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 ـ 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 كشورهاي در حال توسعه ، به لحاظ رشد روزافزون جمعيت از يك طرف و محدوديت هر چه بيشتر منابع توليد از سوي ديگر تأمين مواد غذايي و لذا افزايش در توليد داخلي بعنوان برترين و ضروريترين عامل در كسب موفقيت استقلال اقتصادي مطرح مي گردد. در اين زمينه ، وجود يك نظام بازاريابي كارا و سازگار با ويژگيهايي عرضه محصولات كشاورزي در اين كشورها مي تواند به عنوان يك ابزار مؤثر نقش ايفا كند و انگيزه لازم را ايجاد كند. زيرا تنها يك نظام بازاريابي كارا قادر است با كاهش هزينه هاي بازاريابي و افزايش قيمت توليد كننده موجبات افزايش توليد را فراهم آورد. علاوه بر اين، افزايش كارايي بازار محصولات كشاورزي يكي از عوامل تقويت كننده مزيت نسبي و بهبود موقعيت يك كشور در بازار جهاني به شمار مي رود. يكي از مسائل مطرح در زمينه كارا بودن بازار و سيستم بازاريابي ، بررسي رفتار قيمتها در بازارهاي مختلف و به عبارتي مسئله كارايي قيمت مي باشد. از نظر بهرامشاه و حبيب الله (Baharumshah and Habibullah 1994) يكي از فروض اصلي كارا بودن و رقابتي بودن بازار براي يك محصول خاص و همگن ، وجود تنها يك قيمت در همه بازارها است. به عبارتي تفاوت قيمت بين دوبازار برابر يا كمتر از هزينه هاي حمل و نقل بين دو بازار باشد و قيمت ها در دو بازار با هم مرتبط باشند. اين موضوع تحت عنوان پيوستگي بازار و بازارهايي كه در آنها قيمتها نتوانند بطور مستقل از هم رفتار نمايند ، بازارهاي پيوسته ناميده مي شوند.

* کارشناس ارشد علوم اقتصادی

Archive of SID
www.SID.ir

مفهوم پيوستگي بازار از مدل تاكاياما و جاج (Takayama and Judge 1971) مربوط به تعادل رقابت فاصله اي در يك اقتصاد نئوكلاسيك گرفته شده است. از نظر آنها در بازارهاي پيوسته ، اختلاف قيمت بين دو بازار برابر هزينه حمل و نقل است. راواليون (Ravallion 1986)، پيوستگي بين بازارها را به دو دسته پيوستگي كوتاه مدت و پيوستگي بلندمدت تقسيم مي كند. در پيوستگي كوتاه مدت ، تغييرات قيمت بطور كامل و بلافاصله ، بدون هيچ وقفه اي به ديگر بازارها منتقل مي شود. اما در پيوستگي بلند مدت، تغييرات قيمت در يك بازار در طول زمان به بازارهاي ديگر منتقل مي شود. از نظر وي پيوستگي كوتاه مدت بازار، پيوستگي بلندمدت را تأييد مي كند ولي عكس اين حالت صادق نيست. زانياس (Zanias 1999)، معتقد است كه در صورتي مي توان بازار را كارا دانست كه تفاوت قيمت در دو بازار تنها به دليل هزينه هاي حمل و نقل و ساير هزينه هاي بازاريابي بين دو بازار باشد و اين مسئله يعني وجود تعادل رقابتي فاصله اي را تحت عنوان قانون يك قيمتي (Law of One Price) عنوان كرد و آن را شرط اساسي پيوستگي بازار دانست. آردني (Ardeni 1989) ، مسئله پيوستگي بازار را در سطح بين المللي مطرح مي كند و بر اين نكته تأكيد مي كند كه براي يك كالاي همگن ، با فرض اينكه موانع تجاري نظير تعرفه و هزينه حمل و نقل وجود نداشته باشد، نسبت قيمت در دو بازار مختلف در سطح بين المللي با واحد پول مشترك برابر با نرخ ارز خواهد بود و آن را شرط اساسي پيوستگي بازار و قانون يك قيمتي در سطح بين المللي دانست. بالچ (Baulch 1997)، پيوستگي بازار در سطح بين المللي را يكي از شرايط اساسي براي رشد كشاورزي كشورهاي در حال توسعه مي داند و پيوستگي بازار را حالتي مي داند كه قيمت ها در بازارهاي مختلف داراي تغييرات همسويه هستند، بطوريكه تغييرات قيمت در يك بازار بلافاصله به بازار ديگر منتقل مي شود و تفاوت قيمت دو بازار نيز برابر با هزينه هاي حمل و نقل است.

با توجه به اهميت و نقش زيادي كه مصرف برنج در سبد مصرفي خانوار و همينطور زراعت آن براي شاليكاران بعنوان يك منبع مهم درآمدي دارد، در اين مطالعه پيوستگي بازار اين محصول و رفتار قيمتي آن در بازارهاي مختلف بعنوان معيار براي سنجش پيشرفت بازار و كارا بودن سيستم بازاريابي مورد بررسي قرار گرفت. با توجه به شرايط نامناسب بازار برنج در كشور كه عمدتاً ناشي از نوسانات زياد قيمت اين محصول در سالهاي اخير مي باشد بررسي رفتار قيمتي اين محصول در دو بازار عرضه و تقاضا و اينكه قيمت داخلي برنج متأثر ازعرضه است و يا تقاضا ، مي تواند در انتخاب درست و صحيح سياستهاي توسعه اي و اجراي بهتر سياستگزاريها در اين زمينه مفيد واقع شود.

مواد و روشها

تست پيوستگي بازار زماني انجام خواهد شد كه متغيرهاي قيمت ايستا و مستقل از زمان باشند. زيرا در روشهاي برآورد متعارف كلاسيك فرض بر اين است كه ميانگين و واريانس متغير ها ثابت و مستقل از زمان است. به عبارتي، متغيرهاي موجود در مدل ايستا هستند. با اين حال، نتايج حاصل از آزمونهاي

Archive of SID
www.SID.ir

ريشه واحد (Unit Root) نشان داده است كه اين فرضيات براي تعدادي از سريهاي زماني اقتصاد كلان صادق نيست و ميانگين و واريانس آنها در طول زمان تغيير مي كند. چنين متغيرهايي ، متغيرهاي ناايستا يا متغيرهاي داراي ريشه واحد مي باشند. بر اين اساس ، استفاده از روشهاي برآورد كلاسيك (مانند روش OLS) جهت بر آورد روابط با متغيرهاي داراي ريشه واحد نتايج گمراه كننده اي مي دهد. اگر ميانگين و واريانس متغيرهاي داراي ريشه واحد در طول زمان تغيير كند تمام آماره هاي محاسبه شده در الگوي رگرسيوني كه از اين ميانگين و واريانس استفاده مي كنند، تابع زمان خواهند بود و با افزايش حجم نمونه به سمت مقادير واقعي خود گرايش مي يابند. علاوه بر اين ، آزمونهاي فرضيه صفر متداول به سمت رد فرضيه صفر مبني بر اينكه رابطه اي بين متغيرهاي وابسته و مستقل وجود ندارد، تورش خواهند داشت (رائو باسكارا 1377).

بدين منظور، به لحاظ وجود متغيرهاي سري زماني در اين تحقيق ، قبل از آزمون پيوستگي بازار ، از آزمونهاي ريشه واحد (آزمون ديكي ـ فولر) به منظور تشخيص ايستايي يا پويايي متغيرها، استفاده شده است. اين آزمون بر اساس آماره t پارامتر β_1 در معادله زير استوار است:

$$\Delta P_t=B_0+B_1P_{t-1}+ \sum\delta_k \Delta P_{t-k}+ \mu_t \qquad K=1,\dots n \qquad (2)$$

كه

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

در معادله (2) ، فرض صفر مبني بر اينكه متغيرهاي قيمت ناايستا از مرتبه صفر((I(0)) يا سطح (Level) و يا ايستا ازمرتبه يك ((I(1)) هستند در صورتي رد مي شود كه B_1 منفي و از لحاظ آماري معني دار باشد. در صورتي كه فرضيه صفر پذيرفته گردد و متغير B_1 از لحاظ آماري غير معني دار و آماره ديكي – فولر كمتر از مقادير بحراني خود باشد، در اينصورت آزمون ريشه واحد براي تفاضل مرتبه اول متغيرهاي قيمت انجام خواهد شد كه در اينصورت معادله بصورت زير خواهد بود:

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

در معادله (3) ، فرض صفر مبني بر اينكه قيمتها ناايستا از مرتبه يك ((I(1)) و يا ايستا از مرتبه دو ((I(2)) هستند زماني رد مي شود كه θ_1 منفي و از لحاظ آماري معني دار باشد. در صورتي كه مطابق با آزمون ريشه واحد، متغيرهاي قيمت در سطح يا مرتبه صفر ناايستا گردند ، از آزمون همگرايي جهت بررسي ارتباط بلند مدت بين سري قيمتهاي و در نتيجه پيوستگي استفاده مي شود.

نكته قابل ذكر آن است كه در استفاده از آزمون همگرايي براي سري قيمتها، متغيرهاي قيمت بايد داراي مرتبه ايستايي يا پيوستگي يكساني باشند. به عبارتي، جهت آزمون همگرايي بين دو سري قيمت P_i و P_j هر دو متغير مورد نظر بايد ايستا از مرتبه يك يا دو و بطور كلي از مرتبه d باشند و در صورتيكه متغير

Archive of SID
www.SID.ir

P_i بطور نمونه ايستا از مرتبه يك و متغير P_j ايستا از مرتبه دو باشد، در اينصورت آزمون همگرايي جهت بررسي ارتباط بلند مدت بين آنها كاربردي نخواهد داشت. انگل و گرانجر ، آزمون همگرايي را براي دو جفت قيمت كه هر دو پيوسته از يك درجه هستند ، يك تركيب خطي بصورت زير تعريف مي كنند:

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

به منظور آزمون همگرايي متغيرهاي قيمت ، از آزمون ريشه واحد براي مقادير باقيمانده بدست آمده در معادله (1) ، استفاده مي شود. اين آزمون شامل رگرس كردن تفاضل مرتبه اول سريهاي مقادير باقيمانده بر مقادير با وقفه خود مي باشد. بصورت زير:

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

مطابق با معادله (5) ، فرض صفر مبني بر اينكه متغيرهاي قيمت همگرا نيستند و در نتيجه شرط عدم پيوستگي بازار زماني رد مي شود كه پارامتر γ_1 منفي و معني دار متفاوت از صفر باشد. در صورتي كه آماره ديكي – فولر در معادله (5) بالاتر از مقادير بحراني خود و پارامتر γ_1 از لحاظ آماري معني دار باشد، در اينصورت بين متغيرهاي قيمت ارتباط بلند مدت وجود دارد و لذا شرط پيوستگي بازار برقرار است.

نكته قابل ذكرآن است كه آماره ديكي – فولر نسبت به طول وقفه انتخاب شده بسيار حساس است. اگر تعداد وقفه هاي در نظر گرفته شده بسيار بزرگ باشد ، برآوردها ناريب ولي غير كارا خواهند شد. ولي اگر اين وقفه ها بسيار كوچك انتخاب شوند، برآوردها اريب دار خواهند بود ولي واريانس كوچكتري خواهند داشت (Abhayarth 1996). در هر دو حالت آزمون ديكي – فرلر كارايي خود را از دست مي دهد و در اينصورت ممكن است فرض صفر به اشتباه پذيرفته ونتايج گمراه كننده اي حاصل شود. براي حل اين مسئله، بايد وقفه بهينه انتخاب شود. به همين رو ، در معادلات(2)، (3)و(5) قبل از آزمون ريشه واحد و همگرايي ، تعداد وقفه بهينه بايد انتخاب گردد. براي اين منظور مي توان از معيار آكائيك (Akaike) استفاده كرد بطوريكه وقفه بهينه ، وقفه اي خواهد بود كه داراي پائين ترين معيار آكائيك باشد.

در صورتيكه وجود رابطه همگرايي بين متغيرهاي قيمت و در نتيجه وجود رابطه بلندمدت بين آنها از طريق آزمون همگرايي مطابق با معادله (5)، تأييد نشود، مي توان از آزمون عليت جهت بررسي رابطه بين آنها استفاده نمود. در مطالعه حاضر، در صورتي كه آزمون همگرايي وجود رابطه بلند مدت بين متغيرهاي قيمت P_i و P_j را تأييد نكند،از آزمون عليت انگل – گرانجر (Granger causality Test) جهت بررسي وجود رابطه بين متغيرهاي قيمت استفاده مي شود. اين آزمون بصورت زير تعريف مي شود:

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

Archive of SID
www.SID.ir

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

با اين فرض كه اجزا اخلال معادله يعني U_{1t} و U_{2t} نا همبسته باشند ، 4 حالت زير قابل تفكيك است:

1- چنانچه ضريب تخمين با وقفه X در رابطه(1) بصورت حاصل جمع از نظر آماري غير صفر($\sum\alpha_i \neq 0$) و مجموع ضرايب با وقفه Y در رابطه (2) از نظر آماري صفر باشد($\sum\delta_j = 0$) ، علت يكطرفه از X به Y خواهد بود.

2-بر عكس حالت اول ، اگر از نظر آماري $\sum\alpha_i = 0$ و $\sum\delta_j \neq 0$ ، در اينصورت علت يكطرفه از Y به X خواهد بود.

3-اگر مجموع ضرايب Y و X در هر دو رگرسيون از نظر آماري معني دار و غير صفر باشد عليت دو طرفه است.

4-اگر ضرايب Y و X در هر دو رگرسيون از نظر آماري معني دار نباشد ، دو متغير ارتباطي با هم نداشته و مستقل مي باشند.

آزمون عليت انگل – گرانجر در صورتيكه رابطه بين متغيرها از طريق آزمون همگرايي تأييد گردد ، كاربردي نخواهد داشت.

در اين مطالعه جهت بررسي پيوستگي بازارهاي فاصله اي و وجود قانون يك قيمتي براي محصول برنج ، دو استان گيلان و استان تهران انتخاب شدند كه بازار استان گيلان به لحاظ اينكه منبع اصلي عرضه كننده برنج مي باشد به عنوان بازار مركزي (بازار عرضه) و بازار تهران به عنوان بازار تابعه (بازار تقاضا) در نظر گرفته شد. اطلاعات لازم جهت بررسي پيوستگي در اين دو بازار ، شامل آمار ماهانة شاخص قيمت هاي خرده فروشي دو رقم برنج درجه يك و برنج درجه دو براي سالهاي 1377 و 1378 در دو بازار گيلان و تهران مي باشد. اين اطلاعات از بانك مركزي بدست آمد (جدول 1).

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (1): شاخص قيمت خرده فروشي برنج درجه يك و درجه دو در بازار تهران و گيلان در سالهاي 1377و 1378 (1376=100)

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

مأخذ : بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران

يافته هاي تحقيق

به لحاظ اينكه آمارهاي قيمت مورد استفاده در اين مطالعه بصورت سري زماني مي باشد، لذا شرط اوليه آزمون همگرايي و پيوستگي بازار آزمون ايستايي يا ناايستايي متغيرها است. با استفاده از آزمون ريشه واحد و آماره ديكي – فولر ، ايستايي متغيرها در مرتبه صفر مطابق با معادله زير بررسي شد:

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

جهت استفاده از آماره ديكي – فولر ، ابتدا بايد وقفه بهينه هر يك از متغيرهاي قيمت در معادله تعيين گردد. براي اين منظور، تفاضل مرتبه اول هر متغير بر روي مقادير با وقفه خود بطور جداگانه رگرس و آماره آكائيك تعيين شد و در نهايت وقفه اي كه داراي پائين ترين آماره آكائيك بود به عنوان وقفه بهينه در معادله منظور گرديد.

Archive of SID
www.SID.ir

نتايج حاصل از تعيين وقفه بهينه براي متغيرهاي قيمت برنج درجه يك در بازار گيلان (P_1) ، قيمت برنج درجه يك بازار تهران (P_2)، قيمت برنج درجه دو در بازار گيلان (W_1) و قيمت برنج درجه دو در بازار تهران(W_2) در جدول شماره (2) آمده است. مطابق با اين جدول ، وقفه بهينه براي متغيرهاي P_1 ، P_2 و W_1وقفه 10 و براي متغير W_2 وقفه 7 مي باشد. از آنجا كه به خاطر محدوديت در تعداد مشاهدات، وقفه هاي بالاتر از 7 براي تعيين وقفه بهينه ، قابل قبول نمي باشد، بنابراين وقفه بهينه همه متغيرهاي قيمت، وقفه 7 مي باشد، با توجه به وقفه بهينه متغيرهاي قيمت ، ايستايي متغيرها بررسي شد. نتايج نشان داد كه آماره ديكي – فولر براي متغيرهاي قيمت برنج درجه يك و برنج درجه در دو بازار گيلان و تهران به ترتيب در سطح 5و1 درصد معني دار مي باشند (نتايج جدول شماره 3) بنابراين فرض صفر مبني بر اينكه متغيرهاي قيمت از مرتبه صفر ناايستا و غير ساكن هستند رد مي شود. لذا متغيرهاي قيمت ساكن و ايستا در مرتبه صفر يا سطح (Level) مي باشند.

جدول (2): معيار آكائيك جهت تعيين وقفه بهينه براي متغيرهاي قيمت

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

* وقفه بهينه

مأخذ: يافته هاي تحقيق

Archive of SID
www.SID.ir

جدول شماره(3): نتايج آزمون ريشه واحد براي متغيرهاي قيمت در مرتبه صفر (Level)

متغير	وقفه	آماره ديكي – فولر
برنج درجه يك		
بازار تهران	7	-3/39**
بازار گيلان	7	-4/37*
برنج درجه دو		
بازار تهران	7	-3/15**
بازار گيلان	7	-4/05*

** و *به ترتيب معني دار بودن در سطح 5 درصد و 1 درصد

از آنجا كه متغيرهاي قيمت هر دو رقم برنج در دو بازار ساكن مي باشند، لذا نمي توان از آزمون همگرايي جهت بررسي ارتباط بلند مدت بين متغيرهاي قيمت استفاده كرد. زيرا آزمون همگرايي زماني كاربرد خواهد داشت كه متغيرهاي قيمت غير ساكن و نايستا در واحد سطح باشند. به همين رو جهت وجود رابطه بلند مدت بين متغيرهاي قيمت برنج در دو بازار و در نتيجه پيوسته بودن بازار از آزمون عليت انگل – گرانجر استفاده شده است. براي هر جفت قيمت برنج (برنج درجه يك و برنج درجه دو) در دو بازار اين آزمون انجام شده است. مطابق با آزمون عليت انگل گرانجر، رابطه علي بين دو متغير قيمت برنج درجه يك گيلان (P_1) و قيمت برنج درجه يك تهران (p_2) بصورت زير است:

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

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

با اين فرض كه اجزا اخلال معادله يعني U_{1t} و U_{2t} ناهمبسته باشند، 4 حالت زير قابل تفكيك است:

1-چنانچه در معادله (1)، $\sum\beta_j \neq 0$ ودر معادله (2) ، $\sum\delta_j = 0$ ، رابطه عليت از P_2 به P_1 خواهد بود. يعني قيمت برنج درجه يك در بازار تهران تأثير گذار بر قيمت برنج درجه يك در بازار گيلان است.

Archive of SID
www.SID.ir

2-در صورتيكه در معادله(1)، $\sum\beta_j = 0$ و در معادله (2)، $\sum\delta j \neq 0$ ، در اينصورت رابطه عليت از P_1 به P_2 خواهد بود. يعني قيمت برنج درجه يك در بازار گيلان تعيين كننده قيمت برنج درجه يك در بازار تهران مي باشد.

3-چنانچه در معادله (1)، $\sum\beta_j = 0$ و در معادله (2)، $\sum\delta_j = 0$ ، در اينصورت ارتباط بلند مدتي بين قيتهاي برنج درجه يك در دو بازار وجود ندارد و دو بازار پيوسته نمي باشند.

4-در صورتيكه در معادله (1) ، $\sum\delta_j = 0$ و در معادله(2) $\sum\beta_j = 0$ ، در اينصورت دو بازار پيوسته بوده و قيمتهاي هر دو بازار بر يكديگر تأثير گذار هستند.

براي آزمون ضرايب در هر يك از فروض آزمون عليت از آزمون ضرايب والد (Wald Coefficient Test) استفاده شده است. اين آزمون بر پايه آماره F و χ^2 استوار است. به دليل اين كه تمام فروض خطي است، جهت رد يا قبول هر فرض آماره F مقيد يا χ^2 با مقادير بحراني آن مقايسه و معني دار بودن آن مشخص مي گردد. نكته قابل ذكر آن است كه در معادلات (1) و (2) ، نمي توان طول وقفه را براي هر متغير به دلخواه انتخاب كرد و بايد وقفه بهينه هر متغير قيمت در هر معادله بر اساس كمترين آماره آكائيك تعيين گردد. بدين منظور ، ابتدا متغير P_1 بر مقادير با وقفه خود بطور جداگانه رگرس شد و وقفه بهينه براي متغير P_1 در معادله (1) تعيين گرديد كه وقفه 7 مي باشد. براي تعيين وقفه بهينه متغير P_2 در معادله (1) ، متغير P_1 بر مقادير با وقفه بهينه خود (يعني وقفه 7) و مقادير با وقفه متغير P_2 بطور جداگانه رگرس و با استفاده از آماره آكائيك هر رگرسيون وقفه بهينه براي متغير P_2 در معادله (1) تعيين گرديد كه وقفه 6 مي باشد. براي تعيين وقفه بهينه هر يك از متغيرهاي قيمت در معادله (2)همانند قبل، ابتدا متغير P_2 بر مقادير با وقفه متغير P_1 بطور جداگانه رگرس شد و وقفه بهينه اين متغير نيز بر اساس آماره آكائيك مشخص گرديد. مطابق با اين، وقفه بهينه متغيرهاي P_2 و P_1 در معادله (2) ، وقفه 7 مي باشد (نتايج جداول 4 و 5).

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (4) : آماره آكائيك براي متغيرهاي قيمت در معادله (1) آزمون عليت

وقفه براي متغير P_1	آماره Akaike	وقفه براي متغير P_2	آماره Akaike
1	4/23	(1و7)	3/41
2	4/35	(2و7)	3/49
3	4/45	(3و7)	2/5
4	4/53	(4و7)	2/48
5	4/69	(5و7)	2/59
6	3/57	(6و7)	2/40*
7	3/33*	(7و7)	2/5
8	3/33	(8و7)	-4/25
9	3/53	-	-
10	3/05	-	-
11	-1/12	-	-

* وقفه بهينه

جدول (5): آماره آكائيك براي متغيرهاي قيمت در معادله (2) آزمون عليت

وقفه براي متغير P_2	آماره Akaike	وقفه براي متغير P_1	آماره Akaike
1	3/2	(1و7)	1/55
2	3/16	(2و7)	1/65
3	3/24	(3و7)	1/38
4	3/36	(4و7)	1/44
5	3/04	(5و7)	1/32
6	2/1	(6و7)	0/72
7	1/59*	(7و7)	-1/26*
8	1/35	(8و7)	-46/55
9	1/25	-	-

Archive of SID
www.SID.ir

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

* وقفه بهينه

با توجه به طول وقفه هر متغير در هر معادله بر اساس معيار آكائيك ، فرم نهايي معادلات (1) و (2) در آزمون عليت بصورت زير خواهد بود:

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

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

با توجه به معادله (3) و (4) ، آزمون ضرايب والد در معادله (1) بصورت زير مي باشد:

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

F-statistic = 1.73 prob = 0.27

χ^2 = 1.73 prob=0.18

با توجه به آمارهF و χ^2 ، فرضيه صفر مبني بر اينكه $\sum\beta_i=0$ رد مي شود و در نتيجه مجموع ضرايب متغير P_2 در معادله (1) مخالف صفر مي باشد. آزمون ضرايب براي معادله (2) بصورت زير خواهد بود:

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

F-statistic = 28.01 prob = 0.03

χ^2 = 28.01 prob=0.00

با توجه به معني دار بودن آماره هاي F و χ^2 در سطح 5 درصد و 1 درصد، فرض صفر مبني بر اينكه $\sum\delta_j=0$ پذيرفته مي شود و در نتيجه مجموع ضرايب متغير P_1 برابر صفر مي باشد.

با توجه به نتايج آزمون ضرايب والد براي فروض آزمون عليت ، براي دو متغير قيمت برنج درجه يك در بازار گيلان و قيمت برنج درجه يك در بازار تهران ، فرض اول آزمون عليت گرانجر يعني $\sum\beta_j \neq 0$ و $\sum\delta_j=0$ برقرار است. اين بيانگر آن است كه قيمت برنج درجه يك در بازار تهران تأثير گذار برقيمت همين رقم در بازار گيلان است. به عبارتي تغييرات قيمت برنج درجه يك در بازار گيلان از تغييرات قيمت در بازار تهران پيروي مي كند.

رابطه عليت براي متغيرهاي قيمت برنج درجه دو در بازار گيلان (W_1) و قيمت برنج درجه دو در بازار تهران (W_2) مطابق با آزمون عليت بصورت زير خواهد بود.

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

Archive of SID
www.SID.ir

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

فروض آزمون عليت همانند قبل مي باشد. جهت انتخاب فرم نهايي مدل بر اساس طول وقفه ، تعداد بهينه هر متغير در هر معادله بر اساس آماره آكائيك انتخاب شده است. مطابق با جداول (6) و (7) ، وقفه بهينه براي متغيرهاي W_1 و W_2 در معادله (5) به ترتيب وقفه 7 و وقفه 2 و براي متغيرهاي W_2 و W_1 در معادله (6) وقفه 7 مي باشد.

جدول (6): آماره آكائيك براي متغيرهاي قيمت در معادله (5) آزمون عليت

وقفه براي متغير W_1	آماره Akaike	وقفه براي متغير W_2	آمارهAkaike
1	4/42	(1و7)	3/23
2	4/56	(2و7)	3/21*
3	4/68	(3و7)	3/33
4	4/82	(4و7)	3/42
5	4/92	(5و7)	3/50
6	3/17	(6و7)	3/58
7	3/16*	(7و7)	3/65
8	3/01	(8و7)	-48/8
9	3/28	-	-
10	3/32	-	-
11	2/95	-	-

* وقفه بهينه

- به دليل محدوديت مشاهدات ، وقفه هاي بالاتر از 7 قابل قبول نيست.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (7): آماره آكائيك براي متغيرهاي قيمت در معادله (6) آزمون عليت

وقفه براي متغير W_2	آماره Akaike	وقفه براي متغير W_1	آماره Akaike
1	3/92	(1و7)	2/79
2	3/99	(2و7)	2/84
3	4/09	(3و7)	2/81
4	4/20	(4و7)	2/89
5	4/18	(5و7)	2/65
6	3/14	(6و7)	2/46
7	3/01*	(7و7)	0/13*
8	2/62	(8و7)	-46/8
9	2/75	-	-
10	2/81	-	-
11	2/88	-	-

* وقفه بهينه

- به دليل محدويت مشاهدات ، وقفه هاي بالاتر از 7 قابل قبول نيست.

با توجه به طول وقفه ، رابطه عليت بين جفت قيمت برنج درجه (2) در دو بازار تهران و گيلان بصورت زير است:

$$W_1=c+\alpha_1W_1(-1)+\ldots+\alpha_7W_1(-7)+\beta_1W_2(-1)+\beta_2W_2(-2)+U_{1t} \quad i,j= 1,2,\ldots,n \quad (7)$$

$$W_2=c+\lambda_1W_2(-1)+\ldots+\lambda_7W_2(-7)+\delta_1W_1(-1)+\ldots+\delta_7W_1(-7)+U_{2t} \quad i,j=1,2,\ldots,n \quad (8)$$

با استفاده از آزمون ضرايب والد، فرضهاي خطي آزمون عليت مورد بررسي قرار گرفت. بصورت زير:

$H_0: \beta_1+ \beta_2=0$

F-statistic = 0.005 prob = 0.94

χ^2 = 0.005 prob=0.94

Archive of SID
www.SID.ir

با توجه به آماره F و χ^2 فرضيه صفر مبني بر اينكه $\sum \beta_i=0$ به دليل معني دار نبودن اين آماره ها رد مي شود و در نتيجه مجموع ضرايب متغير W_2 در معادله (7) مخالف صفر مي باشد. آزمون ضرايب براي معادله (8) بصورت زير خواهد بود.

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

F-statistic = 3.42 prob = 0.08

χ^2 = 3.42 prob=0.08

با توجه به معني دار بودن آماره هاي F و χ^2 در سطح 10 درصد ، فرض صفر مبني براينكه $\sum \delta_j=0$ پذيرفته مي شود و در نتيجه مجموع ضرايب متغير W_1در معادله (8) برابر صفر مي باشد. بنابراين مطابق با فروض آزمون عليت گرانجر، ارتباط علي يكطرفه از W_2 به W_1 وجود دارد. اين بدين معني است كه همانند رقم برنج درجه يك، تغييرات قيمت برنج درجه دو در بازار گيلان از تغييرات قيمت برنج درجه دو در بازار تهران پيروي مي كند.

با توجه به نتايج بررسي رابطه عليت بين جفت قيمت برنج درجه يك و برنج درجه دو در دو بازار تهران و گيلان ، شرط پيوستگي بازار براي محصول برنج برقرار است و ارتباط بلند مدت يكطرفه بين دو بازار تهران و گيلان وجود دارد بطوريكه قيمتهاي برنج در بازار گيلان تأثير پذير از قيمتهاي بازار برنج تهران است. به اين ترتيب قيمت گذاري به صورت تهران به گيلان مي باشد كه اين بيانگر آن است كه بازار برنج گيلان قيمت پذير است. بنابراين با وجود اينكه استان گيلان عرضه كننده برنج در بازار است ، ليكن ، قيمت اين محصول در بازار اين استان از بازار مصرف كننده تحميل مي شود و اين نشان مي دهد كه ساختار بازار برنج كشور رقابتي كامل نبوده و خريداران (تقاضا كنندگان) تعيين كننده قيمت اين محصول مي باشند و عرضه كنندگان و يا منبع عرضه كننده در قيمت گذاري و تعيين قيمت آن نقش ندارند. به عبارتي تغييرات و نوسانات قيمت در بازار عرضه از تغييرات قيمت در بازار تقاضا پيروي مي كند.
بنابراين در انتخاب و اجراي سياستهاي توسعه اي جهت افزايش توليد اين محصول به خصوص سياستهايي كه بر قيمت آن تأثير گذار هستند و فاكتور قيمت را مد نظر دارند ، توجه به اين مسئله مي تواند بسيار حائز اهميت باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

1-بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران . (1377) . «شاخصي بهاي عمده فروشي و خرده فروشي كالاها». انتشارات بانك مركزي.

2-رائو ، ب . (1377) . «همگرايي و كاربردهاي اقتصادي آن» . ترجمه علي حسين صمدي، نشر ساسان شيراز ، شيراز.

3-كاظم نژاد، م. و مهرابي بشرآبادي، ح . (1378). «تحليل قيمت انواع برنج». فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه ، شماره 25، 122-103.

4-مجاوريان، م . و امجدي ، 1. (1376). «بررسي پيوستگي بين بازارهاي فاصله اي و قانون يك قيمتي . فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه ، شماره 18، 187-165.

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 realy 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 serries correlation as a measure of market integration.” Indian Journal of Agricultural Economics , 28(2) : 56-69 .

Archive of SID
www.SID.ir

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 Econmics 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 Eonomics , 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.

Archive of SID

www.SID.ir