اقتصادکشاورزی و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۵۹، پاییز۱۳۸۶

بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و جهانی گندم در ایران

مریم صحرائیان*، دکتر محمد بخشوده*

تاریخ دریافت: ۸۵/۱۰/۲۶ تاریخ پذیرش: ۸۶/۷/۱۰

چکیده

در این مطالعه پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان با استفاده از روش همجمعی انگل-گرنجر و محاسبه شاخص پیوستگی بازار حاصل از بسط مدل راوالیون بررسی شده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی درازمدت دارند، اما براساس شاخص پیوستگی بازار، این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین دارند، ولی با بازار سایر کشورهای مورد بررسی به جز اروپا، پیوستگی درازمدت دارند. در راستای افزایش پیوستگی با بازار جهانی و ایجاد و توسعه بازارهای محلی به منظور افزایش رقابت و افزایش تمرکز بازارها و درنتیجه افزایش پیوستگی بازارهای داخلی، آزادسازی بازار گندم پیشنهاد می‌شود.

کلید واژه‌ها:

پیوستگی بازار، گندم، بازار داخلی و بازار جهانی

* به ترتیب: دانش‌آموخته کارشناسی ارشد (نویسنده مسئول) و دانشیار اقتصادکشاورزی دانشکده‌کشاورزی دانشگاه شیراز
e-mail: maryam_sahraeian@yahoo.com

مقدمه

دو بازار در مکانهای مختلف در صورتی پیوسته هستند که قیمت کالای مبادله شده در بازار واردکننده برابر با قیمت کالا در بازار صادرکننده به‌علاوهٔ هزینه‌های حمل و نقل و سایر هزینه‌های انتقال باشد. به تعبیر راوالیون (Ravallion, 1986) و اش و همکارانش (Asche & et al., 1999)، بازار برای گروهی از محصولات پیوسته است که در آنها قیمتهای کالا در طول زمان متناسب با یکدیگر حرکت کنند؛ به‌این معنی که قانون تک‌قیمتی (LOP)[1] حفظ شود. در یک بازار پیوسته، قیمت یک کالا تمایل به یکنواختی دارد و اختلاف قیمت بر اثر هزینه حمل و نقل ایجاد می‌شود. این تعریف مربوط به تکامل تدریجی قیمتها در درازمدت می‌شود؛ هرچند قیمتها می‌توانند در کوتاه‌مدت از یکدیگر منحرف شوند. وجود فاصله میان بازارهای مختلف فروش محصولات با مراکز تولیدی منجر به اختلاف قیمت میان این بازارها می‌شود. منظور از بازارهای فاصله‌ای بازارهایی است که در آن تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در مکانهای مختلف توزیع شده‌اند و این توزیع مکانی، موجب اختلاف و تبعیض قیمت محصولات در نقاط مختلف می‌شود (Arshad, 1990). کارایی این نوع بازارها با استفاده از معیار پیوستگی، قابل ارزیابی است. ویتزل و باینر (Weitzel & Bayaner, 2007)، پیوستگی بازارهای گندم را بین ۲۸ استان ترکیه، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری دومتغیره بررسی کردند. نتایج حاکی از نقش مهم شبکه‌های اجتماعی در تأثیر متقابل بازارهاست. گلتی و همکارانش (Goletti & et al., 1995)، پیوستگی بازار را تابعی از زیرساخت‌های بازاری، ناپایداری سیاستهای دولت و تغییر در میزان تولید در نظر گرفتند. رپسومانیکیس و همکارانش (Rapsomanikis & et al., 2003) علاوه بر موارد فوق، سرمایه انسانی را یک عامل تعیین‌کننده در پیوستگی بازارها مطرح کردند و تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید را جایگزین سرمایه انسانی در نظر گرفتند.

1. law of one price

در این مطالعه نیز با توجه به اطلاعات موجود، علاوه بر آزمون پیوستگی بازارهای داخلی و جهانی گندم، پیوستگی بازار داخلی تابعی از هزینه حمل‌ونقل، تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید هر دو بازار و تفاوت در میزان تولید (به‌عنوان تفاوت در میزان خوداتکایی) هر دو بازار در نظر گرفته شده است.

محصول گندم در بسیاری از کشورها از جمله‌ایران، عاملی بسیار مهم برای پایداری سیاسی و اقتصادی و همچنین عاملی مهم در بهبود درآمد اغلب کشاورزان است. از آنجا که پیوستن به بازارهای جهانی مستلزم وجود دو جنبه مهم پیوستگی بین بازارهای داخلی و بازارهای جهانی می‌باشد، هدف کلی این تحقیق، مطالعه وجود یک بازار واحد برای گندم در استانهای مختلف ایران، بررسی پیوستگی بازارهای داخلی این محصول با بازار جهانی آن، تحلیل تفاوت پیوستگی بازارهای محصولات مختلف و بررسی عوامل مؤثر بر پیوستگی بازار این محصول است.

روش تحقیق

در این بررسی ابتدا آزمون نه‌مرحله‌ای ایستایی و آزمون فیلیپس-پرون به منظور بررسی شکست ساختاری انجام گرفت، سپس پیوستگی کوتاه‌مدت و درازمدت بازار گندم و دلایل آن بررسی شد.

آزمون پیوستگی درازمدت بازارها

به منظور آزمون پیوستگی بازارهای داخلی و جهانی محصولات می‌توان از آزمون همجمعی انگل-گرنجر[1] و روش همجمعی یوهانسن استفاده کرد. از آنجا که داده‌های سری زمانی ماهانه و فصلی برای گندم وجود نداشت، از آزمون همجمعی انگل-گرنجر استفاده شد.

1. Engle - Granger

روش همجمعی انگل-گرنجر

یکی از آزمونهای همجمعی، آزمون انگل-گرنجر (Engle & Granger, 1987) است. اگر یک متغیر سری زمانی با a مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شود، این متغیر جمعی از مرتبه a یا $I(a)$ می‌باشد. اگر دو متغیر سری زمانی P_{1t} و P_{2t} هر دو $I(a)$ باشند، هر ترکیب خطی آنها نیز $I(a)$ است. حال اگر اعداد ثابت α و β وجود داشته باشند، جمله اخلال رگرسیون مربوط به P_{1t} و P_{2t} یا همان ترکیب خطی دو سری زمانی مذکور به شکل زیر است:

$$U_t = P_{1t} - \alpha - \beta P_{2t} \qquad (۱)$$

مراحل این آزمون به شرح زیر است:

ابتدا ایستایی دو متغیر بررسی می‌شود تا اگر دو متغیر ایستا از درجه a باشند، رگرسیون ۲ تخمین زده شود:

$$P_{it} = \varphi + \omega P_{jt} + e_t \qquad (۲)$$

که در آن P_{it} و P_{jt} به ترتیب قیمت در بازار i و قیمت در بازار j در زمان t است. φ و ω نیز پارامترهای معادله و e_t جمله خطاست.

در مرحله بعد، ایستایی جملات پسماند به کمک معادله زیر بررسی می‌شود:

$$\Delta e_t = \lambda e_{t-1} + \sum_{k=2}^{n} \theta_k \Delta e_{t-1} + \mu_t \qquad (۳)$$

در صورت ایستا بودن جملات پسماند، دو بازار پیوسته از درجه a خواهند بود؛ یعنی دو بازار دارای پیوستگی درازمدت می‌باشند.

آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت بازارها

در صورتی که نوسان قیمت در یک بازار به سرعت به بازار دیگر منتقل شود، آنگاه دو بازار دارای پیوستگی کوتاه‌مدت خواهند بود. در این مطالعه به پیروی مطالعه لپینگ (Lapping, 2002)، برای آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت بازار محصولات از روش زیر استفاده شد:

در این روش ابتدا معادله ۴ تخمین زده می‌شود:

$$\Delta P_{it} = \mu_{11}\Delta P_{it-1} + \cdots + \mu_{1n}\Delta P_{it-n} + \mu_{20}\Delta P_{jt} + \mu_{21}\Delta P_{jt-1} + \cdots + \mu_{2n}\Delta P_{jn-1} - \lambda(P_{it-1} - \alpha P_{jt-1} - \delta) + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن P_{it} قیمت محصول در بازار i و P_{jt} قیمت محصول در بازار j است.

سپس بر اساس آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت راوالیون توسط آماره F، فرضیه صفر به‌صورت زیر انجام می‌شود. اگر فرضیه صفر رد شود، پیوستگی کوتاه‌مدت در دو بازار مورد تأیید قرار نخواهد گرفت:

$$\mu_{11} = \cdots = \mu_{1n} = \mu_{21} = \cdots = \mu_{2n} = 0$$
$$\lambda = 1$$

آزمون تأثیر متقابل بازارهای مختلف هر محصول

در مبحث پیوستگی بازارها به منظور بررسی تأثیر متقابل سریهای قیمتی در بازارهای مختلف محصول از آزمون علیت استفاده می‌شود.

آزمون علیت به روش مستقیم گرنجر مستقیماً منتج از تعریف علیت وینر-گرنجر (Granger, 1969; Sims, 1972 & 1980) است. هروس و همکارانش (Horvath & et al., 2002)، نیز از آزمون علیت وینر-گرنجر به منظور تشخیص مدلهای تصحیح خطای برداری استفاده کردند. با توجه به تعداد مشاهدات موجود در داده‌های سریهای قیمت محصولات، در این مطالعه نیز از آزمون علیت به روش مستقیم گرنجر استفاده شد. تشخیص روش کار در این آزمون به‌این ترتیب است که ابتدا الگوهای نامقید و مقید زیر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود:

$$P_{1t} = \sum_{i=1}^{N1} C_{1i} P_{1t-1} + \sum_{i=1}^{N2} D_{1i} P_{2t-1} + U_{1t}$$
$$P_{2t} = \sum_{i=1}^{N1} C_{2i} P_{1t-1} + U_{2t} \quad (۵)$$

که در آن P_1 قیمت محصول در بازار اول و P_2 قیمت محصول در بازار دوم است.

به‌وسیله الگوهای بالا، آزمون علیت از P_2 به P_1 انجام می‌گیرد. سپس با استفاده از آماره F، اهمیت مشترک متغیرهای مستقل تأخیری مورد آزمون قرار می‌گیرد. در هر وقفه، ایستایی جملات پسماند (U_{1t}, U_{2t}) با استفاده از روش نه‌مرحله‌ای ایستایی آزمون می‌شود. در

صورت ناایستا بودن جملات پسماند، از آن وقفه نمی‌توان استفاده کرد. سپس وقفه بهینه برحسب معیار آکاایک انتخاب می‌شود. در اینجا تعداد وقفه‌های متغیر وابسته تأخیری در مدل مقید و نامقید به‌طور ضمنی یکسان فرض می‌شود. در صورتی که چنین محدودیتی لحاظ نشود، دیگر نمی‌توان از آزمون F به منظور کسب استنباطهای علّی، استفاده کرد. این آماره به‌صورت زیر است:

$$F = \frac{(ESSR - ESSU)/N2}{ESSU/(n - N1 - N2)} \qquad (۶)$$

که در آن n تعداد مشاهدات در مدل نامقید، ESSU مجموع مربعات خطا در معادله نامقید و ESSR مجموع مربعات خطا در معادله مقید می‌باشند. در صورتی که آماره F محاسباتی بیشتر از F جدول باشد، مدل نامقید پذیرفته می‌شود؛ به عبارت دیگر وجود علیت از P_2 به P_1 تأیید می‌گردد.

تعیین درجه پیوستگی بازارهای محلی با بازار مرکزی

در این مطالعه به پیروی از مطالعه لپینگ، برای تعیین درجه پیوستگی بازار محصولات کشاورزی از شاخص پیوستگی بازار (IMC) استفاده شد که در آن P_{it} و $\overline{P}$ به ترتیب قیمت محصول در بازار i و قیمت محصول در بازار مرجع (بازار مرکزی) در زمان t و X نیز بردار متغیرهای فصلی و یا ویژگیهای بازار i در زمان t است:

$$P_{it} = (1 + b_1)P_{it-1} + b_2(\overline{P}_t - \overline{P}_{t-1}) + (b_3 - b_1)\overline{P}_{t-1} + b_4 X + \mu_t \qquad (۷)$$

بر اساس ضرایب حاصل از مدل فوق، شاخص IMC به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$IMC = \frac{(1 + b_1)}{(b_3 - b_1)} \qquad (۸)$$

صورت کسر، ضریب متغیر با وقفه قیمت در بازار محلی و مخرج کسر، ضریب متغیر با وقفه قیمت در بازار مرکزی است. بر اساس مدل راوالیون، هرگاه بازارها پیوسته باشند، خواهیم داشت $b_1 = -1$: و در نتیجه، IMC برابر صفر است. در صورتی که بازارها کاملاً مستقل از یکدیگر باشند $(b_1 = b_3)$، درجه‌پیوستگی‌صفر و در نتیجه، IMC برابر بی نهایت (∞)خواهد بود.

بررسی احتمال پیوستگی دو بازار بر اساس تعیین‌کننده‌های ساختاری

در این بررسی، با توجه به اطلاعات موجود از بازار محصولات و همچنین تعداد مشاهدات مربوط به هر محصول، پیوستگی بازار تابعی از هزینه حمل‌ونقل، تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید هر دو بازار و تفاوت در میزان تولید (به‌عنوان تفاوت در میزان خوداتکایی) هر دو بازار در نظر گرفته شده است. از آنجا که متغیرهای وابسته شامل پیوستگی یا عدم پیوستگی بازارهای هریک از دو استان است، برای تخمین این تابع می‌توان از مدلهای لاجیت یا پروبیت استفاده کرد. مدل انتخاب شده براساس معیار آکاایک مدل لاجیت می‌باشد که ساختار آن به‌صورت زیر تعریف می شود (ابریشمی، ۱۳۷۸):

$$Z_i^* = \alpha + \beta X_i + u_i \qquad (۹)$$

که در آن Z_i^* پیوستگی هریک از دو بازار یک محصول، X_i برداری از ویژگیهای ساختاری دو بازار، α و β پارامترهای الگو و u_i جزء خطای الگوست.

رابطه ۹ تعدادی از عوامل مؤثر بر پیوستگی دو بازار را بیان می‌کند؛ لذا متغیر موهومی دیگری به‌نام Z_i به‌این صورت به مدل اضافه شد که اگر Z_i^* بزرگتر از صفر باشد، متغیر Z_i دارای مقدار یک و در غیر این صورت دارای مقدار صفر است. به عبارت دیگر $Z_i = 1$ مربوط به دو بازار دارای پیوستگی درازمدت و $Z_i = 0$ مربوط به دو بازار بدون پیوستگی درازمدت است:

$$Z_i = \alpha + \beta_{1X1} + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 \qquad (۱۰)$$

که در آن X_1، X_2 و X_3 عوامل تعیین‌کننده پیوستگی بازار می‌باشند.

در الگوی لاجیت مورد مطالعه احتمال پیوستگی دو بازار به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_i = F(Z_i) = F(\alpha + \beta X_i) = \frac{1}{1+e^{-Z}} = \frac{1}{1+e^{-(\alpha+\beta X_i)}} \qquad (۱۱)$$

که در آن e پایه لگاریتم طبیعی (عدد نپر) است.

از آنجا که حاصل جمع کل احتمالات برابر یک است، احتمال عدم پیوستگی پیوند iام دو بازار محصول از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$1 - P_i = \frac{1}{1+e^{Z}} = \frac{1}{1+e^{(\alpha+\beta X_i)}} \qquad (۱۲)$$

با تقسیم احتمال پیوستگی دو بازار به احتمال عدم پیوستگی دوبازار و گرفتن لگاریتم طبیعی از دوطرف معادله، روابط زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{Z_i}}{1+e^{-Z_i}} = e^{Z_i} \qquad (۱۳)$$

$$L_i = \ln(\frac{P_i}{1-P_i}) = \alpha + \beta X_i \qquad (۱۴)$$

که L_i لگاریتم نسبت احتمال پیوستگی به احتمال عدم پیوستگی پیوند iام بازارها برحسب تعیین‌کننده‌های X_i و پارامترهای خطی است. به مدلهایی مانند مدل ۱۴ مدل لاجیت گفته می‌شود. همچنین برای پیش‌بینی اثر تغییر متغیرهای توضیحی بر احتمال پیوستگی پیوند iام بازارها، رابطه ۱۵ با مشتق‌گیری از رابطه ۱۱ به‌دست می‌آید. برای مثال اثر تغییر در kامین متغیر بر احتمال پیوستگی پیوند iام بازارها، با مشتق‌گیری از رابطه ۱۱ نسبت به متغیر kام حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_{ik}} = \frac{e^{Z_i}}{(1+e^{Z_i})^2}\beta_k \qquad (۱۵)$$

از آنجا که داده‌های قیمت داخلی دیگر محصولات به‌صورت سالانه و به مدت ۲۱ سال و همچنین داده‌های قیمت جهانی تمام محصولات مورد بررسی به مدت ۱۸ سال در دسترس بود، به منظور آزمون فرضیه وجود پیوستگی بازارهای داخلی و جهانی محصولات، از آزمون همجمعی به روش انگل–گرنجر استفاده شد.

داده‌ها

متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، قیمت محصول موردمطالعه است. ازقیمت واردات این محصول به‌عنوان قیمت جهانی استفاده شد. این قیمتها از تقسیم ارزش واردات هر محصول بر مقدار واردات آن محصول به‌دست آمد. قیمت واردات هر قاره یا منطقه از میانگین وزنی قیمتهای واردات کشورهای آن قاره یا منطقه محاسبه شد. داده‌های مورداستفاده در این مطالعه (شامل قیمتهای سرمزرعهٔ گندم در استانهای تولیدکننده) از آمارنامه قیمت فروش

محصولات و هزینه خدمات کشاورزی در مناطق روستایی کشور (۱۳۶۲-۸۲)، و همچنین قیمتهای واردات گندم از سالنامه آمار بازرگانی خارجی (۱۳۶۲-۸۰) تهیه شد.

نتایج و بحث

در جدولهای زیر نتایج آزمون پیوستگی درازمدت بازار محصولات به تفکیک بازارهای داخلی و جهانی آورده شده است.

نتایج آزمون پیوستگی درازمدت بازارها

براساس نتایج جدول ۱، از ۲۶۶ جفت بازار داخلی گندم، قیمتهای گندم در ۲۴۹ جفت از بازارها با یکدیگر رابطه تعادلی درازمدت دارند و قیمتهای گندم در ۱۷ جفت از بازارها با یکدیگر رابطه تعادلی درازمدت ندارند. فرضیه نبود رابطه تعادلی درازمدت (به عبارت دیگر عدم پیوستگی) در بازارهای گندم استانهای آذربایجان غربی-بوشهر، بوشهر-چهارمحال‌وبختیاری، بوشهر-خراسان، چهارمحال‌وبختیاری-سمنان، چهارمحال‌وبختیاری-یزد، فارس-مازندران، همدان-هرمزگان، همدان-مازندران، کرمان-کهگیلویه، خوزستان-یزد، خراسان-یزد، کردستان-لرستان، لرستان-یزد، مرکزی-یزد، مازندران-سمنان و یزد-زنجان رد نمی‌شود؛ زیرا آماره F مربوط به آزمون همجمعی سریهای قیمت گندم در این استانها معنیدار نشده است. اما این فرضیه در مورد استانهای خراسان-سمنان، هرمزگان-خراسان، هرمزگان-کردستان، همدان-کهگیلویه، همدان-کردستان، همدان-لرستان، فارس-خراسان، ایلام-فارس، ایلام-هرمزگان و آذربایجان‌غربی-مازندران در سطح احتمال ۵٪ و در مورد سایر استانها در سطح احتمال ۱٪ رد می‌شود.

جدول (۱) نتایج نهایی آزمون هم‌جمعی انگل گرنجر برای بازارهای داخلی گندم در ایران

متغیر متغیر مستقل / وابسته	آذربایجان غربی	آذربایجان شرقی	کرمانشاه	چهارمحال و بختیاری	ایلام	فارس	کرمان	همدان	هرمزگان	کردستان	خوزستان	گیلان	خراسان	مرکزی	مازندران	لستان	سیستان	تهران	یزد	زنجان
آذربایجان غربی	-۵۳**																			
آذربایجان شرقی		-۵۱**	۲۱۵۶*																	
کرمانشاه			۱۷۲																	
چهارمحال و بختیاری				-۲۱۱**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۶**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**	-۲۱۶۳**
ایلام				-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
فارس				-۲۱۵۶**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
کرمان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
همدان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
هرمزگان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
کردستان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
خوزستان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
خراسان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
کهگیلویه				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
کرمانشاه				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
لرستان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
مرکزی				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
مازندران				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
لستان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
سیستان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
تهران				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
یزد				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
زنجان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**
اصفهان				-۲۱۶۳**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**	-۲۱۵۸**

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*: معنی‌داری در سطح ۵٪

**: معنی‌داری در سطح ۱٪

نتایج احتمال پیوستگی بازارهای داخلی گندم براساس تعیین‌کننده‌های ساختاری

گلتی و همکارانش پیوستگی بازار را تابعی از زیرساخت‌های بازاری، ناپایداری سیاستهای دولت و تغییر در میزان تولید در نظر گرفتند. رپسومانیکیس و همکارانش علاوه بر موارد فوق، سرمایه انسانی را عامل تعیین‌کننده در پیوستگی بازارها و تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید را جایگزین سرمایه انسانی در نظر گرفتند. وارل (Warrel, 2001) درجه خوداتکایی هر منطقه را یکی از عوامل تعیین‌کننده پیوستگی بازارها بیان می‌کند. با توجه به مطالعه وارل، در شرایطی که سطح تولید احاطه‌کننده بازارهای خوداتکا متغیر باشد، احتمال بیشتری وجود دارد که بازارها پیوسته باشند، زیرا مبادله بین مناطق افزایش می‌یابد. در این بررسی با توجه به مطالعات فوق و داده‌های موجود در مورد تعیین‌کننده‌های پیوستگی بازارهای داخلی گندم، علت پیوستگی یا عدم پیوستگی این بازارها به‌وسیله بررسی تأثیر سه عامل هزینه حمل و نقل بین استانها، تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید (به عنوان تفاوت در سرمایه انسانی) و تفاوت در میزان تولید (به عنوان تفاوت در میزان خوداتکایی استانها) با استفاده از تخمین مدل لاجیت بررسی شده است (جدول ۲). با توجه به نتایج جدول ۲، هزینه حمل و نقل تأثیر منفی و معنیدار بر پیوستگی بازارهای داخلی گندم در ایران دارد. تأثیر دو عامل تفاوت در میزان خوداتکایی و تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید در پیوستگی بازار گندم معنیدار نیست؛ اما می‌توان دریافت که تفاوت در میزان خوداتکایی (تفاوت در میزان تولید) استانها باعث افزایش پیوستگی و تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید بین استانها باعث کاهش پیوستگی بازارهای داخلی گندم می‌شود.

جدول ۲. عوامل مؤثر بر پیوستگی بازارهای داخلی گندم در ایران

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	SE	t
DI	هزینه حمل و نقل بین استانها	-/۰۰۳	۰/۳۴	-۸/۲**
PO	تفاوت در میزان خوداتکایی	۰/۶۶	۰/۵۱	۱/۲۹
PR	تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید	-۰/۵۸	۰/۴۷	-۱/۲۲
Factor for the calculation of marginal effects = 0.44483 Goodness of Fit: 0.93				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول ۳، قیمت گندم در بازارهای استرالیا-کانادا، آرژانتین-سایر آسیا (به‌جز ایران)، آرژانتین-استرالیا، آرژانتین-کانادا، آرژانتین-اروپا، آرژانتین-ایران، کانادا-ایران، سایرآسیا-استرالیا، سایرآسیا-کانادا، سایرآسیا-اروپا، سایرآسیا-ایران، استرالیا-اروپا، استرالیا-ایران و کانادا-اروپا همجمع هستند.

جدول ۳. نتایج نهایی آزمون همجمعی انگل گرنجر برای بازارهای صادرکننده گندم به‌ایران و بازار مرکزی گندم در ایران

	آرژانتین	سایرآسیا	استرالیا	کانادا	اروپا
سایرآسیا	-۱/۹۷**				
استرالیا	-۲/۵۴**	-۴/۹۹***			
کانادا	-۲/۳۹**	-۳/۰۹***	-۱/۶*		
اروپا	-۲/۴۲**	-۳/۱۶***	-۲/۷۱***	-۳/۴۸***	
ایران	-۲/۵۵**	-۳/۴***	-۳/۹۶***	-۲/۳**	-۰/۴۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق *: معنیداری در سطح ۵٪ **: معنیداری در سطح ۱٪

اما سریهای قیمت گندم در ایران با اروپا همجمع نیست. قیمت گندم در بازار ایران با قیمت گندم در سایر بازارهایی که با ایران مبادله دارند، به جز با قیمت گندم در بازار اروپا، رابطه تعادلی درازمدت دارد. علت این امر را می‌توان ناشی از کم بودن حجم مبادله گندم بین ایران و اروپا دانست.

نتایج آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت بازارهای داخلی و جهانی

جدول ۴ نتایج آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت بازارهای گندم را در ۲۴ استان عمده تولیدکننده‌این محصول نشان می‌دهد. براساس این جدول، از ۲۶۶ جفت بازار داخلی گندم، ۷۷ جفت از بازارها پیوستگی کوتاه‌مدت دارند. بین بازارهای گندم در استانهای خوزستان- آذربایجان غربی، خراسان- آذربایجان غربی، کهگیلویه- آذربایجان غربی، لرستان- آذربایجان غربی، مرکزی- آذربایجان غربی، تهران- آذربایجان غربی، مازندران-فارس پیوستگی

کوتاه‌مدت وجود دارد. فرضیه وجود پیوستگی کوتاه‌مدت استانهای آذربایجان‌غربی-آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی-گیلان، آذربایجان‌غربی-مازندران، آذربایجان‌شرقی-چهارمحال‌وبختیاری، آذربایجان‌شرقی-ایلام، آذربایجان‌شرقی-یزد، کرمانشاه-کهگیلویه، کرمانشاه-مرکزی، بوشهر-چهارمحال‌وبختیاری، بوشهر-سیستان‌وبلوچستان، بوشهر-یزد، چهارمحال‌وبختیاری-خوزستان، چهارمحال‌وبختیاری-مازندران، چهارمحال‌وبختیاری-سمنان، چهارمحال‌وبختیاری-اصفهان، ایلام-همدان، ایلام-کردستان، فارس-مازندران، گیلان-خوزستان، گیلان-خراسان، گیلان-مازندران، گیلان-تهران، همدان-کرمان، همدان-خوزستان، همدان-لرستان، همدان-تهران، هرمزگان-مرکزی، هرمزگان-مازندران، کرمان-خوزستان، کرمان-اصفهان، خوزستان-خراسان، خوزستان-سیستان، خوزستان-یزد، کهگیلویه-تهران، کردستان-زنجان، مازندران-اصفهان و سیستان‌وبلوچستان-تهران و همچنین فرضیه پیوستگی کوتاه‌مدت بازار سایر استانها رد می‌شود.

علت عدم پیوستگی کوتاه‌مدت را می‌توان وضعیت نامناسب جاده‌ها و نبود شبکه راه‌آهن در بسیاری از نقاط کشور دانست که باعث افزایش زمان حمل‌ونقل می‌شود. به‌علاوه شبکه اطلاع‌رسانی ضعیف در سطح کشور باعث می‌شود تغییرات قیمت در یک استان سریعاً به استان دیگر منتقل نشود. جدول ۵ نتایج آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت بازارهای گندم ایران، سایرآسیا، اروپا و سه کشور عمده تولیدکننده گندم را در جهان نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این جدول، بازار گندم در کشورهای آرژانتین-استرالیا، آرژانتین-کانادا، آرژانتین-اروپا، آسیا-کانادا، استرالیا-کانادا و کانادا-اروپا پیوستگی کوتاه‌مدت دارد. فرضیه وجود پیوستگی کوتاه‌مدت بازارهای آرژانتین-ایران، استرالیا-اروپا و اروپا-ایران و همچنین سایر بازارهای جهانی مورد بررسی رد می‌شود.

علت عدم پیوستگی کوتاه‌مدت بازار گندم ایران با بازارهای جهانی این است که به دلیل اهمیت محصول گندم برای کشور پرجمعیتی مانند ایران (با در نظر گرفتن مسئله امنیت غذایی) دولت تجارت این محصول را تحت انحصار خود در می‌آورد؛ بنابراین، قیمت گندم در بازار ایران نمی‌تواند به قیمت جهانی واکنش سریع نشان دهد.

جدول (۴) نتایج نهایی آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت بازارهای گندم در ایران بر اساس آزمون F

متغیر وابسته	متغیر مستقل	آذربایجان غربی	آذربایجان شرقی	اردبیل	چهارمحال و بختیاری	فارس	کرمان	همدان	هرمزگان	کرمانشاه	خوزستان	کهگیلویه	لرستان	کردستان	مرکزی	مازندران	سمنان	سیستان	تهران	یزد	زنجان
آذربایجان غربی	آذربایجان غربی	۴۸۸۵*																			
	آذربایجان شرقی																				
اردبیل	اردبیل																				
چهارمحال و بختیاری	چهارمحال و بختیاری				۱۶۱۰۵**																
فارس	فارس					۴۰۱۰۳**															
کرمان	کرمان						۲۵۵۶۵**														
همدان	همدان							۲۰۱۸													
هرمزگان	هرمزگان								۱۴۱۵۲**												
کرمانشاه	کرمانشاه									۲۰۰۳۹**											
خوزستان	خوزستان										۲۱۸۵*										
کهگیلویه	کهگیلویه											۵۶۱**									
لرستان	لرستان												۱۲۸								
کردستان	کردستان													۱۶۷**							
مرکزی	مرکزی														۱۶۲						
مازندران	مازندران															۵۸۱۸۱**					
سمنان	سمنان																۰۷۶				
سیستان	سیستان																	۴۱۴*			
تهران	تهران																		۱۰۱۸**		
یزد	یزد																			۱۷۲۶**	
زنجان	زنجان																				۷۰۲۶**

ماخذ: یافته‌های تحقیق

**: معنی‌داری در سطح ۱٪

*: معنی‌داری در سطح ۵٪

جدول ۵. نتایج نهایی آزمون پیوستگی کوتاه‌مدت بازارهای گندم در جهان بر اساس آزمون F

	آرژانتین	آسیا	استرالیا	کانادا	اروپا
آسیا	۶۴/۰۸**				
استرالیا	۱/۹۴	۹۶/۶۴**			
کانادا	۰/۱۹	۲/۷۷	۰/۱۲		
اروپا	۲/۷۲	۴۷/۷۲**	۳/۶۷*	۰/۸۴	
ایران	۳/۵۶*	۱۳/۱۵**	۱۲/۹۴**	۱۰/۷۹**	۳/۲۹*

مأخذ: یافته‌های تحقیق *: معنیداری در سطح ۵٪ **: معنیداری در سطح ۱٪

نتایج آزمون علیت به روش مستقیم گرنجر

با توجه به جدول ۶، بازار گندم در استان اصفهان مرکز تأثیرگذاری قیمت بر استانهای دیگر است. همچنین تغییرات قیمت از استانهای دیگر نیز به استان اصفهان منتقل می‌شود. استان اصفهان از نظر تولید گندم در کشور در رده دهم قرار دارد و بر اساس آزمون F در سطح معنیداری ۱٪ در قیمت تمام استانها تأثیر می‌گذارد و از قیمت تمام استانها نیز تأثیر می‌پذیرد؛ لذا این استان بازار مرکزی گندم در بازار داخلی ایران معرفی می‌شود. یادآوری می‌شود که ویژگی خاص استان اصفهان این است که از نظر جغرافیایی در مرکز کشور قرار دارد. همچنین تعداد بزرگراههای موجود در آن از سایر استانهای دیگر کشور بیشتر است(سالنامه آمار حمل و نقل جاده‌ای، ۱۳۷۹).

جدول (۶) نتایج آزمون علیت به روش مستقیم گرنجر برای بازارهای گندم دراستانهای مختلف ایران

متغیرمستقل / متغیروابسته	آذربایجان غربی	آذربایجان شرقی	کرمانشاه	بوشهر	چهارمحال و بختیاری	ایلام	فارس	گیلان	همدان	هرمزگان	کرمان	خوزستان	خراسان	کهگیلویه	کردستان	لرستان	مرکزی	مازندران	سمنان	سیستان	تهران	یزد	زنجان	اصفهان
آذربایجان غربی					*←		←	←	←		←		*←					←		*←				*←
آذربایجان شرقی	*←			←		*←	*←		←	*←	*←	*←	←	*←	*←	←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←	*←
کرمانشاه		*←			*←	←	←	←		*←	←		*←	←			*←	←		*←	←	←		*←
بوشهر	*←	*←					*←			*←	*←	*←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	←	*←
چهارمحال و بختیاری	*←		*←	*←		←	*←		←	*←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←
ایلام	*←	*←	*←	←	*←		*←		←	←	*←	*←	*←		*←	*←	←	*←	*←	*←		*←	*←	*←
فارس					*←					←	*←	←	*←		←		←	*←	←	*←		←		*←
گیلان	*←	*←	*←	*←	*←	←	*←		←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←
همدان	*←	←	*←	*←	*←	*←	←	*←		*←	*←	*←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←
هرمزگان	*←		*←	*←		*←	*←	*←	*←		*←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	←		*←
کرمان		*←	←	←	*←		←		*←	←		*←	*←	*←	*←	*←	←	*←	*←	*←	*←	←	*←	*←
خوزستان		*←			*←					←	*←		←	←		*←	←	*←	←	←	←		*←	*←
خراسان	*←						*←		←	←	*←	←	*←	←	←	*←	←	*←	←	*←	*←	←	*←	*←
کهگیلویه	←	*←		←	*←	*←			←	←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←
کردستان	*←				*←	*←			*←	*←	*←	*←	*←	*←		*←	*←	*←	←	*←	*←	←	*←	*←
لرستان	*←	←			←	←			*←	*←	*←						*←	*←	*←		←			*←
مرکزی		←			←	←			*←						*←	←					←	*←	←	*←
مازندران		*←		*←		*←	←		*←						*←						*←			*←
سمنان	←	*←		*←	*←	*←	*←		*←	←	←		←	*←	*←	*←	*←	←		←	*←	←	*←	*←
سیستان	*←					←			←						*←	←	←					*←	*←	*←
تهران		*←		*←	*←					←	←							←	←					*←
یزد						*←		*←		*←	*←	*←	←			*←	*←	*←	*←	*←			*←	*←
زنجان																								*←
اصفهان	*←		*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	*←	

*←: معنی‌داری در سطح ۱ درصد ←: معنی‌داری در سطح ۵ درصد

با توجه به جدول ۷، از میان شش بازار جهانی گندم، قیمت گندم در بازار استرالیا بر قیمت این محصول در بازارهای آرژانتین، آسیا، کانادا و ایران در سطح ۱٪ و بر بازار اروپا در سطح ۵٪ تأثیر می‌گذارد. بازار استرالیا به عنوان تأثیرگذارترین بازار جهانی و بازار مرکزی گندم معرفی می‌شود.

جدول ۷. نتایج آزمون علیت به روش مستقیم گرنجر برای بازارهای صادرکننده گندم به‌ایران و بازار مرکزی گندم در ایران

	آرژانتین	آسیا	استرالیا	کانادا	اروپا	ایران
آرژانتین	←	←*		←*	←*	←*
آسیا		←*		←*		
استرالیا				←*	←*	
کانادا	←*	←*			←*	←*
اروپا	←*	←		←		←*
ایران		←*			←*	

مأخذ: یافته‌های تحقیق *←: معنیداری در سطح ۱ درصد ←: معنیداری در سطح ۵ درصد

نتایج محاسبه شاخص پیوستگی بازار

بر اساس نتایج جدول ۸، در بیست‌وسه استان مورد بررسی شدت پیوستگی بازار گندم با بازار مرکزی یعنی بازار گندم در استان اصفهان زیاد است. علت این امر تضمینی بودن قیمت این محصول است که باعث می‌شود قیمت عمده‌فروشی در استانهای مختلف تغییر چندانی با یکدیگر نداشته باشد.

جدول ۸. مقادیر شاخص پیوستگی بازار گندم با بازار مرکزی در ایران

استان	شاخص	استان	شاخص	استان	شاخص	استان	شاخص
آذربایجان غربی	۰/۰۰۰۲۰۸	فارس	۰/۰۰۰۰۸۴۳	کهگیلویه	۰/۰۰۰۰۸۵۱	سیستان	۰/۰۰۰۰۲۳۶

آذربایجان شرقی	۰/۰۰۰۰۱۹۸	گیلان	۰/۰۰۰۱۸	کردستان	۰/۰۰۰۳۷۸	تهران	۰/۰۰۰۳۲۷
کرمانشاه	۰/۰۰۰۰۶۶۶	همدان	۰/۰۰۰۲۴	لرستان	۰/۰۰۰۲۹۷	یزد	۰/۰۰۰۰۶۶۲
بوشهر	۰/۰۰۰۲۳۲	هرمزگان	۰/۰۰۰۲۴۵	مرکزی	۰/۰۰۰۲۵۷	زنجان	۰/۰۰۰۱۶
چهارمحال و بختیاری	۰/۰۰۰۰۷۵۱	کرمان	۰/۰۰۰۲۱	مازندران	۰/۰۰۰۰۶۸۶	خراسان	۰/۰۰۰۱۹
ایلام	۰/۰۰۰۰۳۷	خوزستان	۰/۰۰۰۲۳۷	سمنان	۰/۰۰۰۰۵۹۵		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شاخص پیوستگی بازار (IMC) شدت پیوستگی بازار هر یک از محصولات را با بازار مرکزی آن محصول مشخص می‌کند. اگر مقدار این شاخص به صفر نزدیکتر باشد، مبین شدت پیوستگی بیشتر بازار با بازار مرکزی است. اما هر چه مقدار این شاخص بیشتر باشد، بازار مورد نظر با بازار مرکزی پیوستگی ضعیفتری دارد.

براساس نتایج جدول ۹، شاخص پیوستگی بازار کل کشورهای آسیایی (به جز ایران)، کانادا، آرژانتین و اروپا نشاندهنده آن است که وابستگی بازار این کشورها به بازار استرالیا به‌طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از بازار گندم در ایران می‌باشد.

جدول ۹. مقادیر شاخص پیوستگی بازارهای جهانی گندم با بازار مرکزی در جهان

کشور یا منطقه	شاخص پیوستگی بازار
آسیا	۲/۹۳
کانادا	۰/۳۲۶۹
آرژانتین	۲/۸۱
اروپا	۷/۵۳
ایران	۲۵۷/۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به عبارت دیگر، تغییر قیمت در بازار جهانی گندم نسبت به سایر کشورها تأثیر بسیار کمتری بر قیمت گندم در بازار ایران دارد که این امر را می‌توان ناشی از تحت کنترل قرار داشتن قیمت گندم و پایین بودن قیمت تضمینی آن در ایران دانست. همچنین پیوستگی بازار گندم اروپا نسبت به آسیا، کانادا و آرژانتین کمتر است.

دلایل عدم پیوستگی کوتاه‌مدت بازارهای داخلی وجهانی را می‌توان به‌صورت زیر برشمرد:

۱. حمل و نقل از طریق جاده و نبودن امکانات حمل و نقل ریلی در اکثر نقاط کشور باعث می‌شود زمان زیادی صرف حمل و نقل محصولات بین استانها شود و مبادله کنندگان نتوانند به تغییرات قیمت پاسخ سریع دهند.

۲. نبود نظام اطلاع رسانی منسجم و هماهنگ در سطح کشور جهت پاسخگویی به نیازهای موجود در امر بازاررسانی محصولات کشاورزی.

با توجه به نتایج پیوستگی کوتاه‌مدت و درازمدت در بازارهای جهانی مورد بررسی می‌توان گفت که در بازارهای جهانی مسئله مسافت و هزینه حمل و نقل در پیوستگی بازارها تأثیر چندانی ندارد؛ زیرا حمل و نقل در بازار جهانی از طریق جاده صورت نمی‌گیرد. در واقع آنچه در ارتباط و مبادله بین کشورها مهم است، سیاستهای دولتها و نظامهای تجاری و درجه خوداتکایی کشورها می‌باشد. در اکثر کشورهای درحال توسعه، به دلیل اهمیت غلات در امنیت غذایی جمعیت زیاد این کشورها، دولت تجارت غلات را تحت انحصار خود درمی‌آورد. در مورد پیوستگی کوتاه‌مدت و درازمدت در بازارهای داخلی، هر سه عامل هزینه حمل و نقل، درجه خوداتکایی شهرها و سیاستهای اقتصادی دولت مؤثر است. همچنین در کشور ایران زیرساخت‌های بازاری و نظامهای اطلاعاتی با مشکلات زیادی مواجه است که منجر به ناکارآیی بازارها می‌شود.

براساس یافته‌های این مطالعه موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

۱. آزاد سازی صادرات گندم به منظور افزایش پیوستگی با بازار جهانی

۲. ایجاد و توسعه بازارهای محلی به منظور افزایش رقابت و افزایش تمرکز بازارها که

باعث کاهش هزینه حمل و نقل و بطورکلی کاهش هزینه معاملات، هزینه تشخیص قیمت صحیح، کاهش احتمال سهام‌بازی[1] و در نهایت پیوستگی بازارهای داخلی می‌شود.

منابع

۱. سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی‌ایران، معاونت طرح و برنامه گمرک جمهوری اسلامی‌ایران، دفتر آمار و خدمات ماشینی، تهران.

۲.سالنامه آمار حمل و نقل جاده‌ای، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، دفتر آمار و خدمات ماشینی، تهران.

۳. قیمت فروش محصولات و هزینه خدمات کشاورزی در مناطق روستایی کشور، مرکز آمار ایران، دفتر انتشارات و اطلاع‌رسانی، تهران.

۴.گجراتی، د. (۱۳۷۸). مبانی اقتصادسنجی، ترجمهٔ ح. ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.

5.Arshad, F. M. (1990), The integration of palm oil market in peninsular Malaysia, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 45: 21-35.

6.Asche, F., H. Bremnes, C.R. Wessels (1999), Production aggregation, market integration and relationships between prices: an application to world salmon markets, *American Journal of Agricultural Economics*, 81: 568-581.

7.Engle, R. and C. W. J. Granger (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, (2)55: 251-276.

1. arbitrage

8.Goletti, F., R. Ahmed and N. Farid (1995), Structural determinants of market integration: the case of rice markets in Bangladesh, The Developing Economies, online: http://www.ide.go.jp/English/publish/De/pdf/95-02-03.pdf.

9.Granger, C. (1969), Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37: 424-438.

10.Horvath, C., P. Leeflang and P. Otter (2002), Canonical correction analysis and Wiener-Granger causality tests: useful tools for the specification of VAR models, *Marketing letters*, 13(1): 53-66.

11.Lapping, W. (2002), Integration of major agricultural product markets of China, obline:http://www.cerdi.org/colloqq/IDREC20001/wulaping.pdf.

12.Rapsomanikis, G. and D. Hallam (2003), Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications, online: http://www.fao.org/DOCREP/006/Y5117E/y5117e06.htm.

13.Ravallion, M. (1986), Testing market integration, *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1): 102-109.

14.Sims, Ch. A. (1972), Money, income, and causality, *American Economic Review*, 62: 540-552.

15.Sims, Ch. A. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48:1-8.

16.Warrel, L. (2001), Market integration in the international coal industry: an error correction model, online: http://www.kkv.se/forskare-student/pdf/proj122-2001.pdf.

17.Weitzel, E. B. & A. Bayaner (2007), Non-Linear spatial price transmission on the Turkish wheat, online: http:// agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf-view.pl? papered=25902 & ftype=pdf.