اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۳۰، شمارهٔ ۱۱۷، بهار ۱۴۰۱

DOI: 10.30490/AEAD.2022.355005.1354

مقاله پژوهشی

سنجش تغییرات ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان خیار وارداتی در فدراسیون روسیه

احمد فتاحی اردکانی[۱]، محمد رضوانی[۲]، یدالله بستان[۳]، فاطمه سخی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۴/۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۸

چکیده

تحریم‌های غرب نسبت به فدراسیون روسیه و اقدام متقابل فدراسیون روسیه در سال ۲۰۱۴ و تحریم واردات مواد غذایی از غرب شامل اتحادیه اروپا، امریکا، استرالیا، کانادا و نروژ این فرضیه را تداعی می‌کند که ممکن است تغییراتی در ترجیحات مصرف‌کنندگان کشور روسیه نسبت به برخی

۱- نویسندهٔ مسئول و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران. (fatahi@ardakan.ac.i)

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۳- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، ساری، ایران.

۴- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

محصولات از جمله محصول خیار وارداتی ایران رخ داده باشد. در مطالعه حاضر، با استفاده از روش ناپارامتری بر مبنای اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده (GARP)، بررسی و آزمون این فرضیه انجام گرفت. در این راستا، داده‌های قیمت و مقدار مربوط به واردات خیار فدراسیون روسیه از ایران و کشورهای ترکیه و چین با بیشترین صادرات این محصول به روسیه برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ بررسی شد. نتایج مطالعه نشان داد که یک تغییر ساختاری معنی‌دار در ترجیحات مصرف‌کنندگان کشور روسیه در سال ۲۰۰۳ به نفع محصول خیار ایران رخ داده، که نشان‌دهندهٔ پایداری و وفاداری مصرف‌کنندگان کشور روسیه نسبت به خیار وارداتی از سوی ایران است؛ در نهایت، مناقشات سیاسی فدراسیون روسیه و ترکیه فرصتی مناسب برای توسعه صادرات محصولات ایرانی در بازار فدراسیون روسیه فراهم کرده است. اطمینان از تولید خیار باکیفیت در تمام ایام سال و عدم تغییر سیاست‌های دولت در صادرات می‌تواند کمکی به افزایش سهم ایران در بازار فدراسیون روسیه باشد.

کلیدواژه‌ها: *انتخاب عقلایی، آزمون کو، تحریم، رجحان آشکارشده، کشاورزی روسیه.*

طبقه‌بندی JEL : C14, D01, D12

مقدمه

فدراسیون روسیه، در سال ۲۰۲۰، با بیش از ۱۴۴ میلیون نفر جمعیت، چهاردهمین کشور پرجمعیت جهان و یازدهمین اقتصاد جهانی از نظر شاخص تولید ناخالص داخلی شناخته شده است (World Bank, 2020). اقتصاد فدراسیون روسیه همانند تمام کشورها دارای ساختار و مدل رشد و توسعه مشخص است (Rasolinezhad, 2020). در فدراسیون روسیه، به‌عنوان یک اقتصاد نوظهور درحال‌توسعه، به‌ترتیب، بخش‌های خدمات، صنعت، ساختمان و کشاورزی بیشترین سهم از ساختار اقتصاد این کشور را به خود اختصاص داده‌اند. به‌طورکلی، در مورد فدراسیون روسیه، به‌دلیل وجود منابع انرژی فراوان، انرژی بیشترین سهم را در مدل اقتصادی داشته و این کشور را در ردیف دارندگان مدل اقتصادی انرژی‌محور قرار داده است. سایر اجزای مدل اقتصادی روسیه در طول سال‌های اخیر رشد چشمگیری نیافته است (Rasolinezhad, 2020). عوامل مختلفی باعث ایجاد یک مدل اقتصادی تک‌بعدی برای

فدراسیون روسیه شده است (Bazhenova, 2011). انرژی‌محور بودن اقتصاد فدراسیون روسیه باعث شده است که انرژی به‌عنوان اهرم فشار سیاسی روسیه و نیز حوزه تحریمی این کشور توسط سایر قدرت‌های جهان قرار گیرد (Egorova, 2014). در بخش کشاورزی، فدراسیون روسیه در محصولاتی همچون گوشت، میوه و صیفی‌جات، خشکبار، لبنیات و نوشیدنی‌ها بازار رو به رشد و وارداتی دارد (ITC, 2019). وابستگی به واردات محصولات غذایی از ویژگی‌های خاص اقتصاد روسیه است، به‌گونه‌ای که این کشور به‌همراه آمریکا بزرگ‌ترین واردکنندگان میوه در جهان محسوب می‌شوند (Rasolinezhad, 2020 ; Fathi, 2010). در یک دهه اخیر، بازار میوه روسیه نرخ رشد پانزده درصدی را تجربه کرده و بخش عمده رشد مصرف ناشی از افزایش واردات است (ITC, 2019). در بین محصولات مختلف، خیار یکی از مهم‌ترین محصولات کشاورزی صادراتی ایران است که به کشورهای مستقل همسود[1] به‌ویژه فدراسیون روسیه صادر می‌شود. صادرات خیار ایران به فدراسیون روسیه، به‌دلیل بازار بالقوه این کشور در بخش محصولات کشاورزی به لحاظ جمعیت قابل‌توجه و شرایط اقلیمی آن، مرز آبی مشترک، ارزآوری محصول خیار برای ایران و به‌دست‌آوردن رهبری بازار محصولات کشاورزی فدراسیون روسیه، برای جمهوری اسلامی ایران حائز اهمیت است. با توجه به آمار معاونت بازاریابی و تنظیم روابط خارجی سازمان توسعه تجارت ایران در خصوص واردات فدراسیون روسیه در سال ۲۰۱۴ (قبل از تحریم ترکیه از سوی روسیه)، واردات خیار و خیارترشی روسیه در سال ۲۰۱۴ حدود ۲۸۴/۵ میلیون دلار بود. جدول ۱ نشان‌دهنده سهم پنج کشور برتر در صادرات خیار و خیارترشی به روسیه در سال ۲۰۱۴ است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، ایران با سهم ۲۷/۸ درصدی رتبه اول و ترکیه با ۲۵ درصد و چین با چهارده درصد در رتبه‌های بعدی قرار دارند. از این‌رو، پیداست که خیار از مهم‌ترین محصولات کشاورزی ایران برای صادرات به فدراسیون روسیه است.

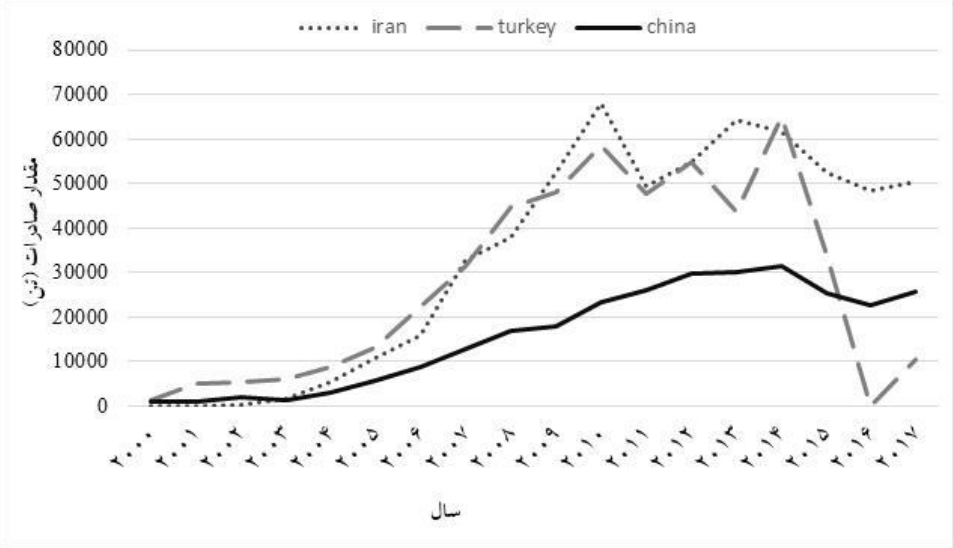
1. Commonwealth of Independent States (CIS)

جدول ۱- سهم پنج کشور برتر از صادرات خیار و خیارترشی به روسیه در سال ۲۰۱۴ (قبل از تحریم ترکیه از سوی روسیه)

کشور	رتبه	سهم (درصد)
ایران	۱	۲۷/۸
ترکیه	۲	۲۵
چین	۳	۱۴
بلاروس	۴	۹/۵
اوکراین	۵	۶/۴

مأخذ: سازمان توسعه تجارت ایران (TPO, 2014)

در نمودار ۱، روند مقدار صادرات خیار ایران، ترکیه و چین به روسیه (با بیشترین میزان صادرات خیار به روسیه در میان سایر کشورهای صادرکننده) طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ بر اساس آمار سازمان خواربار و کشاورزی (فائو) به تصویر کشیده شده است (FAO, 2017).



نمودار ۱- مقدار صادرات خیار ایران، ترکیه و چین به کشور روسیه

محققان بـرای 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. بدین منظور، آزمون‌های ناپارامتری ترجیحات آشکارشده پیشنهاد شده است (Varian, 2006; Rezvani et al, 2021). از این‌رو، در بسیاری از پژوهش‌های دنیا، به استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک برای بررسی نقض نظریه مطلوبیت افراد اشاره‌شده است (Demuynck and Seel, 2018)، به‌گونه‌ای که بر اساس این مطالعات، باید نخست، از طریق مدل‌های رجحان آشکارشده، رفتار عقلایی تصمیم‌گیرندگان (مصرف‌کنندگان) بررسی و سپس، در ادامه، مدل تقاضای افراد برای بررسی تقاضا برآورد شود (Smeulders et al, 2018). در نتیجه، با توجه به آنچه گفته شد، در مطالعه حاضر، برای بررسی رفتار عقلایی و تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان محصول خیار وارداتی در فدراسیون روسیه، از نظریه ترجیحات آشکارشده استفاده شده است.

در ادامه، به بررسی برخی از مطالعات در حوزه تغییر ساختار ترجیحات مصرف‌کنندگان روی گروه‌های مختلف مواد غذایی پرداخته می‌شود. دهقان دهنوی و همکاران (Dehghan Dehnavi et al., 2005)، با استفاده از داده‌های مصرف هم‌زمان خانوارهای شهری ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۸۱، به بررسی فرضیه وجود رفتار عقلایی مصرف‌کنندگان در قالب یک تابع مطلوبیت نئوکلاسیک پرداختند. داده‌های یادشده شامل بردارهای قیمت و مقدار برای بیست گروه و زیرگروه کالاهای مصرفی بوده و بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه وجود رفتار عقلایی مورد تأیید قرار گرفت و داده‌های مصرف خانوارهای شهری طی سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۱ با یک تابع مطلوبیت نئوکلاسیک قابل تعبیرند. همایونی‌فر و توانا (Homayounifar and Tavana, 2008)، با استفاده از اصول ترجیحات آشکارشده و روش اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده[1] و شاخص تعمیمی افریت[2] در راستای بررسی رفتار عقلایی مصرف روغن نباتی،

1. Generalized Axiom of Revealed Preference (GARP)
2. Generalized Afriat Index

نشان دادند که سیزده تناقض وجود دارند که با شاخص افریت نیز برطرف نمی‌شوند. همچنین، سال‌های ۱۳۸۳، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ بدون تناقض هستند. نتایج مطالعه دی‌آی و همکاران (Diaye et al., 2008)، با استفاده از اصل استاندارد ترجیحات آشکارشده و داده‌های پانل در فرانسه، نشان داد که نقض اصل تعمیم‌یافتهٔ ترجیحات آشکارشده (GARP) ناشی از رفتار غیرمنطقی مصرف‌کنندگان نیست، بلکه ممکن است ناشی از تغییر اقتصاد به یک اقتصاد بازاری باشد. نتایج مطالعه دانگ و فولر (Dong and Fuller, 2010)، با استفاده از تحلیل پارامتریک و ناپارامتریک، نشان داد که تغییرات ساختاری در رژیم غذایی شهروندان چینی بعد از اصلاحات اقتصادی در هر دو روش در این کشور تأیید می‌شود. همچنین، انسان و سلامی (Ensan and Salami, 2016)، با استفاده از اصول ضعیف و تعمیم‌یافته آشکارشده، نشان دادند که تغییری در ترجیحات مصرف‌کنندگان خرمای ایرانی از سوی مصرف‌کنندگان هندی برای دوره زمانی ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۱ وجود ندارد و اعمال تحریم علیه ایران تأثیری در ترجیحات مصرف‌کنندگان هندی برای خرمای ایران نداشته است. ملایوسفی و حسین‌زاد (Mollayosefi and Hossainzadeh, 2017) به ارزیابی رخداد تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای سبد کالایی قند و شکر با استفاده از اصل ترجیحات آشکارشده ضعیف[1] پرداختند و نتایج نشان داد که برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۰ حداقل یک تغییر ساختاری معنی‌دار در ترجیحات مصرف‌کنندگان در سال ۱۳۶۰ رخ داده است؛ همچنین، این تغییرات فقط ناشی از تقاضا نیست و عوامل مؤثر بر عرضه نیز در تغییر ساختار اثرگذار هستند. دموینک و سیل (Demuynck and Seel, 2018) به بررسی و مقایسه دو اصل ترجیحات آشکارشده محدودشده[2] و تعمیم‌یافته در قالب داده‌های پانل پرداختند. در این مطالعه، از اطلاعات هزینه‌ای کالاهای غذایی بسته‌بندی‌شده توسط ۵۵۰ خانوار شهر دنور که از خرده‌فروشی‌ها خریداری کرده بودند، استفاده شد و نتایج نشان داد که مدل ترجیحات آشکارشده محدودشده (LARP) قوی‌تر از مدل تعمیم‌یافتهٔ ترجیحات

1. Weak Axiom of Revealed Preference (WARP)
2. Limited Axiom of Revealed Preference (LARP)

آشکارشده (GARP) است. مهرجو و شاکری بستان‌آباد (Mehrjou and Shakeri Bostanabad, 2019) نیز به آزمون پایداری و وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان سبد کالایی روغن جامد و مایع در استان فارس پرداختند و نتیجه گرفتند که سه تناقض در رفتار عقلایی مصرف‌کنندگان این محصولات وجود دارد؛ همچنین، نتایج آزمون کروسکال- والیس[1] نشان داد که این تناقضات ناشی از تغییر در ترجیحات نبوده و ممکن است به‌دلیل خطا در اندازه‌گیری یا تکانه‌های غیرخطی ناپایدار باشد. افزون بر این، سلامی و صدفی آبکنار (Salami and Sadafi Abkenar, 2019)، با استفاده از رهیافت ناپارامتریک و اصول ضعیف و قوی ترجیحات آشکارشده، به بررسی چگونگی تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان آلمانی پسته ایران و آمریکا با بهره‌گیری از آزمون کروسکال- والیس (K-W) پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که به‌رغم نبود نقض معنی‌دار در مشاهدات بر اساس اصل ترجیحات آشکارشده ضعیف، بر اساس قاعده ترجیحات آشکارشده قوی[2] شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان آلمانی پسته به زیان پسته ایران اتفاق افتاده است. بر اساس نتایج مطالعه سخی و همکاران (Sakhi et al., 2021)، با استفاده از اصل WARP برای شیر پاستوریزه و غیرپاستوریزه در ایران، رفتار عقلایی مصرف‌کنندگان شیر پاستوریزه و غیرپاستوریزه در ایران رد می‌شود و آماره K-W دلالت بر وجود یک تغییر ساختاری در سال ۱۳۷۴ دارد و بیانگر وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان ایرانی برای شیر است.

همان‌گونه که از پژوهش‌های پیشین برمی‌آید، کمتر مطالعه‌ای در داخل کشور از اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده و شیوهٔ الگوریتم کو (Koo, 1963) استفاده کرده است. در نتیجه، مطالعه حاضر را می‌توان از این نظر رهیافتی جدید محسوب کرد. بررسی ترجیحات مصرف‌کنندگان در قالب الگوهای مختلف باعث مدیریت صحیح در سطح کلان کشور برای محصولات کشاورزی و امنیت غذایی می‌شود (Fattahi Ardakani et al., 2021). تحریم‌های

1. Kruskal-Wallis (K-W)
2. Strong Axiom of Revealed Preference (SARP)

غرب در یک دهه گذشته علیه فدراسیون روسیه و اقدام متقابل فدراسیون روسیه در سال ۲۰۱۴ و تحریم واردات مواد غذایی از غرب شامل اتحادیه اروپا، آمریکا، استرالیا، کانادا و نروژ و همچنین، تغییراتی که در واردات خیار در طول زمان مشاهده می‌شود، این فرضیه را تداعی می‌کند که ممکن است تغییراتی در ترجیحات مصرف‌کنندگان فدراسیون روسیه نسبت به خیار وارداتی از سوی ایران رخ داده باشد. این تغییرات می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر الگوی تجاری محصولات کشاورزی به‌ویژه تولید و صادرات خیار ایران به فدراسیون روسیه داشته باشد. از این‌رو،، بررسی رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان خیار (ترجیحات افراد) در فدراسیون روسیه از نظر رعایت یا وجود نقض در نظریه مطلوبیت و عقلایی بودن در راستای سیاست‌گذاری مناسب در صادرات محصولات مختلف کشاورزی از جمله خیار به فدراسیون روسیه اهمیت دارد. در نتیجه، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی ترجیحات مصرف‌کنندگان خیار وارداتی به فدراسیون روسیه از سوی شرکای تجاری عمده این محصول با استفاده از اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده است.

مبانی نظری و روش تحقیق

ترجیحات و انتخاب از پایه‌ای‌ترین و اساسی‌ترین مباحث اقتصادی و سرآغاز بسیاری از کتاب‌های نوشته‌شده در زمینه اقتصاد خرد و اقتصاد مصرف‌کننده است (Hosseinzad and Pakrooh, 2015). 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 انتخاب، رفتار عقلایی داشته باشد (Kafka, 2021). برای تجزیه‌وتحلیل رفتار تقاضای مصرف‌کنندگان (بررسی رفتار عقلایی) و بررسی چگونگی تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان، می‌توان از دو روش پارامتریک[1] و ناپارامتریک[1] استفاده کرد

1. parametric

(Jin, 2006; Rezvani et al, 2021). رهیافت ناپارامتریک[1] بررسی پایداری ترجیحات که توسط واریان (Varian, 1982) ارائه شده، بر مبنای اصول ترجیحات آشکارشده استوار است. افزون بر این، به گفتهٔ فلسینگ و همکاران (Fleissig et al., 2000)، در این رویکرد، هیچ‌گونه شکل تابعی خاصی برای تابع مطلوبیت و به تبع آن، برای تقاضا در نظر گرفته نمی‌شود و در نتیجه، مشکلات احتمالی اقتصادسنجی در برآوردهای پارامتریک از جمله ناهمسانی، خودهمبستگی و نرمال بودن جمله خطا در این روش موضوعیت ندارد (Rezvani et al, 2021). به دیگر سخن، در روش ناپارامتریک، بر اساس ترجیحات ابرازشده، انتخاب‌های افراد با استفاده از آزمون‌هایی بررسی می‌شود تا این فرضیه مورد آزمون قرار گیرد که «تقاضای مربوط به افراد عقلایی بوده و از حداکثرسازی تابع مطلوبیت خوش‌رفتار به‌دست آمده است». بر اساس نظر واریان، مصرف‌کننده منطقی اقتصادی که می‌تواند هزینهٔ دو سبد کالای یکسان را در دو زمان متفاوت تأمین کند، هرگز جابه‌جایی بین این دو را انجام نخواهد داد، مگرآنکه ترجیحات او در طول زمان تغییر کرده باشد. اینکه تغییری در ترجیحات اتفاق افتاده یا نه با بررسی اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده قابل‌سنجش است. اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده، در واقع، تعمیم آزمون‌های گوناگون دیگر رجحان آشکار است. این اصل اشاره دارد که در هر بودجه فرد، سبدهای تقاضای چندگانه قرار دارد. این اصل شرط لازم و کافی برای حداکثرسازی مطلوبیت است. برای آزمون وجود تابع مطلوبیت و رفتار عقلایی از اصل تعمیم‌یافتهٔ ترجیحات آشکارشده، شناخت روابط ترجیحی به‌شرح زیر ضروری است.

فرض کنید $p_i = (p_i^1, \dots, p_i^k)$ نشان‌دهنده iامین مشاهده قیمت‌های k کالا و $x_i = (x_i^1, \dots, x_i^k)$ مقادیر مربوط باشد. اگر یک کنشگر اقتصادی برای خرید سبد کالایی x_i درآمد کافی داشته باشد و بتواند با پرداخت مبلغ $p_i x_i$ سبد را خریداری کند و رابطه $p_i x_i \geq p_i x_j$ برقرار باشد، آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که مصرف‌کننده سبد کالایی x_i

1. non-parametric

($x_i = x_i^1, \dots, x_i^k$) x_j ($x_j = x_j^1, \dots, x_j^k$) را بر سبد کالایی آشکار مستقیم ترجیح داده است (Varian, 1982):

$$x_i R^0 x_j \Leftrightarrow p_i x_i \geq p_i x_j \quad (۱)$$

در رابطه بالا، R^0 بیانگر ترجیح آشکار مستقیم و p_i بردار قیمت سبد کالایی x_i است.

اگر رابطه $p_i x_i > p_i x$ برقرار باشد، سبد کالایی x_i ترجیح آشکار مستقیم و واضح بر سبد کالای x دارد.

$$x_i P^0 x \Leftrightarrow p_i x_i > p_i x \quad (۲)$$

در رابطه بالا، P^0 بیانگر ترجیح آشکار مستقیم و واضح است.

سبد کالایی x_i بر سبد کالایی x ترجیح آشکار دارد، اگر رابطه $p_i x_i \geq p_i x_j$ ، $p_j x_j \geq p_j x_l$، ...، $p_m x_m \geq p_m x$ برای یک دنباله از مشاهدات $(x_i, x_j, \dots x_m)$ وجود داشته باشد. در این مورد، R رابطه انتقالی R^0 است.

$$x_i R x \Leftrightarrow p_i x_i \geq p_i x_j \, , p_j x_j \geq p_j x_l, \dots, p_m x_m \geq p_m x \quad (۳)$$

$p_m = (p_m^1, \dots, p_m^k)$ نشان‌دهندهٔ mامین مشاهده قیمت‌های k کالا و $x_m = (x_m^1, \dots, x_m^k)$ مقادیر مربوط باشد.

بر اساس اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده، اگر سبد کالای x_i به‌صورت انتقالی بر x_j ترجیح داده شد، نباید x_j به‌صورت مستقیم و واضح بر x_i ترجیح داده شود:

$$x_i R x_j \, , \quad not \; (x_i P^0 x_j) \quad (۴)$$

در عمل، به‌منظور تشخیص نقض‌های احتمالی موجود در مشاهدات مربوط به رفتار هر کنشگر اقتصادی در چارچوب اصول ترجیحات آشکارشده، ابتدا باید ماتریس مخارج کنشگر اقتصادی ($M_{t\times t}$) بر روی سبدهای کالایی موردمطالعه برای دوره مورد مطالعه تدوین شود. رابطه (۵) ماهیت این ماتریس را نشان می‌دهد:

$$M_{t\times t} = (P_{t\times n})(Q_{t\times n})^T \quad (۵)$$

در ماتریس مخارج کنشگر اقتصادی ($M_{t\times t}$)، $P_{t\times n}$ و $Q_{t\times n}$، به‌ترتیب، ماتریس‌های قیمت و مقدار n کالا در طی t سال است (در مطالعهٔ حاضر، کالاها شامل خیار ایران، ترکیه و چین و تعداد سال‌ها ۱۸ است). به‌منظور بررسی اصل ضعیف، قوی و تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده، می‌توان از الگوریتم کو (Koo, 1963) استفاده کرد. با استفاده از این الگوریتم، هر سه اصل ترجیحات آشکارشده را می‌توان بررسی کرد، در حالی که از ماتریس کنشگر اقتصادی تنها می‌توان اصل ضعیف ترجیحات آشکارشده را بررسی کرد. در الگوریتم کو، به‌جای $M_{t\times t}$ از $(M_{t\times t})^T$ استفاده می‌شود. بدین‌ترتیب، ابتدا با استفاده از رابطه (۶)، یک ماتریس $t \times t$ از قطر اصلی ماتریس $(M_{t\times t})^T$ ساخته می‌شود ($(M_{t\times t})^T$ ترانهاده[1] ماتریس $M_{t\times t}$ است).

$$D_{t\times t} = A_{t\times 1}(diag(M_{t\times t}^T))_{1\times t} \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، $A_{t\times 1}$ برداری از یک‌ها و $D_{t\times t}$ یک ماتریس $t \times t$ است (که از حاصل‌ضرب ماتریس $A_{t\times 1}$ در عناصر قطر اصلی ماتریس $M_{t\times t}^T$ ساخته شده است). سپس، با استفاده از رابطه (۷)، ماتریس $M_{t\times t}^M$ (که به ماتریس ماکسیمال مشهور است) به‌دست می‌آید:

$$M_{t\times t}^M = (M_{t\times t})^T - D_{t\times t}$$

$$\begin{bmatrix} 0 & - & \cdots & - \\ + & 0 & & - \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ + & + & \cdots & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_{11} & m_{21} & \cdots & m_{t1} \\ m_{12} & d_{22} & \cdots & m_{t2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{1t} & d_{2t} & \cdots & m_{tt} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} d_{11} & d_{22} & \cdots & d_{tt} \\ d_{11} & d_{22} & & d_{tt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{11} & d_{22} & \cdots & d_{tt} \end{bmatrix} \quad (۷)$$

در واقع، درایه‌های ماتریس $M_{t\times t}^M$ از رابطه $h_{sr} = (p_s q_r - p_s q_s)$ به‌دست می‌آیند که در آنها، p_s قیمت کالا در زمان s ، q_r مقدار کالا در زمان r و h_{sr} درایه‌های

1. transpose

ماتریس $M_{t\times t}^{M}$ است. در نتیجه، درایه‌های قطر اصلی که در آنها $s = r$ است، همگی برابر با صفر است.

برای برقرار بودن اصل GARP، باید درایه‌های مثلث پایین قطر اصلی ماتریس $M_{t\times t}^{M}$ مثبت و مثلث بالای قطر اصلی منفی باشد. در صورت وجود عدد صفر در بخش مثبت $(a_{ji} = 0)$، باید درایه متناظر آن $(a_{ij} \geq 0)$ صفر و یا مثبت باشد (Kocoska, 2012).

بعد از مشخص شدن مکان‌های نقض، می‌توان ماتریسی دوتایی[1] بر مبنای نقض‌ها تشکیل داد. در این ماتریس، درایه‌هایی که در آنها نقض اتفاق افتاده، عدد یک و درایه‌هایی که در آنها نقضی صورت نگرفته است، عدد صفر اختیار می‌کنند (Kocoska, 2012). آزمون اثرات غیرنظام‌مند از ترکیب قواعد ترجیحات آشکارشده و آزمون مرتبهٔ جمعی هم‌ارزی توزیع احتمالی[2] حاصل می‌شود. برای انجام این آزمون، ماتریس دوتایی بر اساس نقطه شکست احتمالی به سه بخش تقسیم می‌شود: الف) بخش مقدم[3] شامل درایه‌های گوشه‌ای «بالا و چپ» به‌گونه‌ای که در این بخش، تمامی درایه‌های M_{st} شرط $s,t < z$ را تأمین می‌کنند (s و t دو دوره زمانی (سطر t و ستون s))؛ ب) بخش مؤخر[4] که دربردارندهٔ درایه‌های گوشه‌ای «راست و پایین» بوده و تمامی درایه‌های آن شرط $s,t > z$ را برقرار می‌سازند؛ و ج) بخش جفتی[5] که شامل درایه‌های گوشه‌ای «چپ و پایین» و «راست و بالا» بوده و به‌ترتیب، شرایط $s < z \leq t$ و $t \leq z < s$ را داراست (Jin, 2008). با تقسیمات یادشده، احتمال رخداد نقض در هر بخش ماتریس به‌دست می‌آید. با فرض ثابت بودن ساختار ترجیحات در طول دوره مورد بررسی، باید احتمال رخداد نقض بر اثر تکانه‌های غیرخطی ناپایدار 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. به دیگر سخن،، اگر احتمال نقض GARP

1. binary
2. rank-sum test of distributional equivalence
3. early partition
4. late partition
5. spanning partition

بین زوج بخش‌ها (مؤخر- مقدم، مقدم- جفتی و مؤخر- جفتی) تفاوت معنی‌دار آماری داشته باشد، در آن صورت، شکست ساختاری وجود دارد. از این‌رو، برای برقراری ثبات ترجیحات، باید در هر مرحله از آزمایش، هر سه توزیع احتمالی همسان باشند. به‌منظور سنجش همسان بودن سه توزیع احتمالاتی یادشده، از آزمون کروسکال- والیس (K-W) استفاده می‌شود (Conover, 1999). فرض عدم این آزمون مبنی بر همسان بودن سه توزیع احتمالاتی (ترجیحات پایدار) بوده و فرض مقابل یکسان نبودن هر سه توزیع (شکست ساختاری) است که در ادامه، بررسی خواهد شد.

اگر فرض شود که تعداد کل زوج موجود در ماتریس دوتایی برابر با N است که به‌صورت $N = ((s * t) - t)/2$ 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 iام ماتریس را می‌توان به‌صورت رابطه (۸) تعریف کرد (Conover, 1999):

$$\theta_i = n_i\left(N - \frac{n-1}{2}\right) + (N_i - n_i)\left(\frac{N-n+1}{2}\right) = \frac{n_i N + N_i(N-n+1)}{2} \qquad (۸)$$

که در آن، $N-(n-1)/2$ و $N-(n+1)/2$ نشان‌دهنده میانگین مرتبه[1] نقض‌ها و غیرنقض‌هاست.

بر این اساس، آماره آزمون کروسکال- والیس (K-W) را می‌توان به‌صورت رابطه (۹) تعریف کرد (Rezvani et al., 2021):

$$K = \frac{12}{N(N+1)}\sum_i \frac{\theta_i^2}{N_i} - 3(N+1) \qquad (۹)$$

به‌منظور بهبود قدرت این آزمون، آماره کروسکال- والیس با استفاده از وزن زیر تعدیل می‌شود (Jin and Koo, 2003):

1. average rank

$$W = \frac{K}{1 - \frac{[n^3 - n + (N-n)^3 - (N-n)]}{N^3 - N}} = \frac{K(N^2-1)}{3n(N-n)} \qquad (۱۰)$$

آمارهٔ یادشده دارای توزیع احتمالاتی χ^2 با درجه آزادی ν (تعداد بخش‌ها منهای یک) است. این آماره برای هر نقطه شکست احتمالی محاسبه شده و با رسم روند زمانی این شاخص امکان تشخیص شکست ساختاری ترجیحات فراهم می‌شود.

برای تشکیل ماتریس مخارج کنشگر اقتصادی و همچنین، ماتریس دوتایی و به‌طور کلی، بررسی پایداری رفتار مصرف‌کنندگان فدراسیون روسیه، نیاز به اطلاعات قیمت و مقدار واردات خیار فدراسیون روسیه از ایران، ترکیه و چین بوده که از پایگاه اطلاعاتی سازمان تجارت جهانی (WTO) دریافت شده است؛ سپس، از تقسیم ارزش واردات بر مقدار واردات، قیمت وارداتی خیار روسیه از هر کدام از شرکای تجاری محاسبه و همچنین، برای تحلیل اطلاعات و تخمین مدل، از نرم‌افزار Excel 2016 استفاده شد.

نتایج

بر اساس آنچه در بخش روش تحقیق توضیح داده شد، بررسی اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکارشده با تشکیل ماتریس ماکسیمال که در جدول ۲ گزارش شده و از روی ماتریس دوتایی معادل آن (جدول ۳) انجام شده است. با توجه به جدول ۲، از آنجا که در بخش مثبت ماتریس ماکسیمال (مثلث پایین قطر اصلی) عدد صفر وجود ندارد، برای برقراری اصل تعمیم‌یافتهٔ ترجیحات آشکارشده، باید درایه‌های مثلث پایین قطر اصلی ماتریس ماکسیمال مثبت و مثلث بالای قطر اصلی منفی باشد. نتایج بررسی GARP بیانگر آن است که از بین ۱۵۳ جفت سبد مورد بررسی ($N = \frac{((18*18)-18)}{2} = 153$)، تعداد توزده جفت (۱۲/۴ درصد) نقض دیده می‌شود.

جدول ۲- ماتریس ماکسیمال واردات روسیه از ایران، ترکیه و چین

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
2000	0	-3E+05	-5E+05	-6E+05	-9E+05	-4E+06	-1E+07	-3E+07	-4E+07
2001	1E+05	0	-2E+05	-4E+05	-9E+05	-4E+06	-1E+07	-3E+07	-4E+07
2002	2E+05	2E+05	0	-3E+05	-9E+05	-4E+06	-1E+07	-3E+07	-4E+07
2003	4E+05	5E+05	5E+05	0	-1E+05	-3E+06	-1E+07	-3E+07	-4E+07
2004	3E+05	6E+05	6E+05	2E+05	0	-3E+06	-1E+07	-3E+07	-4E+07
2005	5E+05	1E+06	1E+06	1E+06	2E+06	0	-6E+06	-2E+07	-3E+07
2006	7E+05	2E+06	2E+06	2E+06	4E+06	4E+06	0	-1E+07	-1E+07
2007	1E+06	3E+06	3E+06	3E+06	6E+06	8E+06	6E+06	0	-4E+05
2008	1E+06	3E+06	3E+06	3E+06	6E+06	8E+06	7E+06	3E+05	0
2009	1E+06	3E+06	3E+06	3E+06	7E+06	8E+06	8E+06	2E+06	2E+06
2010	1E+06	4E+06	5E+06	5E+06	9E+06	1E+07	1E+07	1E+07	2E+07
2011	2E+06	5E+06	6E+06	7E+06	1E+07	2E+07	3E+07	4E+07	4E+07
2012	2E+06	6E+06	7E+06	7E+06	1E+07	2E+07	3E+07	4E+07	5E+07
2013	2E+06	7E+06	8E+06	9E+06	2E+07	3E+07	4E+07	5E+07	6E+07
2014	2E+06	5E+06	7E+06	7E+06	1E+07	2E+07	3E+07	4E+07	5E+07
2015	2E+06	5E+06	6E+06	7E+06	1E+07	2E+07	3E+07	3E+07	4E+07
2016	7E+05	-3E+05	7E+05	6E+05	5E+06	8E+06	5E+06	4E+06	-6E+05
2017	2E+06	5E+06	6E+06	7E+06	1E+07	2E+07	3E+07	3E+07	4E+07

ادامهٔ جدول ۲-

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
2000	-5E+07	-8E+07	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-9E+07	-6E+07	-7E+07
2001	-5E+07	-8E+07	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-9E+07	-7E+07	-7E+07
2002	-5E+07	-8E+07	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-9E+07	-7E+07	-8E+07
2003	-4E+07	-8E+07	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-9E+07	-6E+07	-7E+07
2004	-4E+07	-8E+07	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-9E+07	-7E+07	-7E+07
2005	-3E+07	-6E+07	-9E+07	-1E+08	-1E+08	-1E+08	-8E+07	-6E+07	-7E+07
2006	-2E+07	-4E+07	-7E+07	-9E+07	-1E+08	-1E+08	-7E+07	-5E+07	-6E+07
2007	-3E+06	-2E+07	-6E+07	-7E+07	-8E+07	-8E+07	-5E+07	-4E+07	-4E+07
2008	-3E+06	-2E+07	-6E+07	-7E+07	-8E+07	-8E+07	-5E+07	-4E+07	-4E+07
2009	0	-2E+07	-5E+07	-7E+07	-8E+07	-8E+07	-5E+07	-4E+07	-4E+07
2010	2E+07	0	-4E+07	-5E+07	-6E+07	-5E+07	-3E+07	-3E+07	-3E+07
2011	5E+07	5E+07	0	-8E+06	-2E+07	-8E+06	3E+06	-3E+06	2E+06
2012	6E+07	5E+07	7E+06	0	-1E+07	1E+06	8E+06	-2E+06	3E+06
2013	7E+07	7E+07	2E+07	1E+07	0	2E+07	2E+07	7E+05	9E+06
2014	6E+07	5E+07	6E+06	-1E+06	-1E+07	0	8E+06	7E+06	5E+06
2015	5E+07	4E+07	-2E+06	-1E+07	-2E+07	-1E+07	0	-5E+06	-5E+05
2016	4E+06	-1E+07	-5E+07	-6E+07	-6E+07	-7E+07	-3E+07	0	-7E+06
2017	5E+07	4E+07	-8E+05	-9E+06	-2E+07	-9E+06	1E+06	-4E+06	0

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- ماتریس باینری مکان‌های نقض GARP برای واردات خیار روسیه از ایران، ترکیه و چین

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
2000	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2002	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2003	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2005	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2009	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2010	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2011	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2012	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2013	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2014	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2015	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2016	0	1	0	0	0	0	0	0	1
2017	0	0	0	0	0	0	0	0	0

ادامهٔ جدول ۳-

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
2000	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	0	0	0	0	0	0	1	0
2002	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2003	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2005	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008	0	0	0	0	0	0	0	1	0
2009	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2010	0	0	0	0	0	0	0	1	0
2011	0	0	0	0	0	0	1	1	1
2012	0	0	0	0	0	1	1	1	1
2013	0	0	0	0	0	1	1	1	1
2014	0	0	0	1	1	0	1	1	1
2015	0	0	1	1	1	1	0	1	0
2016	0	1	1	1	1	1	1	0	1
2017	0	0	1	1	1	1	0	1	0

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به‌منظور تشخیص علت نقض ترجیحات (وجود شکست ساختاری در ترجیحات یا اثرگذاری پارامترهای غیرنظام‌مند)، از آزمون کروسکال- والیس (K-W) استفاده شد که برای محاسبه آمارهای مورد نیاز ماتریس دوتایی به بخش‌های سه‌گانه مقدم، جفتی و مؤخر تقسیم شد و محاسبه آماره K-W برای هر نقطه شکست احتمالی صورت گرفت. اولین نقطه‌ای که می‌توان به‌عنوان شروع کار بررسی شکست احتمالی در نظر گرفت، سال ۲۰۰۲ است که در آن، حداقل یک زوج درایه قابل مشاهده است. آنگاه ماتریس بر اساس موقعیت درایه‌ها نسبت بـه نقطه شکست احتمالی به سه بخش تقسیم شد. در مرحله اول، بخش اول شامل یک ماتریس در گوشه چپ بالاست که تعداد زوج‌های آن برابر با یک است ($N_1 = 1$) و نقضی در آن وجود ندارد ($n_1 = 1$)؛ از این‌رو، با استفاده از رابطه (۸) میانگین مرتبه جمعی برای بخش اول ماتریس ۶۸ برآورد شده است. در بخش‌های دوم و سوم، تعداد زوج‌های موجود، به‌ترتیب، ۳۲ و ۱۲۰ و تعداد نقض‌ها، به‌ترتیب، برابر با یک و هجده جفت است. از این‌رو، مقدار θ_2 معادل ۲۲۵۳ و مقدار θ_2 برای بخش سوم ۹۵۳۷ است. با توجه به مقادیر θ_i محاسبه‌شده در هر بخش و با استفاده از روابط (۹) و (۱۰)، مقادیر آماره‌های K و W، به‌ترتیب، ۱/۱۱ و ۳/۴۰ محاسبه شد. در مرحله دوم، بخش اول تبدیل به یک ماتریس ۳×۳ شد و دو بخش دیگر نیز به همین ترتیب تغییر یافت. برای بقیه مراحل به همین ترتیب اضافه شد تا اینکه در مرحله ۱۵، گوشه چپ بالا به یک ماتریس ۱۶×۱۶ تبدیل شد و دو بخش دیگر نیز به همین ترتیب تغییر یافت.

به‌طور کلی، باتوجه به دوره زمانی (۲۰۱۷-۲۰۰۰)، پانزده مرحله تفکیک ماتریس دوتایی صورت گرفت و در هر مرحله، مقادیر یادشده به‌همراه آماره K-W محاسبه شد. خلاصه نتایج مربوط به محاسبه مقادیر K-W در جدول ۴ آمده است. برای بررسی وجود شکست ساختاری، باید مقادیر آماره W محاسبه‌شده در تمامی دوره‌ها با آمارهٔ χ^2 مقایسه شود؛ در صورتی که مقدار محاسبه‌شده برای آمارهٔ W بیشتر از χ^2 باشد، فرض مبنی بر شکست ساختاری در سال مورد نظر پذیرفته می‌شود. نمودار ۲ روند زمانی آماره K-W در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۲ را به‌همراه مقدار بحرانی $\chi^2_{(2)}$ که برابر با ۵/۹۹ است، نشان می‌دهد.

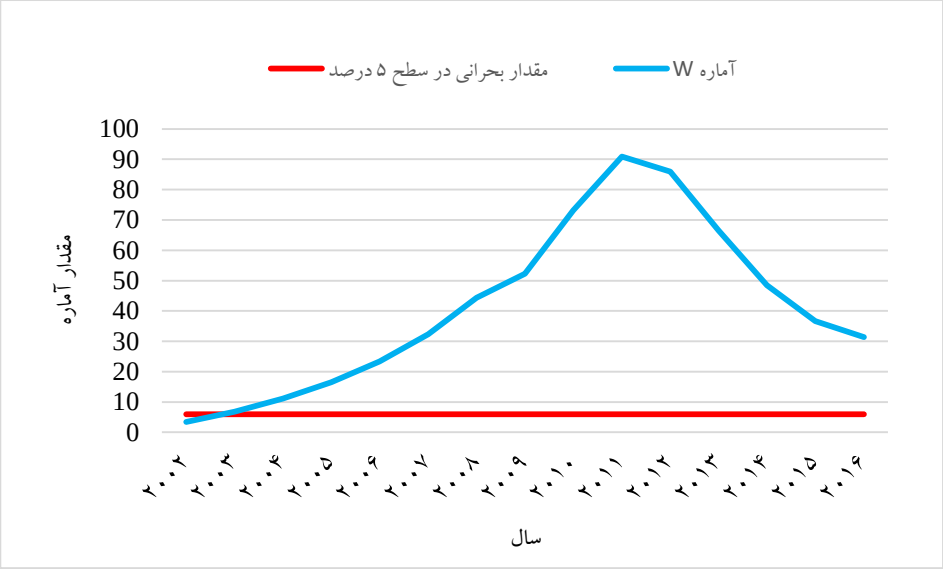
جدول ۴- نتایج محاسبه آماره K-W در بررسی نقض‌های ماتریس باینری

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
n	18	18	18	18	18	18	18
N	153	153	153	153	153	153	153
n1	0	0	0	0	0	0	0
n2	1	1	1	1	1	1	1
n3	18	18	18	18	18	18	18
N1	1	3	6	10	15	21	28
N2	32	45	56	65	72	77	80
N3	120	105	91	78	66	55	45
θ1	68	204	408	680	1020	1428	1904
θ2	2253	3137	3884.5	4496.5	4972.5	5313	5516.5
θ3	9537	8517	7565	6681	5865	5117	4437
K	1.11	2.23	3.63	5.39	7.64	10.56	14.46
W	3.40	6.84	11.13	16.53	23.42	32.38	44.33

ادامهٔ جدول ۴-

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
n	18	18	18	18	18	18	18	18
N	153	153	153	153	153	153	153	153
n1	0	0	0	0	0	0	2	6
n2	2	2	3	6	10	14	15	12
n3	17	17	16	13	9	5	2	1
N1	36	45	55	66	78	90	105	118
N2	81	80	77	72	65	56	45	32
N3	36	28	21	15	10	6	3	3
θ1	2448	3060	3740	4488	5304	6120	7293	8483
θ2	5661	5593	5465.5	5355	5185	4879	4208	3094
θ3	3748.5	3204.5	2652	2015	1368.5	790.5	357	280.5
K	17.04	23.88	29.65	28.04	21.70	18.16	11.96	8.48
W	52.23	73.18	90.87	85.93	66.49	55.67	36.65	26.00

مأخذ: یافته‌های پژوهش



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲- میزان آمارهٔ کروسکال- والیس (K-W) در بازه زمانی[1] ۲۰۱۶-۲۰۰۲

بزرگ‌تر بودن مقادیر آماره محاسباتی K-W از مقدار بحرانی به مفهوم عدم پذیرش فرض صفر و در نتیجه، قبول این مطلب است که رخداد شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان برای سبد کالایی خیار در سال‌هایی که در جدول ۳ مشاهده شد، بر اثر تکانه غیرخطی موقت نیست و ناشی از شکست ساختاری واقعی در ترجیحات مصرف‌کنندگان کشور روسیه است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

محصول صادراتی خیار ایران، با توجه به ارزآوری این محصول برای کشور، به‌دست‌آوردن رهبری بازار این محصول در کشور روسیه در رقابت با سایر کشورها به‌ویژه

۱- بر اساس توضیحات روش تحقیق، برای آماره کروسکال- والیس، یک سال کم می‌شود.

ترکیه و چین، حائز اهمیت است. در همین راستا، مطالعه حاضر با هدف بررسی تغییرات ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان سبد کالایی خیار وارداتی ایران در فدراسیون روسیه در نتیجه تحریم‌های کشورهای غربی بر علیه فدراسیون روسیه در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ انجام شد. نتایج حاصل از ماتریس GARP بیانگر این است که سال ۲۰۰۳ از سوی مصرف‌کنندگان کشور روسیه در خصوص خیار وارداتی ایران دارای نقض بوده است. اما بر اساس مقادیر آماره K-W رخداد شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان برای سبد کالایی خیار بر اثر تکانه غیرخطی موقت نبوده و ناشی از شکست ساختاری واقعی در ترجیحات مصرف‌کنندگان کشور روسیه است، به‌گونه‌ای که شکست مربوط به سال ۲۰۰۳ یک شکست بلندمدت است. به دیگر سخن، اگر این نتیجه همراه با نمودار۱ بررسی شود، این موضوع قابل مشاهده است که نقض پدیدآمده به نفع خیار صادراتی ایران است و مصرف‌کنندگان فدراسیون روسیه تمایل بیشتری به مصرف خیار وارداتی از ایران دارند. تاکنون مطالعه‌ای در حوزه ترجیحات مصرف‌کنندگان در خصوص محصول خیار انجام نشده است. اما با توجه به مطالعات انجام‌شده در حوزه رجحان‌های آشکارشده، می‌توان گفت که پژوهش حاضر از نظر نتایج حاکی از وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان، با مطالعهٔ سلامی و صدفی آبکنار (Salami and Sadafi Abkenar, 2019) همسواست؛ اما با مطالعهٔ مهرجو و شاکری بستان‌آباد (Mehrjou and Shakeri Bostanabad, 2019)که در آن، فرضیه وجود رفتار عقلایی تأیید شد، همسو نیست؛ همچنین، با پژوهش انسان و سلامی (Ensan and Salami, 2016) از نظر نقض اصل GARP همسو نیست، که از دلایل آن تفاوت در کشور و محصول کشاورزی مورد مطالعه است. با توجه به نتایج مطالعه حاضر، مصرف‌کنندگان فدراسیون روسیه تمایل بیشتری به مصرف خیار وارداتی از ایران دارند؛ از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران این حوزه از موقعیت حاصل از وفاداری مصرف‌کنندگان کشور روسیه به محصول خیار ایران استفاده کنند و با مدیریت و سیاست‌های مناسب، بازار روسیه را به‌سوی محصول خیار ایران سوق دهند. بررسی وضعیت بازار (بازارهای میوه و تره‌بار و

فروشگاه‌های زنجیره‌ای) روسیه و نیز علایق مردم این کشور و اینکه متقاضی و مصرف‌کننده کدام نوع خیار (محلی و یا گلخانه‌ای) هستند و همچنین، مشارکت در نمایشگاه‌های کشور روسیه به‌منظور معرفی خیار صادراتی ایران و ارتباط بیشتر با مشتریان و جلب نظر آنها با حضور فعال ایران می‌تواند منجر به افزایش بیشتر روابط تجاری ایران با روسیه و موفقیت در بازار وارداتی این کشور شود تا از این رهگذر، کشاورزان نیز از این فرصت‌ها برای افزایش تولید و صادرات و رونق محصولات خود بهره‌مند شوند. با توجه به مرجوع شدن مقادیر قابل توجهی از محصولات کشاورزی شامل فلفل، سیب درختی، خیار و هلوی صادراتی ایران به کشور روسیه، شایسته است که برای بررسی محموله‌های کشاورزی با در نظر گرفتن کیفیت، مرغوبیت و سلامت محصولات صادراتی به کشور روسیه، اقدامات لازم صورت گیرد تا از عدم وجود بقایای مواد گزارش‌شده در محموله‌های صادراتی بدین کشور اطمینان حاصل شود؛ و افزون بر این، در صدور گواهی‌های بهداشتی محصولات صادراتی، نظارت دقیق‌تر اعمال شود، چراکه این کشور یکی از بازارهای مهم صادراتی بخش کشاورزی ایران به‌شمار می‌رود. از این‌رو، شایسته است که دولت و نیز تولیدکنندگان و صادرکنندگان محصولات کشاورزی نکات یادشده را مد نظر قرار دهند.

همچنین، پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی برای برآورد توابع تقاضا، به وجود یا عدم وجود نقض در رفتار مصرفی افراد به‌ویژه دربارهٔ مصرف خیار توجه شود. سرانجام، پیشنهاد می‌شود که در خصوص وفاداری و پایداری مصرف‌کنندگان خارجی نسبت به محصولات کشاورزی ایران، مطالعات بیشتری با توجه به اصول رجحان آشکارشده انجام گیرد تا از این طریق، اتخاذ و اجرای سیاست‌هایی مناسب‌تر در حوزه بازاریابی محصولات کشاورزی ایران امکان‌پذیر شود.

منابع

1. Bazhenova, T.L. (2011). Features of the Russian model of economic development in the late XIX - early XX century. *Bulletin of the Orenburg State University*, 127(8): 24-29.

2. Conover, W.J. (1999). Practical nonparametric statistics (Third Edition). New York: Wiley and Son.
3. Dehghan Dehnavi, M., Kohzadi, N. and Khalilian, S. (2005). Non-parametric test of revealed preference for rational behavior of consumers: urban households. *Iranian Journal of Economic Research*, 7(24): 197-211. (Persian)
4. Demuynck, T., and Seel, C. (2018). Revealed preference with limited consideration. *American Economic Journal: Microeconomics*, 10(1): 102-31. DOI: 10.1257/mic.20150343.
5. Diaye, M.A., Gardes, F., and Starzec, C. (2008). GARP violation, economic environment distortions and shadow prices: evidence from household expenditure panel data. *Annales d'Économie et de Statistique*, 90: 3-33. Available at https://doi.org/10.2307/27739817.
6. Dong, F. and Fuller, F. (2010). Dietary structural change in China's cities: Empirical fact or urban legend?. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 58(1): 73-91. DOI: 10.1111/j.1744-7976.2009.01159.x.
7. Egorova, M.C. (2014). Improving energy efficiency as a key area of the conservation of natural capital Russia. *Fundamentals Research*, 10(9): 2265-2269. (Russian)
8. Ensan, E. and Salami, H. (2016). Assessing the consistency of consumers' preferences of imported dates in India, before and after international sanctions against Iran: application of nonparametric tests of revealed preferences. 10th Biennial Conference on Agricultural Economics of Iran, Shahid Bahonar University of Kerman. (Persian)
9. FAO (2017). The trend of cucumber exports from Iran, Turkey and China to Russia. Food and Agriculture Organization (FAO). Available at https://www.fao.org/.
10. Fathi, H. (2010). Development of Iran's trade with Russia. Tehran: Institute for Trade Studies and Research. (Persian)
11. Fattahi Ardakani, A., Sakhi, F., Bostan, Y. and Rezvani, M. (2021). Structural break in preferences of Iranian urban and rural milk consumers. *Agricultural Economics and Development*, 29(2): 87-108. DOI: 10.30490/aead.2021.319195.1117. (Persian)
12. Fleissig, A.R., Alastair, R.H. and Seater, J.J. (2000). GARP, separability, and the representative agent. *Macroeconomic Dynamics*, 4(3): 324-342. DOI: 10.1017/S1365100500016035.

13. 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)
14. Hosseinzad, J. and Pakrooh, P. (2015). Analysis of the structural changes in consumer preferences of red meat and chicken meat in Iran. *Journal of Animal Science Research*, 26(1): 175-186. (Persian)
15. ITC (2019). Export statistics of countries: List of products imported by Russian Federation. International Trade Centre (ITC). Available at https://www.trademap.org/Product_SelCountry_TS.aspx?nvpm=1%7c643%7c%7c%7c%7c02%7c%7c%7c4%7c1%7c1%7c1%7c2%7c1%7c1%7c1%7c1%7c1. Retrieved at 17 December, 2021.
16. 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. DOI: 10.1111/j.1744-7976.2006.00042.x.
17. Jin, H.J. (2008). Change in South Korean consumers' preferences for meat. *Food Policy*, 33 (1): 74-84. DOI: 10.1016/j.foodpol.2007.05.004.
18. 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(2): 173-192.
19. Kafka, K.I. (2021). Economic theory and economic reality: a continuously dialectic relationship. In: Bridging microeconomics and macroeconomics and the effects on economic development and growth. IGI Global, Chapter 1: 1-26. Business Science Reference. DOI: 10.4018/978-1-7998-4933-9.ch001.
20. Kocoska, L. (2012). A non-parametric approach to the estimations of critical inputs to economic models based on consumption data. Doctoral Dissertation, PhD Tthesis, School of Mathematical and Geospatial Sciences, College of Science, Engineering and Health RMIT University.
21. Koo, A.Y.C. (1963). An empirical test of revealed preference theory. *Econometrica*, 31(4): 646-664. DOI: 10.2307/1909164.
22. Mehrjou, S. and Shakeri Bostanabad, R. (2019). Investigating the changes in consumer preferences for solid and liquid edible oils (Application of nonparametric test, case study: Fars province). *Agricultural Economics and Development*, 27(107): 1-21. (Persian) https://dx.doi.org/10.30490/aead.2020.252632.0. (Persian)
23. Mollayosefi, M. and Hossainzadeh, J. (2017). Examining the change in consumer preferences for the sugar basket. 11th Biennial Conference on Agricultural Economics in Iran. Faculty of Economics and Agricultural

Development, Campus of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran. (Persian)
24. Rasolinezhad, E. (2020). Russias economy through time. Tehran. Tehran University.
25. Rezvani, M., Bostan, Y., Etghaei, M., and Fattahi Ardakani, A. (2021). Investigation of changes in bread consumers' preferences in urban areas of Iran using WARP and SARP approaches. *Journal of Economic Modeling Researck*, 11(42): 187-214. Available at http://dorl.net/dor/20.1001.1.22286454.1399.11.42.1.7. (Persian)
26. Salami, H. and Sadafi Abkenar, S. (2019). A non-parametric approach to specifying changes of preferences German consumers for the Iranian and U.S. pistachios. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 50(1): 79-95. Available at https://dx.doi.org/10.22059/ijaedr.2018.261600.668626. (Persian)
27. Smeulders, B., Crama, Y., and Spieksma, F.C. (2018). Revealed preference theory: an algorithmic outlook. *European Journal of Operational Research*, 272(3): 803-815. DOI: 10.1016/j.ejor.2018.04.026
28. TPO (2014). Statistics of non-oil export of Iran. Trade Promotion Organization of Iran (TPO). Available at https://en.tpo.ir/Non%E2%80%93oil-Export. Retrieved at 17 December, 2020. (Persian)
29. Varian, H.R. (1982). The nonparametric approach to demand analysis. *Econometrica*, 50(4): 945-973. DOI: 10.2307/1912771.
30. Varian, H.R. (2006). Revealed preference. Samuelsonian economics and the twenty-first century, Part I: Analysis of Samuelson's Specific Contributions. Oxford Scholarship online. le at DOI: 10.1093/acprof:oso/9780199298839.003.0007.
31. World Bank (2020). Population, total – Russian Federation. World Bank: Statistics and Demography Division. Available at https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.TOTL?locations=RU. Retrieved at 17 December, 2021.