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

DOI: 10.30490/aead.2020.265689.1021

بررسی ترجیحات آشکارشدهٔ شهروندان ایرانی برای قند و شکر

محمدرضا 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 مصرف‌کنندگان این نوع محصولات برای سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بسیار اهمیت دارد. در این راستا، در مطالعهٔ حاضر، به‌منظور بررسی تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان مناطق شهری ایران برای محصولات قند و شکر در فاصله سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵، از آزمون ناپارامتری ترجیحات آشکارشدهٔ ضعیف (WARP) استفاده شد. نتایج بررسی اصل WARP نشان داد که در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، تناقضاتی در ترجیحات مصرف‌کنندگان این محصولات وجود

۱- نویسندهٔ 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 مصرف‌کننده نقض شده است؛ و به‌نظر 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 به‌شدت 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 چغندرقند 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 کالاها 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، به‌گونه‌ای 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 به‌دنبال 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 مشاهده‌شدهٔ 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 مصرف کننده 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 زمینهٔ 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 Kavoosi Kalashami, 2011) به ارزیابی رخداد تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سبد کالایی برنج داخلی و خارجی پرداختند و نتایج نشان داد که رخداد نقض ترجیحات آشکارشده در سال ۱۳۸۷ به‌دلیل تکانه‌های غیرخطی موقت بوده و ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای برنج داخلی پایدار است. همچنین، سلامی و همکاران (Salami et al., 2012) پایداری و وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سبد کالایی چای داخلی و خارجی در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶ را مورد آزمون قرار دادند و نتایج آزمون ناپارامتریک ترجیحات آشکارشده نشان داد که در سال ۱۳۷۴، یک تناقض در ترجیحات مصرف‌کنندگان این کالا وجود داشته و فرضیه پایایی ترجیحات مصرف‌کننده 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 مصرف‌کنندگان 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)، به‌منظور نشان دادن سطح فقر در استان‌های کشور، از نظریه ترجیحات آشکارشده 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 آشکارشده، به بررسی تغییرات در ترجیحات مصرف‌کنندگان گوشت در کشور کره جنوبی پرداخت؛ نتایج حاکی از وجود دوازده جفت نقض در ماتریس ترجیحات آشکارشدهٔ ضعیف[1] بود و از این‌رو، بررسی آماره

1. Weak Axiom of Revealed Preference (WARP)

K-W نشـان داد کـه در سـال‌هـای ۱۹۹۸ و ۲۰۰۱، ترجیحـات مصـرف‌کننـدگان گوشـت در کـاین کشور، به‌ترتیب، به‌دلیل بحران مالی آسیا و بیماری جنون گاوی ژاپنی، دچار شکست ساختاری شـده است. مطالعات دیگری نیز در سایر کشورها با استفاده از اصل ترجیحات آشکارشده صـورت گرفتـه 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 مصـرف‌کننـدگان دو محصول قند و شکر، به ارزیابی و تحلیل وجود یا عدم وجود تغییـرات سـاختاری در ترجیحـات این مصرف‌کنندگان در مناطق شهری ایران بپردازد. از آنجا که تاکنون در هیچ مطالعـه‌ای، ایـن دو محصول به شیوهٔ WARP ارزیابی نشده است، مطالعه حاضر را می‌توان از ایـن حیـث گـامی 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

بـرای تحلیـل رفتـار تقاضـای مصـرف‌کننـدگان مـی‌تـوان از دو روش پارامتریـک[1] و ناپارامتریک[2] استفاده کرد (Jin, 2006). در رهیافت پارامتریک، با انتخاب یک فرم تابعی بـرای تابع تقاضا، یکی از آزمون‌های چو[3]، ضـرایب تصـادفی[4] و فیلتـر کـالمن[5]، بـرای آزمـون پایـایی ترجیحات به‌کار می‌رود (Jin, 2008). رهیافـت ناپارامتریـک در بررسـی ترجیحـات ارائـه‌شـده توسط واریان (Varian, 1982) از یک منطق اقتصـادی مبتنـی بـر اصـل ترجیحـات آشکارشـده تبعیت می‌کند (Kitamura and Stoye, 2017). به‌علاوه، این رویکرد هیچ شکل تابعی خاصـی بـه تـابع مطلوبیـت و بـه تبـع آن، بـه تقاضـا تحمیـل نمـی‌کنـد و مشـکلات رایـج در برآوردهـای

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 آشکارشدهٔ مستقیم[1] 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 براین، 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.

$$M_{st} = \frac{\dot{p}_s q_t}{\dot{p}_s q_s} \qquad (۱)$$

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 انتخاب‌شده در هر کدام از سال‌های مورد مطالعه توسط مصرف‌کنندگان است، عدد یک را به خود می‌گیرد. همین ماتریس برای تشخیص نقض ترجیحات به‌کار 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 یادشده 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[1] حاصل می‌شود. برای انجام این آزمون، ماتریس WARP بر اساس نقطه شکست احتمالی z به سه بخش تقسیم می‌شود. بخش مقدم[2] شامل درایه‌های گوشه‌ای بالا و چپ است، به‌گونه‌ای که در این بخش، تمام درایه‌های M_{st} شرط $s,t<z$ را تأمین می‌کنند؛ بخش موخر[3] دربردارندهٔ 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 به‌ترتیب، شرایط $t \leq s < z$ و $s < z \leq t$ را دارند (Frenchette and Jin, 2002).

با تقسیمات یادشده، تعداد نقض‌های WARP در هر بخش محاسبه می‌شود و احتمال رخداد نقض در هر بخش ماتریس به‌دست 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 این‌رو، 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 کانوور (Conover, 1999)، برای سنجش این وضعیت و بررسی انتقال نقض ترجیحات از یک سال به سال دیگر، باید آماره کروسکال- والیس[1] محاسبه شود. فرضیه صفر در انجام این آزمون «همسان بودن سه توزیع احتمالاتی» است، که نشان‌دهندهٔ 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 به‌صورت $N = ((t \times s) - t)/2$ 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:

$$\theta_i = n_i\left[N - \frac{n-1}{2}\right] + (N_i - n_i)\left[\frac{N-n+1}{2}\right] = \frac{n_i N + N_i(N-n+1)}{2} \qquad (۲)$$

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

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

شکل تعمیم‌یافته[3] آماره یادشده (که بیشتر برای نمونه‌های بزرگ توصیه می‌شود) به‌صورت زیر است (Conover, 1999):

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

این آماره دارای توزیع احتمال χ^2 است که با مقادیر بحرانی آماره χ^2 مقایسه می‌شود. در صورتی که مقدار محاسبه‌شده 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 می‌شود؛ و در غیر این صورت، فرض مقابل مبنی بر شکست ساختاری تأیید می‌شود (Hosseinzad and Pakrooh, 2016; Salami et al., 2012).

برای تشکیل ماتریس WARP و انجام آزمون یادشده نیاز به داده‌های 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 قیمت‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌دست آمده و محاسبات لازم در نرم افزار اکسل انجام شده است.

نتایج و بحث

خلاصه‌ای از ویژگی‌های آماری داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر در جدول ۱ آمده است. برای بررسی ترجیحات مصرف‌کنندگان قند و شکر در مناطق شهری، ماتریس WARP از حاصل‌ضرب 10×1 قیمت و 1×10 مقدار تشکیل شده، که خلاصه ویژگی‌های آماری آنها در جدول ۲ آمده است.

جدول ۱- خلاصه ویژگی‌های آماری داده‌های 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 هرکیلوگرم)	۲۰۰۳۴	۱۰۳۳۹	۸۱۷۹	۳۹۳۸۸
قیمت شکر(ریال در هرکیلوگرم)	۱۷۳۸۴	۹۸۷۹	۵۹۳۲	۳۵۵۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

هر کدام از درایه‌های این ماتریس نشان‌دهندهٔ مخارج یا هزینه‌های مختلف سبدهای قند و شکر با قیمت سال‌های مختلف است. در این ماتریس، اعداد قطر اصلی هزینه‌های صرف‌شده برای مصرف قند و شکر در هر سال را نشان می‌دهد.

جدول ۲- تشکیل ماتریس WARP برای مصرف‌کنندگان 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	۵۸۸۱۷۸	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	۵۸۲۲۵۷	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، ۰/۹۲، ۰/۸۶، ۰/۷۷، ۰/۶۹ و مخارج سبد 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 سبد نمایان می‌سازد. بدین معنا که مصرف‌کنندگان قند و شکر در سال ۱۳۹۰ سبدهای ۶، ۷، ۸، ۹ و ۱۰ را به طور آشکار بر سبد 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 سبد ۵ در سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵نسبت به سبدهای ۶، ۷، ۸، ۹ و ۱۰ ترجیح داده شود. اما بررسی ترجیحات مصرف‌کنندگان در این سال‌ها حاکی از وجود نقض در ترجیحات مصرف‌کننده می‌باشد.

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

	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 $\left(N = \frac{(10\times10)-10}{2} = 45\right)$ 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 مصرف‌کنندگان برای سبد قند و شکر» و فرض مقابل «وجود شکست ساختاری» است. برای بررسی آزمون K-W، ماتریس نرمال‌شده به‌صورت 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 به‌عنوان 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 این‌رو، با استفاده از رابطه (۲)، مقدار θ_1 برای این بخش ۲۰/۵ برآورد شد. در بخش دوم نیز تعداد زوج‌های موجود شانزده و تعداد نقض برابر با صفر است؛ از این‌رو، مقدار θ_2 برای این بخش ۳۲۸ است. همچنین، در بخش سوم از مرحله اول آزمون K-W، تعداد زوج درایه‌ها برابر با ۲۸ جفت است و پنج جفت نقض نیز در این بخش وجود دارد؛ از این‌رو، مقدار θ_3 معادل ۶۸۶/۵ محاسبه شد. همچنین، با استفاده از روابط (۳) و (۴)، مقادیر آماره‌های K و W به‌ترتیب ۰/۹۹ و ۳/۳۹ 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 K و W برای این مرحله نیز محاسبه شدند. با توجه به ده سال مورد بررسی در مطالعه حاضر، تعداد هفت مرحله[1] تقسیم‌بندی ماتریسی انجام و آماره‌های K و W محاسبه شد، که خلاصهٔ نتایج در جدول ۴ آمده است. برای بررسی وجود شکست ساختاری در آزمون مورد نظر، باید مقادیر آماره W محاسبه‌شده برای کالای مورد نظر در تمامی دوره‌ها با آمارهٔ χ^2 در یکی از سطوح احتمالاتی مقایسه شود؛ چنانچه مقدار محاسبه‌شده برای آمارهٔ W بیشتر از χ^2 باشد، فرض مبنی بر شکست ساختاری در سال مورد نظر پذیرفته می‌شود. معمولاً بالاترین مقدار آمارهٔ W محاسبه‌شده 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 8×8 تبدیل شد و دو بخش دیگر نیز به همین ترتیب تغییر یافت.

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

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱۳۸۶	۰	۰/۹۱۴	۰/۹۳۴	۰/۸۹۹	۰/۷۷۷	۰/۷۲۵	۰/۷۲۵	۰/۶۸۳	۰/۶۱۰	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	۰/۷۸۰۶	۰/۷۸۰۶	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	۱/۱۸۱۰	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

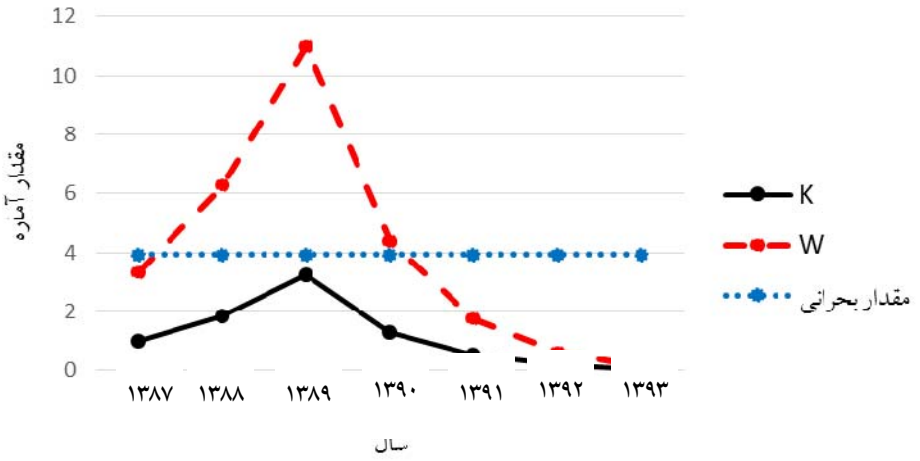
مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتایج بررسی آماره K-W برای ماتریس WARP ترجیحات مصرف‌کنندگان 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	۱	۲	۳
n_2	۰	۰	۰	۵	۴	۳	۲
n_3	۵	۵	۵	۰	۰	۰	۰
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 آمارهٔ W محاسبه‌شده در جدول ۵ را نشان می‌دهد. 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 سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، مقدار W محاسبه‌شده به‌ترتیب برابر با ۶/۲۸، ۱۱ و ۴/۴ بوده، که از مقدار بحرانی χ^2 (۳/۹۴) بیشتر است. از این‌رو، فرض شکست ساختاری در این سال‌ها پذیرفته می‌شود و به دیگر سخن، شکست ساختاری ترجیحات در این سال‌ها رخ داده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

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

تقریباً از آذر ۱۳۸۷ تا ۳۰ تیر ۱۳۹۷، به پشتوانهٔ اعتراضات گسترده نسبت به واردات بی‌رویهٔ شکر[1]، تعرفه واردات شکر سفید به کشور ۳۵ درصد و شکر خام بیست درصد تعیین شد، که پیش‌تر به‌ترتیب بیست و ده درصد بود (Najafpour, 2013)؛ از این‌رو، این سیاست دولت‌ها به‌همراه سیر صعودی قیمت‌های جهانی شکر یک هماهنگی در راستای حمایت از

۱- بعد از سال ۱۳۸۵، که واردات شکر افزایش پیدا کرد، به دلیل پایین بودن قدرت پیش‌بینی کشاورزان، کاهش سطح زیر کشت با تأخیر تقریباً یک‌ساله 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 چغندرقند که تا این سال‌ها کاهش یافته بود، از سال ۱۳۸۸ به بعد، به‌دلیل این افزایش تعرفه و افزایش قیمت‌های جهانی، افزایش یافت. در واقع، تعرفه‌های یادشده سبب تغییر ترجیح مصرف‌کنندگان ایرانی از شکر به‌عنوان یک محصول فرآوری‌شدهٔ 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 به‌دنبال آن، بر صنعت قند و شکر تأثیرگذار بوده است. با افزایش تعرفه‌های وارداتی، قیمت شکر وارداتی بیش از تولیدات داخلی شده و بدین‌ترتیب، 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 هزینهٔ تمام‌شدهٔ 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 violationsand 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 Kavoosi 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 Kavoosi 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.