

سنجش وجود تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای سبد کالایی برنج:

کاربرد ترجیحات ابراز شده و آزمون K-W

حبیب اله سلامی^{۱*} - محمد کاوسی کلاشمی^۲

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۱۱

تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۱۰

چکیده

حضور موفق ارقام برنج هندی و پاکستانی در بازار ایران به سبب تشابه کیفی با ارقام ایرانی، قیمت پایین این ارقام، تبلیغات گسترده و برخورداری از بسته‌بندی مناسب، زراعت برنج در ایران را با چالش مواجه ساخته است. استقبال مصرف کنندگان ایرانی از این برنج های وارداتی چنانچه ناشی از تغییر در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی به نفع این ارقام و ایجاد وفاداری به محصولات فوق باشد می تواند به نابودی زراعت برنج در کشور منجر شود. پژوهش حاضر در پی بررسی همین موضوع است. در این تحقیق تلاش شده تا پایداری و وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای سبد کالایی برنج مورد آزمون قرار گیرد. به این منظور از رهیافت غیرپارامتریک تشکیل ماتریس ترجیحات ابراز شده ضعیف (WARP) و ترکیب آن با آزمون آماری K-W با بهره گیری از آمار و اطلاعات مربوط به دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۹ استفاده شده است. نتایج حاصل از تشکیل ماتریس WARP بیانگر رخداد نقض ترجیحات آشکار شده در سال ۱۳۷۸ می باشد. اما نتایج آزمون K-W این نقض را در اثر تکانه های غیرخطی موقت می داند و عدم وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای برنج را تایید می کند. پایداری ترجیحات مصرف کنندگان برای برنج ایرانی دلالت بر این دارد که تولید کنندگان ایرانی می توانند از این فرصت استفاده نمایند و با افزایش کیفیت محصول، بهبود بهروری و کاهش هزینه تولید جایگاه برنج داخلی را بار دیگر تثبیت نمایند.

واژه های کلیدی: ترجیحات مصرف کننده، آزمون ترجیحات آشکار شده، تکانه غیرخطی موقت، برنج، ایران

مقدمه^۱

پیشی گرفتن میزان واردات برنج از تولید داخلی چالشی است که کسب و کار زارعی را که امرار معاش آنان وابسته به تولید برنج است با خطر جدی مواجه می سازد. مجاورت ایران با دو کشور پاکستان و هندوستان که از تولیدکنندگان بزرگ برنج در دنیا محسوب می شوند، این نگرانی را تشدید می نماید. پاکستان صادرات برنج را به عنوان راهبردی اصلی در تامین نیازهای ارزی خود مد نظر قرار داده است (۴). از سوی دیگر، هندوستان با دارا بودن ۲۸ درصد از اراضی شالیکاری جهان (۱۳) و دستیابی این کشور به فناوری های زراعی همچون تولید محصولات هیبرید سبب شده که بازار برنج ایران از سوی دو کشور مذکور مورد هدف

قرار گیرد و آینده زراعت برنج در ایران به سبب نبود رقابتی با چالش جدی مواجه شود. حضور موفق ارقام خارجی به ویژه ارقام هندی و پاکستانی در بازار داخلی به سبب تقارن کیفی با ارقام مشابه ایرانی، قیمت پایین وارداتی، تبلیغات گسترده و برخورداری از بسته بندی مناسب، شائبه تغییر ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای برنج را به وجود آورده و استقبال مناسب مصرف کنندگان ایرانی از این نوع ارقام وارداتی موجب ایجاد نگرانی درباره به وجود آمدن نوعی وفاداری به محصولات وارداتی شده است.

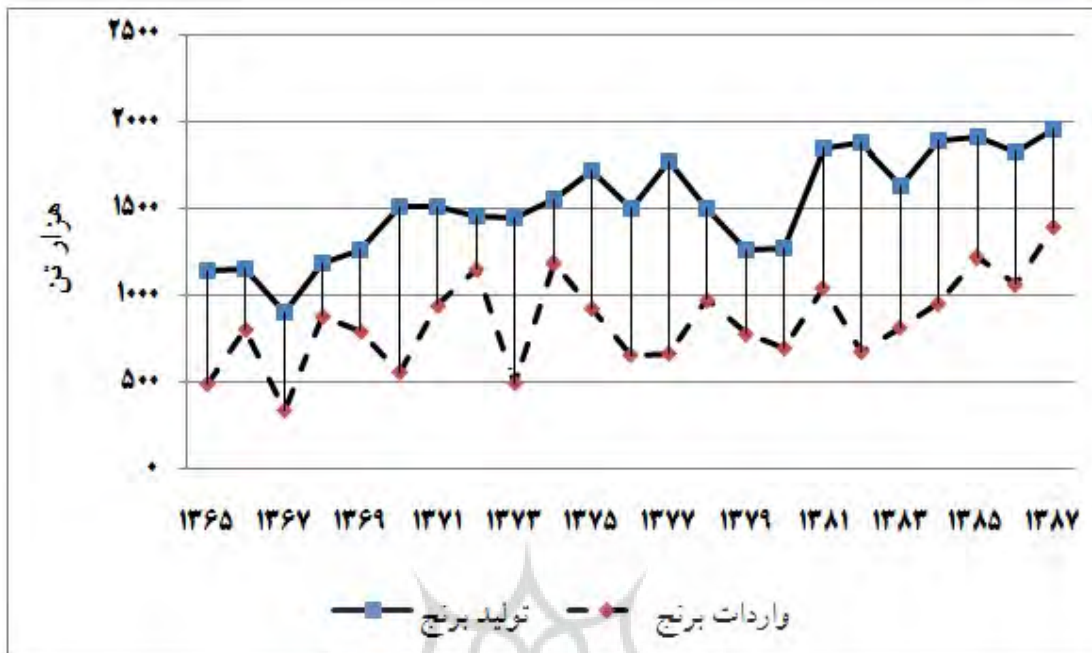
برنج از جمله محصولات زراعی راهبردی است که در سبد غذایی خانوار ایرانی حضور پررنگی دارد. به سبب نیاز آبی بالای این محصول، تمرکز اراضی زراعی اختصاص داده شده به محصول فوق در استان های شمالی ایران می باشد. به طور متوسط در سال های اخیر، سطحی معادل ۶۱۵ هزار هکتار از اراضی آبی ایران به کشت ارقام مختلف برنج اختصاص یافته که تولیدی معادل ۱/۴ میلیون تن را عاید کشور می نماید (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۸). رشد جمعیت موجب ایجاد تقاضای وارداتی برای برنج در ایران شده به طوری که همه ساله واردات مقادیر قابل توجهی انواع برنج خارجی اجتناب پذیر است. همانطور که نمودار (۱) نشان می دهد، مقادیر تولید و واردات برنج در سال های اخیر افزایش یافته، به طوری که طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ مقدار واردات به بیش از ۱/۲ میلیون تن افزایش یافته است.

۱ و ۲- استاد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

(Email:hsalami@ut.ac.ir)

(*- نویسنده مسئول)

نمودار ۱- روند زمانی واردات و تولید برنج در ایران



ماخذ: وزارت جهاد کشاورزی و گمرک جمهوری اسلامی ایران

مصرف‌کننده در پژوهش‌های واریان (۲۵)، اسوفورد و ویتنی (۲۳)، اشنفلتر و سولیوان (۷)، چلفنت و الستون (۹)، هیلدبرند (۱۹)، برتون و یانگ (۸)، چوی و سوسین (۱۰)، ساکونگ و هیز (۲۱)، گورنی و احمدی اصفهانی (۱۸) و فمیولاری (۱۲) مورد استفاده قرار گرفته است.

تعدادی از مطالعات خارجی با استفاده از رهیافت مورد استفاده در پژوهش حاضر به بررسی تغییر ترجیحات مصرفی پرداخته‌اند. مطالعه فرچستی و جین (۱۴) به عنوان اولین پژوهش در بردارنده رهیافت آزمون غیرپارامتریک مدنظر، تغییر ترجیحات را در سیستم تقاضای برنج، گندم و جو مورد بررسی قرار داده است. نتایج بیانگر وجود شکست ساختاری پایدار در سیستم تقاضای غلات در کره جنوبی می‌باشد. جین و کو (۱۷) با استفاده از رهیافت غیرپارامتریک ترجیحات آشکار شده نشان دادند که تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف-کنندگان ژاپنی برای گوشت گاو بعد از شیوع جنون گاوی در سپتامبر ۲۰۰۱ رخ داده و ترجیحات مصرف‌کنندگان به طور سیستماتیک از گوشت گاو به سمت کالاهای جانشین آن حرکت نموده است. جین (۱۶) با تحلیل غیرپارامتریک سیستم تقاضای گوشت کره جنوبی نشان داد که دو شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان کره جنوبی برای گوشت در سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۰۱ به ترتیب بر اثر بحران مالی در آسیا و شیوع جنون گاوی در ژاپن رخ داده است. با توجه به اینکه

ایجاد این وفاداری اگر به دلیل تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان به نفع برنج‌های وارداتی باشد آنگاه سبب از دست رفتن بازار داخلی برنج ایرانی و به وجود آمدن چالش جدی برای تولید برنج در ایران خواهد شد. اما واقعا تمایل مصرف‌کنندگان ایرانی به برنج‌های وارداتی ناشی از وجود شکست ساختاری در ترجیحات این مصرف‌کنندگان در رابطه با سبب کالایی برنج است یا تکانه‌های موقت و گذرا موجب اقبال مردم از برنج‌های وارداتی شده است؟ پژوهش حاضر در پی آن است تا پاسخی را برای این سوال فراهم نماید. به این منظور وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سبب کالایی برنج در فاصله زمانی ۸۶-۱۳۶۹ با استفاده از رهیافت غیرپارامتریک متمایز کننده شکست ساختاری از تکانه‌های غیرخطی موقت با تشکیل ماتریس "قاعده ضعیف ترجیحات آشکار شده" و ترکیب آن با آزمون آماری "مرتب جمع" مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. مزیت به کارگیری این رهیافت، شکل گرفتن آن بر مبنای منطق اقتصادی ترجیحات آشکار شده می‌باشد (سامولسون، ۱۹۳۸، هوساککر، ۱۹۵۰، افریت، ۱۹۶۷، واریان، ۲۴، ۲۶).

کاربردهای آزمون ترجیحات آشکار در مطالعات بسیاری ارائه شده است. رهیافت ناپارامتریک بررسی پایداری ترجیحات و تقاضای

انتخاب شده در هر یک از سال‌های مطالعه را آشکار می‌کند. بنابراین، با مشخص نمودن دو بردار قیمت (p_t) و مقادیر مصرف (q_t) برای کالای مورد بررسی در t دوره زمانی، ماتریس اولیه $t \times t$ برای آزمون WARP از ضرب دو بردار فوق بدست می‌آید.

بر اساس نظر واریان (۲۴) برای این که راحت‌تر بتوان نقض ترجیحات را با استفاده از این ماتریس مشخص نمود، درایه‌های این ماتریس با تقسیم آنها بر درایه‌های قطر اصلی نرمال می‌شوند (رابطه ۱). با این عمل مخارج سیدهای انتخاب شده در هر یک از سال‌های مورد مطالعه توسط مصرف‌کنندگان (درایه‌های قطر اصلی) به عدد یک تبدیل می‌شود (s و t دو دوره زمانی و M_{st} درایه‌های ماتریس نرمال شده می‌باشد).

$$M_{st} = \frac{p'_s q_t}{p'_s q_s} \quad (1)$$

به منظور تشخیص نقض WARP درایه‌های دو سوی قطر اصلی ماتریس WARP نرمال شده، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتی که هر دو درایه مذکور مقداری کمتر از واحد داشته باشند، فرض صفر WARP که گویای پایداری ترجیحات بین دو دوره زمانی s و t است، رد می‌شود. در واقع درایه‌های کوچکتر از واحد موجود در هر سطر ماتریس نرمال شده بیانگر سبدهایی است که با مخارج صرف شده در آن دوره زمانی قابل دستیابی بوده اما مصرف‌کننده، سید مصرفی تحقق یافته (سید کالا با مخارج مشخص شده در درایه قطر اصلی) را نسبت به آنها به طور مستقیم ترجیح داده است. و وقتی مقدار هر دو درایه ردیف a و ستون b و درایه ردیف b و ستون a در دو سوی قطر اصلی ماتریس نرمال شده کوچکتر از واحد است نشان می‌دهد که مصرف‌کننده در یک دوره زمانی سید x را بر سید y ترجیح داده حال آنکه در دوره زمانی دیگر سید y را بر سید x ترجیح داده است که این همان نقض پایداری ترجیحات بین دو دوره زمانی s و t است. اما، بر اساس نظر جین (۱۵) این وضعیت می‌تواند درغیاب شکست ساختاری لیکن به دلایل دیگری از جمله رفتارهای زودگذر^۶ (مد، اثرات فصلی و تکانه‌های غیرخطی ناپایدار^۷) مانند نوسانات بازار نیز رخ دهد و در اطلاعات مشاهده شده ظهور نماید. از این رو، تشخیص علت ناپایداری ترجیحات ضروری و با اهمیت می‌باشد. این کار با به کارگیری آزمون اثرات غیرسیستماتیک که در ادامه توضیح داده می‌شود قابل انجام می‌باشد. در این آزمون فرض عدم این است که تکانه‌های غیرخطی ناپایدار سبب نقض WARP شده که در مقابل فرض نقض WARP بر اثر تغییر ساختاری مورد سنجش قرار می‌گیرد (۱۶).

برنج داخلی و برنج خارجی دو کالای جانشین محسوب می‌شوند، پژوهش حاضر با به کارگیری رهیافتی مشابه در پی بررسی رخداد شکست ساختاری احتمالی در ترجیحات مصرف‌کننده ایرانی برای سید برنج و تمایز بین تکانه‌های غیرخطی موقت و شکست ساختاری پایدار می‌باشد.

مواد و روش‌ها

به منظور سنجش تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک مورد استفاده قرار می‌گیرد. در رهیافت نخست، با استفاده از الگوهای نظیر چو^۱، ضرایب تصادفی^۲ و فیلتر کالمن^۳، تفاوت آماری ضرایب برآورد شده در زیرنمونه‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد که اثبات تفاوت مذکور دال بر وجود شکست ساختاری است. رهیافت دیگر، به کارگیری قاعده ترجیحات آشکار شده^۴ می‌باشد.

آزمون ترجیحات آشکار شده شکست ساختاری در تقاضای مصرف‌کننده توسط واریان (۲۴) توسعه داده شده است. این آزمون بر این فرض استوار است که مصرف‌کنندگانی که دو سید مشابه از کالاها را در زمان‌های مختلف در دسترس دارند تا زمانی که تغییر ساختاری در ترجیحاتشان رخ ندهد، این سبدهای کالایی را با سبدهای دیگر، جایگزین نمی‌کنند. بنابراین، اگر چنین جایگزینی در نمونه مورد بررسی مشاهده شود، پایداری ترجیحات رد می‌شود و تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف‌کننده آشکار می‌شود. بر اساس نظر واریان (۲۴) قاعده کلی ترجیحات آشکار شده ضعیف^۵ (WARP) چارچوب مناسبی برای سنجش این تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان را فراهم می‌آورد. بر اساس این قاعده چنانچه سید a بر سید b در دوره زمانی t_1 بطور مستقیم ترجیح داده شد، در سایر دوره‌های نباید سید b بر سید a ترجیح داده شود.

برای بررسی تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان در چارچوب ذکر شده، تشکیل ماتریس ترجیحات آشکار شده ضعیف اولین گام می‌باشد. از خصوصیات این ماتریس این است که، درایه‌های هر ردیف مخارج سبدهای مختلف کالا (برنج در این مورد) را بر اساس قیمت آن‌ها در یک سال خاص نشان می‌دهد و ستون‌های آن هزینه خرید یک سید مشخص کالا را در سال‌های مختلف مورد بررسی بازگو می‌کند. علاوه بر این، در این ماتریس، درایه‌های قطری مخارج سید

- 1- Chow test
- 2- Random Coefficients
- 3- Kalman filter
- 4- Axiom of Revealed Preference
- 5- Weak Axiom of Revealed Preference

6- Fads

7- Transitory Nonlinear Shocks

نقض WARP در هر بخش است. بر این اساس، آماره آزمون K-
W به صورت زیر تعریف می شود (همان منبع):

$$K = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^3 \frac{\theta_i^2}{N_i} - 3(N+1) \quad (3)$$

توزیع حدی آماره فوق تحت فرض عدم دارای توزیع $\chi^2_{(2)}$ می-
باشد. به منظور بهبود قدرت این آزمون، آماره K-W با استفاده از
وزن زیر تعدیل می شود (۱۷).

$$W = \frac{K}{1 - \frac{[n^3 - n + (N-n)^3 - (N-n)]}{(N^3 - N)}} = \frac{K(N^2 - 1)}{3n(N-n)} \quad (4)$$

آماره فوق برای هر نقطه زمانی شکست احتمالی محاسبه می
شود و با رسم روند زمانی این شاخص و مقایسه آن با مقدار بحرانی
آزمون، امکان تشخیص شکست ساختاری ترجیحات فراهم می گردد.
برای تشکیل ماتریس WARP و انجام آزمون فوق نیاز به
داده‌های قیمت و مقدار مصرف سرانه کالاهای مورد نظر است. در این
پژوهش از سرانه واردات برنج در هر سال به عنوان سرانه مصرف
برنج خارجی و تولید سرانه برنج در هر سال به عنوان سرانه مصرف
برنج داخلی بر حسب کیلوگرم استفاده شده است. اطلاعات مربوط به
مقادیر واردات برنج از گمرک جمهوری اسلامی ایران، تولید برنج از
وزارت جهاد کشاورزی، جمعیت از مرکز آمار ایران و قیمت برنج
داخلی و خارجی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی بدست آمده است.
بطوری که جین (۱۶) بیان می کند مقادیر مصرف سرانه بهترین
گزینه در دسترس برای تممیم نتایج به کل مصرف کنندگان جامعه
بوده و کاربرد این مقادیر بهترین انتخاب ممکن می باشد خلاصه
ویژگی‌های آماری داده‌های مورد استفاده طی سال‌های ۸۶-۱۳۶۹ در
جدول (۱) ارائه شده است.

نتایج و بحث

جدول ۲ ماتریس WARP که درایه‌های هر ردیف آن مخارج
سبدهای مختلف برنج در هر سال را نشان می دهد و ستون‌ها بیانگر
مخارج یک سبد در سال‌های مورد بررسی را نشان می دهد. برای
مثال، درایه ردیف اول و ستون اول این جدول نشان می دهد که
مصرف یک سبد برنج متشکل از ۲۳/۲۷ کیلوگرم برنج داخلی و
۱۴/۵۷ کیلوگرم برنج خارجی به ترتیب با قیمت‌های ۱۰۲۰ و ۳۳۰
ریال در سال ۱۳۶۹ هزینه‌ای معادل ۲۸۵۴۰ ریال را برای هر فرد
ایرانی به همراه دارد. حال آنکه مصرف سبد فوق در سال ۱۳۸۶
هزینه‌ای معادل ۵۰۶۷۱۰ ریال را در پی دارد (درایه ردیف هیجده و
ستون اول).

اساس این آزمون اینگونه است که یک نقطه زمانی مانند Z برای
شکست ساختاری احتمالی که در آن حداقل تعداد درایه را در ماتریس
WARP نرمال شده دربر دارد در نظر گرفته می شود. آنگاه ماتریس
WARP براساس این نقطه شکست احتمالی به سه بخش تقسیم
می شود. الف) بخش مقدم^۱ شامل درایه‌های گوشه‌ای "بالا و چپ"
بطوری که در این بخش تمامی درایه‌های M_{st} شرط $s, t < Z$ را
تامین می نمایند. ب) بخش مؤخر^۲، که در بردارنده درایه‌های گوشه‌ای
"راست و پایین" بوده و تمامی درایه‌های آن شرط $s, t > Z$ برقرار
می سازند. ج) بخش جفتی^۳ که شامل درایه‌های گوشه‌ای "چپ و
پایین" و "راست و بالا" است و به ترتیب شرایط $s < Z$ و $s < Z \leq t$
را دارا می باشند (۱۴). با مدنظر قرار دادن یک ماتریس حداقلی
۲×۲ (به منظور وجود یک زوج درایه در طرفین قطر اصلی) برای
بخش مقدم ماتریس و مشخص شدن بخش‌های جفتی و مؤخر، تعداد
نقض‌های WARP در هر یک از بخش‌های سه گانه محاسبه می
شود و احتمال رخداد نقض در هر بخش ماتریس بدست می آید. این
آزمون بر این فرض استوار است که چنانچه ساختار مطلوبیت و
ترجیحات در نمونه مورد بررسی پایدار باشد، احتمال رخداد نقض بر
اثر تکانه‌های غیرخطی ناپایدار باید در هر سه بخش ماتریس برابر
باشد. عدم برقراری این حالت به مفهوم تغییر دائمی ساختار مطلوبیت
یا وجود شکست ساختاری در یک نقطه زمانی مانند Z است. به عبارت
دیگر، اگر احتمال نقض WARP بین زوج بخش‌ها (مؤخر-مقدم،
مقدم-جفتی و مؤخر-جفتی) تفاوت معنی داری از لحاظ آماری داشته
باشد، در این صورت شکست ساختاری وجود دارد.

اما، برای سنجش همسان بودن سه توزیع احتمالاتی فوق از
آزمون کراسکال-والیس^۴ (K-W) استفاده می شود (۱۱). فرض عدم
این آزمون همسان بودن سه توزیع احتمالاتی (ترجیحات پایدار) است
که در مقابل فرض یکسان نبودن هر سه توزیع (شکست ساختاری)
بررسی می شود. برای این منظور با فرض N زوج درایه مورد مقایسه
در ماتریس WARP و n مورد نقض WARP در این ماتریس،
میانگین مرتبه^۵ نقض‌ها و غیرنقض‌ها محاسبه می شود که به ترتیب
برابر با $(N-(n-1))/2$ و $(N-n+1)/2$ می باشد. بر این اساس، میانگین
مرتبه جمعی برای بخش نام ماتریس (مقدم، جفتی و مؤخر) نیز از
رابطه زیر حاصل می شود (همان منبع):

$$\theta_i = n_i \left(N - \frac{n-1}{2} \right) + (N_i - n_i) \left(\frac{N-n+1}{2} \right) = \frac{n_i N + N_i (N-n+1)}{2} \quad (2)$$

که در آن N_i زوج درایه‌های مورد مقایسه در هر بخش و n_i تعداد

- 1- Early partition
- 2- Late partition
- 3- Spanning partition
- 4- Kruskal-Wallis
- 5- Average Rank

جدول ۱- خلاصه ویژگی‌های آماری داده‌های مورد استفاده در پژوهش

شرح	سرنانه مصرف برنج داخلی (کیلوگرم)	سرنانه مصرف برنج خارجی (کیلوگرم)	قیمت خرده فروشی برنج داخلی (ده ریال بر کیلوگرم)	قیمت خرده فروشی برنج خارجی (ده ریال بر کیلوگرم)
میانگین	۲۵/۴۳	۱۳/۸۴	۶۴۸/۱۷	۴۵۲/۵
انحراف معیار	۲/۶۸	۳/۴۳	۴۳۵/۹۱	۳۱۰/۸
واریانس	۷/۲	۱۱/۸	۱۹۰۰۰۰	۹۶۵۹۸
میانه	۲۵/۹۵	۱۴/۱۸	۶۸۸/۵	۵۰۲
بیشینه	۲۸/۶	۲۰/۰۹	۱۴۶۸	۱۱۳۵
کمینه	۱۹/۵	۸/۵۲	۱۰۱	۳۳
بازه	۹/۰۹	۱۱/۵۷	۱۳۶۶	۱۱۰۲
کشیدگی	۰/۷۱	-۰/۷۳	-۱/۱	-۰/۳۳
چولگی	-۱/۰۶	۰/۳۴	۰/۲۴	-۰/۳۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ماتریس جدول ۲ براساس رابطه (۱) در بخش مواد و روش‌ها نرمال شده و در جدول ۳ گزارش شده است. بررسی درایه‌های این ماتریس بیانگر وجود نقض WARP در سال ۱۳۷۸ است. براساس نتایج جدول (۳) با وجود ترجیح مستقیم سید (۲) بر سید (۱۰) در سال ۱۳۷۰، (درایه ردیف دوم و ستون دوم بر درایه ردیف دوم و ستون

دوم) ترجیح فوق در سال ۱۳۷۸ نقض شده و سید (۱۰) بر سید (۲) ترجیح داده شده است (درایه ردیف دهم و ستون دوم بر درایه ردیف دهم و ستون دهم). به عبارت دیگر، با توجه به کوچکتر از واحد بودن دو درایه مذکور در دو سوی قطر اصلی، وقوع نقض WARP مشاهده می‌شود.

جدول ۲- ماتریس WARP بر حسب ده ریال

WARP	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	
۱	۲۸۵۴	۳۰۸۶	۳۲۶۸	۳۴۵۲	۳۶۳۶	۳۸۲۰	۴۰۰۴	۴۱۸۸	۴۳۷۲	۴۵۵۶	۴۷۴۰	۴۹۲۴	۵۱۰۸	۵۲۹۲	۵۴۷۶	۵۶۶۰	۵۸۴۴	۶۰۲۸	۶۲۱۲
۲	۳۰۹۳	۳۳۲۹	۳۵۴۲	۳۷۵۸	۳۹۷۴	۴۱۹۰	۴۴۰۶	۴۶۲۲	۴۸۳۸	۵۰۵۴	۵۲۷۰	۵۴۸۶	۵۷۰۲	۵۹۱۸	۶۱۳۴	۶۳۵۰	۶۵۶۶	۶۷۸۲	۷۰۰۰
۳	۴۱۵۲	۴۴۴۱	۴۷۵۴	۴۹۷۰	۵۱۸۶	۵۴۰۲	۵۶۱۸	۵۸۳۴	۶۰۵۰	۶۲۶۶	۶۴۸۲	۶۶۹۸	۶۹۱۴	۷۱۳۰	۷۳۴۶	۷۵۶۲	۷۷۷۸	۸۰۰۰	۸۲۱۶
۴	۴۵۲۸	۴۷۳۲	۵۱۸۴	۵۲۵۸	۵۴۷۴	۵۶۹۰	۵۹۰۶	۶۱۲۲	۶۳۳۸	۶۵۵۴	۶۷۷۰	۶۹۸۶	۷۲۰۲	۷۴۱۸	۷۶۳۴	۷۸۵۰	۸۰۶۶	۸۲۸۲	۸۵۰۰
۵	۶۲۴۶	۶۱۹۰	۷۱۵۰	۷۴۵۹	۷۷۶۸	۸۰۷۷	۸۳۸۶	۸۶۹۵	۹۰۰۴	۹۳۱۳	۹۶۲۲	۹۹۳۱	۱۰۲۴۰	۱۰۵۴۹	۱۰۸۵۸	۱۱۱۶۷	۱۱۴۷۶	۱۱۷۸۵	۱۲۰۹۴
۶	۱۴۸۲۸	۱۴۸۲۳	۱۶۹۷۶	۱۷۶۳۱	۱۸۲۸۶	۱۸۹۴۱	۱۹۵۹۶	۲۰۲۵۱	۲۰۹۰۶	۲۱۵۶۱	۲۲۲۱۶	۲۲۸۷۱	۲۳۵۲۶	۲۴۱۸۱	۲۴۸۳۶	۲۵۴۹۱	۲۶۱۴۶	۲۶۸۰۱	۲۷۴۵۶
۷	۱۳۹۹۹	۱۳۹۲۳	۱۶۰۲۶	۱۶۶۸۹	۱۷۳۵۲	۱۸۰۱۵	۱۸۶۷۸	۱۹۳۴۱	۲۰۰۰۴	۲۰۶۶۷	۲۱۳۳۰	۲۱۹۹۳	۲۲۶۵۶	۲۳۳۱۹	۲۳۹۸۲	۲۴۶۴۵	۲۵۳۰۸	۲۵۹۷۱	۲۶۶۳۴
۸	۱۲۹۹۱	۱۳۰۹۷	۱۴۸۷۳	۱۵۳۸۰	۱۶۱۶۶	۱۶۹۵۲	۱۷۷۳۸	۱۸۵۲۴	۱۹۳۱۰	۲۰۰۹۶	۲۰۸۸۲	۲۱۶۶۸	۲۲۴۵۴	۲۳۲۴۰	۲۴۰۲۶	۲۴۸۱۲	۲۵۵۹۸	۲۶۳۸۴	۲۷۱۷۰
۹	۲۲۴۱۰	۲۲۴۰۵	۲۵۶۵۵	۲۶۶۴۴	۲۷۶۳۳	۲۸۶۲۲	۲۹۶۱۱	۳۰۶۰۰	۳۱۵۸۹	۳۲۵۷۸	۳۳۵۶۷	۳۴۵۵۶	۳۵۵۴۵	۳۶۵۳۴	۳۷۵۲۳	۳۸۵۱۲	۳۹۵۰۱	۴۰۴۹۰	۴۱۴۷۹
۱۰	۲۸۷۹۰	۲۹۳۳۶	۳۲۹۶۱	۳۳۸۹۲	۳۴۸۲۳	۳۵۷۵۴	۳۶۶۸۵	۳۷۶۱۶	۳۸۵۴۷	۳۹۴۷۸	۴۰۴۰۹	۴۱۳۴۰	۴۲۲۷۱	۴۳۲۰۲	۴۴۱۳۳	۴۵۰۶۴	۴۶۰۰۰	۴۶۹۳۱	۴۷۸۶۲
۱۱	۲۴۶۳۱	۲۵۲۸۵	۲۸۲۰۰	۲۸۸۱۱	۲۹۴۲۲	۳۰۰۳۳	۳۰۶۴۴	۳۱۲۵۵	۳۱۸۶۶	۳۲۴۷۷	۳۳۰۸۸	۳۳۶۹۹	۳۴۳۱۰	۳۴۹۲۱	۳۵۵۳۲	۳۶۱۴۳	۳۶۷۵۴	۳۷۳۶۵	۳۷۹۷۶
۱۲	۲۵۰۶۰	۲۵۴۰۵	۲۸۶۹۰	۲۹۵۸۰	۳۰۴۷۰	۳۱۳۶۰	۳۲۲۵۰	۳۳۱۴۰	۳۴۰۳۰	۳۴۹۲۰	۳۵۸۱۰	۳۶۷۰۰	۳۷۵۹۰	۳۸۴۸۰	۳۹۳۷۰	۴۰۲۶۰	۴۱۱۵۰	۴۲۰۴۰	۴۲۹۳۰
۱۳	۲۹۶۵۸	۳۰۶۲۶	۳۳۹۵۷	۳۴۶۶۸	۳۵۳۷۹	۳۶۰۹۰	۳۶۸۰۱	۳۷۵۱۲	۳۸۲۲۳	۳۸۹۳۴	۳۹۶۴۵	۴۰۳۵۶	۴۱۰۶۷	۴۱۷۷۸	۴۲۴۸۹	۴۳۲۰۰	۴۳۹۱۱	۴۴۶۲۲	۴۵۳۳۳
۱۴	۳۲۲۲۰	۳۲۷۹۲	۳۶۸۹۹	۳۷۹۷۲	۳۸۶۲۹	۳۹۲۸۶	۳۹۹۴۳	۴۰۶۰۰	۴۱۲۵۷	۴۱۹۱۴	۴۲۵۷۱	۴۳۲۲۸	۴۳۸۸۵	۴۴۵۴۲	۴۵۲۰۰	۴۵۸۵۷	۴۶۵۱۴	۴۷۱۷۱	۴۷۸۲۸
۱۵	۳۴۰۸۷	۳۴۵۷۵	۳۹۰۲۵	۴۰۲۲۴	۴۱۴۲۳	۴۲۶۲۲	۴۳۸۲۱	۴۴۰۲۰	۴۴۲۱۹	۴۴۴۱۸	۴۴۶۱۷	۴۴۸۱۶	۴۵۰۱۵	۴۵۲۱۴	۴۵۴۱۳	۴۵۶۱۲	۴۵۸۱۱	۴۶۰۱۰	۴۶۲۰۹
۱۶	۳۸۹۸۸	۳۹۲۹۱	۴۳۹۶۳	۴۵۱۰۴	۴۶۲۴۵	۴۷۳۸۶	۴۸۵۲۷	۴۹۶۶۸	۵۰۸۰۹	۵۱۹۵۰	۵۳۰۹۱	۵۴۲۳۲	۵۵۳۷۳	۵۶۵۱۴	۵۷۶۵۵	۵۸۷۹۶	۵۹۹۳۷	۶۱۰۷۸	۶۲۲۱۹
۱۷	۴۱۵۱۲	۴۲۵۳۳	۴۷۵۲۸	۴۸۷۲۶	۴۹۹۲۴	۵۱۱۲۳	۵۲۳۲۲	۵۳۵۲۱	۵۴۷۲۰	۵۵۹۱۹	۵۷۱۱۸	۵۸۳۱۷	۵۹۵۱۶	۶۰۷۱۵	۶۱۹۱۴	۶۳۱۱۳	۶۴۳۱۲	۶۵۵۱۱	۶۶۷۱۰
۱۸	۵۰۶۷۱	۵۱۰۰۳	۵۸۰۱۰	۶۰۰۲۵	۶۲۰۴۰	۶۴۰۵۵	۶۶۰۷۰	۶۸۰۸۵	۷۰۱۰۰	۷۲۱۱۵	۷۴۱۳۰	۷۶۱۴۵	۷۸۱۶۰	۸۰۱۷۵	۸۲۱۹۰	۸۴۲۰۵	۸۶۲۲۰	۸۸۲۳۵	۹۰۲۵۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- تشخیص نقض ماتریس WARP

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸
۱۳۶۹	۱	۱/۰۸۱	۱/۱۴۵	۱/۱۳۹	۰/۹۸۴	۱/۱۷۴	۱/۲۰۱	۱/۰۰۵	۱/۱۴۵	۱/۰۲۹	۰/۸۴۳	۰/۸۲۱	۱/۱۷۹	۱/۱۱۲	۰/۹۸۹	۱/۱۲۴	۱/۱۷۲	۱/۰۸۶
۱۳۷۰	۰/۹۵۵	۱	۱/۰۹۳	۱/۱۰۸	۰/۹۰۷	۱/۱۳۸	۱/۱۳۵	۰/۹۳۸	۱/۰۶۰	۰/۹۸۵	۰/۸۰۴	۰/۷۷۷	۱/۱۱۸	۱/۰۲۷	۰/۹۳۱	۱/۰۶۷	۱/۱۲۰	۱/۰۲۳
۱۳۷۱	۰/۸۷۳	۰/۹۲۳	۱	۱/۰۰۱	۰/۸۴۹	۱/۰۳۱	۱/۰۴۵	۰/۸۷۱	۰/۹۸۹	۰/۹۰۰	۰/۷۳۶	۰/۷۱۵	۱/۰۲۷	۰/۹۶۱	۰/۸۶۰	۰/۹۸۵	۱/۰۲۴	۰/۹۴۷
۱۳۷۲	۰/۸۶۱	۰/۹۰۰	۰/۹۸۶	۱	۰/۸۱۶	۱/۰۲۷	۱/۰۲۳	۰/۸۴۵	۰/۹۵۴	۰/۸۸۹	۰/۷۲۵	۰/۷۰۰	۱/۰۰۸	۰/۹۲۵	۰/۸۳۹	۰/۹۶۲	۱/۰۱۰	۰/۹۳۰
۱۳۷۳	۱/۱۲۰	۱/۱۱۰	۱/۲۸۲	۱/۳۳۸	۱	۱/۳۶۷	۱/۳۰۹	۱/۰۵۸	۱/۱۷۸	۱/۱۶۱	۰/۹۴۲	۰/۸۹۷	۱/۲۹۶	۱/۱۳۸	۱/۰۶۵	۱/۲۲۲	۱/۳۱۷	۱/۲۰۰
۱۳۷۴	۰/۸۲۲	۰/۸۲۲	۰/۹۴۱	۰/۹۷۸	۰/۷۴۱	۱	۰/۹۶۴	۰/۷۸۱	۰/۸۷۲	۰/۸۵۲	۰/۶۹۲	۰/۶۶۰	۰/۹۵۳	۰/۸۴۳	۰/۷۸۵	۰/۹۰۰	۰/۹۶۶	۰/۸۸۲
۱۳۷۵	۰/۸۵۵	۰/۸۵۰	۰/۹۷۸	۱/۰۱۹	۰/۷۶۶	۱/۰۴۲	۱	۰/۸۰۹	۰/۹۰۲	۰/۸۸۶	۰/۷۱۹	۰/۶۸۵	۰/۹۹۰	۰/۸۷۱	۰/۸۱۴	۰/۹۳۴	۱/۰۰۵	۰/۹۱۶
۱۳۷۶	۱/۰۴۶	۱/۰۵۴	۱/۱۹۷	۱/۲۳۸	۰/۹۵۲	۱/۲۶۷	۱/۲۲۹	۱	۱/۱۱۸	۱/۰۸۳	۰/۸۸۰	۰/۸۴۲	۱/۲۱۴	۱/۰۸۱	۱/۰۰۲	۱/۱۴۹	۱/۲۲۹	۱/۱۲۳
۱۳۷۷	۰/۹۴۳	۰/۹۴۳	۱/۰۸۰	۱/۱۲۱	۰/۸۵۰	۱/۱۴۷	۱/۱۰۵	۰/۸۹۶	۱	۰/۹۷۷	۰/۷۹۳	۰/۷۵۷	۱/۰۹۳	۰/۹۶۷	۰/۹۰۰	۱/۰۳۳	۱/۱۰۸	۱/۰۱۲
۱۳۷۸	۰/۹۶۷	۰/۹۸۵	۱/۱۰۷	۱/۱۳۸	۰/۸۹۱	۱/۱۶۶	۱/۱۴۰	۰/۹۲۳	۱/۰۴۵	۱	۰/۸۱۴	۰/۷۸۱	۱/۱۲۵	۱/۰۱۱	۰/۹۳۱	۱/۰۶۸	۱/۱۳۵	۱/۰۴۰
۱۳۷۹	۱/۱۸۸	۱/۲۲۰	۱/۳۶۰	۱/۳۹۳	۱/۱۰۴	۱/۴۲۸	۱/۴۰۴	۱/۱۵۱	۱/۲۹۳	۱/۲۲۸	۱	۰/۹۶۱	۱/۲۸۵	۱/۲۵۲	۱/۱۴۸	۱/۳۱۶	۱/۳۹۵	۱/۲۸۰
۱۳۸۰	۱/۲۴۰	۱/۲۵۷	۱/۴۲۰	۱/۴۶۴	۱/۱۳۶	۱/۵۰۰	۱/۴۶۰	۱/۱۹۱	۱/۳۳۳	۱/۲۸۳	۱/۰۴۴	۱	۱/۴۴۲	۱/۲۹۰	۱/۱۹۱	۱/۳۶۷	۱/۴۵۷	۱/۳۳۴
۱۳۸۱	۰/۸۵۷	۰/۸۸۵	۰/۹۸۱	۱/۰۰۲	۰/۸۰۱	۱/۰۲۸	۱/۰۱۴	۰/۸۳۳	۰/۹۲۸	۰/۸۸۵	۰/۷۲۱	۰/۶۹۴	۱	۰/۹۰۹	۰/۸۳۰	۰/۹۵۲	۱/۰۰۶	۰/۹۲۴
۱۳۸۲	۰/۹۵۸	۰/۹۷۵	۱/۰۹۷	۱/۱۳۹	۰/۸۸۱	۱/۱۵۶	۱/۱۲۹	۰/۹۲۳	۱/۰۳۳	۰/۹۹۱	۰/۸۰۶	۰/۷۷۳	۱/۱۱۴	۱	۰/۹۲۲	۱/۰۵۷	۱/۱۲۵	۱/۰۲۰
۱۳۸۳	۱/۰۴۱	۱/۰۵۶	۱/۱۹۲	۱/۲۳۸	۰/۹۵۴	۱/۲۵۸	۱/۲۲۵	۰/۹۹۹	۱/۱۱۹	۱/۰۷۷	۰/۸۷۶	۰/۸۳۹	۱/۲۱۰	۱/۰۸۳	۱	۱/۱۴۷	۱/۲۲۲	۱/۱۱۹
۱۳۸۴	۰/۹۰۴	۰/۹۲۵	۱/۰۲۵	۱/۰۶۲	۰/۸۲۷	۱/۰۸۸	۱/۰۶۷	۰/۸۷۳	۰/۹۸۱	۰/۹۲۵	۰/۷۶۱	۰/۷۳۱	۱/۰۵۳	۰/۹۴۹	۰/۸۷۲	۱	۱/۰۶۱	۰/۹۲۳
۱۳۸۵	۰/۸۵۲	۰/۸۷۳	۰/۹۷۵	۰/۹۹۹	۰/۷۹۰	۱/۰۲۵	۱/۰۰۶	۰/۸۲۴	۰/۹۲۵	۰/۸۸۱	۰/۷۱۷	۰/۶۸۹	۰/۹۹۲	۰/۸۹۶	۰/۸۲۲	۰/۹۴۳	۱	۰/۹۱۷
۱۳۸۶	۰/۹۳۱	۰/۹۳۷	۱/۰۶۶	۱/۱۰۳	۰/۸۴۶	۱/۱۲۹	۱/۰۹۳	۰/۸۸۹	۰/۹۶۴	۰/۹۶۴	۰/۷۸۳	۰/۷۴۹	۱/۰۸۱	۰/۹۶۱	۰/۸۹۲	۱/۰۲۳	۱/۰۹۴	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

از آنجا که کل زوج‌های مورد مقایسه در جدول فوق، معادل با ۱۵۳ می‌باشد و تنها یک مورد نقض WARP مشاهده می‌شود، لذا احتمال نقض (نسبت نقض) برابر با ۰/۰۰۶ می‌باشد. به منظور تشخیص علت نقض ترجیحات (وجود شکست ساختاری در ترجیحات یا اثرگذاری پارامترهای غیرسیستماتیک) از آزمون کراسکال-والیس (K-W) استفاده شد که برای محاسبه آماره‌های مورد نیاز، ماتریس WARP نرمال شده به بخش‌های سه‌گانه مقدم، جفتی و مؤخر تقسیم شد و آماره K-W برای هر نقطه شکست احتمالی محاسبه گردید. همانطور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود اولین نقطه زمانی که به عنوان شروع کار برای بررسی شکست احتمالی می‌شد در نظر گرفت، سال ۱۳۷۱ است که حداقل یک زوج درایه در آن قابل مشاهده است. آنگاه ماتریس براساس موقعیت درایه‌ها نسبت به نقطه شکست احتمالی به سه بخش تقسیم شد. بطوری در این جدول ملاحظه می‌شود، به ازای نقطه شکست احتمالی در سال ۱۳۷۱، تعداد زوج درایه‌های مورد مقایسه در بخش‌های مقدم، جفتی و مؤخر به ترتیب برابر با ۳، ۴۵ و ۱۰۵ می‌باشد. با توجه به این تقسیم‌بندی و همانگونه که در جدول پیداست، زوجی از درایه‌های ماتریس که بیانگر نقض WARP است در در بخش جفتی ماتریس قرار دارد (n₂=1). بر این اساس میانگین مرتبه جمعی با استفاده از رابطه (۲) برای هر یک از سه بخش ماتریس به ترتیب برابر با ۲۲۹/۵، ۳۵۱۹ و

۸۰۳۲/۵ می‌باشد. با توجه به این مقادیر، آماره K-W اولیه با استفاده از رابطه (۳) معادل با ۰/۰۴۷ و مقدار آماره K-W وزن داده شده با استفاده از رابطه (۴) معادل با ۲/۴ بدست می‌آید. با توجه به دوره زمانی مورد مطالعه (۸۶-۱۳۶۹)، ۱۵ مرحله تفکیک ماتریس WARP صورت گرفت و در هر مرحله مقادیر فوق به همراه آماره K-W محاسبه شد. خلاصه نتایج مربوط به مراحل فوق در جدول (۵) ارائه شده است. نمودار ۲ روند زمانی آماره K-W در فاصله زمانی ۸۴-۱۳۷۰ را به همراه مقدار بحرانی $\chi^2_{(2)}$ که برابر ۵/۹۹ است نشان می‌دهد. کوچکتر بودن مقادیر آماره محاسباتی از مقدار بحرانی به مفهوم پذیرش فرض صفر و در نتیجه قبول این مطلب است که رخداد شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای برنج در سال ۱۳۷۸ که در جدول مشاهده شد بر اثر تکانه غیرخطی موقت است و ناشی از شکست ساختاری واقعی در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سید برنج نمی‌باشد. به عبارت دیگر، نمودار ۲، بیانگر آن است که نقض WARP در سال ۱۳۷۸ ناشی از شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سید برنج نیست بلکه نقض مشاهده شده به سبب اثرات غیر سیستماتیک رخ داده است.

جدول ۴- مرحله تقسیم ماتریس WARP به سه بخش مقدم، جفتی و مؤخر به منظور محاسبه آماره K-W

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸
۱۳۶۹	۱	۰/۰۸۱	۱/۱۶۵	۱/۱۳۹	۰/۵۸۴	۰/۳۳۳	۰/۳۳۳	۱/۰۰۵	۱/۱۴۵	۱/۰۲۹	۰/۸۴۳	۰/۸۲۱	۱/۱۷۹	۱/۱۳۳	۰/۹۸۹	۰/۳۳۳	۰/۵۷۳	۱/۰۸۶
۱۳۷۰	۰/۹۵۵	۱	۱/۰۹۰	۱/۱۰۸	۰/۹۰۷	۱/۱۳۸	۱/۱۳۰	۰/۹۳۸	۱/۰۶۰	۰/۹۸۵	۰/۸۰۴	۰/۷۷۷	۱/۱۱۸	۱/۰۲۷	۰/۹۳۱	۱/۰۶۷	۱/۱۲۰	۱/۰۵۲
۱۳۷۱	۰/۸۷۵	۰/۹۲۴	۱	۱/۰۰۱	۰/۸۴۴	۰/۳۳۳	۰/۴۰۵	۰/۸۷۱	۰/۵۸۹	۰/۳۰۰	۰/۷۳۴	۰/۷۱۵	۱/۰۲۷	۰/۹۶۱	۰/۹۶۰	۰/۶۸۵	۱/۰۲۴	۰/۹۴۷
۱۳۷۲	۰/۸۶۷	۰/۹۰۰	۰/۹۸۶	۱	۰/۸۱۶	۱/۰۲۷	۱/۰۲۳	۰/۸۴۵	۰/۹۵۴	۰/۸۸۹	۰/۷۲۵	۰/۷۰۰	۱/۰۰۸	۰/۹۲۵	۰/۸۳۹	۰/۹۶۲	۱/۰۱۰	۰/۹۳۰
۱۳۷۳	۱/۱۶۰	۱/۱۱۰	۱/۲۸۲	۱/۳۳۸	۱	۱/۳۴۷	۱/۳۰۹	۰/۴۵۸	۱/۱۷۸	۱/۱۶۱	۰/۹۴۲	۰/۸۹۷	۱/۲۹۶	۰/۳۳۸	۱/۰۶۵	۱/۲۲۲	۱/۳۱۷	۱/۲۰۰
۱۳۷۴	۰/۸۲۲	۰/۸۲۲	۰/۹۴۱	۰/۹۷۸	۰/۷۴۱	۱	۰/۹۶۴	۰/۷۸۱	۰/۸۷۲	۰/۸۵۲	۰/۶۹۲	۰/۶۶۰	۰/۹۵۳	۰/۸۴۳	۰/۷۸۵	۰/۹۰۰	۰/۹۶۶	۰/۸۸۲
۱۳۷۵	۰/۸۵۵	۰/۸۵۰	۰/۹۲۸	۱/۰۱۹	۰/۷۶۶	۱/۰۴۲	۱	۰/۸۰۹	۰/۹۰۲	۰/۸۸۶	۰/۷۱۹	۰/۶۸۵	۰/۹۹۰	۰/۸۷۱	۰/۸۱۴	۰/۹۲۴	۱/۰۰۵	۰/۹۱۶
۱۳۷۶	۱/۰۴۶	۱/۰۵۴	۱/۱۹۷	۱/۳۳۸	۰/۹۵۲	۱/۲۶۷	۱/۲۲۹	۱	۱/۱۱۸	۱/۰۸۳	۰/۸۸۰	۰/۸۴۲	۱/۲۱۴	۱/۰۸۱	۱/۰۰۲	۱/۱۴۹	۱/۲۲۹	۱/۱۲۳
۱۳۷۷	۰/۹۴۳	۰/۹۴۳	۱/۰۰۱	۱/۱۴۱	۰/۸۵۰	۱/۱۴۷	۱/۱۰۵	۰/۸۹۶	۱	۰/۹۷۷	۰/۷۵۷	۱/۰۹۳	۰/۹۶۷	۰/۹۰۰	۱/۰۳۳	۱/۱۰۸	۱/۰۱۲	
۱۳۷۸	۰/۹۶۷	۰/۹۸۵	۱/۱۰۷	۱/۱۲۸	۰/۸۹۱	۱/۱۶۶	۱/۱۴۰	۰/۹۳۲	۱/۰۴۵	۱	۰/۸۱۴	۰/۷۸۱	۱/۱۲۵	۱/۰۱۱	۰/۹۳۱	۱/۰۶۸	۱/۱۲۵	۱/۰۴۰
۱۳۷۹	۱/۱۸۸	۱/۲۲۰	۱/۳۶۰	۱/۳۹۳	۱/۱۰۴	۱/۴۲۸	۱/۴۰۴	۱/۱۵۱	۱/۲۹۳	۱/۲۲۸	۱	۰/۹۶۱	۱/۳۸۵	۱/۲۵۲	۱/۱۴۸	۱/۳۱۶	۱/۳۹۵	۱/۲۸۰
۱۳۸۰	۱/۲۴۰	۱/۲۵۷	۱/۴۲۰	۱/۴۶۴	۱/۱۳۶	۱/۵۰۰	۱/۴۶۰	۱/۱۹۱	۱/۳۳۳	۱/۲۸۳	۱/۰۴۴	۱	۱/۴۴۲	۱/۲۹۰	۱/۱۹۱	۱/۳۶۷	۱/۴۵۷	۱/۳۳۴
۱۳۸۱	۰/۸۵۷	۰/۸۸۵	۰/۹۸۱	۱/۰۱۲	۰/۸۰۱	۱/۰۲۸	۱/۰۱۴	۰/۸۳۳	۰/۹۳۸	۰/۸۸۵	۰/۷۲۱	۰/۶۹۴	۱	۰/۹۰۹	۰/۸۳۰	۰/۹۵۲	۱/۰۰۶	۰/۹۲۴
۱۳۸۲	۰/۹۵۸	۰/۹۷۵	۱/۰۹۷	۱/۱۲۹	۰/۸۸۱	۱/۱۵۶	۱/۱۲۹	۰/۹۲۲	۱/۰۴۳	۰/۹۹۱	۰/۸۰۶	۰/۷۷۳	۱/۱۱۴	۱	۰/۹۲۲	۱/۰۵۷	۱/۱۲۵	۱/۰۳۰
۱۳۸۳	۱/۰۴۱	۱/۰۵۶	۱/۱۹۲	۱/۲۲۸	۰/۹۵۴	۱/۲۵۸	۱/۲۲۵	۰/۹۹۹	۱/۱۱۹	۱/۰۷۷	۰/۸۷۶	۰/۸۳۹	۱/۲۱۰	۱/۰۸۳	۱	۱/۱۴۷	۱/۲۲۲	۱/۱۱۹
۱۳۸۴	۰/۹۰۴	۰/۹۲۵	۱/۰۲۵	۱/۰۶۲	۰/۸۲۷	۱/۰۸۸	۱/۰۶۷	۰/۸۷۳	۰/۹۸۱	۰/۹۲۵	۰/۷۶۱	۰/۷۳۱	۱/۰۵۳	۰/۹۴۹	۰/۸۷۳	۱	۱/۰۶۱	۰/۹۷۳
۱۳۸۵	۰/۸۵۲	۰/۸۷۳	۰/۹۷۵	۰/۹۹۹	۰/۷۹۰	۱/۰۲۵	۱/۰۰۶	۰/۸۳۴	۰/۹۲۵	۰/۸۸۱	۰/۷۱۷	۰/۶۸۹	۰/۹۹۳	۰/۸۳۶	۰/۸۲۲	۰/۹۴۳	۱	۰/۹۱۷
۱۳۸۶	۰/۹۳۱	۰/۹۳۷	۱/۰۶۶	۱/۱۰۳	۰/۸۴۶	۱/۱۲۹	۱/۰۹۲	۰/۸۸۹	۰/۹۹۴	۰/۹۶۴	۰/۷۸۳	۰/۷۳۹	۱/۰۸۱	۰/۹۶۱	۰/۸۹۲	۱/۰۲۳	۱/۰۹۴	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

رقابتی برنج داخلی صورت گیرد و هزینه تولید این محصولات با افزایش بهره وری در تولید کاهش یابد زراعت برنج در ایران همچنان پایدار باقی خواهد ماند.

در این راستا، تسریع در اجرای طرح یکپارچه‌سازی اراضی شالیکاری، گسترش مکانیزاسیون، ترویج ارقام دانه بلند پرمحصول و به کارگیری فناوری هیبرید در جهت بهبود عملکرد در واحد سطح می‌تواند اقدامی مثبت تلقی شود.

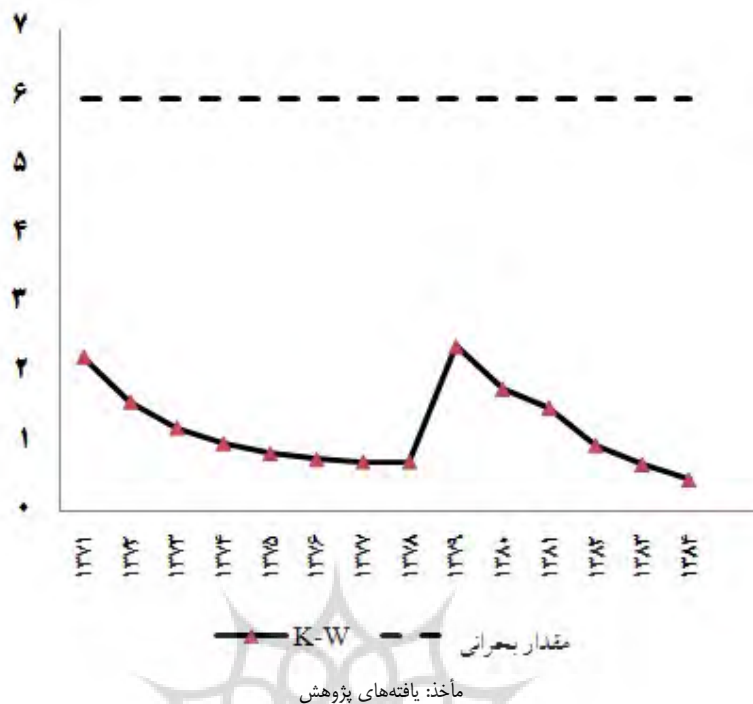
از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای برنج در دوره زمانی ۸۶-۱۳۶۹ پایدار بوده و مصرف‌کنندگان همچنان به مصرف برنج ایرانی وفادار می‌باشند و واردات برنج‌های خارجی حتی از نوع هندی و پاکستانی آن نتوانسته موجب تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی به نفع برنج‌های وارداتی شود. وجود وفاداری مصرف‌کنندگان ایرانی به برنج تولید داخل این نوید را می‌دهد که چنانچه برنامه‌ریزی مناسبی برای بهبود توان

جدول ۵- محاسبه آماره K-W برای ۱۵ مرحله تفکیک ماتریس WARP

	۱۳۸۴	۱۳۸۳	۱۳۸۲	۱۳۸۱	۱۳۸۰	۱۳۷۹	۱۳۷۸	۱۳۷۷	۱۳۷۶	۱۳۷۵	۱۳۷۴	۱۳۷۳	۱۳۷۲	۱۳۷۱	۱۳۷۰	شرح
۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	n
۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	۱۵۳	N
۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	n ₁
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	n ₂
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	n ₃
۱۲۰	۱۰۵	۹۱	۷۸	۶۶	۵۵	۴۵	۳۵	۲۶	۲۸	۲۱	۱۵	۱۰	۶	۳	۱	N ₁
۳۲	۲۵	۵۶	۶۵	۷۳	۷۷	۸۰	۸۰	۸۰	۸۰	۷۷	۷۳	۶۵	۵۶	۴۵	۳۲	N ₂
۱	۳	۶	۱۰	۱۵	۲۱	۲۱	۲۸	۳۶	۴۵	۵۵	۶۶	۷۸	۹۱	۱۰۵	۱۲۰	N ₃
۹۲۵۶/۵	۸۱۰۹	۷۰۲۸	۶۰۳۳/۵	۵۱۲۵/۵	۴۲۸۴	۳۵۱۹	۲۷۵۴	۲۱۴۲	۱۶۰۶/۵	۱۱۴۷/۵	۷۶۵	۴۵۹	۲۲۹/۵	۲۲۹/۵	۷۶/۵	θ_1
۲۴۴۸	۳۴۴۲/۵	۳۲۸۴	۳۹۱۳/۵	۵۵۰۸	۵۸۹۰/۵	۶۱۲۰	۶۲۷۳	۶۱۹۶/۵	۵۹۶۷	۵۵۸۳/۵	۵۰۴۹	۴۳۶۰/۵	۳۵۱۹	۲۵۱۹	۲۵۳۳/۵	θ_2
۷۶/۵	۲۲۹/۵	۳۵۹	۷۶۵	۱۱۴۷/۵	۱۶۰۶/۵	۲۱۴۲	۲۷۵۴	۳۴۴۲/۵	۴۲۰۷/۵	۵۰۴۹	۵۹۶۷	۶۹۶۱/۵	۸۰۳۳/۵	۹۱۸۰	۹۱۸۰	θ_3
۰/۰۰۵	۰/۰۰۹	۰/۰۱۳	۰/۰۱۹	۰/۰۲۶	۰/۰۳۵	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۱۷	۰/۰۱۸	۰/۰۱۹	۰/۰۲۲	۰/۰۲۶	۰/۰۳۴	۰/۰۴۷	۰/۰۷۴	K
۰/۲۷۵	۰/۴۵۷	۰/۶۸۱	۰/۹۶۲	۱/۳۱۸	۱/۷۸۲	۲/۴۰۰	۰/۸۸۹	۰/۹۱۲	۰/۹۱۸	۰/۹۸۷	۱/۱۲۵	۱/۳۵۴	۱/۷۳۲	۲/۴۰۰	۳/۷۸۱	W

مآخذ: یافته‌های پژوهش.

نمودار ۲- روند زمانی آماره K-W



منابع

- ۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۸۷. قیمت انواع برنج داخلی و خارجی.
- ۲- گمرک جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۸۷. آمار واردات برنج.
- ۳- مرکز آمار ایران. ۱۳۸۷. آمار جمعیت کشور.
- ۴- وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۵. طرح خودکفایی برنج.
- ۵- وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۷. آمار تولید سالیانه برنج.
- 6- Afriat S.N. 1967. The construction of utility functions from expenditure data. *International Economics Review*, 8: 67-77.
- 7- Ashenfelter O. and Sullivan D. 1987. Nonparametric tests of market structure: an application to the cigarette industry. *Journal of Industrial Economics*, 35: 483-498.
- 8- Burton M.P. and Young T. 1991. Nonparametric tests for changes in consumer preferences for meat in Great Britain. *Journal of Agricultural Economics*, 42: 138-145.
- 9- Chalfant J.A. and Alston J.M. 1988. Accounting for changes in tastes. *Journal of Political Economy*, 96: 391-410.
- 10- Choi S. and Sosin K. 1992. Structural change in the demand for money. *Journal of Money Credit and Banking*, 24: 226-238.
- 11- Conover W.J. 1999. *Practical Nonparametric Statistics*, third ed. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- 12- Famulari M. 1995. A household-based nonparametric test of demand theory. *Review of Economics and Statistics*, 77: 372-382.
- 13- FAO. 2009. Available at: www.FAO.org
- 14- Frechette D.L. and Jin H.J. 2002. Distinguishing transitory nonlinear shocks from permanent structural change. *Structural Change and Economic Dynamics*, 13: 231-248.
- 15- Jin H.J. 2006. Verifying timing and frequency of revealed preference violations and application to the BSE outbreak in Japan. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 54: 139-157.

- 16- Jin H.J. 2008. Change in South Korean consumers' preferences for meat. *Food Policy*, 33: 78-84.
- 17- Jin H.J. and Koo W.W. 2003. The effects of the BSE outbreak in Japan on consumers' preferences. *European Review of Agricultural Economics*, 30: 173-192.
- 18- Gorny R.A. and Ahmadi-Esfahani F.Z. 1993. Structural change in the demand for differentiated meat products in Sydney. *Review of Marketing and Agricultural Economics*, 61: 63-71.
- 19- Hildenbrand W. 1989. The weak axiom of revealed preference for market demand is strong. *Economica*, 57: 979-985.
- 20- Houthakker H.S. 1950. Revealed preference and the utility function. *economica*, 17: 159-174.
- 21- Sakong Y. and Hayes D.J. 1993. Testing the stability of preferences: a nonparametric approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 75: 269-277.
- 22- Samuelson P.A. 1938. A note on the pure theory of consumer's behavior. *Economica*, 5: 66-71.
- 23- Swofford J.L. and Whitney G.A. 1986. Flexible functional forms and the utility approach to the demand for money: a nonparametric analysis. *Journal of Money Credit and Banking*, 18: 383-389.
- 24- Varian H.R. 1982. The nonparametric approach to demand analysis. *Econometrica*, 50: 946-973.
- 25- Varian H.R. 1983. Non-parametric tests of consumer behavior. *The Review of Economic Studies*, 50: 99-110.
- 26- Varian H.R. 1992. *Microeconomic Analysis*, third ed. Norton, New York.

