اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۹، پاییز ۱۳۹۱

انتقال قیمت نهاده‌های وارداتی بخش طیور از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی

مطالعه موردی کنجاله سویا و پودر ماهی

رضا حیدری‌کمال‌آبادی*، دکتر ناصر شاهنوشی**

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۰/۹/۱۴

چکیده

کارایی قیمت و بازار تحت تأثیر عوامل و شاخصهای متعددی است که یکی از مهمترین آنها مسئله تقارن انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. از آنجا که نهاده‌های وارداتی کنجاله سویا و پودرماهی بخش اعظمی از تغذیه طیور را تشکیل می‌دهد، هدف از این مطالعه بررسی نحوه انتقال قیمتهای جهانی این نهاده‌ها به قیمتهای داخلی با استفاده از داده‌های ماهانه فاصله زمانی ۱۳۸۰-۸۹ با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطاست. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش و کاهش قیمتهای جهانی کنجاله سویا و پودرماهی اثر مثبتی روی تغییرات قیمت داخلی‌آنها دارد. آزمون‌انتقال قیمت هر دو نهاده نیز نشان‌می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت

* دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)
e-mail: rezaheidari3631@gmail.com
** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
e-mail: naser.shahnoushi@gmail.com

انتقال قیمت از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی متقارن است. نوسانات قیمتهای جهانی به‌خصوص افزایش آن، می‌تواند واحدهای تولیدی وابسته به نهاده‌های وارداتی را با چالش مواجه سازد؛ لذا پیشنهاد می‌شود که سیاستهای دولت به سمت بهبود زیرساخت‌های بخش شیلات به منظور افزایش ظرفیت تولید پودر ماهی و افزایش عملکرد سویا در مناطق مستعد در راستای کاهش واردات هدایت شود.

طبقه‌بندی JEL: Q11–E30

کلیدواژه‌ها:

انتقال قیمت، الگوی تصحیح خطا، نهاده‌های وارداتی، طیور، ایران

مقدمه

در ساختار فعلی اقتصاد جهانی، واردات نقش مهمی در تعیین استراتژی توسعه اقتصادی ایفا می‌کند و هر گونه تحولی که در واردات کشور رُخ دهد، در فرایند تولید، رشد و توسعه تأثیر بسزایی دارد. با توجه به این امر و وابستگی ساختاری بخشهای مختلف ایران به واردات، شناخت واردات کشور به عنوان یکی از مهمترین مسائل تجارت امری ضروری محسوب می‌شود و اتخاذ سیاستهای مناسب برای آن حائز اهمیت است (فرجبش و محرابیان، ۱۳۸۰). از نظر صادرات محصولات کشاورزی، ایران کشوری نسبتاً کوچک ولی از نظر واردات در بعضی موارد کشوری نسبتاً تأثیرگذار در بازرگانی خارجی یا تجارت می‌باشد؛ به عبارت دیگر، بخش عمده تجارت بخش کشاورزی، مربوط به واردات است (کمیجانی، ۱۳۸۰).

نحوه تأثیرگذاری قیمتها در بازارهای مختلف و از جمله تأثیر قیمتهای جهانی در قیمتهای داخلی از مباحث مهم در تجزیه و تحلیل سیاستهای تجاری است. از نظر هدف ثبات

قیمتها مهم است که بدانیم چگونه قیمتهای داخلی از گسترش قیمتهای جهانی تأثیر می‌گیرند، به‌ویژه وقتی بازارها با هم ارتباط داشته باشند. در صورتی که بازارها به خوبی عمل کنند، تغییر قیمتها باید از یک بازار به بازار دیگر منتقل شود. اینکه چگونه شوکهای قیمتی در یک بازار به بازارهای دیگر منتقل می‌شود، انتقال قیمت نامیده می‌شود (بخشوده، ۱۳۷۸).

کارایی قیمت و بازار تحت تأثیر عوامل و شاخصهای متعددی است که یکی از مهمترین آنها مسئله تقارن انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. وجود تقارن در بازار حاکی از انتقال کامل تغییرات قیمت در یک سطح از بازار (افزایش یا کاهش) به سطوح دیگر است. در انتقال نامتقارن، اثر افزایش یا کاهش قیمت در یک سطح به‌طور کامل به سطوح دیگر منتقل نمی‌شود و یا اینکه ممکن است افزایش قیمتها سریعتر و به‌طور کامل، ولی کاهش قیمتها آرامتر و به‌طور ناقص منتقل شود و یا بالعکس (مقدسی و نوروزی، ۱۳۸۹). در واقع انتقال نامتقارن قیمت موضوعی است که در اقتصاد کشاورزی بسیار مورد توجه قرار گرفته است. مطالعات زیادی در این زمینه نشان داده است که بعضی از ویژگیهای بازارهای مواد غذایی منجر به انتقال ناکامل قیمت در این بازارها می‌گردد و ادبیات وسیعی درباره توجیه این پدیده وجود دارد (حسینی و دوراندیش، ۱۳۸۵). عواملی که موجب انتقال نامتقارن قیمت می‌شود عبارتند از:

ویژگیهای کالا: برای محصولات فسادپذیر، واسطه‌ها به دلیل ترس از کاهش فروش، قدرت کمتری برای اعمال افزایشهای قیمت دارند و برعکس، ناگزیر از انتقال کاهشهای قیمت هستند.

تمرکز بازار: واسطه‌هایی که در بازارهای متمرکز عمل می‌کنند، قادرند سود خود را با انتقال فوری افزایش قیمت و اجتناب یا تأخیر در انتقال کاهش قیمت، افزایش دهند.

انتظارات قیمتی: اگر مردم به دلیل وجود نرخهای بالا و فزاینده تورم، انتظار افزایش قیمتها را داشته باشند، افزایش قیمت راحت‌تر از کاهش قیمت منتقل می‌شود.

سیاستهای دولت: اگر سیاست کنترل قیمت حاکم باشد، انتقال افزایش قیمت محدود می‌گردد.

سازماندهی کارگزاران اقتصادی: چنانچه گروه‌های خرده‌فروشان سازماندهی بهتری نسبت به مصرف‌کنندگان داشته باشند و به‌صورت متشکل عمل کنند (مانند اتحادیه‌ها و اصناف)، انتقال کامل افزایش قیمت، آسانتر صورت می‌گیرد (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵).

بسیاری از محققان بیان می‌کنند که واسطه‌گران در افزایش قیمت مواد غذایی نسبت به کاهش آن مؤثرتر و مستعدترند. در نتیجه، افزایش قیمتها به سرعت و شاید به‌طور کامل، ولی کاهش هزینه‌ها آرامتر و ناقصتر به مصرف‌کننده منتقل می‌شود، بنابراین، سرعت و دامنه تعدیلات شوکهای بازار ممکن است کاربردهای ضمنی مهمی برای کشف قیمت، حاشیه بازاریابی و فعالیتهای تعیین قیمت داشته باشد (حسینی و قهرمانزاده، ۱۳۸۵).

مطالعات بسیاری انتقال قیمت برای محصولات مختلف را مورد بررسی قرار داده‌اند. بیشتر مطالعات مانند گیلن و فرانکو (Guillen & Franquesa, 2007)، ویتزل و بایانر (Weitzel& Bayaner, 2007)، حسینی و سرای‌شاد (۱۳۸۹) و مقدسی و نورزی (۱۳۸۹) انتقال قیمت مواد مختلف بین مزرعه تا خرده‌فروشی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. کینوکان و فوکر(Kinnucan & Foker, 1987) نحوه انتقال قیمت از مزرعه به خرده‌فروشی برای چهار محصول لبنی کره، پنیر، شیرخام و بستنی در ایالات متحده آمریکا را مورد بررسی قرار دادند.نتایج نشان داد که افزایش در قیمتهای مزرعه نسبت به کاهش در قیمتهای مزرعه، به‌طور سریعتر و کاملتر به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شوند؛ یعنی انتقال قیمت به‌صورت نامتقارن صورت می‌گیرد. تعدادی نیز مطالعات خود را به سمت بررسی انتقال قیمت بین بازارهای جهانی و داخلی سوق داده‌اند. دوتویت و همکاران (Dutoit et al., 2009) تجزیه و تحلیل انتقال قیمت ذرت و برنج آمریکای لاتین از بازارهای بین‌المللی به بازارهای داخلی را با استفاده از مدلهای تصحیح خطا و همگرایی آستانه‌ای برای تخمین سرعت تعدیل و و سنجش انحراف از تعادل بلندمدت بررسی کردند. همچنین تابع عکس‌العمل آنی را برای مشاهده بهتر واکنش

قیمتهای داخلی به شوکها در قیمتهای بین‌المللی به کار گرفتند. نتایج نشان داد که انتقال قیمت در شیلی و برزیل متقارن است و انتقال قیمت بین بازارهای میانی و بین‌المللی قویتر از انتقال قیمت بین بازارهای تولیدکننده و بین‌المللی است. همچنین انتقال قیمت در بازار برنج بهتر از بازار ذرت است. حسینی و دوراندیش (۱۳۸۴) نحوه انتقال قیمت از سرمزرعه به قیمتهای صادراتی و نیز قیمتهای جهانی پسته در طی سالهای ۱۳۶۵-۸۱ را مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که انتقال قیمتها از سرمزرعه به بازار صادرات و از بازار صادرات به سرمزرعه نامتقارن است و کاهش قیمتها از سرمزرعه سریعتر و کاملتر از افزایش قیمتها به سطح صادرات منتقل می‌شود و کشش کاهش قیمتها بزرگتر از کشش افزایش قیمتهاست، در حالی که افزایش قیمتها سریعتر و کاملتر از کاهش قیمتها از سطح صادرات به سرمزرعه منتقل می‌شود و کشش افزایش قیمتها بزرگتر از کشش کاهش قیمتهاست. بخشوده (۱۳۷۸) در مطالعه خود انتقال قیمت جهانی به بازارهای داخلی محصولات کشاورزی منتخب ایران شامل گوشت گاو، گوشت گوسفند، گوشت مرغ، حبوبات، برنج، گندم و چای را -که در طی سالهای ۱۳۴۰-۸۳ جزو واردات ایران بودند - با استفاده از مدل ARDL بررسی کرد و نشان داد که برای محصولاتی مثل گوشت گاو و گوشت مرغ، اعمال هر نوع سیاستی که منجر به افزایش قیمت نسبی داخلی به خارجی می‌شود و به عبارت دیگر، باعث گرانتر شدن نسبی محصول تولید داخل نسبت به محصول وارداتی می‌گردد، سهم واردات آن را افزایش می‌دهد و در مورد محصولاتی مانندگوشت گوسفند، چای و حبوبات، افزایش نسبی قیمت وارداتی و داخلی آنها احتمالاً باعث افزایش صادرات محصول تولید داخلی می‌شود.

محدودیت تولید برخی از نهاده‌های موردنیاز واحدهای تولیدی در بخش کشاورزی ایجاب می‌کند که این نهاده‌ها از طریق واردات تأمین گردد. در ایران نیز به دلیل محدودیتهای مختلف (از جمله منابع آبی)، برخی از نهاده‌های مورد نیاز در تغذیه دام و طیور از طریق واردات تأمین می‌شوند. بنابراین بررسی نحوه انتقال قیمت نهاده‌های مورد نیاز، از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی ضروری به نظر می‌رسد. از آنجا که نهاده‌های وارداتی کنجاله سویا

و پودرماهی بخش اعظمی از تغذیه طیور را تشکیل می‌دهد، هدف از این مطالعه، بررسی نحوهٔ انتقال قیمتهای جهانی این نهاده‌ها به قیمتهای داخلی آن با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۸۰-۸۹ با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطاست. این امر می‌تواند راهنمایی برای سیاستگذاران در راستای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها به منظور کاهش نهاده‌های وارداتی باشد.

مواد و روشها

اکثر الگوهایی که برای انتقال قیمت به کار می‌روند، جنبه تجربی دارند و می‌توان در حالت کلی آنها را به سه دسته کلی الگوی هوک، الگوی تصحیح خطا و الگوی آستانه‌ای تقسیم کرد. الگوی هوک را به دلیل فرض‌ایستا گرفتن متغیرهای الگو، مورد انتقاد قرار داده‌اند. یکی از الگوهایی که به‌صورت وسیع برای انتقال نامتقارن قیمت به کار می‌رود، الگویی است که توسط وان‌کرامون-تاوبادل و فالبوش (Von Cramon-Taubadel & Fahlbusch,1996) ارائه شده است. اگر داده‌های مطالعه همگرا باشند، این مدل نسبت به مدل هوک مناسبتر است. این الگو علاوه بر اینکه اجازه آزمون تقارن انتقال قیمت را می‌دهد، کششهای قیمتی در یک سطح از بازار را به کاهش و افزایش در سطح دیگر بازار به‌طور مجزا ارائه می‌دهد. این الگو را می‌توان برای سریهای زمانی هم‌انباشته به کاربرد.

برای بررسی انتقال قیمت در ابتدا لازم است که ایستایی متغیرهای الگو مورد بررسی قرار گیرد. جهت بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شد. همچنین لازم است رابطه علیت بین سریهای قیمت جهانی و داخلی دو نهاده وارداتی کنجاله سویا و پودرماهی مشخص شود. بدین‌منظور از رابطه علیت گرنجری هیسائو[1] استفاده می‌شود. این آزمون شامل دو مرحله است؛ در مرحله اول رابطه زیر براورد می‌شود:

$$P_i^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i P_{t-i}^d + \varepsilon_{1t} \qquad (۱)$$

1. Hsiao's Granger Causality

به عبارت دیگر، ابتدا سری قیمت داخلی هر نهاده بر وقفه‌هایش رگرس می‌شود و مدلی که کمترین مقدار FPE(m)[1] را مطابق رابطه زیر داشته باشد، به عنوان مدل با طول وقفه بهینه (m^*) در نظر گرفته می‌شود:

$$FPE(m) = \{\frac{T+m+1}{T-m-1} \times SSE(m)\}/T \quad (۲)$$

در این رابطه T اندازه نمونه (تعداد مشاهدات)، SSE[2] مجموع مربعات خطا و m طول وقفه در مدل ۱ می‌باشد. در مرحله دوم رابطه زیر براورد می‌شود:

$$P_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m^*} \alpha_i P_{t-i}^d + \sum_{j=0}^{n} \beta_j P_{t-j}^f + \varepsilon_{2t} \quad (۳)$$

بدان معنی که وقفه‌های مختلف متغیر قیمت جهانی هر یک از نهاده‌ها به مدل قبلی با بهترین وقفه بهینه اضافه می‌شود و مدلی به عنوان مدل با وقفه بهینه (m^*,n^*) در نظر گرفته می‌شوند:

$$FPE(m^*,n) = \{\frac{T+m^*++n+1}{T-m^*-n-1} \times SSE(m^*,n)\}/T \quad (۴)$$

در این رابطه n طول وقفه بهینه در مدل ۳ است. در نهایت، اگر رابطه زیر برقرار باشد می‌توان گفت که رابطه علیت از قیمتهای جهانی به قیمتهای داخلی برقرار است، در غیر این صورت رابطه علیت در جهت عکس برقرار است. برای بررسی رابطه علیت از قیمتهای داخلی به قیمتهای جهانی، مراحل بالا عیناً تکرار می‌شود:

$$FPE(m^*) < FPE(m^*, n^*) \quad (۵)$$

شرط لازم برای انجام این آزمون این است که تمام متغیرها ایستا باشند. در صورتی که متغیرها ایستا نباشند، ابتدا باید از آنها تفاضل گیری نمود تا ایستا شوند و سپس از این تفاضل ایستا برای انجام آزمون استفاده کرد (شعبانی و همکاران، ۱۳۸۸). علاوه بر آزمون ریشه واحد، جهت اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت، از آزمون جوهانسن- جوسلیوس[3] (۱۹۹۰)

1. Final Prediction Error
2. Sum of Squared Error
3. Johansen-Joselius

استفاده می‌شود. براساس این آزمون، هر بردار خودرگرسیون P بعدی را می‌توان به‌صورت تصحیح خطای زیر نوشت:

$$\Delta x_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \delta_i x_{t-k} + \pi x_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

به‌طوری که x_t بردارP بعدی از فرایند I(۱)، μعرض از مبدأ، ε_t یک بردار P بعدی با میانگین صفر، k تعداد وقفه بهینه هستند. ماتریس π یک رتبه دارد که در فاصله (0,r) محدود است و می‌توان آن را به اجزای زیر تجزیه کرد:

$$\pi = \alpha\beta' \qquad (۷)$$

که در آن αو β ماتریسهای $p \times r$ و r بردارهای همگرایی مجزا هستند. روش جوهانس براوردهای حداکثر درست‌نمایی از αو β را فراهم می‌سازد. آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین رتبه π و رسیدن به تعداد معادلات همگرایی (r) در سیستم VAR استفاده می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

قبل از براورد الگوی انتقال قیمت، باید رابطهٔ هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو براورد شود. بدین‌منظور باید رابطهٔ زیر را براورد نمود:

$$\mathrm{P}_t^{\mathrm{d}} = \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{P}_t^{\mathrm{f}} + ECT \qquad (۸)$$

در این رابطه $\mathrm{P}_t^{\mathrm{d}}$ و $\mathrm{P}_t^{\mathrm{f}}$ به ترتیب قیمت جهانی و قیمت داخلی، γ_0 و γ_1 ضرایب رابطه بلندمدت بین متغیرهای وابسته و توضیحی و ECT اجزای اخلال هم‌انباشته است. با توجه به معادله ۸ الگوی انتقال قیمت برای کنجاله سویا و پودرماهی براساس مدل ECM به‌صورت زیر است:

$$\Delta \mathrm{P}_t^{\mathrm{d}} = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{L_1} \alpha_{1,i} D^+ INC\mathrm{P}_{t-i}^{\mathrm{f}} + \sum_{i=0}^{L_2} \alpha_{2,i} D^- DIC\mathrm{P}_{t-i}^{\mathrm{f}} + \emptyset^+ ECT_{t-1}^+ + \emptyset^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

چنانکه مشاهده می‌شود، در این الگو قیمت در یک سطح از بازار را به تغییرات قیمت در سطح دیگر بازار وابسته می‌کند. به عبارت دیگر، این الگو بنا بر رابطه علیت، تغییرات در قیمت جهانی را به تغییرات در قیمتهای داخلی وابسته می‌کند. در این الگو، $\Delta \mathrm{P}_t^{\mathrm{d}}$ تغییرات

قیمت داخلی، $INCP_{t-i}^{f}$ و $DICP_{t-i}^{f}$ متغیرهای افزایش و کاهش در قیمت جهانی را نشان می‌دهند. متغیرهای ECT_{t-1}^{+}و ECT_{t-1}^{-} اولین وقفه مقادیر اجزای اخلال در رابطه بلندمدت حاصل از الگوی ۸ را نشان می‌دهند و ε_t نیز اجزای اخلال هستند. D^{+} متغیر موهومی برای زمانی است که $P_t^f \geq P_{t-1}^f$ می‌باشد. در این صورت مقدار آن برابر یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. همچنین D^{-} متغیر موهومی برای زمانی است که $P_t^f < P_{t-1}^f$ می‌باشد. در این حالت مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. با استفاده از ضرایب الگوی ۹ می‌توان آزمون انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت را انجام داد. اگر فرض $\sum_{i=0}^{L_2}\alpha_{2,i} = \sum_{i=0}^{L_1}\alpha_{1,i}$در معادله ۹ برقرار باشد در این صورت در کوتاه‌مدت تقارن انتقال قیمت وجود دارد؛ به بیان دیگر، کاهش و افزایش قیمت جهانی به همان اندازه باعث تغییر قیمت داخلی نهاده‌های کنجاله سویا و پودرماهی می‌شود. همچنین اگر فرض $\emptyset^{-} = \emptyset^{+}$ پذیرفته شود، انتقال قیمت در بلندمدت متقارن است. کشش انتقال قیمت نیز به‌صورت تغییر در قیمت داخلی در نتیجهٔ یک درصد تغییر در قیمت جهانی تعریف می‌شود. کشش انتقال قیمت با فرض انتقال متقارن برای معادله ۹ به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon_{inc} = \alpha_i \times \frac{minINC\,P_t^f}{min\Delta P_t^d} \qquad (۱۰)$$

$$\varepsilon_{dic} = \alpha_i \times \frac{minDIC\,P_t^f}{min\Delta P_t^d}$$

که در آن ε_{inc} و ε_{dic}به ترتیب کشش انتقال افزایش و کاهش قیمت، $minINC\,P_t^f$ و $minDIC\,P_t^f$ به ترتیب میانگین افزایش و کاهش شاخص قیمت جهانی و $min\Delta P_t^d$ میانگین تغییرات قیمت داخلی می‌باشد (نیکوکار و همکاران، ۱۳۸۹).

آمار مورد استفاده در این مطالعه از شرکت پشتیبانی امور دام به‌صورت سری زمانی ماهانه در فاصله زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا آذرماه ۱۳۸۹ برای دو نهاده کنجاله سویا و پودرماهی تهیه شد. برای برآورد الگوهای مطالعه از نرم‌افزار Eviews 5 استفاده گردید.

نتایج و بحث

برای آزمون‌ایستایی و بررسی انتقال‌قیمت از قیمتهای جهانی به قیمتهای‌داخلی نهاده‌های وارداتی کنجاله سویا و پودرماهی، از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شد که نتایج آن در جدول۱ آمده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که متغیرها در سطح داده‌ها نامانا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، زیرا مقادیر این آماره از نظر قدر مطلق در تفاضل مرتبه اول بزرگتر از مقادیر بحرانی سطوح معنی‌داری می‌شود و لذا همه متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا و هم انباشته از مرتبه I(۱) هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی قیمتهای پودر ماهی و کنجاله سویا

متغیر		سطح معنی‌داری			آماره t در سطح	سطح معنیداری	آماره t در تفاضل مرتبه اول	سطح معنیداری
		٪۱۰	٪ ۵	٪۱				
کنجاله سویا	قیمت جهانی	-۴/۰۳	-۳/۴۴	-۳/۱۴	۰/۱۶	-۲/۹	-۷/۲۰	۰/۰۰۰
	قیمت داخلی	-۴/۰۳	-۳/۴۴	-۳/۱۴	۰/۱۸	-۲/۸۳	-۷/۲۱	۰/۰۰۰
پودر ماهی	قیمت جهانی	-۲/۵۸	-۱/۹۴	-۱/۶۱	۰/۲۷	-۲/۶	-۱۲/۵۸	۰/۰۰۰
	قیمت داخلی	-۲/۵۸	-۱/۹۴	-۱/۶۱	۰/۹۹	-۲/۸۴	-۹/۷۴	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی رابطه علیت بین این قیمتها از آزمون علیت گرنجری هیسائو استفاده شد که نتایج آن در جداول ۲و۳ آمده است. نتایج جدول ۲ و ۳ نشان می‌دهد که در وقفه‌های ۱ و ۲ (مطابق رابطه ۵)، مقدار آمارهٔ FPE(m) از مقدار آمارهٔ FPE(m,n) بیشتر است که این مسئله بیانگر دوسویه بودن رابطه علیت بین قیمتهای جهانی و داخلی برای هر دو نهاده وارداتی است. لذا این قیمتها به‌صورت متقابل بر روی هم اثر می‌گذارند.

جدول ۲. نتایج آزمون علیت گرنجری هیسائو برای پودر ماهی

متغیر وابسته	متغیر مستقل	تعداد وقفه بهینه	مقدارFPE	نتیجه آزمون
قیمت جهانی	قیمت جهانی	۱	FPE(m) =۵/۳۸	قیمتهای داخلی علیت قیمتهای جهانی است.
قیمت جهانی	قیمت جهانی و قیمت داخلی	۱	FPE(m,n) = ۴/۹۶	
قیمت داخلی	قیمت داخلی	۱	FPE(m) =۱/۴۵	قیمتهای جهانی علیت قیمتهای داخلی است.
قیمت داخلی	قیمت داخلی و قیمت جهانی	۱	FPE(m,n) =۱/۳۷	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون علیت گرنجری هیسائو برای کنجاله سویا

متغیر وابسته	متغیر مستقل	تعداد وقفه بهینه	مقدارFPE	نتیجه آزمون
قیمت جهانی	قیمت جهانی	۲	FPE(m) =۱/۴۰	قیمتهای داخلی علیت قیمتهای جهانی است
قیمت جهانی	قیمت جهانی و قیمت داخلی	۱	FPE(m,n) = ۰/۳۰	
قیمت داخلی	قیمت داخلی	۲	FPE(m) =۱/۴۱	قیمتهای جهانی علیت قیمتهای داخلی است
قیمت داخلی	قیمت داخلی و قیمت جهانی	۱	FPE(m,n) =۰/۲۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، برای اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان سریهای قیمت از روش جوهانسن- جوسلیوس استفاده شد. همان‌طورکه قبلاً بیان شد، این آزمون شامل سه مرحله می‌باشد. مرحله اول شامل تعیین درجه همگرایی متغیرهاست که با استفاده از آزمون دیکی- فولر انجام و معلوم شد همگرایی متغیرهای الگو، I(۱) است. مرحله دوم شامل تعیین تعداد وقفه‌های بهینه است که این کار به کمک مدل VAR انجام شد. در این مرحله وقفه‌ای که کمترین مقدار آکائیک یا شوارتز را داشته باشد وقفه بهینه است. نتایج حاصل از این مرحله با استفاده از نرم‌افزار Eviews نشان داد که وقفه بهینه برای سری زمانی قیمتهای کنجاله سویا برابر۲ و برای پودر ماهی برابر۱ است. مرحله سوم نیز شامل تعیین تعداد بردارهای همجمعی است. در این مرحله از دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده می‌شود، به این ترتیب که در ابتدا رتبه VAR را برابر تعداد وقفه بهینه به‌دست آمده قرار می‌دهیم و سپس آزمونهای ذکر شده را در الگوهای پنجگانه VAR که دارای وضعیتهای متفاوتی از نظر عرض از مبدأ و روند هستند بکار می‌بریم. در عمل با توجه به اینکه الگوی اول و پنجم بسیار نادر و کم کاربرد هستند، بیشتر سه الگوی دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرند. روش پیشنهادی توسط نوفرستی (۱۳۷۸) به این صورت است که وارد کردن متغیرهای قطعی در الگو به‌صورت توأم با تعیین تعداد بردارهای همجمعی مورد آزمون قرار می‌گیرد، بدین‌ترتیب که هر سه الگو را از الگوی دوم تا الگوی چهارم براورد کرده، سپس فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی (r=۰) به ترتیب آزمون می‌شود. اگر براساس کمیتهای بحرانی آماره آزمون اثر یا حداکثر مقدار ویژه این فرضیه رد شود، در مرحله بعد فرضیه صفر(r=۱) به همان ترتیب در الگوی ۲ تا چهار مورد آزمون قرار می‌گیرد و در صورت رد شدن مجدد، با فرضیه صفر (r=۲) عملیات یاد شده تکرار شده و در اولین نقطه پذیرش فرضیه صفر متوقف می‌گردد. در این نقطه، تعداد بردارهای همجمعی به همراه الگویی که براساس آن این تعداد بردارهای همجمعی تعیین شده است، به‌صورت یکجا مشخص می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). نتایج حاصل از این مرحله در جدولهای۴و۵ آمده است.

جدول ٤. نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر برای کنجاله سویا

آماره	فرضیه عدم	فرضیه مقابل	مقدار آماره	ارزش بحرانی در سطح ٥ درصد
آزمون حداکثر مقدار ویژه	r=۰	r=۱	۲۴/۲۶	۲۰/۲۶
	r≤۱	r=۲	۲/۴۸	۹/۱۶
آزمون اثر	r=۰	r≥۱	۲۱/۷۸	۱۵/۸۹
	۱r≤	r≥۲	۲/۴۸	۹/۱۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٥. نتایج آماره‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر برای پودرماهی

آماره	فرضیه عدم	فرضیه مقابل	مقدار آماره	ارزش بحرانی در سطح ٥ درصد
آزمون حداکثر مقدار ویژه	r=۰	r=۱	۷/۳۷	۱۱/۲۲
	r≤۱	r=۲	۶/۹۰	۴/۱۲
آزمون اثر	r=۰	r≥۱	۱۴/۳۱	۱۲/۳۲
	۱r≤	r≥۲	۶/۹۰	۴/۱۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول ۴، یک بردار همگرایی بین قیمتهای داخلی و جهانی کنجاله سویا وجود دارد به‌طوری که مطابق آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر فرضیه صفر مبنی بر نبود بردار همگرایی در مقابل وجود یک بردار همگرایی یا بیشتر رد می‌شود. اما در آزمون بعد مقدار این آماره‌ها کمتر از مقدار بحرانی است و فرضیه صفر مبنی بر وجود یک یا کمتر از یک بردار همگرایی پذیرفته می‌شود. در نهایت این دو آماره وجود یک بردار همگرایی را تأیید می‌کنند. همچنین نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که براساس آزمون اثر دو بردار همگرایی بین سریهای قیمت داخلی و جهانی پودرماهی وجود دارد و مقدار آماره این آزمون کمتر از مقدار بحرانی است. بردار همگرایی برای سریهای قیمت کنجاله سویا و پودر ماهی به ترتیب

در معادله‌های الف و ب آمده است. در این معادلات P_d قیمت داخلی و P_f قیمت جهانی است. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می‌دهد.

(الف) (ب)

$P_d = ۱۳۲/۷۵ – ۱/۰۳P_f$ $P_d = -۰/۷۳ P_f$

(۱۷/۸۰) (۰/۰۰۴۸) (۰/۰۳۳)

جهت تخمین الگوی انتقال قیمت لازم است اجزای اخلال رابطه هم‌انباشتگی بین قیمتهای داخلی و قیمتهای جهانی دو نهاده وارداتی براورد شود. نتایج براورد الگوی انتقال قیمت برای دو نهاده از قیمتهای جهانی به قیمتهای داخلی در جدولهای ۶ و۷ آمده است.

جدول ٦. الگوی انتقال قیمت از قیمتهای جهانی به قیمتهای داخلی کنجاله سویا

متغیر وابسته: شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به دوره قبل				
متغیر	**ضریب**	**آماره t**	**سطح معنی‌داری**	**کشش**
افزایش در قیمت جهانی	۰/۹۵	۳۵/۴۶	۰/۰۰	۲/۵۵
کاهش در قیمت جهانی	۰/۹۴	۲۷/۱۸	۰/۰۰	–۱/۶۵
افزایش در قیمت جهانی با یک وقفه	۰/۰۴۹	۱/۵۸	۰/۱۱	۲/۵۸
کاهش در قیمت جهانی با یک وقفه	۰/۰۶	۱/۷۲	۰/۰۸	–۱/۶۴
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت بایک وقفه	–۰/۴۳	–۳/۳۷	۰/۰۰	–
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	–۰/۵۱	–۳/۸۰	۰/۰۰	–
عرض از مبدأ	۰/۴۳	۱/۲۵	۰/۵۷	–
آماره R^2	۰/۹۶			
آماره آکائیک	۹/۸۰			
آماره شوارتز	۹/۹۰			
آماره دوربین– واتسون	۱/۸۶			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه جدول ۶ نشان می‌دهد، مهمترین متغیرهای تأثیرگذار بر تغییرات قیمت داخلی کنجاله سویا افزایش و کاهش در قیمت جهانی، افزایش و کاهش در قیمت جهانی با یک وقفه و مقادیر مثبت و منفی اجزای اخلال رابطه بلندمدت است. همه متغیرهای توضیحی به جز متغیر افزایش در قیمت جهانی با یک وقفه درکمتر از ۱۰ درصد معنی‌دار شده‌اند. علامت ضرایب کاهش و افزایش متغیرهای قیمت جهانی مثبت است و نشان می‌دهد با افزایش ۱ واحد قیمت جهانی کنجاله سویا، قیمتهای داخلی آن به میزان ۰/۹۵ واحد افزایش می‌یابد و حاشیه بازاریابی را به میزان ۰/۰۵ واحد کاهش می‌دهد. همچنین با کاهش قیمت جهانی در دورهٔ جاری و یک دوره قبل از آن، قیمت داخلی کنجاله سویا به ترتیب به میزان ۰/۹۴و ۰/۰۶ واحد کاهش می‌یابد؛ بنابراین، افزایش و کاهش قیمت جهانی در دوره جاری به یک میزان قیمت داخلی را تغییر می‌دهد. متغیرهای مقادیر مثبت و منفی اجزای اخلال چگونگی تعدیل در قیمتهای جهانی را به منظور ایجاد تعادل در بازار منعکس می‌کند. علامت این ضرایب منفی است و نشان می‌دهد که هرگونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت، نوسانات قیمت در بلندمدت را کاهش می‌دهد. همچنین مقادیر این ضرایب نشان می‌دهد که دستیابی به تعادل بلندمدت، با انحرافات غیرمنفی سریعتر رُخ می‌دهد. همچنین در این الگو متغیرهای مجازی فصول سال وارد شدند که به دلیل معنی‌دار نشدن از الگو حذف گردیدند. کششهای انتقال قیمت نیز نشان می‌دهد که با افزایش ۱ درصد در قیمتهای جهانی نهادهٔ وارداتی کنجاله سویا در دورهٔ جاری و یک دوره قبل ازآن، قیمت داخلی به میزان ۲/۵ درصد افزایش می‌یابد. همچنین با کاهش قیمت جهانی این نهاده در دورهٔ جاری و یک دوره قبل از آن، قیمت داخلی به میزان ۱/۶۵ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین، اثر افزایش قیمتهای جهانی بیشتر از کاهش آن است.

جدول ۷. الگوی انتقال قیمت از قیمتهای جهانی به قیمتهای داخلی پودرماهی

متغیر وابسته: شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به دوره قبل				
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری	کشش
افزایش در قیمت جهانی	۰/۱۵	۴/۱۱	۰/۰۰	۰/۷۵
کاهش در قیمت جهانی	۰/۶۱	۱/۶۷	۰/۰۹	-۱/۹۷
مقادیر غیرمنفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت بایک وقفه	-۰/۰۲۲	-۰/۶۳	۰/۵۲	–
مقادیر منفی اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت با یک وقفه	-۰/۹۳	-۲/۳۶	۰/۰۲	–
عرض از مبدأ	۰/۷۲	۰/۳۵	۰/۹۷	–
آماره R^2	۰/۸			
آماره آکائیک	۱۲/۸۹			
آماره شوارتز	۱۲/۹۸			
آماره دوربین- واتسون	۱/۹۶			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول ۷، متغیرهای افزایش و کاهش در قیمت جهانی نهاده پودرماهی و مقادیر منفی و مثبت اجزای اخلال تعادلی بلندمدت بیشترین تأثیر را در قیمت داخلی پودرماهی دارند. در این الگو تمام ضرایب به استثنای مقادیر غیرمنفی در کمتر از ۱۰ درصد معنی‌دار شده‌اند. علامت ضریب متغیر افزایش در قیمت جهانی پودر ماهی مثبت است و نشان می‌دهد به ازای ۱ واحد افزایش در این قیمت، قیمت داخلی پودرماهی ۰/۱۵ واحد افزایش می‌یابد. همچنین با ۱ واحد کاهش در قیمت جهانی، قیمت داخلی پودرماهی به میزان ۰/۶۱ واحد کاهش می‌یابد، ولی حاشیه بازاریابی به میزان ۰/۳۹ واحد افزایش می‌یابد. علامت ضرایب متغیرهای مقادیر مثبت و منفی اجزای اخلال منفی است اما ضریب مقادیر غیرمنفی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست و بیانگر عدم تعدیل نوسانات قیمت در بلندمدت هنگام انحراف مثبت از تعادل است. ضریب مقادیر منفی نشان می‌دهد که هرگونه انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت

در دوره بعدی جبران می‌شود. متغیرهای مجازی فصول سال در معادله وارد شدند که به دلیل معنی‌دار نشدن، بی‌اهمیت تلقی شدند و از الگو حذف گردیدند. کشش‌های انتقال قیمت نیز نشان می‌دهد که با افزایش ۱ درصد در قیمت جهانی پودرماهی، قیمتهای داخلی به میزان ۰/۷۵ درصد افزایش می‌یابد در حالی که با کاهش قیمت جهانی پودرماهی، قیمتهای داخلی به میزان ۱/۹۷ درصد کاهش می‌یابد؛ لذا اثر کاهش قیمت جهانی پودرماهی بر قیمت داخلی آن بیشتر است.

نتایج حاصل از آزمون انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول ۸ آمده است. نتایج این جدول که براساس آزمون والد انجام شده است نشان می‌دهد که انتقال قیمت در بلندمدت و کوتاه‌مدت متقارن است که علت این امر آن است که تغییرات قیمتهای داخلی نهاده‌های وارداتی همسو با تغییرات قیمت قیمتهای جهانی است، زیرا اکثر نهاده‌های وارداتی مانند ذرت وگندم در بازار بورس وارد می‌شوند.

جدول ۸. نتایج آزمون انتقال قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت

آزمون تقارن انتقال قیمت در بلندمدت			آزمون تقارن انتقال قیمت در کوتاه مدت			نهاده
تقارن انتقال قیمت	نتیجه آزمون والد		تقارن انتقال قیمت	نتیجه آزمون والد		
	سطح معنیداری	آماره F		سطح معنیداری	آماره F	
متقارن	۰/۷۲	۰/۱۲	متقارن	۰/۹۵	۰/۰۴۹	کنجاله سویا
متقارن	۰/۲۸	۱/۱۴	متقارن	۰/۴۲	۰/۸۶	پودرماهی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

برای بررسی رابطه علیت میان قیمت داخلی و قیمت جهانی دو نهاده وارداتی پودرماهی و کنجاله سویا از رابطه علیت گرنجری هیسائو استفاده شد. این آزمون نشان داد که رابطه علیت دوسویه‌ای بین قیمتها برقرار است. آزمون دیکی- فولر و آزمون همجمعی جوهانسن-

جوسیلیوس نشان داد که بین قیمتهای جهانی و قیمتهای داخلی این دو نهاده وارداتی رابطه بلندمدت وجود دارد. برای براورد الگوی انتقال قیمت از قیمتهای جهانی به قیمتهای داخلی این دو نهاده از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شد. نتایج نشان داد که افزایش و کاهش قیمتهای جهانی کنجاله سویا و پودرماهی اثر مثبتی روی تغییرات قیمت داخلی آنها دارد. کششهای انتقال قیمت در مورد کنجاله سویا نشان داد که کششهای افزایش بیشتر از کششهای کاهش قیمت است در حالی که کششهای کاهش قیمت در مورد پودرماهی بیشتر است. آزمون انتقال قیمت هر دو الگو نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت انتقال قیمت از بازارهای جهانی به بازارهای داخلی متقارن است و یکی از دلایل این امر می‌تواند ناشی از عرضه شدن این نهاده‌ها در بورس کالای کشاورزی کشور باشد. بنابراین تغییرات قیمت جهانی نهاده‌های وارداتی در بازارهای جهانی به‌صورت مستقیم، قیمت داخلی این نهاده‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ لذا این نحوهٔ انتقال می‌تواند اثر سوئی روی هزینه‌های تولید داشته باشد، چرا که با افزایش بیش از حد معمول قیمتهای جهانی، هزینه‌های تولید افزایش می‌یابد و ممکن است تعطیلی برخی واحدهای تولیدی وابسته به نهاده‌های وارداتی را به دنبال داشته باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود برای افزایش ظرفیت تولید پودر ماهی (با توجه به اینکه پتانسیل آن در کشور وجود دارد) دولت جهت بهبود زیرساخت‌های بخش شیلات، سیاستهای خود را در راستای سرمایه‌گذاری و برنامه‌ریزی در این بخش قرار دهد. همچنین جهت تقویت تولید محصول سویا در مناطقی که با محدودیت آب مواجه نیستند، برنامه‌ریزی دولت در جهت افزایش عملکرد این محصول و گسترش صنایع تبدیلی (کنجاله سویا) باشد. مجموعه این اقدامات می‌تواند گامی در جهت کاهش واردات و افزایش تولید این نهاده‌ها در داخل باشد.

منابع

۱. بخشوده، محمد (۱۳۷۸)، انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی محصولات کشاورزی ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، ۲: ۳ تا ۱۹.

۲. حسینی، سیدصفدر و آرش دوراندیش (۱۳۸۵)، الگوی تحلیل رفتار انتقال قیمتی پسته ایران در بازارهای جهانی، *مجله علوم کشاورزی ایران*، ۲-۳۷(۱): ۱۴۵ - ۱۵۳.

۳. حسینی، سیدصفدر و زینب سرایی‌شاد (۱۳۸۸)، انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱(۴): ۱۲۵ - ۱۳۳.

۴. حسینی، سیدصفدر و محمد قهرمان‌زاده (۱۳۸۵)، تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۴ (۵۳): ۱ - ۲۳.

۵. حسینی، سیدصفدر و افسانه نیکوکار (۱۳۸۵)، انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه بازار در صنعت گوشت مرغ ایران، *مجله علوم کشاورزی*، ۲(۱): ۱ - ۹.

۶. شرکت پشتیبانی امور دام (۱۳۸۹)، قیمت‌های سالانه، قیمت‌های داخلی و قیمت‌های خارجی (www.iransla.com).

۷. شعبانی، زهره، ایرج صالح و سعید یزدانی (۱۳۸۸)، بررسی رابطه علیت تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای (مطالعه موردی: گاز دی اکسید)، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۶۶: ۱۹ - ۳۵.

۸. فرحبخش، ندا وآزاده محرابیان (۱۳۸۰)، تحلیل‌های پویای تابع تقاضای واردات، *مجله پژوهشنامه اقتصادی*، ۱(۲): ۲۹ - ۴۱.

۹. کمیجانی، اکبر (۱۳۸۰)، مقررات دسترسی به بازار محصولات کشاورزی در موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت و اثرات آن بر اقتصاد کشاورزی، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، تهران.

۱۰. مقدسی، رضا و قاسم نوروزی (۱۳۸۹)، مطالعه رفتار انتقال قیمت در بازار گوشت مازندران، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، ۵۶: ۱۷۷ - ۱۹۴.

۱۱. نوفرستی، محمد (۱۳۸۷)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، *انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا*، تهران.

۱۲. نیکوکار، افسانه، سیدصفدرحسینی و آرش دوراندیش (۱۳۸۹)، الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت ایران، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۴(۱)۳۲ – ۳۲.

13. Von Cramon-Taubadel, S. and S. Fahlbusch(1996), Estimating asymmetric rrice transmission with theError Correction representation: an application to the German pork market, Keil Germany, University of Kiel, Department of Agricultural Economics.

14. Guillen, J. and R. Franquesa (2007), Analysis of the price transmission along the Spanish market chain for different seafood products, online: www.eafe-fish.eu.

15. Weitzel, E.B. and H. Bayaner (2007), Spatial price transmission on the Turkish wheat market: A non-linear approach, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Republic of Turkey.

16. Kinnucan, H.W. & O.D. Foker (1987), Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products, *American Journal of Agricultural Economics*, 69: 285-292.

17. Dutoit, L., K.H. Villafuerte and C. Urrutia (2009), Price transmission in Latin American maize and rice markets, Department of Agricultural Economics and Rural Entwicklung, Universitt Gttingen, Germany.