

## راهبرد تنظیم بازار برای سبد کالاهای کیفی: کاربرد آزمون برون‌زایی ضعیف در بازار برنج ایران

سیدصدفدر حسینی\*<sup>۱</sup>، محمد کاوسی کلاشمی<sup>۱</sup>، شراره کاوسی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۲/۲۹

### چکیده

سبد کالایی برنج متشکل از رقم‌های کیفی مختلف بوده که این مسئله اتخاذ سیاست‌ها و برنامه‌های مناسب جهت کنترل و تنظیم قیمت در بازار را با دشواری مواجه ساخته است. با توجه به تفاوت کیفی رقم‌های مختلف برنج، بهره‌گیری از سبد متنوع کیفی و استفاده از رقم رهبر در بازار را می‌توان به‌عنوان دو راهکار اصلی در تنظیم بازار برنج مدنظر قرار داد. در راستای اتخاذ راهبردی مناسب بر مبنای روابط قیمتی برای تنظیم بازار برنج، در این مقاله با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی ماهیانه‌ی قیمت خرده‌فروشی هفت رقم عمده‌ی موجود در بازار ایران (برنج صدری ممتاز، صدری درجه یک، صدری معمولی، بی‌نام، طارم، خزر و ندا) طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸، به بررسی روابط موجود در سیستم قیمت‌ها پرداخته شده است. براین اساس، با بهره‌گیری از آزمون هم‌جمعی، روابط بلندمدت در بین سری‌های زمانی مذکور مورد بررسی قرار گرفت. استفاده از آزمون هم‌جمعی زوجی بیانگر مستقل بودن سری زمانی قیمت برنج صدری ممتاز و لزوم حذف آن از سیستم است. در نهایت با بهره‌گیری از درایه‌های ماتریس تعدیل و آزمون برون‌زایی ضعیف مشخص شد که رقم‌های صدری درجه یک، خزر و ندا نقش رهبری قیمت در بازار برنج را بر عهده داشته‌اند. وجود ویژگی برون‌زایی ضعیف برای رقم‌های صدری درجه یک، خزر و ندا بیانگر آن است که این رقم‌ها عامل محرک در فرایند تعیین قیمت سایر رقم‌های دیگر برنج می‌باشند. از این رو، تمرکز و استواری برنامه‌های تنظیم بازار بر رقم‌های رهبر قیمت می‌تواند کنترل سریع، کارا و مؤثر قیمت‌ها را در بازار برنج در پی داشته باشد.

طبقه‌بندی *JEL: Q11, Q13, C12*

واژه‌های کلیدی: روابط قیمتی، آزمون برون‌زایی ضعیف، رهبر قیمت، هم‌جمعی، برنج.

۱- به ترتیب استاد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران.

۱- دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

\* نویسنده‌ی مسئول مقاله: hosseini\_safdar@yahoo.com

### پیشگفتار

مقوله‌ی تنظیم بازار سبد کالایی کیفی از چالش‌برانگیزترین مباحث موجود در بین سیاست‌گزاران و برنامه‌ریزان این عرصه می‌باشد. دو راهبرد اصلی در برخورد با این مسأله قابل تعریف می‌باشد. راهبرد اول، تنظیم بازار مجرد و انفرادی متناسب با هر تیپ کیفی را مدنظر قرار داده و حال آنکه راهبرد دوم با شناسایی و تجزیه و تحلیل روابط قیمتی موجود در سری‌های زمانی در پی تعیین وجود روابط بلندمدت و شناسایی متغیرهای رهبر قیمت در سیستم می‌باشد. رهیافت مناسب جهت تعیین رهبر قیمت، سنجش روابط هم‌جمعی و به‌کارگیری آزمون برون‌زایی ضعیف است. سبد کالایی برنج موجود در بازار ایران متشکل از رقم‌های متفاوتی بوده که تفاوت کیفی مشخص و قابل تمایزی با یکدیگر دارند. رقم‌های مختلف برنج از سوی سازمان جهانی خواروبار کشاورزی به چهار گروه تقسیم می‌شوند. برنج خیلی بلند که اندازه‌ی آن بیش از ۷ میلی‌متر است، برنج بلند که طول دانه‌ی آن بین ۶ تا ۶/۹۹ میلی‌متر است، برنج متوسط که طول دانه‌ی آن بین ۵ تا ۵/۹۹ میلی‌متر بوده و برنج کوتاه که طول دانه‌ی آن کمتر از ۵ میلی‌متر دارد. در ایران برنج بر اساس طول دانه به سه نوع دانه بلند، دانه متوسط و دانه کوتاه تقسیم می‌شود. رقم‌های برنج دانه بلند با طول دانه‌ی بین ۶/۶۱ تا ۷ میلی‌متر، از مرغوب‌ترین نوع برنج محسوب می‌شوند. برنج‌هایی که طول دانه‌ی آنها بین ۵/۵۱ تا ۶/۶ میلی‌متر است، دانه متوسط و به برنجی که طول آن کمتر از ۵/۵ میلی‌متر باشد، دانه کوتاه گفته می‌شود (پیمان، ۱۳۸۳). انواع برنج کشت شده در ایران در سال‌های اخیر از تنوع بسیاری برخوردار بوده، به طوری که گاه تا ۵۰ رقم مختلف در الگوی زراعی مشاهده شده است (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۸). اگرچه اطلاعات دقیق قیمت و مقدار تولید برای تمامی این رقم‌ها وجود نداشته، اما خانواده‌ی صدری، رقم طارم و رقم بی‌نام بیشترین سهم را در سامانه‌ی تولیدی ارقام برنج مرغوب داشته و دو رقم خزر و ندا نیز سهم غالب را در سامانه‌ی تولیدی پر محصول دارا می‌باشند (همان منبع). آزمون بلندمدت برون‌زایی ضعیف برای هر سری زمانی قیمت رقم برنج در قالب یک سیستم، امکان بررسی عدم وجود پس‌خورد بلندمدت را به سبب برون‌زایی فراهم می‌آورد. سری زمانی قیمت رقم برنج برون‌زای ضعیف، متغیر محرک قیمت بوده که سایر سری‌های زمانی قیمت را به تعادل بلندمدت سوق داده، اما از هیچ یک از متغیرها اثر نمی‌پذیرد.

بررسی روابط قیمتی و به‌کارگیری آزمون هم‌جمعی و برون‌زایی ضعیف در معدودی از پژوهش‌های خارجی امکان تعیین رهبر قیمت را فراهم آورده است. بررسی (اش و همکاران، ۱۹۹۹) در خصوص بازار ماهی آزاد با استفاده از آزمون برون‌زایی ضعیف، نشان داد که قیمت ماهی آزاد پرورشی تعیین‌کننده و محرک قیمت تمامی انواع این ماهی می‌باشد. پژوهش (گوشری و همکاران، ۲۰۰۰) با استفاده از تجزیه و تحلیل هم‌جمعی روابط پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قیمت‌های صادراتی

اتحادیه اروپا و سایر صادرکنندگان اصلی در بازار جهانی گندم را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که قیمت‌های صادراتی رقبای اصلی صادرکننده‌ی برون‌زای ضعیف قیمت صادراتی اتحادیه اروپا می‌باشد. مطالعه‌ی اش و همکاران (۲۰۰۲) در خصوص بازار گاز آلمان با بهره‌گیری از آزمون هم‌جمعی جوهانسن<sup>۱</sup> نشان داد که سری زمانی قیمت گاز صادراتی از مبادی مختلف به آلمان به‌طور متناسب در طول زمان حرکت نموده و بازار گاز یکپارچه‌ای را ارائه می‌دهد. اش و همکاران (۲۰۰۳) در پژوهشی روابط قیمتی در بازار مواد پتروشیمی اتحادیه اروپا را مورد بررسی قرار دادند. به‌کارگیری آزمون جوهانسن و استفاده از آزمون برون‌زایی ضعیف نشان داد که قیمت نفت خام برون‌زای ضعیف بوده و عامل محرک در فرآیند قیمت‌گذاری مواد پتروشیمی محسوب می‌شود. در مطالعه‌ای که بر بازار ذرت کشور بنین صورت گرفت، نشان داده شد که خرده‌فروشان به عمده‌فروشان اجازه ندادند تا به‌عنوان رهبر قیمت عمودی ایفای نقش نمایند. دلایل چنین شرایطی را می‌توان در عدم وجود بازار جایگزین برای فروش محصول و قالب بودن نقش خرده‌فروشان در فرایند تعیین قیمت خلاصه نمود (کوپر و همکاران، ۲۰۰۳). پژوهش گوسری و لیوید (۲۰۰۳) در خصوص روابط قیمتی در بازار جهانی گندم با تقسیم بازار به سه بخش گندم نان‌پزی، گندم شیرینی‌پزی و گندم ماکارونی و به‌کارگیری آزمون هم‌جمعی و برون‌زایی ضعیف نشان داد که رقم‌های رهبر قیمت در تمامی سه گروه مورد مطالعه وجود دارد. در بررسی استراس و وهار (۲۰۰۴) روابط موجود بین سطح قیمت‌ها، دستمزد نیروی کار و بهره‌وری نیروی کار ارزیابی شد. نتایج نشان داد که سطح قیمت‌ها برون‌زای ضعیف بوده و افزایش آن منجر به تغییر هزینه‌ی به‌کارگیری نیروی کار می‌شود. مطالعه‌ی یاواپولکول و همکاران (۲۰۰۶) در خصوص بازار جهانی برنج نشان داد که سری زمانی ماهیانه‌ی قیمت برنج آمریکایی و برنج تایلندی، رهبری قیمت را بر عهده داشته و تغییر در قیمت برنج آمریکایی رهبر اثرات نسبی قابل توجهی را بر قیمت‌های برنج هندوستان و ویتنام می‌گذارد. پژوهش بیک (۲۰۰۶) پویایی روابط قیمت الوار در بازار ایالات متحده آمریکا، بریتیش کلمبیا<sup>۲</sup>، کبک<sup>۳</sup> و اونتاریو<sup>۴</sup> را با استفاده از داده‌های ماهیانه‌ی ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۲ مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که سری زمانی قیمت آمریکا، رهبری قیمت را در بازار بر عهده داشته و در بلندمدت مقادیر قیمت بازار کانادا را تحت تأثیر قرار داده است؛ اما از قیمت‌های بازار کانادا اثر نمی‌پذیرد. در مطالعه‌ای که به بررسی رابطه‌ی قیمتی گندم ایالات متحده آمریکا و کانادا پرداخته شده است، با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی و رهیافت تصحیح خطای نامتقارن نشان داده شد که

---

1 Johansen

2 British Columbia

3 Quebec

4 Ontario

رابطه‌ی بلندمدت بین این دو سری قیمت وجود دارد. قیمت گندم کانادا رفتار مستقلی از خود نشان داده، اما سری زمانی قیمت گندم آمریکا با توجه به تغییرات قیمت کانادا از خود واکنش نشان می‌دهد (گوشری، ۲۰۰۷).

پرسش اصلی در پژوهش حاضر این است که آیا روابط قیمتی بین رقم‌های کیفی مختلف در بازار برنج ایران وجود داشته و اگر چنین روابطی موجود باشد، چگونه می‌توان با بهره‌گیری از آن راهبردی مناسبی برای تنظیم و کنترل مؤثر بازار تدوین نمود. بدیهی است مطالعه و پژوهش در خصوص روابط قیمتی، می‌تواند نقش شایان توجهی در اتخاذ سیاست‌های تنظیمی کارا و تدوین برنامه‌های تولیدی بهینه برای سامانه تولید برنج ایران داشته باشد. در راستای پاسخگویی به این پرسش تجزیه و تحلیل سیستمی سری زمانی قیمت رقم‌های عمده موجود در بازار برنج ایران شامل صدی ممتاز، صدی درجه یک، صدی معمولی، بی‌نام، طارم، خزر و ندا مدنظر قرار گرفت.

### مواد و روش‌ها

چارچوب کلی یک فرآیند سیستمی (p) VECM برای متغیرهای قیمت ارقام هفت‌گانه برنج  $RC_t$  با  $n$  بعد را می‌توان به صورت زیر ارائه نمود:

$$\Delta RC_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta RC_{t-i} + \alpha \beta' RC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$t = 1, \dots, T$$

که در آن  $\Gamma_i$ ،  $\alpha$  و  $\beta$  به ترتیب ماتریس‌هایی  $n \times n$ ،  $n \times r$  و  $n \times r$  بوده و  $0 < r < n$  می‌باشد. اگر  $\Pi = \alpha \beta'$  تعریف شده، در شرایطی که  $\Pi$  از مرتبه کامل نباشد ( $0 < r < n$ )،  $r$  بردار هم‌جمع یا  $r$  ترکیب خطی ایستا از  $RC_t$  وجود خواهد داشت (جوهانسن و جوسیلیوس، ۱۹۹۰؛ ۱۹۹۲). در این سیستم،  $r$  ترکیب خطی از  $RC_t$  یا بردارهای هم‌جمع  $\beta' RC_t$  به‌عنوان انحراف از وضعیت تعادلی و  $\alpha$  به‌عنوان ماتریس ضرایب تعدیل یا ماتریس پس‌خورد که شدت بازگشت  $r$  متغیر ایستای  $\beta' RC_t$  به سیستم را اندازه‌گیری نموده، تفسیر می‌شود. اجزاء اخلاص  $\varepsilon_t$  از شرایط i.i.d تبعیت نموده و دارای میانگین صفر و ماتریس کواریانس مشخص  $\Sigma$  است. نخستین فرض

لحاظ شده در سیستم این است که  $\left| (I_n - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i z^i)(1-z) + \alpha \beta' z \right| = 0$  بوده، از این رو،  $|z| > 1$  یا  $z = 1$  می‌باشد. فرض دیگر موجود در سیستم، وارون‌پذیری ماتریس

است.  $\alpha_{\perp}$  و  $\beta_{\perp}$  هر دو از مرتبه‌ی کامل  $n \times n - r$  بوده که شرط  $\alpha'_{\perp} \alpha_{\perp} = \beta'_{\perp} \beta_{\perp} = 0$  را اغناء نموده (هک و همکاران، ۲۰۰۲) و احتمال  $I(2)$  بودن یک یا تعدادی از درایه‌های بردار  $RC_t$  را رد خواهد نمود. لحاظ نمودن شرایط بیان شده در دو فرض فوق، به ترتیب  $I(1)$  و  $I(0)$  بودن  $RC_t$  و  $\beta' RC_t$  را تضمین خواهند کرد و در نتیجه شرایط قضیه‌ی گرنجر<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) اغناء خواهد شد. با در نظر گرفتن بردار هم‌جمع  $n$  بعدی سری‌های زمانی قیمت ارقام هفت‌گانه‌ی برنج به صورت  $RC_t = (Y_t', Z_t)'$  متغیرهای  $Y_t$  و  $Z_t$  زیربردارهای مشخص و متمایز، به ترتیب با بعد  $g \times 1$  و  $k \times 1$  را نشان داده، به نحوی که  $g+k = n$  می‌باشد. زیربردارهای  $Y_t$  و  $Z_t$  به ترتیب متغیرهای وابسته و توضیحی را نشان می‌دهند. از این رو، الگوی شرطی<sup>۲</sup> برای  $Y_t$  با مفروض بودن  $Z_t$  و الگوی نهایی<sup>۳</sup> برای  $Z_t$  را می‌توان به صورت زیر ارائه داد (رالت، ۲۰۰۳):

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{YY,i}^+ \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_{YZ,i}^+ \Delta Z_{t-i} + \alpha_Y^+ \beta' RC_{t-1} + \eta_{Y,t} && \text{الگوی شرطی} \\ \Delta Z_t &= \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ZY,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{ZZ,i} \Delta Z_{t-i} + \alpha_Z \beta' RC_{t-1} + \varepsilon_{Z,t} && \text{الگوی نهایی} \end{aligned} \quad (2)$$

در روابط فوق با بهره‌گیری از عملگر وقفه ( $L$ ) داریم:

$$\begin{aligned} \Gamma_{YY}^+(L) &= \Gamma_{YY}(L) - \Sigma_{YZ} \Sigma_{ZZ}^{-1} \Gamma_{ZY}(L) = I_g - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{YY,i}^+ L^i \\ \Gamma_{YZ}^+(L) &= \Gamma_{YZ}(L) - \Sigma_{YZ} \Sigma_{ZZ}^{-1} \Gamma_{ZZ}(L) = - \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_{YZ,i}^+ L^i \end{aligned} \quad (3)$$

$$\alpha_Y^+ = \alpha_Y - \Sigma_{YZ} \Sigma_{ZZ}^{-1} \alpha_Z$$

$$\eta_{Yt} = \varepsilon_{Yt} - \Sigma_{YZ} \Sigma_{ZZ}^{-1} \varepsilon_{Zt}$$

$$\Sigma_{YY}^+ = \Sigma_{YY} - \Sigma_{YZ} \Sigma_{ZZ}^{-1}$$

رابطه‌ی (۲) به‌عنوان فرم بلوک بازگشتی<sup>۴</sup> VECM شناخته شده و فایده‌ی اصلی آن ارائه‌ی تفسیر تحلیلی از الگوی تصحیح خطای شرطی<sup>۵</sup> است (رالت و ال‌هورتی، ۲۰۰۳). به اعتقاد انگل و

1 Granger

2 Conditional Model

3 Marginal Model

4 Block Recursive Form

5 Conditional Error Correction Model

همکاران (۱۹۸۳)، بردار متغیرهای  $Z_t$  را نسبت به پارامترهای مورد نظر برون‌زای ضعیف<sup>۱</sup> نامیده اگر پارامترهای مورد بررسی تنها به الگوی شرطی وابسته بوده و پارامترهای الگوهای شرطی و نهایی بدون نوسان باشند. قبل از بررسی شرایط لازم و کافی برای وجود برون‌زایی ضعیف آستانه‌ای را باید مدنظر قرار داد. براساس این قضیه با تعریف  $\Pi = \alpha\beta'$  به عنوان یک ماتریس  $n \times n$  مرتبه کاهش یافته از مرتبه  $r$  ( $0 < r < n$ ) و تفکیک  $\alpha$  به  $\begin{bmatrix} \alpha_Y \\ \alpha_Z \end{bmatrix}$  دو نتیجه کلی زیر را خواهیم داشت (بوسویچک و اربین، ۱۹۹۷):

۱- با تعریف  $m_1 = \text{rank}(\alpha_Y)$  در شرایطی که  $m_1 > 0$  و  $r - m_1 > 0$  بوده، ماتریس‌های  $\alpha$  و  $\beta$  را می‌توان به صورت زیر تجدید ساختار نمود:

$$\alpha = [\alpha_1 \quad \alpha_2] = \begin{bmatrix} \alpha_{Y1} & 0_{(g,r-m_1)} \\ \alpha_{Z1} & \alpha_{Z2} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

$$\beta = [\beta_1 \quad \beta_2] = \begin{bmatrix} \beta_{Y1} & \beta_{Y2} \\ \beta_{Z1} & \beta_{Z2} \end{bmatrix}$$

در شرایطی که  $\text{rank}(\alpha_{Z2}) = r - m_1$  باشد، ابعاد ماتریس‌های  $\alpha_{Y1}$ ،  $\beta_{Y1}$ ،  $\alpha_{Z1}$ ،  $\beta_{Z1}$ ،  $\alpha_{Y2}$ ،  $\beta_{Y2}$ ،  $\alpha_{Z2}$  و  $\beta_{Z2}$  به ترتیب معادل با  $g \times m_1$ ،  $g \times m_1$ ،  $k \times m_1$ ،  $k \times m_1$ ،  $g \times (r - m_1)$  و  $k \times (r - m_1)$  است. بر این اساس، اگر  $\alpha_Y = \alpha_{Y1}\eta'$  با تعریف پارامترهای جدید  $\beta'_1 = \eta'\beta$ ،  $\beta'_2 = \eta'_\perp\beta$ ،  $\alpha_{Z1} = \alpha_Z\eta(\eta'\eta)^{-1}$  و  $\alpha_{Z2} = \alpha_Z\eta_\perp(\eta'_\perp\eta_\perp)^{-1}$  می‌توان حاصل  $\alpha_Y\beta'$  و  $\alpha_Z\beta'$  را به صورت زیر نشان داد (رالت و پرادل، ۲۰۰۳):

$$\alpha_Y\beta' = \alpha_{Y1}\eta'\beta = \alpha_{Y1}\beta_1 = (\alpha_{Y1}, 0)(\beta_1, \beta_2)' \quad (۵)$$

$$\alpha_Z\beta' = \alpha_Z(\eta(\eta'\eta)^{-1}\eta' + \eta_\perp(\eta'_\perp\eta_\perp)^{-1}\eta'_\perp)\beta' = \alpha_{Z1}\beta'_1 + \alpha_{Z2}\beta'_2 = (\alpha_{Z1}, \alpha_{Z2})(\beta_1, \beta_2)'$$

۲- مقدار  $m_1$  به صورت منحصر به فرد تعریف شده و نسبت به تجدید ساختار پارامترها تغییرناپذیر بوده، از این رو مقدار  $\max(0, r - k) \leq m_1 \leq \min(g, r)$  خواهد بود (همان منبع).

معیار ارائه شده در قضیه‌ی آستانه‌ای ابهام موجود در تشخیص پارامترهای ماتریس  $\alpha$  و  $\beta$  را برطرف نموده و اکنون می‌توان نتیجه گرفت که پارامترهای این دو ماتریس بدون قیدهای اضافی  $r^2$  به صورت جداگانه قابل تشخیص نمی‌باشد (باونز و لوبرانو، ۱۹۹۴). علت آن است که برای هر ماتریس غیر تکین مانند  $\psi$  با ابعاد  $(r, r)$  می‌توان  $\Pi = (\alpha\psi^{-1})(\psi\beta')$  را تعریف نمود که در آن  $\beta^* = \beta\psi'$  و  $\alpha^* = \alpha\psi^{-1}$  ماتریس‌های معادل ضرایب تعدیل و بردارهای هم‌جمع می‌باشند.

1 Weakly exogenous

پذیرش قضیه‌ی آستانه‌ای کلیت مسئله را تغییر نداده و تنها نیاز به تعیین مرتبه‌ی  $m_1$  از بلوک بالایی ماتریس  $\alpha$  ( $\alpha_Y$ ) و تجدید ساختار آن به  $\begin{bmatrix} \alpha_{Y1} & 0_{(g,r-m_1)} \end{bmatrix}$  را به وجود خواهد آورد. پس از پذیرش قضیه‌ی آستانه‌ای، شرط لازم و کافی برای وجود برون‌زایی ضعیف را می‌توان مدنظر قرار داد. بر این اساس، به هنگام بررسی پارامترهای الگوی شرطی به قرار زیر:

$$\psi = (\Gamma_{YY,i}^+, i=1, \dots, p-1; \Gamma_{YZ,i}^+, i=0, \dots, p-1; \alpha_{Y1}^+; \beta_1') \quad (۶)$$

پارامتر  $Z_1$  را نسبت به  $\psi$  برون‌زای ضعیف گویند، اگر و تنها اگر  $\alpha_{Z1} = 0$  باشد (جوهانسن، ۱۹۹۲؛ هندری و میزون، ۱۹۹۳). به منظور کاربرد آزمون برون‌زایی ضعیف تعیین مرتبه  $m_1$  زیرماتریس  $\alpha_Y$  و چگونگی آزمون آماری باید مورد بررسی قرار گیرد. مرتبه‌ی  $m_1$  زیرماتریس  $\alpha_Y$  با استفاده از یک فرآیند آزمون زنجیره‌ای تعیین خواهد شد (رالت، ۲۰۰۰). این فرآیند بر پایه‌ی توزیع حدی  $\chi^2$  آماره LR شکل گرفته است. در گام اول مقادیر  $m_a$  و  $m_b$  به صورت زیر تعریف می‌شود (اریکسون و همکاران، ۱۹۹۸):

$$\begin{aligned} m_a &= \min(g, r) \\ m_b &= \max(0, r - k) \end{aligned} \quad (۷)$$

در گام بعد فرضیه‌های صفر متوالی به صورت زیر مدنظر قرار خواهد گرفت (رالت، ۲۰۰۳):

$H_{0,1}$ : پایه‌ای برای ماتریس تعدیل به صورت  $\alpha = (H_1 \theta_{r-m_a+1}, K_{r-m_a+1})$  وجود داشته که در

$$\text{آن } H_1 = \begin{pmatrix} 0_{(g,k)} \\ I_k \end{pmatrix} \text{ بوده و } m_b \leq \text{rank}(\alpha_Y) \leq m_a - 1 \text{ می‌باشد.}$$

تا زمانی که  $H_{0,j-1}$  رد نشود، برای  $m_a - m_b, \dots, 2, j = 2, \dots, m_a - m_b$  آزمون صفر به همین صورت تشکیل خواهد شد.

$H_{0,j}$ : پایه‌ای برای ماتریس تعدیل به صورت  $\alpha = (H_1 \theta_{r-m_a+j}, K_{r-m_a+j})$  وجود داشته که در

$$\text{آن } H_1 = \begin{pmatrix} 0_{(g,k)} \\ I_k \end{pmatrix} \text{ بوده و } m_b \leq \text{rank}(\alpha_Y) \leq m_a - j \text{ می‌باشد.}$$

به منظور آزمون فرضیه‌های مختلف فوق از فرآیند آزمون زنجیره‌ای زیر استفاده خواهد شد (رالت و پرادل، ۲۰۰۳):

گام ۱: آزمون فرضیه‌ی  $H_{0,1}$  با آماره‌ی  $\xi_1$  در سطح احتمالاتی  $\alpha_1$  و رد فرضیه‌ی  $H_{0,1}$  در شرایطی

$$\text{که } \xi_1 \geq \chi_{1-\alpha_1}^2(v_1) \text{ باشد (در نتیجه } \text{rank}(\alpha_Y) = m_a \text{ است).}$$

تا زمانی که  $H_{0,j-1}$  رد نشود، برای  $m_a - m_b, \dots, 2, j = 2, \dots, m_a - m_b$  آزمون فوق به همین صورت تشکیل خواهد شد.

گام ۱: آزمون فرضیه  $H_{0,j}$  با آماره  $\xi_j$  در سطح احتمالاتی  $\alpha_j$  و رد فرضیه  $H_{0,j}$  در شرایطی که  $\xi_j \geq \chi_{1-\alpha_j}^2(v_j)$  باشد (در نتیجه  $rank(\alpha_j) = m_a - j + 1$  است) و در شرایطی که  $\xi_j < \chi_{1-\alpha_j}^2(v_j)$  بوده،  $H_{0,j}$  مورد پذیرش قرار خواهد گرفت. در این آزمون  $v_j = (g - r + j) \times j$  می‌باشد.

آماره نسبت درست‌نمایی مورد استفاده در آزمون فوق، به صورت زیر تعریف خواهد شد:

$$\xi_j = -2 \ln Q(H_j / H_1) = T \left[ \sum_{i=1}^j \ln(1 - \hat{\rho}_i) + \sum_{i=1}^{r-j} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) - \sum_{i=1}^r \ln(1 - \tilde{\lambda}_i) \right] \quad (۸)$$

آماره‌ی فوق دارای توزیع حدی  $\chi_{v_j}^2$  با درجه‌ی آزادی  $v_j = (g - r + j) \times j$  می‌باشد. فرضیه‌ی  $H_1$  به هم‌جمعی  $\Pi = \alpha\beta'$  مربوط بوده،  $\hat{\lambda}_i$  ارزش ویژه VECM نامقید و  $\hat{\rho}_i$  و  $\tilde{\lambda}_i$  به ترتیب ارزش ویژه،  $\Gamma$ -بردار مقید و  $\Gamma$ -بردار نامقید برای ماتریس تعدیل می‌باشد (اربین، ۱۹۹۲). با مشخص شدن مرتبه‌ی  $m_1$  زیرماتریس  $\alpha_j$ ، فرضیه‌ی برون‌زایی ضعیف با اعمال محدودیت بر پارامترها به صورت زیر قابل تعریف است (رالت، ۲۰۰۳):

$$H_{0,we} : \alpha_{Z_1} = 0 \quad (۹)$$

به اعتقاد جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۴) در یک سیستم با  $n$  سری زمانی و  $\Gamma$  بردار هم‌جمعی حداکثر  $(n-\Gamma)$  متغیر برون‌زای ضعیف می‌تواند در سیستم وجود داشته باشد. از این رو، اگر یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای قیمت رقم‌های هفت‌گانه برنج شناسایی شود، حداکثر یک متغیر برون‌زا می‌تواند در سیستم وجود داشته باشد. از این رو، پس از بررسی وجود ریشه واحد بلندمدت در سری‌های زمانی قیمت رقم‌های برنج، برآزش الگوی هم‌جمعی جوهانسن به منظور تعیین روابط بلندمدت صورت گرفته تا امکان آزمون برون‌زایی ضعیف در ماتریس ضرایب تعدیل فراهم شود. داده‌های مورد نیاز برای انجام این پژوهش شامل قیمت خرده‌فروشی ماهیانه‌ی برنج صدری ممتاز، صدری درجه یک، صدری معمولی، بی‌نام، طارم، خزر و ندا طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ بوده که از وزارت جهاد کشاورزی اخذ شد.

## نتایج و بحث

همان‌طور که در نمودار (۱) نشان داده شد، رقم صدری ممتاز بالاترین و رقم ندا پایین‌ترین قیمت خرده‌فروشی را در دوره‌ی مورد مطالعه به خود اختصاص داده است. به منظور بررسی وجود ریشه واحد بلندمدت یا فراوانی صفر در سری‌های زمانی قیمت ارقام هفت‌گانه‌ی برنج از دو آزمون ADF و KPSS و فرم‌های تابعی دارای عرض از مبدا و دارای عرض از مبدا و روند استفاده شد. اگر



$I(0)$  بیانگر فرضیه صفر عدم وجود ریشه واحد برای سری زمانی قیمت برنج در KPSS باشد،  $I(1)$  فرضیه صفر وجود ریشه واحد برای سری زمانی قیمت برنج در ADF را نشان می‌دهد. با بهره‌گیری از دو آزمون یادشده در بررسی وجود ریشه واحد بلندمدت سه نتیجه احتمالی حاصل خواهد شد. در شرایطی که  $I(0)$  رد شده اما  $I(1)$  پذیرفته شود، فرض وجود ریشه واحد بلندمدت برای سری زمانی قیمت برنج پذیرفته می‌گردد. اگر  $I(0)$  رد نشده اما  $I(1)$  رد شود، سری زمانی قیمت برنج ایستا می‌باشد. در شرایطی که هر دو  $I(0)$  و  $I(1)$  رد شده یا هر دو پذیرفته شوند، تعیین وجود ریشه واحد غیرممکن است. همانطور که نتایج جدول (۱) نشان داده، در هر دو حالت فرم تابعی دارای عرض از مبدا و دارای عرض از مبدا و روند مقادیر  $I(0)$  رد شده اما مقادیر  $I(1)$  را نمی‌توان رد نمود. از این رو، وجود ریشه واحد بلندمدت در سری‌های زمانی قیمت رقم‌های مختلف برنج در سطح داده پذیرفته خواهد شد.

براین اساس، پس از تفاضل‌گیری از سری‌های زمانی قیمت ارقام هفت‌گانه برنج مجدداً مراحل فوق برای آزمون وجود ریشه واحد در متغیرهای تفاضل مرتبه اول تکرار شد. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که در هر دو فرم تابعی دارای عرض از مبدا و دارای عرض از مبدا و روند مقادیر  $I(0)$  را نمی‌توان رد نمود، اما مقادیر  $I(1)$  رد شده، در نتیجه تفاضل مرتبه اول سری زمانی قیمت رقم‌های مختلف برنج ایستا می‌باشد. بر مبنای نظر فمبای<sup>۱</sup> وجود حداقل دو سری زمانی انباشته از مرتبه یک در بین متغیرهای مورد بررسی، احتمال وجود رابطه بلندمدت یا همگرایی متغیرها را پیشنهاد نموده، از این رو، نیاز است تا با بهره‌گیری از آزمون جوهانسن این احتمال بررسی شود. به منظور برقراری شرایط نطفه سفید در برازش سیستم تفاضل مرتبه اول متغیرهای سری زمانی قیمت خرده‌فروشی هفت‌گانه، تعداد وقفه بهینه برابر با شش در نظر گرفته شد. نتایج حاصل از آزمون LM با درجه‌ی ۱۲، بیانگر بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در سیستم است. مقدار این آماره برابر با  $55/71$  بوده که با توجه به سطح احتمالاتی  $0/236$  بیانگر پذیرش فرض صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی است. به‌منظور بررسی نرمال بودن اجزاء اخلاص سیستم، از آماره‌ی جارک- برا<sup>۲</sup> توأم استفاده شد. مقدار این آماره  $2/688$  بوده که با توجه به سطح احتمالاتی  $0/26$  گویای نرمال بودن اجزاء اخلاص سیستم است.

در راستای تعیین مرتبه ماتریس ضرایب  $\Pi$  دو آزمون Trace و Max Eigenvalue مورد استفاده قرار گرفت. هر دو این آزمون‌ها دارای توزیع غیراستاندارد بوده که تابعی از فرآیند چندمتغیره‌ی وینر<sup>۳</sup> می‌باشد. مقایسه‌ی مقادیر محاسباتی این دو آزمون با مقادیر سطح بحرانی

1 Fomby

2 Jarque-Bera

3 Wiener

جوهانسن (۱۹۸۸) در جدول (۳) بیانگر وجود دو بردار هم‌جمعی در سیستم و پنج روند تصادفی است. بر این مبنا دو سناریوی کلی را می‌توان ارائه داد. در سناریوی اول حداقل یکی از سری‌های زمانی قیمت رقم‌های برنج در سیستم دارای روند تصادفی مستقل بوده و نباید آن را در قالب سیستم مورد تجزیه و تحلیل قرار داد یا در بعضی از سری‌های زمانی قیمت روابط ضعیف‌تری برقرار بوده، در این صورت باید روابط دوجانبه موجود را با استفاده از آزمون هم‌جمعی دومتغیره، بین تمامی زوج قیمت‌ها مورد بررسی قرار داد تا مشخص شود که کدام سری‌های زمانی قیمت از روند تصادفی مشابه برخوردار می‌باشند.

همچنان‌که نتایج جدول (۴) نشان داده، سری زمانی قیمت برنج صدی ممتاز با هیچ یک از سری‌های زمانی دیگر قیمتی هم‌جمع نبوده، از این رو، قیمت این محصول مستقل از قیمت سایر رقم‌های مورد مطالعه می‌باشد. وجود رابطه‌ی هم‌جمعی بین زوج قیمت‌ها مانند صدی درجه یک - صدی معمولی، بیانگر برخورداری آنها از روند تصادفی مشابه است.

همچنان‌که نتایج جدول (۵) نشان داده، به منظور بررسی هم‌جمعی در بین متغیرهای سری زمانی قیمت رقم‌های مختلف برنج، آزمون هم‌جمعی چندمتغیره با خارج نمودن متغیر قیمت برنج صدی ممتاز مجدداً تکرار شد. در راستای برقراری شرایط نطفه سفید در برآزش سیستم، تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی ۳ اعمال شد. آماره‌ی آزمون LM با درجه‌ی ۱۲ برابر با ۴۶/۹۸ در قیاس با سطح احتمالاتی ۰/۱۰۴ گویای عدم وجود خودهمبستگی در سیستم است. از سوی دیگر، مقدار آماره جاک- برا معادل با ۱/۷۱۵ بوده که با توجه به سطح احتمالاتی ۰/۴۲ بیانگر نرمال بودن اجزاء اخلال سیستم است.

در راستای سنجش وجود رهبر قیمت در سری‌های زمانی قیمت رقم‌های شش‌گانه برنج شامل صدی درجه یک، صدی معمولی، بی‌نام، طارم، خزر و ندا آزمون برون‌زایی ضعیف مدنظر قرار گرفت. با بهره‌گیری از آزمون LR، فرضیه‌ی صفر بودن درایه‌های ردیف ماتریس  $\alpha$  آزمون می‌شود. نتایج جدول (۶) نشان داد که برون‌زایی ضعیف برای رقم‌های صدی درجه یک، خزر و ندا را نمی‌توان رد نمود. در حالی که برای سه رقم صدی معمولی، بی‌نام و طارم این فرض رد می‌شود. براین اساس، ویژگی برون‌زایی ضعیف رقم‌های صدی درجه یک، خزر و ندا عامل محرک در فرایند تعیین قیمت رقم‌های دیگر برنج می‌باشند. به عبارت دیگر، در بلندمدت این ارقام رهبر تعیین‌کننده و مقید سایر سری‌های زمانی قیمت ارقام برنج می‌باشد.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر مبنای ویژگی رقم‌های برنج رهبر، قیمت رقم‌های صدری درجه یک، خزر و ندا متغیرهای محرک در سیستم قیمت رقم‌های برنج بوده و به‌طور معنی‌داری تغییرات بلندمدت سایر رقم‌های موجود در سیستم را متأثر از خود نموده است؛ اما از قیمت این رقم‌ها (صدری معمولی، بی‌نام و طارم) اثر نمی‌پذیرند. در شرایط کنونی بازار برنج که واسطه‌گران در پی کسب مقدار بیشینه منافع بوده، ضروری است دولت با اتخاذ راهبرد مناسب و هوشمندانه به دنبال بیشینه‌سازی منفعت شالیکاران و مصرف‌کنندگان برنج باشد. بهره‌گیری از نتایج این پژوهش و تمرکز بر استفاده از رقم‌های رهبر قیمت امکان تنظیم بازار را در حداقل زمان و با کمترین هزینه ممکن فراهم خواهد ساخت. در این راستا، لازم است تا رقم برنج وارداتی به نحوی انتخاب شده که نزدیک‌ترین کیفیت را به رقم‌های صدری درجه یک، خزر و ندا داشته تا واردات ضمن پوشش مازاد تقاضا بتواند به نحو شایان توجه از افزایش قیمت رقم‌های موجود در بازار جلوگیری نماید. بهره‌گیری از روابط قیمتی و تمرکز بر ویژگی رقم‌های رهبر قیمت این امکان را فراهم آورده تا بتوان با صرف حداقل هزینه‌های کنترلی در بازار برنج امکان تثبیت و تنظیم مناسب قیمت برای مصرف‌کنندگان فراهم آید. از سوی دیگر، برنامه‌ریزی ساختاری و برنامه‌های نجات در سامانه‌ی تولید برنج در جهت افزایش بهره‌وری باید متمرکز بر الگوی کشت رقم‌های رهبر قیمت بوده تا با افزایش مقادیر تولید بتواند نقش مؤثر و قابل توجهی در تنظیم بازار داشته باشد. بدیهی است دستیابی به طیف چندگانه‌ی اهداف سیاستی شامل افزایش تولید برنج و تنظیم کارای بازار این محصول با تمرکز بر رقم‌های رهبر صدری درجه یک، خزر و ندا می‌تواند نقش شایان توجهی در جلوگیری از اتلاف بودجه عمومی و دستیابی به کارایی، در صرف مخارج عمومی داشته باشد.

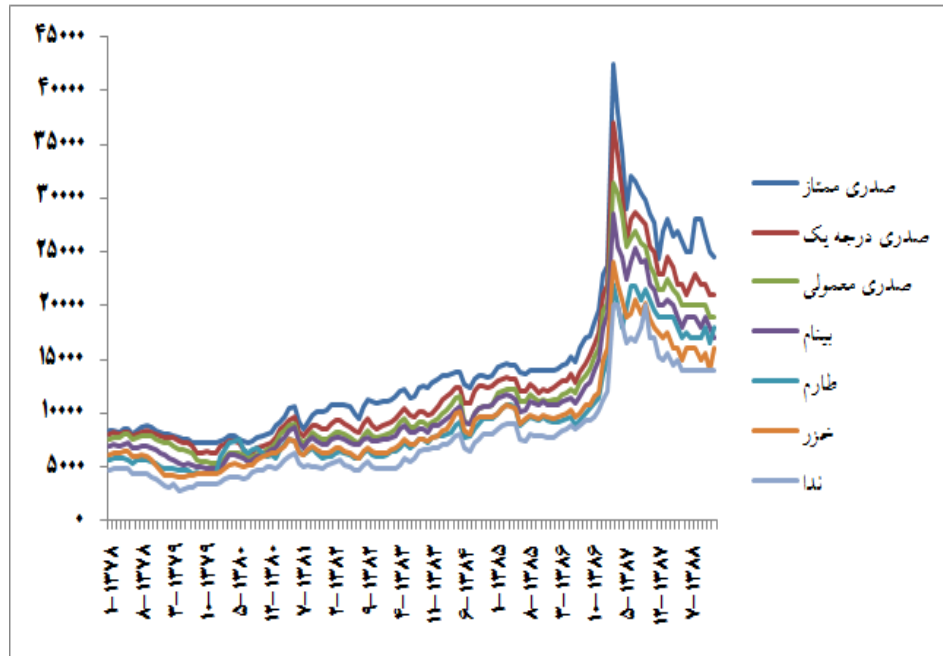
**References:**

1. Asche, F., Bremnes, H. and Wessells, C. 1999. Product aggregation, market integration and relationships between prices: An application to world salmon markets. *American Journal of Agricultural Economics*. 81: 568-581.
2. Asche, F., Osmundsen, P. and Tveteras, R. 2002. European market integration for gas? Volume flexibility and political risk. *Energy Economics*. 24: 249-265.
3. Asche, F., Gjolberg, O. and Volker, T. 2003. Price relationship in the petroleum market: an analysis of crude oil and refined product prices. *Energy Economics*. 25: 289-301.
4. Baek, J. 2006. Price linkages in North American Softwood. *Canadian Journal of Forestry Resources*. 36: 1527-1535.
5. Bauwens, L. and Lubrano, M. 1994. Identification restrictions and posterior densities in cointegrated gaussian VAR systems. Discussion paper. Université Catholique de Louvain.
6. Boswijk, H.P. and Urbain, J.P. 1997. Lagrange-Multiplier test for Weak Exogeneity: A Synthesis. *Econometric Reviews*. 16: 21-38.
7. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. 1987. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. 55: 251-276.
8. Engle, R.F., Hendry, D.F. and Richard, J.F. 1983. Exogeneity. *Econometrica*. 51: 277-304.
9. Ericsson, N.R., Hendry, D.F. and Mizon, G.E. 1998. Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis: an overview. *Journal of Business and Economic Statistics*. 15: 370-387.
10. FAO. 2009. Available at: [www.FAO.org](http://www.FAO.org)
11. Fomby, B.T. 1998. How to model multivariate time series data. Department of Economics. Southern Methodist University Dallas, USA.
12. Ghoshray, A., Lioyd, T.A. and Rayner, A.J. 2000. EU Wheat Prices and its Relation with other Major Wheat Export Prices. Discussion Papers in Economics No. 00/8. School of Economics, University of Nottingham.
13. Ghoshray, A. and Lioyd, T. 2003. Price Linkage in the International Wheat Market. A paper presented to the International Association of Agriculture Economists Triennial Conference. Durban, South Africa, 18-22 August.

14. Ghoshray, A. 2007. An Examination of the Relationship between U.S. and Canadian Durum Wheat Prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 55: 49-62.
15. Hecq, A., Palm, F.C. and Urbain, J.P. 2002. Separation, Weak Exogeneity and P-T Decomposition in Cointegrated VAR Systems with Common Features. *Econometric Reviews*. 21: 273-307.
16. Hendry, D.F. and Mizon, G.E. 1993. Evaluating dynamic models by encompassing the VAR. in P.C.B Phillips, ed., *Models, methods, and applications of econometrics* (Basil Blackwell, Oxford), pp: 272-300.
17. Johansen, S. 1992. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*. 52: 389-402.
18. Johansen, S. and Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration- with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
19. Johansen, S. and Juselius, K. 1992. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*. 53: 211-244.
20. Johansen, S. and Juselius, K. 1994. Identification of the long-run and the short-run structure: an application to the ISLM model. *Journal of Econometrics*. 63: 7-36.
21. Kuiper, W.E., Lutz, C. and Tilburg, A.V. 2003. Vertical price leadership on local maize markets in Benin. *Journal of Development Economics*. 71: 417-433.
22. Ministry of Jihad-Agriculture. 2010. Statistics of Iran's rice acreages.
23. Ministry of Jihad-Agriculture. 2010. Statistics of Iran's different rice varieties price.
24. Peyman, S.H. 2004. Improvement and rebuilding of Iran's Rice Milling Industry. Report of Ministry of Jihad-Agriculture.
25. Rault, C. 2000. Non-causality in VAR-ECM models with purely exogenous long run paths. *Economics Letters*. 67: 121-129.
26. Rault, C. 2003. Further results on weak-exogeneity in vector error correction models. *EPEE*. University of Evry and EUREQua. Sorbonne University.

27. Rault, C. and L'Horty, Y. 2003. Why is French equilibrium unemployment so high? An estimation of the WS-PS Model. *Journal of Applied Economics*. 6: 127-156.
28. Rault, C. and Pradel, J. 2003. Exogeneity in VAR-ECM models with purely exogenous long-run paths. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65: 629-653.
29. Strauss, J. and Wohar, M.E. 2004. The Linkage between Prices, Wages, and Labor Productivity: A Panel Study of Manufacturing Industries. Working Paper, Department of Economics, Saint Louis University.
30. Urbain, J.P. 1992. On Weak Exogeneity in Error Correction Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54: 187-207.
31. Yavapolkul, N., Gopinath, M. and Gulati, A. 2006. Post-Uruguay Round price linkages between developed and developing countries: the case of rice and wheat markets. *Agricultural Economics*. 34: 259-272.

## پیوست ها:



نمودار ۱- روند قیمت رقم‌های مختلف برنج طی فروردین ۱۳۷۸ تا اسفند ۱۳۸۸.

جدول ۱- بررسی ایستایی متغیرهای قیمت رقم‌های مختلف برنج در سطح داده

دارای عرض از مبداء و روند		دارای عرض از مبداء				نوع الگو		
آماره آزمون KPSS		آماره آزمون ADF		آماره آزمون KPSS		آماره آزمون ADF		نوع آزمون
بحرانی	محاسباتی	بحرانی	محاسباتی	بحرانی	محاسباتی	بحرانی	محاسباتی	متغیرهای قیمت برنج
۰/۱۴	۰/۱۷	-۳/۴۴	-۲/۶۴	۰/۴۶	۱/۲۶	-۲/۸۸	-۰/۴۵	صدری ممتاز
۰/۱۴	۰/۱۸	-۳/۴۴	-۲/۴۳	۰/۴۶	۱/۲۱	-۲/۸۸	-۰/۴۸	صدری درجه یک
۰/۱۴	۰/۱۹	-۳/۴۴	-۲/۲۵	۰/۴۶	۱/۱۸	-۲/۸۸	-۰/۳۹	صدری معمولی
۰/۱۴	۰/۱۶	-۳/۴۴	-۲/۸۱	۰/۴۶	۱/۲۲	-۲/۸۸	-۰/۳۶	بینام
۰/۱۴	۰/۱۸	-۳/۴۴	-۲/۵	۰/۴۶	۱/۲۴	-۲/۸۸	-۰/۲۶	طارم
۰/۱۴	۰/۱۵	-۳/۴۴	-۳/۲۶	۰/۴۶	۱/۲۳	-۲/۸۸	-۰/۵۹	خزر
۰/۱۴	۰/۱۵	-۳/۴۴	-۲/۸۷	۰/۴۶	۱/۲۵	-۲/۸۸	-۰/۳۵	ندا

\* مقادیر آماره‌های بحرانی در سطح پنج درصد می‌باشد.  
مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول ۲- بررسی ایستایی متغیرهای تفاضل مرتبه اول قیمت رقم‌های مختلف برنج

دارای عرض از مبدا و روند		دارای عرض از مبدا				نوع الگو		
آماره آزمون KPSS		آماره آزمون ADF		آماره آزمون KPSS		آماره آزمون ADF		نوع آزمون
بحرانی	محاسباتی	بحرانی	محاسباتی	بحرانی	محاسباتی	بحرانی	محاسباتی	تفاضل مرتبه اول قیمت برنج
۰/۱۴	۰/۰۵	-۳/۴۴	-۱۰/۹۳	۰/۴۶	۰/۰۹	-۲/۸۸	-۱۰/۹۵	صدری ممتاز
۰/۱۴	۰/۰۷	-۳/۴۴	-۱۰/۴۲	۰/۴۶	۰/۱۲	-۲/۸۸	-۱۰/۴۳	صدری درجه یک
۰/۱۴	۰/۰۷	-۳/۴۴	-۹/۹۲	۰/۴۶	۰/۱۳	-۲/۸۸	-۹/۹۲	صدری معمولی
۰/۱۴	۰/۰۸	-۳/۴۴	-۹/۴۵	۰/۴۶	۰/۱۳	-۲/۸۸	-۹/۴۵	بینام
۰/۱۴	۰/۰۶	-۳/۴۴	-۱۰/۱۱	۰/۴۶	۰/۱۳	-۲/۸۸	-۱۰/۰۹	طارم
۰/۱۴	۰/۰۷	-۳/۴۴	-۸/۹۶	۰/۴۶	۰/۱۳	-۲/۸۸	-۸/۹۴	خزر
۰/۱۴	۰/۰۷	-۳/۴۴	-۹/۷۲	۰/۴۶	۰/۱۳	-۲/۸۸	-۹/۷۱	ندا

\* مقادیر آماره‌های بحرانی در سطح پنج درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون جوهانسن چندمتغیره بین هفت سری زمانی قیمت خرده‌فروشی

## ارقام برنج

مقدار آماره بحرانی در سطح پنج درصد	آماره محاسباتی Trace	مقدار آماره بحرانی در سطح پنج درصد	آماره محاسباتی Max	مرتب = P
۱۲۵/۶۱	۲۰۳/۷۵	۴۶/۲۳	۷۲/۶۶	*.P =
۹۵/۷۵	۱۳۱/۰۹	۴۰/۰۸	۶۳/۳۵	*۱P ≤
۶۹/۸۲	۶۷/۷۴	۳۳/۸۸	۳۳/۸۴	۲P ≤
۴۷/۸۶	۳۳/۹۱	۲۷/۵۸	۱۴/۶۷	۳P ≤
۲۹/۷۹	۱۹/۲۴	۲۱/۱۳	۱۳/۶۸	۴P ≤
۱۵/۴۹	۵/۵۶	۱۴/۲۶	۵/۲۹	۵P ≤
۳/۸۴	۰/۲۷	۳/۸۴	۰/۲۷	۶P ≤

\* معنی‌دار در سطح پنج درصد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.



جدول ۴- نتایج حاصل از آزمون جوهانسن دومتغیره

متغیر	مرتبۀ $H_0: P =$	آماره محاسباتی Max	آماره محاسباتی Trace	طول وقفه
صدری ممتاز - صدری درجه یک	$\cdot P =$	۸/۴۳	۸/۶۹	۱
	$\wedge P \leq$	۰/۲۶	۰/۲۶	
صدری ممتاز - صدری معمولی	$\cdot P =$	۹/۴۸	۹/۷۸	۱
	$\wedge P \leq$	۰/۲۹	۰/۲۹	
صدری ممتاز - بینام	$\cdot P =$	۱۱/۹۶	۱۲/۰۶	۳
	$\wedge P \leq$	۰/۰۹	۰/۰۹	
صدری ممتاز - طارم	$\cdot P =$	۱۲/۰۳	۱۲/۲۷	۳
	$\wedge P \leq$	۰/۲۴	۰/۲۴	
صدری ممتاز - خزر	$\cdot P =$	۶/۴۷	۶/۶۲	۲
	$\wedge P \leq$	۰/۱۵	۰/۱۵	
صدری ممتاز - ندا	$\cdot P =$	۷/۶۷	۷/۷۸	۱
	$\wedge P \leq$	۰/۱۱	۰/۱۱	
صدری درجه یک - صدری معمولی	$\cdot P =$	۱۸/۵۲	۱۸/۸۹	۱
	$\wedge P \leq$	۰/۳۷	۰/۳۷	
صدری درجه یک - بینام	$\cdot P =$	۹/۰۳	۹/۴۵	۲
	$\wedge P \leq$	۰/۴۲	۰/۴۳	
صدری درجه یک - طارم	$\cdot P =$	۱۰/۷۸	۱۱/۰۹	۳
	$\wedge P \leq$	۰/۳۱	۰/۳۱	
صدری درجه یک - خزر	$\cdot P =$	۷/۷۹	۸/۲۳	۱
	$\wedge P \leq$	۰/۴۴	۰/۴۴	
صدری درجه یک - ندا	$\cdot P =$	۵/۵۱	۵/۶۳	۱
	$\wedge P \leq$	۰/۱۲	۰/۱۲	
صدری معمولی - بینام	$\cdot P =$	۶/۵۹	۷/۰۵	۱
	$\wedge P \leq$	۰/۴۵	۰/۴۵	
صدری معمولی - طارم	$\cdot P =$	۸/۵۴	۸/۷۴	۳
	$\wedge P \leq$	۰/۲	۰/۲	

\* و \*\* معنی دار در سطح پنج و ده درصد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

ادامه جدول ۴- نتایج حاصل از آزمون جوهانسن دومتغیره

متغیر	مرتبۀ $H_0: P =$	آماره محاسباتی Max	آماره محاسباتی Trace	طول وقفه
صدری معمولی - خزر	$P = 0$	۸/۳۴	۸/۶۱	۲
	$P \leq 1$	۰/۲۷	۰/۲۷	
صدری معمولی - ندا	$P = 0$	۷/۷۴	۸/۰۴	۱
	$P \leq 1$	۰/۲۹	۰/۲۹	
بینام - طارم	$P = 0 *$	۱۷/۵۳	۱۸/۴۹	۲
	$P \leq 1$	۰/۹۶	۰/۹۶	
بینام - خزر	$P = 0 **$	۱۳/۳۵	۱۳/۷۵	۲
	$P \leq 1$	۰/۴	۰/۴	
بینام - ندا	$P = 0 **$	۱۴/۲۵	۱۴/۶۹	۲
	$P \leq 1$	۰/۴۴	۰/۴۴	
طارم - خزر	$P = 0 *$	۱۸/۲۲	۱۸/۶۴	۳
	$P \leq 1$	۰/۴۳	۰/۴۳	
طارم - ندا	$P = 0 *$	۱۸/۳۴	۱۸/۷۹	۱
	$P \leq 1$	۰/۴۵	۰/۴۵	
خزر - ندا	$P = 0 *$	۲۲/۶۸	۲۲/۸۹	۱
	$P \leq 1$	۰/۲۱	۰/۲۱	

\* و \*\* معنی دار در سطح پنج و ده درصد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون جوهانسن چندمتغیره پس از حذف برنج صدری ممتاز

مرتبۀ $P =$	آماره محاسباتی Max	مقدار آماره بحرانی در سطح پنج درصد	آماره محاسباتی Trace	مقدار آماره بحرانی در سطح پنج درصد
$P = 0 *$	۴۴/۲۱	۴۰/۰۸	۱۱۰/۱۳	۹۵/۷۵
$P \leq 1 *$	۳۴/۰۸	۳۳/۸۸	۶۹/۹۲	۶۹/۸۲
$2P \leq$	۲۱/۶۳	۲۷/۵۸	۳۶/۶۴	۴۷/۸۵
$3P \leq$	۷/۳۹	۲۱/۱۳	۱۵	۲۹/۸
$4P \leq$	۷/۰۵	۱۴/۲۶	۷/۶۱	۱۵/۴۹
$5P \leq$	۰/۵۶	۳/۸۴	۰/۵۶	۳/۸۴

\* معنی دار در سطح پنج درصد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول ۶- نتایج حاصل از آزمون برون‌زایی ضعیف

سطح احتمالاتی	آماره آزمون برون‌زایی ضعیف	متغیر
۰/۳۷۲	۰/۷۹۵	صدری درجه یک
۰/۰۴۲	۴/۱۱۸	صدری معمولی
۰/۰۰۵	۷/۶۴۳	بینام
۰/۰۱۷	۵/۶۴۸	طارم
۰/۲۲۳	۱/۴۸۷	خزر
۰/۱۸۶۶	۰/۰۲۸	ندا

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

