Archive of SID

اقتصاد کشاورزی/ جلد ٤/ شماره‌ی ۳/ صفحه‌های ۲۰۹-۱۸۵

ساختار بازار و انتقال قیمت در بازار جهانی ذرت

فرزانه طاهری، رضا مقدسی و سید نعمت‌اله موسوی*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۸/۲۲

چکیده

در سه دهه‌ی گذشته بر خلاف این که تولید داخلی ذرت سالانه ۱۲/۶ درصد رشد داشته است اما واردات نیز به دلیل افزایش تقاضا همواره در حال رشد بوده است. وجود چنین شرایطی اهمیت شناخت بازار جهانی ذرت را آشکار می‌کند. این مطالعه با هدف بررسی ساختار بازار جهانی ذرت و هم‌چنین الگوی انتقال قیمت میان بازار جهانی و بازار داخل صورت گرفت. بررسی ساختار بازار جهانی ذرت با استفاده از شاخص‌های تمرکز و برای دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ انجام شد. در بیش‌تر سال‌ها بیش از ۵۰ درصد بازار ذرت در اختیار ایالات متحده بوده است. هر چند که در دوره‌ی یاد شده، تمرکز در بازار جهانی ذرت تا اندازه‌ای کاهش یافته است اما مشخص شد که بازار جهانی ذرت دارای ساختار انحصاری چندجانبه‌ی بسته است. بررسی رابطه‌ی علی میان بازارها نشان داد که رابطه‌ای یک‌طرفه از بازار جهانی به بازار داخل وجود دارد. یافته‌های حاصل از آزمون انتقال قیمت برای دوره‌ی ۸۴-۱۳۵۳ نیز نشان داد که انتقال قیمت از بازار جهانی به بازار داخل در بلندمدت متقارن اما در کوتاه‌مدت نامتقارن است که طی آن میزان انتقال افزایش قیمت بازار جهانی به بازار داخل بیش‌تر از انتقال کاهش قیمت است. انتقال افزایش قیمت جهانی ذرت به بازار داخل می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های تولید در صنعت پرورش طیور و سرانجام نیز موجب افزایش مخارج خانوارها شود.

طبقه بندی JEL: Q11، E30، D40

واژه‌های کلیدی: ساختار بازار، انتقال قیمت، ذرت

*به ترتیب دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

Email: mousavi_sn@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

الگوی مصرفی گوشت خانوارهای ایران نشان می‌دهد که در سه دهه‌ی گذشته مصرف گوشت مرغ بیش از دیگر انواع گوشت در حال افزایش بوده است. مطالعه‌ی عزیزی و ترکمانی (۱۳۸۰) نیز نشان داد که در دوره‌ی ۷۹-۱۳۵۹ سهم مخارج گوشت مرغ در میان انواع گوشت در حال افزایش بوده و الگوی مصرف به سوی گوشت مرغ متمایل شده است. به همین ترتیب میزان مصرف ذرت نیز به عنوان نهاده‌ی اصلی در تولید گوشت مرغ رو به افزایش بوده است. در سه دهه‌ی گذشته برخلاف این که تولید داخلی ذرت، سالانه ۱۲/٦ درصد رشد داشته؛ اما واردات نیز به دلیل افزایش تقاضا همواره در حال رشد بوده و در همین مدت واردات ذرت نیز در حدود ٦/۵ درصد رشد یافته است. در سال در بیش از نیمی از دوره‌ی یاد شده، قیمت واقعی ذرت وارداتی رو به افزایش بوده است (فائو[1]، ۲۰۰۵). تغییر قیمت جهانی ذرت افزون بر بازار داخلی ذرت - با توجه به اهمیت بالای آن در صنعت پرورش طیور – می‌تواند به عنوان یک نهاده‌ی مهم، آثار رفاهی زیادی در بازار گوشت مرغ و هم‌چنین انواع دیگر گوشت به دنبال داشته باشد. بر همین اساس لازم است به شرایط تولید، تجارت، ساختار بازار جهانی، قیمت جهانی ذرت و هم‌چنین چه‌گونگی تغییرات این متغیرها بیش‌تر توجه شود. در خصوص اهمیت بررسی بازار ذرت دو نکته دارای اهمیت است. وابستگی ایران به ذرت وارداتی در تامین کالای حیاتی و مهم گوشت مرغ و هم‌چنین تسلط برخی کشورها مانند ایالات متحده و فرانسه بر بازار جهانی ذرت که همواره بیش از ٦۰ درصد این بازار را در اختیار داشته‌اند (فائو، ۲۰۰۵). وجود چنین ساختار غیررقابتی موجب اعمال قدرت توسط کشورهای عمده‌ی صادرکننده‌ی این محصول و بهره‌برداری انحصاری از بازار جهانی و مهار فرآیند انتقال قیمت به بازار کشورهای واردکننده‌ی کوچک مانند ایران می‌شود. از این رو شناخت ساختار بازار جهانی این محصول و الگوی تاثیرپذیری قیمت بازار داخل از بازار جهانی می‌تواند بسیار مهم باشد.

1-FAO

www.SID.ir

Archive of SID

تحلیل ساختار بازار داخلی و صادراتی محصولات کشاورزی همواره مورد توجه مطالعات بوده است. در میان محصولات صادراتی نیز محصولات مهمی چون زعفران، فرش دست‌باف و پسته بیش از محصولات دیگر مورد توجه بوده است. یافته‌های مطالعه‌ی عزیزی (۱۳۸۳)، نشان داد که بازار جهانی زعفران از ساختار انحصار چندجانبه‌ی بسته[1] برخوردار است. حسینی و پرمه (۱۳۸۳)، نیز با استفاده از شاخص‌های تمرکز و هرفیندال نشان دادند که ساختار بازار جهانی فرش دست‌باف دارای ساختار انحصاری چندجانبه‌ی بسته است. خدادادکاشی و شهیکی تاش (۱۳۸٤)، در مطالعه‌ای نسبتا جامع بازار جهانی اغلب محصولات صادراتی را بررسی کردند. براساس یافته‌های این مطالعه، ساختار بازار جهانی پسته، فرش دست‌باف، زعفران، خرما و کشمش با درجه‌ی تمرکز بالا برآورد شد. میزان تمرکز در بازارهای خاویار، انگور و سیب نیز در حد متوسط ارزیابی شد. البته در مورد دیگر کالاها که به طور عمده نیز کالاهای بازار داخل و غیرکشاورزی را شامل می‌شود ساختار بازار مورد توجه قرار گرفته است. از جمله گرجی و ساداتیان (۱۳۷۹) بازار یخچال خانگی را یک بازار با تمرکز بالا عنوان کردند. برخلاف توجه به ساختار بازار کالاهای داخل و صادراتی، به بازار کالاهایی که ایران واردکننده‌ی آن‌ها است توجهی نشده است. شناخت ساختار بازار از این جهت دارای اهمیت است که می‌تواند پی‌آمد مهمی در فرآیند تشکیل و انتقال قیمت بر جای بگذارد. اثر ساختار بازار در فرآیند انتقال قیمت به صورت تقارن یا نبود تقارن در انتقال بروز می‌کند؛ به این معنا که سرعت و میزان انتقال قیمت از بازار جهانی به بازار داخل و یا میان بازارهای مختلف بسته به این که قیمت در بازار مبدا افزایش و یا کاهش پیدا کند، متفاوت است (میر و ون کرامون تائوبادل[2]، ۲۰۰٤). مطالعه‌ی پلتزمن[3] (۲۰۰۰) که برروی تعداد ۲۸۲ کالا و از جمله ۱۲۰ کالای کشاورزی انجام شد نشان داد که انتقال قیمت میان بازارها نامتقارن است. مطالعه‌ی عبدولای[4] (۲۰۰۰) نیز در بازار ذرت غنا انتقال نامتقارن را تایید کرد. آگویر و سانتانا[5] (۲۰۰۲) در مرور

1-Tight Oligopoly
2- Meyer and Von Cramon-Taubadel
3- Peltzman
4- Abdulai
5- Aguiar and Santana

www.SID.ir

Archive of SID

کلی مطالعات مربوط به محصولات کشاورزی، فرآیند انتقال قیمت نامتقارن را معمول‌تر از انتقال متقارن آن دانستند. در میان مطالعات داخل نیز انتقال قیمت در بازار خرده‌فروشی و سرمزرعه‌ی گوشت مرغ (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵) و گوشت قرمز (حسینی و قهرمان‌زاده، ۱۳۸۵) و هم‌چنین انتقال قیمت میان بازار جهانی و بازار داخلی پسته (حسینی و دوراندیش، ۱۳۸۵) نامتقارن ارزیابی شد. وجود ساختار بازار غیررقابتی و قدرت بازار منجر به انتقال نامتقارن قیمت میان بازارها می‌شود (میر و ون کرامون تائوبادل، ۲۰۰٤). در مطالعه‌ی پلتزمن (۲۰۰۰) نیز بر وجود چنین منشایی از انتقال نامتقارن تاکید شد. در اغلب مطالعات که در حوزه‌ی تجارت انجام شده است ساختار بازار به منظور تحلیل قدرت بازار صادرکننده مورد بررسی قرار گرفته است. در حالتی واردکنندگان نیز می‌توانند با اعمال قدرت در بازار منجر به انتقال نامتقارن قیمت شوند و نمونه‌ای از این گونه مطالعات در بازار وانیل دیده می‌شود. در این بازار، ایالات متحده هر چند با تعداد محدودی صادرکننده روبه‌رو است که دارای سهم بالایی هستند؛ اما با توجه با این که بیش از نیمی از واردات به این کشور تعلق دارد توانسته است بازار را در مهار و کنترل خود قرار دهد (راکوتوآریسوا و شاپوری[1]، ۲۰۰۱). توزیع رفاه تحت شرایط انتقال نامتقارن قیمت در مقایسه با حالت متقارن، متفاوت خواهد بود. در صورتی که فرآیند انتقال قیمت متقارن نباشد ممکن است مصرف‌کنندگان از اصلاحات سیاست‌گذاری در کشاورزی آن گونه که انتظار می‌رود، بهره‌مند نشوند. هم‌چنین اگر انتقال نامتقارن قیمت ناشی از قدرت بازار باشد (که به طور معمول نیز این گونه است) زیان‌های رفاهی به دنبال خواهد داشت (میر و ون کرامون تائوبادل، ۲۰۰٤). با توجه به آن چه در مورد اهمیت بازار ذرت عنوان شد و هم‌چنین با نگاه به اهمیت فرآیند انتقال قیمت، هدف این مطالعه بررسی ساختار بازار جهانی ذرت و هم‌چنین تحلیل الگوی انتقال قیمت میان بازار جهانی و بازار داخلی این محصول است.

1- Rakotoarisoa and Shapouri

www.SID.ir

Archive of SID

روش تحقیق

در این بخش نخست شاخص‌های مورد استفاده در تحلیل ساختار بازار جهانی ذرت و سپس روابط مورد استفاده در تحلیل الگوی انتقال قیمت ارایه شده است.

تعداد خریداران و فروشندگان در هر بازار از مهم‌ترین خصوصیات سازمانی بازار است. از همین رو است که تلاش‌های زیادی در جهت ارایه‌ی شاخص‌های مبتنی بر تمرکز در بازار صورت گرفته است. در مجموع، براساس شاخص‌های مبتنی بر تمرکز هم تعداد فعالان در بازار و هم توزیع بازار میان آن‌ها دارای اهمیت است. شاخص سهم بزرگ‌ترین بنگاه بازار، سهم چهار بنگاه بزرگ و هم‌چنین شاخص هرفیندالó هیرشمن از جمله‌ی این شاخص‌ها هستند. شاخص‌های دیگری نیز مانند شاخص هانیóکی، شاخص آنتروپی مرتبه‌ی اول شانن، شاخص انحراف معیار لگاریتمی نیز وجود دارد؛ اما شاخص‌های سهم بزرگ‌ترین بنگاه در بازار(CR1)[1]، سهم چهار بنگاه بزرگ (CR4)[2] و هم‌چنین شاخص هرفیندال ó هیرشمن (HHI)[3] و بویژه دو شاخص CR4 و HHI دارای ویژگی‌های مطلوب‌تری نسبت به دیگر شاخص‌ها هستند. این دو شاخص با اصول تمرکز سازگاری بیش‌تری دارند (خدادادکاشی و شهیکی تاش، ۱۳۸٤). هم‌چنین مبتنی بر تئوری اقتصادی هستند (هنا و کی[4]، ۱۹۷۷؛ کلارک و دیویس[5]، ۱۹۷۲). نکته‌ی دیگری که در مورد شاخص HHI وجود دارد این است که از اطلاعات تمامی کشورهای حاضر در بازار استفاده می‌کند. این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$HHI = \sum_{i=1}^{k} S_i^2 \qquad (1)$$

1-Concentration Ratio of the Largest Company
2-Concentration Ratio of the Largest 4 Companies
3- Herfindahl-Hirschman Index
4- Honna and Kay
5- Clark and Davis

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن HHI شاخص هرفیندال ó هیرشمن، S_i سهم کشور i از بازار به صورت درصد و k تعداد کشورهای فعال در بازار است. بر اساس طبقه بندی تیرول[1] (۲۰۰۲) با استفاده از این شاخص می‌توان در مورد تمرکز بازار به صورت زیر قضاوت کرد:

مقادیر شاخص کم‌تر از ۱۰۰۰ به معنای بازار غیرمتمرکز است. اگر مقدار شاخص در دامنه‌ی ۱۸۰۰-۱۰۰۰ قرار داشته باشد بیانگر تمرکز متوسط و هم‌چنین مقادیر بالاتر از ۱۸۰۰ نیز حاکی از تمرکز شدید در بازار خواهد بود.

در مورد دو شاخص CR1 و CR4 نیز براساس طبقه‌بندی ارایه شده توسط مادالا و هم‌کاران[2] (۱۹۹۵) می‌توان به تشخیص ساختار بازار پرداخت. برای شاخص CR1 اگر مقادیر به دست آمده کم‌تر از ۱۰ درصد باشد بیانگر بازاری با ساختار رقابت انحصاری و مقادیر بالاتر از ۵۰ درصد نشان‌دهنده‌ی ساختار بازار انحصاری با بنگاه مسلط خواهد بود. هم‌چنین در مورد CR4 مقادیر بالاتر از ٤۰ درصد نشان‌دهنده‌ی بازار دارای ساختار انحصار چندجانبه‌ی باز و مقادیر بالاتر از ٦۰ درصد نشان‌دهنده‌ی انحصار چندجانبه‌ی بسته است.

به منظور آزمون الگوی انتقال قیمت در سال‌های اخیر تصریح وارد[3](۱۹۸۲) بیش‌تر مورد توجه و استفاده بوده است. این تصریح به صورت زیر است:

$$p_t^{D^*} = \alpha t + \sum_{j=1}^{k}(\beta_j^{+}\sum_{t=1}^{T} D^{+}\Delta p_{t-j+1}^{W}) + \sum_{j=1}^{L}(\beta_j^{-}\sum_{t=1}^{T} D_t^{-}\Delta p_{t-j+1}^{W}) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$\Delta p_t^{D} = \alpha + \sum_{j=1}^{k}(\beta_j^{+} D^{+}\Delta p_{t-j+1}^{W}) + \sum_{j=1}^{L}(\beta_j^{-} D_t^{-}\Delta p_{t-j+1}^{W}) + \gamma_t \qquad (۳)$$

تصریح بالا حالت تعمیم‌یافته‌ی الگوی هوک[4] (۱۹۷۷) است که در آن Δ عمل‌گر تفاضل مرتبه‌ی اول، p_t^{W} و p_t^{D} به ترتیب قیمت در بازار مبدا و بازار مقصد، β_i^{+} و β_i^{-} به ترتیب ضرایب مقادیر افزایشی و کاهشی قیمت بازار مبدا، K و L طول وقفه، ε_t و γ_t جمله‌های

1-Tirole
2- Madalla et al
3- Ward
4- Houck

www.SID.ir

Archive of SID

پس‌ماند و $p_t^{D^*}$ به صوت $p_t^D - p_0^D$ است. در معادله‌های بالا جمع بازگشتی تمامی تغییرات مثبت و منفی در قیمت مبدا به عنوان متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

تصریح بالا بدون توجه به ایستایی سری‌های مورد استفاده، ارایه شده است و در خصوص سری‌های ناایستا براساس رهیافت هم‌جمعی با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) که طی آن جمله‌های تعدیل نامتقارن وارد معادله می‌شود، می‌توان به تصریح مناسب‌تری برای آزمون انتقال قیمت نامتقارن دست یافت. برای آزمون هم‌جمعی نیز نخست رهیافت انگل و گرنجر مورد استفاده بوده است. بر اساس رهیافت انگل و گرنجر[1] (۱۹۸۷) و برای متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه که متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری ایستا شدند برای بررسی هم‌جمعی از رابطه‌ی زیر استفاده می‌شود:

$$p_t^D = \alpha + \alpha_1 p_t^W + \mu_t \qquad (٤)$$

که در آن p_t^W و p_t^D به ترتیب قیمت در بازار جهانی و بازار داخل و μ جمله‌ی پس‌ماند است. در ادامه‌ی این روش با استفاده از معادله‌ی زیر، ایستایی جمله‌های پس‌ماند بررسی می‌شود:

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (٥)$$

در گام بعد الگوی تصحیح خطا (ECM) شماره‌ی (٦) برآورد می‌شود که تغییرات در p_t^D را به تغییرات p_t^W و هم‌چنین اصطلاحاً جمله‌ی تصحیح خطا (ECT) مرتبط می‌کند. ECT انحراف از تعادل بلندمدت میان p_t^W و p_t^D را اندازه می‌گیرد، بنابراین قرار دادن آن در ECM به p_t^D اجازه می‌دهد تا نه تنها به تغییرات در p_t^W واکنش نشان دهد بلکه هرگونه تحریف از مقدار تعادلی بلندمدت را که ممکن است از دوره‌های گذشته بر جای مانده باشد نیز تصحیح کند.

$$\Delta p_t^{Dt} = \alpha + \sum_{j=1}^{k}(\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^W) + \sum_{j=1}^{L}(\beta_j^- D_t^- \Delta p_{t-j+1}^W) + \phi\ ECT_{t-1} + \gamma_t \qquad (٦)$$

1-Engle and Granger

www.SID.ir

Archive of SID

در رابطه‌ی بالا Δعمل‌گر تفاضل مرتبه‌ی اول، β_1^+ و β_1^- به ترتیب ضرایب مقادیر افزایشی و کاهشی قیمت بازار جهانی، ϕ ضریب عبارت تصحیح خطا K و L طول وقفه و γ_t جملات پس‌ماند است.

در تحلیل هم‌جمعی به روش انگل-گرنجر ایستایی جملات پس‌ماند با فرض تعدیل متقارن قیمت صورت می‌گیرد. در صورتی که عموما سرعت تعدیل به بالا و پایین با یک‌دیگر متفاوت است و ممکن است منجر به خطای تصریح شود (عبدولای، ۲۰۰۰). برای چنین شرایطی اندرس و گرنجر[1] (۱۹۹۸) الگوی خطای تصریح دیگری ارایه کرده‌اند که تحت آن هم‌جمعی ضمن در نظر گرفتن انتقال نامتقارن آزمون می‌شود. بر اساس این آزمون، انحراف از رابطه‌ی بلندمدت حاصل از رابطه‌ی (۵) به صورت یک فرآیند خودتوضیح آستانه‌ای (TAR[2]) به صورت رابطه‌ی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در رابطه‌ی بالا I_t شاخص Heaviside نامیده می‌شود و به صورت زیر بیان می‌شود (عبدولای، ۲۰۰۰):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} \prec 0 \end{cases} \qquad (۸)$$

افزون بر تابع (۷) فرآیند تعدیل به گونه‌ای در نظر گرفته شد که طی آن مقادیر تعدیل متاثر از دوره‌ی قبل نیز بود. بر این اساس شاخص یاد شده به صورت زیر تعریف می‌شود (عبدولای، ۲۰۰۰):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \prec 0 \end{cases} \qquad (۹)$$

استفاده از شاخص (۹) در مقایسه با شاخص (۸) بویژه وقتی که نبود تقارن به گونه‌ای است که تغییرات در یک جهت بیش‌تر از جهت دیگر است، بسیار مفید است (اندرس و

1-!Enders and Granger
2- Threshold Autoregressive

www.SID.ir

Archive of SID

گرنجر، ۱۹۹۸). در این حالت آزمون انحراف از رابطه‌ی بلندمدت به صورت یک فرآیند خودتوضیح آستانه‌ای-گشتاوری[1] (M- TAR) است.

بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی در الگوی TAR و M-TAR به ترتیب با استفاده از آماره‌های Φ_μو Φ^*_μ انجام گرفت که توسط اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) محاسبه شده است. در این آزمون، فرض عدم به صورت $\rho_1 = \rho_2 = 0$ یا نبود رابطه‌ی هم‌گرایی مورد آزمون قرار گرفت. در صورتی که رابطه‌ی هم‌جمعی تایید شود لازم است سری جملات پس‌ماند نیز به دو گروه مقادیر مثبت (ECT^+) و منفی (ECT^-) تقسیم شود.

به اعتقاد اندرس و گرنجر، (۱۹۹۸) تجزیه‌ی ECT به اجزای مثبت و منفی (یعنی انحراف مثبت و منفی از تعادل بلندمدت- ECT^+ و ECT^-) امکان آزمون کردن انتقال قیمت نامتقارن در بلندمدت را فراهم می‌کند. ECM مشتمل بر تغییرات p_t^W توام با وقفه و اجزای مثبت و منفی عبارت تصحیح خطا به صورت زیر خواهد بود (ون کرامون- تائوبادل و لوی[2]، ۱۹۹۶)

$$\Delta p_t^D = \alpha + \sum_{j=1}^{k}(\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^W) + \sum_{j=1}^{L}(\beta_j^- D_t^- \Delta p_{t-j+1}^W) + \phi^+ ECT_{t-1}^+ + \phi^- ECT_{t-1}^- + \gamma_t \qquad (۱۰)$$

از رابطه‌ی بالا برای آزمون انتقال در بلندمدت و کوتاه مدت به صورت توام استفاده می‌شودد. بر این اساس انتقال متقارن در کوتاه‌مدت به معنی برابری ضرایب β_j^+ و β_j^-خواهد بود. البته همان طور که میر و ون کرامون تایوبادل (۲۰۰٤) گفته‌اند، با استفاده از رابطه‌ی (۱۰) تنها می‌توان نبود تقارن در سرعت انتقال قیمت را اندازه گرفت و نه اندازه‌ی آن را. هم‌چنین برابری ضرایب عبارت تصحیح خطا یعنی ϕ^+ و ϕ^- بیانگر انتقال متقارن در بلندمدت خواهد بود.

داده‌های مورد استفاده در بررسی ساختار بازار شامل مقادیر فیزیکی و ارزش صادرات ذرت کشورهای عمده است که برای دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ و از پایگاه اطلاعاتی فائو به دست آمد. هم‌چنین داده‌های مورد استفاده در آزمون انتقال قیمت سری قیمت جهانی و داخلی ذرت است. گفتنی است که تبدیل قیمت جهانی ذرت به معادل ریالی همانند مطالعه‌ی حسینی و

---

1 Momentum-Threshold Autoregressive

2!- Von Cramon-Taubadel and Loy

www.SID.ir

Archive of SID

دوراندیش (۱۳۸۵) که برای تبدیل قیمت صادراتی پسته از نرخ ارز آزاد استفاده کردند، با استفاده از نرخ ارز آزاد صورت گرفت. قیمت جهانی نیز برای هر کشور، متوسط قیمت سرمرز است. در مطالعه‌ی احمد (۱۹۹۵) نیز قیمت جهانی برای کشور بنگلادش به صورت قیمت سرمرز در نظرگرفته شد. دوره‌ی مورد بررسی در تحلیل انتقال قیمت نیز شامل سال های ۸٤-۱۳۵۳ است. این داده‌ها نیز از پایگاه اطلاعاتی فائو و بانک مرکزی ایران به دست آمد.

نتایج و بحث

ساختار بازار جهانی ذرت

در جدول (۱) کشورهای مهم صادرکننده‌ی ذرت و هم‌چنین سهم هر یک از آن‌ها برای دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ ارایه شده است. همان طور که در این جدول نیز دیده می‌شود در تمام دوره‌ی مورد مطالعه، ایالات متحده دارای بالاترین سهم در صادرات ذرت بوده و با دیگر کشورها دارای اختلاف زیادی است. البته نگاه کلی به سهم صادرات ایالات متحده حاکی از وجود یک روند کاهشی نه چندان محسوس در سهم این کشور در صادرات کل جهان است. البته برخلاف این کاهش نسبی در سهم ایالات متحده تنها در سال‌های محدودی سهم آن کم‌تر از ۵۰ درصد بوده است و در بیش‌تر سال‌ها بیش از ۵۰ درصد بازار در اختیار این کشور قرار داشته است. در کل دوره نیز به طور متوسط حدود ۵۱ درصد از سهم صادرات جهانی ذرت به این کشور تعلق داشته است. متوسط ارزش صادرات ایالات متحده بالغ بر ۵/۱۱ میلیارد دلار بوده است. گفتنی است که ارقام سهم صادرات بر اساس ارزش صادرات محاسبه شده است.

در دوره‌ی منتخب پس از ایالات متحده، کشور فرانسه در رتبه‌ی دوم قرار دارد. متوسط سهم و ارزش صادرات این کشور به ترتیب ۱۵/۱ درصد و حدود ۱/۵ میلیارد دلار بوده است. البته در سال ۲۰۰۳ از نظر سهم صادرات، کشور چین بر فرانسه پیشی گرفته است. رتبه‌های سوم و چهارم سهم صادرات به چین و آرژانتین تعلق دارد. در نیمه‌ی اول دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ به طور عمده چین در رتبه‌ی سوم و آرژانتین در رتبه‌ی چهارم قرار داشته است؛ اما در نیمه‌ی دوم، سهم آرژانتین بیش از چین بوده است. به طور میانگین، سهم چین از بازار جهانی ذرت

www.SID.ir

Archive of SID

بیش از ۹ درصد و ارزش صادرات آن نیز به طور میانگین ۰/۸۸ میلیارد دلار بوده است. ارقام یاد شده برای آرژانتین نیز به ترتیب ۹ درصد و ۰/۹ میلیارد دلار است. از دیگر کشورها نیز می‌توان به آفریقای جنوبی، مجارستان، برزیل، تایلند، بلژیک و لوکزامبورگ اشاره کرد. از میان کشورهای یاد شده نقش برزیل و مجارستان در دوره‌ی یادشده در حال تقویت بوده است.

بر اساس آمار جدول (۱) دیده می‌شود که ساختار بازار جهانی ذرت یک ساختار غیررقابتی است و ایالات متحده به تنهایی بیش از نیمی از بازار را در اختیار دارد. همان طورکه در جدول (۲) نیز آمده است، در بیش‌تر سال‌ها ٤ کشور دارای سهم عمده‌ی صادرات، به تنهایی بیش از ۸۰ درصد از بازار را در اختیار داشته‌اند. نخست روندی کاهشی در ارزش صادرات ذرت در دوره‌ی ۱۹۹٤-۱۹۹۰ دیده می‌شود. پس از آن در سال‌های ۱۹۹۵ و ۱۹۹٦ به ترتیب بیش از ۲۸ درصد و بیش از ۱۵ درصد رشد در صادرات این محصول دیده می‌شود. پس از این رشد بالا، دوباره در سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۹۷ صادرات ذرت کاهش یافته است. دوباره در دوره‌ی ۲۰۰٤-۲۰۰۰ صادرات ذرت در حال رشد بوده است. میانگین ارزش صادرات ذرت بیش از ۱۰ میلیارد دلار است.

جدول (۱). کشورهای عمده‌ی صادرکننده‌ی ذرت و سهم آن‌ها در دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰

سال	رتبه‌ی اول		رتبه‌ی دوم		رتبه‌ی سوم		رتبه‌ی چهارم		رتبه‌ی پنجم		کل صادرات (هزار دلار)
	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	
۱۹۹۰	امریکا	٦٤/۷۱	فرانسه	۱۹/۳۳	چین	٤/۲۱	آرژانتین	۳/٤۳	تایلند	۱/٦۹	۹،٥۹۰،۸٦۹
۱۹۹۱	امریکا	٥٦/۰۸	فرانسه	۱٥/٤۷	چین	۹/٤۳	آرژانتین	٤/٤٦	تایلند	۱/٦۷	۹،۱۷٦،۹۰٤
۱۹۹۲	امریکا	٤۹/٥۰	فرانسه	۱۹/٤٦	چین	۱۲/۱۰	آرژانتین	٦/٤۸	مجارستان	۳/۳۰	۹،۸۱٦،۸٦٤
۱۹۹۳	امریکا	٥۰/٦۱	فرانسه	۱۹/۸۷	چین	۱۳/۰٦	آرژانتین	٥/۹٤	بلژیک و لوکزامبورگ	۱/۲۱	۸،۸۳۹،۷٥۳
۱۹۹٤	امریکا	٤۷/۹٥	فرانسه	۱۸/۹٦	چین	۱۰/۸۲	آرژانتین	٥/٦۳	آفریقای جنوبی	٥/۲۲	۸،۷۳۱،٤۳٥
۱۹۹٥	امریکا	٦۷/۳۳	فرانسه	۱٤/٦٥	آرژانتین	٦/۱۰	آفریقای جنوبی	۱/٥۰	بلژیک و لوکزامبورگ	۱/۱۲	۱۱،۱۹۰،٥۸٦
۱۹۹٦	امریکا	٦٦/۸۳	فرانسه	۱۲/٥۹	آرژانتین	۸/۸٤	آفریقای جنوبی	۲/۸۸	آفریقای جنوبی	۲/٤٥	۱۲،۹۰۸،۲٦٤

www.SID.ir

Archive of SID

ادامه جدول (۱). کشورهای عمده‌ی صادرکننده‌ی ذرت و سهم آن‌ها در دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰

سال	رتبه‌ی اول		رتبه‌ی دوم		رتبه‌ی سوم		رتبه‌ی چهارم		رتبه‌ی پنجم		کل صادرات (هزار دلار)
	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	کشور	سهم (درصد)	
۱۹۹۷	امریکا	۵۲/۹۵	فرانسه	۱۳/٦۰	آرژانتین	۱۳/۱۸	چین	۸/۳۹	مجارستان	۲/۲۵	۱۰،۲۳۳،۷۰۸
۱۹۹۸	امریکا	۵۰/۸۵	فرانسه	۱۵/۵۳	آرژانتین	۱٤/۷۰	چین	۵/۸٦	مجارستان	۲/۰۲	۹،۰۸۳،٤۸۵
۱۹۹۹	امریکا	۵۸/۵۹	فرانسه	۱٦/۰۲	آرژانتین	۹/۲۸	چین	۵/۱٤	مجارستان	۱/۵۷	۸،۷۵۰،٦۳۷
۲۰۰۰	امریکا	۵۳/۳۸	فرانسه	۱۳/٦۳	چین	۱۱/۹۹	آرژانتین	۱۱/۵۸	برزیل	۵/۵۷	۸،۷۷۲،۵۵٦
۲۰۰۱	امریکا	۵۳/٤۰	فرانسه	۱۱/۷٦	آرژانتین	۱۱/۱٤	چین	۷/۰٤	برزیل	۲/٦۹	۸،۹۲۳،۲۹۷
۲۰۰۲	امریکا	۵۱/۵۷	فرانسه	۱۲/٦۵	چین	۱۱/۷۵	آرژانتین	۹/۳۰	برزیل	۳/۳۷	۹،۹٤۲،۲۹٦
۲۰۰۳	امریکا	٤٤/٦۱	چین	۱۵/۸۵	فرانسه	۱۱/۹۳	آرژانتین	۱۱/۰۸	چین	۲/۷۷	۱۱،۱٤۵،۳٦٤
۲۰۰٤	امریکا	۵۲/۳۳	فرانسه	۱۲/٤۲	آرژانتین	۱۰/۱۸	برزیل	۵/۰۹	مجارستان	۲/۵٦	۱۱،۷۲۸،٦٤۷
۲۰۰۵	امریکا	٤٤/۹۱	فرانسه	۱۳/۲۱	آرژانتین	۱۲/۱۵	چین	۹/۷۷	تایلند	۱/٦۹	۱۱،۲۱۹،۹۱٤

ماخذ: پایگاه اطلاع‌رسانی FAO و محاسبات تحقیق

با استفاده از شاخص‌های معمول، ساختار بازار جهانی ذرت مورد سنجش قرار گرفت (جدول ۲). این شاخص‌ها شامل شاخص تمرکز یک، دو و چهار بنگاه بزرگ و شاخص هرفیندال-هیرشمن است. این شاخص‌ها به‌ترین شاخص برای سنجش رقابت در بازار مورد استفاده هستند (خداداد کاشی و شهیکی تاش، ۱۳۸٤). بر اساس شاخص هرفیندال-هیرشمن می‌توان گفت بازار جهانی ذرت از درجه‌ی تمرکز بالا و یا درجه‌ی رقابت بسیار پایین برخوردار است. زیرا برای تمامی سال‌ها مقدار این ضریب بالاتر از ۱۸۰۰ است. همان طور که پیش‌تر نیز مشخص شد مقادیر بالاتر از ۱۸۰۰ نشان‌دهنده‌ی تمرکز بالا یا درجه‌ی رقابت پایین در بازار است (تیرول، ۲۰۰۲). البته میزان این شاخص یک روند نزولی را نشان می‌دهد که این روند با توجه به غالب بودن ایالات متحده در بازار دارای روندی بسیار شبیه به روند تغییر سهم ایالات متحده است که پیش‌تر در جدول (۱) تشریح شد. البته روند کاهش در این شاخص با توجه به این که از توان دوم مقادیر سهم‌ها استفاده می‌شود، بارزتر از روندی است که در مورد ایالات متحده دیده شد.

بر اساس تقسیم‌بندی مادالا و هم‌کاران (۱۹۹۵) در صورتی که بزرگ‌ترین بنگاه در یک بازار ۵۰ درصد یا بالاتر از آن را در اختیار داشته باشد بنگاه مسلط نامیده می‌شود و این بازار

www.SID.ir

Archive of SID

دارای ساختار غیررقابتی با بازار مسلط خواهد بود. بنابراین بر اساس شاخص سهم بزرگ‌ترین بنگاه (CR1) بازار جهانی ذرت در اغلب سال‌ها دارای ساختار غیررقابتی با بنگاه مسلط بوده است. هم‌چنین در اغلب سال‌های دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ بیش از ٦٠ درصد از بازار تنها توسط دو کشور ایالات متحده و فرانسه تحت کنترل بوده است. بر اساس شاخص سهم چهار بنگاه این سهم بیش از ۸۰ درصد بوده است. بنابراین بر اساس دو شاخص سهم دو بنگاه و ٤ بنگاه بزرگ، بازار جهانی ذرت دارای ساختار انحصاری چندجانبه‌ی بسته است. ساختار بازار جهانی ذرت در عین حال که ویژگی‌های یک بازار انحصاری چندجانبه‌ی بسته را دارد، دارای یک صادرکننده‌ی مسلط هم هست و این نیز می‌تواند دلیل استحکام انحصار در بازار باشد. این شرایط ممکن است منجر به حاکم شدن الگوی رهبر- پیرو شود. زیرا کشورهای فرانسه، چین و آرژانتین به دلیل غالب بودن ایالات متحده در بازار ناچارند در جهت حرکت ایالات متحده با آن هم‌سو شوند. بر اساس نتایج مطالعاتی همانند بالک و هم‌کاران[1] (۱۹۹۸)؛ برون و یوسل[2] (۲۰۰۰) و دمانیا و یانگ[3] (۱۹۹۸) در چنین شرایطی بنگاه‌های کوچک‌تر به دلیل اجتناب از مجازات توسط بنگاه دارای سهم بالا در جهت افزایش قیمت، سریع‌تر واکنش نشان داده و در جهت کاهش قیمت نیز پیرو بنگاه بزرگ عمل می‌کنند. در تمامی شاخص‌ها یک روند نزولی نه چندان محسوس دیده می‌شود؛ به این معنی که در دوره‌ی منتخب اندکی کاهش در روند انحصاری بازار صادرات ذرت دیده می‌شود. انطباق میان شاخص‌ها نیز با استفاده از ضرایب هم‌بستگی میان آن‌ها سنجیده شد. هم‌بستگی میان شاخص سهم چهار بنگاه با دیگر شاخص‌های تمرکز در حدود ۷۰ تا ۸۰ درصد است در حالی که هم‌بستگی میان دیگر شاخص‌ها با یک‌دیگر بیش از ۹۰ درصد است. البته با توجه به تفاوت گسترده میان سهم کشورهای اول و دوم و بویژه کشور اول با دیگر کشورها این مقادیر مبتنی بر انتظار است.

شاخص درجه‌ی رقابت نیز که به صورت تفاوت میان عدد ۱ و شاخص سهم چهار بنگاه بزرگ (CR4) محاسبه شده است حاکی از پایین بودن درجه‌ی رقابت است. البته درجه‌ی

1- Balke et al
2- Brown and Yucel
3- Damania and Yang

www.SID.ir

Archive of SID

رقابت در نیمه‌ی دوم دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ افزایش یافته است و از این حیث می‌توان بـه طـور نسبی افزایش رقابت را انتظار داشت.

جدول (۲). شاخص‌های تمرکز بازار جهانی ذرت در دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰

سال	هرفیندال-هیرشمن	سهم بزرگ‌ترین بنگاه (CR1)	سهم دو بنگاه بزرگ (CR2)	سهم چهار بنگاه بزرگ (CR4)	درجه‌ی رقابت(درصد)
۱۹۹۰	٤٥٩٧	٦٤/٧١	٨٤/٠٣	٩١/٦٨	٨/٣٢
۱۹۹۱	٣٥٢٣	٥٦/٠٨	٧١/٥٥	٨٥/٤٤	١٤/٥٦
۱۹۹۲	٣٠٣٥	٤٩/٥٠	٦٨/٩٦	٨٧/٥٤	١٢/٤٦
۱۹۹۳	٣١٧١	٥٠/٦١	٧٠/٤٨	٨٩/٤٨	١٠/٥٢
۱۹۹٤	٢٨٤٤	٤٧/٩٥	٦٦/٩١	٨٣/٣٦	١٦/٦٤
۱۹۹٥	٤٧٩٤	٦٧/٣٣	٨١/٩٨	٨٩/٥٨	١٠/٤٢
۱۹۹٦	٤٧١٤	٦٦/٨٣	٧٩/٤٢	٩١/١٤	٨/٨٦
۱۹۹۷	٣٢٤٤	٥٢/٩٥	٦٦/٥٥	٨٨/١٢	١١/٨٨
۱۹۹۸	٣٠٨٩	٥٠/٨٥	٦٦/٣٩	٨٦/٩٤	١٣/٠٦
۱۹۹۹	٣٨١٠	٥٨/٥٩	٧٤/٦١	٨٩/٠٣	١٠/٩٧
۲۰۰۰	٣٣١٩	٥٣/٣٨	٦٧/٠١	٩٠/٥٨	٩/٤٢
۲۰۰۱	٣٢٠٣	٥٣/٤٠	٦٥/١٦	٨٣/٣٤	١٦/٦٦
۲۰۰۲	٣٠٦٢	٥١/٥٧	٦٤/٢٣	٨٥/٢٨	١٤/٧٢
۲۰۰۳	٢٥٢٩	٤٤/٦١	٦٠/٤٦	٨٣/٤٨	١٦/٥٢
۲۰۰٤	٣٠٤٩	٥٢/٣٣	٦٤/٧٥	٨٠/٠٢	١٩/٩٨
۲۰۰٥	٢٤٦٠	٤٤/٩١	٥٨/١٢	٨٠/٠٥	١٩/٩٥

ماخذ: پایگاه اطلاع‌رسانی FAO و محاسبات تحقیق

انتقال قیمت در بازار جهانی ذرت

برای استفاده از داده‌های قیمت داخلی و جهانی ذرت، نخست ایستایی آن‌هـا مـورد آزمـون قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرهای یاد شده در جدول (۳) آمده است. همـان

www.SID.ir

Archive of SID

طور که در این جدول دیده می‌شود هر دو متغیر قیمت جهانی و قیمت داخلی پس از یک بارتفاضل گیری رفتار ایستا نشان داده‌اند.

جدول (۳). نتایج حاصل از آزمون ایستایی قیمت جهانی و قیمت داخلی ذرت

متغیر	آماره‌ی ADF	مقدار بحرانی در سطح معناداری			تعداد وقفه‌ی بهینه بر اساس معیار شوارتز- بیزین
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	
قیمت جهانی ذرت	-۱/٤٦	-٤/۳۷	-۳/٦۰	-۳/۲۳	۳
تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت جهانی ذرت	-٥/٦۹	-٤/۳۷	-۳/٦۰	-۳/۲۳	۲
قیمت داخلی ذرت	-۰/٤٥	-٤/۲۷	-۳/٥٥	-۳/۲۱	۰
تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت داخلی ذرت	-٥/۹۸	-٤/۲۹	-۳/٥٦	-۳/۲۱	۱

ماخذ: یافته های تحقیق

در ادامه‌ی تحلیل، رابطه‌ی میان قیمت داخلی و قیمت جهانی ذرت مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس نتایج که در جدول (٤) آمده است، قیمت داخلی از قیمت جهانی متاثر می‌شود اما قیمت جهانی از قیمت داخلی تاثیری نمی‌پذیرد. البته با توجه به ساختار بازار جهانی ذرت و انحصار بالا در آن که پیش‌تر گفته شد وجود چنین نتیجه‌ای به طور کامل مبتنی بر انتظار است.

جدول (٤). رابطه‌ی علی میان قیمت داخلی و قیمت جهانی ذرت

متغیر وابسته	آزمون علیت (فرض صفر: نبود رابطه‌ی علیت)		
	آماره‌ی F	نتیجه‌ی آزمون	
قیمت جهانی	۰/۲۸(۰/۸٤)	پذیرش فرض صفر	قیمت داخلی علت قیمت جهانی نیست
قیمت داخلی	۹۲/۲۳(۰/۰۰٤)	رد فرض صفر	قیمت جهانی علت قیمت داخلی است

ماخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

برای تحلیل رابطه‌ی هم‌جمعی، رابطه‌ی بلندمدت دو متغیر یاد شده برآورد شد. این رابطه در جدول (۵) ارایه شده است. اثر قیمت جهانی بر قیمت داخلی در سطح اطمینان ۹۰ درصد دارای اهمیت آماری است. این تصریح هم‌چنین بر اساس آماره‌های تشخیصی تصریح نسبتا مناسبی است. جملات اخلال دارای توزیع نرمال نیستند و اندکی احتیاط در برخورد با نتایج ضروری است. البته آماره‌های t و F در چنین شرایطی نیز قابل استفاده خواهد بود (گرین، ۲۰۰۳ ص: ۱۰٦-۱۰۵) و می‌توان در خصوص معناداری ضرایب قضاوت کرد. پس از برآورد تصریح یاد شده در جدول (۵) مقادیر سری جملات پس‌ماند محاسبه شد تا هم‌جمعی متغیرهای قیمت داخلی و جهانی ذرت با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی انگل-گرنجر و هم‌چنین آزمون‌های هم‌جمعی آستانه‌ای و آستانه‌ای-گشتاوری مورد استفاده قرار گیرد.

جدول (۵). رابطه‌ی بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی ذرت

	متغیر مستقل				آماره‌ها			
	عرض از مبدا		قیمت جهانی					
	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t	$\overline{R}^2$	D.W	F	Jarqu-Bera
قیمت داخلی	-٦١٤٠٦	-۰/۸۵	۰/۱٦	۱/۸۱	۰/۹۸۱	۲/۱۹	۵۲٤***	۹۲/۲۳(۰/۰۰)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که پیش‌تر گفته شد آزمون علیت انگل – گرنجر با فرض توزیع متقارن سری‌های مثبت و منفی جملات پس‌ماند صورت می‌گیرد. با توجه به این که سری جملات پس‌ماند حاصل از رابطه‌ی بلندمدت بیانگر الگوی تعدیل است؛ بنابراین همان طور که عبدولای، (۲۰۰۰) نیز تاکید کرده است، در صورتی که انتقال قیمت نامتقارن باشد الگوی تعدیل تحت شرایط افزایش قیمت در مقایسه با الگوی تعدیل به دست آمده تحت شرایط کاهش قیمت با یک‌دیگر متفاوت است و لازم است به این پدیده نیز در بررسی هم‌جمعی توجه شود. استفاده از روش‌های آزمون هم‌جمعی آستانه‌ای و آستانه‌ای-گشتاوری که توسط

www.SID.ir

Archive of SID

اندرس و گرنجر، (۱۹۹۸) ارایه شده است برای این منظور استفاده می‌شود. در روش انگل – گرنجر از آماره‌ای استفاده شد که توسط مک‌کینون[1] (۱۹۹۱) ارایه شده است. آماره‌ی یاد شده برای آزمون در سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر با ٤/۱۲-، ۳/٤٦- و ۳/۱۳- است. به این ترتیب با توجه به ضریب جملات پس‌ماند ارایه شده در جدول (٦)، وجود ریشه واحد در سری جملات پس‌ماند حاصل از رابطه‌ی بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. از این رو می‌توان گفت بر اساس روش انگل-گرنجر رابطه‌ی بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی وجود دارد.

در روش آستانه‌ای و آستانه‌ای- گشتاوری فرض صفر به صورت آزمون $\rho_1 = \rho_2 = 0$ است و تایید فرض صفر به معنای آن خواهد بود که فرآیند تعدیل به صورت متقارن بوده و فاقد یک آستانه است. مقادیر بحرانی برای این آزمون در سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد و برای تعداد مشاهده‌های ۵۰ و کم‌تر به ترتیب برابر با ۵/۱۵، ٦/۱۹ و ۸/٦٤ است (اندرس[2]، ۲۰۰٤). این در حالی است که بر اساس نتایج به دست آمده در جدول (٦)، آماره‌ی حاصل از آزمون فرض یاد شده با استفاده از آزمون Wald برابر با ۱۷/۱ به دست آمده است بنابراین می‌توان گفت ارزش صفر برای مقادیر سری جملات پس‌ماند می‌تواند به عنوان یک آستانه در فرآیند تعدیل مورد توجه باشد. مقادیر بحرانی متناظر برای روش آستانه‌ای – گشتاوری در سطوح اطمینان ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب برابر با ۵/۰۲، ٦/۰۵ و ۸/۵۹ است (اندرس، ۲۰۰٤). به این ترتیب می‌توان گفت الگوی نبود تقارن روش آستانه‌ای- گشتاوری تایید نمی‌شود. گفتنی است که در نتیجه‌گیری از نتایج به دست آمده از آزمون‌های بالا، میان قیمت جهانی و قیمت داخلی رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد و این رابطه دارای فرآیند تعدیل نامتقارن است. بر اساس نتایج جدول (٦) دیده می‌شود که ضریب به دست آمده از روش انگل – گرنجر در حد وسط ضرایب حاصل از روش آستانه‌ای قرار دارد.

1- MacKinnon
2- Enders!

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (٦). نتایج حاصل از آرمون هم‌جمعی

متغیر وابسته	روش هم‌جمعی	متغیر مستقل						آماره‌ها			
		ρ		ρ_1		ρ_2		ARCH LM	LM	(Wald) F	Jarqu-Bera
		ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t				
	روش انگل- گرنجر	-۱/۱۱	-۵/۹۳	-	-	-	-	۰/۰۳(۰/۹۷)	۰/۳۷(۰/٦۹)	-	۱۱٤(۰/۰۰)
قیمت جهانی	روش آستانه‌ای	-	-	-۱/۰۷	-٤/٦٥	-۱/۱۹	-۳/۵۳	۰/۰٤(۰/۹٦)	۰/۵۸(۰/۵۷)	۱۷/۱	۱۱٦(۰/۰۰)
	روش آستانه‌ای- گشتاوری	-	-	-۰/۰۸	-۲/۱٦	-۰/۱٦	-۲/٤۹	۰/۱۳(۰/۷۲)	۱/۳۰(۰/۲۷)	۰/٦۷	۸۲(۰/۰۰)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۷) نتایج حاصل از بررسی الگوی انتقال قیمت ذرت از بازار جهانی به بازار داخل ارایه شده است که طی آن الگوی بلندمدت نیز با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (٦) مورد توجه قرار گرفته است. همان طور که در جدول (۷) دیده می‌شود در بلندمدت انتقال قیمت متقارن است. آزمون انتقال متقارن قیمت با استفاده از آزمون Wald و به صورت برابری مقادیر ضرایب به دست آمده برای سری جملات پس‌ماند بررسی می‌شود. در نتایج به دست آمده مشخص شد که ضرایب سری‌های افزایشی و کاهشی جملات پس‌ماند با یک‌دیگر دارای اختلاف معنادار نیستند. پیش‌تر در تشریح نتایج جدول (٦) نیز استنباط مشابهی ارایه شد. همانند نتایج قبل در این جا نیز همان گونه که انتظار می‌رود، علامت ضرایب تصحیح خطا منفی به دست آمده و بیانگر آن است که در هر دوره بخشی انحراف رابطه‌ی کوتاه‌مدت میان قیمت داخل و قیمت جهانی از روند بلندمدت آنها تعدیل می‌شود. همان طور که گفته شد با استفاده از رابطه‌ی (۱۰) در کوتاه‌مدت تنها می‌توان نبود تقارن در سرعت انتقال قیمت را آزمون کرد و امکان آزمون تقارن در اندازه‌ی انتقال قیمت وجود ندارد. سرعت انتقال در

www.SID.ir

Archive of SID

کوتاه‌مدت به صورت نامتقارن است. آزمون فرض نبود تقارن در سرعت انتقال با استفاده از آزمون Wald صورت گرفت.

به طور محسوسی مشخص است که در کوتاه‌مدت افزایش قیمت جهانی ذرت در مقایسه با کاهش آن به بازار داخل در زمان طولانی‌تری منتقل می‌شود. تعداد وقفه‌های سری افزایشی بیش‌تر از سری کاهش است. افزایش قیمت در بازار جهانی بیش از یک دوره زمان نیاز دارد تا به بازار داخل منتقل شود. معناداری وقفه‌ی سوم بیانگر آن است که افزایش قیمت در دوره‌ی ۱ تا سه دوره بعد، روند انتقال افزایشی به قیمت داخل را موجب خواهد شد. در حالی که در مورد کاهش قیمت این انتقال تنها یک دوره پس از وقوع کاهش تداوم دارد. بنابراین در سرعت انتقال، نبود تقارن وجود دارد. البته بالا بودن میزان اثرگذاری سری افزایشی قیمت در مقایسه با سری کاهشی ممکن است علت طولانی‌تر شدن فرآیند انتقال قیمت افزایشی باشد. در این الگو تعداد وقفه بر اساس ضابطه‌ی AIC انتخاب شد. بر اساس ضرایب به دست آمده، وقوع یک شوک افزایش قیمت در بازار جهانی ذرت در همان دوره، قیمت داخلی را به شدت با افزایش روبه‌رو می‌کند. در دوره‌ی بعد این افزایش تا حد بسیار بالایی تعدیل می‌شود و این فرآیند تعدیل شده تا دو دوره بعد از دوره‌ی وقوع شوک افزایشی پایدار است؛ اما در دوره‌ی سوم تقریبا به اندازه‌ی تعدیل ایجاد شده در دوره‌ی بعد از وقوع شوک، قیمت داخل افزایش می‌یابد. در خصوص شوک کاهش قیمت شرایط متفاوت‌تر است. به این ترتیب که با کاهش قیمت در همان دوره، بازار داخل به سرعت و بیش‌تر از حالت افزایش قیمت واکنش نشان داده و قیمت ذرت کاهش پیدا می‌کند؛ اما این کاهش در دوره‌ی بعد با افزایش نسبتا بالا تا حد زیادی جبران می‌شود. بنابراین کاهش قیمت بازار جهانی تنها در همان دوره موجب کاهش قیمت در بازار داخل می‌شود و پس از گذشت یک دوره آثار کاهشی آن به سرعت از بین می‌رود. به این ترتیب دیده شد که سرعت انتقال قیمت در کوتاه مدت نامتقارن است، به این معنی که زمان انتقال بسته به جهت تغییر قیمت متفاوت است.

گفتنی است که مقادیر ضرایب به دست آمده به طور عمده برای آزمون نحوه‌ی انتقال قیمت مورد توجه است و کم‌تر برای مقاصد تحلیلی مورد توجه است. هر چند انتظار می‌رود

www.SID.ir

Archive of SID

که علامت ضرایب مثبت باشد اما در برخی از مطالعه‌ها همانند مهتا و چاواس (۲۰۰۸) رابطه‌ی منفی میان وقفه‌های قیمت در دو بازار دیده می‌شود. همان طور که مهتا و چاواس (۲۰۰۸) نیز دخالت دولت را دلیل احتمالی برای وجود ضرایب منفی می‌دانند، در این جا نیز به طور احتمالی می‌توان دخالت‌های دولت را منشا احتمالی برای ضرایب منفی به دست آمده برشمرد. دخالت دولت باعث می‌شود تا ارتباط میان تغییرات قیمت جهانی و قیمت داخل تضعیف و یا از بین برود.

آماره‌های تشخیصی نیز حاکی از مطلوب بودن تصریح است. به کمک این تصریح می‌توان بیش از ۸۳ درصد از تغییرات را در قیمت بازار داخلی ذرت توضیح داد. هم‌چنین آزمون ریست رمزی حاکی از نبود تورش تصریح ناشی از حذف متغیر مهم بود. بر اساس آماره‌های ارایه شده نیز وجود ناهمسانی در واریانس، خودهم‌بستگی و غیرنرمال بودن جملات پس‌ماند مورد پذیرش قرار نگرفت.

جدول (۷). نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای آزمون انتقال قیمت

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
	عرض از مبدا	-۱۸۱٤۲/۷**	۹۲٥٦/۲	-۱/۹٦۰
	سری افزایشی قیمت جهانی	۰/٦٥٤***	۰/۲۱۳	۳/۰٦۸
	وقفه‌ی اول سری افزایشی قیمت جهانی	-۰/٥۰۹*	۰/۳۲۷	-۱/٥٥۹
	وقفه‌ی دوم سری افزایشی قیمت جهانی	۰/۱۲۳	۰/۲۱۳	۰/٥۷٤
	وقفه‌ی سوم سری افزایشی قیمت جهانی	۰/٥۲٥***	۰/۱٦۲	۳/۲۳۲
	وقفه‌ی چهارم سری افزایشی قیمت جهانی	۰/۲۲۷	۰/۱۷۹	۱/۲٦٥
	سری کاهشی قیمت جهانی	-۱/٤۷۲*	۰/۸۲۷	-۱/٦٥۹
	وقفه‌ی اول سری کاهشی قیمت جهانی	۱/۳۸۰**	۰/٦٤۱	۲/۳۰۸
	سری غیرمنفی جمله‌ی تصحیح خطا	-/٤۸۱	۰/۳۷۳	-۱/۲۸۸
	سری منفی جمله‌ی تصحیح خطا	-۰/۹٤۸	۰/٥٥٥	-۱/۷۰۷

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۷). نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای آزمون انتقال قیمت

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
آماره‌ها	F	۱۳/۹۰۰	–	–
	$\overline{R}^2$	۰/۸۳۲	–	–
	D.W	۲/۰۵	–	–
	Jarqu-Bera	۱/۸۵(۰/۳۹)	–	–
	Wald (آزمون تقارن در سرعت انتقال قیمت در کوتاه‌مدت)	۱۲/۸٦(۰/۰۰۰)	–	–
	Wald (برابری ضرایب جملات تصحیح خطا: انتقال متقارن بلندمدت)	۰/۳۰٤(۰/۵۸۹)	–	–
	ARCH LM	۰/۱۹۵(۰/٦٦۹)	–	–

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

شاخص‌های تمرکز به دست آمده حاکی از آن است که در دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ ساختاز بازار جهانی ذرت اندکی تعدیل شده است اما در عین حال هنوز هم دارای ساختار انحصاری بسته است. نتیجه‌ی وجود چنین ساختار بازار می‌تواند اعمال قدرت بازار توسط صادرکنندگان در جهت کنترل بازار و تلاش در جهت تعیین قیمت بالاتر از طریق مهار عرضه‌ی بازار باشد. مهار بازار می‌تواند پتانسیل ایجاد الگوی نامتقارن قیمت جهانی را به صورت تلاش در جهت حفظ و افزایش حاشیه‌ی سود صادرکنندگان فراهم کند. همان طور که میر و ون کرامون تایوبادل، (۲۰۰٤) نیز به عنوان مهم‌ترین منشا قدرت بازار از آن یاد کرده‌اند؛ ساختار انحصاری بازار از پتانسیل بالایی برای ایجاد الگوی انتقال قیمت نامتقارن برخوردار است. هر چند در حال حاضر در بلندمدت الگوی انتقال قیمت ذرت از بازار جهانی به بازار داخلی متقارن است اما ممکن است در دوره‌های آینده نیز کشورهای صادرکننده‌ی عمده همواره امکان بهره‌گیری

www.SID.ir

Archive of SID

از قدرت خود را در بازار داشته باشند و کشورهای واردکننده همانند ایران باید با دقت بالایی در جهت کمینه کردن پی‌آمدهای نامطلوب ناشی از این ساختار بازار از طریق اتکا به تولید داخل گام بردارند. بویژه این که در حال حاضر به دنبال استفاده از ذرت در تهیه‌ی سوخت که به تازگی مطرح شده است (IFPRI, 2008) جهش تقاضا در بازار جهانی ذرت ممکن است شرایط گذشته را به شدت به زیان کشورهای واردکننده دچار تغییرات پیش‌بینی نشده کند. از این رو هر چند که بر اساس تحلیل‌های صورت گرفته انتقال قیمت در بلندمدت متقارن ارزیابی شد؛ اما این واقعیت ممکن است به واسطه‌ی تغییرات ایجاد شده در ساختار تقاضا و هم‌چنین ساختار غیررقابتی بازار جهانی ذرت کم‌تر امکان تداوم داشته باشد. انتقال سریع افزایش قیمت ذرت به بازار داخل می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های تولید در صنعت پرورش طیور شده و با توجه به اهمیتی که مصرف گوشت مرغ در الگوی مصرف پروتیین خانوارها دارد، سرانجام مخارج بالایی را به خانوارها تحمیل کند.

در بخش دیگری از مطالعه مشخص شد که بازار داخل در جهت افزایش قیمت جهانی ذرت سریع‌تر از کاهش آن در کوتاه مدت تاثیرپذیر است. انتظار می‌رود با افزایش قیمت در بازار جهانی و انتقال آن به بازار داخل عرضه در دوره‌های بعد افزایش یابد. بر اساس نتایج جدول (۷) نیز اثر کاهشی در دوره‌ی اول، این مطلب را تایید می‌کند؛ اما مشخص شد که در ادامه امکان حفظ این نقش در بازار داخل وجود ندارد و قیمت داخل دوباره افزایش پیدا می‌کند. این در حالی است که کاهش قیمت به سرعت تعدیل می‌شود و تنها در همان دوره کاهش قیمت جهانی منجر به کاهش قیمت داخل می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده در صورتی که یک دوره افزایش قیمت در بازار جهانی با کاهش در دوره‌ی بعد همراه باشد، کاهش بسیار بالایی در قیمت بازار داخل در دوره‌ی دوم را موجب خواهد شد و همین طور اگر یک دوره کاهش قیمت در بازار جهانی در دوره‌ی بعد با افزایش قیمت در این بازار همراه شود منجر به افزایش شدید در قیمت داخل خواهد شد و این شرایط به معنی ریسک قیمتی بالا در بازار داخل خواهد بود و اگر با ریسک تولید نیز هم‌راه باشد ممکن است شرایط بسیار ناپایداری در بازار داخلی ذرت ایجاد کند. بر همین اساس پیش‌نهاد می‌شود بر اساس الگوی

www.SID.ir

Archive of SID

انتقال قیمت مشخص شده به تغییرات قیمت جهانی ذرت با دقت بالایی توجه شده و همواره از آن پیش‌بینی به عمل آید و در شرایط خاص همانند آن چه گفته شد با در پیش گرفتن تدابیری همانند خرید تضمینی؛ از نوسان‌های گسترده‌ی آن جلوگیری شود.

منابع

بانک مرکزی ایران، ترازنامه‌ی بانک مرکزی. سال‌های مختلف. تهران.

حسینی، س. ص و دوراندیش، آ. (۱۳۸۵). الگوی انتقال قیمت پسته‌ی ایران در بازار جهانی. *مجله‌ی علوم کشاورزی ایران*، ۲-۳۷ (۱): ۱۵۳-۱٤۵.

حسینی، س. ص و نیکوکار، ا. (۱۳۸۵). انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه‌ی بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. *مجله‌ی علوم کشاورزی ایران*، ۲-۳۷ (۱): ۹-۱.

حسینی، س. ص و قهرمان‌زاده، م. (۱۳۸۵). تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. *فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۵۳: ۲۲-۱.

حسینی، م. ع. و پرمه، ز. (۱۳۸۳). ساختار بازار جهانی فرش دست‌باف و بازارهای هدف صادراتی ایران. *فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های بازرگانی*، ۳۰: ۱۱٤-۸۳.

خدادادکاشی. ف. و شهیکی‌تاش، م. ن. (۱۳۸٤). سنجش درجه‌ی رقابت در بازارهای جهانی کالاهای منتخب سنتی و کشاورزی. *فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۵۱: ۱۷۸-۱۲۵.

عزیزی، ج. و ترکمانی، ج. (۱۳۸۰). تخمین توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. *فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳٤: ۲۳۷-۲۱۷.

عزیزی، م. (۱۳۸۳). بررسی ساختار بازار جهانی زعفران. موسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

گرجی، ا. و ساداتیان، س. م. (۱۳۷۹). ارزیابی درجه‌ی تمرکز در سطح تولید و عمده‌فروشی بازار انواع یخچال‌های خانگی. *فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی*، ٤(۱٦): ۱۱۲-۸۵.

Abdulai, A. (2000). Spatial Price Transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market, *Journal of Development Economics*, 63: 327-349.

www.SID.ir

Archive of SID

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

Ahmed, R. (1995). Liberalization of agricultural input markets in Bangladesh: Process, impacts and lessons. *Agricultural Economics*, 12: 115-128.

Balke, N. S., Brown, S. P. A. and Yücel, M. K. (1998). Crude oil and gasoline prices: An asymmetric relationship? Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic Review*, First Quarter, pp. 2-11.

Brown, S. P. A. and Yücel, M. K. (2000). Gasoline and crude oil prices: Why the asymmetry? Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic and Financial Review*, Third Quarter, 23-29.

Clark, R. and Davis, S. W. (1972). Market structure and price-cost margin, *Econometrica*, 49: 277–287.

Damania, R. and Yang, B. Z. (1998). Price rigidity and asymmetric price adjustment in a repeated oligopoly, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 154: 59-679.

Enders, W. (2004). Applied econometrics time series, John Wiley and Sons, Inc.

Enders, W. and 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 Economic Statistics*, 16: 304-311.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55(2): 251–280.

FAO Statistical Database., http://www.fao.org.

Greene, W. H. (2003). Econometric Analysis. Prentice Hall.

Honnah, L. and Kay, J. A. (1977). Concentration in modern industry, Macmillian, London.

Houck, J. P. (1977). An approach to specifying and estimating nonreversible functions, *American Journal of Agricultural Economics,* 59: 570-572.

IFPRI., http://www.ifpri.org.

Mackinnon, J. G. (1991). Critical values for cointegration tests. In: Engle, R.F., Granger, C.W.J_Eds., Long-Run Economic Relationships Readings in Cointegration. Oxford Univ. Press, New York.

Maddala, G. C., Dobson, S. and Miller, E. (1995). Microeconomics, the regulation of monopoly, Mac Grawhill, Chapter 1, 185-195.

Mehta, A. and Chavas, J. P. (2008). Responding to the coffee crisis: What can we learn from price dynamics. *Journal of Development Economics*, 85: 282–311.

Meyer, J. and Von 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.

www.SID.ir

Archive of SID

Rakotoarisoa, M. A. and Shapouri, S. (2001). Market power and the pricing of commodities imported from developing countries: the case of US vanilla been imports, *Agricultural Economics*, 25: 285-294.

Tirole, J. (2002). The theory of industrial Organization, Cambridge, MA: MIT Press.

Von Cramon-Taubadel, S. and Loy, J. P. (1997). Price asymmetry in the international wheat market: comment, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, (44)3: 311–317.

Ward, R. W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale and whipping point pricing for fresh vegetables, *American Journal of Agricultural Economics*, 62: 205-212.

www.SID.ir