نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۵، شماره ۱، بهار ۱۳۹۰، ص. ۹۹-۹۰

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 25, No. 1, Spring 2011, P. 90-99

سنجش وجود تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان 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 مصرف‌کنندگان ایرانی از این برنج های وارداتی چنانچه ناشی از تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان 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 مصرف‌کنندگان 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- ۱۳۶۹استفاده شده است. نتایج حاصل از تشکیل ماتریس WARP بیانگر رخداد نقض ترجیحات آشکار شده در سال ۱۳۷۸ می‌باشد. اما، نتایج آزمون K-W این نقض را در اثر تکانه‌های غیرخطی موقت می داند و عدم وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای برنج را تایید می کند. پایداری ترجیحات مصرف‌کنندگان 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 مصرف‌کننده، آزمون ترجیحات آشکار شده، تکانه غیرخطی موقت، برنج، ایران

مقدمه [۱]

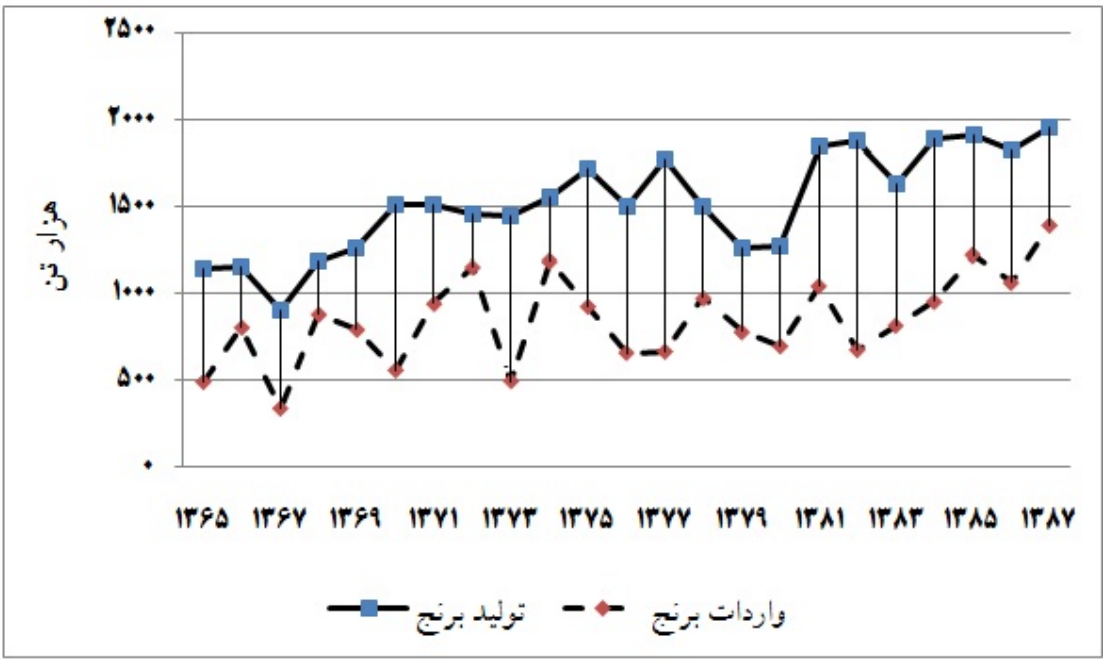
برنج از جمله محصولات زراعی راهبردی است که در سبد غذایی خانوار ایرانی حضور پررنگی دارد. به سبب نیاز آبی بالای این محصول، تمرکز اراضی زراعی اختصاص داده شده به محصول فوق در استان‌های شمالی ایران می‌باشد. به طور متوسط در سال‌های اخیر، سطحی معادل ۶۱۵ هزار هکتار از اراضی آبی ایرن به کشت ارقام مختلف برنج اختصاص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

پیشی‌گرفتن میزان واردات برنج از تولید داخلی چالشی است که کسب و کار زارعینی را که امرار معاش آنان وابسته به تولید برنج است با خطر جدی مواجه می‌سازد. مجاورت ایران با دو کشور پاکستان و هندوستان که از تولیدکنندگان بزرگ برنج در دنیا محسوب می‌شوند، 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 فناوری‌های 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 توان 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 مصرف‌کنندگان ایرانی برای برنج را به وجود آورده و استقبال مناسب مصرف‌کنندگان ایرانی از این نوع ارقام وارداتی موجب ایجاد نگرانی درباره به وجود آمدن نوعی وفاداری به محصولات وارداتی شده است.

۱و۲- استاد و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران
(*- نویسنده مسئول: Email:hsalami@ut.ac.ir)

نمودار ۱- روند زمانی واردات و تولید برنج در ایران



ماخذ: وزارت جهاد کشاورزی و گمرک جمهوری اسلامی ایران

ایجاد این وفاداری اگر به دلیل تغییر در ترجیحات مصرف کنندگان به نفع برنج های 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 مصرف کنندگان ایرانی به برنج های وارداتی ناشی از وجود شکست ساختاری در ترجیحات این مصرف‌کنندگان در رابطه با سبد 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 ین سوال فراهم نماید. به این منظور وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سبد 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[1]" و ترکیب آن با آزمون آماری "مرتبه جمعی" مورد بررسی و آزمون قرار می گیرد. مزیت به کارگیری این رهیافت، شکل گرفتن آن بر مبنای منطق اقتصادی ترجیحات آشکار شده می‌باشد (ساموئلسون، 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 مصرف‌کننده در پژوهش‌های واریان (۲۵)، اسوفورد و ویتنی (۲۳)، اشنفلتر و سولیوان (۷)، چلفنت و الستون (۹)، هیلدنبرند (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 فرچتی 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 کره‌جنوبی می-باشد. 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 کره‌جنوبی نشان داد که دو شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان کره‌جنوبی 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

1- Weak Axiom of Revealed Preference

برنج داخلی و برنج خارجی دو کالای جانشین محسوب می شوند، پژوهش حاضر با به کارگیری رهیافتی مشابه در پی بررسی رخداد شکست ساختاری احتمالی در ترجیحات مصرف‌کننده ایرانی برای سبد 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 الگوهایی نظیر چو[1]، ضرایب تصادفی[2] و فیلتر کالمن[3]، 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[4] می‌باشد.

آزمون ترجیحات آشکار شده شکست ساختاری در تقاضای مصرف کننده توسط واریان (۲۴) توسعه داده شده است. این آزمون بر این فرض استوار است که مصرف‌کنندگانی که دو سبد 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. براساس نظر واریان (۲۴) قاعده کلی ترجیحات آشکار شده ضعیف[5] (WARP) چارچوب مناسبی برای سنجش این تغییر در ترجیحات مصرف کنندگان را فراهم می آورد. بر اساس این قاعده چنانچه سبد a بر سبد b در دوره زمانی مثلا t_1 بطور مستقیم ترجیح داده شد، در سایر دوره‌های نباید سبد b بر سبد a ترجیح داده شود.

برای بررسی تغییر در ترجیحات مصرف کنندگان در چارچوب ذکر شده، تشکیل ماتریس ترجیحات آشکار شده ضعیف اولین گام می باشد. از خصوصیات این ماتریس این است که، درایه‌های هر ردیف مخارج سبدهای مختلف کالا (برنج در این مورد) را براساس قیمت آن ها در یک سال خاص نشان می‌دهد و ستون‌های آن هزینه خرید یک سبد مشخص کالا را در سال‌های مختلف مورد بررسی بازگو می کند. علاوه براین، در این ماتریس، درایه های قطری مخارج سبد انتخاب شده در هر یک از سال های مطالعه را آشکار می کند. 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.

براساس نظر واریان (۲۴) برای این که راحتر بتوان نقض ترجیحات را با استفاده از این ماتریس مشخص نمود، درایه های این ماتریس با تقسیم آنها بر درایه های قطر اصلی نرمال می شوند (رابطه ۱). با این عمل مخارج سبد های انتخاب شده در هر یک از سال های مورد مطالعه توسط مصرف کنندگان (درایه های قطر اصلی) به عدد یک تبدیل می شود (s و t دو دوره زمانی و M_{st} درایه های ماتریس نرمال شده می باشد).

$$M_{st} = \frac{p_s' q_t}{p_s' q_s} \qquad (۱)$$

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، سبد مصرفی تحقق یافته (سبد 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 نرمال‌شده کوچکتر از واحد است نشان می دهد که مصرف‌کننده در یک دوره زمانی سبد x را بر سبد y ترجیح داده حال آنکه در دوره زمانی دیگر سبد y را بر سبد 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 می تواند درغیاب شکست ساختاری لیکن به دلایل دیگری از جمله رفتارهای زودگذر[6] (مد)، اثرات فصلی و تکانه‌های غیرخطی ناپایدار[7] (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 می شود 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).

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

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[1] شامل درایه‌های گوشه‌ای "بالا و چپ" بطوری که در این بخش تمامی درایه‌های M_{st} شرط $s,t < z$ را تامین می‌نمایند. ب) بخش مؤخر[2]، که در بردارنده درایه‌های گوشه‌ای "راست و پایین" بوده و تمامی درایه‌های آن شرط $s,t > z$ را برقرار می‌سازند. و ج) بخش جفتی[3] که شامل درایه‌های گوشه‌ای "چپ و پایین" و "راست و بالا" است و به ترتیب شرایط $s < z \le t$ و $z < s \le t$ را دارا می‌باشند (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 می‌آید. 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 معنی‌داری 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[4] (K-W) استفاده می‌شود (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[5] نقض‌ها و غیرنقض‌ها محاسبه می شود که به ترتیب برابر با N-(n-1)/2 و (N-n+1)/2 می‌باشد. بر این اساس، میانگین مرتبه جمعی برای بخش iام ماتریس (مقدم، جفتی و مؤخر) نیز از رابطه زیر حاصل می شود (همان منبع):

$$\theta_i = n_i(N-\frac{n-1}{2}) + (N_i - n_i)(\frac{N-n+1}{2}) = \frac{n_i N + N_i(N-n+1)}{2} \quad (۲)$$

که در آن N_i زوج درایه‌های مورد مقایسه در هر بخش و n_i تعداد نقض WARP در هر بخش است. بر این اساس، آماره آزمون K-W به صورت زیر تعریف می شود (همان منبع):

$$K = \frac{12}{N(N+1)}\sum_{i=1}^{3}\frac{\theta_i^2}{N_i} - 3(N+1) \quad (۳)$$

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

$$W = \frac{K}{1-\frac{[n^3-n+(N-n)^3-(N-n)]}{(N^3-N)}} = \frac{K(N^2-1)}{3n(N-n)} \quad (۴)$$

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 تعمیم نتایج به کل مصرف‌کنندگان جامعه بوده و کاربرد این مقادیر بهترین انتخاب ممکن می‌باشد 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 می‌دهد 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).

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	سرانه مصرف برنج داخلی (کیلوگرم)	سرانه 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	۱۹۰۰۲۰	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 روش ها 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 سبد (۲) بر سبد (۱۰) در سال ۱۳۷۰، (درایه ردیف دوم و ستون دوم بر درایه ردیف دوم و ستون دهم) ترجیح فوق در سال ۱۳۷۸ نقض شده و سبد (۱۰) بر سبد (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	۳۲۵۲	۲۸۱۰	۳۳۵۱	۳۴۲۸	۲۸۶۹	۳۲۶۷	۲۹۳۸	۲۴۰۶	۲۳۴۳	۳۳۶۴	۳۱۷۵	۲۸۲۳	۳۲۳۶	۳۳۴۴	۳۰۹۹
۲	۳۰۹۳	۳۲۳۹	۳۵۴۲	۳۵۸۸	۲۹۳۸	۳۶۸۶	۳۶۷۷	۳۰۳۹	۳۴۳۲	۳۱۹۲	۲۶۰۵	۲۵۱۶	۳۶۲۱	۳۳۲۸	۳۰۱۵	۳۴۵۷	۳۶۲۸	۳۳۴۲
۳	۴۱۵۲	۴۴۴۱	۴۷۵۴	۴۷۶۰	۴۰۳۸	۴۸۹۹	۴۹۶۹	۴۱۴۱	۴۷۰۳	۴۲۷۷	۳۴۹۹	۳۳۹۸	۴۸۸۲	۴۵۶۷	۴۰۸۷	۴۶۸۵	۴۸۶۶	۴۵۰۰
۴	۴۵۲۸	۴۷۳۲	۵۱۸۴	۵۲۵۸	۴۲۹۲	۵۴۰۰	۵۳۸۰	۴۴۴۲	۵۰۱۴	۴۶۷۳	۳۸۱۳	۳۶۸۱	۵۲۹۸	۴۸۶۲	۴۴۱۰	۵۰۵۶	۵۳۱۲	۴۸۹۰
۵	۶۲۴۶	۶۱۹۰	۷۱۵۰	۷۴۵۹	۵۵۷۶	۷۶۲۵	۷۳۰۰	۵۹۰۰	۶۵۶۷	۶۴۷۴	۵۲۵۳	۵۰۰۴	۷۲۲۶	۶۳۴۳	۵۹۳۹	۶۸۱۴	۷۳۴۲	۶۶۹۳
۶	۱۴۸۲۸	۱۴۸۲۳	۱۶۹۷۶	۱۷۶۳۱	۱۳۳۶۸	۱۸۰۳۵	۱۷۳۷۷	۱۴۰۹۴	۱۵۷۲۳	۱۵۳۵۹	۱۲۴۷۴	۱۱۹۰۸	۱۷۱۸۷	۱۵۱۹۷	۱۴۱۵۴	۱۶۲۳۷	۱۷۴۲۵	۱۵۹۰۹
۷	۱۳۹۹۹	۱۳۹۲۳	۱۶۰۲۶	۱۶۶۸۹	۱۲۵۴۸	۱۷۰۶۴	۱۶۳۸۰	۱۳۲۵۸	۱۴۷۷۰	۱۴۵۰۶	۱۱۷۷۵	۱۱۲۲۷	۱۶۲۰۸	۱۴۲۷۱	۱۳۳۳۲	۱۵۲۹۵	۱۶۴۵۴	۱۵۰۰۸
۸	۱۲۹۹۱	۱۳۰۹۷	۱۴۸۷۳	۱۵۳۸۰	۱۱۸۲۴	۱۵۷۴۴	۱۵۲۶۴	۱۲۴۲۲	۱۳۸۸۹	۱۳۴۴۷	۱۰۹۳۱	۱۰۴۵۷	۱۵۰۸۴	۱۳۴۳۳	۱۲۴۴۸	۱۴۲۷۹	۱۵۲۶۲	۱۳۹۵۶
۹	۲۲۴۱۰	۲۲۴۰۵	۲۵۶۵۵	۲۶۶۴۴	۲۰۲۰۶	۲۷۲۵۴	۲۶۲۶۳	۲۱۳۰۱	۲۳۷۶۵	۲۳۲۱۱	۱۸۸۵۱	۱۷۹۹۸	۲۵۹۷۴	۲۲۹۷۱	۲۱۳۹۲	۲۴۵۴۱	۲۶۳۳۴	۲۴۰۴۴
۱۰	۲۸۷۹۰	۲۹۳۳۶	۳۲۹۶۱	۳۳۸۹۲	۲۶۵۲۰	۳۴۷۲۸	۳۳۹۳۷	۲۷۷۳۶	۳۱۱۰۲	۲۹۷۷۵	۲۴۲۳۰	۲۳۲۴۳	۳۳۵۰۳	۳۰۱۰۳	۲۷۷۱۷	۳۱۷۹۱	۳۳۸۰۸	۳۰۹۷۶
۱۱	۲۴۶۳۱	۲۵۲۸۵	۲۸۲۰۰	۲۸۸۸۱	۲۲۸۸۰	۲۹۶۱۳	۲۹۱۰۱	۲۳۸۵۵	۲۶۸۰۳	۲۵۴۵۸	۲۰۷۳۳	۱۹۹۲۶	۲۸۷۰۸	۲۵۹۵۶	۲۳۷۹۳	۲۷۲۸۸	۲۸۹۱۵	۲۶۵۳۱
۱۲	۲۵۰۶۰	۲۵۴۰۵	۲۸۶۹۰	۲۹۵۸۰	۲۲۹۵۲	۳۰۲۹۶	۲۹۴۹۴	۲۴۰۵۵	۲۶۹۳۸	۲۵۹۲۸	۲۱۰۸۸	۲۰۲۰۳	۲۹۱۳۱	۲۶۰۶۳	۲۴۰۷۱	۲۷۶۱۰	۲۹۴۳۳	۲۶۹۴۲
۱۳	۲۹۶۵۸	۳۰۶۲۶	۳۳۹۵۷	۳۴۶۶۸	۲۷۷۳۳	۳۵۵۶۶	۳۵۱۰۶	۲۸۸۴۵	۳۲۴۶۰	۳۰۶۴۱	۲۴۹۶۹	۲۴۰۳۳	۳۴۶۱۱	۳۱۴۴۶	۲۸۷۲۶	۳۲۹۴۳	۳۴۸۱۰	۳۱۹۷۴
۱۴	۳۲۲۳۰	۳۲۷۹۲	۳۶۸۹۹	۳۷۹۷۲	۲۹۶۳۹	۳۸۹۰۳	۳۷۹۷۴	۳۱۰۱۷	۳۴۷۶۸	۳۳۳۳۷	۲۷۱۲۴	۲۶۰۰۹	۳۷۴۹۴	۳۳۶۴۷	۳۱۰۰۸	۳۵۵۶۶	۳۷۸۴۹	۳۴۶۶۹
۱۵	۳۴۰۸۷	۳۴۵۷۵	۳۹۰۲۵	۴۰۲۲۴	۳۱۲۳۹	۴۱۱۹۹	۴۰۱۲۵	۳۲۷۳۴	۳۶۶۶۲	۳۵۲۶۶	۲۸۶۸۵	۲۷۴۸۵	۳۹۶۲۹	۳۵۴۷۲	۳۲۷۵۰	۳۷۵۶۵	۴۰۰۳۵	۳۶۶۵۰
۱۶	۳۸۳۹۸	۳۹۲۹۱	۴۳۹۶۳	۴۵۱۰۴	۳۵۵۳۹	۴۶۲۳۳	۴۵۳۲۲	۳۷۱۰۳	۴۱۶۵۳	۳۹۶۹۹	۳۲۳۲۰	۳۱۰۳۶	۴۴۷۲۴	۴۰۳۲۶	۳۷۰۳۸	۴۲۴۸۰	۴۵۰۸۴	۴۱۳۴۰
۱۷	۴۱۵۱۲	۴۲۵۳۳	۴۷۵۲۸	۴۸۷۲۶	۳۸۴۷۸	۴۹۹۵۳	۴۹۰۱۸	۴۰۱۵۰	۴۵۰۸۹	۴۲۹۱۴	۳۴۹۴۲	۳۳۵۶۵	۴۸۳۶۴	۴۳۶۵۷	۴۰۰۶۶	۴۵۹۵۱	۴۸۷۳۷	۴۴۷۰۱
۱۸	۵۰۶۷۱	۵۱۰۰۳	۵۸۰۱۰	۶۰۰۳۵	۴۶۰۳۷	۶۱۴۴۸	۵۹۵۰۵	۴۸۳۹۵	۵۴۰۹۰	۵۲۴۵۵	۴۲۶۳۲	۴۰۷۷۰	۵۸۸۱۴	۵۲۳۰۷	۴۸۵۱۶	۵۵۶۵۳	۵۹۵۳۰	۵۴۴۱۹

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	۱/۱۳۴	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	۱/۰۳۲
۱۳۷۱	۰/۸۷۳	۰/۹۳۴	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	۰/۹۳۲	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	۱/۳۸۵	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	۱/۰۰۲	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	۱/۰۳۳	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	۱/۰۳۵	۱/۰۶۲	۰/۸۳۷	۱/۰۸۸	۱/۰۶۷	۰/۸۷۳	۰/۹۸۱	۰/۹۳۵	۰/۷۶۱	۰/۷۳۱	۱/۰۵۳	۰/۹۴۹	۰/۸۷۲	۱	۱/۰۶۱	۰/۹۷۳
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	۰/۹۲۷	۱/۰۶۶	۱/۱۰۳	۰/۸۴۶	۱/۱۲۹	۱/۰۹۳	۰/۸۸۹	۰/۹۹۴	۰/۹۶۴	۰/۷۸۳	۰/۷۴۹	۱/۰۸۱	۰/۹۶۱	۰/۸۹۲	۱/۰۲۳	۱/۰۹۴	۱

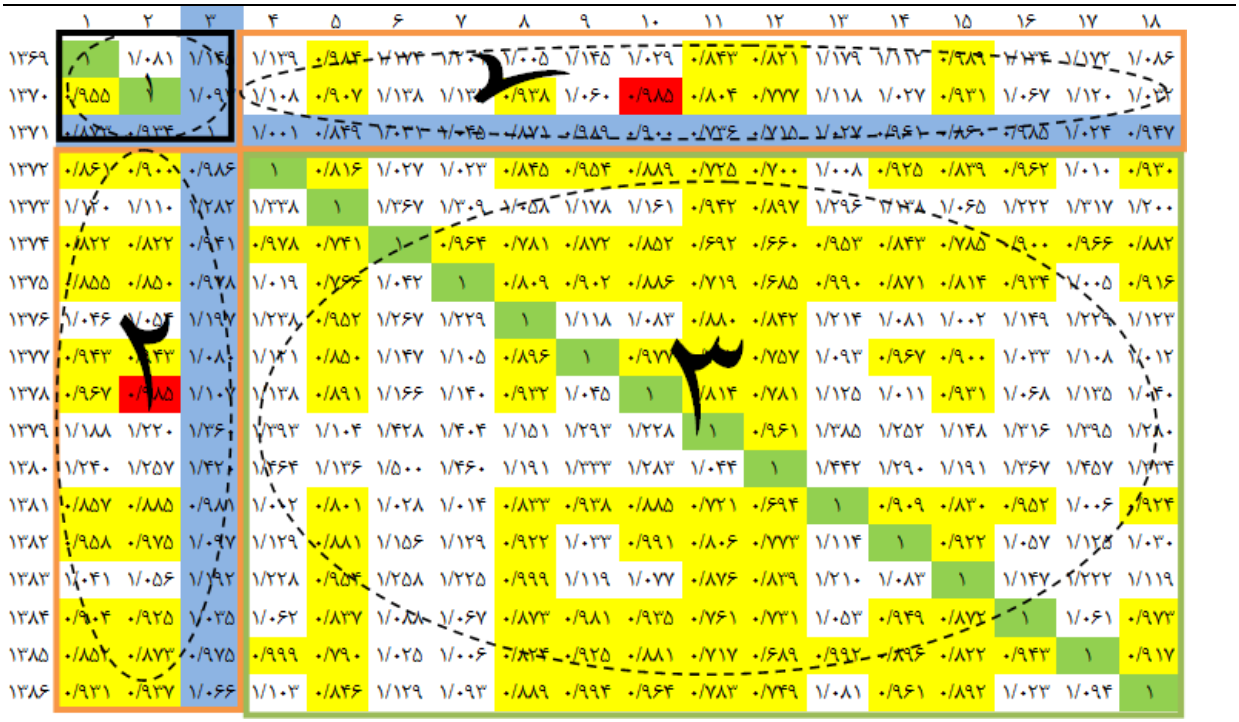
مأخذ: یافته‌های پژوهش.

از آنجا که کل زوج‌های مورد مقایسه در جدول فوق، معادل با ۱۵۳ می باشد و تنها یک مورد نقض WARP مشاهده می شود، 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 می شود اولین نقطه زمانی که به عنوان شروع کار برای بررسی شکست احتمالی می شد درنظر 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 می شود، به ازای نقطه شکست احتمالی در سال ۱۳۷۱، تعداد زوج درایه‌های مورد مقایسه در بخش‌های مقدم، جفتی و موخر به ترتیب برابر با ۳، ۴۵ و ۱۰۵ می‌باشد. با توجه به این تقسیم بندی و همانگونه که در جدول پیداست، زوجی از درایه های ماتریس که بیانگر نقض WARP است در در بخش جفتی ماتریس قرار دارد ($n_2=1$). 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 می باشد. 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 می آید.

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 ۲روند زمانی آماره K-W در فاصله زمانی ۸۴-۱۳۷۰ را به همراه مقدار بحرانی $\chi^2_{(2)}$ که برابر ۵/۹۹ است نشان می دهد. 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 سبد 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 سبد برنج نیست بلکه نقض مشاهده شده به سبب اثرات غیر سیستماتیک رخ داده است.

جدول ٤- مرحله تقسیم ماتریس WARP به سه بخش مقدم، جفتی و مؤخر به منظور محاسبه آماره K-W



مأخذ: یافته‌های پژوهش

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

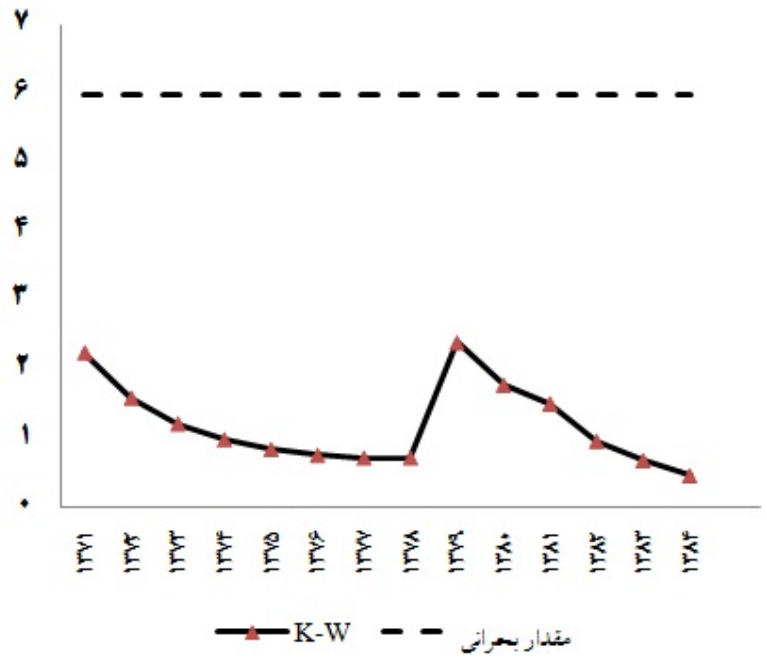
در این راستا، تسریع در اجرای طرح یکپارچه‌سازی اراضی شالیکاری، گسترش مکانیزاسیون، ترویج ارقام دانه بلند پرمحصول و به کارگیری فناوری هیبرید در جهت بهبود عملکرد در واحد سطح می تواند اقدامی مثبت تلقی شود.

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

شرح	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴
n	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
n_1	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
n_2	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
n_3	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
N_1	۱	۳	۶	۱۰	۱۵	۲۱	۲۸	۳۶	۴۵	۵۵	۶۶	۷۸	۹۱	۱۰۵	۱۲۰
N_2	۳۲	۴۵	۵۶	۶۵	۷۲	۷۷	۸۰	۸۱	۸۰	۷۷	۷۲	۶۵	۵۶	۴۵	۳۲
N_3	۱۲۰	۱۰۵	۹۱	۷۸	۶۶	۵۵	۴۵	۳۶	۲۸	۲۱	۱۵	۱۰	۶	۳	۱
θ_1	۷۶/۵	۲۲۹/۵	۴۵۹	۷۶۵	۱۱۴۷/۵	۱۶۰۶/۵	۲۱۴۲	۲۷۵۴	۳۵۱۹	۴۲۸۴	۵۱۲۵/۵	۶۰۴۳/۵	۷۰۳۸	۸۱۰۹	۹۲۵۶/۵
θ_2	۲۵۲۴/۵	۳۵۱۹	۴۳۶۰/۵	۵۰۴۹	۵۵۸۴/۵	۵۹۶۷	۶۱۹۶/۵	۶۲۷۳	۶۱۲۰	۵۸۹۰/۵	۵۵۰۸	۴۹۷۲/۵	۴۲۸۴	۳۴۴۲/۵	۲۴۴۸
θ_3	۹۱۸۰	۸۰۳۲/۵	۶۹۶۱/۵	۵۹۶۷	۵۰۴۹	۴۲۰۷/۵	۳۴۴۲/۵	۲۷۵۴	۲۱۴۲	۱۶۰۶/۵	۱۱۴۷/۵	۷۶۵	۴۵۹	۲۲۹/۵	۷۶/۵
K	۰/۰۷۴	۰/۰۴۷	۰/۰۳۴	۰/۰۲۶	۰/۰۲۲	۰/۰۱۹	۰/۰۱۸	۰/۰۱۷	۰/۰۴۷	۰/۰۲۵	۰/۰۲۶	۰/۱۹	۰/۱۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۵
W	۲/۷۸۱	۲/۴۰۰	۱/۷۳۲	۱/۳۵۴	۱/۱۲۵	۰/۹۸۷	۰/۹۱۲	۰/۸۸۹	۲/۴۰۰	۱/۷۸۲	۱/۳۱۸	۰/۹۶۲	۰/۶۸۱	۰/۴۵۷	۰/۲۷۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نمودار ۲- روند زمانی آماره K-W



مأخذ: یافته‌های پژوهش

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.