

بررسی پیوستگی بازار برنج در ایران

مریم اکبرزاده*

چکیده

یکی از فروض اصلی کارا بودن بازار و سیستم بازاریابی برای یک محصول همگن در بخش کشاورزی، وجود تنها یک قیمت در همه بازارها است. به عبارتی قیمت در دو بازار با هم مرتبط بوده و تفاوت قیمت بین دو بازار تنها ناشی از هزینه های بازار یابی باشد. این موضوع تحت عنوان پیوستگی بازار تعریف می شود و چنین بازارهایی را پیوسته می نامند که یکی از معیارهای اصلی کارا بودن سیستم بازاریابی است. در این تحقیق با هدف مطالعه پیوستگی بازار محصولات کشاورزی در کشور، پیوستگی بازار برنج و رفتار قیمتی آن در دو بازار گیلان (بازار عرضه کننده) و بازار تهران (بازار تقاضا کننده) با استفاده از شاخص بهای خرده فروشی دو رقم برنج درجه یک و درجه دو طی سالهای 1377 و 1378 مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون همگرایی علیت انگل - گرانجر نشان داد که بازار برنج پیوسته بوده و ارتباط بلند مدت یکطرفه بین دو بازار تهران و گیلان وجود دارد بطوریکه قیمت های برنج در بازار گیلان تأثیرپذیر از قیمت های بازار برنج در بازار تهران است. این نشان می دهد که در تعیین قیمت برنج تقاضا کنندگان حاکم بوده و عرضه کنندگان نقش تعیین کننده ندارند. به عبارتی، نوسانات قیمت برنج داخلی در کشور متأثر از بازار تقاضا است.

مقدمه

در کشورهای در حال توسعه، به لحاظ رشد روزافزون جمعیت از یک طرف و محدودیت هر چه بیشتر منابع تولید از سوی دیگر تأمین مواد غذایی و لذا افزایش در تولید داخلی بعنوان برترین و ضروریترین عامل در کسب موفقیت استقلال اقتصادی مطرح می گردد. در این زمینه، وجود یک نظام بازاریابی کارا و سازگار با ویژگیهایی عرضه محصولات کشاورزی در این کشورها می تواند به عنوان یک ابزار مؤثر نقش ایفا کند و انگیزه لازم را ایجاد کند. زیرا تنها یک نظام بازاریابی کارا قادر است با کاهش هزینه های بازاریابی و افزایش قیمت تولید کننده موجبات افزایش تولید را فراهم آورد. علاوه بر این، افزایش کارایی بازار محصولات کشاورزی یکی از عوامل تقویت کننده مزیت نسبی و بهبود موقعیت یک کشور در بازار جهانی به شمار می رود. یکی از مسائل مطرح در زمینه کارا بودن بازار و سیستم بازاریابی، بررسی رفتار قیمتها در بازارهای مختلف و به عبارتی مسئله کارایی قیمت می باشد. از نظر بهرامشاه و حبیب الله (Baharumshah and Habibullah 1994) یکی از فروض اصلی کارا بودن و رقابتی بودن بازار برای یک محصول خاص و همگن، وجود تنها یک قیمت در همه بازارها است. به عبارتی تفاوت قیمت بین دوبازار برابر یا کمتر از هزینه های حمل و نقل بین دو بازار باشد و قیمت ها در دو بازار با هم مرتبط باشند. این موضوع تحت عنوان پیوستگی بازار و بازارهایی که در آنها قیمتها نتوانند بطور مستقل از هم رفتار نمایند، بازارهای پیوسته نامیده می شوند.

* کارشناس ارشد علوم اقتصادی

مفهوم پیوستگی بازار از مدل تاکایاما و جاج (Takayama and Judge 1971) مربوط به تعادل رقابت فاصله ای در یک اقتصاد نئوکلاسیک گرفته شده است. از نظر آنها در بازارهای پیوسته، اختلاف قیمت بین دو بازار برابر هزینه حمل و نقل است. راولیون (Ravallion 1986)، پیوستگی بین بازارها را به دو دسته پیوستگی کوتاه مدت و پیوستگی بلندمدت تقسیم می کند. در پیوستگی کوتاه مدت، تغییرات قیمت بطور کامل و بلافاصله، بدون هیچ وقفه ای به دیگر بازارها منتقل می شود. اما در پیوستگی بلند مدت، تغییرات قیمت در یک بازار در طول زمان به بازارهای دیگر منتقل می شود. از نظر وی پیوستگی کوتاه مدت بازار، پیوستگی بلندمدت را تأیید می کند ولی عکس این حالت صادق نیست. زانیاس (Zanias 1999)، معتقد است که در صورتی می توان بازار را کارا دانست که تفاوت قیمت در دو بازار تنها به دلیل هزینه های حمل و نقل و سایر هزینه های بازاریابی بین دو بازار باشد و این مسئله یعنی وجود تعادل رقابتی فاصله ای را تحت عنوان قانون یک قیمتی (Law of One Price) عنوان کرد و آن را شرط اساسی پیوستگی بازار دانست. آردنی (Ardeni 1989)، مسئله پیوستگی بازار را در سطح بین المللی مطرح می کند و بر این نکته تأکید می کند که برای یک کالای همگن، با فرض اینکه موانع تجاری نظیر تعرفه و هزینه حمل و نقل وجود نداشته باشد، نسبت قیمت در دو بازار مختلف در سطح بین المللی با واحد پول مشترک برابر با نرخ ارز خواهد بود و آن را شرط اساسی پیوستگی بازار و قانون یک قیمتی در سطح بین المللی دانست. بالچ (Baulch 1997)، پیوستگی بازار در سطح بین المللی را یکی از شرایط اساسی برای رشد کشاورزی کشورهای در حال توسعه می داند و پیوستگی بازار را حالتی می داند که قیمت ها در بازارهای مختلف دارای تغییرات همسویه هستند، بطوریکه تغییرات قیمت در یک بازار بلافاصله به بازار دیگر منتقل می شود و تفاوت قیمت دو بازار نیز برابر با هزینه های حمل و نقل است.

با توجه به اهمیت و نقش زیادی که مصرف برنج در سبد مصرفی خانوار و همینطور زراعت آن برای شالیکاران بعنوان یک منبع مهم درآمدی دارد، در این مطالعه پیوستگی بازار این محصول و رفتار قیمتی آن در بازارهای مختلف بعنوان معیار برای سنجش پیشرفت بازار و کارا بودن سیستم بازاریابی مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به شرایط نامناسب بازار برنج در کشور که عمدتاً ناشی از نوسانات زیاد قیمت این محصول در سالهای اخیر می باشد بررسی رفتار قیمتی این محصول در دو بازار عرضه و تقاضا و اینکه قیمت داخلی برنج متأثر از عرضه است و یا تقاضا، می تواند در انتخاب درست و صحیح سیاستهای توسعه ای و اجرای بهتر سیاستگزاریها در این زمینه مفید واقع شود.

مواد و روشها

تست پیوستگی بازار زمانی انجام خواهد شد که متغیرهای قیمت ایستا و مستقل از زمان باشند. زیرا در روشهای برآورد متعارف کلاسیک فرض بر این است که میانگین و واریانس متغیرها ثابت و مستقل از زمان است. به عبارتی، متغیرهای موجود در مدل ایستا هستند. با این حال، نتایج حاصل از آزمونهای

ریشه واحد (Unit Root) نشان داده است که این فرضیات برای تعدادی از سربهای زمانی اقتصاد کلان صادق نیست و میانگین و واریانس آنها در طول زمان تغییر می کند. چنین متغیرهایی، متغیرهای نایستا یا متغیرهای دارای ریشه واحد می باشند. بر این اساس، استفاده از روشهای برآورد کلاسیک (مانند روش OLS) جهت برآورد روابط با متغیرهای دارای ریشه واحد نتایج گمراه کننده ای می دهد. اگر میانگین و واریانس متغیرهای دارای ریشه واحد در طول زمان تغییر کند تمام آماره های محاسبه شده در الگوی رگرسیونی که از این میانگین و واریانس استفاده می کنند، تابع زمان خواهند بود و با افزایش حجم نمونه به سمت مقادیر واقعی خود گرایش می یابند. علاوه بر این، آزمونهایی فرضیه صفر متداول به سمت رد فرضیه صفر مبنی بر اینکه رابطه ای بین متغیرهای وابسته و مستقل وجود ندارد، تورش خواهند داشت (رائو باسکارا ۱۳۷۷).

بدین منظور، به لحاظ وجود متغیرهای سری زمانی در این تحقیق، قبل از آزمون پیوستگی بازار، از آزمونهایی ریشه واحد (آزمون دیکی - فولر) به منظور تشخیص ایستایی یا پویایی متغیرها، استفاده شده است. این آزمون بر اساس آماره t پارامتر β_1 در معادله زیر استوار است:

$$\Delta P_t = B_0 + B_1 P_{t-1} + \sum \delta_k \Delta P_{t-k} + \mu_t \quad K=1, \dots, n \quad (2)$$

که

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$$

در معادله (2)، فرض صفر مبنی بر اینکه متغیرهای قیمت نایستا از مرتبه صفر $I(0)$ یا سطح (Level) و یا ایستا از مرتبه یک $I(1)$ هستند در صورتی رد می شود که B_1 منفی و از لحاظ آماری معنی دار باشد. در صورتی که فرضیه صفر پذیرفته گردد و متغیر B_1 از لحاظ آماری غیر معنی دار و آماره دیکی - فولر کمتر از مقادیر بحرانی خود باشد، در اینصورت آزمون ریشه واحد برای تقاضا مرتبه اول متغیرهای قیمت انجام خواهد شد که در اینصورت معادله بصورت زیر خواهد بود:

$$\Delta^2 P_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta P_{t-1} + \sum \phi_k \Delta^2 P_{t-k} + \mu_t \quad K=1, \dots, n \quad (3)$$

در معادله (3)، فرض صفر مبنی بر اینکه قیمت نایستا از مرتبه یک $I(1)$ و یا ایستا از مرتبه دو $I(2)$ هستند زمانی رد می شود که θ_1 منفی و از لحاظ آماری معنی دار باشد. در صورتی که مطابق با آزمون ریشه واحد، متغیرهای قیمت در سطح یا مرتبه صفر نایستا گردند، از آزمون همگرایی جهت بررسی ارتباط بلند مدت بین سری قیمت‌های و در نتیجه پیوستگی استفاده می شود.

نکته قابل ذکر آن است که در استفاده از آزمون همگرایی برای سری قیمت‌ها، متغیرهای قیمت باید دارای مرتبه ایستایی یا پیوستگی یکسانی باشند. به عبارتی، جهت آزمون همگرایی بین دو سری قیمت P_i و P_j هر دو متغیر مورد نظر باید ایستا از مرتبه یک یا دو و بطور کلی از مرتبه d باشند و در صورتیکه متغیر

P_i بطور نمونه ایستا از مرتبه یک و متغیر P_j ایستا از مرتبه دو باشد، در اینصورت آزمون همگرایی جهت بررسی ارتباط بلند مدت بین آنها کاربردی نخواهد داشت. انگل و گرانجر، آزمون همگرایی را برای دو جفت قیمت که هر دو پیوسته از یک درجه هستند، یک ترکیب خطی بصورت زیر تعریف می کنند:

$$\varepsilon_t = P_{it} - \alpha P_{jt} \quad (4)$$

به منظور آزمون همگرایی متغیرهای قیمت، از آزمون ریشه واحد برای مقادیر باقیمانده بدست آمده در معادله (1)، استفاده می شود. این آزمون شامل رگرس کردن تفاضل مرتبه اول سریهای مقادیر باقیمانده بر مقادیر با وقفه خود می باشد. بصورت زیر:

$$\varepsilon_t = \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \sum \gamma_k \Delta \varepsilon_{t-k} + V_t \quad K=1, \dots, n \quad (5)$$

مطابق با معادله (5)، فرض صفر مبنی بر اینکه متغیرهای قیمت همگرا نیستند و در نتیجه شرط عدم پیوستگی بازار زمانی رد می شود که پارامتر γ_1 منفی و معنی دار متفاوت از صفر باشد. در صورتی که آماره دیکی - فولر در معادله (5) بالاتر از مقادیر بحرانی خود و پارامتر γ_1 از لحاظ آماری معنی دار باشد، در اینصورت بین متغیرهای قیمت ارتباط بلند مدت وجود دارد و لذا شرط پیوستگی بازار برقرار است.

نکته قابل ذکر آن است که آماره دیکی - فولر نسبت به طول وقفه انتخاب شده بسیار حساس است. اگر تعداد وقفه های در نظر گرفته شده بسیار بزرگ باشد، برآوردها ناریب و لی غیر کارا خواهند شد. ولی اگر این وقفه ها بسیار کوچک انتخاب شوند، برآوردها اریب دار خواهند بود ولی واریانس کوچکتری خواهند داشت (Abhayarth 1996). در هر دو حالت آزمون دیکی - فرلر کارایی خود را از دست می دهد و در اینصورت ممکن است فرض صفر به اشتباه پذیرفته و نتایج گمراه کننده ای حاصل شود. برای حل این مسئله، باید وقفه بهینه انتخاب شود. به همین رو، در معادلات (2)، (3) و (5) قبل از آزمون ریشه واحد و همگرایی، تعداد وقفه بهینه باید انتخاب گردد. برای این منظور می توان از معیار آکائیک (Akaike) استفاده کرد بطوریکه وقفه بهینه، وقفه ای خواهد بود که دارای پائین ترین معیار آکائیک باشد.

در صورتیکه وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای قیمت و در نتیجه وجود رابطه بلندمدت بین آنها از طریق آزمون همگرایی مطابق با معادله (5)، تأیید نشود، می توان از آزمون علیت جهت بررسی رابطه بین آنها استفاده نمود. در مطالعه حاضر، در صورتی که آزمون همگرایی وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای قیمت P_i و P_j را تأیید نکند، از آزمون علیت انگل - گرانجر (Granger causality Test) جهت بررسی وجود رابطه بین متغیرهای قیمت استفاده می شود. این آزمون بصورت زیر تعریف می شود:

$$Y_t = \sum \alpha_i X_{t-i} + \sum \beta_j Y_{t-j} + U_{1t} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

$$X_t = \sum \lambda_i X_{t-i} + \sum \delta_j Y_{t-j} + U_{2t} \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

با این فرض که اجزا اخلاص معادله یعنی U_{1t} و U_{2t} نا همبسته باشند ، 4 حالت زیر قابل تفکیک است:

1- چنانچه ضریب تخمین با وقفه X در رابطه (1) بصورت حاصل جمع از نظر آماری غیر صفر ($\sum \alpha_i \neq 0$) و مجموع ضرایب با وقفه Y در رابطه (2) از نظر آماری صفر باشد ($\sum \delta_j = 0$) ، علت یکطرفه از X به Y خواهد بود.

2- بر عکس حالت اول ، اگر از نظر آماری $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum \delta_j \neq 0$ ، در اینصورت علت یکطرفه از Y به X خواهد بود.

3- اگر مجموع ضرایب Y و X در هر دو رگرسیون از نظر آماری معنی دار و غیر صفر باشد علیت دو طرفه است.

4- اگر ضرایب Y و X در هر دو رگرسیون از نظر آماری معنی دار نباشد ، دو متغیر ارتباطی با هم نداشته و مستقل می باشند.

آزمون علیت انگل – گرانجر در صورتیکه رابطه بین متغیرها از طریق آزمون همگرایی تأیید گردد ، کاربردی نخواهد داشت.

در این مطالعه جهت بررسی پیوستگی بازارهای فاصله ای و وجود قانون یک قیمتی برای محصول برنج ، دو استان گیلان و استان تهران انتخاب شدند که بازار استان گیلان به لحاظ اینکه منبع اصلی عرضه کننده برنج می باشد به عنوان بازار مرکزی (بازار عرضه) و بازار تهران به عنوان بازار تابعه (بازار تقاضا) در نظر گرفته شد. اطلاعات لازم جهت بررسی پیوستگی در این دو بازار ، شامل آمار ماهانه شاخص قیمت های خرده فروشی دو رقم برنج درجه یک و برنج درجه دو برای سالهای 1377 و 1378 در دو بازار گیلان و تهران می باشد. این اطلاعات از بانک مرکزی بدست آمد (جدول 1).

جدول (1): شاخص قیمت خرده فروشی برنج درجه یک و درجه دو در بازار تهران و گیلان در سالهای 1377 و 1378 (100=1376)

سال 1378				سال 1377				ماه
برنج درجه دو		برنج درجه یک		برنج درجه دو		برنج درجه یک		
تهران	گیلان	تهران	گیلان	تهران	گیلان	تهران	گیلان	
210/7	181/4	197/2	183/8	143/2	124/9	150/5	122/7	فروردین
218/3	192/5	210	192/9	150/9	139	155/7	139/2	اردیبهشت
217/9	195/2	209/3	197/2	165/1	142/6	162	144/9	خرداد
222/1	201/7	216/9	201/9	176/3	153/8	175/6	151/4	تیر
222/2	207/5	218/2	208/1	188/1	170/5	181/5	163/6	مرداد
216/4	205/9	210/3	207/8	157/2	155/8	156/3	155/2	شهریور
212/8	203/5	208/8	209/4	162/8	154/6	157/1	157	مهر
218/9	201/1	212	209/5	173/9	154	168	155/8	آبان
218/1	194/8	210/7	206/2	181/1	157/8	173/5	160/6	آذر
212/9	188/4	205/7	202/1	187/1	162/1	178/5	166	دی
212/8	180/6	206/1	196/9	195/7	171/4	190/3	170/5	بهمن
207/5	179/3	199/5	194/9	198/9	180/5	194/9	177/8	اسفند

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

یافته های تحقیق

به لحاظ اینکه آمارهای قیمت مورد استفاده در این مطالعه بصورت سری زمانی می باشد، لذا شرط اولیه آزمون همگرایی و پیوستگی بازار آزمون ایستایی یا نایستایی متغیرها است. با استفاده از آزمون ریشه واحد و آماره دیکی - فولر، ایستایی متغیرها در مرتبه صفر مطابق با معادله زیر بررسی شد:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \sum \delta_k \Delta P_{t-k} + \mu_t \quad K=1, \dots, n$$

جهت استفاده از آماره دیکی - فولر، ابتدا باید وقفه بهینه هر یک از متغیرهای قیمت در معادله تعیین گردد. برای این منظور، تقاضل مرتبه اول هر متغیر بر روی مقادیر با وقفه خود بطور جداگانه رگرس و آماره آکائیک تعیین شد و در نهایت وقفه ای که دارای پائین ترین آماره آکائیک بود به عنوان وقفه بهینه در معادله منظور گردید.

نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای قیمت برنج درجه یک در بازار گیلان (P_1)، قیمت برنج درجه یک بازار تهران (P_2)، قیمت برنج درجه دو در بازار گیلان (W_1) و قیمت برنج درجه دو در بازار تهران (W_2) در جدول شماره (2) آمده است. مطابق با این جدول، وقفه بهینه برای متغیرهای P_1 ، P_2 و W_1 وقفه 10 و برای متغیر W_2 وقفه 7 می باشد. از آنجا که به خاطر محدودیت در تعداد مشاهدات، وقفه های بالاتر از 7 برای تعیین وقفه بهینه، قابل قبول نمی باشد، بنابراین وقفه بهینه همه متغیرهای قیمت، وقفه 7 می باشد، با توجه به وقفه بهینه متغیرهای قیمت، ایستایی متغیرها بررسی شد. نتایج نشان داد که آماره دیکی – فولر برای متغیرهای قیمت برنج درجه یک و برنج درجه دو بازار گیلان و تهران به ترتیب در سطح 1 و 5 درصد معنی دار می باشند (نتایج جدول شماره 3) بنابراین فرض صفر مبنی بر اینکه متغیرهای قیمت از مرتبه صفر نایستا و غیر ساکن هستند رد می شود. لذا متغیرهای قیمت ساکن و ایستا در مرتبه صفر یا سطح (Level) می باشند.

جدول (2): معیار آکائیک جهت تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای قیمت

Akaike. W_2	Akaike. W_1	Akaike. P_2	Akaike. P_1	وقفه
3/99	4/56	3/16	4/35	1
4/09	4/68	3/24	4/45	2
4/2	4/82	3/36	4/53	3
4/18	4/92	3/04	4/69	4
3/14	3/17	1/2	3/57	5
3/016	2/16	1/59	3/37	6
2/62*	3/01*	1/35*	3/331*	7
2/75	3/28	1/25	3/53	8
2/81	3/22	7	3/05	9
2/88	2/9	-4/71	-1/12	10

* وقفه بهینه

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول شماره (3): نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای قیمت در مرتبه صفر (Level)

متغیر	وقفه	آماره دیکی - فولر
برنج درجه يك		
بازار تهران	7	-3/39**
بازار گیلان	7	-4/37*
برنج درجه دو		
بازار تهران	7	-3/15**
بازار گیلان	7	-4/05*

** و *به ترتیب معنی دار بودن در سطح 5 درصد و 1 درصد

از آنجا که متغیرهای قیمت هر دو رقم برنج در دو بازار ساکن می باشند، لذا نمی توان از آزمون همگرایی جهت بررسی ارتباط بلند مدت بین متغیرهای قیمت استفاده کرد. زیرا آزمون همگرایی زمانی کاربرد خواهد داشت که متغیرهای قیمت غیر ساکن و نایستا در واحد سطح باشند. به همین رو جهت وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای قیمت برنج در دو بازار و در نتیجه پیوسته بودن بازار از آزمون علیت انگل - گرانجر استفاده شده است. برای هر جفت قیمت برنج (برنج درجه يك و برنج درجه دو) در دو بازار این آزمون انجام شده است. مطابق با آزمون علیت انگل گرانجر، رابطه علی بین دو متغیر قیمت برنج درجه يك گیلان (P_1) و قیمت برنج درجه يك تهران (P_2) بصورت زیر است:

$$P_{1t} = \sum \alpha_i P_{1(t-i)} + \sum \beta_j P_{2(t-j)} + U_{1t} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

$$P_{2t} = \sum \lambda_i P_{2(t-i)} + \sum \delta_j P_{1(t-j)} + U_{2t} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

با این فرض که اجزا اخلاص معادله یعنی U_{1t} و U_{2t} ناهمبسته باشند، 4 حالت زیر قابل تفکیک است:

1- چنانچه در معادله (1)، $\sum \beta_j \neq 0$ و در معادله (2)، $\sum \delta_j = 0$ ، رابطه علیت از P_2 به P_1 خواهد

بود. یعنی قیمت برنج درجه يك در بازار تهران تأثیر گذار بر قیمت برنج درجه يك در بازار گیلان است.

2- در صورتیکه در معادله (1)، $\sum \beta_j = 0$ و در معادله (2)، $\sum \delta_j \neq 0$ ، در اینصورت رابطه علیت از P_1 به P_2 خواهد بود. یعنی قیمت برنج درجه یک در بازار گیلان تعیین کننده قیمت برنج درجه یک در بازار تهران می باشد.

3- چنانچه در معادله (1)، $\sum \beta_j = 0$ و در معادله (2)، $\sum \delta_j = 0$ ، در اینصورت ارتباط بلند مدتی بین قیمت‌های برنج درجه یک در دو بازار وجود ندارد و دو بازار پیوسته نمی باشند.

4- در صورتیکه در معادله (1)، $\sum \delta_j = 0$ و در معادله (2)، $\sum \beta_j = 0$ ، در اینصورت دو بازار پیوسته بوده و قیمت‌های هر دو بازار بر یکدیگر تأثیر گذار هستند.

برای آزمون ضرایب در هر یک از فروض آزمون علیت از آزمون ضرایب والد (Wald Coefficient Test) استفاده شده است. این آزمون بر پایه آماره F و χ^2 استوار است. به دلیل این که تمام فروض خطی است، جهت رد یا قبول هر فرض آماره F مقید یا χ^2 با مقادیر بحرانی آن مقایسه و معنی دار بودن آن مشخص می گردد. نکته قابل ذکر آن است که در معادلات (1) و (2)، نمی توان طول وقفه را برای هر متغیر به دلخواه انتخاب کرد و باید وقفه بهینه هر متغیر قیمت در هر معادله بر اساس کمترین آماره آکائیک تعیین گردد. بدین منظور، ابتدا متغیر P_1 بر مقادیر با وقفه خود بطور جداگانه رگرس شد و وقفه بهینه برای متغیر P_1 در معادله (1) تعیین گردید که وقفه 7 می باشد. برای تعیین وقفه بهینه متغیر P_2 در معادله (1)، متغیر P_1 بر مقادیر با وقفه بهینه خود (یعنی وقفه 7) و مقادیر با وقفه متغیر P_2 بطور جداگانه رگرس و با استفاده از آماره آکائیک هر رگرسیون وقفه بهینه برای متغیر P_2 در معادله (1) تعیین گردید که وقفه 6 می باشد. برای تعیین وقفه بهینه هر یک از متغیرهای قیمت در معادله (2) همانند قبل، ابتدا متغیر P_2 بر مقادیر با وقفه متغیر P_1 بطور جداگانه رگرس شد و وقفه بهینه این متغیر نیز بر اساس آماره آکائیک مشخص گردید. مطابق با این، وقفه بهینه متغیرهای P_2 و P_1 در معادله (2)، وقفه 7 می باشد (نتایج جداول 4 و 5).

جدول (4) : آماره آکائیک برای متغیرهای قیمت در معادله (1) آزمون علیت

آماره Akaike	وقفه برای متغیر P_2	آماره Akaike	وقفه برای متغیر P_1
3/41	(7و1)	4/23	1
3/49	(7و2)	4/35	2
2/5	(7و3)	4/45	3
2/48	(7و4)	4/53	4
2/59	(7و5)	4/69	5
2/40*	(7و6)	3/57	6
2/5	(7و7)	3/33*	7
-4/25	(7و8)	3/33	8
-	-	3/53	9
-	-	3/05	10
-	-	-1/12	11

* وقفه بهینه

جدول (5): آماره آکائیک برای متغیرهای قیمت در معادله (2) آزمون علیت

آماره Akaike	وقفه برای متغیر P_1	آماره Akaike	وقفه برای متغیر P_2
1/55	(7و1)	3/2	1
1/65	(7و2)	3/16	2
1/38	(7و3)	3/24	3
1/44	(7و4)	3/36	4
1/32	(7و5)	3/04	5
0/72	(7و6)	2/1	6
-1/26*	(7و7)	1/59*	7
-46/55	(7و8)	1/35	8
-	-	1/25	9

-	-	0/7	10
-	-	-4/71	11

* وقفه بهینه

با توجه به طول وقفه هر متغیر در هر معادله بر اساس معیار آکائیک ، فرم نهایی معادلات (1) و (2) در آزمون علیت بصورت زیر خواهد بود:

$$P_1 = C + \alpha_1 p_1(-1) + \dots + \alpha_7 P_1(-7) + \beta_1 P_2(-1) + \dots + \beta_6 P_2(-6) + U_{1t} \quad i,j=1,2,\dots,n \quad (3)$$

$$P_2 = C + \lambda_1 p_2(-1) + \dots + \lambda_7 P_2(-7) + \delta_1 P_1(-1) + \dots + \delta_7 P_1(-7) + U_{2t} \quad i,j=1,2,\dots,m \quad (4)$$

با توجه به معادله (3) و (4) ، آزمون ضرایب والد در معادله (1) بصورت زیر می باشد:

$$H_0: \beta_1 + \dots + \beta_6 = 0$$

$$F\text{-statistic} = 1.73 \quad \text{prob} = 0.27$$

$$\chi^2 = 1.73 \quad \text{prob} = 0.18$$

با توجه به آماره F و χ^2 ، فرضیه صفر مبنی بر اینکه $\sum \beta_i = 0$ رد می شود و در نتیجه مجموع ضرایب متغیر P_2 در معادله (1) مخالف صفر می باشد. آزمون ضرایب برای معادله (2) بصورت زیر خواهد بود:

$$H_0: \delta_1 + \dots + \delta_7 = 0$$

$$F\text{-statistic} = 28.01 \quad \text{prob} = 0.03$$

$$\chi^2 = 28.01 \quad \text{prob} = 0.00$$

با توجه به معنی دار بودن آماره های F و χ^2 در سطح 5 درصد و 1 درصد، فرض صفر مبنی بر اینکه $\sum \delta_j = 0$ پذیرفته می شود و در نتیجه مجموع ضرایب متغیر P_1 برابر صفر می باشد.

با توجه به نتایج آزمون ضرایب والد برای فروض آزمون علیت ، برای دو متغیر قیمت برنج درجه یک در بازار گیلان و قیمت برنج درجه یک در بازار تهران ، فرض اول آزمون علیت گرانجر یعنی $\sum \beta_j \neq 0$ و $\sum \delta_j = 0$ برقرار است. این بیانگر آن است که قیمت برنج درجه یک در بازار تهران تأثیر گذار بر قیمت همین رقم در بازار گیلان است. به عبارتی تغییرات قیمت برنج درجه یک در بازار گیلان از تغییرات قیمت در بازار تهران پیروی می کند.

رابطه علیت برای متغیرهای قیمت برنج درجه دو در بازار گیلان (W_1) و قیمت برنج درجه دو در بازار تهران (W_2) مطابق با آزمون علیت بصورت زیر خواهد بود.

$$W_{1t} = \sum \alpha_i W_{1(t-i)} + \sum \beta_j W_{2(t-j)} + U_{1t} \quad i,j = 1,2,\dots,n \quad (5)$$

$$W_{2t} = \sum \lambda_i W_{2(t-i)} + \sum \delta_j W_{1(t-j)} + U_{2t} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

فروض آزمون علیت همانند قبل می باشد. جهت انتخاب فرم نهایی مدل بر اساس طول وقفه ، تعداد بهینه هر متغیر در هر معادله بر اساس آماره آکائیک انتخاب شده است. مطابق با جداول (6) و (7) ، وقفه بهینه برای متغیرهای W_1 و W_2 در معادله (5) به ترتیب وقفه 7 و وقفه 2 و برای متغیرهای W_2 و W_1 در معادله (6) وقفه 7 می باشد.

جدول (6): آماره آکائیک برای متغیرهای قیمت در معادله (5) آزمون علیت

آماره Akaike	وقفه برای متغیر W_2	آماره Akaike	وقفه برای متغیر W_1
3/23	(7 و 1)	4/42	1
3/21*	(7 و 2)	4/56	2
3/33	(7 و 3)	4/68	3
3/42	(7 و 4)	4/82	4
3/50	(7 و 5)	4/92	5
3/58	(7 و 6)	3/17	6
3/65	(7 و 7)	3/16*	7
-48/8	(7 و 8)	3/01	8
-	-	3/28	9
-	-	3/32	10
-	-	2/95	11

* وقفه بهینه

- به دلیل محدودیت مشاهدات ، وقفه های بالاتر از 7 قابل قبول نیست.

جدول (7): آماره آکائیک برای متغیرهای قیمت در معادله (6) آزمون علیت

آماره Akaike	وقفه برای متغیر W_1	آماره Akaike	وقفه برای متغیر W_2
2/79	(7 و 1)	3/92	1
2/84	(7 و 2)	3/99	2
2/81	(7 و 3)	4/09	3
2/89	(7 و 4)	4/20	4
2/65	(7 و 5)	4/18	5
2/46	(7 و 6)	3/14	6
0/13*	(7 و 7)	3/01*	7
-46/8	(7 و 8)	2/62	8
-	-	2/75	9
-	-	2/81	10
-	-	2/88	11

* وقفه بهینه

- به دلیل محدودیت مشاهدات ، وقفه های بالاتر از 7 قابل قبول نیست.

با توجه به طول وقفه ، رابطه علیت بین جفت قیمت برنج درجه (2) در دو بازار تهران و گیلان بصورت زیر است:

$$W_1 = c + \alpha_1 W_1(-1) + \dots + \alpha_7 W_1(-7) + \beta_1 W_2(-1) + \beta_2 W_2(-2) + U_{1t} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

$$W_2 = c + \lambda_1 W_2(-1) + \dots + \lambda_7 W_2(-7) + \delta_1 W_1(-1) + \dots + \delta_7 W_1(-7) + U_{2t} \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (8)$$

با استفاده از آزمون ضرایب والد، فرضهای خطی آزمون علیت مورد بررسی قرار گرفت. بصورت زیر:

$$H_0: \beta_1 + \beta_2 = 0$$

$$F\text{-statistic} = 0.005 \quad \text{prob} = 0.94$$

$$\chi^2 = 0.005 \quad \text{prob} = 0.94$$

با توجه به آماره F و χ^2 فرضیه صفر مبنی بر اینکه $\sum \beta_i = 0$ به دلیل معنی دار نبودن این آماره ها رد می شود و در نتیجه مجموع ضرایب متغیر W_2 در معادله (7) مخالف صفر می باشد. آزمون ضرایب برای معادله (8) بصورت زیر خواهد بود.

$$H_0: \delta_1 + \dots + \delta_7 = 0$$

$$F\text{-statistic} = 3.42 \quad \text{prob} = 0.08$$

$$\chi^2 = 3.42 \quad \text{prob} = 0.08$$

با توجه به معنی دار بودن آماره های F و χ^2 در سطح 10 درصد، فرض صفر مبنی بر اینکه $\sum \delta_j = 0$ پذیرفته می شود و در نتیجه مجموع ضرایب متغیر W_1 در معادله (8) برابر صفر می باشد. بنابراین مطابق با فرض آزمون علیت گرانجر، ارتباط علی یکطرفه از W_2 به W_1 وجود دارد. این بدین معنی است که همانند رقم برنج درجه یک، تغییرات قیمت برنج درجه دو در بازار گیلان از تغییرات قیمت برنج درجه دو در بازار تهران پیروی می کند.

با توجه به نتایج بررسی رابطه علیت بین جفت قیمت برنج درجه یک و برنج درجه دو در دو بازار تهران و گیلان، شرط پیوستگی بازار برای محصول برنج برقرار است و ارتباط بلند مدت یکطرفه بین دو بازار تهران و گیلان وجود دارد بطوریکه قیمت های برنج در بازار گیلان تأثیر پذیر از قیمت های بازار برنج تهران است. به این ترتیب قیمت گذاری به صورت تهران به گیلان می باشد که این بیانگر آن است که بازار برنج گیلان قیمت پذیر است. بنابراین با وجود اینکه استان گیلان عرضه کننده برنج در بازار است، لیکن قیمت این محصول در بازار این استان از بازار مصرف کننده تحمیل می شود و این نشان می دهد که ساختار بازار برنج کشور رقابتی کامل نبوده و خریداران (تقاضا کنندگان) تعیین کننده قیمت این محصول می باشند و عرضه کنندگان و یا منبع عرضه کننده در قیمت گذاری و تعیین قیمت آن نقش ندارند. به عبارتی تغییرات و نوسانات قیمت در بازار عرضه از تغییرات قیمت در بازار تقاضا پیروی می کند.

بنابراین در انتخاب و اجرای سیاست های توسعه ای جهت افزایش تولید این محصول به خصوص سیاست های که بر قیمت آن تأثیر گذار هستند و فاکتور قیمت را مد نظر دارند، توجه به این مسئله می تواند بسیار حائز اهمیت باشد.

منابع

- 1-بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران . (1377) . «شاخصي بهاي عمده فروشي و خرده فروشي كالاها». انتشارات بانك مركزي.
- 2-رائو ، ب . (1377) . «همگرایی و کاربردهای اقتصادی آن» . ترجمه علي حسين صمدي، نشر ساسان شیراز ، شیراز.
- 3-كازم نژاد، م. و مهرابي بشرآبادي، ح . (1378). «تحليل قيمت انواع برنج». فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه ، شماره 25، 103-122.
- 4-مجاوريان، م . و امجدي ، 1 . (1376). «بررسي پيوستگي بين بازارهاي فاصله اي و قانون يك قيمتي . فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه ، شماره 18، 165-187.
- 5-Abhayarth , A.S.P. (1996). "Foreign trade and economic growth : Evidence from Srilanka 1969-92" Applied Economic Letters , 3: 567-570.
- 6-Alexander , C. and Wyeth , J. (1994). "Cointegration and market integration:An application to the Indonesian rice market". Journal of Development Studies, 30(2):303-328.
- 7-Ardeni , P.G. (1989). " Does the law of one price really hold for commodity prices?" . American Journal of Agricultural Economics , 71:661-669.
- 8-Baharumshah. A.Z. and Habibullah,M.S. (1994). "Price efficiency in pepper markets in Malaysia : A Cointegration analysis". Indian Journal of Agricultural Economics , 49(2): 205-215 .
- 9-Baulch , B. (1997). "Testing for food market integration revisited" . Journal of Development Studies, 33(4): 512-534.
- 10-Blyn , G. (1973). " Price series correlation as a measure of market integration." Indian Journal of Agricultural Economics , 28(2) : 56-69 .

- 11-Dickey , D.A. and Fuller , W.A. (1979). "Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root". Journal of American Statistical Association , 74: 427-443
- 12-Engle , R.F. and Granger, C.W.J (1987). "Cointegration and correction: Representations , estimation and testing". Econometrica, 55:251-276.
- 13-Granger , C.W.J. (1986). "Developments in the study of cointegrated variables" Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48(3):213-228.
- 14-Heien , D.M. (1980). "Mark-up Pricing in a dynamic model of the food industry". American Journal of Agricultural Economics , 62:10-18.
- 15-Heytens , P.J. (1980). "Testing market integration". Food Research Intitute Studies, 20(1):25-41.
- 16-Lele , U.J. (1971). "Food grain marketing in India: Private Performance and Public Policy." Cornell university press, New York.
- 17-Ravallion, M. (1986). "Testing market integration." American Journal of Agricultural Economics , 68:102-109.
- 18-Takayama, T. and Judge, G.G. (1971). "Spatial and temporal Price allocation models." North Holland Publishing CO. Amsterdam.
- 19-Zanias, G.P. (1999). "Seasonality and spatial integration in agricultural (product) market." Agricultural Economics, 20:25-262.