

بررسی تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان چای در مناطق شهری ایران با استفاده از آزمون ناپارامتری ترجیحات آشکار شده

حبیب‌الله سلامی^{۱*}، محمدرضا پاکروان^۲ و محمد کاوسی کلاشمی^۳
۱، استاد دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران، ۲، دانشجوی دکتری سیاست
و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران، ۳، دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی، دانشگاه تهران
(تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۲۳ - تاریخ تصویب: ۹۱/۶/۱۴)

چکیده

تحقیق حاضر پایداری و وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سبد کالایی چای در دوره زمانی ۸۶-۱۳۶۹ را مورد آزمون قرار داده است. برای این منظور، از آزمون ناپارامتری ترجیحات آشکار^۱ شده استفاده شده است. نتایج بررسی اصل ضعیف ترجیحات آشکار شده (WARP^۲) نشان می‌دهد که در سال ۱۳۷۴ یک تناقض در ترجیحات مصرف‌کنندگان این کالا وجود دارد و فرضیه پایایی ترجیحات مصرف‌کننده نقض می‌شود. محاسبه آماره‌ی $K-W^3$ برای بررسی ساختاری بودن نقطه نقض ماتریس WARP نیز دلالت بر وجود یک تغییر ساختاری در این سال دارد.

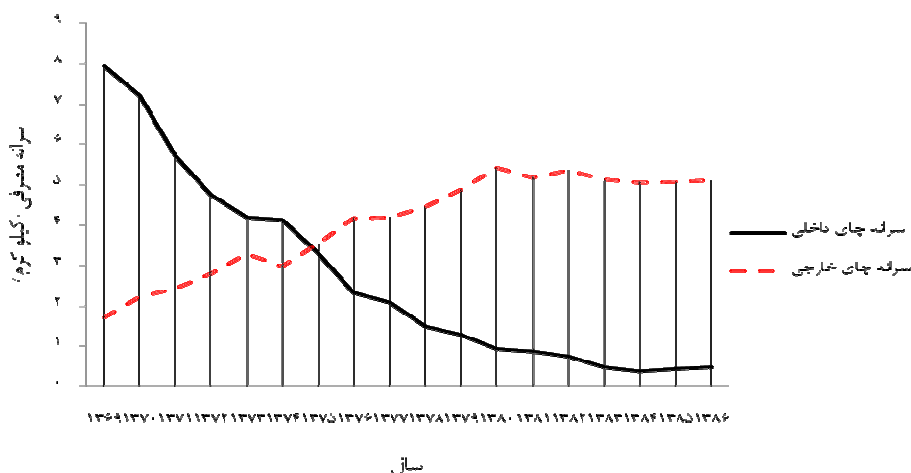
واژه‌های کلیدی: ترجیحات آشکار شده، تکانه غیرخطی موقت، چای، ایران

1. Revealed preference
2. Weak Axiom Revealed Preference (WARP)
3. Kruskal-Wallis (K-W)

مقدمه

طبق این نمودار، میزان سرانه مصرف چای ایرانی تا سال ۱۳۷۴ از مصرف چای خارجی بیشتر بوده، اما از این سال به بعد روند مصرف انواع چای تغییر کرده و سرانه مصرف چای خارجی نسبت به چای داخلی در حال افزایش می‌باشد. براساس اطلاعات موجود، از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۹، واردات چای مستقیماً توسط دولت انجام می‌شد، اما از اواخر سال ۱۳۶۹ واردات چای توسط بخش خصوصی آزاد اعلام گردید و در نتیجه بازار چای، از چای خارجی اشباع شده و اوج آن مربوط به همین سال ۱۳۷۴ می‌باشد (Cheraghi & Gholipour, 2009).

چای از جمله قدیمی‌ترین و پرمصرف‌ترین نوشیدنی‌های دنیا به شمار می‌رود. کشور ایران با دارا بودن حدود یک درصد از جمعیت جهان، نزدیک به ۴ الی ۵ درصد از مصرف کل چای جهان را به خود اختصاص داده است. مصرف چای در ایران به قدری عمومیت دارد که آخرین آمارهای موجود، مصرف سرانه چای هر ایرانی را بسیار بالاتر از متوسط جهانی و حدود ۲ کیلوگرم در سال برآورد کرده‌اند (Cheraghi & Gholipour, 2009). مقدار سرانه مصرفی چای ایرانی و خارجی در شکل (۱) با هم مقایسه شده‌اند.



شکل ۱- بررسی سرانه مصرفی انواع چای داخلی و خارجی در دوره‌ی زمانی ۸۶-۱۳۶۹

می‌رسد واردات چای سبب شده وفاداری مصرف‌کنندگان ایرانی به چای داخلی از بین رفته و سرانه مصرف چای وارداتی نسبت به چای داخلی، با رشد بیشتری افزایش یابد.

همچنین، بررسی وضعیت واردات این کالا در چهار سال اخیر نشان می‌دهد که بیشترین میزان وارداتی در طول این سال‌ها از کشورهای امارات، سری‌لانکا، هند و مناطق آزاد کیش و چابهار بوده است. بنظر

جدول ۱- واردات چای از کشورهای مختلف (سال‌های ۸۸-۱۳۸۵)

۱۳۸۸		۱۳۸۷		۱۳۸۶		۱۳۸۵		
مقدار	کشور	مقدار	کشور	مقدار	کشور	مقدار	کشور	
۲۰۸۲۰۹۰۸	امارات	۱۶۵۱۹۴۲۶	امارات	۱۴۱۵۶۲۷۰	امارات	۱۰۴۹۷۹۲۱	امارات	۱
۱۲۸۱۷۷۳۰۰	سری لانکا	۱۴۷۸۴۶۲۹	هند	۱۳۸۱۷۸۱۳	سری لانکا	۱۰۲۸۸۹۱۴	سری لانکا	۲
۱۲۶۸۱۷۵۴	هند	۱۳۰۹۳۵۱۱	سری لانکا	۱۳۷۱۸۲۱۵	هند	۷۳۸۲۱۸۳	هند	۳
۹۴۴۱۵۱	کنیا	۲۰۱۶۲۳۲	مناطق آزاد	۵۶۲۵۸۶۰	مناطق آزاد	۲۰۶۳۶۷۱۹	مناطق آزاد	۴
۶۱۴۶۵۶	مناطق آزاد	۹۶۶۳۱۵	کنیا	۱۰۸۰۰۸۰	ویتنام	۱۳۸۷۳۹۶	کنیا	۵
۲۴۰۷۶۰	ویتنام	۲۴۶۹۴۰	ویتنام	۱۰۵۱۴۷۳	کنیا	۲۲۸۴۱۱	ویتنام	۶
۲۱۱۸۲۵	انگلستان	۲۳۲۸۰	هلند	۴۱۳۶۰	انگلستان	۱۶۸۸۰۰	انگلستان	۷
۵۷۸۰۰	عراق	۲۰۵۲۰	اسلونی	۳۶۲۴۰	چین	۷۲۰۰۰	اندونزی	۸
۴۹۸۰۰	آلمان	۱۸۲۴۰	ترکمنستان	۳۵۰۰۰	کویت	۷۱۴۶۳	اتریش	۹
۱۲۸۰۰	چین	۲۹۷۰	اتریش	۱۷۳۶	اتریش	۸۸۰۰	چین	۱۰
۷۰۵۹	ترکیه	-	-	۲۱۰/۶	ترکیه	۵۰۰۰	بحرین	۱۱
۱۴۹۳	اتریش	-	-	-	-	۳۰۰۰	کویت	۱۲

ماخذ: Islamic republic of Iran customs Administration (۱۳۸۹)

استقبال مناسب مصرف‌کنندگان ایرانی از این نوع ارقام وارداتی موجب ایجاد نگرانی درباره به وجود آمدن نوعی وفاداری به محصولات وارداتی شده است. ایجاد این وفاداری اگر به دلیل تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان به نفع چای‌های وارداتی باشد، سبب از دست رفتن بازار تولیدات داخلی این کالا خواهد شد. اما پرسش اینجاست

افزایش واردات، کاهش مصرف چای داخلی، حضور موفق چای‌های بسته‌بندی شده‌ی خارجی با برندهای هندی و سری‌لانکائی در بازار داخلی، قیمت به نسبت پایین وارداتی، تبلیغات گسترده و برخورداری از بسته‌بندی مناسب، شائبه تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای چای را به وجود آورده و

ژاپنی در این سالها دچار شکست ساختاری شده است. در ایران نیز برای نخستین بار Salami & Kavooosi (2011) Kalashami رخداد تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای سبد کالایی برنج را مورد ارزیابی قرار دادند. کاربرد ماتریس WARP و ترکیب آن با آماره K-W نشان داد که رخداد نقض ترجیحات آشکار شده در سال ۱۳۸۷ به سبب تکانه‌ها غیرخطی موقت بوده و ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای برنج داخلی پایدار است. از مطالعات تجربی دیگری که از روش ناپارامتریک برای بررسی رفتار ترجیحات مصرف کنندگان استفاده کرده‌اند می‌توان به مطالعه Varian (1985)، Chalfant & Alston (1988)، Hildenbrand (1989)، Burton & Young (1991)، Famulari (1995) و Jin (2006) و Jin & Kim (2007) اشاره داشت.

با توجه به مطالب ذکر شده، و همچنین لزوم تمایز بین تکانه‌های غیرخطی موقت و شکست ساختاری، پایدار وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای سبد کالایی چای 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"^۲ و ترکیب آن با آزمون آماری "مرتب‌ه جمعی" مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد.

مواد و روش‌ها

برای تحلیل رفتار تقاضای مصرف کنندگان می‌توان از دو روش پارامتریک^۳ و غیرپارامتریک^۴ استفاده کرد (Jin, 2000). در رهیافت پارامتریک، یک فرم تابعی برای تابع تقاضا انتخاب شده و از یکی از آزمونهای چو^۵، ضرایب تصادفی^۶ و فیلتر کالمن^۷، برای آزمون پایایی ترجیحات استفاده می‌شود (Jin, 2008). رهیافت ناپارامتریک بررسی پایداری ترجیحات که توسط Varian

که آیا تمایل مصرف کنندگان ایرانی به برندهای چای وارداتی ناشی از وجود شکست ساختاری در ترجیحات این مصرف کنندگان در رابطه با سبد کالایی چای است و یا تکانه‌های موقت و گذرا موجب استقبال مردم از نوع وارداتی شده است؟ پاسخ به این سوال هدف اصلی پژوهش حاضر می‌باشد.

در زمینه بررسی تغییر در ترجیحات مصرف کنندگان تاکنون بررسی‌های مختلفی صورت گرفته است. به طور مثال،

Jin & Koo (2003) در مطالعه‌ای از روش ناپارامتری ترجیحات آشکار شده برای آزمون تغییر ساختاری در تقاضای گوشت مصرف کنندگان ژاپنی استفاده کردند. نتایج نشان داد که یک تغییر ناگهانی در ترجیحات گوشت مصرف کنندگان ژاپنی به دلیل جنون گاوی بوجود آمده است و بوسیله تغییر در قیمت‌های نسبی کالاها در دوره‌های زمانی مختلف قابل توجیه نیست. آنها با استفاده از روش پیشنهادی Frechette & Jin (2002) ابتدا ماتریس WARP را جزءبندی کرده و سپس با استفاده از آماره‌ای بنام $K-W^1$ احتمال تغییر ترجیحات مصرف کنندگان در دوره زمانی مورد بررسی را آزمون نمودند. نتایج تجربی نشان داد که تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ژاپنی برای گوشت رخ داده و این تغییر همزمان با وقوع جنون گاوی در ژاپن در سال ۲۰۰۱ میلادی بوده است. در مطالعه مشابه دیگری Jin & Koo (2003) اثر وقوع جنون گاوی در ژاپن و کره جنوبی را بر صادرات گوشت آمریکا بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که تقاضای واردات گوشت گاو در ژاپن دچار تغییر ساختاری شده ولی در کره جنوبی تغییری مشاهده نشده است. Jin (2008) در مطالعه‌ای به بررسی تغییرات در ترجیحات مصرف کنندگان گوشت در کشور کره پرداخت. در این مطالعه از اصل ضعیف و قوی ترجیحات آشکار شده استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود ۱۲ جفت نقض در ماتریس WARP بود. لذا بررسی آماره K-W نشان داد که در سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۰۱، ترجیحات مصرف کنندگان گوشت در کره به ترتیب به دلیل بحران مالی آسیا و بیماری جنون گاوی

2. Weak Axiom of Revealed Preference

3. Parametric

4. Non-Parametric

5. Chow test

6. Random Coefficients

7. Kalman filter

1. Kruskal-Wallis

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

در رابطه فوق، p'_s قیمت کالا در دوره زمانی s ، q_t مقدار مصرف کالا در دوره زمانی t و q_s مقدار مصرف کالا در دوره زمانی s و M_{st} درایه های ماتریس نرمال شده می باشد.

بر اساس رابطه (۱)، درایه های قطر اصلی که مخارج سبدهای انتخاب شده در هر یک از سال های مورد مطالعه توسط مصرف کنندگان می باشد، عدد یک را بخود می گیرد. همین ماتریس برای تشخیص نقص ترجیحات بکار گرفته می شود. بر اساس نظر (1982) Varian وجود درایه های کمتر از یک در دو طرف قطر اصلی این ماتریس نشانه ای از تناقض در اصل WARP و در نتیجه تغییر ساختاری در ترجیحات در فاصله زمانی بین زمان های s و t می باشد. البته این نشانه تنها به عنوان یک علامت هشدار دهنده اولیه تلقی می شود. چرا که بر اساس نظر Jin (2006) مواردی نظیر رفتارهای زودگذر^۲ (مد)، اثرات فصلی و تکنه های غیرخطی ناپایدار^۳ می توانند موجب بروز این نقض در WARP شده باشند^۴. به علاوه، مشاهده تعداد کمی نقض در ماتریس یاد شده نیز نمی تواند الزاما دلیل قاطعی بر نقض فرضیه رفتار عقلایی باشد بلکه ممکن است خطای اندازه گیری این مشکل را موجب شده باشد. بر همین اساس، آزمونهای تکمیلی بررسی اثرات غیرسیستماتیک ضروری می باشد (Frechette & Jin, 2002).

آزمون اثرات غیرسیستماتیک از ترکیب آزمون WARP ارایه شده توسط Varian (1982) و آزمون مرتبه ای جمعی هم ارزی توزیع احتمالاتی^۵ حاصل می شود. برای انجام این آزمون ماتریس WARP براساس نقطه شکست احتمالی z به سه بخش تقسیم می شود. بخش مقدم^۶ شامل درایه های گوشه ای "بالا و چپ" بطوری که در این بخش تمامی درایه های M_{st} شرط s, t

(1982) ارایه شد، از یک منطق اقتصادی مبتنی بر اصل ترجیحات آشکار شده تبعیت می نماید. به علاوه همانگونه که (2000) Fleissig et al. اظهار می دارد این رویکرد هیچ شکل تابعی خاصی به تابع مطلوبیت و به تبع آن به تقاضا تحمیل نمی کند و مشکلات رایج در برآوردهای پارامتریک از جمله ناهمسانی، خودهمبستگی و نرمال بودن جمله خطا که صورت عدم توجه در بسیاری از مواقع منجر به دستیابی به نتایج نادرست می گردند در این روش مطرح نیست، وجود ندارد.

اساس این روش بر این اصل استوار است که می گوید وقتی مصرف کننده ای سبد کالایی را که در یک زمان انتخاب می کند، در حالیکه در همان زمان توان خرید سبدهای دیگر را داشته است، این موضوع را آشکار می سازد که مصرف کننده سبد انتخابی را به سایر سبدهای موجود ترجیح داده است. حال اگر این اصل نقض شود، صحت فرض رفتار عقلایی مصرف کننده مورد تردید قرار می گیرد. اصل مذکور در قالب ترجیحات ابراز شده مستقیم (DRP¹)، بیان می شود که نقض آن دلیلی بر تغییر در ترجیحات مصرف کننده. می باشد. پی بردن به این نقص با تشکیل ماتریسی به نام WARP مورد آزمون قرار می گیرد. در این ماتریس، درایه های هر ردیف مخارج سبدهای مختلف کالا (چای در این مورد) را براساس قیمت آن ها در یک سال خاص نشان می دهد و ستون های آن هزینه خرید یک سبد مشخص کالا را در سال های 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 چای (p_t) و مقادیر مصرف آن (q_t) در t دوره زمانی، ماتریس اولیه $t \times t$ بدست می آید.

براساس نظر Varian (1982) برای این که راحت تر بتوان نقض ترجیحات را با استفاده از این ماتریس مشخص نمود، درایه های این ماتریس با تقسیم آنها بر درایه های قطر اصلی با استفاده از رابطه (۱)، نرمال می شوند.

2. Fads

3. Transitory Nonlinear Shocks

۴. اگر اصل WARP نبود تغییر در ترجیحات را تایید کند، برای اطمینان از آن، اصل قوی ترجیحات آشکار (SARP) که شرط کافی است نیز می بایست مورد آزمون قرار گیرد (Varian, 1985).

5. Rank-Sum test of Distributional Equivalence

6. Early partition

1. Direct Revealed Preference (DRP)

مقدار θ_i نشان‌دهنده میانگین مرتبه جمعی است. برای این اساس، آماره K-W به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

شکل تعمیم یافته^۴ آماره فوق که بیشتر برای نمونه‌های بزرگ توصیه می‌شود به شکل زیر می‌باشد (Conover, 1999).

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

آماره فوق دارای توزیع احتمال χ^2 است که با مقادیر بحرانی آماره χ^2 مقایسه می‌شود. در صورتی که مقدار محاسبه شده برای K-W کمتر از مقدار آماره χ^2 باشد، فرضیه صفر مبنی بر ترجیحات پایدار پذیرفته می‌شود. در غیر اینصورت فرض مقابل مبنی بر شکست ساختاری تایید می‌شود.

برای تشکیل ماتریس WARP و انجام آزمون فوق نیاز به داده‌های قیمت و مقدار مصرف سرانه کالاهای مورد نظر است. در پژوهش حاضر از سرانه مصرف چای وارداتی و چای داخلی در دوره زمانی ۸۶-۱۳۶۹ بر حسب کیلوگرم استفاده شده است. اطلاعات مربوط به مقادیر مصرف انواع چای از اطلاعات طرح هزینه خانوار و قیمت‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی بدست آمده است.

نتایج و بحث

برای بررسی پایداری ترجیحات مصرف کنندگان چای کشور، اطلاعات مربوط به سرانه مصرف و قیمت چای ایرانی و خارجی مورد نیاز می‌باشد که اطلاعات مورد نظر و خلاصه ویژگی‌های آماری داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر در جدول (۲) گزارش شده‌اند.

$z <$ را تامین می‌نمایند. بخش مؤخر^۱، که در بردارنده درآیه‌های گوشه‌ای "راست و پایین" بوده و تمامی درآیه‌های آن شرط $s, t > z$ را برقرار می‌سازند. بخش جفتی^۲ که شامل درآیه‌های گوشه‌ای "چپ و پایین" و "راست و بالا" است و به ترتیب شرایط $s < z$ و $s < z \leq t$ را دارا می‌باشند (Frechette and Jin, 2002).

با تقسیمات فوق، تعداد نقض‌های WARP در هر بخش محاسبه شده و احتمال رخداد نقض در هر بخش ماتریس بدست می‌آید. با فرض ثابت بودن ساختار ترجیحات در طول دوره مورد بررسی، احتمال رخداد نقض بر اثر تکانه‌های غیرخطی ناپایدار باید در هر سه بخش ماتریس برابر باشد، عدم برقراری حالت فوق به مفهوم تغییر دائمی ساختار ترجیحات یا وجود شکست ساختاری در نقطه‌ای مانند z است. لذا برای برقراری ثبات ترجیحات باید در هر مرحله از آزمایش، هر سه توزیع احتمالاتی همسان باشند. بر اساس نظر (1999) Conover برای سنجش این وضعیت و بررسی انتقال نقطه نقض ترجیحات از یک سال به سال دیگر می‌بایست آماره کروسکال-والیس (K-W) محاسبه شود. فرضیه عدم در انجام این آزمون همسان بودن سه توزیع احتمالاتی است که نشان دهنده ترجیحات پایدار می‌باشد. فرضیه مقابل دلالت بر وجود شکست ساختاری دارد.

اگر فرض شود که تعداد کل زوج‌های موجود در ماتریس WARP برابر با N است که به صورت $N = ((t \times s) - t) / 2$ محاسبه می‌گردد و همچنین تعداد جفت‌ها و نقض‌ها در هر بخش i برابر با n_i و N_i باشد، میانگین مرتبه جمعی برای بخش i ام ماتریس با استفاده از رابطه ۲ محاسبه می‌شود (Conover, 1999).

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

که در رابطه ۲، $\left(N - \frac{n-1}{2} \right)$ و $\left(\frac{N-n+1}{2} \right)$

نشان‌دهنده میانگین مرتبه^۳ نقض‌ها و غیرنقض‌ها و

1. Late partition
2. Spanning partition
3. Average Rank

جدول ۲- خلاصه ویژگی‌های آماری داده‌های مورد استفاده

سال	در پژوهش		سرانه	
	مصرف چای داخلی (کیلوگرم)	مصرف چای خارجی (کیلوگرم)	سرانه مصرف چای داخلی (کیلوگرم)	سرانه مصرف چای خارجی (کیلوگرم)
۱۳۶۹	۷/۹۴	۱/۷۱	۱۰۷۳/۵۷	۶۰۵۳/۱۹
۱۳۷۰	۷/۲۱	۲/۲۳	۱۲۲۲/۶۷	۵۸۷۴/۳۸
۱۳۷۱	۵/۷۱	۲/۴۳	۱۵۰۹/۷۲	۵۴۸۴/۷۵
۱۳۷۲	۴/۷۶	۲/۸	۲۲۲۰/۷۷	۶۳۴۴/۲۹
۱۳۷۳	۴/۲	۳/۲۹	۲۹۱۲/۷۹	۱۰۷۰۷/۶
۱۳۷۴	۴/۱۳	۲/۹۹	۳۶۵۱/۸۲	۲۳۳۸۱/۴۸
۱۳۷۵	۳/۳۱	۳/۵۴	۴۲۵۳/۷۸	۲۵۹۶۳
۱۳۷۶	۲/۳۴	۴/۱۸	۵۰۲۱/۴	۳۰۵۳۹/۸
۱۳۷۷	۲/۰۹	۴/۲	۶۲۸۲/۶۴	۳۵۰۸۶/۴۷
۱۳۷۸	۱/۴۹	۴/۴۶	۷۵۷۰/۴۷	۳۹۱۴۳/۹۱
۱۳۷۹	۱/۲۸	۴/۸۸	۱۰۱۷۹/۹۷	۳۹۰۷۱/۰۸
۱۳۸۰	۰/۹۴	۵/۴۲	۱۱۳۷۵	۳۷۲۸۶/۹۸
۱۳۸۱	۰/۸۸	۵/۱۸	۱۳۰۹۸/۷۵	۴۱۱۴۹/۶۴
۱۳۸۲	۰/۷۵	۵/۳۶	۱۴۸۳۸/۶۷	۴۴۵۶۸/۴۲
۱۳۸۳	۰/۴۸	۵/۱۴	۱۹۳۳۵/۴	۴۶۷۱۶/۹
۱۳۸۴	۰/۳۸	۵/۰۶	۲۱۱۷۲/۷۷	۵۱۰۸۸/۳۲
۱۳۸۵	۰/۴۴	۵/۰۷	۲۵۴۷۴/۷۷	۵۳۰۷۶/۲۹
۱۳۸۶	۰/۴۸	۵/۱۱	۲۶۲۵۵/۷۷	۶۰۶۱۲/۷۵
میانگین	۲/۷۱	۴/۰۵	۹۸۵۸/۳۷	۳۱۲۳۰/۵۱
کمینه	۰/۳۸	۱/۷۱	۱۰۷۳/۵۷	۵۴۸۴/۷۴
بیشینه	۷/۹۳	۵/۴۱	۲۶۲۵۵/۷۶	۶۰۶۱۲/۷۵
انحراف معیار	۲/۴۲	۱/۲۱	۸۴۲۸/۴۳	۱۷۹۸۱/۴۷

ماخذ: آمارنامه‌ی بانک مرکزی

برای بررسی ترجیحات مصرف‌کنندگان چای کشور، ماتریس WARP از حاصل ضرب بردارهای 16×1 قیمت و 16×1 مقدار که خلاصه ویژگی‌های آماری آنها در جدول ۳ ارائه شد، تشکیل شده است. این ماتریس به صورت جدول ۳ نشان داده می‌شود. هر کدام از درایه‌های این ماتریس، هزینه‌های مختلف انواع چای با قیمت سال‌های مختلف را نشان می‌دهد. برای مثال، درایه ردیف اول و ستون اول این جدول نشان می‌دهد که مصرف یک سبد چای متشکل از $7/94$ کیلوگرم چای داخلی و $1/71$ کیلوگرم چای خارجی به ترتیب با قیمت‌های $1073/57$ و $6053/19$ ریال در سال ۱۳۶۹ هزینه‌ای معادل 18789 ریال را برای هر فرد ایرانی به همراه داشته است. حال آنکه هزینه مصرف همین سبد در سال ۱۳۸۶ معادل 312137 ریال بوده است (درایه ردیف هیجده و ستون اول). همچنین، اعداد قطر اصلی، هزینه‌های صرف شده برای مصرف چای در هر سال را نشان می‌دهد. در مرحله بعد، ماتریس WARP به حالت نرمال تبدیل شد. ماتریس نرمال شده به صورت جدول ۴ ارائه شده است. نتایج بررسی جدول نشان می‌دهد که مقدار هزینه سبد کالای ۶ در ماتریس نرمال در سال ۱۳۷۴ معادل $0/99$ و هزینه سبد کالای ۴ در سال ۱۳۷۶ نیز معادل $0/97$ و کمتر از یک می‌باشند (مقدار هزینه در قطر اصلی) که براساس تعاریف صورت گرفته، این موضوع یک نقض آشکار در ترجیحات را نمایان می‌سازد.

جدول ۳- تشکیل ماتریس WARP برای مصرف‌کنندگان چای کشور (دوره زمانی ۸۶-۱۳۶۹)

WARP	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	
۱۳۶۹	۱	۱۸۸۷۹	۲۱۲۳۱	۲۰۸۱۴	۲۲۰۵۵	۲۴۴۲۱	۲۲۵۲۹	۲۴۹۸۴	۲۷۸۲۸	۲۷۶۵۶	۲۸۶۰۲	۳۰۹۲۴	۳۳۷۹۱	۳۲۲۹۵	۳۳۲۷۴	۳۱۶۵۰	۳۱۰۴۵	۳۱۱۷۶	۳۱۶۶۲
۱۳۷۰	۲	۱۹۷۵۷	۲۱۹۰۷	۲۱۲۳۱	۲۲۲۶۳	۲۴۴۵۸	۲۲۶۲۰	۲۴۸۲۳	۲۷۴۲۹	۲۷۲۱۷	۲۸۰۲۷	۳۰۲۴۱	۳۲۹۶۴	۳۱۵۰۱	۳۲۴۲۷	۳۰۸۰۳	۳۰۱۹۷	۳۰۳۳۴	۳۰۶۱۹
۱۳۷۱	۳	۲۱۳۶۹	۲۳۱۰۸	۲۱۹۲۵	۲۲۵۴۸	۲۴۴۸۱	۲۲۶۴۰	۲۴۴۱۳	۲۶۶۹۹	۲۶۱۸۲	۲۶۷۱۷	۲۸۷۰۶	۳۱۱۲۵	۲۹۷۳۶	۳۰۵۵۲	۲۸۹۲۷	۲۸۳۳۵	۲۸۵۸۲	۲۸۷۶۴
۱۳۷۲	۴	۲۸۴۸۴	۳۰۱۴۹	۲۸۰۷۰	۲۸۲۲۶	۳۰۱۹۳	۲۸۱۴۸	۲۹۸۰۷	۳۱۷۲۶	۳۱۲۷۷	۳۱۶۱۱	۳۳۸۱۱	۳۶۴۵۱	۳۴۸۱۴	۳۵۴۹۶	۳۳۷۰۱	۳۲۹۵۷	۳۳۱۵۳	۳۳۴۹۸
۱۳۷۳	۵	۴۱۴۴۲	۴۴۸۶۳	۴۲۶۰۶	۴۳۸۳۵	۴۷۴۵۳	۴۴۰۵۶	۴۷۵۴۵	۵۱۵۹۴	۵۱۰۴۱	۵۲۱۰۷	۵۵۹۹۷	۶۰۷۳۱	۵۸۰۲۱	۵۹۶۲۰	۵۶۴۷۶	۵۵۳۰۴	۵۵۵۹۰	۵۶۱۳۷
۱۳۷۴	۶	۶۸۹۹۴	۷۸۴۴۰	۷۷۵۷۲	۸۲۸۲۶	۹۲۲۵۲	۸۵۰۱۶	۹۴۸۶۷	۱۰۶۳۳۵	۱۰۵۷۹۱	۱۰۹۷۲۶	۱۱۸۸۱۵	۱۳۰۰۵۸	۱۲۴۳۱۰	۱۲۸۱۵۷	۱۲۲۰۱۵	۱۱۹۷۲۹	۱۲۰۲۰۶	۱۲۱۲۹۱
۱۳۷۵	۷	۷۸۱۸۹	۸۸۵۳۳	۸۷۲۷۱	۹۲۹۲۷	۱۰۳۲۷۱	۹۵۲۳۳	۱۰۵۹۸۸	۱۱۸۵۴۰	۱۱۷۸۸۷	۱۲۲۱۵۹	۱۳۲۱۸۸	۱۴۴۶۰۵	۱۳۸۲۱۰	۱۴۲۴۵۶	۱۳۵۵۸۲	۱۳۲۰۲۴	۱۳۳۵۵۶	۱۳۴۷۷۸
۱۳۷۶	۸	۹۲۱۱۴	۱۰۴۲۶۸	۱۰۲۷۵۷	۱۰۹۳۹۳	۱۲۱۵۵۱	۱۱۲۰۸۳	۱۲۴۷۲۲	۱۳۹۴۷۷	۱۳۸۷۰۶	۱۴۳۲۷۰	۱۵۵۵۱۳	۱۷۰۱۱۳	۱۶۲۵۹۰	۱۶۷۵۸۲	۱۵۹۴۹۲	۱۵۶۴۸۰	۱۵۷۱۱۸	۱۵۸۵۴۵
۱۳۷۷	۹	۱۰۹۹۰۵	۱۲۳۴۹۳	۱۲۰۹۸۷	۱۲۸۱۲۲	۱۴۱۸۰۳	۱۳۰۸۹۱	۱۴۵۰۱۲	۱۶۱۴۴۲	۱۶۰۴۳۰	۱۶۵۸۸۲	۱۷۹۳۲۱	۱۹۵۹۲۴	۱۸۷۲۴۸	۱۹۲۹۲۹	۱۸۳۴۸۴	۱۷۹۹۷۳	۱۸۰۷۳۳	۱۸۲۳۴۴
۱۳۷۸	۱۰	۱۲۷۰۰۷	۱۴۱۸۲۰	۱۳۸۱۸۲	۱۴۵۶۰۸	۱۶۰۵۵۷	۱۴۸۳۴۵	۱۶۳۶۲۷	۱۸۱۴۲۴	۱۸۰۱۵۶	۱۸۵۹۰۰	۲۰۰۰۷۶	۲۱۹۱۱۱	۲۰۹۳۶۶	۲۱۵۴۶۶	۲۰۴۹۷۴	۲۰۰۹۹۹	۲۰۱۸۷۸	۲۰۳۷۵۴
۱۳۷۹	۱۱	۱۴۷۶۵۹	۱۶۰۴۶۷	۱۵۲۹۰۴	۱۵۷۸۱۵	۱۷۱۲۶۹	۱۵۸۹۰۵	۱۷۲۰۰۶	۱۸۷۲۱۵	۱۸۵۳۰۷	۱۸۹۲۶۴	۲۰۳۷۵۵	۲۲۱۱۸۰	۲۱۱۳۱۸	۲۱۷۲۱۳	۲۰۵۸۵۹	۲۰۱۶۲۷	۲۰۲۶۶۴	۲۰۴۶۲۶
۱۳۸۰	۱۲	۱۵۴۰۹۳	۱۶۵۱۰۴	۱۵۵۳۹۸	۱۵۸۵۰۳	۱۷۰۴۱۵	۱۵۸۵۰۴	۱۶۹۶۲۹	۱۸۲۵۳۲	۱۸۰۳۱۶	۱۸۳۲۸۶	۱۹۶۵۷۲	۲۱۲۶۶۷	۲۰۳۱۳۱	۲۰۸۵۳۹	۱۹۷۲۶۱	۱۹۳۰۵۵	۱۹۴۱۱۶	۱۹۶۰۷۴
۱۳۸۱	۱۳	۱۷۴۳۸۵	۱۸۶۱۲۸	۱۷۴۶۱۰	۱۷۷۵۱۷	۱۹۰۳۵۸	۱۷۷۱۷۶	۱۸۹۰۱۵	۲۰۲۷۲۸	۲۰۰۱۲۶	۲۰۳۰۴۶	۲۱۷۶۳۳	۲۳۵۱۹۱	۲۲۴۶۵۶	۲۲۰۵۵۱	۲۱۷۹۵۹	۲۱۳۲۶۲	۲۱۴۶۶۳	۲۱۶۶۶۶
۱۳۸۲	۱۴	۱۹۴۰۶۶	۲۰۶۳۰۰	۱۹۲۸۲۷	۱۹۵۲۶۴	۲۰۸۹۰۸	۱۹۴۵۸۸	۲۰۶۸۷۳	۲۲۱۰۹۳	۲۱۸۱۲۶	۲۲۰۹۲۹	۲۳۶۵۷۷	۲۵۵۲۴۶	۲۴۲۸۹۳	۲۳۰۱۹۶	۲۳۱۲۲۹	۲۳۳۵۵۶	۲۳۴۷۵۶	۲۳۶۹۵۶
۱۳۸۳	۱۵	۲۲۳۲۱۷	۲۴۳۵۰۲	۲۳۳۷۲۱	۲۲۲۷۶۶	۲۴۴۸۴۹	۲۱۹۵۵۵	۲۲۹۳۲۷	۲۴۰۵۸۴	۲۳۶۵۴۸	۲۳۷۲۱۴	۲۵۲۷۸۲	۲۷۱۲۳۵	۲۵۸۹۸۱	۲۶۵۰۹۱	۲۶۴۲۸۰	۲۶۵۴۲۵	۲۶۸۰۸۶	۲۷۱۳۱۴
۱۳۸۴	۱۶	۲۵۵۶۸۲	۲۶۶۴۸۹	۲۴۴۸۱۶	۲۴۳۷۴۵	۲۵۹۹۴۲	۲۴۰۲۴۹	۲۵۰۹۰۱	۲۶۳۱۶۲	۲۵۸۷۴۱	۲۵۹۴۵۲	۲۷۶۶۲۲	۲۹۶۶۲۰	۲۸۳۳۴۰	۲۸۹۹۱۷	۲۷۲۹۷۴	۲۶۶۶۶۶	۲۶۸۴۰۲	۲۷۱۳۱۴
۱۳۸۵	۱۷	۲۹۲۰۲۲	۳۰۱۹۲۹	۲۷۴۱۹۹	۲۶۹۷۷۲	۲۸۱۵۳۹	۲۶۴۶۶۲	۲۷۲۱۶۳	۲۸۱۵۲۷	۲۷۶۰۸۲	۲۷۴۷۲۱	۲۹۱۶۵۵	۳۱۱۴۵۶	۲۹۷۳۲۵	۳۰۳۸۰۷	۲۸۵۲۷۶	۲۷۸۵۰۲	۲۸۰۳۶۲	۲۸۲۵۳۱
۱۳۸۶	۱۸	۳۱۲۱۲۷	۳۲۴۳۵۷	۲۹۶۹۴۱	۲۹۴۵۸۸	۳۰۹۶۱۱	۲۸۹۲۲۹	۳۰۱۴۳۱	۳۱۴۸۷۷	۳۰۹۳۵۳	۳۰۹۵۱۵	۳۲۹۶۶۶	۳۵۳۰۰۳	۳۳۷۰۴۵	۳۴۴۸۱۹	۳۳۴۴۱۲	۳۱۶۹۹۱	۳۱۸۹۲۶	۳۲۴۴۳۰

((بررسی ترجیحات سال ۱۳۷۴ نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان چای، با وجود در دسترس بودن سبب مصرفی ۴، اقدام به انتخاب سبب ۶ نموده‌اند که این انتخاب باعث ایجاد نقض در ترجیحات مصرف‌کنندگان می‌شود)).

بدین معنا که مصرف‌کنندگان چای، در سال ۱۳۷۴ سبب ۴ را با وجود امکان خرید سبب ۶، انتخاب کرده‌اند و در واقع سبب ۴ را به طور آشکار بر سبب ۶ ترجیح داده‌اند. بنابراین، با توجه به اصل ضعیف ترجیحات آشکار شده، انتظار نیست که در هیچ دوره زمانی دیگری سبب کالای ۶ نسبت به کالای ۴ ترجیح داده شود.

جدول ۴- نرمال کردن ماتریس WARP برای مصرف‌کنندگان چای کشور (دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۹)

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	
۱۳۶۹	۱	۱	۱/۱۲	۱/۱۰	۱/۱۷	۱/۲۹	۱/۱۹	۱/۳۲	۱/۴۷	۱/۴۶	۱/۵۲	۱/۶۴	۱/۷۹	۱/۷۱	۱/۷۶	۱/۶۸	۱/۶۴	۱/۶۵	۱/۶۷
۱۳۷۰	۲	۰/۹۰	۱	۰/۹۷	۱/۰۲	۱/۱۲	۱/۰۳	۱/۱۳	۱/۳۵	۱/۲۴	۱/۲۸	۱/۳۸	۱/۵۰	۱/۴۴	۱/۴۸	۱/۴۱	۱/۳۸	۱/۳۸	۱/۴۰
۱۳۷۱	۳	۰/۹۷	۱/۰۵	۱	۱/۰۳	۱/۱۱	۱/۰۳	۱/۱۱	۱/۲۱	۱/۱۹	۱/۲۲	۱/۳۱	۱/۴۲	۱/۳۶	۱/۳۹	۱/۳۲	۱/۲۹	۱/۳۰	۱/۳۱
۱۳۷۲	۴	۱/۰۱	۱/۰۶	۰/۹۹	۱	۱/۰۷	۰/۹۹	۱/۰۵	۱/۱۲	۱/۱۰	۱/۱۲	۱/۱۹	۱/۲۹	۱/۲۳	۱/۲۶	۱/۱۹	۱/۱۶	۱/۱۷	۱/۱۸
۱۳۷۳	۵	۰/۸۷	۰/۹۵	۰/۹۰	۰/۹۲	۱	۰/۹۳	۱	۱/۰۹	۱/۰۸	۱/۱۰	۱/۱۸	۱/۲۸	۱/۲۲	۱/۲۶	۱/۱۹	۱/۱۷	۱/۱۷	۱/۱۸
۱۳۷۴	۶	۰/۸۱	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۷	۱/۰۹	۱	۱/۱۲	۱/۳۵	۱/۲۴	۱/۲۹	۱/۴۰	۱/۵۳	۱/۴۶	۱/۵۱	۱/۴۴	۱/۴۱	۱/۴۱	۱/۴۳
۱۳۷۵	۷	۰/۷۴	۰/۸۴	۰/۸۲	۰/۸۸	۰/۹۷	۰/۹۰	۱	۱/۱۲	۱/۱۱	۱/۱۵	۱/۲۵	۱/۳۶	۱/۳۰	۱/۳۴	۱/۲۸	۱/۲۵	۱/۲۶	۱/۲۷
۱۳۷۶	۸	۰/۶۶	۰/۷۵	۰/۷۴	۰/۷۸	۰/۸۷	۰/۸۰	۰/۸۹	۱	۰/۹۹	۱/۰۳	۱/۱۱	۱/۲۲	۱/۱۷	۱/۲۰	۱/۱۴	۱/۱۲	۱/۱۳	۱/۱۴
۱۳۷۷	۹	۰/۶۹	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۸۰	۰/۸۸	۰/۸۲	۰/۹۰	۱/۰۱	۱	۱/۰۳	۱/۱۲	۱/۲۲	۱/۱۷	۱/۲۰	۱/۱۴	۱/۱۲	۱/۱۳	۱/۱۴
۱۳۷۸	۱۰	۰/۶۸	۰/۷۶	۰/۷۴	۰/۷۸	۰/۸۶	۰/۸۰	۰/۸۸	۰/۹۸	۰/۹۷	۱	۱/۰۸	۱/۱۸	۱/۱۳	۱/۱۶	۱/۱۰	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۱۰
۱۳۷۹	۱۱	۰/۷۲	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۸۴	۰/۷۸	۰/۸۴	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۳	۱	۱/۰۹	۱/۰۴	۱/۰۷	۱/۰۱	۰/۹۹	۰/۹۹	۱
۱۳۸۰	۱۲	۰/۷۲	۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۷۵	۰/۸۰	۰/۷۵	۰/۸۰	۰/۸۶	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۹۲	۱	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۲
۱۳۸۱	۱۳	۰/۷۸	۰/۸۳	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۸۵	۰/۷۹	۰/۸۴	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۹۷	۱/۰۵	۱	۱/۰۳	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۶
۱۳۸۲	۱۴	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۸۳	۰/۷۸	۰/۸۳	۰/۸۸	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۹۵	۱/۰۲	۰/۹۷	۱	۰/۹۴	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۹۴
۱۳۸۳	۱۵	۰/۹۴	۰/۹۸	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۹۵	۱/۰۱	۱/۰۹	۱/۰۴	۱/۰۶	۱	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۹
۱۳۸۴	۱۶	۰/۹۶	۱	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۶	۰/۹۰	۰/۹۴	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۷	۱/۰۴	۱/۱۱	۰/۰۶	۱/۰۹	۱/۰۲	۱	۱/۰۱	۱/۰۲
۱۳۸۵	۱۷	۰/۰۵	۱/۰۸	۰/۹۸	۰/۹۶	۱	۰/۹۴	۰/۹۷	۱	۰/۹۸	۰/۹۸	۱/۰۴	۱/۱۱	۱/۰۶	۱/۰۸	۱/۰۲	۰/۹۹	۱	۱/۰۱
۱۳۸۶	۱۸	۰/۹۷	۱/۰۱	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۶	۰/۹۰	۰/۹۳	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۶	۱/۰۲	۱/۰۹	۱/۰۵	۱/۰۷	۱/۰۱	۰/۹۸	۰/۹۹	۱

تقسیم‌بندی شده است. فرض عدم در این آزمون پایداری ترجیحات و فرض مقابل وجود شکست ساختاری است.

همانطور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود اولین نقطه زمانی که به عنوان شروع کار برای بررسی شکست احتمالی در نظر گرفته شد، سال ۱۳۷۰ بوده 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.

در این مرحله، بخش اول شامل یک ماتریس ۲×۲ در گوشه‌ی چپ بالاست که تعداد جفت‌های آن ۱ (N₁ = ۱) و نقضی نیز در آن وجود ندارد (n₁ = 0)، لذا با استفاده از رابطه ۲، مقدار θ₁ برای این بخش، ۱۵۳ برآورد شد.

وجود یک جفت نقض از کل ۱۵۳ جفت درایه موجود (N = ((۱۸×۱۸) - ۱۸)/۲ = ۱۵۳) در ماتریس که نشان‌دهنده‌ی ۰/۶۵ درصد از کل می‌باشد، که دارای مقدار اندکی است. با توجه به این موضوع برغم اینکه تعداد اندک است نمی‌توان بسادگی نقضی را رد کرد، زیرا همیشه امکان بروز خطای اندازه‌گیری وجود دارد، لذا به منظور تشخیص علت نقض ترجیحات (وجود شکست ساختاری یا اثرگذاری پارامترهای غیرسیستماتیک) از آزمون کروسکال-والیس (K-W) استفاده شد. فرض صفر در آزمون فوق عدم وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان برای سبب چای داخلی است. برای بررسی آزمون K-W، ماتریس نرمال شده به صورت جدول ۵، براساس نقطه شکست سال ۱۳۷۴ به سه بخش مقدم، جفتی و موخر

۶، یک جفت نقض پیش آمده در ماتریس، در مرحله اول و دوم تقسیم‌بندی ماتریس به سه بخش، در بخش ۳، در مرحله سوم و چهارم در بخش ۲ و در مرحله پنجم تا پانزدهم در بخش ۱ قرار می‌گیرد. لذا در هر مرحله از آزمون مقادیر n_1, n_2, n_3 با هم متفاوت هستند که باید در انجام آزمون و محاسبه آماره‌ی θ_i در هر بخش به آن توجه داشت. برای بررسی وجود شکست ساختاری در آزمون مورد نظر، باید مقادیر آماره W محاسبه شده برای کالای مورد نظر را در تمامی دوره‌ها با آماره‌ی χ^2 در یکی از سطوح احتمالاتی مقایسه گردد، در صورتی که مقدار محاسبه شده برای آماره‌ی W بیشتر از χ^2 باشد، فرض مبنی بر شکست ساختاری در سال مورد نظر پذیرفته می‌شود. معمولاً بالاترین مقدار آماره W محاسبه شده در سالی است که در آن شکست ساختاری اتفاق افتاده است.

در بخش دوم نیز تعداد زوج‌های موجود در این بخش ۳۲ و تعداد نقض برابر با صفر است، لذا مقدار θ_2 برای این بخش ۲۴۴۸ می‌باشد. در بخش سوم از مرحله‌ی اول آزمون $K-W$ نیز، تعداد زوج درایه‌ها برابر با ۱۲۰ و یک جفت نقض نیز در این بخش وجود دارد، لذا مقدار θ_3 معادل $9256/5$ محاسبه شد. با توجه به مقادیر θ_i محاسبه شده برای سه بخش و همچنین با استفاده از روابط ۳ و ۴، مقادیر آماره‌های K و W به ترتیب $0/005$ و $0/275$ محاسبه شد. در مرحله دوم آزمون $K-W$ ، بخش اول تبدیل به یک ماتریس 3×3 شده و دو بخش دیگر نیز به همین ترتیب تغییر یافت. لذا مقادیر آماره‌های K و W برای این مرحله نیز محاسبه شدند. با توجه به ۱۸ سال مورد بررسی، در مطالعه حاضر تعداد ۱۵ مرحله تقسیم‌بندی ماتریسی انجام و آماره‌های K و W محاسبه و به طور خلاصه در جدول ۶ ارائه شده‌اند. طبق جدول

جدول ۵- مرحله تقسیم ماتریس WARP به سه بخش مقدم، جفتی و مؤخر به منظور محاسبه آماره K-W

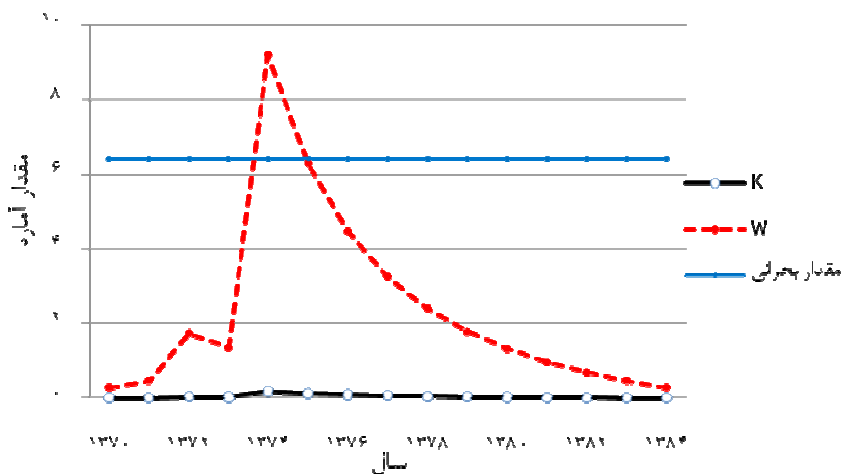
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	
۱۳۶۹	۱	۱/۱۱۲	۱/۱۰	۱/۱۴	۱/۱۹	۱/۲۲	۱/۲۷	۱/۳۲	۱/۳۶	۱/۴۲	۱/۵۲	۱/۶۴	۱/۷۹	۱/۱۰۱	۱/۱۲۶	۱/۱۶۸	۱/۲۱۰	۱/۲۶۵	۱/۳۳۲
۱۳۷۰	۲	۱/۹۰	۱	۱/۱۰	۱/۱۲	۱/۱۳	۱/۱۳	۱/۱۵	۱/۱۶	۱/۱۸	۱/۲۰	۱/۲۲	۱/۲۴	۱/۲۶	۱/۲۸	۱/۳۰	۱/۳۲	۱/۳۴	۱/۳۶
۱۳۷۱	۳	۱/۹۷	۱/۰۵	۱	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳
۱۳۷۲	۴	۱/۸۱	۱/۰۴	۱/۰۹	۱	۱/۰۷	۱/۰۵	۱/۱۲	۱/۱۰	۱/۱۲	۱/۱۹	۱/۲۹	۱/۳۳	۱/۲۶	۱/۱۹	۱/۱۶	۱/۱۷	۱/۱۷	۱/۱۸
۱۳۷۳	۵	۱/۸۷	۱/۰۵	۱/۰۹	۱/۰۲	۱	۱/۰۳	۱	۱/۰۹	۱/۰۸	۱/۱۰	۱/۱۸	۱/۲۲	۱/۲۶	۱/۱۹	۱/۱۷	۱/۱۷	۱/۱۸	۱/۱۸
۱۳۷۴	۶	۱/۸۱	۱/۰۲	۱/۰۹	۱/۰۷	۱/۰۹	۱	۱/۱۲	۱/۲۵	۱/۲۴	۱/۲۹	۱/۴۰	۱/۵۳	۱/۴۶	۱/۵۱	۱/۴۴	۱/۴۱	۱/۴۱	۱/۴۳
۱۳۷۵	۷	۱/۷۴	۱/۰۴	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۷	۱/۰۹	۱	۱/۱۲	۱/۱۱	۱/۱۵	۱/۲۵	۱/۳۶	۱/۳۰	۱/۳۴	۱/۲۸	۱/۲۵	۱/۲۶	۱/۲۷
۱۳۷۶	۸	۱/۶۶	۱/۰۵	۱/۰۴	۱/۰۸	۱/۰۷	۱/۰۸	۱/۰۹	۱	۱/۰۳	۱/۱۱	۱/۲۲	۱/۱۷	۱/۲۰	۱/۱۴	۱/۱۲	۱/۱۳	۱/۱۳	۱/۱۴
۱۳۷۷	۹	۱/۶۹	۱/۰۷	۱/۰۵	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۱	۱/۰۳	۱/۱۲	۱/۲۲	۱/۱۷	۱/۲۰	۱/۱۴	۱/۱۲	۱/۱۳	۱/۱۳	۱/۱۴
۱۳۷۸	۱۰	۱/۶۸	۱/۰۶	۱/۰۴	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۹	۱	۱/۰۸	۱/۱۸	۱/۱۳	۱/۱۶	۱/۱۰	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۱۰
۱۳۷۹	۱۱	۱/۷۲	۱/۰۹	۱/۰۵	۱/۰۷	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۳	۱	۱/۰۹	۱/۰۴	۱/۰۷	۱/۰۱	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱
۱۳۸۰	۱۲	۱/۷۲	۱/۰۸	۱/۰۳	۱/۰۵	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۶	۱/۰۶	۱/۰۲	۱	۱/۰۶	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۳
۱۳۸۱	۱۳	۱/۷۸	۱/۰۳	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۷	۱/۰۵	۱	۱/۰۳	۱/۰۷	۱/۰۵	۱/۰۵	۱/۰۵	۱/۰۶
۱۳۸۲	۱۴	۱/۷۸	۱/۰۲	۱/۰۷	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۵	۱/۰۲	۱/۰۷	۱	۱/۰۴	۱/۰۲	۱/۰۳	۱/۰۳	۱/۰۴
۱۳۸۳	۱۵	۱/۹۴	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۱	۱/۰۹	۱/۰۴	۱/۰۶	۱	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۹
۱۳۸۴	۱۶	۱/۹۶	۱	۱/۰۲	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۷	۱/۰۴	۱/۱۱	۱/۰۶	۱/۰۹	۱/۰۲	۱	۱/۰۱	۱/۰۱	۱/۰۲
۱۳۸۵	۱۷	۱/۰۵	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۶	۱	۱/۰۳	۱/۰۷	۱	۱/۰۸	۱/۰۸	۱/۰۴	۱/۱۱	۱/۰۶	۱/۰۵	۱/۰۲	۱/۰۹	۱	۱/۰۱
۱۳۸۶	۱۸	۱/۹۷	۱/۰۱	۱/۰۲	۱/۰۹	۱/۰۶	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۹	۱/۰۶	۱/۰۴	۱/۰۵	۱/۰۷	۱/۰۱	۱/۰۸	۱/۰۹	۱/۰۹	۱

جدول ۶- نتایج حاصل از بررسی آماره K-W برای ماتریس WARP ترجیحات مصرفی چای

Step	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵
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	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
n_2	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
n_3	۱	۱	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
Q_1	۷۶/۵	۲۲۹/۵	۴۵۹	۷۶۵	۱۲۲۴	۱۶۸۳	۲۲۱۸/۵	۲۸۳۰/۵	۳۵۱۹	۴۲۸۴	۵۱۲۵/۵	۶۰۴۳/۵	۷۰۳۸	۸۱۰۹	۹۲۵۶/۵
Q_2	۲۴۴۸	۳۴۴۲/۵	۴۲۸۴	۴۹۷۲/۵	۵۵۰۸	۵۸۹۰/۵	۶۱۲۰	۶۱۹۶/۵	۶۱۲۰	۵۸۹۰/۵	۵۵۰۸	۵۰۴۹	۴۳۶۰/۵	۳۴۴۲/۵	۲۴۴۸
Q_3	۹۲۵۶/۵	۸۱۰۹	۶۹۶۱/۵	۵۹۶۷	۵۰۴۹	۴۲۰۷/۵	۳۴۴۲/۵	۲۷۵۴	۲۱۴۲	۱۶۰۶/۵	۱۱۴۷/۵	۷۶۵	۴۵۹	۲۲۹/۵	۷۶/۵
K	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۸	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱
W	۰/۲۸	۰/۴۶	۰/۶۸	۰/۹۶	۱/۳۲	۱/۷	۲/۴	۳/۲۵	۴/۴۶	۶/۲۹	۹/۲	۱/۳۵	۱/۷۳	۰/۴۶	۰/۲۸
χ^2	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱	۶/۴۱

به عبارت دیگر شکست ساختاری ترجیحات در این سال رخ داده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که بیشترین میزان قاچاق چای در کشور در سال ۱۳۷۴ صورت گرفته است (Iran's tea Institute, 2010; Cheraghi and Gholipour, 2005; Khosravinezhad, 2009). بنظر می‌رسد هجوم چای‌های وارداتی به بازار داخل توجه مصرف‌کنندگان را به خود جلب نموده و با مصرف فراوان‌تر آن نسبت به سال‌های قبل، سبب تغییر ذائقه‌ی مصرف‌کنندگان این محصول و تغییر ترجیح آنها از چای داخلی به چای خارجی شده است.

شکل (۲)، توزیع مکانی مقادیر آماره‌ی W محاسبه شده در جدول ۴ را نشان می‌دهد. بر طبق نتایج این جدول و همچنین نمودار ۲ و با توجه به این موضوع که مقدار بحرانی آماره‌ی χ^2 با درجه‌ی آزادی ۱۷ و در سطح اطمینان ۱ درصد، معادل ۶/۴۱ می‌باشد، تنها در سال ۱۳۷۴ مقدار W محاسبه شده بیشتر از مقدار بحرانی χ^2 می‌باشد. طبق نمودار ۲، مقدار W محاسبه شده برای سال ۱۳۷۴ برابر با ۹/۲ می‌باشد که از مقدار بحرانی χ^2 که معادل ۶/۴۱ می‌باشد، بیشتر است. لذا فرض شکست ساختاری در این سال پذیرفته می‌شود و



شکل ۲- مقادیر آماره‌های W و K و همچنین مقدار بحرانی آماره‌ی χ^2

پیشنهادها

در مطالعه‌ی حاضر، تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان سید کالای چای کشور در دوره‌ی زمانی ۸۶-۱۳۶۹ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که ترجیحات مصرف چای کشور در سال ۱۳۷۴ دچار یک شکست ساختاری شده است. بنظر می‌رسد مقادیر زیاد قاچاق چای خارجی و پر شدن بازار داخلی از این کالا، مصرف‌کنندگان چای را به سمت مصرف چای خارجی سوق داده و تغییر در ذائقه ایشان را سبب شده باشد. بطوری که از آن سال به بعد همچنان مصرف سرانه چای خارجی نسبت به سرانه چای داخلی در حال افزایش می‌باشد. این وضعیت می‌بایست به عنوان هشدار جدی برای صنعت چای در کشور تلقی شود. طبعاً ادامه وضعیت موجود می‌تواند منجر به حذف کشت و تولید چای از الگوی تولید کشاورزی کشور شده و تعطیلی کامل صنایع مرتبط را به دنبال داشته باشد. بر همین اساس پیشنهادات زیر شاید بتواند از رسیدن تولید چای کشور به وضعیت غیر قابل برگشت جلوگیری نماید.

بنظر می‌رسد بسته بندی مناسب چای‌های خارجی و اطمینان بیشتر از رعایت بهداشت در پروسه فرآوری چای یکی از نکات مورد توجه است که موجب جلب نظر مصرف‌کنندگان این محصول شده باشد. بجاست این موارد مورد توجه تولیدگان چای داخلی نیز قرار گیرد.

بدون شک عطر و طعم چای خارجی عامل متمایز کردن این نوع چای از مشابه داخلی آن است. این خصوصیت، هم به عمل آوری چای و هم به وارسته بونه چای مربوط است. در این راستا پیشنهاد می‌شود سازمان چای موضوع را به صورت جدی مورد پژوهش و ارزیابی قرار دهد و در برنامه احیاء طرح جامع چای کشور پرورش وارسته‌های مناسب‌تر و یا ورود آن، زمینه را برای ارتقاء کیفی محصول داخلی فراهم آورد. بدون شک به روز نمودن تکنولوژی عمل آوری چای می‌تواند قدمی ارزنده و مفید به حساب آید. در این راستا، تشویق به سرمایه‌گذاری خارجی در صنعت چای کشور توسط سرمایه‌گذاران کشورهای پیشرو در صنعت چای جهان می‌تواند اقدامی مناسب تلقی شود.

بطور طبیعی تبلیغات بر روی کالاها، نقش عمده‌ای در جذب مشتریان بازی می‌کنند. کم رنگ بودن تبلیغات چای ایرانی در مقایسه با نوع خارجی می‌تواند یکی از دلایل توجه بیشتر به نمونه چای خارجی باشد. بنابراین، توجه به این مسئله می‌تواند بر روند فزاینده روگردانی از چای داخلی تاثیرگذار باشد و توصیه می‌شود. توجه به این مسئله از آن جهت اهمیت دارد که همواره نمونه‌هایی از چای ایرانی مورد توجه مصرف‌کنندگان داخلی بوده که اغلب به دلیل نبود اسانس‌های مضر در اینگونه چای می‌باشد.

REFERENCES

- Burton, M. P., & Young, T. (1991). Nonparametric tests for changes in consumer preferences for meat in Great Britain. *Journal of Agricultural Economics*, 42 (2): 138-145.
- Chalfant, J. A., & Alston, J. M. (1988). Accounting for changes in tastes. *Journal of Political Economy*, 96 (2): 391-410.
- Cheraghi, D., & Gholipour, S. (2009). Investigating economic policy on tea market adjustment in Iran, *Quarterly Journal of Economic Review*, 37 (1): 27-42. (In Farsi)
- Conover, W. J. (1999). *Practical Nonparametric Statistics*, (third ed.) Wiley, pp. 288-297.
- Famulari, M. (1995). A household-based nonparametric test of demand theory. *Review of Economics and Statistics*, 77 (2): 372-382.
- Frechette, D. L., & Jin, H. J. (2002). Distinguishing transitory nonlinear shocks from permanent structural change. *Structural Change and Economic Dynamics*, 13 (2): 231-248.
- Hildenbrand W. (1989). The weak axiom of revealed preference for market demand is strong. *Economica*, 57 (4): 979-985
- Iran's tea Institute. (2010), Center of Statistics and information of Tea, Statistics Book.
- Islamic republic of Iran customs Administration (IRICA). (2009). *Center of Statistics and information, Export and Import Statistics Book*. (In Farsi)
- 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 (1): 139-157.
- Jin, H. J. (2008). Change in South Korean consumers' preferences for meat. *Food Policy*, 33 (1): 74-84.
- Jin, H. J., & Kim, J. C. (2007). Effects of BSE outbreak in Washington State on agribusiness and food industry firms: an event study approach. *Applied Economics*, forthcoming.

13. Jin, H. J., & Koo, W.W. (2003). The effects of the BSE outbreak in Japan on consumers' preferences. *European Review of Agricultural Economics* 30 (2), 173–192.
14. Jung, J. (2000). Econometric estimation of demand for meat and fish products in Korea. North Dakota State University, Dissertation. 84 pages, AAT 1402572.
15. Khosravinezhad, A. A. (2005). Tea economics from production to consumption, Institute of programming research and agricultural economics, management of analyzing affairs and economic finding arrangement, Taban publishing, first edition.
16. Salami, H. A., & Kavosi Kalashami, M. (2011). Evaluating structural change in Iranian consumers' preference for rice commodity basket, *Agricultural Economics & Development*, 1(25): 90-99.
17. Statistical Center of Iran. (2009). Statistical yearbook, households' expenditure and revenues, Statistical Center of Iran.
18. Varian, H. R. (1982). The nonparametric approach to demand analysis. *Econometrica*, 50 (4): 945–973.
19. Varian, H. R. (1985). Non-parametric analysis of optimizing behavior with measurement error. *Journal of Econometrics*, 30 (1): 445-458.
20. Varian, H. R. (2005). Revealed preference. [Online]<<http://www.ischool.berkeley.edu/~hal/Papers/2005/revpref.pdf>> [15 Nov 2006].