

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۸، شماره ۱۱۰، تابستان ۱۳۹۹

DOI: 10.30490/aead.2020.265689.1021

بررسی ترجیحات آشکار شده شهروندان ایرانی برای قند و شکر

محمد رضا کهنسال^۱، الهه اعظم رحمتی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۴/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۹

چکیده

سهم بالای قند و شکر از انرژی مصرفی کشور بیانگر وابستگی شدید بدین محصولات در سبد غذایی بسیاری از خانوارهای ایرانی است. بنابراین، شناخت ترجیحات مصرف کنندگان این نوع محصولات برای سیاست گذاری و برنامه ریزی بسیار اهمیت دارد. در این راستا، در مطالعه حاضر، به منظور بررسی تغییر ترجیحات مصرف کنندگان مناطق شهری ایران برای محصولات قند و شکر در فاصله سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵، از آزمون ناپارامتری ترجیحات آشکار شده ضعیف (WARP) استفاده شد. نتایج بررسی اصل WARP نشان داد که در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، تناقضاتی در ترجیحات مصرف کنندگان این محصولات وجود

۱- نویسنده مسئول و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

(kohansal@um.ac.ir)

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

داشته و فرضیه پایایی ترجیحات مصرف کننده نقض شده است؛ و به نظر می‌رسد که افزایش تعرفه بر شکر وارداتی یکی از دلایل مهم نقض این فرضیه باشد.

کلیدواژه‌ها: ترجیحات، قند، شکر، ماتریس *WARP*.

طبقه‌بندی **JEL: D11**

مقدمه

سهم بالای قند و شکر از انرژی مصرفی کشور بیانگر این واقعیت است که بسیاری از خانوارهای ایرانی به شدت بدین محصولات در سبد غذایی خود وابسته‌اند. روند روبه‌رشد جمعیت و مصرف سرانه قند و شکر نشان می‌دهد که این محصولات غذایی سهم قابل توجهی در هزینه‌های مصرفی خانوارها به‌ویژه گروه‌های کم‌درآمد دارد و از کالاهای مهم وارداتی بخش کشاورزی است که از دو محصول نیشکر و چغدرقند به‌دست می‌آیند (Najafpour, 2013). با توجه به استفاده گسترده از قند و شکر به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم، مصرف جهانی این محصولات روزبه‌روز در حال افزایش است و تولیدکنندگان قند و شکر بازارهای جهانی این محصولات را با حساسیت زیاد زیر نظر دارند (Nasabian and Moghaddasi, 2010). بنابراین، شناخت ترجیحات مصرفی این نوع محصولات برای سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بسیار اهمیت دارد، چراکه به‌عنوان کالایی راهبردی همواره در کانون توجه دولت‌ها بوده است. مطالعه رفتار مصرف‌کننده و تحلیل چگونگی اختصاص درآمد محدود خانوار به کالاهای و خدمات گوناگون از مباحث علم اقتصاد خرد به‌شمار می‌آید (Khorrami Moghaddam, 2014). ترجیحات و انتخاب از پایه‌ای‌ترین و اساسی‌ترین مباحث اقتصادی و سرآغاز بسیاری از کتاب‌های نوشته‌شده در زمینه اقتصاد خرد و اقتصاد مصرف‌کننده است (Henderson and Quant, 1980; Hosseinzad and Pakrooh, 2016). در نظریه اقتصادی مصرف‌کننده، بنا به فرض اقتصاددانان، مصرف‌کنندگان بهترین سبد کالاها را که بتوانند،

انتخاب می‌کنند، به گونه‌ای که در این نظریه، مفهوم «بهترین» بسیار اهمیت دارد. نقطه شروع «تصمیم فرد» مجموعه‌ای از گزینه‌های ممکن است که فرد باید از میان آنها انتخاب کند و در این انتخاب، رفتار عقلایی داشته باشد (Henderson and Quant, 1980). محققان برای بررسی صحت فرض عقلایی رفتار مصرف‌کننده به دنبال راهی بوده‌اند تا بتوان با استفاده از جلوه‌های بیرونی رفتار مصرف‌کننده که همان سبدهای کالایی انتخابی اوست، به محتوای درونی رفتار وی که رفتار عقلایی است، پی ببرند. آزمون‌های ناپارامتری ترجیحات آشکارشده راهی است که به همین منظور پیشنهاد شده است (Varian, 2006) و این انتظار را منعکس می‌سازد که انتخاب‌های مشاهده‌شده یک فرد باید درجه مشخصی از سازگاری را نشان دهد (Henderson and Quant, 1980)، بدین معنی که با مقایسه هزینه‌های ترکیبات مختلف کالاها در موقعیت‌های قیمتی مرتبط مختلف، می‌توان استنباط کرد که یک مجموعه از کالاهای معین مرجح بر مجموعه‌های دیگر است. اگر یک مجموعه کامل از شرایط سازگاری با اصول ترجیحات آشکارشده یافت شود که برای مصرف‌کننده نمونه در همه موقعیت‌های ممکن بازار راضی‌کننده باشد، می‌توان به انتقال‌پذیری انتخاب مصرف‌کننده پی برد و بنابراین، یک تابع مطلوبیت ترتیبی را برای او ساخت (Jin and Koo, 2003). در زمینه مقایسه هزینه‌های ترکیبات مختلف کالاها در موقعیت‌های قیمتی مرتبط مختلف و استنباط ترجیحات مجموعه‌ای از کالاهای معین بر مجموعه‌های دیگر بر اساس اصل ترجیحات آشکارشده، مطالعات متعدد صورت گرفته است که در پی، پاره‌ای از این پژوهش‌ها یادآوری می‌شود.

توانا و همایونی‌فر (Tavana and Homayounifar, 2008)، با بررسی داده‌های قیمت و مقدار انواع روغن نباتی در فروشگاه‌های رفاه کشور طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵، نتیجه گرفتند که سیزده تناقض در رفتار عقلایی مصرف‌کنندگان این محصولات وجود دارد. همچنین، همایونی‌فر و توانا (Homayounifar and Tavana, 2008)، با بررسی وجود رفتار عقلایی در داده‌های مصرف خانوارهای روستایی ایران طی دوره ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۴، نتیجه گرفتند که در کل داده‌های مصرف هیچ‌گونه تناقضی مشاهده نمی‌شود، ولی در گروه کالاهای کشاورزی، چهار مورد تناقض دیده

شده است. سلامی و کاووسی کلاشمی (Salami and Kavooosi Kalashami, 2011) به ارزیابی رخدادهای تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای سبد کالایی برنج داخلی و خارجی پرداختند و نتایج نشان داد که رخداد نقض ترجیحات آشکار شده در سال ۱۳۸۷ به دلیل تکانه‌های غیرخطی موقت بوده و ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای برنج داخلی پایدار است. همچنین، سلامی و همکاران (Salami et al., 2012) پایداری و وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان ایرانی برای سبد کالایی چای داخلی و خارجی در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶ را مورد آزمون قرار دادند و نتایج آزمون ناپارامتریک ترجیحات آشکار شده نشان داد که در سال ۱۳۷۴، یک تناقض در ترجیحات مصرف کنندگان این کالا وجود داشته و فرضیه پایایی ترجیحات مصرف کننده را نقض کرده است. حسین‌زاد و پاک‌روح (Hosseinzad and Pakrooh, 2016)، با توجه به نقش ترجیحات در شکل‌گیری تقاضا و با بهره‌گیری از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک، به بررسی وجود تغییرات ساختاری در ترجیحات مصرف کنندگان برای گوشت مرغ و گوشت قرمز طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۲ پرداختند؛ نتایج برآورد رهیافت ناپارامتریک حاکی از وجود یک تناقض در سال ۱۳۷۹ و نتایج برآورد رهیافت پارامتریک نیز حاکی از وجود شکست پایدار در روند مصرف گوشت است، که علت بروز چنین نتایجی را شیوع بیماری جنون گاوی دانسته‌اند. سلامی و محتشمی (Salami and Mohtashami, 2017)، به منظور نشان دادن سطح فقر در استان‌های کشور، از نظریه ترجیحات آشکار شده در زمینه‌های دیگری مانند مناسب بودن یا نبودن خط فقر ملی استفاده کردند؛ نتایج حاکی از آن بود که خط فقر مطلق استانی، حتی با انجام تعدیل‌هایی، در اغلب استان‌ها با هم سازگار نیستند و در نتیجه، استفاده از یک خط فقر ملی نمی‌تواند مناسب باشد.

جین (Jin, 2008)، با بهره‌گیری از اصل ضعیف و قوی ترجیحات آشکار شده، به بررسی تغییرات در ترجیحات مصرف کنندگان گوشت در کشور کره جنوبی پرداخت؛ نتایج حاکی از وجود دوازده جفت نقض در ماتریس ترجیحات آشکار شده^۱ ضعیف بود و از این رو، بررسی آماره

1. Weak Axiom of Revealed Preference (WARP)

K-W نشان داد که در سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۰۱، ترجیحات مصرف‌کنندگان گوشت در کاین کشور، به ترتیب، به دلیل بحران مالی آسیا و بیماری جنون گاوی ژاپنی، دچار شکست ساختاری شده است. مطالعات دیگری نیز در سایر کشورها با استفاده از اصل ترجیحات آشکارشده صورت گرفته است (Levell, 2014; Cherchye et al., 2011; Jin and Kim, 2007; Jin and Koo, 2003; Frechette and Jin, 2002).

هدف مطالعه حاضر این است که با بررسی ترجیحات آشکار شده مصرف‌کنندگان دو محصول قند و شکر، به ارزیابی و تحلیل وجود یا عدم وجود تغییرات ساختاری در ترجیحات این مصرف‌کنندگان در مناطق شهری ایران بپردازد. از آنجا که تاکنون در هیچ مطالعه‌ای، این دو محصول به شیوه WARP ارزیابی نشده است، مطالعه حاضر را می‌توان از این حیث گامی جدید محسوب کرد که با نشان دادن تغییرات ترجیحات این محصولات اساسی و کشف دلایل آن، مسئولان ذی‌ربط را در سیاست‌گذاری‌های مفیدتر یاری دهد.

مواد و روش‌ها

برای تحلیل رفتار تقاضای مصرف‌کنندگان می‌توان از دو روش پارامتریک^۱ و ناپارامتریک^۲ استفاده کرد (Jin, 2006). در رهیافت پارامتریک، با انتخاب یک فرم تابعی برای تابع تقاضا، یکی از آزمون‌های چو^۳، ضرایب تصادفی^۴ و فیلتر کالمن^۵، برای آزمون پایایی ترجیحات به کار می‌رود (Jin, 2008). رهیافت ناپارامتریک در بررسی ترجیحات ارائه شده توسط واریان (Varian, 1982) از یک منطق اقتصادی مبتنی بر اصل ترجیحات آشکارشده تبعیت می‌کند (Kitamura and Stoye, 2017). به علاوه، این رویکرد هیچ شکل تابعی خاصی به تابع مطلوبیت و به تبع آن، به تقاضا تحمیل نمی‌کند و مشکلات رایج در برآوردهای

1. parametric
2. non-Parametric
3. Chow test
4. random coefficients
5. Kalman filter

پارامتریک از جمله ناهمسانی، خودهمبستگی و نرمال بودن جمله خطا (که در صورت عدم توجه در بسیاری از مواقع منجر به دستیابی به نتایج نادرست می‌شوند) در این روش مطرح نیست. رهیافت ناپارامتریک در بررسی ترجیحات بر این اصل استوار است: «وقتی مصرف‌کننده‌ای سبد کالایی را در یک زمان انتخاب کند، در حالی که در همان زمان توان خرید سبدهای دیگر را نیز داشته است، این موضوع آشکار می‌شود که مصرف‌کننده سبد انتخابی را به سایر سبدهای موجود ترجیح داده است». حال اگر این اصل نقض شود، صحت فرض رفتار عقلایی مصرف‌کننده مورد تردید قرار می‌گیرد. اصل یادشده در قالب ترجیحات آشکارشده^۱ مستقیم بیان می‌شود، که نقض آن دلیلی بر تغییر در ترجیحات مصرف‌کننده است. پی بردن بدین نقض با تشکیل ماتریسی به نام WARP مورد آزمون قرار می‌گیرد و تشکیل این ماتریس اولین گام به‌شمار می‌رود (Varian, 1985). در این ماتریس، درایه‌های هر ردیف نشان‌دهندهٔ مخارج سبدهای مختلف کالا (در اینجا، قند و شکر) بر اساس قیمت آنها در یک سال خاص و ستون‌های آن گویای مخارج خرید یک سبد مشخص کالا در سال‌های مختلف مورد بررسی است. علاوه بر این، در این ماتریس، درایه‌های قطری مخارج سبد انتخاب‌شده در هر کدام از سال‌های مطالعه را آشکار می‌کند. بنابراین، با مشخص کردن دو بردار قیمت قند و شکر و مقادیر مصرف آنها در دوره زمانی t ، ماتریس اولیه $t \times t$ برای آزمون WARP از ضرب دو بردار یادشده به‌دست می‌آید.

بر اساس نظر واریان (Varian, 1982)، برای اینکه راحت‌تر بتوان با استفاده از این ماتریس، نقض ترجیحات را مشخص کرد، درایه‌های این ماتریس با تقسیم آنها بر درایه‌های قطر اصلی با استفاده از رابطه (۱) نرمال می‌شوند.

$$M_{st} = \frac{P_s q_t}{P_t q_s} \quad (1)$$

که در آن، 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 همچنین، M_{st} درایه‌های ماتریس نرمال‌شده است. بر اساس

1. Direct Revealed Preference (DRP)

رابطه (۱)، درایه‌های قطر اصلی که مخارج سبدهای انتخاب شده در هر کدام از سال‌های مورد مطالعه توسط مصرف کنندگان است، عدد یک را به خود می‌گیرد. همین ماتریس برای تشخیص نقض ترجیحات به کار گرفته می‌شود. بر اساس نظر واریان (Varian, 1982)، وجود درایه‌های کمتر از یک در دو طرف قطر اصلی این ماتریس نشانه‌ای از تناقض در اصل WARP و در نتیجه، تغییر ساختاری در ترجیحات در فاصله زمانی بین زمان‌های s و t است. البته تعداد کمی نقض در ماتریس یاد شده نیز نمی‌تواند الزاماً دلیلی قاطع بر نقض فرضیه رفتار عقلایی باشد، بلکه ممکن است خطای اندازه‌گیری این مشکل را موجب شده باشد. بر همین اساس، آزمون‌های تکمیلی برای بررسی اثرات غیرسیستماتیک ضروری است (Frenchette and Jin, 2002).

آزمون اثرات غیرسیستماتیک از ترکیب آزمون WARP واریان (Varian, 1982) و آزمون مرتبه جمعی هم‌ارزی توزیع احتمالاتی^۱ حاصل می‌شود. برای انجام این آزمون، ماتریس WARP بر اساس نقطه شکست احتمالی Z به سه بخش تقسیم می‌شود. بخش مقدم^۲ شامل درایه‌های گوشه‌ای بالا و چپ است، به گونه‌ای که در این بخش، تمام درایه‌های M_{st} شرط $s, t < Z$ را تأمین می‌کنند؛ بخش موخر^۳ در بردارنده درایه‌های گوشه‌ای راست و پایین است و تمامی درایه‌های آن شرط $s, t > Z$ را برقرار می‌سازند؛ و بخش جفتی شامل درایه‌های گوشه‌ای چپ و پایین و نیز راست و بالاست و به ترتیب، شرایط $s < z < t$ و $s < z < t$ را دارند (Frenchette and Jin, 2002).

با تقسیمات یاد شده، تعداد نقض‌های WARP در هر بخش محاسبه می‌شود و احتمال رخداد نقض در هر بخش ماتریس به دست 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 این حالت به مفهوم تغییر دائمی ساختار ترجیحات یا وجود شکست ساختاری در نقطه‌ای مانند Z است. از این رو، برای برقراری ثبات ترجیحات، باید

1. rank-sum test of distributional equivalence
2. early partition
3. late partition

در هر مرحله از آزمایش، هر سه توزیع احتمالاتی همسان باشند. بر اساس نظر کانور (Conover, 1999)، برای سنجش این وضعیت و بررسی انتقال نقض ترجیحات از یک سال به سال دیگر، باید آماره کروسکال-والیس^۱ محاسبه شود. فرضیه صفر در انجام این آزمون «همسان بودن سه توزیع احتمالاتی» است، که نشان دهنده ترجیحات پایدار است. 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 می‌شود 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:

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

که در آن، $\left[N - \frac{n-1}{2} \right]$ و $\left[\frac{N-n+1}{2} \right]$ نشان دهنده میانگین مرتبه^۲ نقض‌ها و غیرنقض‌ها و مقدار θ_i نشان دهنده میانگین مرتبه جمعی است. بر این اساس، آماره K-W به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

شکل تعمیم یافته^۳ آماره یادشده (که بیشتر برای نمونه‌های بزرگ توصیه می‌شود) به صورت زیر است (Conover, 1999):

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

این آماره 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

1. Kruskal-Wallis
2. average rank
3. adjusted Kruskal-Wallis

ترجیحات پایدار پذیرفته می شود؛ و در غیر این صورت، فرض مقابل مبنی بر شکست ساختاری تأیید می شود (Hosseinzad and Pakrooh, 2016; Salami et al., 2012).

برای تشکیل ماتریس WARP و انجام آزمون یاد شده نیاز به داده های قیمت و مقدار مصرف سرانه قند و شکر است. در پژوهش حاضر، از سرانه مصرف قند و شکر در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ بر حسب کیلوگرم استفاده شده است و این اطلاعات از طرح هزینه خانوار و قیمت ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده و محاسبات لازم در نرم افزار اکسل انجام شده است.

نتایج و بحث

خلاصه ای از ویژگی های آماری داده های مورد استفاده در پژوهش حاضر در جدول ۱ آمده است. برای بررسی ترجیحات مصرف کنندگان قند و شکر در مناطق شهری، ماتریس WARP از حاصل ضرب 10×1 قیمت و 1×10 مقدار تشکیل شده، که خلاصه ویژگی های آماری آنها در جدول ۲ آمده است.

جدول ۱- خلاصه ویژگی های آماری داده های مورد استفاده در پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل مقدار	حداکثر مقدار
مقدار مصرف سرانه قند (کیلوگرم در سال)	۲۳/۳	۴/۲۷	۱۶	۲۹
مقدار مصرف سرانه شکر (کیلوگرم در سال)	۱۲/۵	۲/۸۰	۹	۱۷
قیمت قند (ریال در هر کیلوگرم)	۲۰۰۳۴	۱۰۳۳۹	۸۱۷۹	۳۹۳۸۸
قیمت شکر (ریال در هر کیلوگرم)	۱۷۳۸۴	۹۸۷۹	۵۹۳۲	۳۵۵۹۷

مأخذ: یافته های پژوهش

هر کدام از درایه های این ماتریس نشان دهنده مخارج یا هزینه های مختلف سبدهای قند و شکر با قیمت سال های مختلف است. در این ماتریس، اعداد قطر اصلی هزینه های صرف شده برای مصرف قند و شکر در هر سال را نشان می دهد.

جدول ۲- تشکیل ماتریس WARP برای مصرف کنندگان قند و شکر در مناطق شهری ایران
(دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۶)

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱۳۸۶	۳۳۸۰۴۲	۳۰۹۸۲۰	۳۱۵۷۵۲	۳۰۳۸۸۷	۲۶۲۶۸۰	۲۴۵۱۹۵	۲۴۵۱۹۵	۲۳۱۰۸۴	۲۰۶۵۴۶	۱۸۴۲۵۶
۱۳۸۷	۳۸۴۰۱۶	۳۵۱۸۹۷	۳۵۸۷۰۶	۳۴۵۰۸۹	۳۰۳۷۲۰	۲۷۸۴۱۰	۲۷۸۴۱۰	۲۶۲۳۵۰	۲۳۴۵۹۸	۲۰۹۲۸۸
۱۳۸۸	۴۴۶۶۷۵	۴۰۸۹۰۸	۴۱۷۳۲۰	۴۰۰۴۹۶	۳۵۲۲۵۸	۳۲۲۹۰۳	۳۲۲۹۰۳	۳۰۴۰۲۰	۲۷۲۶۰۵	۲۴۳۲۵۰
۱۳۸۹	۵۸۱۱۷۸	۵۳۸۱۹۱	۵۴۹۵۷۷	۵۲۶۸۰۴	۴۶۳۲۰۹	۴۲۴۶۰۸	۴۲۴۶۰۸	۳۹۹۶۱۵	۳۵۸۷۹۴	۳۲۰۱۹۳
۱۳۹۰	۷۲۵۱۰۳	۶۶۳۲۱۸	۶۷۷۵۷۱	۶۴۸۸۶۵	۵۷۰۳۹۰	۵۲۲۸۵۷	۵۲۲۸۵۷	۴۹۱۹۱۴	۴۴۲۱۴۵	۳۹۴۶۱۲
۱۳۹۱	۸۵۷۹۶۹	۷۸۴۸۱۷	۸۰۱۷۱۱	۷۶۷۹۲۳	۵۲۲۸۵۷	۵۹۶۰۴۸	۶۱۸۸۳۳	۵۸۱۲۵۷	۵۲۳۲۱۱	۴۶۶۹۵۴
۱۳۹۲	۱۱۲۶۲۵۲	۱۰۲۹۹۴۹	۱۰۵۲۴۶۱	۱۰۰۷۴۳۷	۵۲۲۸۵۷	۸۱۱۷۰۳	۷۴۲۱۸۱	۷۶۳۵۵۱	۶۸۶۶۳۲	۶۱۲۸۴۱
۱۳۹۳	۱۲۲۳۱۴۱	۱۱۱۸۴۳۵	۱۱۴۳۰۲۶	۱۰۹۳۸۴۴	۴۹۱۹۱۴	۸۸۱۲۶۱	۸۸۱۲۶۱	۸۲۸۹۰۸	۷۴۵۶۲۳	۶۶۵۵۰۸
۱۳۹۴	۱۳۲۸۵۵۳	۱۲۱۴۲۸۷	۱۲۴۱۶۴۶	۱۱۸۶۹۲۷	۴۴۲۱۴۵	۹۵۵۹۷۹	۹۵۵۹۷۹	۸۹۸۸۴۶	۸۰۹۵۲۴	۷۲۲۶۱۷
۱۳۹۵	۱۷۴۷۳۹۸	۱۵۹۷۴۲۹	۱۶۳۳۰۲۵	۱۵۶۱۸۳۱	۳۹۴۶۱۲	۱۲۵۸۱۰۱	۱۲۵۸۱۰۱	۱۱۸۳۱۱۷	۱۰۶۴۹۵۲	۹۵۰۵۷۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعد، ماتریس WARP به حالت نرمال تبدیل شد. ماتریس نرمال شده به صورت جدول (۳) ارائه شده است. نتایج بررسی جدول نشان می‌دهد که مقدار مخارج سبدهای ۶، ۷، ۸، ۹ و ۱۰ در ماتریس نرمال در سال ۱۳۹۰، به ترتیب معادل ۰/۹۲، ۰/۸۶، ۰/۷۷، ۰/۶۹ و ۰/۶۹ و مخارج سبدهای ۵ در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ نیز به ترتیب معادل ۰/۸۷، ۰/۷۰، ۰/۵۹، ۰/۵۵ و ۰/۴۱ و کمتر از یک می‌باشند (مقدار هزینه در قطر اصلی) که براساس تعاریف صورت گرفته وجود تناقضات آشکاری را در ترجیحات این سبدها نمایان می‌سازد. بدین معنا که مصرف کنندگان قند و شکر در سال ۱۳۹۰ سبدهای ۶، ۷، ۸، ۹ و ۱۰ را به طور آشکار بر سبدهای ۵ در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ ترجیح داده‌اند. بنابراین با توجه به اصل ضعیف ترجیحات آشکار شده انتظار نیست که در هیچ دوره زمانی دیگری سبدهای ۵ در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ نسبت به سبدهای ۶، ۷، ۸، ۹ و ۱۰ ترجیح داده شود. اما بررسی ترجیحات مصرف کنندگان در این سال‌ها حاکی از وجود نقض در ترجیحات مصرف کننده می‌باشد.

جدول ۳- ماتریس WARP نرمال شده برای مصرف کنندگان قند و شکر کشور
(دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۵)

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱۳۸۶	۱	۰/۹۱۶	۰/۹۳۴	۰/۸۹۹	۰/۷۷۷	۰/۷۲۵	۰/۷۲۵	۰/۶۸۳	۰/۶۱۱	۰/۵۴۵
۱۳۸۷	۱/۰۹۱	۱	۱/۰۱۹	۰/۹۸۱	۰/۸۶۳	۰/۷۹۱	۰/۷۹۱	۰/۷۴۵	۰/۶۶۷	۰/۵۹۵
۱۳۸۸	۱/۰۷۰	۰/۹۸۰	۱	۰/۹۶۰	۰/۸۴۴	۰/۷۷۴	۰/۷۷۴	۰/۷۲۸	۰/۶۵۳	۰/۵۸۳
۱۳۸۹	۱/۱۱۶	۱/۰۲۲	۱/۰۴۳	۱	۰/۸۷۹	۰/۸۰۶	۰/۸۰۶	۰/۷۵۸	۰/۶۸۱	۰/۶۰۸
۱۳۹۰	۱/۲۷۱	۱/۱۶۳	۱/۱۸۸	۱/۱۳۷	۱	۰/۹۱۷	۰/۹۱۷	۰/۸۶۲	۰/۷۷۵	۰/۶۹۲
۱۳۹۱	۱/۴۳۹	۱/۳۱۷	۱/۳۴۵	۱/۲۸۸	۰/۸۷۷	۱	۱/۰۳۸	۰/۹۷۷	۰/۸۷۸	۰/۷۸۳
۱۳۹۲	۱/۵۱۷	۱/۳۸۸	۱/۴۱۸	۱/۳۵۷	۰/۷۰۴	۱/۰۹۴	۱	۱/۰۲۹	۰/۹۲۵	۰/۸۲۶
۱۳۹۳	۱/۴۷۶	۱/۳۴۹	۱/۳۷۹	۱/۳۲۰	۰/۵۹۳	۱/۰۶۳	۱/۰۶۳	۱	۰/۸۹۹	۰/۸۰۳
۱۳۹۴	۱/۶۴۱	۱/۵	۱/۵۳۴	۱/۴۶۶	۰/۵۴۶	۱/۱۸۱	۱/۱۸۱	۱/۱۱۰	۱	۰/۸۹۳
۱۳۹۵	۱/۸۳۸	۱/۶۸۰	۱/۷۱۸	۱/۶۴۳	۰/۴۱۵	۱/۳۲۳	۱/۳۲۳	۱/۲۴۵	۱/۱۲۰	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

وجود پنج جفت نقض از کل ۴۵ جفت درایه موجود ($N = \frac{(10 \times 10) - 10}{2} = 45$) در ماتریس (معادل مقدار نسبتاً قابل توجه یازده درصد) نشان می‌دهد که برای تشخیص نقض ترجیحات (وجود شکست ساختاری در ترجیحات یا اثرگذاری پارامترهای غیرسیستماتیک)، باید از آزمون‌های کروسکال-والیس (K-W) استفاده شود. در واقع، با استفاده از این آزمون، وضعیت این شکست‌ها از لحاظ پایداری و ناپایداری آنها بررسی می‌شود. فرض صفر در آزمون یادشده «عدم وجود شکست ساختاری (پایداری) در ترجیحات مصرف کنندگان برای سبد قند و شکر» و فرض مقابل «وجود شکست ساختاری» است. برای بررسی آزمون K-W، ماتریس نرمال شده به صورت جدول ۴، بر اساس نقطه شکست، به سه بخش مقدم، جفتی و مؤخر تقسیم‌بندی شده است.

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، اولین نقطه زمانی که به عنوان شروع کار برای بررسی شکست احتمالی در نظر گرفته شد، سال ۱۳۸۷ بوده که در آن، حداقل یک زوج

درایه قابل مشاهده است. آنگاه ماتریس بر اساس موقعیت درایه‌ها نسبت به نقطه شکست احتمالی به سه بخش تقسیم شد. در این مرحله، بخش اول شامل یک ماتریس 2×2 در گوشه چپ بالاست که تعداد جفت‌های آن برابر با یکاست ($N_1=1$) و نقضی نیز در آن وجود ندارد ($n_1=0$)؛ از این رو، با استفاده از رابطه (۲)، مقدار θ_1 برای این بخش $20/5$ برآورد شد. در بخش دوم نیز تعداد زوج‌های موجود شانزده و تعداد نقض برابر با صفر است؛ از این رو، مقدار θ_2 برای این بخش 328 است. همچنین، در بخش سوم از مرحله اول آزمون $K-W$ ، تعداد زوج درایه‌ها برابر با 28 جفت است و پنج جفت نقض نیز در این بخش وجود دارد؛ از این رو، مقدار θ_3 معادل $686/5$ محاسبه شد. همچنین، با استفاده از روابط (۳) و (۴)، مقادیر آماره‌های W و K به ترتیب $0/99$ و $3/39$ محاسبه شد. در مرحله دوم آزمون $K-W$ ، بخش اول تبدیل به یک ماتریس 3×3 شد و دو بخش دیگر نیز به همین ترتیب تغییر یافت. بنابراین، مقادیر آماره‌های W و K برای این مرحله نیز محاسبه شدند. با توجه به ده سال مورد بررسی در مطالعه حاضر، تعداد هفت مرحله^۱ تقسیم‌بندی ماتریسی انجام و آماره‌های W و K محاسبه شد، که خلاصه نتایج در جدول ۴ آمده است. برای بررسی وجود شکست ساختاری در آزمون مورد نظر، باید مقادیر آماره W محاسبه شده برای کالای مورد نظر در تمامی دوره‌ها با آماره χ^2 در یکی از سطوح احتمالاتی مقایسه شود؛ چنانچه مقدار محاسبه شده برای آماره W بیشتر از χ^2 باشد، فرض مبنی بر شکست ساختاری در سال مورد نظر پذیرفته می‌شود. معمولاً بالاترین مقدار آماره W محاسبه شده مربوط به سالی است که در آن، شکست ساختاری اتفاق افتاده است.

۱- بدین صورت که ابتدا در مرحله اول، بخش اول شامل یک ماتریس 2×2 در گوشه چپ بالاست؛ در مرحله دوم، بخش اول تبدیل به یک ماتریس 3×3 شد و برای بقیه مراحل به همین ترتیب اضافه شد تا اینکه در مرحله هفتم، گوشه چپ بالا به یک ماتریس 6×6 تبدیل شد و دو بخش دیگر نیز به همین ترتیب تغییر یافت.

بررسی ترجیحات آشکارشده شهروندان ایرانی.....

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
۱۳۸۶	۰/۹۱۶	۰/۹۲۳	۰/۸۹۹	۰/۷۷۷	۰/۷۲۵	۰/۷۲۵	۰/۶۸۳	۰/۶۶۱	۰/۵۴۵	
۱۳۸۷	۱/۰/۹۱	۱/۰/۱۹	۰/۹۸۱	۰/۸۶۳	۰/۷۹۱	۰/۷۹۱	۰/۷۴۵	۰/۶۶۷	۰/۵۹۵	
۱۳۸۸	۱/۰/۹۱	۱/۰/۹۵	۱	۰/۹۶۰	۰/۸۴۴	۰/۷۷۴	۰/۷۲۸	۰/۶۵۳	۰/۵۵۳	
۱۳۸۹	۱/۰/۱۱۶	۱/۰/۲۲	۱/۰/۴۳	۱	۰/۸۷۹	۰/۷۸۰	۰/۷۵۸	۰/۶۸۱	۰/۶۰۸	
۱۳۹۰	۱/۰/۲۷۱	۱/۰/۱۶۳	۱/۰/۱۸۸	۱/۰/۱۳۷	۱	۰/۹۱۷	۰/۹۱۷	۰/۸۶۲	۰/۷۷۵	۰/۶۹۲
۱۳۹۱	۱/۰/۴۳۹	۱/۰/۳۱۷	۱/۰/۳۴۵	۱/۰/۲۸۸	۰/۸۷۷	۱	۱/۰/۳۸	۰/۹۷۷	۰/۸۷۸	۰/۷۸۳
۱۳۹۲	۱/۰/۵۱۷	۱/۰/۳۸۸	۱/۰/۴۱۸	۱/۰/۳۵۷	۰/۷۰۴	۱/۰/۹۴	۱	۱/۰/۲۹	۰/۹۲۵	۰/۸۲۶
۱۳۹۳	۱/۰/۴۷۶	۱/۰/۳۴۹	۱/۰/۳۷۹	۱/۰/۳۲۰	۰/۵۹۳	۱/۰/۶۳	۱/۰/۶۳	۱	۰/۸۹۹	۰/۸۰۳
۱۳۹۴	۱/۰/۶۴۲	۱/۰/۵	۱/۰/۵۴۴	۱/۰/۴۶۴	۰/۵۴۶	۱/۰/۱۸۱	۱/۰/۱۸۱	۱/۰/۱۱۰	۱	۰/۸۹۳
۱۳۹۵	۱/۰/۸۳۸	۱/۰/۶۸۰	۱/۰/۷۱۸	۱/۰/۶۴۳	۰/۴۱۵	۱/۰/۳۲۳	۱/۰/۳۲۳	۱/۰/۲۴۵	۱/۰/۱۲۰	۱

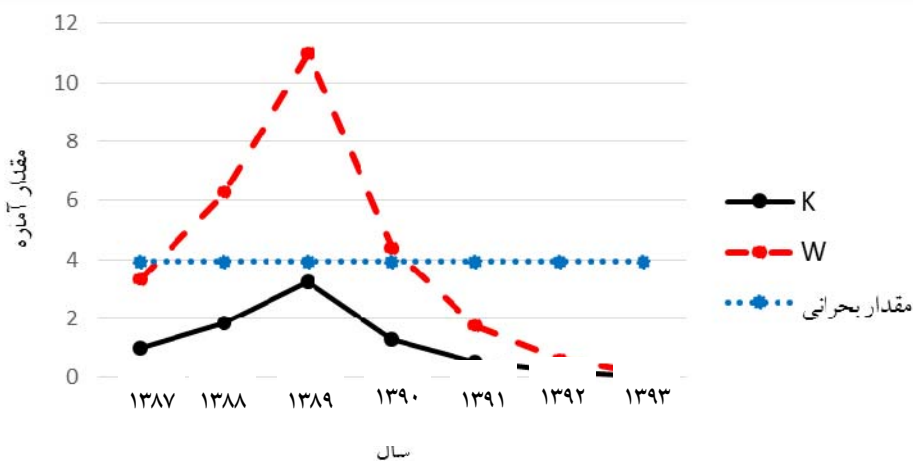
مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتایج بررسی آماره K-W برای ماتریس WARP ترجیحات مصرف کنندگان قند و شکر

مراحل	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
N	۵	۵	۵	۵	۵	۵	۵
N	۴۵	۴۵	۴۵	۴۵	۴۵	۴۵	۴۵
n ₁	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
n ₂	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
n ₃	۵	۵	۵	۵	۵	۵	۵
N ₁	۱	۳	۶	۱۰	۱۵	۲۱	۲۸
N ₂	۱۶	۲۱	۲۴	۲۵	۲۴	۲۱	۱۶
N ₃	۲۸	۲۱	۱۵	۱۰	۶	۳	۱
θ ₁	۲۰/۵	۶۱/۵	۱۲۳	۲۰۵	۳۳۰	۴۷۵/۵	۶۴۱/۵
θ ₂	۳۲۸	۴۳۰/۵	۴۹۲	۶۲۵	۵۸۲	۴۹۸	۳۷۳
θ ₃	۶۸۶/۵	۵۴۳	۴۲۰	۲۰۵	۱۲۳	۶۱/۵	۲۰/۵
K	۰/۹۹	۱/۸۶	۳/۲۶	۱/۳۰	۰/۵۲	۰/۱۹	۰/۰۵
W	۳/۳۴	۶/۲۹	۱۱	۴/۴	۱/۷۶	۰/۶۳	۰/۱۶
χ ²	۳/۹۴	۳/۹۴	۳/۹۴	۳/۹۴	۳/۹۴	۳/۹۴	۳/۹۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱ توزیع مکانی مقادیر آماره W محاسبه شده در جدول ۵ را نشان می دهد. طبق نتایج این جدول و نمودار ۱ و همچنین، با توجه به این موضوع که مقدار بحرانی χ^2 با درجه آزادی ۹ و در سطح اطمینان پنج درصد معادل ۳/۹۴ است، در سال های ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، مقدار W محاسبه شده به ترتیب برابر با ۶/۲۸، ۱۱ و ۴/۴ بوده، که از مقدار بحرانی χ^2 (۳/۹۴) بیشتر است. از این رو، فرض شکست ساختاری در این سال ها پذیرفته می شود و به دیگر سخن، شکست ساختاری ترجیحات در این سال ها رخ داده است.



مأخذ: یافته های پژوهش

نمودار ۱- مقادیر آماره های K و W و همچنین مقدار بحرانی آماره χ^2

تقریباً از آذر ۱۳۸۷ تا ۳۰ تیر ۱۳۹۷، به پشتوانه اعتراضات گسترده نسبت به واردات بی رویه شکر^۱، تعرفه واردات شکر سفید به کشور ۳۵ درصد و شکر خام بیست درصد تعیین شد، که پیش تر به ترتیب بیست و ده درصد بود (Najafpour, 2013)؛ از این رو، این سیاست دولت ها به همراه سیر صعودی قیمت های جهانی شکر یک هماهنگی در راستای حمایت از

۱- بعد از سال ۱۳۸۵، که واردات شکر افزایش پیدا کرد، به دلیل پایین بودن قدرت پیش بینی کشاورزان، کاهش سطح زیر کشت با تأخیر تقریباً یک ساله نسبت به افزایش واردات خود را نشان داد.

تولیدات داخلی را رقم زد، چراکه واردات بخش دولتی در این سالها کاهش یافت. از سوی دیگر، سطح زیر کشت چغندر قند که تا این سالها کاهش یافته بود، از سال ۱۳۸۸ به بعد، به دلیل این افزایش تعرفه و افزایش قیمت‌های جهانی، افزایش یافت. در واقع، تعرفه‌های یادشده سبب تغییر ترجیح مصرف‌کنندگان ایرانی از شکر به عنوان یک محصول فرآوری‌شده وارداتی به سمت یک محصول داخلی مانند قند شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر به بررسی تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان سبد قند و شکر در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ پرداخت. طبق نتایج پژوهش، در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، ترجیحات مصرف‌کنندگان قند و شکر دچار شکست ساختاری شد. از آنجا که در این سالها، افزایش نرخ‌های تعرفه شکر خام و سفید رخ داده بود، می‌توان نتیجه گرفت که تغییر تعرفه‌ها بر تغییر ترجیحات مصرف‌کننده ایرانی و به دنبال آن، بر صنعت قند و شکر تأثیرگذار بوده است. با افزایش تعرفه‌های وارداتی، قیمت شکر وارداتی بیش از تولیدات داخلی شده و بدین ترتیب، از تولید داخلی این محصول می‌توان حمایت کرد. وجود شکست ساختاری در این سالها حاکی از ترجیح مصرف‌کنندگان مناطق شهری ایران به محصول تولیدی داخل (قند) است که چنانچه برنامه‌ریزی مناسب برای بهبود توان رقابتی صنعت قند و شکر داخلی صورت گیرد و با سیاست‌های مناسب اتخاذی نظیر تعرفه‌بندی و نیز کاهش هزینه تمام‌شده این محصولات در مقایسه با هزینه وارداتی آنها، صنعت قند و شکر در ایران می‌تواند همچنان پایدار باقی بماند.

منابع

1. Cherchye, L., De Rock, B. and Vermeulen, F. (2011). The revealed preference approach to collective consumption behaviour: testing and sharing rule recovery. *The Review of Economic Studies*, 78(1): 176-198.
2. Conover, W. (1999). *Practical nonparametric statistics*. New York: Wiley.

3. Frechette, D.L. and Jin, H.J. (2002). Distinguishing transitory nonlinear shocks from permanent structural change. *Structural Change and Economic Dynamics*, 13(2): 231-248.
4. Henderson, J.M. and Quant, R.E. (1980). *Microeconomic theory: a mathematical approach*. New York: McGraw-Hill College.
5. Homayounifar, M. and Tavana, H. (2008). Application of revealed preferences methodology for testing rational behavior of rural households. *The Economic Research*, 8(2): 119-132. (Persian)
6. Hosseinzad, J. and Pakrooh, P. (2016). Analysis of the structural changes in consumer preferences of red meat and chicken meat in Iran. *Journal of Animal Science Researches*, 26(1): 175-186. (Persian)
7. 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.
8. Jin, H.J. (2008). Change in South Korean consumers' preferences for meat. *Food Policy*, 33(1), 74-84.
9. Jin, H.J. and Kim, J.C. (2007). Effects of BSE outbreak in Washington State on agribusiness and food industry firms: an event study approach. *Applied Economics* (Forthcoming).
10. Jin, and Koo, W.W. (2003). The effects of the BSE outbreak in Japan on consumers preferences. *European Review of Agricultural Economics*, 30(2): 173-192.
11. Khorrami Moghaddam, S. (2014). Analysis of subsidized goods consumption model: usage of quadratic almost ideal demand system. *Agricultural Economics*, 6(4): 57-74. (Persian)
12. Kitamura, Y. and Stoye, J. (2017). Nonparametric analysis of random utility models. Available at <https://arxiv.org/abs/1606.04819>.
13. Levell, P. (2014). Revealed preference and consumption behaviour at retirement. Available at <https://ideas.repec.org/p/ifs/ifsewp/14-29.html>.
14. Najafpour, Z. (2013). The survey of sugar market of Iran during 2001-2012. *Economic Journal*, 13(11-12): 131-142. (Persian)
15. Nasabian, S. and Moghaddasi, R. (2010). Sugar market analysis in Iran. *Journal of Economic Research*, 10(2): 327-338. (Persian)
16. Salami, H. and Kavooosi Kalashami, M. (2011). Determination of structural change in Iranian consumers' preferences for rice commodity basket: WARP and K-W tests. *Agricultural Economics and Development*, 25(1): 90-99. (Persian)

17. Salami, H. and Mohtashami, N. (2017). The assessment of absolute poverty lines consistency in provinces of Iran: the revealed preference approach. *Agricultural Economics*, 11(1): 29-51. (Persian)
18. Salami, H., Pakravan, M. and Kavooosi Kalashami, M. (2012). An investigation of the structural change in urban Iranian consumers' preferences for tea using nonparametric revealed preference test. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development*, 43(3): 341-351. (Persian)
19. Tavana, H. and Homayounifar, M. (2008). Investigation of consumer rational behavior of vegetable oil in Iran: case study of Refah Chain Stores. *Journal of Agricultural Economics and Development (Agricultural Science and Technology)*, 22(2): 59-70. (Persian)
20. Varian, H. (1982). The nonparametric approach to demand analysis. *Econometrica*, 50(4): 945-973.
21. Varian, H. (1985). Nonparametric analysis of optimizing behavior with measurement error. *Journal of Econometrics*, 30: 445-458.
22. Varian, H. (2006). Revealed preference. In: M. Szenberg, L. Ramrattan and A. Gottesman (eds.), *Samuelsonian Economics and the Twenty-First Century*. Oxford, UK: Oxford University Press.

