قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی: جو، برنج و پنبه)

رضا مقدسی [*]

استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

پریسا خلیق

دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

فرامرز قلمباز

دانش آموخته کارشناسی‌ارشد اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران با استفاده از داده‌های ماهیانه قیمت سه محصول مهم کشور شامل جو، برنج و پنبه در دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۰ اختصاص یافته است. این تحقیق از آن جهت حایز اهمیت است که تاثیرپذیری احتمالی قیمت‌های داخل از قیمت‌های جهانی را شناسایی و به درک دقیق‌تر الگوی نوسان قیمت‌های داخلی کمک خواهد نمود. تکنیک مورد استفاده نیز شامل روش‌های نوین اقتصادسنجی سری‌های زمانی (هم‌گرایی و الگوهای تصحیح خطا) می‌باشد. مهم‌ترین نتایج حاصل موید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی جو و برنج می‌باشد، درحالی‌که این ارتباط در بازار محصول پنبه تایید نگردیده است. به عبارت دیگر قانون قیمت‌های واحد[۲] در مورد محصول جو و برنج در سال‌های مورد بررسی به‌طور معنی‌داری پذیرفته شده است. لذا می‌توان ادعا نمود که قیمت محصول پنبه به‌دلیل مدیریت‌های اعمال شده از سوی دولت از نوسانات بازارهای جهانی تبعیت ننموده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در بازار جو نشان می‌دهد که در هر دوره زمانی ۰/۳ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تصحیح خواهد شد، ولی نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در بازار برنج حکایت از عدم تمایل جهت نیل به وضعیت تعادلی دارد. با توجه به تایید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های جهانی و داخلی دو محصول جو و برنج از یک سو و جایگاه این محصولات در تغذیه دام و انسان، پیشنهاد می‌شود به‌منظور اجتناب از بروز نوسان زیاد در قیمت های داخلی، شرایط بازار جهانی به‌طور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به‌ویژه در زمینه سیاست‌های تجاری، از حساسیت زیاد قیمت‌های داخلی به نوسان قیمت‌های جهانی کاسته شود.

واژه‌های کلیدی: قانون قیمت‌های واحد، هم‌گرایی، الگوی تصحیح خطا.

[*] نویسنده مسوول مکاتبات، r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

[2] The Law of One Price (LOP)

مقدمه

با توجه به سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی کشور، سطح اشتغال، صادرات غیرنفتی و رسالتی که این بخش در تامین امنیت غذایی، تامین منابع لازم برای صنایع، بهبود سطح زندگی روستاییان و در کل فراهم آوردن زمینه ثبات سیاسی و اقتصادی کشور بر دوش دارد، هر گونه بهبود عملکرد در این بخش تاثیری فراگیر، فزاینده و ملّی خواهد داشت. این اهمیت به گونه‌ای است که دولت‌ها سعی دارند با توسل به سیاست‌های مختلف به طریقی از فعالیت‌های کشاورزی حمایت منطقی و قابل قبولی به‌عمل آورند. اگرچه این حمایت ممکن است در اشکال مختلف ظهور نماید، اما به‌عنوان یک نتیجه کلی می‌توان گفت که به‌کارگیری سیاست‌های حمایتی و یا به عبارتی پرهیز از آزادسازی بازارهای محصولات کشاورزی، منجر به ایجاد شکاف و عدم برقراری ارتباط میان تغییرات قیمت‌های داخلی و جهانی محصولات خواهد داشت. به بیان دیگر انتظار می‌رود در شرایط عدم دخالت (حمایت) دولت‌ها، میان نوسانات داخلی و جهانی قیمت محصولات، نوعی ارتباط و هم‌گرایی برقرار سازند. طبیعتاً بسته به نوع و درجه اهمیت محصولات، ارتباط فوق از درجه قوت متفاوتی برخوردار خواهد بود. بنابراین با بررسی این که آیا اساساً شکافی میان روند تغییرات قیمت‌های داخلی و جهانی محصولات کشاورزی وجود دارد و یا این‌که قیمت‌های داخلی دقیقاً از نوسانات قیمت‌های جهانی تبعیت می‌نماید، می‌توان به طریقی عملکرد سیاست‌های حمایتی دولت را مورد ارزیابی و تحلیل قرار داد.

تاثیر جریان‌های سیاسی- اقتصادی بر تجارت بین‌المللی کالاهای کشاورزی و مواد غذایی مانند پیوستن به سازمان جهانی تجارت[1]، حذف موانع گمرکی و محدودیت‌های تجاری، توجه به اصول موافقت‌نامه عمومی تعرفه و تجارت[2]، ایجاد امنیت غذایی و...، اهمیت بررسی قانون قیمت‌های واحد و هم‌گرایی قیمت‌های جهانی و داخلی را روشن می‌سازد. تا کنون مطالعات متعددی در زمینه یکپارچگی بازار و قانون قیمت‌های واحد انجام شده است که به شرح زیر می‌باشد:

شاه‌ولی و بخشوده در سال ۱۳۸۴ در مقاله‌ای با عنوان «بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران» به بررسی پیوستگی بین بازارهای عمده شیلات ایران، بازارهای جنوب، شمال و شیراز، به کمک رهیافت هم‌جمعی پرداختند. ارتباط بلندمدت بین بازارها با استفاده از آزمون انگل-گرنجر ارزیابی شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که با وجود ارتباط بلندمدت بین بازارها، در کوتاه‌مدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد (شاه‌ولی و بخشوده، ۱۳۸۴).

فلسفیان و زیبایی در سال ۱۳۸۴ در تحقیقی با عنوان «یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد (بازار گوشت گوسفند و گوساله در استان‌های منتخب)» به مطالعه شرایط یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای دو محصول گوشت گوسفند و گوساله در پنج استان منتخب کشور پرداختند. برای این منظور از دو روش VAR نامقید و روش هم‌جمعی VAR استفاده کردند. نتایج نشان داد که در رابطه با گوشت گوساله،

[1] World Trade Organization (WTO)
[2] General Agreement on Tariffs and Trade (GATT)

استان‌های کرمان- خوزستان، خراسان- اصفهان و آذربایجان شرقی- خراسان، دارای بازار یکسانی هستند. در رابطه با گوشت گوسفند تمامی استان‌ها به‌جز مورد خوزستان- کرمان دارای بازار یکسانی هستند. به‌علاوه، شرایط قانون قیمت واحد در بلندمدت برای هیچ کدام از محصولات و در هیچ یک از استان‌ها برقرار نبود (فلسفیان و زیبایی، ۱۳۸۴).

شمس‌الدینی در سال ۱۳۸۴ در پایان‌نامه خود با عنوان «بررسی هم‌گرایی قیمت‌های جهانی و داخلی محصولات کشاورزی ایران» به بررسی قانون قیمت‌های واحد هشت محصول منتخب کشاورزی ایران پرداخت. نتایج حاصل نشان داد که قیمت جهانی محصولات گوشت، جو، پسته، چای و گندم در بلندمدت با قیمت داخلی این محصولات ارتباط داشته و قیمت جهانی محصولات خرما، ذرت و برنج ارتباط بلندمدتی را با قیمت داخلی این محصولات نشان نداده است. اثر کوتاه‌مدت در مورد قیمت داخلی و جهانی محصولات گندم، پسته، برنج، چای و گوشت معنی‌دار نبوده است و در محصولات ذرت، جو و خرما این اثر کوتاه‌مدت معنی‌دار بوده است (شمس‌الدینی، ۱۳۸۴).

صحراییان و بخشوده در سال ۱۳۸۶ در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و خارجی گندم در ایران» به بررسی پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان با استفاده از روش هم‌جمعی انگل-گرنجر پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی درازمدتی دارند، اما این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین داشته، و با بازار سایر کشورهای مورد بررسی به جز اروپا، پیوستگی درازمدت دارند (صحراییان و بخشوده، ۱۳۸۶).

ابونوری و مجاوریان در سال ۲۰۰۲ در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی قانون قیمت واحد در بازارهای زراعی ایران»، به بررسی قانون قیمت واحد با استفاده از روش پیوستگی در بازار محصولات زراعی پرداختند و نتایج حاصله نشان داد که در بیشتر موارد فرضیه پیوستگی کوتاه‌مدت رد شده و پیوستگی بلندمدت نیز در حدود ۳۹ درصد برآورد شده است (AbouNouri & Mojaverian, 2002).

بافس در سال ۱۹۹۱ در مطالعه‌ای با عنوان «اسنادی در مورد قانون قیمت‌های واحد: قانون قیمت‌های واحد همچنان برقرار است»، به بررسی پیوستگی هفت کالا در میان چهار کشور با استفاده از قانون قیمت‌های واحد پرداخت. یافته‌های این تحقیق بیان‌گر وجود رابطه هم‌جمعی میان سیزده مورد بازار از مجموع شانزده بازار می‌باشد (Baffes, 1991).

موهانتی و همکاران در سال ۱۹۹۸ در مطالعه‌ای با عنوان «همبستگی ضعیف و عدم پذیرش دروغین قانون قیمت‌های واحد در بازارهای بین‌المللی کالاها» نیز به بررسی قانون تک قیمتی در بازار بین‌المللی محصولات گندم، شکر، پشم، چای در کشورهای کانادا، استرالیا، آمریکا، نیوزلند و انگلستان پرداختند. در این مقاله از دو روش هم‌جمعی معمولی و هم‌جمعی جزئی استفاده شد و نتایج با هم مقایسه گردیدند. در سه حالت روش هم‌جمعی معمولی قانون قیمت‌های واحد را تایید کرده و روش هم‌جمعی جزئی، ارتباط بلندمدت را در هشت جفت تایید می‌نماید (Mohanty *et al.*, 1998).

کوپر در سال ۱۹۹۹ در مطالعه خود با عنوان «آزمون قانون قیمت‌های واحد و تعیین بازارهای تعیین‌کننده قیمت برای شناسایی بازار مرکزی»، به بررسی شش بازار منطقه‌ای ذرت با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسون پرداخت. نتایج به‌دست آمده وجود ارتباط بلندمدت در میان بازارهای منطقه‌ای را تایید کرده است (Kuiper, 1999).

زانیاس در سال ۱۹۹۳ در مطالعه‌ای با عنوان «آزمون یکپارچگی در بازارهای محصولات کشاورزی اروپا»، به بررسی پیوستگی بازار گندم، شیر، گوشت و سیب‌زمینی در بین شش کشور انگلیس، بلژیک، دانمارک، فرانسه، آلمان و ایتالیا پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که بازار شیر کمترین و بازار گندم بیشترین پیوستگی را دارند (Zanias, 1993).

دلپاچیترا و سنت‌هیل در سال ۱۹۹۴ در مطالعه خود با عنوان «قانون قیمت‌های واحد: یک آزمون برای بازار نهاده‌های کشاورزی نیوزلند»، به بررسی قانون قیمت‌های واحد در کشور نیوزلند پرداختند. در این مطالعه از داده‌های قیمت پانزده نهاده کشاورزی استفاده شد. نتایج این تحقیق تایید کرد که پیوستگی بازارها در کوتاه‌مدت برقرار نمی‌باشد (Delpachitra & St-Hill, 1994).

وینویا در سال ۲۰۰۷ در مطالعه‌ای با عنوان «آزمون یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد در بازارهای جهانی میگو»، یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای محصول میگو را در بازارهای جهانی مورد بررسی قرار داد. برای این منظور از داده‌های قیمت وارداتی کشورهای ژاپن، ایالات‌متحده و اتحادیه اروپا استفاده شد. نتایج حاصله نشان داد یک پیوستگی قوی بین بازارهای ژاپنی، آمریکایی و اروپایی وجود دارد و همچنین شواهد نشان داد که قانون قیمت واحد در بازارهای میگو برقرار بوده است (Vinuya, 2007).

اهداف تحقیق

هدف کلی تحقیق حاضر بررسی برقراری قانون قیمت‌های واحد برای سه محصول جو، برنج و پنبه می‌باشد. از جمله اهداف فرعی نیز می‌توان به موارد زیر اشاره داشت:

۱. بررسی روند داخلی و جهانی قیمت محصولات مورد بررسی؛

۲. برآورد حساسیت قیمت‌های داخلی به نوسانات قیمت‌های جهانی.

روش پژوهش

در این مطالعه جهت بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار سه محصول کشاورزی شامل جو، برنج و پنبه از تحلیل سری‌های زمانی استفاده شد. ابتدا آزمون ایستایی برای شش سری زمانی (قیمت جهانی و داخلی سه محصول منتخب) انجام و در صورت ناایستا بودن و با فرض برقراری سایر شرایط، آزمون هم‌گرایی و برآورد الگوی تصحیح خطا مورد توجه قرار گرفت.

آزمون ایستایی متغیرها

به‌کارگیری روش‌های معمول و کلاسیک اقتصادسنجی در داده‌های سری زمانی وقتی که متغیرها ناایستا باشند از کارایی و اعتبار لازم برخوردار نبوده و آماره‌های آزمون‌های F و t معتبر نمی‌باشند. برای رفع این مشکل مهم‌ترین بحث در سری‌های زمانی، بررسی ایستایی متغیرها می‌باشد. برای این امر آزمون‌های مختلفی پیشنهاد شده است که هر کدام دارای ویژگی و مزیت خاصی هستند (گجراتی، ۱۳۸۳).

آزمونی که اخیراً برای بررسی ایستایی شهرت یافته، آزمون ریشه واحد است. آزمون ریشه واحد شامل چندین آزمون برای بررسی ایستایی است که در این تحقیق از آزمون‌های فیلیپس‌پرون[1]، KPSS[2] (Kwiatkowski *et al*., 1992) و آزمون ERS[3] استفاده شده است.

تعیین رابطه هم‌گرایی بین متغیرها

مهم‌ترین بحث پس از بررسی ایستایی متغیرها تعیین رابطه هم‌گرایی بین متغیرهای مدل می‌باشد. روش غالب نسبت به سایر روش‌های اقتصادسنجی در مورد تعیین هم‌گرایی روش Johansen (۱۹۸۸) می‌باشد که از طریق روش تابع حداکثر راست‌نمایی[4] تخمین زده می‌شود. در این روش بایستی درجه ایستایی متغیرها با یکدیگر یکسان بوده و در صورتی که درجه ایستایی متغیرها یکسان نباشد با ملحوظ نمودن یک سری شرایط می‌توان از این روش برای تعیین مقدار بردارهای هم‌گرایی استفاده کرد. مهم‌ترین مزیت این روش این است که صرفاً یک بردار هم‌گرایی بین متغیرهای مدل را نتیجه نمی‌دهد. درحالتی‌که بیش از یک بردار هم‌گرایی بین متغیرها برقرار باشد، این روش از کارایی لازم برخوردار است. این روش دارای ۲ آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آماره اثر بوده که بیان‌کنندهٔ تعداد بردارهای هم‌گرایی بین متغیرهای مدل می‌باشند. در روش حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda_{\max}$) فرضیه صفر و مقابل به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : r = 0 \\ H_1 : r = 1 \end{array} \right\}$$

اگر فرضیه صفر که عدم وجود رابطه هم‌گرایی بین متغیرهای مدل می‌باشد رد گردد، نشان‌دهندهٔ این است که حداقل r=1 می‌باشد، یا به عبارت دیگر حداقل یک بردار هم‌گرایی بین متغیرها برقرار است. اگر باز هم فرضیه صفر که وجود حداقل یک بردار هم‌گرایی است رد شود، نشان‌دهندهٔ این است که حداقل ۲ بردار هم‌گرایی بین متغیرها برقرار می‌باشد. لازم است این مراحل تا جایی ادامه یابد که فرضیه صفر پذیرفته شود. بعد از تعیین تعداد بردارهای هم‌گرایی لازم است بردار بهینه که از لحاظ تئوری‌ها و منطق اقتصادی سازگار باشد از بین بردارهای مورد نظر انتخاب شود و سپس مدل تصحیح خطای برداری[5]، برای مدل برآورد شود. مدل تصحیح خطای برداری دارای این مزیت است که درحالتی‌که بیش از یک بردار هم‌گرایی

[1] Phillips -Perron (PP)
[2] Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (KPSS)
[3] Elliot-Rothenberg -Stock point optimal (ERS)
[4] Maximum Likelihood (ML)
[5] Vector Error Correction Model (VECM)

وجود داشته باشد در آن صورت در هر معادله بیش از یک الگوی تصحیح خطا خواهد بود که خطای تعادل کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند (Johansen & Juselius, 1990).

تبیین مدل‌های تصحیح خطا

مهم‌ترین نتیجه ممکن در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی، قضیه نمادین گرنجر می‌باشد. بر اساس این قضیه اگر دو متغیر با هم هم‌انباشته باشند، رابطه بلندمدتی بین آن‌ها وجود دارد. البته در کوتاه‌مدت، ممکن است این متغیرها با وجود اختلال در مقدار خطای تعادلی، در حالت غیرتعادل باشند، بدین مفهوم که برای چند دوره زمانی از رابطه تعادلی بلندمدت خود فاصله گیرد. پویایی این رابطه غیرتعادلی کوتاه‌مدت همیشه می‌تواند توسط یک مدل تصحیح خطا توضیح داده شوند. این مدل تصحیح خطا که رفتارهای کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را مرتبط می‌سازد، به‌صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = lagged(\Delta Y_t, \Delta x_t) + \lambda \varepsilon_{t-1} + V_t, -1\langle\lambda\rangle 0$$

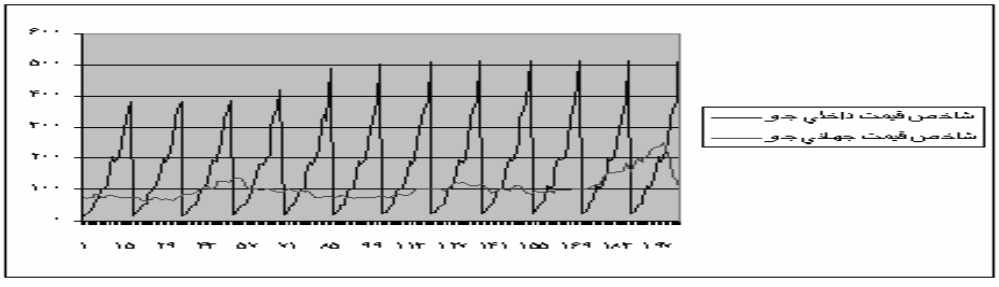
$$Y_t, X_t \approx CI\ (1,1), \Delta X_t \approx I(1), \Delta Y_t \approx I(1)$$

$$\varepsilon_t = Y_t - B_0 - B_1 X_t \approx I(0)$$

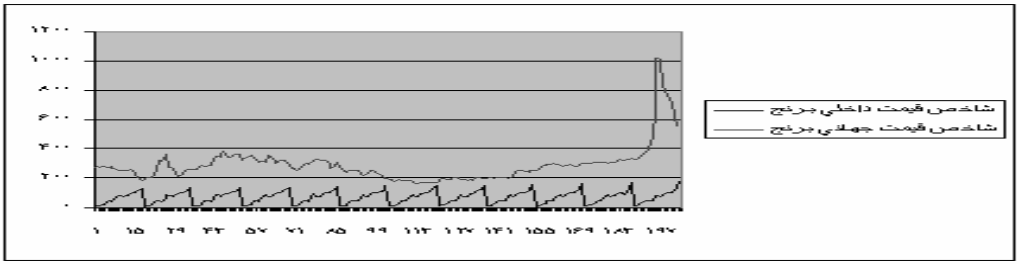
و v_t جزء اخلال و λ ضریب تنظیم کوتاه‌مدت می‌باشد. در رابطه بالا تمام متغیرها ایستا می‌باشند. چون Y_t و X_t هم‌گرا از درجه یک می‌باشند. ΔY_t و ΔX_t هم‌گرا از درجه صفر هستند. بنابراین خطای معادله ϵ_t هم‌گرا از درجه صفر است، چون متغیرهای Y_t و X_t هم‌انباشته هستند (Granger, 1986).

یافته‌ها

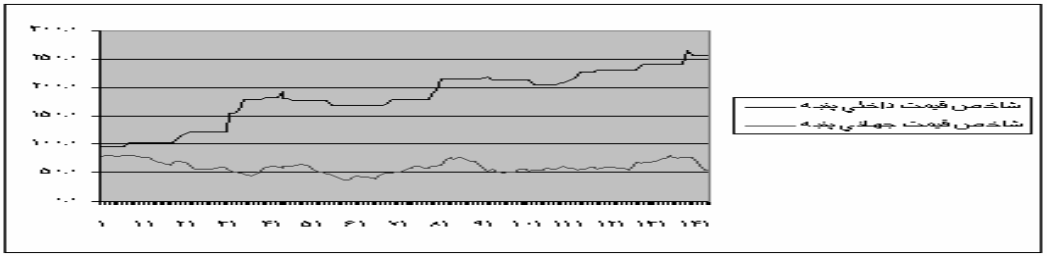
متغیرهای به‌کار رفته در این مطالعه شامل شاخص قیمت‌های داخلی و جهانی سه محصول منتخب کشاورزی ایران می‌باشد. بنابراین مطالعه دارای ۶ متغیر شامل شاخص قیمت‌های جهانی و داخلی جو، برنج و پنبه برای ۱۸ سال می‌باشد. نمودار روند تغییرات شاخص قیمتی این سه محصول طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰ در نمودار ۱، ۲ و ۳ آورده شده است.



نمودار ۱- روند تغییرات شاخص قیمت محصول جو در ایران و جهان طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰



نمودار ۲- روند تغییرات شاخص قیمت محصول برنج در ایران و جهان طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰



نمودار ۳- روند تغییرات شاخص قیمت محصول پنبه در ایران و جهان طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰

نمودارها نشان می‌دهد که قیمت داخلی محصولات جو و برنج از الگوی نوسانات فصلی تبعیت می‌کنند، ولی در مورد محصول پنبه چنین نوسان فصلی مشاهده نمی‌شود. قیمت محصول جو معمولاً در ماه‌های اول سال (فروردین، اردیبهشت، خرداد و تیر) تقریباً ثابت مانده و از مرداد ماه افزایش می‌یابد و این روند افزایشی تا پایان سال ادامه دارد. در دو سال اخیر با افزایش قیمت جو در داخل کشور مواجه بوده‌ایم به‌طوری‌که ارزش محصول جو در سال ۱۳۸۶ در مقایسه با سال ۱۳۸۵ با افزایش نسبتاً قابل توجهی روبه‌رو بوده است و از تیرماه سال ۱۳۸۶ با افزایش ناگهانی قیمت جو مواجه بوده‌ایم که این روند افزایشی تا پایان سال ۱۳۸۶ ادامه داشته است.

در سال ۱۳۸۷ نیز نسبت به سال ۱۳۸۶ افزایش قابل توجهی در قیمت داخلی جو رخ داده، به‌طوری‌که از تیرماه سال ۱۳۸۷ قیمت جو به‌طور ناگهانی افزایش یافته است. قیمت محصول برنج نیز در طول سال روند افزایشی داشته و معمولاً در اسفند ماه به حداکثر مقدار خود می‌رسد.

قیمت محصول برنج در سال ۱۳۸۷ نسبت به سال ۱۳۸۶ تفاوت چشم‌گیری داشته است و در سال ۱۳۸۷ با افزایش قابل‌توجه قیمت برنج مواجه بوده‌ایم.

پیش‌فرض آزمون هم‌گرایی بررسی آزمون ایستایی می‌باشد که ایستایی متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از آماره آزمون‌های ریشه واحد PP، ERS، KPSS و با ملحوظ نمودن عرض از مبدأ و روند زمانی به‌صورت جدول زیر می‌باشد:

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مورد مطالعه در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۰

محصول	PP		ERS		KPSS	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
شاخص قیمت داخلی جو	۰/۹۷	-۷/۱۵***	۰/۲۰	-۵۰۵/۹۸***	۰/۰۳***	۰/۱۰
شاخص قیمت جهانی جو	-۲/۷۱	-۹/۴۹***	۶/۶۵	-۱/۳۲***	۰/۱۹***	۰/۰۴
شاخص قیمت داخلی برنج	-۱/۲۸	-۱۰/۴۳***	۱۳/۶۸	۰/۹۴***	۰/۱۸***	۰/۰۶
شاخص قیمت جهانی برنج	-۱/۸۸	-۸/۳۸***	۷/۹۳	-۰/۶۳***	۰/۲۵***	۰/۰۳
شاخص قیمت داخلی پنبه	-۲/۳۳	-۱۱/۷۵***	۱۳/۹۲	-۱/۲۹***	۰/۱۴***	۰/۰۴
شاخص قیمت جهانی پنبه	-۲/۴۸	-۷/۶۶***	۱۱/۰۴	-۰/۵۸***	۰/۲۵***	۰/۰۵

**P≤۰/۰۱

بعد از بررسی ایستایی متغیرها (تمام سری‌های زمانی مورد بررسی ایستا از مرتبه یک بوده و پیش‌شرط استفاده از آزمون هم‌گرایی را دارا بودند)، آزمون هم‌گرایی یوهانسون انجام شد که نتایج حاصل از این بررسی در جدول شماره ۲ آمده است.

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌گرایی یوهانسون میان شاخص قیمت‌های داخلی و جهانی سه محصول مورد مطالعه در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۷

محصول	آماره اثر		حداکثر ریشه مشخصه
جو	نبود رابطه	۲۷/۷۳***	۲۷/۶۹**
	حداکثر یک رابطه	۰/۰۳	۰/۰۳
برنج	نبود رابطه	۱۶/۳۷**	۱۵/۵۴**
	حداکثر یک رابطه	۰/۸۲	۰/۸۲
پنبه	نبود رابطه	۱۱/۸۳	۹/۸۱
	حداکثر یک رابطه	۲/۰۱	۲/۰۱

**P≤۰/۰۵

نتایج حاصل از آزمون هم‌گرایی نشان داد که قیمت داخلی دو محصول جو و برنج در بلندمدت با قیمت جهانی این محصولات ارتباط دارد و نوسانات قیمت‌های بین‌المللی این دو محصول در بلندمدت به قیمت‌های داخلی انتقال یافته است. به‌عبارت دیگر قانون قیمت‌های واحد در مورد محصولات جو و برنج در سال‌های مورد بررسی به‌طور معنی‌داری پذیرفته شده است. قیمت جهانی محصول پنبه ارتباط بلندمدتی را با قیمت داخلی این محصول نشان نداده است، بنابراین نمی‌توان نوسانات قیمت داخلی این محصول را به تغییرات مربوط در بازار جهانی نسبت داد.

برای بررسی اثر کوتاه‌مدت در مورد قیمت داخلی و جهانی محصول جو که رابطه بلندمدتی با یکدیگر داشتند، از الگوی تصحیح خطا استفاده شد که نتایج حاصل از این الگو در جدول شماره ۳ آمده است.

جدول ۳- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برای دو محصول جو و برنج

محصول	آماره / متغیر	ضریب	آماره t
جو	عرض از مبدا	۳/۰۹	۳/۳۱**
	جزء تصحیح خطا	-۰/۰۰۳	-۴/۹۱
	تفاضل قیمت داخل با یک وقفه	۰/۶۷	۱۰/۹۲**
	تفاضل قیمت داخل با دو وقفه	-۰/۴۶	-۷/۵۱
	تفاضل قیمت جهانی با یک وقفه	۰/۲۶	۱/۹۸**
	تفاضل قیمت جهانی با دو وقفه	-۰/۰۳۲	-۰/۲۱
برنج	عرض از مبدا	۰/۷۵	۱/۷۰**
	جزء تصحیح خطا	۰/۰۰۰۳	۰/۹۹
	تفاضل قیمت داخل با یک وقفه	۰/۳۴	۴/۹۳**
	تفاضل قیمت داخل با دو وقفه	-۰/۰۰۸	- ۰/۰۹
	تفاضل قیمت جهانی با یک وقفه	-۰/۰۰۸	-۰/۴۴
	تفاضل قیمت جهانی با دو وقفه	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱

**P≤۰/۰۵

نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در بازار جو نشان می‌دهد که در هر دوره زمانی ۰/۳ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تصحیح خواهد شد، اگرچه این ضریب به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق قانون قیمت‌های واحد برای سه محصول زراعی جو، برنج و پنبه با استفاده از تکنیک هم‌گرایی و الگوهای تصحیح خطا بررسی شد. مهم‌ترین نتایج حاصل موید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی جو و برنج بوده است، درحالی‌که این ارتباط در بازار محصول دیگر تایید نگردیده است. به عبارت دیگر قانون قیمت‌های واحد در مورد محصول جو و برنج در سال‌های مورد بررسی به‌طور معنی‌داری پذیرفته شده است. لذا می‌توان ادعا نمود که قیمت دو محصول پنبه به‌دلیل مدیریت‌های اعمال شده از سوی دولت از نوسانات بازارهای جهانی تبعیت ننموده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در بازار جو نشان می‌دهد که در هر دوره زمانی ۰/۳ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت تصحیح خواهد شد، ولی نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در بازار برنج معنی‌دار نیست و سیستم بازار به حالت تعادلی حرکت نمی‌کند. نتایج حاصل با یافته‌های شمس‌الدینی (۱۳۸۴)

سازگار و با مطالعه AbouNouri & Mojaverian (۲۰۰۲) منطبق نمی‌باشد. این امر ممکن است به دلیل دوره‌های زمانی متفاوت به‌کار رفته در این مطالعات باشد.

پیشنهادها

با توجه به تایید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های جهانی و داخلی دو محصول جو و برنج از یک سو و جایگاه این محصولات در تغذیه دام و انسان پیشنهاد می‌شود به‌منظور اجتناب از بروز نوسان زیاد در قیمت‌های داخلی، شرایط بازار جهانی به‌طور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به‌ویژه در زمینه سیاست‌های تجاری، از حساسیت زیاد قیمت‌های داخلی به نوسان قیمت‌های جهانی کاسته شود.

منابع

۱. شاه‌ولی، ا.، و بخشوده، م. (۱۳۸۴). بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۴، شماره ۱، صفحات ۸۵-۶۹.

۲. شمس‌الدینی، س. (۱۳۸۴). *بررسی هم‌گرایی قیمت‌های جهانی و داخلی محصولات منتخب کشاورزی ایران*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران.

۳. صحراییان، م.، و بخشوده، م. (۱۳۸۶). *بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و خارجی گندم در ایران*. مجله *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۵، شماره ۵۹، صفحات ۱۱۸-۹۷.

۴. فلسفیان، ا.، و زیبایی، م. (۱۳۸۴). یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد (بازار گوشت گوسفند و گوساله در استان‌های منتخب. *مجله علوم و صنایع کشاورزی*، شماره ۱۹، صفحات ۱۸۰-۱۷۲.

۵. گجراتی، د. (۱۳۸۳). *مبانی اقتصاد سنجی*. جلد دوم. ترجمه ح. ابریشمی. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

6. AbouNouri, E., & Mojaverian, M. (2002, winter). Analysis of the law of one price in the farm products markets of Iran. *Iranian Journal of Trade Studies*, 2002(25), 5-17.
7. Baffes, J. (1991). Some further evidence on the law of one price: The law of one price still holds. *American Journal of Agricultural Economics*, 17, 1264-1273.
8. Delpachitra, S. B., & St-Hill, R. L. (1994). The law of one price: A test on prices for selected inputs in New Zealand agriculture. *Agricultural Economics*, 10, 297-305.
9. Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economics variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-218.
10. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
11. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-211.
12. Kuiper, W. E. (1999). Testing for the law of one price and identifying price leading markets: An application to corn markets in Benin. *Journal of Regional Science*, 39, 713-739.

13. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992).Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
14. Mohanty, S., Peterson, E., & Smit, D. B. (1998). Fractional cointegration and the false rejection of the law of one price in international commodity markets. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 30, 267-276.
15. Vinuya, F. D. (2007). Testing for market integration and the law of one price in world shrimp markets. *Aquaculture Economics & Management*, 11, 243-265.
16. Zanias, G. P. (1993) .Testing for integration in European community agricultural product markets. *Journal of Agricultural Economics*, 44, 418-427.