورم، انتظار افزایش قیمت‌ها را داشته باشند، افزایش قیمت راحت‌تر از کاهش قیمت منتقل می‌شود. عامل چهارم یا سیاست‌های دولت بدین گونه عمل می‌کند که اگر سیاست کنترل قیمت حاکم باشد، انتقال افزایش قیمت محدود می‌شود. در نهایت، تاثیر عامل سازماندهی کارگزاران اقتصادی بدین شکل است که چنانچه گروه‌های خرده‌فروشان سازماندهی بهتری نسبت به مصرف‌کنندگان داشته باشند و به صورت متشکل عمل کنند (مانند اتحادیه‌ها و اصناف)، انتقال کامل افزایش قیمت، آسانتر صورت می‌گیرد (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵).

شکر از جمله کالاهای فرآوری شده‌ای است که ماده اولیه آن از تولیدات بخش کشاورزی می‌باشد و برای استفاده مصرف‌کننده نهایی نیازمند به فرآیند تبدیل است. شکر در ایران از دو محصول چغندر قند و نیشکر حاصل می‌شود. از آن جهت که مصرف این محصول به گونه مستقیم یا غیرمستقیم در حال افزایش است، لذا تولیدکنندگان بازار این محصول را با حساسیت زیاد زیر نظر دارند. ساختار غیر رقابتی و استفاده از قدرت بازاری بر انتقال قیمت‌ها اثر می‌گذارد. از آن‌جا که انحصار بازار از جمله مصادیق ناکارایی بازار می‌باشد، این مسئله باعث تحمیل هزینه‌ها و کاهش رفاه برخی از تولیدکنندگان مصرف‌کنندگان می‌شود (حسینی و دوراندیش، ۱۳۸۵). بنابراین هدف این پژوهش بررسی مکانیسم انتقال قیمت در بازار واردات شکر ایران و هم‌چنین، در صورت مشاهده نبود تقارن قیمتی به کشف دلیل اصلی آن با استفاده از شاخص‌های موجود پرداخته است.

با وجود این که مطالعات متعددی در زمینه انتقال و عدم تقارن قیمت در خارج انجام گرفته، در داخل کشور مطالعات اندکی صورت گرفته و بیش‌تر به بررسی نوسانات و انتقال قیمت محصولاتمانند گوشت قرمز، گوشت مرغ، تخم مرغ، شیر و برنج و ... پرداخته شده است. در این قسمت مطالعات انجام شده در این زمینه در داخل و خارج کشور مرور می‌شود.

بخشوده (۱۳۷۸)، واکنش جامعه روستایی ایران را به تغییر قیمت برنج وارداتی ناشی از تغییر نرخ ارز بررسی کرد. نتایج مطالعه نشان داد که افزایش قیمت برنج وارداتی عمدتاً خانوارهای فقیر را که برنج وارداتی مصرف می‌کنند، متاثر می‌سازد تا خانوارهای مرفه که بیشتر برنج داخلی استفاده می‌کنند.

قهرمان زاده و فلسفیان (۱۳۸۶)، نحوه انتقال قیمت در بازار گوشت ایران را با استفاده از روش همگرایی آستانه‌ای و در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان دادند که انتقال قیمت بین سطوح تولیدکننده و خرده‌فروشی گوشت به صورت نامتقارن است. این امر موید

آن است که افزایش قیمت‌های تولیدکننده خیلی سریع‌تر به قیمت‌های خرده فروشی منتقل می‌شود.

فرج‌زاده و اسماعیلی (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان تحلیل انتقال قیمت در بازار جهانی پسته با استفاده از داده‌های ترکیبی به بررسی رابطه علی میان قیمت داخلی و قیمت جهانی پسته پرداخته است. نتایج بدست آمده از تحلیل داده‌های سری زمانی حاکی از الگوی انتقال قیمت متقارن بلندمدت در هر دو بازار داخلی و جهانی پسته است. فرآیند انتقال کوتاه‌مدت نیز نامتقارن ارزیابی و مشخص شد که کاهش قیمت در هر بازار سریع‌تر و کامل‌تر از افزایش قیمت به بازار دیگر منتقل می‌شود.

قدمی کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران پرداختند. این مطالعه با استفاده از آمار هفتگی قیمت‌های مرغداری و خرده فروشی در سال‌های ۸۸-۱۳۸۱ و الگوی آستانه‌ای تحلیل قیمت صورت گرفت. نتایج نشان دادند که انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران نامتقارن است و افزایش قیمت مرغ زنده در مرغداری در مقایسه با کاهش قیمت، بیشتر و سریع‌تر به سطح خرده فروشی منتقل می‌شود. هم‌چنین، سیاست تنظیم بازار گوشت مرغ، اثرمعنی داری بر نوسان‌های گوشت مرغ نداشته است.

آل نی املشی و همکاران (۱۳۹۱)، در بررسی مزیت نسبی و شاخص‌های حمایتی کشت و صنایع وابسته به نیشکر در ایران به مطالعه برآورد هزینه، قیمت و درآمدهای بازاری و واقعی برای هر یک از محصولات (نیشکر، شکرخام و شکرسفید) پرداختند و تأثیر مداخلات دولت (اعم از یارانه‌های پرداختی و مالیات‌های دریافتی) در تولید محصولات را، با استفاده از ماتریس سیاستی برای سال ۱۳۸۵، بررسی کردند. هم‌چنین، با حذف نقش مداخلات دولت، سودآوری هر محصول با همان سود اجتماعی را بر اساس قیمت‌های حقیقی محاسبه کردند. در این مطالعه با تحلیل حساسیت متغیرهای مهم نتیجه‌گیری شده است که برای پایداری در مزیت نسبی این محصول لازم است به تولید محصولات جانبی غیر از شکر توجه لازم شود.

یک مطالعه مهم در خصوص عدم‌تقارن در مکانیسم انتقال قیمت، بررسی رائو^۱ (۲۰۰۵) است. در این مطالعه، نبودتقارن در مکانیسم انتقال قیمت بین نفت و گازوئیل با استفاده از مدل کل به جزء هنری بررسی می‌شود. آن‌ها به صورت تجربی وجود نبودتقارن در مکانیسم انتقال قیمت را تأیید کردند.

^۱ -Rao

ویتزل و بایانر^۱ (۲۰۰۷)، با استفاده از روش آزمون تصحیح خطای آستانه‌ای به تحلیل انتقال قیمت بازار گندم در هشت استان ترکیه پرداختند. نتیجه نشان داد که تنها در برخی استان‌ها شرط پیوستگی بازار و تقارن قیمت وجود دارد که از نظر آن‌ها این مسئله به اندازه بازار هر منطقه بستگی دارد.

دوتویت^۲ و همکاران (۲۰۰۹) تجزیه و تحلیل انتقال قیمت ذرت و برنج آمریکای لاتین از بازارهای بین‌المللی به بازارهای داخلی را با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا و همگرایی آستانه‌ای برای تخمین سرعت تعدیل و سنجش انحراف از تعادل بلندمدت بررسی کردند. هم‌چنین، تابع عکس‌العمل آنی را برای مشاهده بهتر واکنش قیمت‌های داخلی به شوک‌ها در قیمت‌های بین‌المللی بکار گرفتند. نتایج نشان داد که انتقال قیمت در شیلی و برزیل متقارن است و انتقال قیمت بین بازارهای میانی و بین‌المللی قوی‌تر از انتقال قیمت بین بازارهای تولیدکننده و بین‌المللی است. هم‌چنین، انتقال قیمت در بازار برنج بهتر از بازار ذرت است.

مینوت^۳ (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای با عنوان "انتقال تغییرات قیمت‌ها در بازار جهانی مواد غذایی به بازارهای کشورهای جنوب صحرای آفریقا" به بررسی اثرات افزایش قیمت‌های مواد غذایی در خلال سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸ میلادی در بازارهای جهانی بر بازارهای آفریقا پرداخته است. برای این منظور وی از ۶۰ سری قیمتی برای بیش از ۱۱ کشور آفریقا استفاده کرده است. وی پس از بررسی روند تغییرات قیمتی در سال‌های یاد شده، با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری به برآورد درجه انتقال قیمت پرداخت. نتایج وی حاکی از آن است که قیمت مواد غذایی در کشورهای آفریقایی در طی سال‌های مزبور رشدی بالغ بر ۶۳ درصد داشته است. هم‌چنین وی دریافته است که در ۵ تا ۱۰ سال اخیر میان قیمت ۱۳ کالای کشاورزی و محصولات غذایی با قیمت‌های جهانی آن‌ها یک ارتباط بلندمدت وجود داشته است.

روبلس^۴ (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان "انتقال قیمت از بازارهای جهانی محصولات کشاورزی به قیمت‌های داخلی مواد غذایی: مورد مطالعه آسیا و آمریکای لاتین" با استفاده از برآورد رگرسیون میانگین متحرک و کشش‌های انتقال به بررسی اثرات بحران غذایی سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ بر قیمت محصولات نظیر گندم، برنج، ذرت و سویا در آسیا و آمریکای لاتین پرداخت. نتایج حاکی از آن بود که در آمریکای لاتین به عنوان مثال در مورد نان، کشش انتقال عددی در حدود ۰/۲ بوده است. به این معنی که ۱٪ افزایش در قیمت جهانی گندم منجر به افزایش دائمی و ۰/۲ درصدی نان

¹ -Weitzel and Bayaner

² -Dutoit

³ -Minot

⁴ -Robles

خواهد شد. به بیان دیگر در مورد آسیا نیز بزرگ‌ترین اثرات انتقال قیمت در مورد بنگلادش (۰/۷۴) مشاهده می‌شود و کم‌ترین اثر نیز مربوط به ویتنام (۰/۱۱) است. آکوا و لکچرر^۱ (۲۰۱۱)، به تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آستانه تعدیل نامتقارن قیمت در بازار غنا پرداختند و با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی اندرس و سیکلوس به این نتیجه رسیدند که قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی برای رسیدن به تعادل بلندمدت دارای روند تنظیم نامتقارن است. با وجود اهمیت محصول شکر در اقتصاد کشور، تاکنون مطالعه‌ای که به گونه جامع وضعیت انتقال قیمت این محصول و نیز شدت انحصاری بودن آن را در مورد ایران توضیح دهد، یافت نشد. در این مطالعه به بررسی عدم تقارن قیمتی واردات شکر و نیز مقدار تمرکز بازار آن پرداخته شده است.

مبانی نظری و روش پژوهش

نبود تقارن در انتقال قیمت

مطالعه نبود تقارن در انتقال قیمت نیازمند یک متدولوژی خاصی است. در مرحله نخست باید ایستایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) مورد بررسی قرار گیرد. این آزمون به گونه‌ای گسترده برای بررسی وجود یک ریشه واحد در مطالعات سری‌های زمانی استفاده می‌شود. الگوی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta P_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 P_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta P_{t-1} + e_t \quad (1)$$

که در آن γ_0 عرض از مبدا و t جزء روند می‌باشد. الگوی بالا برای آزمون فرضیه صفر $\gamma_2 = 0$ که بیانگر وجود ریشه‌ی واحد برای هر متغیر P_t برازش می‌شود. در مرحله دوم، روش هم‌جمعی یوهانسون-یوسیلیوس (۱۹۹۰) برای تعیین وجود یک رابطه بلندمدت بین سری‌های قیمت به کار برده می‌شود. روش یوهانسون که مبتنی بر رابطه رتبه ماتریس و ریشه مشخصه آن است در واقع تعمیم آزمون دیکی فولر به حالت چند متغیره می‌باشد. چنانچه آزمون دیکی فولر به حالت n متغیره تعمیم داده شود، روابط (۲) تا (۴) در قالب الگوی AR قابل بیان است.

$$Z_t = AZ_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Z_t = (A - I) Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Z_t = \pi Z_{t-1} + \varepsilon \Delta \quad (4)$$

¹ -Acquah and Lecturer

که در آن رتبه ماتریس π برابر با تعداد بردارهای همگرایی است. در این روش ابتدا مقادیر ویژه ماتریس π برآورد می‌شود و بردارهای مشخصه متناظر با هر یک تعیین می‌شود. به ازای هر ریشه مشخصه غیر صفر یک بردار مشخصه وجود دارد که همان بردار حاوی روابط بلندمدت است. لذا، برای تعیین تعداد روابط بلند مدت، فرض صفر بودن ریشه‌های مشخصه ماتریس π آزمون می‌شود. برای بررسی فرض صفر بودن ریشه‌های مشخصه از آماره‌های آزمون اثر و بیش‌ترین مقدار ویژه^۱ استفاده می‌شود.

در مرحله سوم مدل تصحیح خطا انگل-گرنجر که به دو شکل زیر بوده، استفاده می‌شود:

$$\Delta IMP_t = \mu_1 + \sum_{t=1}^{n-1} \beta_{fp} \Delta IMP_{t-1} + \sum_{t=0}^{n-2} \beta_{rp} \Delta RP_{t-1} - \pi_1 Z_{t1-1} + e_{t1} \quad (5)$$

$$\Delta RP_t = \mu_2 + \sum_{t=1}^{n-1} \beta_{fp} \Delta RP_{t-1} + \sum_{t=0}^{n-2} \beta_{rp} \Delta IMP_{t-1} - \pi_2 Z_{t2-1} + e_{t2} \quad (6)$$

از این روش، نتایج زیر بدست می‌آید:

الف) اگر $\pi_1 \neq 0, \pi_2 \neq 0$ ؛ در این صورت قیمت رابطه دو طرفه بلندمدت بین دو متغیر وجود دارد.

ب) اگر $\pi_1 = 0, \pi_2 \neq 0$ ؛ در این صورت قیمت وارداتی علت شکل گیری قیمت داخلی می‌باشد.

ج) اگر $\pi_1 \neq 0, \pi_2 = 0$ ؛ در این صورت قیمت داخلی علت شکل گیری قیمت وارداتی می‌باشد.

سپس در مرحله‌ی چهارم، مدل تصحیح خطای انگل-گرنجر با استفاده از روش کم‌ترین مربعات معمولی برای بررسی چگونگی انتقال قیمتی بین قیمت وارداتی و قیمت داخلی برآورد می‌شود. برای دستیابی به این هدف، ابتدا الگوی تعادلی بلندمدت بین قیمت وارداتی و قیمت شکر داخلی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$RP_t = \lambda_0 + \lambda_1 IMP + \varepsilon_{RIM, t} \quad (7)$$

در این الگو RP_t قیمت شکر داخلی و IMP قیمت یک کیلوگرم شکر وارداتی است. قیمت یک کیلوگرم شکر وارداتی از تقسیم ارزش واردات به حجم واردات بدست می‌آید. متغیر $\varepsilon_{RIM, t}$ جزء اخلال هم‌انباشته در رابطه بلندمدت متغیرهای الگو می‌باشد که رابطه بلندمدت متغیرهای الگو

¹- Maximum Eigen value

می‌باشد که رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو نیز در این جزء مستتر است. با استفاده از اجزای اخلال الگوی (۷)، الگوی اقتصادسنجی انتقال قیمت از قیمت وارداتی تا قیمت داخلی برای آزمون تصحیح خطا به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$\Delta RP_t = \psi_0 + \sum_{i=0}^{k_1} \tau_{imp}^+ \Delta IMP_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^{k_2} \tau_{rp}^+ \Delta RP_{t-1}^+ + \vartheta^+ Z_{rim,t-1} + \sum_{i=0}^{k_1} \tau_{imp}^- \Delta IMP_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{k_2} \tau_{rp}^- \Delta RP_{t-1}^- + \vartheta^- Z_{rim,t-1} + \omega_{ti} \quad (8)$$

در الگوی (۸) تغییرات قیمت شکر داخلی تابعی از افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت وارداتی، قیمت داخلی و وقفه مقادیر منفی و مثبت جزء اخلال هم انباشته است. ϑ^+ برای وقفه نخست مقادیر مثبت جزء اخلال، $\hat{\epsilon}^{rim}, t-1 > 0$ و ϑ^- برای $\hat{\epsilon}^{rim}, t-1 < 0$ بکار رفته است.

پس از برآورد مدل آزمون والد (Wald) برای فرضیه صفر $\vartheta^+ = \vartheta^-$: H_0 استفاده شده که بیانگر تقارن در انتقال قیمت می‌باشد. برای ارزیابی چگونگی سرعت انتقال قیمت با استفاده از الگوی تصحیح خطا باید فرضیه‌ی صفر زیر آزمون شود:

$$H_0 = \tau_{1,1} = \tau_{2,1}, \tau_{1,2} = \tau_{2,2}, \dots, \tau_{1,K1} = \tau_{2,K2} \quad (9)$$

در عبارت بالا، فرضیه برابری تک تک ضرایب متغیرهای افزایش و کاهش قیمت وارداتی یک کیلوگرم شکر وارداتی در زمان t و وقفه‌های آن بررسی می‌شود. قبول فرضیه صفر در این آزمون، به معنای آن است که افزایش‌ها و کاهش قیمت‌های وارداتی در همه دوره‌ها به یک مقدار به قیمت شکر داخلی منتقل می‌شود. بنابراین، پذیرفتن این فرضیه به این معناست که سرعت انتقال تغییر قیمت‌ها از قیمت وارداتی به داخلی، متقارن است. این الگو با روش کم‌ترین مربعات معمولی برآورد می‌شود و برای تعیین طول وقفه، الگوهای با وقفه‌های گوناگون برآورد شده، و با توجه به آماره آکائیک و شوارتز، بهترین مدل انتخاب خواهد شد.

اندازه گیری تمرکز بازار

یکی دیگر از اهداف این پژوهش، اندازه گیری سطح رقابت و انحصار در بازار با استفاده از شاخص‌های نسبت تمرکز n بنگاه و هر فیندال-هیرشمن است.

الف: نسبت تمرکز n بنگاه: این شاخص به صورت زیر تعریف می‌شود: (مینوت، ۲۰۱۱)

$$CR_n = \sum_{i=1}^N S_i \quad i=1, \dots, K \quad K > N \quad (10)$$

در این جا K تعداد کشورهای صادرکننده‌ی شکر به ایران، N تعداد کشورهای بزرگ صادرکننده شکر به ایران، که بیش‌ترین سهم بازار واردات شکر را در اختیار داشته‌اند و S_i سهم بازار کشور i ام

و CR_n «نسبت تمرکز n کشور» می‌باشند. سهم بازار نیز از نسبت مقدار واردات از هر کشور به کل واردات شکر بدست می‌آید.

ب: شاخص هرفیندال-هیرشمن (HHI)

شاخص هرفیندال چگونگی توزیع اندازه بازار در بین بنگاه‌های موجود و نوع ساختار بازار را به مراتب بهتر از نسبت تمرکز مشخص می‌سازد. این شاخص به صورت حاصل جمع توان دوم سهم بازاری تمامی کشورهای صادرکننده شکر به ایران چنانچه تعداد آن‌ها از ۵۰ کم‌تر باشد، محاسبه می‌شود (حسینی و دورانیش، ۲۰۰۶).

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2$$

(۱۱)

در رابطه بالا، HHI، شاخص هرفیندال و S_i سهم بازار کشور i ام و n ، تعداد کشورهای صادرکننده شکر به ایران می‌باشند. به گونه‌ای که $HHI > 1000$ نشان‌دهنده یک بازار رقابتی شدید است. $HHI > 1000$ نشان‌دهنده یک بازار غیرمتمرکز است. $HHI < 1000 > 1800$ نشان‌دهنده یک بازار با تمرکز متوسط و $HHI < 1800$ نشان‌دهنده یک بازار با تمرکز بالا است.

آمار و داده‌های مورد استفاده و داده‌های مورد نیاز برای برآورد الگوهای تجربی پژوهش، آمار قیمت داخلی و قیمت وارداتی (نسبت ارزش ریالی واردات به حجم واردات) می‌باشد که از سازمان اداره بازرگانی ایران استخراج شده است. مقدار فروش شکر تک تک کشورهای صادرکننده شکر به ایران نیز از سایت اداره بازرگانی گردآوری شد. دوره مطالعه از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ در نظر گرفته شد که در آن‌ها از مشاهدات سالانه استفاده می‌شود. برای برآورد الگوهای اقتصادسنجی پژوهش نیز از بسته نرم‌افزاری 8 Eviews استفاده شده است.

نتایج و بحث

وضعیت تولید، مصرف، صادرات و واردات شکر در کشور طی سال‌های ۹۳-۱۳۷۱ در جدول ۱ و نمودار ۱ نشان داده شده است. همانطور که در نمودار به خوبی مشخص است، تولید و واردات شکر در سال‌های گوناگون دارای نوساناتی بوده و هر زمان که تولید کاهش یافته واردات شکر افزایش پیدا کرده است.

بزرگترین صادرکنندگان شکر در جهان عبارتند از برزیل، استرالیا، تایلند و هند و واردکنندگان عمده شکر نیز عبارتند از: چین، روسیه، ژاپن و ایالات متحده آمریکا که از بازیگران اصلی صحنه

تجارت شکر در جهان می‌باشند. بیش‌ترین مصرف سرانه شکر در جهان متعلق به کشورهای استرالیا، گواتمالا، برزیل، کوبا و تایلند بوده است. برزیل به عنوان بزرگ‌ترین تولیدکننده شکر که دارای سهم ۲۰ درصدی در تولید این محصول است دارای سهم ۷ درصدی در مصرف آن نیز می‌باشد. هند به عنوان دومین تولیدکننده بزرگ شکر با سهم ۱۴ درصدی در مصرف جهانی شکر نزدیک به مقدار تولید خود مصرف می‌کند. این وضعیت در مورد دو تولیدکننده عمده دیگر شکر نیز صادق است، به گونه‌ای که چین و آمریکا نیز به ترتیب دارای سهم ۸ و ۶ درصدی (تقریباً به همان مقدار که تولید می‌نمایند) در مصرف شکر هستند. گفتنی است که، کشورهای چین و آمریکا به دلیل تقاضای زیاد شکر در داخل کشورشان، افزون بر این که جزو تولیدکنندگان عمده شکر در جهان بشمار می‌روند، جزو واردکنندگان عمده شکر در جهان نیز هستند.

تسلط برزیل به عنوان بزرگترین تولیدکننده شکر در بازار خصوصیت عمده صادرات جهانی شکر است. برزیل با سهم نزدیک به ۴۰ درصد از صادرات این محصول در حالی که رقیبی قدرتمند وجود ندارد و بقیه رقبا سهمی کمتر از ۱۰ درصد در بازار دارند به خوبی قادر است این بازار را در کنترل خود درآورد. بدیهی است که هرگونه تغییر محسوس در تولید و صادرات برزیل، بازار جهانی شکر را دست خوش تغییر خواهد نمود، چرا که این کشور نقش بنگاه مسلط را در صادرات این محصول بر عهده دارد. این مسئله زمانی اهمیت دوچندان می‌یابد که این کشور همچنان قادر باشد سهم خود را در صادرات جهانی این محصول حفظ نماید. در همین راستا پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که سهم کشور برزیل در صادرات جهانی شکر با ۳۵ درصد افزایش نسبت به سال ۲۰۰۶ در سال ۲۰۱۴ به ۲۶۳۵۶ هزارتن خواهد رسید و این در حالی است که صادرات بقیه کشورها تغییری محسوس نخواهد کرد. بنابراین، به نظر می‌رسد قدرت این کشور در بازار جهانی شکر افزایش یابد، چنانچه تولید سوخت از نیشکر در این کشور افزایش یابد احتمال افزایش قیمت‌های جهانی شکر در آینده، دور از انتظار نخواهد بود.

کاربرد آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای سری‌های قیمت وارداتی و داخلی شکر تأیید کرد که این سری‌ها ایستا از درجه یک می‌باشند (جدول ۲).

با توجه به این که سری‌های زمانی قیمت، ایستا از درجه یک می‌باشند، می‌توان از روش یوهانسون^۱ برای آزمون اینکه آیا یک ترکیب (رابطه ی خطی) از متغیرها که ایستا می‌باشد، وجود دارد، استفاده کرد. روش هم‌جمعی یوهانسون فرضیه صفر که هیچ رابطه هم‌جمعی وجود ندارد را در برابر فرضیه وجود رابطه هم‌جمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. این روش شامل کاربرد آماره‌های Value Eigen-Max و Trace می‌باشد. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون برای متغیرهای قیمت

¹ Juselius & Iohansen, 1990

داخلی و قیمت وارداتی در پیوست نشان داده شده است. بر اساس نتایج جدول ۳، مقادیر آماره Value Eigen-Max و Trace در سطح ۵ درصد از مقدار بحرانی بیش تر است. بدین ترتیب فرضیه صفر (عدم وجود رابطه بلند مدت) در سطح ۵ درصد رد می شود. در مرحله بعد فرضیه صفر (وجود حداقل یک رابطه بلندمدت) مورد آزمون قرار می گیرد. این بار مقادیر هر دو آماره از مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد کم تر بوده، یعنی فرضیه صفر وجود دست کم یک رابطه بلندمدت در سطح ۵ درصد پذیرفته می شود. بنابراین، می توان گفت که دست کم یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای قیمت داخلی و وارداتی شکر وجود دارد (جدول ۳).

پیش از برآورد الگوی انتقال قیمت در بازار واردات شکر ایران باید جهت علیت بین سری های قیمت در این بازار تعیین شود. به همین دلیل، آزمون علیت گرنجر برای تعیین جهت علیت بین قیمت های وارداتی و داخلی انجام شد. نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول ۴ ارایه شده است. بر اساس این جدول، وقتی آزمون علیت گرنجر از قیمت وارداتی به قیمت داخلی بررسی می شود، فرضیه قیمت وارداتی علیت گرنجر قیمت داخلی نمی باشد در سطح یک درصد رد می شود (با توجه به مقدار آماره F و احتمال مشاهده شده در جدول ۵، اما فرضیه صفر قیمت داخلی علیت گرنجر قیمت وارداتی نمی باشد، با توجه به کوچک بودن مقدار آماره F محاسباتی (۰/۴۹) پذیرفته می شود. بنابراین، می توان نتیجه گرفت که یک رابطه علیت گرنجر یک طرفه از قیمت وارداتی به قیمت داخلی وجود دارد نه یک رابطه علیت دو طرفه.

نتایج بدست آمده از برآورد الگوی انتقال قیمت در جدول ۵ نشان داده شده است.

بزرگ تر بودن ضریب متغیر وقفه انحرافات مثبت از قدرمطلق ضریب متغیر وقفه انحرافات منفی نشان می دهد که تعدیلات افزایشی قیمت از وارداتی به داخلی سریع تر از تعدیلات کاهشی آن منتقل می شود. همچنین، آزمون بررسی نبود تقارن در سرعت انتقال قیمت با استفاده از آزمون والد نیز نشان می دهد که فرضیه صفر تقارن در سرعت انتقال پذیرفته نمی شود، به عبارت دیگر افزایش ها و کاهش های قیمت وارداتی شکر در همه دوره ها به یک اندازه به قیمت داخلی این کالا منتقل نمی شود. همچنین، اثر تغییر قیمت وارداتی، صرف نظر از جهت تغییر (افزایش یا کاهش) مدت زمانی مشخص طول می کشد تا در قیمت داخلی مشاهده شود. یعنی سرعت انتقال قیمت از وارداتی به داخلی نامتقارن است.

آماره R^2 معادل ۹۰ درصد و نیز سطوح معنی داری ضرایب متغیرها نشان می دهند که متغیرهای توضیحی وارد شده در الگو، تغییرات متغیر وابسته را به خوبی توضیح می دهند. همچنین، آماره دوربین-واتسون حاکی از عدم مشکل خودهمبستگی در الگوی برآورده شده، بود. آماره جارکو-برا نیز نشان داد که اجزای اخلاص الگو، توزیع نرمال دارد. همچنین، آزمون شکست

ساختاری برای مدل برآوردی نشان داد که در فاصله سال‌های تا شکست ساختاری اتفاق افتاده است. بنابراین، یک متغیر مجازی که مقدار آن برای مشاهدات دوران شکست ساختاری، یک و برای سایر مشاهدات صفر است، به مدل اضافه شد. فرضیه صفر مبتنی بر تساوی ضرایب و با استفاده از آزمون والد نشان می‌دهد که ضرایب از لحاظ آماری با هم اختلاف معنی‌داری دارند. در نتیجه، فرضیه صفر (وجود تقارن) رد شده و انتقال قیمت‌ها در بازار واردات از قیمت وارداتی به داخلی، نامتقارن است و هرگونه افزایش یا کاهش در قیمت وارداتی عیناً به قیمت داخلی منتقل نمی‌شود. این انتقال نامتقارن قیمت مثبت بوده که به معنای واکنش قوی‌تر قیمت شکر در ایران به افزایش قیمت وارداتی این محصول، نسبت به کاهش قیمت وارداتی است. نبودتقارن مثبت برای مصرف‌کنندگان نامطلوب است.

برای محاسبه مقدار تمرکز بازار از شاخص هرفیندال-هیرشمن استفاده شده است. هر چه این شاخص بزرگ‌تر باشد، مقدار تمرکز بیشتر بوده و رقابت کمتری در صنعت وجود دارد و برعکس. در این مطالعه الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به داخلی بیانگر وجود نبودتقارن در مکانیزم انتقال قیمت در بازار واردات شکر ایران می‌باشد. لذا، با توجه به نتیجه‌ی انتقال نامتقارن در بازار واردات، در این بخش به بررسی دلیل اصلی آن یعنی وجود قدرت بازاری پرداخته می‌شود. برای اندازه‌گیری تمرکز بازار از متغیر "مقدار واردات" به عنوان متغیر سنجش تمرکز استفاده شده و همچنین، برای ارزیابی تمرکز از دو شاخص آماری "نسبت تمرکز n کشور" و "شاخص هرفیندال-هیرشمن" (HHI) در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۱ استفاده می‌شود (جدول ۶ و نمودار ۲). با توجه به نتایج جدول ۶، کم‌ترین مقدار انحصار یا کم‌ترین مقدار تمرکز بازار در سال ۱۳۷۳ و برابر با ۱۰۵۳ بوده است. از سوی دیگر، بیشترین مقدار انحصار یا بیشترین مقدار تمرکز بازار در سال ۱۳۸۹ و برابر با ۵۳۸۶ بوده است. در مجموع، میانگین مقدار تمرکز بازار از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ عدد ۲۸۹۹ می‌باشد. این اعداد نشان می‌دهد که وضعیت انحصار کشور ثابت نداشته است و بازار با تمرکز متوسط به بالا و بنابراین انحصاری است. همچنین، همانطور که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود، مقدار انحصار در طول زمان نوسانات زیادی داشته، ولی در مجموع این روند صعودی بوده است. به بیان دیگر، در طول زمان شدت رقابتی بودن بازار واردات شکر ایران کاهش و انحصاری بودن آن افزایش داشته است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از برآورد الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به قیمت داخلی بیانگر نبودتقارن قیمتی در بازار واردات می‌باشد. لذا، کشورهای صادرکننده شکر به ایران از راه انتقال نامتقارن

افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت وارداتی به قیمت داخلی، حاشیه بازار را افزایش و منافعی کسب می‌کنند.

با توجه به یافته‌های تحقیق بین قیمت وارداتی در داخل و قیمت شکر تولید داخل در ایران رابطه‌ای بلندمدت وجود دارد. تحلیل این موضوع بدین نحو خواهد بود که در شرایط نرمال، قیمت وارداتی با احتساب قیمت جهانی و دیگر عوامل از جمله تعرفه، بیمه، هزینه حمل و نقل و سود متعارف واردکننده تشکیل می‌شود و بر این اساس، روند آن همگام با روند نوسانات قیمت جهانی خواهد بود، در صورتی که قیمت وارداتی شکر در ایران هم تحت تاثیر عوامل فوق و هم تحت تأثیر سیاست‌ها و ساختار تورمی داخل کشور است.

نتیجه دیگر حاصل از این الگو بیان‌کننده این مطلب می‌باشد که متغیر قیمت شکر وارداتی تأثیر زیادی در چگونگی روند حرکتی قیمت داخلی شکر دارد. نتایج محاسبه شاخص‌های تمرکز زیاد و ساختار انحصاری بازار واردات شکر ایران می‌باشد که نشان می‌دهد نفوذ در این بازار به سادگی امکان‌پذیر نیست و کشورهای عمده فعال در آن به راحتی بر سر تعیین قیمت و مقدار، همکاری و توافق دارند. لذا، با توجه به این نکته که یکی از دلایل اصلی نبود تقارن قیمتی در بازار واردات شکر وجود قدرت بازاری کشورهای صادرکننده شکر بوده که منجر به افزایش بالای قدرت چانه‌زنی آن‌ها شده است، پیشنهاد می‌شود تا ورود تعداد زیادی کشور به جمع صادرکنندگان شکر به ایران، از قدرت انحصاری آن‌ها کاسته شده و با این کار دست‌کم توانست قیمت وارداتی شکر به ایران را با قیمت جهانی آن برابر کرد. این نتایج مشابه نتایج پژوهش‌های داخلی از جمله فرج‌زاده و همکاران (۱۳۸۸) برای محصول پسته، قدمی کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹) برای محصول گوشت مرغ و فرج‌زاده و اسماعیلی (۱۳۸۹) برای محصول پسته می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت که قیمت وارداتی بر قیمت داخلی اثرگذار است و از آن‌جا که یک عامل موثر بر قیمت تمام شده وارداتی، مقدار تعرفه می‌باشد، لذا، پیشنهاد می‌شود که طراحی نظام تعرفه‌ای مناسب، که در مدیریت این بازار بسیار حائز اهمیت است، مورد توجه قرار گیرد. در ضمن بمنظور تعدیل نوسانات قیمت و درجهت تنظیم بازار و با توجه به نیاز داخلی کشور به بخشی از واردات و به استناد تجارب کشورهای گوناگون، استفاده از ابزار سهمیه تعرفه ای از راهکارهای دیگری است که در مدیریت بازار این محصول می‌تواند نقش قابل توجهی ایفا کند.

هم‌چنین، با توجه به تجربیات جهانی و سیاست‌های بازار داخلی یاد شده، موارد زیر برای اصلاح بازار داخلی شکر پیشنهاد می‌شود:

- با توجه به تورم داخلی، روند انحراف نرخ ارز، وضعیت قیمت‌های داخلی و جهانی و ضرورت تداوم و افزایش تولید داخلی پیشنهاد می‌شود.

- با توجه به تجربه ناموفق کشور در واردات سهمیه‌ای شکر به وسیله دولت، تلاش شود اجرای آن به وسیله دیگر روش‌ها مانند مجوز مبتنی بر تقاضا و توسط بخش خصوصی صورت پذیرد.
- نظر به ضرورت وجود تعادل پایدار در بازار شکر، ذخایر استراتژیک برای این محصول ایجاد شود.
- ارتباط و پیوستگی بالای قیمت شکر با قیمت مصوب چغندر و نیشکر در نظر گرفته شود و در تعیین قیمت این کالاها و شکر به تورم داخلی نیز توجه شود.

منابع

- آل نبی املشی، س. کاظم نژاد، م. و برابری، ع. (۱۳۹۱). تجزیه و تحلیل نحوه انتقال قیمت و ارتباط قیمت شکر داخلی و وارداتی در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۸۴: ۱۷۶-۱۶۱.
- بخشوده، م. (۱۳۷۸). انتقال قیمت های جهانی به بازار های داخلی محصولات کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی ۲: ۳-۱۹.
- فرج زاده، ز. و اسماعیلی، ع.ا. (۱۳۸۹). تحلیل انتقال قیمت در بازار جهانی پسته. اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۱۱۸(۷۱): ۹۸-۶۹.
- قدمی کوهستانی، م. نیکوکار، ا. و دوراندیش، ا. (۱۳۸۹). الگوی آستانه ای انتقال قیمت در بازار مرغ ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی ۲۴(۳): ۳۸۴-۳۹۲.
- قهرمان زاده، م. و فلسفیان، آ. (۱۳۸۶). انتقال نامتقارن قیمت در قیمت در بازار گوشت ایران، پنجمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی. زاهدان.
- وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۶. معاونت امور تولیدات گیاهی. برنامه پیشنهادی سازماندهی بازار شکر.

References

- Acquah, H.G., & Lecturer, S. (2012). A threshold Cointegration Analysis of Aaymmetric Adjustment in the Ghanaian Maiez Markets, University of Cape Coast. Cape Coast. Ghana. 21-26.
- Brorson, B.W., Chavas, J.P., Grant, W.R., & Schanke, L.D. (1985). Marketing margins and price uncertainty: The Case of the U.S. Wheat Market. American Journal of Agricultural Economics. 67: pp. 521-28.
- Dutoit, L., Villafuerte. K. H. & Urrutia, C. (2009). Price transmission in Latin American maize and rice market, Department of Agricultural Economics and Rural Entwicklung, Universitt Gttingen, Germany: 1-46.

- Enders, W. & Granger, C.W. J. (1998). Unit-Root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business and Economics Statistics*. 16: 304-311.
- Frigon, M., Maurice, D., & Romain, R. (1999). Asymmetry in farm-retail price transmission in the northeastern fluid milk market, Food Marketing Policy Center. Research Report No. 45.
- Minot, N. (2011). Transmission of World Food Price Changes to Market in Sub-Saharan Africa. International Food Policy Research Institute. Discussion paper. Available at: <http://www.ifpri.org/cdmref/p15738coll2/id/124886/filename/124887.pdf>
- Rao, B.B. & G. Rao. (2005). Are US Gasoline Price Adjustments Asymmetric?, working Paper. Department of Economics, the University of the South Pacific.
- Robles, M. (2011). Price Transmission from International Agricultural Commodity Market to Domestic Food Price: Case Study in Asia and Latin America, International Food Policy Research Institute.
- V. Cramon-Taubadel, S. & Loy, J. P. (1999). The Identification of Asymmetric price Transmission, Processes with Integrated Time Series. *Jahrbucher fur Nationalokonomie und Statistik*. 218 (1+2): 85-106.
- Weitzel, E.B. & Bayaner, H. (2007). Spatial Price Transmission on the Turkish Wheat Market: A Non-linear Approach, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Republic of Turkey.

پیوست‌ها

جدول ۱- واردات، صادرات، مصرف و تولید شکر در سال‌های ۹۳-۱۳۷۱.

سال	واردات (تن)	مصرف (تن)	تولید (تن)	صادرات (تن)
۱۳۷۱	۷۳۸۴۰۲	۷۳۹۷۲۲	۱۳۷۴۲۰۰	۵۳۴۷۷
۱۳۷۲	۴۲۹۵۱۶	۴۲۹۳۰۳	۱۸۵۵۵۸۵	۲۰۶۸۵۵۲
۱۳۷۳	۵۶۶۷۱۵	۵۶۷۸۱۲	۱۸۶۷۷۷۰	۷۷۰۱۱۱
۱۳۷۴	۸۱۶۱۷۳	۸۱۷۸۵۵	۱۸۵۷۲۴۲	۱۷۴۴۳۱
۱۳۷۵	۸۵۲۳۸۰	۸۵۰۷۳۲	۱۸۵۸۵۴۷	۳۵۰۶۰۶۲
۱۳۷۶	۱۱۸۹۵۷۴	۱۱۹۰۱۴۱	۱۸۳۳۲۴۲	۱۲۶۶۵۳۴
۱۳۷۷	۸۷۱۵۱۶	۸۷۲۳۹۹	۲۰۵۸۹۵۷	۱۱۷۵۹۶۶
۱۳۷۸	۱۳۳۳۸۴۰	۱۳۳۱۳۵۳	۱۹۶۹۷۵۸	۴۴۵۷۰۰۷
۱۳۷۹	۹۶۳۶۱۸	۹۶۵۷۲۱	۲۲۳۵۹۳۴	۱۳۳۴۸۶
۱۳۸۰	۶۱۸۴۰۸	۶۱۹۶۸۵	۲۳۶۷۰۱۵	۱۰۸۹۷۷۰
۱۳۸۱	۸۲۵۳۶۵	۸۱۹۳۴۸	۳۱۹۵۴۳۱	۹۲۱۲۶۳۸
۱۳۸۲	۲۸۷۶۲۸	۲۸۹۵۷۰	۳۷۱۲۰۰۰	۱۷۷۰۱۲۶
۱۳۸۳	۱۸۹۶۰	۱۹۴۴۶۷	۵۱۹۶۰۰۰	۳۲۳۹۰۶
۱۳۸۴	۷۰۷۱۱۴	۷۱۲۸۲۵	۵۹۱۰۹۹۸	۱۹۹۸۱۷
۱۳۸۵	۲۵۲۶۲۴۹	۲۵۳۱۳۶۲	۵۵۳۰۴۲۵	۴۱۷۸۰۷
۱۳۸۶	۱۲۳۶۲۴۴	۱۲۴۰۴۳۲	۴۹۵۹۳۹۱	۷۷۱۰۶۱
۱۳۸۷	۱۱۰۱۹۳۸	۱۱۰۴۷۱۵	۵۳۱۴۸۲۵	۲۵۳۷۳۲۶
۱۳۸۸	۸۸۱۴۲۳۶	۸۸۱۷۵۶	۳۰۹۷۴۸۱	۲۷۷۷۲۸۷
۱۳۸۹	۱۶۸۴۹۴۱	۱۶۳۸۲۴۵	۲۸۲۳۰۵۲	۴۹۵۱۸۹۲۶
۱۳۹۰	۱۲۳۳۸۳۹	۱۱۸۴۵۵۲	۵۶۸۵۰۸۸	۵۴۹۷۱۶۲۹
۱۳۹۱	۱۶۸۱۲۶۰	۱۵۹۹۸۷۷	۵۸۵۰۰۰۰	۸۷۲۳۲۶۲۲
۱۳۹۲	۱۵۷۸۷۸۱	۱۵۷۸۱۷۰	۶۰۰۰۰۰۰	۶۶۱۰۵۴۹
۱۳۹۳	۸۲۶۸۸۵	۷۸۵۶۱۰	۶۲۰۰۰۰۰	۴۷۴۷۵۰۳۹

ماخذ: سازمان حمایت از مصرف کننده و تولیدکننده، انجمن صنفی کارخانجات قند و شکر

جدول ۲- نتایج آزمون ایستایی سری زمانی (ADF).

نام سری	آماره ^t	سطح ۱ درصد	سطح ۵ درصد	سطح ۱۰ درصد
قیمت وارداتی	-۱/۴۹	-۳/۷۶	-۳/۰۰	-۲/۶۴
قیمت داخلی	۱/۹۲	-۳/۸۵	-۳/۰۴	-۲/۶۶
قیمت وارداتی با یک بار	-۳/۹۰	-۳/۷۸	-۳/۰۱	-۲/۶۴
دیفرانسیل گیری				
قیمت داخلی با یک بار دیفرانسیل گیری	-۰/۳۲	-۳/۸۵	-۳/۰۴	-۲/۶۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای قیمت داخلی و وارداتی شکر ایران.

فرضیه صفر	Value Eigen	آماره ی Trace	مقدار بحرانی (سطح ۵ درصد)
رابطه بلندمدتی وجود ندارد ($r=0$)	۰/۷۰	۸۷/۲۸	۴۹/۱۵
حداکثر یک رابطه بلندمدت وجود دارد. ($r < I$)	۱۵/۰	۳/۵۶	۳/۸۴

فرضیه صفر	Value Eigen	آماره ی Eigen-Max	مقدار بحرانی (سطح ۵ درصد)
رابطه بلندمدتی وجود ندارد ($r=0$)	۰/۷۰	۳۰/۲۵	۲۶/۱۴
حداکثر یک رابطه بلندمدت وجود دارد. ($r < I$)	۱۵/۰	۳/۵۶	۳/۸۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج بررسی جهت علیت در بازار واردات شکر ایران.

احتمال	آماره ی F	فرضیه صفر
۰/۰۱	۵/۶۱	قیمت وارداتی (PI) علیت گرنجر قیمت داخلی (PD) نمی باشد.
۰/۶۱	۰/۴۹	قیمت داخلی (PD) علیت گرنجر قیمت داخلی (PI) نمی باشد.

ماخذ: یافته های پژوهش

جدول ۵- نتایج الگوی انتقال قیمت شکر (متغیر وابسته: تغییر قیمت داخلی نسبت به دوره گذشته).

احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب متغیر	متغیر
۰/۱۹	-۱/۴۲	۲۵۶/۹۹	-۳۶۵/۹۳	عرض از مبدأ
۰/۳۸	-۰/۹۲	۰/۵۲	-۰/۴۸	تغییرات افزایش قیمت داخلی با یک وقفه
۰/۰۰۱۳	۴/۵۹	۰/۴۱	۱/۸۷***	تغییرات افزایش قیمت داخلی با دو وقفه
۰/۰۶	۲/۱۶	۰/۵۲	۱/۱۳*	تغییرات افزایش قیمت داخلی با سه وقفه
۰/۲۳	-۱/۳۰	۳۸۰۰/۳۵	-۴۹۳۰/۳۳	تغییرات افزایش قیمت وارداتی با یک وقفه
۰/۰۲۹	۲/۶۰	۳۶۴۹/۳۳	۹۴۹۶/۳۵**	تغییرات افزایش قیمت وارداتی با دو وقفه
۰/۰۲	۲/۷۰	۰/۷۴	۲/۰۱**	مقادیر منفی جزء اخلاص با یک وقفه
۰/۰۴	-۲/۴۳	۰/۹۰	-۲/۱۸**	مقادیر منفی جزء اخلاص با دو وقفه
۰/۹۹	۰/۰۰۹	۰/۸۶	۰/۰۰۸	مقادیر مثبت جزء اخلاص با یک وقفه
۰/۲۵	-۱/۲۲	۰/۵۶	-۰/۶۹	مقادیر مثبت جزء اخلاص با سه وقفه
			۰/۹۵	ضریب تعیین
			۰/۹۰	ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۴۲	دوربین واتسون		۱۸/۰۶	آماره F
			۰/۰۰۰۰۹۹	احتمال

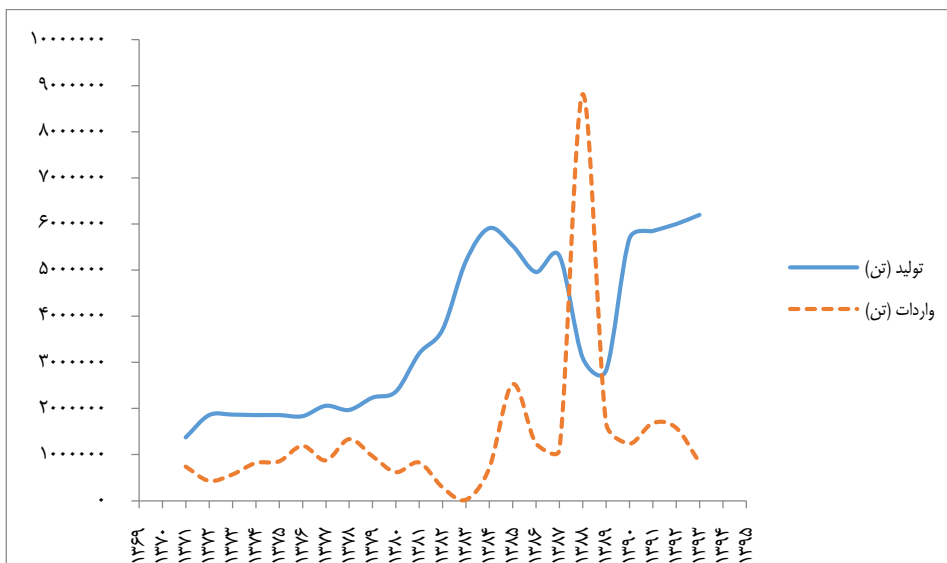
ماخذ: یافته های پژوهش

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

جدول ۶- نسبت‌های تمرکز و شاخص هرفیندال-هیرشمن در بازار واردات شکر ایران در سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۹۳.

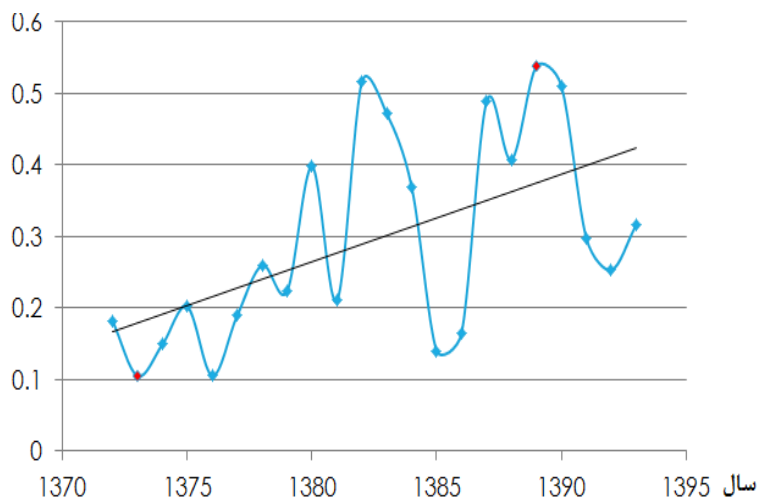
شاخص	تعداد کشور	کشور	CR2	CR1	سال
۱۴۳۳	۲۰	امارات و تایلند	۲۲	۱۶	۱۳۷۱
۱۸۲۴	۱۶	برزیل و فرانسه	۱۳	۳۵	۱۳۷۲
۱۰۵۳	۲۰	برزیل و امارات	۱۳	۲۰	۱۳۷۳
۱۴۹۴	۱۳	فرانسه و تایلند	۲۰	۱۹	۱۳۷۴
۲۰۲۱	۱۴	فرانسه و تایلند	۳۹	۱۱	۱۳۷۵
۱۰۵۴	۱۶	برزیل و فرانسه	۱۶	۱۶	۱۳۷۶
۱۹۰۰	۱۳	برزیل و آفریقای جنوبی	۲۱	۳۲	۱۳۷۷
۲۶۰۱	۱۸	برزیل و آفریقای جنوبی	۱۶	۴۶	۱۳۷۸
۲۲۳۷	۱۵	برزیل و آفریقای جنوبی	۳۲	۲۸	۱۳۷۹
۳۹۷۹	۱۴	برزیل و امارات متحده عربی	۲۵	۹۰	۱۳۸۰
۲۱۰۴	۲۰	برزیل و امارات متحده عربی	۲۰	۳۴	۱۳۸۱
۵۱۶۱	۱۱	برزیل و امارات متحده عربی	۲۸	۶۶	۱۳۸۲
۴۷۱۹	۹	برزیل و امارات متحده عربی	۲۰	۶۴	۱۳۸۳
۳۶۸۹	۱۵	برزیل و استرالیا	۱۵	۵۷	۱۳۸۴
۱۴۰۱	۲۳	برزیل و امارات متحده عربی	۱۵	۲۴	۱۳۸۵
۱۶۵۴	۱۳	امارات و سوئیس	۱۵	۳۱	۱۳۸۶
۴۸۸۵	۱۲	امارات و سوئیس	۱۸	۶۹	۱۳۸۷
۴۰۷۳	۷	برزیل و امارات	۵۷	۲۷	۱۳۸۸
۵۳۸۵	۹	امارات و سوئیس	۱۴	۷۱	۱۳۸۹
۵۱۱۰	۶	امارات و سوئیس	۳۵	۶۲	۱۳۹۰
۲۹۸۱	۹	امارات و سوئیس	۳۷	۳۴	۱۳۹۱
۲۵۳۰	۹	برزیل و امارات	۴۰	۲۰	۱۳۹۲
۳۱۶۳	۹	برزیل و امارات	۴۷	۲۱	۱۳۹۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱- روند تولید و واردات شکر ایران در سال‌های ۹۳-۱۳۷۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲- روند تمرکز انحصار در بازار شکر وارداتی.

ماخذ: یافته‌های پژوهش