

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و دوم، شماره ۸۵، بهار ۱۳۹۳

انتقال قیمت میان بازار داخلی و صادراتی محصولات کشاورزی منتخب و آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن

محمد نبی شهیکی تاش^۱، محمد عمرانی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۶/۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۲/۱۵

چکیده

این مطالعه با هدف تحلیل انتقال قیمت میان بازار داخل و صادراتی محصولات منتخب کشمش، پسته و زعفران و تحلیل آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن صورت گرفت. به این منظور از داده‌های سری زمانی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۹ استفاده شد. آزمون علیت نشان داد قیمت صادراتی کشمش و پسته علت قیمت داخلی است و در مورد زعفران قیمت داخلی علت قیمت صادراتی می باشد. همچنین نتایج حاصل از آزمون انتقال قیمت نشان داد در مورد کشمش و زعفران انتقال قیمت در بلندمدت متقارن اما در کوتاه مدت نامتقارن است. در مورد پسته انتقال قیمت در کوتاه مدت متقارن و فرایند انتقال قیمت بلندمدت نامتقارن ارزیابی شد. همچنین تحلیل رفاهی انتقال نامتقارن نشان داد که افزایش قیمت موجب افزایش رفاه مجموع

۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

۲. مربی گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد زابل (نویسنده مسئول)

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

مصرف کنندگان داخلی، تولیدکنندگان و صادرکنندگان می‌شود و کاهش قیمت موجب کاهش رفاه مجموع آنها می‌شود، اما مقدار مطلق تغییرات رفاهی ناشی از کاهش قیمت بیشتر از افزایش قیمت است.

طبقه‌بندی JEL : P42، L11، Q11

کلیدواژه‌ها :

انتقال قیمت، صادرات، آثار رفاهی، کشمش، زعفران، پسته

مقدمه

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 (Meyer and Cramon-Taubadel, 2004). از این رو، باید به این پدیده نیز در تحلیل انتقال تغییرات قیمت توجه شود. در صورتی که فرایند انتقال قیمت متقارن نباشد ممکن است مصرف کنندگان از اصلاحات سیاست‌گذاری در کشاورزی آن گونه که انتظار می‌رود بهره‌مند نشوند. لذا توزیع رفاه تحت 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 (Meyer and Cramon-Taubadel, 2004). فرایند انتقال قیمت در مطالعات متعددی همانند پلتزمن (Peltzman, 2000) مورد توجه قرار گرفته است، اما به آثار رفاهی آن چندان توجه نشده است.

پلتزمن (Peltzman, 2000) در بررسی جامع ۲۸۲ محصول مختلف، از جمله ۱۲۰ محصول کشاورزی، عنوان کرد که انتقال نامتقارن قیمت بیشتر یک قانون است تا استثناء. از

انتقال قیمت میان بازار داخلی

این رو، نظریه استاندارد ارائه شده برای بازارها صحیح نیست، زیرا این نظریه قادر به پیش‌بینی و توضیح تعدیل نامتقارن قیمت نیست. از سوی دیگر، مطالعاتی همچون گوتر و زاپاتا (Gauthier & Zapata, 2001) و ون کرامون توبادل و میر (Von Cramon-Taubadel & Meyer, 2000) پیشنهاد دادند در برخورد با مسئله عدم تقارن، به دلیل مشکلات روش شناسی مربوط به آزمون‌های تجربی، لازم است جانب احتیاط رعایت شود. دو مسئله باعث اهمیت بالای انتقال نامتقارن شده است: نخست تردید در مورد صحت تئوری‌های اقتصادی و دوم لزوم تغییر در استنباط‌های رفاهی گذشته (Meyer and Cramon-Taubadel, 2004) که این امر نیز به نوبه خود اتخاذ سیاست‌ها را دچار چالش جدی می‌کند. انتقال نامتقارن می‌تواند در سرعت یا اندازه انتقال قیمت و یا هر دو بروز نماید.

بر خلاف آنکه در میان مطالعات داخل تنها در حد آزمون موردی انتقال قیمت دیده می‌شود، ادبیات این مقوله به سرعت در حال توسعه بوده و جنبه‌های زیادی از این مبحث روشن شده است. اغلب مطالعات انجام گرفته در زمینه انتقال قیمت از ساختار بازار غیررقابتی به‌عنوان علت عدم تقارن یاد نموده‌اند (Meyer and Cramon-Taubadel, 2004). از سوی دیگر، برخی همانند وارد (Ward, 1982) معتقدند در شرایط قدرت بازار و انحصار، نگرانی از کاهش در سهم بازار به دنبال افزایش قیمت منجر به انتقال سریع‌تر کاهش قیمت در مقایسه با افزایش آن خواهد شد. تا کنون تلاش‌های تجربی کمی در خصوص آزمون ارتباط میان قدرت بازار و انتقال نامتقارن قیمت صورت گرفته است. وجود هزینه‌های تعدیل و برخی از هزینه‌های اجرایی ناشی از تعدیل حجم فعالیت از دیگر منابع عمده انتقال نامتقارن ذکر شده است (Meyer and Cramon-Taubadel, 2004). البته بالا بودن هزینه‌های اجرایی و تعدیل ممکن است علت انتقال نامتقارن باشد، زیرا مشخص شده است که به طور متوسط ۲۷ تا ۳۵ درصد از حاشیه سود خالص را این هزینه‌ها تشکیل می‌دهند (Levy et al., 1997؛ Dutta et al., 1999). بایلی و بررسن (Bailey and Brorsen, 1989) در مورد انتقال قیمت فضایی علاوه بر عوامل فوق، اطلاعات نامتقارن و گزارش قیمت نامتقارن را نیز مؤثر عنوان کرده‌اند. نمونه‌ای از انتقال

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

قیمت نامتقارن فضایی نیز در بازار ذرت در غنا و در میان بازارهای محلی مختلف دیده می‌شود (Abdulai, 2000).

در اغلب مطالعات، انتقال نامتقارن به صورت انتقال سریع‌تر و کامل‌تر افزایش قیمت نسبت به کاهش قیمت (انتقال قیمت مثبت) مشاهده می‌شود. اما در بازار گوشت گاو و گوساله ایالات متحده بایلی و بررسن (Bailey and Brorsen, 1989) نشان دادند که در کوتاه مدت ممکن است حاشیه‌ها در واحدهای بسته‌بندی به دنبال تلاش برای حفظ فعالیت واحد در سطح (یا نزدیک به) ظرفیت کامل کاهش یابد. در ایران نیز مشخص گردید که در بازار گوشت مرغ (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵؛ حسینی و همکاران، ۱۳۸۷؛ قدمی کوهستانی و همکاران، ۱۳۸۹) و گوشت قرمز (حسینی و قهرمان‌زاده، ۱۳۸۵؛ نیکوکار و همکاران، ۱۳۸۹) میان بازار سرمزرعه و خرده فروشی انتقال قیمت نامتقارن بوده و افزایش قیمت از بازار سرمزرعه سریع‌تر از کاهش آن به بازار خرده فروشی منتقل می‌گردد. برای محصول پسته نیز حسینی و دوراندیش (۱۳۸۵)، عدم تقارن در انتقال قیمت از بازار داخل به بازار جهانی و بالعکس را مورد تأیید قرار دادند. همچنین یافته‌های مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی (۱۳۸۹) نشان دادند که انتقال قیمت میان بازار داخلی و صادراتی پسته در بلندمدت متقارن اما در کوتاه‌مدت نامتقارن است. البته در مورد محصولات کشاورزی، همان‌طور که مطالعه جامع پلتزمن (Peltzman, 2000) نیز نشان داد، انتقال نامتقارن عمدتاً معمول‌تر از انتقال متقارن است. در این خصوص آگویی و سانتانا (Aguiar and Santana, 2002) در مرور کلی مطالعات ذکر کردند که در مورد محصولات کشاورزی عمدتاً انتظار می‌رود فرایند انتقال قیمت نامتقارن مشاهده شود. البته مواردی از تقارن نیز دیده می‌شود؛ برای مثال باکوکس و فرتو (Bakucs and Ferto, 2006) انتقال قیمت میان بازار سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت خوک را در مجارستان در کوتاه مدت و بلندمدت متقارن ارزیابی کردند.

کوشش مطالعات متعدد عمدتاً بر روی منابع ایجاد انتقال نامتقارن بوده است تا پیامدهای رفاهی آن. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه وارد (Ward, 1982)، بایلی و بررسن

انتقال قیمت میان بازار داخلی

(Baily and Brorsen, 1989) و دامانیا و یانگ (Damania and Yang, 1998) اشاره نمود که قدرت بازار را مهم می‌دانند. همچنین بالک و همکاران (Balke et al., 1998) و براون و یوسل (Brown and Yucel, 2000) تبانی در جهت سود بالاتر را عاملی در جهت انتقال نامتقارن عنوان کردند.

در اغلب مطالعات داخل نیز انتقال قیمت میان عوامل مختلف بازاریابی مورد توجه بوده است، در حالی که انتقال قیمت میان بازار داخل و بازار صادراتی، علی‌رغم اهمیت آن، کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در این خصوص حسینی و دوراندیش (۱۳۸۵) و فرج‌زاده و اسماعیلی (۱۳۸۹) از معدود مطالعاتی هستند که به تحلیل انتقال قیمت پسته میان دو بازار صادراتی و داخل پرداخته‌اند، در حالی که در مورد اثرات رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن شواهدی مشاهده نمی‌شود.

در راستای فراهم نمودن شواهدی از تغییرات رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت، این مطالعه در تحلیل آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت میان بازارهای داخلی و صادراتی محصولات منتخب شامل کشمش، زعفران و پسته می‌باشد. در خصوص اهمیت محصولات منتخب باید گفت که سه محصول یاد شده به همراه خرما در دوره ۱۹۸۲-۲۰۰۹ حدود ۴۹ درصد از ارزش صادرات کشاورزی را در اختیار داشته‌اند (فائو، ۲۰۰۹). همچنین در دوره ۱۹۶۱-۲۰۰۹ به طور متوسط بیش از ۱۰/۲ درصد از مقدار صادرات و حدود ۶/۷ درصد از ارزش صادرات کشمش متعلق به ایران بوده است. این ارقام برای پسته به ترتیب بیش از ۶۳ درصد و بیش از ۵۸ درصد می‌باشد. ارقام یاد شده در مورد زعفران نیز برای دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۹ بیش از ۳۰ درصد است (فائو، ۲۰۰۹). این مطالعه افزون بر تحلیل رفاهی، که به عنوان هدف اصلی مطالعه ذکر شد، وجه تمایز دیگری نیز با مطالعات دیگر دارد. به این ترتیب که ابتدا با استفاده از روش علیت تودا-یاماموتو جهت اثرگذاری قیمت‌ها یا جهت انتقال مشخص شد و سپس اقدام به تحلیل هم‌جمعی و انتقال قیمت گردید.

مبانی نظری و روش تحقیق

در ادبیات انتقال قیمت، مباحث مربوط به عدم تقارن را بر اساس سه معیار می توان تقسیم بندی نمود. معیار اول به وجود یا عدم وجود تقارن در سرعت یا اندازه انتقال قیمت می پردازد. عدم تقارن در سرعت انتقال قیمت منجر به انتقال موقت می شود. عدم تقارن در اندازه انتقال قیمت منجر به یک انتقال دائم می شود، اما بخشی از تغییر قیمت منتقل می شود. معیار دوم برای APT طبقه بندی مثبت و یا منفی در نظر می گیرد. اگر قیمت محصول در مقابل افزایش قیمت نهاده به طور کامل تر یا سریع تر از کاهش قیمت نهاده واکنش نشان دهد عدم تقارن "مثبت" نامیده می شود و بالعکس. البته انتقال قیمت لزوماً جریان از سوی قیمت های نهاده به سوی قیمت های محصول (آن گونه که تا اینجا فرض شد) نمی باشد. همچنین ممکن است تغییرات قیمت محصول در نتیجه انتقال تقاضا به قیمت های نهاده منتقل شود. معیار سوم بر حسب تأثیر گذاری APT بر انتقال قیمت عمودی و یا فضایی به تقسیم بندی آن می پردازد که انتقال قیمت در مراحل مختلف بازاری مانند عمده فروشی و خرده فروشی را ارزیابی می کند. به منظور آزمون الگوی انتقال قیمت در سال های اخیر تصریح دارد (Ward, 1982) بیشتر مورد توجه و استفاده بوده است. این تصریح به صورت زیر است:

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

$$\Delta p_t^D = \alpha + \sum_{j=1}^k (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^W) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D_t^- \Delta p_{t-j+1}^W) + \gamma_t \quad (2)$$

تصریح فوق حالت تعمیم یافته الگوی هوک (Houck, 1977) است که در آن Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، p_t^D و p_t^W به ترتیب قیمت در بازار مبدأ و بازار مقصد، β_1^+ و β_1^- به ترتیب ضرایب مقادیر افزایشی و کاهش قیمت بازار مبدأ، K و L طول وقفه، ε_t و γ_t جملات پسماند و Δp_t^D به صورت $p_t^D - p_0^D$ است. در معادلات فوق، جمع بازگشتی تمامی تغییرات مثبت و منفی در قیمت مبدأ به عنوان متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار می گیرد.

تصریح فوق بدون توجه به ایستایی سری های مورد استفاده ارائه شده است و در خصوص سری های نایستا بر اساس رهیافت هم جمعی با استفاده از الگوی تصحیح خطا

انتقال قیمت میان بازار داخلی

(ECM)، که طی آن جملات تعدیل نامتقارن وارد معادله می‌شود، می‌توان به تصریح مناسب‌تری برای آزمون انتقال قیمت نامتقارن دست یافت. به منظور آزمون هم‌جمعی نیز ابتدا رهیافت انگل و گرنجر مورد استفاده قرار می‌گیرد. بر اساس این رهیافت، در شرایطی که متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری ایستا شوند، در تحلیل الگوی انتقال قیمت از بازار جهانی به بازار داخلی نیز از رابطه زیر برای بررسی هم‌جمعی استفاده گردید (Thompson et al, 2000 ; Engle and Granger, 1987):

$$p_t^D = \alpha + \alpha_1 p_t^W + \mu_t \quad (3)$$

که در آن p_t^D و p_t^W به ترتیب قیمت در بازار جهانی و بازار داخلی و μ جمله پسماند است. در ادامه این روش با استفاده از معادله زیر ایستایی جملات پسماند مورد بررسی قرار گرفت:

$$\Delta \mu_t = \rho \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

در گام بعد، یک الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد شد. که تغییرات در p_t^D را به تغییرات p_t^W و همچنین اصطلاحاً جمله تصحیح خطا (ECT) مرتبط می‌نماید. ECT انحراف از تعادل بلندمدت میان p_t^D و p_t^W 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 می‌نماید:

$$\Delta p_t^{Dt} = \alpha + \sum_{j=1}^k (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^W) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D_t^- \Delta p_{t-j+1}^W) + \phi ECT_{t-1} + \gamma_t \quad (5)$$

که در آن Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، β_1^+ و β_1^- به ترتیب ضرایب سری 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 حال که عموماً سرعت تعدیل به بالا و پایین با یکدیگر متفاوت است و این امر شاید منجر به خطای تصریح شود (Abdulai, 2000). برای چنین شرایطی اندرز

و گرنجر (Enders and Granger, 1998) الگوی خطای تصریح دیگری ارائه کردند که تحت آن هم‌جمعی ضمن در نظر گرفتن انتقال نامتقارن آزمون می‌گردد. بر اساس این آزمون، انحراف از رابطه بلندمدت حاصل از رابطه ۳ به صورت یک فرایند خودتوضیح آستانه‌ای (TAR)^۱ چنین در نظر گرفته می‌شود:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

که در رابطه فوق I_t شاخص Heaviside نامیده می‌شود و به صورت زیر بیان می‌شود (Abdulai, 2000):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (7)$$

افزون بر این، می‌توان فرایند تعدیل را به گونه‌ای در نظر گرفت که طی آن مقادیر تعدیل متأثر از دوره قبل نیز باشد. در این حالت، شاخص یاد شده به صورت زیر خواهد بود (Abdulai, 2000):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (8)$$

استفاده از شاخص ۸ در مقایسه با شاخص ۷، به ویژه وقتی که عدم تقارن به گونه‌ای است که تغییرات در یک جهت بیشتر از جهت دیگر است، بسیار مفید می‌باشد (Enders and Granger, 1998). در این حالت، آزمون انحراف از رابطه بلندمدت به صورت یک فرایند خودتوضیح آستانه‌ای-گشتاوری (M-TAR)^۱ است.

بررسی رابطه هم‌جمعی در الگوی TAR و M-TAR را به ترتیب با استفاده از آماره‌های Φ_{μ} و Φ_{μ}^* ، که توسط اندرز و گرنجر (Enders and Granger, 1998) محاسبه شده است، می‌توان انجام داد. در این آزمون، فرض عدم به صورت $\rho_1 = \rho_2 = 0$ یا عدم وجود رابطه هم‌گرایی مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورتی که رابطه هم‌جمعی مورد تأیید قرار گیرد لازم است سری جملات پسماند نیز به دو گروه مقادیر مثبت (ECT^+) و منفی (ECT^-) تقسیم شود.

انتقال قیمت میان بازار داخلی

به اعتقاد اندرز و گرنجر (Enders and Granger, 1998)، تجزیه 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 می نماید. ECM مشتمل بر تغییرات p_t^W توأم با وقفه و اجزای مثبت و منفی عبارت تصحیح خطا به صورت زیر خواهد بود (Von Cramon-Taubadel and Loy, 1996):

$$\Delta p_t^D = \alpha + \sum_{j=1}^k (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^W) + \sum_{j=1}^l (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^W) + \phi^+ ECT_{t-1}^+ + \phi^- ECT_{t-1}^- + \gamma_t \quad (9)$$

از رابطه فوق به منظور آزمون توأمان انتقال در بلندمدت و کوتاه مدت استفاده گردید. بر این اساس، انتقال متقارن در کوتاه مدت به معنی برابری ضرایب β_j^+ و β_j^- خواهد بود. همچنین برابری ضرایب عبارت تصحیح خطا یعنی ϕ^+ و ϕ^- بیانگر انتقال متقارن در بلندمدت خواهد بود.

در تحلیل فرایند انتقال قیمت در بازارهای صادراتی و داخلی، با توجه به سهم بالای ایران در بازار، ابتدا از روش تودا - یاماموتو جهت تأثیرگذاری یا انتقال قیمت احتمالی مورد آزمون قرار گرفت. این روش به صورت زیر است (Toda and Yamamoto, 1995):

$$DP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} DP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^d \alpha_{2j} DP_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} XP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^d \beta_{2j} XP_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$XP_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} XP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^d \delta_{2j} XP_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} DP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^d \theta_{2j} DP_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

در رابطه فوق، DP قیمت داخلی و XP قیمت صادراتی محصولات منتخب می باشد. در روابط فوق، اگر $\beta_{1i} \neq 0$ ، علیت از قیمت صادراتی به سوی قیمت داخلی خواهد بود و اگر $\theta_{1i} \neq 0$ باشد، علیت از قیمت داخلی به سوی قیمت صادراتی خواهد بود. این الگو معمولاً با استفاده از روش SUR برآورد می گردد. تعداد وقفه K نیز بر اساس رهیافت لوتکپول (Lutkepohl, 1993) به صورت زیر تعیین می شود:

$$m \times mlag = T^{\frac{1}{3}} \quad (12)$$

که در آن m تعداد متغیرهای درون زا، $mlag$ تعداد وقفه (k) و T تعداد مشاهدات است. بر اساس این رهیافت، پس از تعیین k ، مقدار d_{max} نیز با استفاده از سایر معیارها همانند AIC تعیین می‌گردد.

همان طور که عنوان شد APT می‌تواند استنباط‌های بسیار مهمی در مورد رفاه داشته باشد. از همین رو، در مطالعه حاضر اقدام به برآورد آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت در میان بازار داخل و صادراتی محصولات صادراتی منتخب شد. مناسب‌ترین معیار برای اندازه‌گیری رفاه مطلوبیت می‌باشد. اما این معیار دارای محدودیت‌هایی مانند عدم تناسب برای بیش از دو گروه و تمرکز بر روی رتبه گروه‌ها بدون توجه به فاصله آن‌ها می‌باشد. لذا شاخص معادل تغییرات رفاه بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد (Hosoe, 2001). مطالعات متعددی (مانند: Felloni et al., 2000؛ Rutherford and Tarr, 2002؛ Arunanondchai؛ 2003؛ Lee et al., 2004؛ Fugazza and Maur, 2008؛ Winchester, 2009؛ Kitwiwattanachai et al., 2010) از معیار معادل تغییرات استفاده کرده‌اند. در این مطالعه نیز معادل تغییرات به عنوان معیاری از تغییرات رفاه مورد استفاده قرار گرفته است. این معیار به صورت زیر بیان می‌شود:

$$EV = E(P^c, u^c) - E(P^m, u^c) \quad (13)$$

که در آن E تابع مخارج برای دستیابی به مطلوبیت u در سطح بردار قیمت‌های P می‌باشد. بالانویس‌های m و c به ترتیب نشان‌دهنده مقادیر متغیرها تحت شرایط انحصاری (وجود قدرت بازار) و رقابتی (عدم وجود قدرت بازار) می‌باشد. معیار فوق برای سه گروه مصرف‌کنندگان داخلی، تولیدکنندگان و صادرکنندگان محصولات منتخب محاسبه گردید. در مورد مصرف‌کنندگان، حاصل عبارت فوق تفاوت مخارج آن‌ها تحت شرایط رقابتی و انحصاری است. همچنین در مورد تولیدکنندگان و صادرکنندگان، تفاوت درآمد در دو حالت رقابتی و انحصاری به عنوان معیار رفاه منظور شد. برای محاسبه مقدار تغییرات تقاضا، عرضه و صادرات

انتقال قیمت میان بازار داخلی

ابتدا تغییرات قیمت متوسط در دوره مطالعه انتخاب و سپس با استفاده از کشش‌های قیمتی تغییرات متناظر در مقدار محاسبه گردید.

در این مطالعه، داده‌های مورد استفاده شامل قیمت صادراتی و داخلی محصولات منتخب و همچنین نرخ ارز در دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۹ می‌باشد. داده‌های مورد استفاده از پایگاه اطلاعاتی فائو و سازمان ملل متحد به دست آمد. محصولات مورد بررسی نیز شامل کشمش، زعفران و پسته می‌باشد. برای تخمین معادلات از بسته نرم‌افزاری Eviews 7 استفاده گردید.

نتایج و بحث

یافته‌های مطالعه دارای بخش‌های مختلف می‌باشد به این ترتیب که ابتدا علیت میان دو قیمت داخلی و صادراتی محصولات با استفاده از روش تودا-یاماموتو بررسی گردید. سپس رابطه هم‌جمعی میان دو قیمت یاد شده تحت فرض تقارن و عدم تقارن آزمون شده است. پس از بررسی هم‌جمعی نیز الگوی انتقال قیمت ارزیابی گردید. در انتها هم آثار رفاهی ناشی از الگوی انتقال قیمت نامتقارن بر آورد گردید. لذا یافته‌های مطالعه در قالب چهار بخش ارائه شده است.

تحلیل علیت

به منظور استفاده از داده‌های قیمت داخلی و جهانی یا صادراتی محصولات منتخب ابتدا ایستایی آن‌ها مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌های حاصل از آزمون ایستایی نشان داد قیمت صادراتی و داخلی پس از یک بار تفاضل‌گیری دارای رفتار ایستا می‌شوند. بر اساس نتایج جدول ۱، قیمت داخلی کشمش و پسته از قیمت جهانی آن‌ها متأثر می‌شود، اما قیمت جهانی این محصولات از قیمت داخلی تأثیری نمی‌پذیرد. بر این اساس، انتظار می‌رود قیمت از بازار جهانی به بازار داخلی انتقال یابد. در مورد زعفران جهت علیت عکس دو محصول یاد شده می‌باشد. در مورد این محصول قیمت داخلی در فرایند تشکیل قیمت صادراتی آن دارای نقش

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

تعیین کننده است و علت قیمت صادراتی قیمت داخلی می باشد در حالی که عکس آن صادق نیست. این امر می تواند از تقاضای تعیین کننده داخل برای زعفران نیز حکایت داشته باشد. لذا در ادامه برای زعفران قیمت صادراتی تابعی از قیمت داخلی در نظر گرفته شد.

جدول ۱. نتیجه آزمون رابطه علی میان قیمت داخلی و قیمت جهانی محصولات منتخب با استفاده از روش تودا - یاماموتو

محصول	متغیر وابسته	آزمون علیت (فرض صفر: عدم وجود رابطه علیت)	نتیجه آزمون
		آماره F	
کشمش	قیمت جهانی (صادراتی)	۰/۳۹(۰/۵۳)	قیمت داخلی علت قیمت جهانی نیست.
	قیمت داخلی	۳/۷۰(۰/۰۵)	قیمت جهانی (صادراتی) علت قیمت داخلی است.
زعفران	قیمت جهانی (صادراتی)	۸/۱۷(۰/۰۰)	قیمت داخلی علت قیمت جهانی است.
	قیمت داخلی	۰/۹۲(۰/۳۳)	قیمت جهانی (صادراتی) علت قیمت داخلی نیست.
پسته	قیمت جهانی (صادراتی)	۰/۲۶(۰/۶۱)	قیمت داخلی علت قیمت جهانی نیست.
	قیمت داخلی	۳/۲۰(۰/۰۷)	قیمت جهانی (صادراتی) علت قیمت داخلی است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

رابطه هم جمعی

پس از مشخص شدن جهت علیت در جدول ۱، به منظور تحلیل رابطه هم جمعی، رابطه بلندمدت دو متغیر یاد شده برآورد گردید. این رابطه در جدول ۲ ارائه شده است. در مورد کشمش و پسته اثر قیمت جهانی کشمش بر قیمت داخلی آن در سطح اطمینان ۹۹ درصد حائز اهمیت آماری است. افزون بر این، در مورد کشمش مشاهده می شود میان قیمت دو بازار اختلاف معنی دار وجود دارد و بر حسب ضریب عرض از مبدأ می توان گفت قیمت جهانی این محصول همواره از قیمت داخلی آن بالاتر قرار دارد. بر اساس ضرایب به دست آمده در معادلات کشمش و پسته انتظار می رود با افزایش ۱۰ درصدی قیمت صادراتی یا قیمت جهانی

انتقال قیمت میان بازار داخلی

این محصولات، قیمت داخلی آن ها را به ترتیب ۹/۵ و بیش از ۱۰ درصد افزایش دهد. همچنین بر اساس رابطه بلندمدت به دست آمده برای زعفران نیز انتظار می رود در بلندمدت ۱۰ درصد افزایش در قیمت داخلی موجب افزایش قیمت صادراتی (جهانی) زعفران به میزان حدود ۸ درصد شود. افزون بر این مشاهده می شود که عرض از مبدأ دارای اهمیت آماری است و مقدار مثبتی نشان می دهد، به این معنی که قیمت صادراتی همواره به اندازه مقداری ثابت بالاتر از قیمت داخلی است. تصریح ارائه شده برای محصولات منتخب دارای ویژگی های مطلوب اقتصادسنجی است و می تواند حداقل ۹۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را در بلندمدت تشریح نماید.

پس از برآورد تصریح یادشده در جدول ۲ مقادیر سری جملات پسماند محاسبه گردید تا هم جمعی متغیرهای قیمت داخلی و جهانی با استفاده از آزمون های هم جمعی انگل-گرنجر و همچنین آزمون های هم جمعی آستانه ای و آستانه ای-گشتاوری مورد آزمون قرار گیرد.

جدول ۲. رابطه بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی

متغیر مستقل		آماره ها		متغیر وابسته		
عرض از مبدأ	قیمت جهانی	قیمت داخلی	\bar{R}^2	D.W	F	Jarqu-Bera
ضریب آماره t	ضریب آماره t	ضریب آماره t				
۲/۱۶	-۵/۶۷	۱/۰۷	۱۹/۸۲	-	-	۱/۶۴(۰/۴۳)
۳/۳۴	۶/۰۷	-	-	۱۹/۲۷	۰/۷۸	۲/۱۶(۰/۳۳)
۰/۰۵	۰/۱۳	۰/۹۵	۲۰/۹۲	-	-	۰/۱۸(۰/۹۱)

مأخذ: یافته های تحقیق

***: معنی دار در سطح ۱ درصد

در جدول ۳ یافته های حاصل از آزمون ایستایی جملات پسماند به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان دو قیمت یاد شده ارائه شده است. در روش انگل - گرنجر از آماره مک کینون (MacKinnon, 1991) استفاده گردید. آماره یاد شده برای این آزمون در سطوح معنی داری، ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر با $-۴/۱۲$ ، $-۳/۴۶$ و $-۳/۱۳$ است. با در نظر گرفتن سطح معنی داری ۱۰ درصد می توان گفت وجود ریشه واحد در سری جملات پسماند حاصل از رابطه بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی پذیرفته نمی شود از این رو می توان نتیجه گرفت که بر اساس روش انگل - گرنجر، رابطه بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی محصولات منتخب وجود دارد (جدول ۳).

در روش آستانه ای و آستانه ای-گشتاوری در واقع در مجموع چهار فرض مورد آزمون قرار می گیرد. ابتدا فرض صفر به صورت آزمون $\rho_1 = 0$ و $\rho_2 = 0$ است و عدم تأیید فرض صفر به معنی آن خواهد بود که میان دو متغیر رابطه بلندمدت وجود دارد. البته با توجه به آزمون انفرادی این فروض و مقادیر آماره t ارائه شده تنها یافته های آزمون دو فرض دیگر ارائه شده است. فرض دیگر به صورت $\rho_1 = \rho_2$ می باشد که تأییدش به معنی آن است که فرایند تعدیل به صورت متقارن بوده و فاقد یک آستانه است. این فرض را می توان با استفاده از توزیع F استاندارد آزمود (Enders and Granger, 1998). فرضیه $\rho_1 = \rho_2 = 0$ نیز وجود رابطه بلندمدت ضمن فرض تقارن را بررسی می نماید. مقادیر بحرانی برای این آزمون در روش آستانه ای در سطوح معنی داری، ۱۰، ۵ و ۱ درصد و برای تعداد مشاهدات ۵۰ و کمتر به ترتیب برابر با $۵/۱۵$ ، $۶/۱۹$ و $۸/۶۴$ است. مقادیر بحرانی متناظر برای روش آستانه ای - گشتاوری در سطوح اطمینان ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب برابر با $۵/۰۲$ ، $۶/۰۵$ و $۸/۵۹$ است (Enders, 2004). حال به تحلیل سایر یافته های جدول ۳ پرداخته می شود. بر اساس نتایج به دست آمده در مورد کشمکش، فرض $\rho_1 = \rho_2$ در روش آستانه ای مورد تأیید قرار نمی گیرد؛ به بیان دیگر، صفر به عنوان یک مقدار آستانه ای در فرآیند تعدیل مهم است. همچنین مقدار آماره F برای آزمون $\rho_1 = \rho_2 = 0$ در روش آستانه ای برابر با $۸/۷۱$ می باشد که در هر سه سطح معنی داری

انتقال قیمت میان بازار داخلی

فرض صفر پذیرفته نمی شود. به این ترتیب بر اساس روش آستانه‌ای می توان گفت الگوی انتقال قیمت متقارن مورد تأیید قرار نمی گیرد اما این روش وجود رابطه بلندمدت را می پذیرد. مقادیر ضرایب به دست آمده در روش آستانه‌ای - گشتاوری دارای اهمیت آماری پایین هستند؛ البته در تصریح کشمش مقدار ضریب ρ_2 در سطح معنی داری ۱۰ درصد حایز اهمیت آماری است. در این روش هر دو فرض $\rho_1 = \rho_2$ و $\rho_1 = \rho_2 = 0$ مورد پذیرش قرار می گیرد. لذا می توان گفت روش آستانه‌ای - گشتاوری بر وجود انتقال قیمت متقارن تأکید دارد و میان دو قیمت نیز قائل به رابطه بلندمدت نمی باشد. با استناد به یافته های دو روش انگل - گرنجر و آستانه‌ای می توان وجود رابطه هم جمعی میان دو قیمت صادراتی و قیمت در بازار داخلی کشمش را پذیرفت. اما میان دو روش آستانه‌ای و آستانه‌ای - گشتاوری در خصوص تقارن در الگوی تعدیل اختلاف وجود دارد. در حالی که روش آستانه‌ای وجود آستانه در الگوی تعدیل را نشان می دهد روش آستانه‌ای - گشتاوری چنین نتیجه‌ای را تأیید نمی کند. در این خصوص در ادامه، تحلیل بیشتری ارائه می شود.

در تصریح زعفران، بر اساس هر سه سطح معنی داری مورد استفاده در روش انگل - گرنجر، وجود ریشه واحد در سری جملات پسماند حاصل از رابطه بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی مورد پذیرش قرار نمی گیرد. از این رو می توان گفت بر اساس روش انگل - گرنجر رابطه بلندمدت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی زعفران وجود دارد.

در روش آستانه‌ای نیز مقادیر آماره t برای هر دو ضریب دارای اهمیت آماری بالا هستند. لذا برابر با صفر بودن این ضرایب را نمی توان پذیرفت. اما همان طور که مقادیر آماره F استاندارد مربوط به آزمون فرضیه $\rho_1 = \rho_2$ نشان می دهد، الگوی تعدیل متقارن است و لذا عدم تقارن در الگوی تعدیل در رابطه بلندمدت را نمی توان پذیرفت؛ به عبارت دیگر، فرایند تعدیل قیمت زعفران به صورت متقارن می باشد و فاقد یک آستانه است. همچنین در مورد فرض $\rho_1 = \rho_2 = 0$ نیز که وجود رابطه بلندمدت ضمن فرض تقارن را بررسی می نماید بر

اساس مقدار به دست آمده برای ضریب آماره F می‌توان گفت رابطه بلندمدت میان قیمت داخلی و صادراتی وجود دارد.

در تصریح روش آستانه‌ای-گشتاوری برای زعفران تنها ضریب ρ_2 حایز اهمیت آماری است، اما سایر نتایج مشابه روش آستانه‌ای می‌باشد. به این ترتیب که فرض $\rho_1 = \rho_2$ مورد پذیرش قرار گرفته و تقارن در الگوی تعدیل قیمت زعفران مشاهده می‌شود. اما همانند روش آستانه‌ای وجود رابطه بلندمدت را می‌توان پذیرفت. به این ترتیب می‌توان گفت هر سه روش مورد استفاده بر وجود رابطه بلندمدت میان قیمت داخلی و صادراتی زعفران دلالت دارند اما الگوی تعدیل متناظر با این رابطه بلندمدت متقارن است و تعدیل در هر دو جهت کاهش و افزایش قیمت صادراتی مشابه می‌باشد.

یافته‌های حاصل از آزمون هم‌جمعی در تصریح پسته به روش انگل - گرنجر حاکی از معنی داری ضریب ρ می‌باشد. بر اساس مقادیر آماره مک‌کینون (MacKinnon, 1991) می‌توان گفت مقدار ضریب یاد شده در هر سه سطح معنی‌داری حایز اهمیت آماری است و وجود رابطه هم‌جمعی بر اساس روش انگل گرنجر مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مورد پسته میان یافته‌های حاصل از دو روش آستانه‌ای و آستانه‌ای-گشتاوری هم‌خوانی دیده می‌شود، به این ترتیب که در هر دو روش مقادیر ضرایب ρ_1 و ρ_2 در سطح بالایی حایز اهمیت آماری است. همچنین در مورد هر دو روش فروض عدم تقارن الگوی تعدیل ($\rho_1 = \rho_2$) و همچنین رابطه هم‌جمعی تحت فرض تقارن ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) مورد تأیید قرار می‌گیرد. به این ترتیب بر اساس یافته‌های جدول ۳ می‌توان گفت میان دو قیمت صادراتی و قیمت داخلی پسته ایران رابطه هم‌جمعی وجود دارد و الگوی تعدیل جملات اخلاص به صورت نامتقارن می‌باشد.

آماره‌های تشخیص مورد استفاده نیز مطلوب بودن تصریح‌ها را نشان می‌دهند به این ترتیب که خودهم‌بستگی در سطح پایین قرار دارد و اثر ARCH نیز به طور جدی مشاهده نمی‌شود. توزیع جملات اخلاص نیز به جز در یک مورد نرمال می‌باشد.

انتقال قیمت میان بازار داخلی

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون رابطه هم‌جمعی میان قیمت داخلی و صادراتی

Jarqu	آماره ها			متغیر مستقل			محصول	روش		
	F(Wald)	F(Wald)	LM	ARCH	ρ_2	ρ_1			ρ	
-Bera	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$	LM	LM	t ضریب آماره t	t ضریب آماره t	t ضریب آماره t	هم‌جمعی ضریب		
۱/۰۵(۰/۵۹)	-	-	۰/۷۳(۰/۴۰)	۰/۹۵(۰/۳۹)	-	-	-	-۲/۳۳	-۰/۴۴۶	انگل-رنجر
۰/۶۲(۰/۷۳)	۸/۷۱	۳/۸۴(۰/۰۶)	۱/۸۸(۰/۱۸)	۰/۱۴(۰/۹۳)	-۱/۸۹	-۰/۳۸۴	-۲/۷۳	-۰/۴۹۸	-	آستانه ای
										کشمش
										آستانه‌ای-
۸۴(۰/۶۵)	۱/۸	۰/۶۴(۰/۴۳)	۱/۹۹(۰/۱۵)	۰/۲۴(۰/۶۲)	-۰/۶۷۳	-۰/۱۵۳	-۱/۷۶	-۰/۴۱۵	-	گشتاوری
										انگل-
۱/۹۲(۰/۳۸)	-	-	۱/۹۱(۰/۱۸)	۱/۷۸(۰/۱۸)	-	-	-	-۵/۲۰	-۱/۰۲	گرنجر
۲/۰۴(۰/۳۶)	۱۳/۱۲	۰/۸۸(۰/۷۷)	۰/۶۱(۰/۶۱)	۱/۹۳(۰/۱۵)	-۴/۱۹	-۱/۰۶	-۲/۹۵	-۰/۹۵	-	زعفران آستانه ای
										آستانه‌ای-
۱/۷۷(۰/۰۱)	۱۶/۰۳	۰/۳۴(۰/۵۶)	۱/۰۴(۰/۳۲)	۰/۴۹(۰/۴۸)	-۲/۷۴	-۱/۶۸	-۰/۷۶	-۰/۲۵	-	گشتاوری
										انگل-
۰/۰۷(۰/۹۶)	-	-	۲/۷۳(۰/۰۸)	۱/۸۰(۰/۱۷)	-	-	-	-۵/۵۶	-۰/۹۰	گرنجر
۱/۸۱(۰/۴۰)	۶۷/۵۵	۱/۸۰۶(۰/۰۰)	۲/۲۸(۰/۱۲)	۰/۰۹(۰/۷۵)	-۲/۶۷	-۰/۳۶	-۱/۰۳۰	-۱/۲۰	-	پسته آستانه ای
										آستانه‌ای-
۱/۰۹(۰/۵۸)	۲۸/۵۸	۸/۸۲(۰/۰۱)	۲/۹۱(۰/۱۰)	۱/۰۵(۰/۳۶)	-۵/۰۸	-۰/۴۲	-۵/۰۳	-۰/۴۲	-	گشتاوری

مأخذ: یافته های تحقیق

الگوی انتقال قیمت

پس از آزمون وجود رابطه بلندمدت و شناخت الگوی تقارن انتقال قیمت، الگوی تصحیح خطای متناظر با آن ها در جداول ۴ تا ۶ آمده است. ابتدا در جدول ۴ الگوی تصحیح خطای مربوط به کشمش آمده است. این نتایج تحت دو فرض تقارن و عدم تقارن در الگوی انتقال قیمت کشمش ارائه شده که متناظر با نتایج متفاوت حاصل از روش‌های آستانه‌ای و آستانه‌ای-گشتاوری در جدول ۳ است.

در جدول ۴ مشاهده می‌شود که در تصریح اول در بلندمدت انتقال قیمت میان دو بازار متقارن است اما در کوتاه مدت این انتقال دارای الگویی نامتقارن می‌باشد. با در نظر گرفتن ضرایب حایز اهمیت آماری می‌توان گفت در کوتاه‌مدت افزایش قیمت در بازار جهانی کشمش به میزان ۱۰ درصد موجب افزایش قیمت در بازار داخلی به میزان ۱/۸ درصد خواهد شد. در حالی که با کاهش قیمت جهانی به میزان ۱۰ درصد میزان کاهش در قیمت داخلی کشمش حدود ۵ درصد خواهد بود؛ به بیان دیگر، افزایش قیمت جهانی کشمش کمتر از کاهش آن بر بازار داخل اثرگذار خواهد بود. این یافته حاکی از آن است که کاهش قیمت با شدت بیشتری به قیمت داخلی منتقل می‌شود و نشان دهنده توان بالاتر صادرکنندگان می‌باشد. در حالی که صادرکنندگان تمایل دارند نیمی از کاهش قیمت جهانی را به قیمت داخلی، که در آن محصول صادراتی خود را خریداری می‌کنند، منتقل نمایند. این مقدار برای افزایش قیمت در سطح کمتر از ۲۰ درصد قرار دارد.

بر حسب زمان انتقال تغییرات قیمت نیز می‌توان انتقال نامتقارن را مشاهده نمود، به این ترتیب که افزایش قیمت در همان دوره از بازار جهانی به بازار داخل منتقل می‌شود اما کاهش قیمت عمدتاً تنها پس از یک دوره وقفه به بازار داخل منتقل می‌شود.

انتقال قیمت میان بازار داخلی

همان طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، مقادیر ضرایب تصحیح خطا از نظر آماری نیز حایز اهمیت آماری نمی‌باشند. به طور کلی می‌توان گفت فرآیند تعدیل چندان حایز اهمیت نمی‌باشد؛ البته ضریب جمله سری کاهشی جمله تصحیح خطا در سطح اطمینان ۸۵ درصد حایز اهمیت آماری است. تصریح ارائه شده تحت فرض عدم تقارن جملات تصحیح خطا قادر است ۴۹ درصد از تغییرات قیمت داخلی کشمش را تبیین نماید و سایر آماره‌های تشخیص نیز دال بر مطلوب بودن تصریح می‌باشد. همچنین گفتنی است که تصریح ارائه شده فاقد اثر ARCH می‌باشد.

در بخش دیگری از جدول ۴ الگوی تصحیح خطا، ضمن مقارن فرض نمودن جملات تصحیح خطا، ارائه شده است. یافته‌های این تصریح با تصریح دیگر این جدول تفاوت اندک دارد و مهم‌ترین تفاوت به ضریب جمله تصحیح خطا مربوط می‌شود که دارای اهمیت آماری است؛ به بیان دیگر، تقسیم جملات تصحیح خطا به دو گروه موجب از میان رفتن روند معنی-داری الگوی تعدیل می‌گردد. بر اساس ضریب به دست آمده می‌توان گفت هر گونه انحراف قیمت داخلی از روند بلندمدت آن در نتیجه شوک وارده از سوی قیمت جهانی پس از حدود ۶ دوره تعدیل خواهد شد. با توجه به عدم معنی‌داری ضرایب جملات تصحیح خطا می‌توان گفت تصریح تحت فرض تقارن جملات تصحیح خطا از اهمیت و مقبولیت بیشتری برخوردار می‌باشد و به طور متناظر یافته‌های حاصل از روش آستانه‌ای-گشتاوری بر یافته‌های روش آستانه‌ای محصول کشمش جدول ۳ برتری دارد.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

جدول ۴. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا نامتقارن انتقال قیمت میان بازار داخلی و

صادراتی کشمش

متغیر	نوع الگوی تصحیح خطا			الگوی تصحیح خطا با فرض عدم تقارن		
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدأ	۰/۱۳*	۰/۰۶	۱/۹۸	۰/۱۴*	۰/۰۵	۲/۷۲
سری افزایشی قیمت جهانی	۰/۱۸*	۰/۱۰	۱/۸۷	۰/۱۶*	۰/۰۹	۱/۷۱
سری کاهشی قیمت جهانی	۰/۱۸	۰/۱۶	۱/۱۴	۰/۲۱	۰/۱۵	۱/۴۴
وقفه مرتبه اول سری کاهشی قیمت جهانی	۰/۴۸**	۰/۲۱	۲/۳۲	۰/۴۰**	۰/۱۷	۲/۳۴
سری افزایشی جمله تصحیح خطا	-۰/۰۶	۰/۲۳	-۰/۲۴	-	-	-
سری کاهشی جمله تصحیح خطا	-۰/۲۲	۰/۱۵	-۱/۴۲	-	-	-
سری جمله تصحیح خطا	-	-	-	-۰/۱۷*	۰/۱۰	-۱/۷۶
F	۵/۶۵	-	-	۰/۵۶	-	-
\bar{R}^2	۰/۴۹	-	-	۱/۱۹(۰/۲۸)	-	-
LM	۰/۳۵(۰/۵۵)	-	-	۱/۳۷(۰/۵۰)	-	-
Jarqu-Bera	۲/۱۸(۰/۳۳)	-	-	۲/۵۷(۰/۱۰)	-	-
Wald (انتقال متقارن کوتاه مدت)	۲/۲۷(۰/۱۰)	-	-	۰/۸۲(۰/۳۷)	-	-
Wald (برابری ضرایب جملات تصحیح خطا)	۰/۲۷(۰/۶۱)	-	-	۰/۵۶	-	-
ARCH LM	۰/۵۱(۰/۴۷)	-	-	۱/۱۹(۰/۲۸)	-	-

مأخذ: یافته های تحقیق

* و ** به ترتیب: معنی دار در سطح ۱۰، ۵ درصد

برای محصول زعفران نیز متناظر با رابطه بلندمدت، که وجود آن در جدول ۳ اثبات شد، رابطه تصحیح خطا در جدول ۵ ارائه شده است. با توجه به اینکه الگوی تعدیل بر اساس هر دو روش آستانه‌ای و آستانه‌ای-گشتاوری متقارن ارزیابی گردید، لذا سری جملات تصحیح خطا تنها در قالب یک متغیر لحاظ شد. همان طور که در این جدول مشاهده می‌شود،

انتقال قیمت میان بازار داخلی

انتقال قیمت در کوتاه مدت الگویی نامتقارن دارد در حالی که افزایش قیمت داخل در کوتاه مدت به میزان ۱۰ درصد می تواند موجب افزایش قیمت صادراتی تا سطح ۳ درصد شود. در صورت کاهش قیمت داخلی به میزان ۱۰ درصد قیمت صادراتی می تواند تا سطح ۱۷/۲ درصد کاهش یابد. به این ترتیب به نظر می رسد صادرکنندگان تنها قادرند بخشی از افزایش قیمت داخل را که قیمت خرید برای آنها نیز محسوب می شود، به بازار صادراتی منتقل نمایند؛ به بیان دیگر، تغییرات قیمت صادراتی از قیمت داخلی در شرایطی که قیمت ها کاهش می یابد به مراتب بیشتر است. با کاهش قیمت داخلی و افزایش عرضه محصولات صادراتی توسط صادرکنندگان، به دلیل کاهش هزینه های تولید، قیمت صادراتی کاهش بیشتری می یابد. این امر می تواند از سهم بالا و تأثیرگذار صادرکنندگان ایران در بازار صادراتی زعفران حکایت داشته باشد.

جدول ۵. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا نامتقارن انتقال قیمت میان بازار داخلی و

صادراتی زعفران			
ضریب	انحراف معیار	آماره t	
۰/۱۴***	۰/۰۴	۳/۳۵	عرض از مبدأ
۰/۳۰*	۰/۱۶	۱/۷۱	سری افزایشی قیمت داخلی
۱/۷۲***	۰/۴۳	۴/۰۴	سری کاهشی قیمت داخلی
-۰/۵۵***	۰/۱۹	-۲/۹۳	جمله تصحیح خطا
۶/۵۰	-	-	F
۰/۴۵	-	-	\bar{R}^2
۱/۶۷(۰/۲۱)	-	-	LM آماره ها
۲/۶۰(۰/۲۷)	-	-	Jarqu-Bera
۹/۸۹(۰/۰۰)	-	-	Wald (انتقال متقارن کوتاه مدت)
۰/۳۷(۰/۵۴)	-	-	ARCH LM(3)

مأخذ: یافته های تحقیق

* و *** به ترتیب: معنی دار در سطح ۱۰ و ۱ درصد

جمله تصحیح خطا نیز دارای اهمیت آماری بالا و ضریب بالاست، به این ترتیب که انتظار می رود بیش از نیمی از هر گونه تحریف قیمت صادراتی از روند بلندمدت آن در نتیجه شوک وارده از سوی قیمت داخلی زعفران در هر دوره تعدیل شود و در مجموع تنها دو سال زمان برای تعدیل کامل شوک وارده نیاز خواهد بود. تصریح تصحیح خطای ارائه شده قادر است ۴۵ درصد از تغییرات در متغیر قیمت صادراتی در کوتاه مدت را توضیح دهد. آماره های تشخیص نیز دال بر مطلوب بودن این تصریح می باشد.

در نهایت نیز الگوی تصحیح خطای محصول پسته در جدول ۶ آمده است. البته این جدول نیز دو تصریح را در بر می گیرد که ابتدا تصریح ارائه شده در سمت راست مورد بررسی قرار گرفته است. الگوی تصحیح خطای برآورد شده نشان می دهد که فرایند انتقال قیمت در کوتاه مدت متقارن است اما در بلندمدت الگوی تعدیل (الگوی انتقال قیمت بلندمدت) متقارن نمی باشد. در حالی که انتظار می رود انحراف به صورت افزایش قیمت داخلی نسبت به قیمت صادراتی در کمتر از دو دوره تعدیل شود، این سرعت تعدیل در شرایطی که قیمت داخلی پایین تر از قیمت صادراتی باشد، بیش از ۱۰ دوره به طول خواهد انجامید؛ به بیان دیگر، در صورتی که قیمت داخلی بالاتر از قیمت صادراتی باشد، صادرکنندگان تمایل بالایی دارند تا افزایش قیمت داخل را به روند بلندمدت آن برگردانند، در حالی که با کاهش قیمت داخلی نسبت به روند بلندمدت آن این تمایل در سطح پایین تری قرار دارد. به این ترتیب هر گونه انحراف قیمت داخلی نسبت به روند بلندمدت آن به صورت قرار گرفتن بالاتر از قیمت صادراتی به سرعت تعدیل خواهد شد و قیمت داخلی به سمت مقادیر پایین تر هدایت خواهد شد، در حالی که قرار گرفتن آن در مقادیر پایین تر از مقادیر قیمت صادراتی به کندی تمایل به افزایش و نزدیک شدن به قیمت صادراتی خواهد داشت. این نتیجه تلویحاً حاکی از توان تأثیرگذاری بالای صادرکنندگان دارد که تمایل دارند در صورت افزایش قیمت صادراتی به مقادیر بالاتر آن را تعدیل نمایند، در حالی که قیمت های پایین محصول حساسیت چندانی را به همراه ندارد.

انتقال قیمت میان بازار داخلی

بر خلاف انتقال قیمت در بلندمدت، در کوتاه مدت این انتقال متقارن است. البته نکته حایز اهمیت آن است که تفکیک متغیر قیمت صادراتی به مقادیر افزایشی و کاهششی باعث شده است تا هر دو متغیر از اثرگذاری معنی دار بر قیمت داخلی باز بمانند. الگوی ارائه شده ویژگی های اقتصادسنجی قابل قبولی دارد، به این ترتیب که خودهمبستگی در سطح پایینی قرار دارد و نرمال بودن جملات اخلاص نیز پذیرفتنی است. افزون بر این، کل تصریح حائر اهمیت آماری و قادر است ۴۱ درصد از تغییرات در قیمت داخلی پسته را تشریح نماید.

جدول ۶. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا نامتقارن انتقال قیمت میان بازار داخلی و

صادراتی پسته

الگوی تصحیح خطا با فرض تقارن اثر متغیر مستقل (قیمت جهانی)		الگوی تصحیح خطا با فرض عدم تقارن اثر متغیر مستقل (قیمت جهانی)		نوع الگوی تصحیح خطا		متغیر
انحراف آماره t	ضریب معیار	انحراف آماره t	ضریب معیار			
۴	۰/۰۴	۲/۵۹	۰/۰۷	۰/۱۹**		عرض از مبدأ
-	-	۱/۱۵	۰/۲۳	۰/۲۷		سری افزایشی قیمت جهانی (صادراتی)
-	-	۰/۴۰	۰/۴۳	۰/۱۷		سری کاهششی قیمت جهانی (صادراتی)
۱/۹۵	۰/۱۴	-	-	-		سری قیمت جهانی (صادراتی)
-۵/۶۸	۰/۱۴	-۳/۷۶	۰/۱۹	-۰/۷۰***		سری افزایشی جمله تصحیح خطا
-۰/۴۴	۰/۱۴	-۰/۰۶	۰/۱۵	-۰/۰۹		سری کاهششی جمله تصحیح خطا
-	-	۸/۶۶	-	-	۴/۳۲	آماره ها
-	-	۰/۵۷	-	-	۰/۴۱	F
-	-	۱/۵۹(۰/۲۲)	-	-	۰/۰۴(۰/۸۵)	\bar{R}^2
-	-	۳/۳۰(۰/۱۹)	-	-	۲/۸۴(۰/۲۴)	LM
-	-	-	-	-	۰/۰۳(۰/۸۷)	Jarqu-Bera
-	-	۹/۹۹(۰/۰۰)	-	-	۴/۶۳(۰/۰۴)	Wald (انتقال متقارن کوتاه مدت)
-	-	۰/۰۶(۰/۸۰)	-	-	۲/۲۲(۰/۱۳)	Wald (برابری ضرایب جملات تصحیح خطا)
-	-	-	-	-	-	ARCH LM

مأخذ: یافته های تحقیق

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

الگوی تصحیح خطای دیگری در سمت چپ جدول ۶ ارائه شده است که در آن، قیمت صادراتی به صورت مقادیر تفاضلی مورد استفاده قرار گرفته و به سری‌های افزایشی و کاهشی تقسیم نشده است. بر خلاف تصریح قبل، قیمت صادراتی در کوتاه‌مدت نیز اثر معنی‌دار بر قیمت داخلی دارد. افزون بر این، عدم تقارن انتقال قیمت در بلندمدت تشدید شده است. بر اساس یافته‌های این جدول انتظار می‌رود تنها مقادیر انحراف قیمت داخلی از روند بلندمدت آن به صورت بالاتر قرار گرفتن مقادیر قیمت داخلی از قیمت صادراتی موجب ایجاد واکنش و تعدیل شوند در حالی که هرگونه انحراف قیمت داخلی، به صورت پایین‌تر قرار گرفتن آن از قیمت صادراتی، از واکنش بسیار ناچیزی برخوردار خواهد بود. سایر ویژگی‌های الگو مشابه تصریح قبل است. باید گفت که در تصریح جدید اثر ARCH نیز در سطح پائینی قرار گرفته است.

آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت

در این بخش آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت میان بازار صادراتی و بازار داخلی بر حسب معیار معادل تغییرات محاسبه شده است. به این منظور باید به مقادیر کشش‌های قیمت عرضه و تقاضای محصولات منتخب دسترسی داشت. در این مطالعه از مقادیر کشش‌های ارائه شده در مطالعه موسوی و محمدی (۱۳۹۰) و محمدی (۱۳۹۰) استفاده گردید^۱. البته در مورد پسته انتقال قیمت در کوتاه مدت حایز اهمیت آماری نبوده و تنها انتقال نامتقارن در بلندمدت مشاهده گردید. از همین رو، این بخش از تحلیل رفاهی برای زعفران و کشمش ارائه گردید. یافته‌های این بخش در جدول ۷ آمده است.

در تحلیل آثار رفاهی، ابتدا افزایش قیمت متوسط در دوره مطالعه برای هر یک از قیمت‌ها در نظر گرفته شد و سپس به صورت متقارن، درصد کاهش قیمت نیز برابر با افزایش

۱. گفتنی است که بر اساس نتایج جدول ۷ مقدار کشش‌ها از تقسیم مقدار بر تغییرات قیمت قابل دستیابی می‌باشد.

انتقال قیمت میان بازار داخلی

قیمت یاد شده اعمال گردید. البته در مورد کشمش با توجه به جهت علیت به دست آمده، افزایش قیمت صادراتی انتخاب و تغییرات قیمت داخلی بر اساس مقادیر ضرایب انتقال قیمت محاسبه گردید. اما در مورد زعفران ابتدا تغییرات قیمت داخلی انتخاب و سپس بر اساس ضرایب انتقال قیمت به دست آمده تغییرات قیمت صادراتی محاسبه گردید.

در مورد کشمش مشخص گردید قیمت صادراتی در دوره منتخب به طور متوسط $17/3$ درصد رشد داشته است. افزایش قیمت صادراتی منجر به افزایش قیمت داخلی به میزان $2/8$ درصد خواهد شد. اما اگر به همین میزان قیمت صادراتی کاهش یابد، آنگاه انتظار می‌رود قیمت داخلی $6/9$ درصد کاهش یابد. البته در هر دو حالت افزایش و کاهش قیمت صادراتی، قیمت داخلی به میزان کمتری متأثر می‌شود، اما در هر صورت افزایش قیمت صادراتی کمتر از کاهش آن بر قیمت داخلی اثرگذار خواهد بود. افزایش قیمت صادراتی و همچنین افزایش قیمت داخلی کشمش به میزان $2/8$ درصد موجب کاهش تقاضای داخلی به میزان $2/8$ درصد خواهد شد. همچنین موجب افزایش عرضه داخلی و عرضه صادرات خواهد شد. البته افزایش عرضه داخلی تنها $0/1$ درصد است. اما عرضه صادرات 11 درصد افزایش خواهد یافت. کاهش تقاضای مصرف‌کنندگان به میزان $1/7$ درصد موجب کاهش رفاه آن‌ها به میزان $115/7$ میلیارد ریال خواهد شد. افزایش اندک عرضه کشمش نیز موجب افزایش رفاه تولیدکنندگان به میزان $11/3$ درصد خواهد شد. البته بخشی از افزایش رفاه عرضه‌کنندگان به دلیل افزایش قیمت داخل می‌باشد. همچنین افزایش قیمت صادراتی و افزایش عرضه صادرات موجب افزایش رفاه صادرکنندگان به میزان $135/3$ میلیارد ریال خواهد شد. در مجموع، از افزایش قیمت صادراتی به میزان $17/3$ درصد، مجموع کارگزاران اقتصادی فعال در بازار کشمش حدود 31 میلیارد ریال افزایش رفاه تجربه خواهند نمود که عمدتاً توسط صادرکنندگان کسب می‌شود.

اثر سناریوی کاهش قیمت کشمش به طور خلاصه برای تمامی موارد یاد شده دارای مقدار مطلق بیشتر و دارای جهت معکوس می‌باشد؛ به بیان دیگر، اثر کاهش قیمت صادراتی از نظر

اندازه فراتر از اثر افزایش قیمت صادراتی است. به طور متوسط می‌توان گفت اثر کاهش قیمت صادراتی بر متغیرهای منتخب جدول ۷ بیش از ۲ برابر اثر آن در حالت افزایش قیمت می‌باشد. در مجموع انتظار می‌رود کاهش قیمت صادراتی به میزان $17/3$ درصد موجب ایجاد زیان رفاهی به میزان $77/2$ میلیارد ریال شود که این رقم عمدتاً از کاهش قیمت و مقدار صادرات حاصل شده است. البته افزایش تقاضای داخلی و کاهش قیمت پرداختی مصرف‌کنندگان بخشی از زیان رفاهی را جبران می‌کند. به این ترتیب مشاهده می‌شود که افزایش قیمت صادراتی دارای اثر رفاهی کمتر از کاهش قیمت می‌باشد. البته در هر دو حالت افزایش و کاهش قیمت، تقاضای داخلی به عنوان عاملی در جهت کاهش تغییرات رفاهی ناشی از صادرات عمل می‌کند. از نظر توزیعی نیز تغییرات رفاهی حائز اهمیت است، به این ترتیب که با افزایش قیمت صادراتی، صادرکنندگان به قیمت کاهش رفاه مصرف‌کنندگان داخلی افزایش رفاه تجربه خواهند نمود. به همین ترتیب با کاهش قیمت صادراتی، مصرف‌کنندگان داخلی به قیمت کاهش رفاه صادرکنندگان افزایش رفاه کسب می‌کنند.

در مورد زعفران تغییرات قیمت داخلی بر اساس روند آن در دوره مطالعه انتخاب و سپس به قیمت صادراتی منتقل شده است. بر این اساس، سناریوی تغییر قیمت $24/8$ درصد افزایش قیمت انتخاب شده است. افزایش قیمت داخلی به میزان یاد شده موجب افزایش قیمت صادراتی به میزان $7/4$ درصد خواهد شد؛ به بیان دیگر، تنها کمتر از یک سوم از افزایش قیمت داخلی به قیمت صادراتی منتقل خواهد شد، در صورتی که کاهش قیمت داخلی به میزان $24/8$ درصد موجب کاهش قیمت صادراتی فراتر از 42 درصد خواهد شد. البته تغییرات مقدار تقاضا کمتر از تغییرات قیمت و مطابق انتظار، عکس تغییرات قیمت می‌باشد، به این ترتیب که $24/8$ درصد تغییر در قیمت موجب تغییر مقدار تقاضا در جهت عکس به میزان $14/4$ درصد خواهد شد. برخلاف تقاضا، عرضه واکنش بسیار بیشتری نشان می‌دهد به گونه‌ای که تغییرات قیمت داخلی به میزان $24/8$ درصد موجب تغییرات عرضه در همان جهت به میزان بیش از 48 درصد خواهد شد. در این خصوص گفتنی است که تغییرات عرضه معادل تغییرات تولید در

انتقال قیمت میان بازار داخلی

نظر گرفته شده و لذا اثر تغییر تولید نیز بر روی صادرات لحاظ گردیده است. عرضه صادرات نسبت به تغییرات در عرضه داخلی و نسبت قیمت داخلی به قیمت صادراتی نیز به شدت حساس است به گونه‌ای که با افزایش قیمت داخلی به میزان $24/8$ درصد عرضه صادرات بیش از 37 درصد افزایش می‌یابد. در مورد سناریوی کاهش قیمت، این حساسیت بسیار فراتر است و کاهش قیمت داخلی به میزان $24/8$ درصد می‌تواند بیش از 80 درصد کاهش صادرات زعفران را موجب شود.

برخلاف تغییرات رفاهی مشاهده شده در مورد کشمش، در مورد زعفران تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان حایز اهمیت کمتری می‌باشد. در حالی که افزایش قیمت داخلی به میزان $24/8$ ، درصد رفاه مصرف‌کنندگان را تنها کمتر از 68 میلیارد ریال کاهش می‌دهد. این رقم برای تولیدکنندگان بیش از 485 میلیارد ریال افزایش رفاه در پی دارد. تغییرات رفاهی صادرکنندگان به مراتب بالاتر از تولیدکنندگان است و این گروه از افزایش قیمت صادراتی بیش از 658 میلیارد ریال افزایش رفاه به دست خواهند آورد. به این ترتیب می‌توان گفت افزایش قیمت صادراتی در نتیجه افزایش قیمت داخلی ضمن آنکه افزایش رفاه بالایی برای دو گروه تولیدکنندگان و صادرکنندگان به ارمغان می‌آورد، کاهش رفاه اندکی را در میان مصرف‌کنندگان در پی دارد به گونه‌ای که در مجموع، گروه‌های یاد شده بیش از 1076 میلیارد ریال افزایش رفاه تجربه می‌نمایند.

کاهش قیمت داخلی آثار رفاهی به مراتب بیشتری دارد. البته مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت منتفع می‌شوند و افزایش رفاه را تجربه می‌نمایند، اما در مقایسه با زیان رفاهی دو گروه دیگر این تغییرات رفاهی چندان حایز اهمیت نمی‌باشد به گونه‌ای که در مقابل افزایش رفاه مصرف‌کنندگان به میزان حدود 68 میلیارد ریال، تولیدکنندگان حدود 1124 میلیارد ریال و صادرکنندگان حدود 1419 میلیارد ریال زیان تحمل خواهند نمود. در مجموع نیز کاهش قیمت داخلی به میزان $24/8$ درصد حدود 2475 میلیارد ریال زیان رفاهی در پی خواهد داشت، در حالی که افزایش قیمت به میزان $24/8$ درصد کمتر از نصف رقم یاد شده افزایش رفاه در پی دارد.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۵

هر چند انتظار می رود افزایش قیمت داخلی موجب زیان رفاهی برای مصرف کنندگان داخلی شود، اما باید توجه داشت که افزایش قیمت از سوی دیگر، موجب افزایش رفاه برای دو گروه دیگر، یعنی تولیدکنندگان و صادرکنندگان، خواهد شد. در مورد کشمش عمدتاً به دلیل بالا بودن مقیاس مصرف داخلی در مقایسه با صادرات، تغییرات رفاهی مصرف کنندگان در سطح بالا و نزدیک به تغییرات رفاهی صادرکنندگان قرار دارد. اما در مورد زعفران با توجه به غالب بودن صادرات در مقایسه با مصرف داخلی، تغییرات رفاهی مصرف کنندگان داخلی در مقایسه با صادرکنندگان فاقد اهمیت می باشد. اما در مورد هر دو محصول مشاهده شد که کاهش قیمت آثار رفاهی به مراتب بالاتر از افزایش قیمت دارد.

جدول ۷. نتایج حاصل از محاسبه آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت میان بازار داخلی

و صادراتی

زعفران		کشمش		محصول	سناریو
کاهش قیمت	افزایش قیمت	کاهش قیمت	افزایش قیمت		
-۴۲/۷	۷/۴	-۱۷/۳	۱۷/۳		تغییرات قیمت صادراتی (درصد)
-۲۴/۸	۲۴/۸	-۶/۹	۲/۸		تغییرات قیمت داخلی (درصد)
۱۴/۴	-۱۴/۴	۴/۲	-۱/۷		تغییرات تقاضای داخلی (درصد)
-۴۸/۶	۴۸/۶	-۰/۳	۰/۱		تغییرات عرضه داخلی (درصد)
-۸۰/۳	۳۷/۳	-۲۷/۴	۱۱		تغییرات عرضه صادرات (درصد)
۶۷/۶	-۶۷/۶	۲۸۹/۲	-۱۱۵/۷		تغییرات رفاهی مصرف کنندگان (میلیارد ریال)
-۱۱۲۳/۶	۴۸۵/۵	-۲۸/۲	۱۱/۳		تغییرات رفاهی تولیدکنندگان (میلیارد ریال)
-۱۴۱۸/۷	۶۵۸/۷	-۳۳۸/۲	۱۳۵/۳		تغییرات رفاهی صادرکنندگان (میلیارد ریال)
-۲۴۷۴/۷	۱۰۷۶/۷	-۷۷/۲	۳۰/۹		تغییرات رفاهی کل (میلیارد ریال)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه با هدف عمده تحلیل انتقال قیمت میان بازارهای داخلی و صادراتی محصولات صادراتی شامل کشمش، زعفران و پسته و محاسبه اثر رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن میان دو بازار صورت گرفت. ابتدا به منظور تعیین جهت انتقال قیمت از آزمون علیت تودا-یاماموتو استفاده گردید. در مورد کشمش و پسته جهت انتقال از بازار جهانی یا صادراتی به بازار داخلی بود. اما در مورد زعفران تغییرات قیمت داخلی به قیمت صادراتی منتقل می‌شود. علی‌رغم شباهت‌هایی میان بازار محصولات یاد شده، اما این الگوی تعیین قیمت حاکی از تفاوت در ساختار بازار داخلی این محصولات می‌باشد. این در حالی است که در مورد تمامی آن‌ها تولیدکنندگان داخلی دارای مقیاس کوچک و جامعه تولیدکننده تعداد زیادی را در بر می‌گیرد. اما به نظر می‌رسد در حلقه پس از تولید عرضه‌کنندگان در بازار داخلی زعفران از توان بالایی برای تأثیرگذاری بر قیمت صادراتی برخوردارند.

یافته‌های تحلیل رفاهی نشان داد افزایش قیمت داخلی و صادراتی در مجموع برای کل جامعه یاد شده متشکل از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان داخلی و صادرکنندگان، با افزایش رفاه کل همراه است و کاهش قیمت موجب زیان رفاهی می‌شود. لذا توصیه می‌شود در وهله اول همواره تلاش شود تا قیمت صادراتی افزایش یابد یا مانع کاهش آن شوند، زیرا با افزایش قیمت محصولات منتخب کل جامعه منتفع خواهند شد (هر چند که مصرف‌کنندگان داخلی با زیان رفاهی مواجه شوند) در حالی که زیان رفاهی کاهش قیمت به مراتب بالاتر است. این امر با توجه به سهم ایران در بازارهای صادراتی از طریق حفظ یا افزایش سهم خود در بازار جهانی محصولات منتخب مقدور است.

به دلیل انتقال نامتقارن قیمت مشاهده شد که آثار کاهش قیمت به مراتب نافذتر خواهد بود. این امر می تواند به تولید این محصولات منتخب، که نوعاً محصولات چندساله هستند، آسیب وارد نماید. لذا توصیه می شود در جهت انتقال متقارن قیمت میان عوامل فعال ایرانی در بازار این محصولات کوشش شود تا علایم بازار به طور صحیح میان حلقه های مختلف بازار جابه جا شود، زیرا آسیب دیدن تولید بر اثر انتقال ناصحیح علایم قیمتی می تواند نهایتاً موجب وارد آمدن زیان به موقعیت ایران در بازار صادراتی این محصولات شود. ایجاد تشکلهای مربوطه به منظور تأثیرگذاری بر فرایند تشکیل قیمت می تواند موجب انتقال متقارن قیمت شود. همان طور که در ابتدا نیز اشاره شد، در مورد محصولات منتخب، ایران دارای پتانسیل اعمال قدرت بازار است. همچنین در مورد پسته یافته های مطالعه فرج زاده و بخشوده (۱۳۹۰) نیز حاکی از وجود قدرت بازار در بازار صادراتی این محصول می باشد؛ به بیان دیگر، با اینکه صادرکنندگان در بازار جهانی برای محصولات خود قیمتی بالاتر از قیمت رقابت کامل تعیین می کنند، مانع از دریافت قیمت بالاتر توسط تولیدکنندگان یا عرضه کنندگان داخلی می شوند. برای حفظ سهم بالا در بازار جهانی محصولات منتخب لازم است انگیزه لازم در میان تولیدکنندگان برای حفظ یا افزایش سطح تولید نیز ایجاد شود. در مورد فراهم نمودن امکان انتقال متقارن قیمت میان صادرکنندگان و تولیدکنندگان داخلی به طور مشخص، افزایش تعداد صادرکنندگان و کاهش سهم آن ها به منظور کاهش توان اعمال قدرت در تعیین قیمت در بازار داخلی توصیه می گردد. البته در مورد پسته، در کوتاه مدت، انتقال متقارن ارزیابی گردید. اما برای کشمش و زعفران انتقال در کوتاه مدت نامتقارن است.

منابع

۱. حسینی، س. ص. و دوراندیش، آ. ۱۳۸۵. الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی. *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۲-۳۷ (۱): ۱۴۵-۱۵۳.
۲. حسینی، س. ص. و نیکوکار، ا. ۱۳۸۵. انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۲-۳۷ (۱): ۹-۱.
۳. حسینی، س. ص. و قهرمان زاده، م. ۱۳۸۵. تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۵۳: ۱-۲۲.
۴. حسینی، س. ص.، سلامی، ح. و نیکوکار، ا. ۱۳۸۷. الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران. *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۲ (۱): ۲۱-۱.
۵. فرج زاده، ز. و اسماعیلی، ع. ۱۳۸۹. تحلیل انتقال قیمت در بازار جهانی پسته. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۷۱: ۶۹-۹۸.
۶. فرج زاده، ز. و بخشوده، م. ۱۳۹۰. بررسی ساختار بازار جهانی پسته با تأکید بر قدرت بازار ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۷۳: ۱۲۵-۱۴۵.
۷. قدمی کوهستانی، م.، نیکوکار، ا. و دوراندیش، آ. ۱۳۸۹. الگوی آستان های انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، ۲۴ (۳): ۳۸۴-۳۹۲.
۸. محمدی، ح. ۱۳۹۰. تحلیل اثر بحران مالی اقتصاد جهانی بر صادرات کشاورزی ایران. *مجله اقتصاد کشاورزی*، ۵ (۳): ۱۶۹-۱۹۱.
۹. موسوی، س. ن. و محمدی، ح. ۱۳۹۰. اثر بحران مالی اقتصاد جهانی بر صادرات پسته و زعفران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۷۵: ۱۳۵-۱۶۱.
۱۰. نیکوکار، ا.، حسینی، س. ص. و دوراندیش، آ. ۱۳۸۹. الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت گاو ایران. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*. ۲۴ (۱): ۲۳-۳۲.

11. Abdulai, A. 2000. Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market. *Journal of Development Economics*, 63:327-349.
12. Aguiar, D. R. D. and Santana, J. A. 2002. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil. *Agribusiness*, 18(1):37-48.
13. Arunanondchai, J. M. 2003. Applied general equilibrium analysis of trade liberalization on land-based sectors in Malaysia and Indonesia. *Journal of Policy Modeling*, 25: 947-961.
14. Bailey, D. and Brorsen, B.W. 1989. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14(2):246-252.
15. Bakucs, L. Z. and Ferto, I. 2006. Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. *Food Economics*, 3: 151-160.
16. 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*, 3:23-29.
17. 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.
18. Dutta, S., Bergen, M., Levy, D. and Venable, R. 1999. Menu costs, posted prices, and multiproduct retailers. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31(4):683-703.

19. Enders, W. 2004. Applied econometrics time series. NewYork: John Wiley and Sons. Inc.
20. 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 & Economic Statistics*, 16:304-311.
21. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2): 251–280.
22. FAO 2012. Statistical Database. Availbale at: <http://www.fao.org>.
23. Felloni, F., Gilbert, J., Wahl, T. I. and Wandschneider, P. 2003. Trade policy, biotechnology and grain self-sufficiency in China. *Agricultural Economics*, 28: 173–186.
24. Fugazza, M. and Maur, J. 2008. Non-tariff barriers in CGE models: how useful for policy?. *Journal of Policy Modeling*, 30(3): 475–490.
25. Gauthier, W.M. and Zapata, H. 2001. Testing symmetry in price transmission models. Louisiana State University. Department of Agricultural Economics & Agribusiness. Working Paper.
26. Hosoe, N. 2001. A general equilibrium analysis of Jordan's trade liberalization. *Journal of Policy Modeling*, 23: 595–600.
27. Houck, J.P. 1977. An approach to specifying and estimating nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59:570-572.

28. Kitwiwattanachai, A., Nelson, D. and Reed, G. 2010. Quantitative impacts of alternative East Asia Free Trade Areas: a Computable General Equilibrium (CGE) assessment. *Journal of Policy Modeling*, 32: 286-301.
29. Lütkepohl, H. 1993. Introduction to multiple time series (2nd ed.). Berlin: Springer-Verlag.
30. Lee, H., Roland-Holst, D. and Van Der Mensbruggh, D. 2004. China's emergence in East Asia under alternative trading arrangements. *Journal of Asian Economics*, 15: 697-712.
31. Levy, D., Bergen, M., Dutta, S. and Venable, R. 1997. The magnitude of menu costs: direct evidence from large U.S. supermarket chains. *Quarterly Journal of Economics*, 112(3):791-825.
32. Meyer, J. and Cramon-Taubadel, S. V. 2004. Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3): 581-611.
33. Peltzman, S. 2000. Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108(3):466-502.
34. Rutherford, T.F. and Tarr, D. G. 2002. Trade liberalization, product variety and growth in a small open economy: a quantitative assessment. *Journal of International Economics*, 56: 247-272.
35. Thomposon, S. R., Herrmann, R. and Gohout, W. 2000. Agricultural market liberalization and instability of domestic

agricultural markets, the case of the CAP. *American Journal of Agricultural Economics*, 82:718-726.

36. Toda, H. Y. and Yamamoto, T. 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, 66: 225–250.

37. UN data, 2011. Available at: <http://data.un.org>.

38. Von Cramon-Taubadel, S. and Meyer, J. 2000. Asymmetric price transmission: fact or artefact?. University Göttingen. Institut for Agricultural Economy. Working Paper.

39. 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.

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

41. Winchester, N. 2009. Is there a dirty little secret? non-tariff barriers and the gains from trade. *Journal of Policy Modeling*, 31: 819–834.