



Modeling the Effect of Economic Sanctions on the Demand for Meat Consumption Basket of Urban Households in Iran

Elham Vafaei¹ | Mohammad Rezvani² | Mahdi pendar^{*3}

1. Assistant Professor, The Center for Development Research and Foresight, Tehran, Iran.
E-mail: elham.vafaei@yahoo.com (0000-0001-5496-2916)
2. Ph.D. Student, Department of Agricultural Economic, University of Tehran, Tehran, Iran.
E-mail: m.rezvani67@ut.ac.ir (0000-0003-3408-6677)
3. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Agricultural Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: mpendar@ut.ac.ir (0000-0002-4350-575x)

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	Due to the position of meat products in the food pyramid and its importance in maintaining people's health and that economic sanctions can have a significant effect on meat consumption through the channel of increasing production costs and increasing the price of meat, the purpose of this research is to investigate the existence of failure There is a structure in the preferences of the meat consumption basket of urban households in the period of 2004-2022. To achieve the objective, the parametric approach and the switching regression framework developed by Ohtani and Katayama (1986) were employed. The results show a structural break in preferences suddenly in 2017 and after the withdrawal of the United States from the JCPOA. The results show that after the withdrawal of the United States from the JCPOA, the price elasticity of chicken meat has decreased and the price elasticity of fish has increased, so that chicken meat has changed from an elastic product to an inelastic product. This result shows that consumers have become dependent on chicken meat and are willing to pay more to buy it. In such a situation, it is important to have adequate and optimal monitoring of the price of chicken meat, because people are forced to pay any price for chicken meat, and the changes of this product can cause the consumption basket of urban households to fluctuate greatly. Also, the estimation of income elasticity shows that chicken meat has changed from a necessary commodity to a luxury commodity after the sanctions. Therefore, to support consumers, it will be the right decision to use income tools and policies that lead to increasing the liquidity of urban households.
Article history: Received: 23 Jun. 2024	
Received in revised form: 10 May. 2025	
Accepted: 17 Feb. 2025	
Keywords: Sanctions, Preference Change, Switching Regression, Quadratic Almost Ideal Demand System.	
JEL: Q11, D1, D12.	

Cite this article: Vafaei, Elham., Rezvani, Mohammad., & Pendar., Mahdi. (2024). Modeling the Effect of Economic Sanctions on the Demand for Meat Consumption Basket of Urban Households. *Journal of Economic Modeling Research*, 15 (56), 1-25. DOI: 00000000000000000000



© The Author(s).

Publisher: Kharazmi University

DOI: 00000000000000000000000000000000

Journal of Economic Modeling Research, Vol, 15, No. 56, 2024, pp. 1-25.



Kharazmi University

Journal of Economic Modeling Research

Homepage: <https://jemr.khu.ac.ir/>

Print ISSN: 2228 - 6454

Online ISSN: 2538 - 4163

مدلسازی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر تقاضای سبد مصرفی گوشت خانوارهای شهری ایران

الهام وفائی^۱ | محمد رضوانی^۲ | مهدی پندار^{۳*}

۱. استادیار، مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری، تهران رایانامه: elham.vafaei@yahoo.com (0000-0001-5496-2916)

۲. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

رایانامه: m.rezvani67@ut.ac.ir (0000-0003-3408-6677)

۳. نویسنده مسئول، دانشیار، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران رایانامه: mpendar@ut.ac.ir (0000-0002-4350-575x)

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	با توجه به جایگاه محصولات گوشتی در هرم تغذیه و اهمیت آن در حفظ سلامتی مردم و اینکه تحریم‌های اقتصادی می‌تواند از کانال افزایش هزینه تولید و افزایش قیمت گوشت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر مصرف گوشت داشته باشد، هدف پژوهش حاضر بررسی وجود شکست ساختاری در ترجیحات سبد مصرفی گوشت خانوارهای شهری در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۴۰۱ می‌باشد. برای دستیابی به هدف از رویکرد پارامتریک و چارچوب رگرسیون سوئیچینگ استفاده شده است. نتایج بیانگر شکست (تغییر) ساختاری در ترجیحات به صورت ناگهانی در سال ۱۳۹۷ و پس از خروج آمریکا از برجام است. نتایج نشان می‌دهد که پس از خروج آمریکا از برجام کاهش خود قیمتی گوشت مرغ کاهش و کاهش خود قیمتی ماهی افزایش پیدا کرده است به طوری که گوشت مرغ از کالای باکاهش به کالایی بی‌کاهش تبدیل شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان به گوشت مرغ وابسته شده‌اند و حاضرند برای خرید آن بیشتر پرداخت کنند. در چنین شرایطی لازم است نظارت کافی و بهینه بر قیمت گوشت مرغ صورت گیرد، چرا که افراد ناگزیر از پرداخت هر قیمتی برای گوشت مرغ هستند و تغییرات این کالا می‌تواند سبد مصرفی خانوارهای شهری را دچار نوسان شدید کند. همچنین برآورد کشش‌های
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۰۳	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۴/۰۲/۲۰	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۲۹	
واژه‌های کلیدی: تحریم، تغییر ترجیحات، رگرسیون سوئیچینگ، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو.	
طبقه‌بندی JEL: Q11, D1, D12	

درآمدی نشان می‌دهد گوشت مرغ بعد از تحریم‌ها از کالایی ضروری به کالای لوکس تبدیل شده است. بنابراین برای حمایت از مصرف‌کنندگان استفاده از ابزار درآمدی و سیاست‌هایی که منجر به افزایش نقدینگی خانوارهای شهری می‌شوند، تصمیم درستی خواهد بود.

استناد: وفائی، الهام؛ رضوانی، محمد؛ و پندار، مهدی (۱۴۰۳). مدلسازی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر تقاضای سبد مصرفی گوشت خانوارهای شهری. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۵ (۵۶)، ۱-۲۵.

DOI: 0000000000000000000000



© نویسندگان.

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

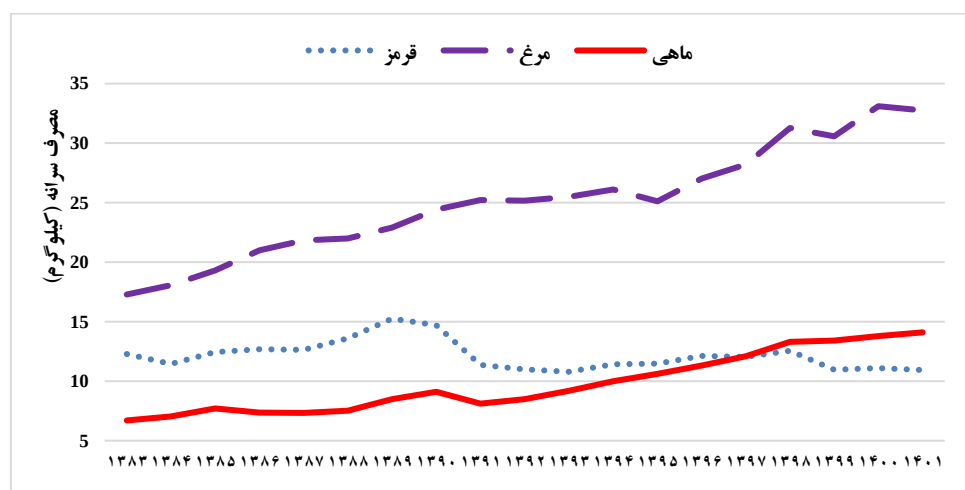
۱. مقدمه

تئوری رفتار مصرف‌کننده از مهم‌ترین تئوری‌های مطرح در حوزه اقتصاد خرد است که بر اساس آن و بهره‌گیری از تابع تقاضا می‌توان چگونگی رفتار مصرف‌کننده را نسبت به تغییرات قیمت، متغیرهای اقتصادی-سیاسی و عواملی نظیر تحریم بررسی کرد. برآورد تابع تقاضا و محاسبه کشش‌های گروه کالاهای گوناگون از مهم‌ترین ابزار بررسی رفتار مصرف‌کننده به‌منظور شناخت ترجیحات او می‌باشد و هرگونه سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی مرتبط با مصرف، نیازمند تحلیل الگوی مصرفی خانوارها و شناخت جایگاه هر گروه از کالاها در بودجه خانوار است (ولگنت^۱، ۲۰۲۱). تحلیل رفتار مصرف‌کننده و تأثیر تحریم‌ها بر رفتار مصرف‌کنندگان، اهمیت و کاربرد بسیار زیادی در تجزیه و تحلیل‌های سیاستی دارد، به‌طوری‌که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان برای پیش‌بینی وضعیت آینده از نتایج آن استفاده می‌کنند. همچنین، تولیدکنندگان محصولات کشاورزی، تبدیل-کنندگان مواد غذایی و سایر عوامل بازار به‌منظور برنامه‌ریزی و طراحی تولید و فروششان به پیش‌بینی تقاضای کالاهای کشاورزی نیاز دارند و کشش‌های تقاضا از این نظر حائز اهمیت هستند. با توجه به جایگاه محصولات گوشتی در هرم تغذیه و اهمیت آن در حفظ سلامتی مردم، محصولات گوشتی همواره سهم بزرگی در سبد مصرفی خانوارها داشته است. در سال ۱۴۰۱ سهم گوشت پرندگان از هزینه‌های خوراکی و آشامیدنی خانوارهای شهری ایرانی ۸/۵ درصد، سهم گوشت قرمز ۱۰/۹ درصد و سهم گوشت آبزیان ۱/۹ درصد بوده است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲).

نمودار (۱) مصرف سرانه گوشت قرمز، مرغ و ماهی را نشان می‌دهد. مصرف سرانه گوشت مرغ در ایران از ۱۷/۳ کیلوگرم در سال ۱۳۸۳ به ۳۲/۷ کیلوگرم در سال ۱۴۰۱ افزایش یافته و مصرف سرانه گوشت ماهی از ۶/۷ کیلوگرم در سال ۱۳۸۳ به ۱۴/۱ کیلوگرم در سال ۱۴۰۱ افزایش یافته است. همچنین مصرف سرانه گوشت قرمز از ۱۲/۲۹ کیلوگرم در سال ۱۳۸۳ به ۱۰/۹ کیلوگرم در سال ۱۴۰۱ کاهش یافته است. بر اساس آمار وزارت جهاد کشاورزی، سهم گوشت قرمز در مصرف کل گوشت ایران در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۴۰۱ روندی کاهشی داشته است، به طوری که سهم گوشت قرمز از ۳۳/۹ درصد در سال ۱۳۸۳ به ۱۸/۹ درصد در سال ۱۴۰۱ کاهش یافته است. همچنین سهم

^۱. Wohlgenant

گوشت مرغ از ۴۷/۶ درصد به ۵۶/۷ درصد و سهم گوشت ماهی از ۱۸/۵ درصد به ۲۴/۴ درصد افزایش یافته است.



نمودار ۱. سرانه مصرف سبد گوشت در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۴۰۱

مأخذ: آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی.

اقتصاد کشورها همواره در معرض تکانه‌های داخلی و خارجی هستند که این تکانه‌ها باعث ایجاد مشکلات اقتصادی مختلفی می‌شوند. در این زمینه، تحریم‌ها، یکی از تکانه‌های خارجی است که تأثیرات مختلفی بر اقتصاد ایران داشته است. تحریم‌های آمریکا را می‌توان به سه دوره تقسیم کرد. دوره اول تحریم‌ها، از سال ۱۹۷۹ آغاز شد و تا سال ۲۰۱۰ ادامه داشت. آمریکا روابط دیپلماتیک خود را با ایران قطع، دارایی‌های ایران در آمریکا را مسدود و بر نفت و تجارت ایران تحریم‌هایی را اعمال کرد. بعدها و در اواسط دهه ۲۰۰۰، تحریم‌های ایالات متحده عمدتاً بر برنامه هسته‌ای و قابلیت‌های نظامی ایران متمرکز شد. ایران از بخش بانکداری و انرژی ایالات متحده کنار گذاشته شد، اما از بازار بین‌المللی حذف نشد. دوره دوم تحریم‌ها در پی شکست مذاکرات ایران و ۵+۱ در ژنو در سال ۲۰۰۹ آغاز شد و قانون جامع تحریم‌ها، پاسخگویی و عدم سرمایه‌گذاری ایران در ژوئیه ۲۰۱۰ به تصویب رسید. برخلاف تحریم‌های اولیه اعمال شده در دوره اول، که تجارت با ایران برای شرکت‌های آمریکایی ممنوع شد، تحریم‌های این دوره، شهروندان و نهادهای خارجی را به دلیل

انجام تجارت با ایران جریمه می‌کند. اتحادیه اروپا در ژانویه ۲۰۱۲ به تحریم‌های ایالات متحده علیه صنعت نفت ایران پیوست و دسترسی ایران به جامعه جهانی ارتباطات مالی بین بانکی^۱ را قطع کرد. سومین دوره تحریم‌ها از سال ۲۰۱۸ و با خروج آمریکا از برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) آغاز شد. در حالی که همه تحریم‌های تعلیق شده تحت برجام دوباره اعمال شدند، دولت آمریکا دور جدیدی سابقه‌ای از تحریم‌ها را علیه ایران اعمال کرد. این دوره از تحریم‌ها همزمان با شیوع ویروس کرونا بود که اثرات اجتماعی و اقتصادی تحریم‌ها را تشدید کرد. این تحریم‌ها اثرات مخرب قابل توجهی بر عملکرد اقتصادی ایران داشته است. تحریم‌های اعمال شده علیه ایران طیف گسترده‌ای از پیامدهای منفی اقتصاد کلان از جمله کاهش سریع ارزش پول و تورم بالا را ایجاد کرده یا به آنها کمک کرده است. ایران واقعاً نتوانسته است فشارهای اقتصادی ناشی از تحریم‌ها را کاهش دهد یا در برابر آن مقاومت کند (فرزانگان و باتمانقلیج^۲، ۲۰۲۳). تحریم‌های ظالمانه اعمال شده علیه ایران درآمدهای نفتی را تحت تأثیر قرار داده و با کاهش میزان فروش نفت کشور باعث ایجاد تکانه منفی نفتی بر کشور شده است، کاهش درآمدهای ارزی کشور همراه با تحریم بانک مرکزی منجر به کاهش توان بانک مرکزی در مدیریت نرخ ارز شده که در نهایت این موضوع منجر به افزایش نرخ ارز یا تکانه منفی نرخ ارز شده است (رضوانی و همکاران، ۱۴۰۲)

با توجه به جایگاه گوشت قرمز، مرغ و ماهی در سبد غذایی خانوارهای شهری، این محصولات همواره مورد توجه دولت مردان بوده است. در نتیجه، چگونگی واکنش مردم به قیمت انواع محصولات گوشتی، متغیرهای اقتصادی-سیاسی و عواملی نظیر تحریم و اینکه به طور کلی مصرف کنندگان چگونه هزینه‌های مصرفی خود را بین کالاهای خدمات متفاوت تخصیص می‌دهند، همیشه از موضوع‌های خاص مورد علاقه اقتصاددانان و سیاستگذاران می‌باشد. مصرف گوشت تحت تأثیر رژیم غذایی، استاندارد زندگی، میزان تولید، قیمت مصرف کننده، تکانه تولید ناخالص داخلی و عدم اطمینان در فعالیتهای کلان اقتصادی است (علی و امبیا^۳، ۲۰۲۳) و تحریم‌های اقتصادی می‌تواند از کانال افزایش هزینه تولید و افزایش قیمت گوشت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر مصرف گوشت داشته

^۱. SWIFT

^۲. Farzanegan & Batmanghelidj

^۳. Ali & Ambiya

باشد. بنابراین با توجه به اهمیت گوشت در سبد مصرفی خانوارهای شهری و تکانه تحریم‌های اقتصادی هدف این پژوهش بررسی اثرات تحریم‌های اقتصادی بر رفتار مصرفی و کشش‌های قیمتی و درآمدی سبد مصرفی گوشت در ایران است. به منظور دستیابی به این هدف، سازماندهی پژوهش حاضر به شرح زیر است:

ابتدا مبانی نظری پیرامون نظریات مطرح شده در خصوص بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و تقاضای مصرفی و سازوکار تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر رفتار مصرفی خانوارها تبیین و تشریح شده است. همچنین، پیشینه پژوهش‌های تجربی مرور، و جنبه نوآوری آن بیان شده است. پس از آن، مدل پژوهش معرفی و توضیح‌های لازم پیرامون روش برآورد مدل ارائه شده است. سپس، مدل پژوهش برآورد و نتایج برآوردی تفسیر شده و در نهایت پیشنهاد‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

تحریم‌ها از طریق تأثیر مستقیم بر واردات و صادرات، میزان ورود و خروج ارز را متأثر می‌سازند. با تشدید تحریم‌ها و موانعی که برای صادرات و واردات و همچنین نقل و انتقالات ارزی ایجاد می‌شود، به طور مستقیم میزان عرضه و تقاضای ارز تحت تأثیر قرار می‌گیرد که نوسانات ارزی را در پی دارد. یکی از مهم‌ترین عواملی که قیمت و به تبع آن، مصرف مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نرخ ارز می‌باشد (چو^۱، ۲۰۱۹). تغییرات نرخ ارز از دو کانال، سطح قیمت‌ها و تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اولاً از ناحیه واردات کالاهای مصرفی و اساسی، قیمت‌های داخلی را به میزانی فراتر از سهمی که کالاهای مصرفی وارداتی از کل کالاهای اقتصاد دارند تحت تأثیر قرار می‌دهد و کانال دیگر نیز، فشار هزینه‌ها می‌باشد. وابستگی تولید به کالاهای واسطه‌ای، مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای باعث می‌شود هزینه‌های تولید بنگاه‌ها به شدت افزایش یابد. به بیان دیگر نوسانات نرخ ارز تقاضای کل اقتصاد را از طریق واردات و صادرات و تقاضای پول و عرضه اقتصاد را از طریق هزینه کالاهای واسطه وارداتی تحت تأثیر قرار خواهد داد. همچنین در بازار کالاهای وارداتی، تقاضا

^۱. Chou

افزایش و عرضه کاهش می‌یابد و بسیاری از فروشندگان به تصور افزایش بیشتر نرخ ارز، عرضه کالاهای خود را محدود و آنها را در انبارها نگه می‌دارند (بهادران و بامداد صوفی^۱، ۱۴۰۰).

تقاضای مواد غذایی تحت تأثیر قیمت خود کالا، قیمت کالاهای دیگر (جانشین و مکمل)، درآمد خریدار، ترجیحات مصرف‌کننده و انتظارات است و بحران‌های سیاسی به عنوان تکانه‌های اقتصادی منجر به تغییر در تقاضای غذا می‌شود (هلند^۲، ۲۰۱۲۳). اختلالات در زنجیره تأمین و تکانه‌های درآمدی در درجه اول باعث ایجاد این تغییرات می‌شود (مس-کال^۳ و همکاران، ۱۹۹۵). با این حال، اگر یک بحران پیش‌بینی شود، خانوارها ممکن است مصرف خود را برای کاهش پیامدهای آن تغییر دهند (دات و پادمانابهان^۴). بحران می‌تواند منجر به کاهش تقاضا برای محصولات لوکس در طول دوره بحران و پس از آن شود، در صورتی که منجر به افزایش تقاضا برای کالاهای ضروری می‌شود (پانگرکار و شوکلا^۵، ۲۰۲۳). به عبارت دیگر، اگر مصرف‌کنندگان یک بحران را پیش‌بینی کنند، تقاضا برای کالاهای ضروری ممکن است افزایش یابد (هنچون^۶ و همکاران، ۲۰۱۷). انتظار این است که تغییر در ترجیحات مصرف‌کننده از کالاهای لوکس به کالاهای ضروری منجر به تغییر کشش‌های قیمتی شده و در نتیجه، کشش قیمتی یک کالای ضروری افزایش یابد (کیم‌سانووا^۷ و همکاران، ۲۰۲۳).

با توجه به تاکید تئوری‌های اقتصاد خرد مبنی بر اینکه هرگونه تغییر در یک بازار، دیگر بازارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اقتصاددانان روش برآورد سیستمی را برای تحلیل تقاضا معرفی کردند. پایه‌های اولیه‌ی مطالعات نهایی کالاها و خدمات به صورت سیستمی توسط لسر^۸ (۱۹۴۱) شکل گرفته است، ولی اولین مدل تجربی جامع توسط استون^۹ (۱۹۵۴) ارائه شد که به سیستم مخارج خطی^{۱۰} معروف شده است. از آنجا که سیستم مخارج خطی قدرت توضیح کالای پست را ندارد

^۱. Bahadoran & Bamdad Soufi

^۲. Holland

^۳. Mas-Collell

^۴. Dutt & Padmanabhan

^۵. Pangarkar & Shukla

^۶. Henchion

^۷. Kimsanova

^۸. Leser

^۹. Stone

^{۱۰}. Linear Expenditure System (LES)

سیستم روتردام توسط بارتن^۱ (۱۹۶۸) و تیل^۲ (۱۹۷۱) معرفی شد. یکی از محدودیت‌های سیستم تقاضای روتردام، ثابت در نظر گرفتن سهم بودجه‌ای کالاها می‌باشد که پس از کریستینسن^۳ و همکاران (۱۹۷۵) با برطرف کردن مشکل سهم بودجه‌ای سیستم ترانسلوگ را ارائه کردند. از پیچیدگی‌های سیستم ترانسلوگ غیر خطی بودن این سیستم می‌باشد. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ارائه شده توسط دیتون و مولبائر^۴ (۱۹۸۰) مشکل سهم بودجه‌ای و غیر خطی را نداشت. در چند دهه گذشته چندین سیستم تقاضای جدید بر مبنای الگوهای تقریباً ایده‌آل و ترانسلوگ توسعه یافته‌اند. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو به وسیله گرمن^۵ (۱۹۸۱) به اثبات رسید و بنکس^۶ و همکاران (۱۹۹۷) به آنالیز داده‌ها و مزایای استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو پرداخته‌اند.

به منظور سنجش شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان دو رهیافت ناپارامتریک و پارامتریک مورد استفاده قرار می‌گیرد. رهیافت ناپارامتریک بررسی پایداری ترجیحات که توسط واریان^۷ (۱۹۸۲) ارائه شد، از یک منطق اقتصادی مبتنی بر اصل ترجیحات آشکار شده تبعیت می‌نماید. به علاوه همان‌گونه که فلسینگ^۸ و همکاران (۲۰۰۰) اظهار می‌دارد این رویکرد هیچ شکل تابعی خاصی به تابع مطلوبیت و به تبع آن به تقاضا تحمیل نمی‌کند و مشکلات رایج در برآوردهای 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 می‌گردند، در این روش مطرح نیست. با این حال، یکی از نکات منفی اصلی این رویکرد، عدم قدرت در تشخیص تغییر ترجیحات، زمانی است که از داده‌های تجمیع در تحلیل‌ها استفاده می‌شود، که ممکن است به طور متناقضی منجر به نتیجه‌گیری از ترجیحات مصرف‌کننده پایدار شود. (اکرنت و آلستون^۹، ۲۰۱۱). در پژوهش حاضر برای بررسی شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان از رهیافت پارامتریک و برای مدل‌سازی اثر

^۱. Barten

^۲. Theil

^۳. Christensen

^۴. Deaton & Muellboure

^۵. Gorman

^۶. Banks

^۷. Varian

^۸. Fleissig

^۹. Okrent & Alston

تحریم‌های اقتصادی بر رفتار مصرف‌کنندگان نیز، از چارچوب تغییر رگرسیون ملایم^۱ پیشنهاد شده توسط اوهتانی و کاتایاما^۲ (۱۹۸۶) استفاده شده است.

۳. پیشینه تحقیق

در زمینه بررسی شکست ساختاری در ترجیحات ارزیابی‌های صورت گرفته است که در ادامه به برخی از مطالعات اشاره شده است.

بورکی^۳ (۱۹۹۷) برای بررسی وجود و ماهیت تغییرات ساختاری هشت محصول غذایی در پاکستان، از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی و داده‌های سری زمانی در بازه زمانی ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۱ استفاده کرد. در این مطالعه که به دلیل محدودیت درجه آزادی، تغییر در پارامترهای شیب لحاظ نشده و محدودیت‌های همگنی، جمع‌پذیری و تقارن اسلاتسکی اعمال شده است، با استفاده از ۲۰ مشاهده، تعداد ۶۰ پارامتر تخمین زده شد و کشش‌های قیمتی و درآمدی محاسبه شدند. نتایج بیانگر همخوانی کشش‌های قیمتی و درآمدی با تئوری اقتصادی است. لو هسو^۴ (۲۰۱۴) با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و چارچوب رگرسیون سوئچینگ تغییرات ساختاری در سبد مصرفی گوشت در تایوان را بررسی کردند. در این مطالعه که در بازه زمانی ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۶ انجام شد تعداد ۲۷ پارامتر برآورد شد و نتایج بیانگر تغییر تدریجی در تقاضای سبد مصرفی گوشت در تایوان است.

زیدالله و فاطیما^۵ (۲۰۱۶) وجود تغییرات ساختاری در تقاضای مواد غذایی در پاکستان را برای گروه‌های غذایی غلات، حبوبات، میوه و سبزیجات، شکر و فرآورده‌های قندی، روغن، شیر و فرآورده‌های آن و ماهی، تخم‌مرغ و گوشت و سایر در سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۸۶، ۱۹۹۳-۱۹۹۴، ۲۰۰۱-۲۰۰۲ و ۲۰۰۷-۲۰۰۸ بررسی کردند. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو برای تخمین سهم بودجه و آزمون تغییرات به کار گرفته شده است. ضریب متغیر روند برآورد شده که نشان‌دهنده ترجیحات است برای گروه‌های غلات، حبوبات، شیر و فرآورده‌های آن، ماهی، تخم‌مرغ و

^۱. Gradual Regression

^۲. Ohtani & Katayama

^۳. Burki

^۴. Lu Hsu

^۵. Zaidullah & Fatima

گوشت منفی و معنی‌دار است. این بدان معنی است که مردم پاکستان در طول دوره بررسی ترجیحات خود را تغییر داده‌اند. هوانسیان^۱ و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های پانل مصرف غذا در سطح استان در بازه زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۶ که از خدمات آمار ایالتی فدرال^۲ به دست آمده و روش پارامتریک به بررسی تغییر ترجیحات غذایی در روسیه پرداختند. نتایج بیانگر آن است که مصرف‌کنندگان تحت یک تغییر ساختاری ترجیحات غذایی قرار گرفتند که در سال ۲۰۰۷ آغاز شد و تا سال ۲۰۱۴ ادامه یافت. اوجوگا و ایمید^۳ (۲۰۲۲) با استفاده از شاخص‌های ترجیحات آشکار شده، منطقی (سازگار) بودن داده‌های قیمت و مقدار مواد غذایی (در گروه‌های کربوهیدرات، پروتئین، روغن و چربی و میوه و سبزیجات) خانوارهای ایالت دلتا در سال ۲۰۱۸ را با حداکثرسازی مطلوبیت بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد که ۱۴/۳ درصد، ۴/۸ درصد، ۱۱/۴ درصد و ۴۵ درصد خانوارها به ترتیب در گروه‌های کربوهیدرات، پروتئین، روغن و چربی و میوه و سبزی با اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکار شده ناسازگار بودند. کیم‌سانووا و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های پانل و روش پارامتریک تأثیر دو انقلاب سال ۲۰۰۵ و ۲۰۱۰ را بر تقاضای غذای خانوارها در قرقیزستان بررسی کردند. نتایج نشان داد که ترجیحات غذایی در انقلاب اول به سمت کالاهای لوکس و در انقلاب دوم به سمت کالاهای اساسی تغییر کرده است.

در ادامه مروری گذرا بر تعدادی از مطالعات داخلی که در این عرصه از متون اقتصادی صورت گرفته و کم و بیش با مباحث این پژوهش مرتبط هستند، اشاره خواهیم داشت. کهنسال و اعظم رحمتی (۱۳۹۹) به منظور بررسی تغییر ترجیحات مصرف‌کنندگان مناطق شهری ایران برای محصولات قند و شکر در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۵، از روش ناپارامتریک اصل ضعیف ترجیحات آشکار شده^۴ استفاده کردند. نتایج نشان داد که در سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰، تناقضاتی در ترجیحات مصرف‌کنندگان این محصولات وجود داشته و فرضیه پایایی ترجیحات مصرف‌کننده نقض شده است.

^۱. Hovhannisyan

^۲. Federal State Statistics Service (FSSS)

^۳. Ojogho & Imade

^۴. Weak Axiom of Revealed Preference (WARP)

رضوانی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان نان در مناطق شهری ایران با استفاده از رهیافت‌های اصل ضعیف و اصل قوی ترجیحات آشکار شده^۱ پرداختند. نتایج بررسی ماتریس WARP بیانگر عدم وجود تناقض در ترجیحات مصرف‌کنندگان سبد نان می‌باشد. به دلیل عدم وجود نقض در WARP در ادامه به بررسی تغییر در ترجیحات با استفاده از SARP پرداخته شد. نتایج نشان داد که رفتار عقلایی مصرف‌کنندگان انواع نان در خانواده‌های شهری ایران رد می‌شود. همچنین نتایج محاسبه‌ی آماره K-W دلالت بر وجود یک تغییر ساختاری در سال ۱۳۹۳ دارد و بیانگر عدم اثرگذاری شوک‌های زودگذر و وجود شکست ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان شهری برای نان است.

فتاحی اردکانی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از آمار هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار برای دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۵ به بررسی پایداری یا شکست ساختاری ترجیحات مصرف‌کنندگان شهری و روستایی در ایران برای شیر پاستوریزه و غیرپاستوریزه پرداختند. نتایج بیانگر وجود یک تغییر ساختاری در ترجیحات مصرف‌کنندگان شیر در سال ۱۳۷۴ است.

فتاحی اردکانی و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از روش ناپارامتری بر مبنای اصل تعمیم‌یافته ترجیحات آشکار شده^۲ این فرضیه را که ممکن است تغییراتی در ترجیحات مصرف‌کنندگان کشور روسیه نسبت به محصول خیار وارداتی ایران رخ داده باشد را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد یک تغییر ساختاری معنی‌دار در ترجیحات مصرف‌کنندگان کشور روسیه در سال ۲۰۰۳ به نفع خیار ایران رخ داده است که نشان‌دهنده پایداری و وفاداری مصرف‌کنندگان کشور روسیه نسبت به خیار وارداتی از سوی ایران است.

محمدیان و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از رهیافت غیرپارامتریک اصول ضعیف، قوی و تعمیم‌یافته ترجیحات آشکار شده به بررسی رفتار عقلایی و پایداری ترجیحات مصرف‌کنندگان سبد گوشت در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه که بر روی داده‌های سبد گوشت مصرفی در دوره زمانی

^۱ . Strong Axiom of Revealed Preference (SARP)

^۲ . Generalized Axiom of Revealed Preference (GARP)

۱۳۷۲-۱۳۹۶ انجام شده است، بیانگر عقلایی بودن رفتار مصرف کنندگان است. رضوانی و همکاران (۱۴۰۲) رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران را با به کارگیری سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم و بررسی وجود شکست ساختاری در ترجیحات سبد مصرفی چای، قند و شکر خانوارهای شهری را با استفاده از رویکرد پارامتریک و چارچوب رگرسیون سوئیچینگ توسعه یافته در بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۴۰۱ بررسی کردند. نتایج نشان داد که شکست ساختاری در ترجیحات در سال ۱۳۸۹ و به صورت ناگهانی بوده است. کشش قیمتی تقاضا انواع چای، قند و شکر بعد از تحریم‌ها افزایش یافته و چای ایرانی و خارجی، قند و شکر از محصولات بی کشش به محصولات با کشش تبدیل شده‌اند. افزایش کشش‌های قیمتی تقاضا نشان می‌دهد که با افزایش قیمت‌ها و تورم در سال‌های بعد از تحریم‌ها حساسیت مصرف کنندگان نسبت به تغییرات قیمت افزایش یافته است.

بررسی پیشینه پژوهش بیانگر آن است که مطالعات صورت گرفته در کشور در به کارگیری روش ناپارامتریک تأکید داشته‌اند و تنها در پژوهش رضوانی و همکاران (۱۴۰۲) از رویکرد پارامتریک برای سبد مصرفی چای و قند و شکر استفاده شده است. علاوه بر این وجود شکست ساختاری در نتیجه خروج آمریکا از برجام با استفاده از رویکرد پارامتریک در چارچوب رگرسیون سوئیچینگ در هیچ مطالعه‌ای در داخل کشور مورد بررسی قرار نگرفته است. در مطالعه حاضر برای بررسی وجود شکست ساختاری و مدلسازی تأثیر خروج آمریکا از برجام بر تقاضا خانوارهای شهری بر تقاضای سبد مصرفی گوشت خانوارهای شهری از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو و چارچوب رگرسیون سوئیچینگ توسعه یافته توسط اوهتانی و کاتایاما (۱۹۸۶) استفاده شده است.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

در مطالعه حاضر از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو برای بررسی شکست ساختاری استفاده می‌شود. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو از تابع مطلوبیت غیر مستقیم به صورت رابطه (۱) به دست آید (گفری^۱ و همکاران، ۲۰۰۵).

^۱. Geoffrey

$$\ln V = \left\{ \left[\frac{\ln x - a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1} \quad (۱)$$

که در رابطه (۱)، $a(p)$ ، $b(p)$ ، $\lambda(p)$ شاخص های قیمتی هستند که به صورت زیر معرفی می شوند (بنکس و همکاران، ۱۹۹۷)

$$a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (۲)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^N p_i^{\beta_i} \quad (۳)$$

$$\lambda(p) = \sum_{i=1}^N \lambda_i \ln p_i \quad (۴)$$

در روابط بالا α_0 ، α_i ، β_i ، γ_{ij} و λ_i پارامترها نامعلوم هستند. با جایگزینی شاخص های قیمتی (روابط (۱) تا (۳)) در تابع مطلوبیت غیر مستقیم (۱)، رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$\ln V = \left\{ \left[\frac{\ln x - (\alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j)}{\prod_{i=1}^N p_i^{\beta_i}} \right]^{-1} + \sum_{i=1}^N \lambda_i \ln p_i \right\}^{-1} \quad (۵)$$

با کاربرد اتحاد «روی» برای تابع مطلوبیت غیر مستقیم بالا، سیستم تقاضای تقریباً ایده آل درجه دو در سهم به صورت زیر به دست می آید (گفری و همکاران، ۲۰۰۵):

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - a(p)) + \frac{\lambda_i}{b(p)} (\ln x - a(p))^2 \quad i = 1, \dots, N \quad (۶)$$

محدودیت های همگنی، جمع پذیری و تقارن به صورت زیر بر پارامترهای رابطه (۱) لحاظ می شود.

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^N \beta_i = 0, \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^N \lambda_i = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (۷)$$

بر این اساس، کشش مخارج به صورت رابطه (۸) و کشش قیمتی غیرجبرانی به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود (بنکس و همکاران، ۱۹۹۷).

$$\eta_i = 1 + \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\partial \log(p_i)} \quad (۸)$$

$$\frac{\partial w_i}{\partial \log(p_i)} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \ln\left(\frac{x}{a(p)}\right)$$

کشش قیمتی غیرجبرانی به صورت زیر است (بنکس و همکاران، ۱۹۹۷).

$$\varepsilon_{ij} = \gamma_{ij} - \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\} \right) \left(\alpha_j + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (۹)$$

برای بررسی تغییرات ساختاری در ترجیحات، از چارچوب تغییر رگرسیون ملایم پیشنهاد شده توسط اوتاهی و کاتیاما (۱۹۸۶) استفاده می‌شود. در واقع یک تابع انتقال زمانی را در سیستم تقاضا به صورت زیر وارد می‌شود.

$$\begin{aligned} h_t &= 0 \quad \text{for } t = 1, \dots, \tau_1 \\ h_t &= \frac{(t - \tau_1)}{(t - \tau_2)} \quad \text{for } t = \tau_1 + 1, \dots, \tau_2 - 1 \\ h_t &= 1 \quad \text{for } t = \tau_2, \dots, T \end{aligned} \quad (۱۰)$$

که در رابطه (۱۰)، τ_1 نقطه پایان رژیم اول و τ_2 نقطه شروع رژیم دوم است. به عبارت دیگر τ_1 بیانگر نقطه شروع تغییر تدریجی و τ_2 بیانگر نقطه پایان تغییر تدریجی می‌باشد. دوره بین τ_1 و τ_2 ممکن است به عنوان مسیر انتقال تفسیر شود. $\tau_2 = \tau_1 + 1$ نشان‌دهنده تغییر ناگهانی و $\tau_2 > \tau_1 + 1$ نشان‌دهنده تغییر تدریجی است. پذیرش فرض صفر $H_0: \alpha_{i1} = 0$ بیانگر عدم وجود شکست ساختاری است. با توجه به مشخصات تقاضا در ادبیات تغییرات ساختاری، از آزمون نسبت راست‌نمایی بیولی برای انتخاب یک الگوی مناسب استفاده می‌شود (بیولی^۱، ۱۹۸۶). این آماره به صورت رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود.

^۱. Bewley

$$B_{LLR} = 2(LL^U - LL^R) \left(\frac{EN^S - N^P}{EN^S} \right) \quad (11)$$

که $LL^{U,R}$ مقدار لگاریتم راست‌نمایی بهینه الگوهای غیرمقید و مقید است، E تعداد معادلات برآورد شده، N^S اندازه نمونه (تعداد مشاهدات) و N^P تعداد پارامترهای الگوی غیرمقید می‌باشد. فرم نهایی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل درجه دو با لحاظ توابع انتقال زمانی به صورت زیر است.

$$w_i = \alpha_i^h + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij}^h \ln p_j + \beta_i^h (\ln x - a(p)^h) + \frac{\lambda_i^h}{b(p)^h} (\ln x - (a(p)^h))^2 \quad (12)$$

$$a(p)^h = \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i^h \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij}^h \ln p_i \ln p_j \quad (13)$$

$$b(p)^h = \prod_{i=1}^N p_i^{\beta_i^h} \quad (14)$$

در روابط بالا $\gamma_{ij}^h = \gamma_{ij} + \varphi_{ij} * h_t$ ، $\beta_i^h = \beta_i + \mu_i * h_t$ ، $\alpha_i^h = \alpha_i + \eta_i * h_t$ و $\lambda_i^h = \lambda_i + \phi_i * h_t$ است. علاوه بر محدودیت‌های تعریف شده در رابطه (۷) می‌بایست محدودیت‌های زیر نیز لحاظ شود.

$$\sum_{i=1}^N \eta_i = \sum_{i=1}^N \mu_i = \sum_{j=1}^N \varphi_{ij} = \sum_{i=1}^N \phi_i = 0, \varphi_{ij} = \varphi_{ji} \quad (15)$$

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

جهت بررسی وجود شکست ساختاری در ترجیحات سبد مصرفی گوشت خانوارهای شهری و مدل‌سازی تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر تقاضای خانوارهای شهری بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بورکی (۱۹۹۷)، لو هسو (۲۰۱۴) و رضوانی و همکاران (۱۴۰۲) نیاز به داده‌های قیمت و مصرف سرانه محصولات سبد گوشت است که این اطلاعات از آمار مربوط به مخارج مصرفی

خانوارهای شهری که هر سال از سوی مرکز آمار ایران در قالب پرسشنامه‌های هزینه-درآمد از سوی این مرکز منتشر می‌شود، برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۴۰۱ بدست آمده است.

برای بررسی شکست ساختاری در ترجیحات از چارچوب تغییر رگرسیون ملایم بر اساس سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو استفاده شده است. روش مورد استفاده برای برآورد سیستم توابع تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو، روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط است. در برآورد معادلات سیستمی، یکی از معادلات حذف می‌شود و دیگر معادلات بر اساس آن معادله حل و در نهایت برآورد انجام می‌شود. برای برآورد، معادله مربوط به ماهی حذف شده و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو با ۱۸ پارامتر از جمله پارامترهای مربوط به شکست (تغییر) ساختاری و ۲ معادله شامل معادلات گوشت قرمز و مرغ با استفاده از برآوردگر حداکثر درستنمایی به صورت غیرخطی برآورد شد. برای تعیین نوع تغییر (تدریجی و یا ناگهانی بودن تغییر) مقادیر مختلفی برای τ_1 و τ_2 بررسی می‌شود. مقادیری برای τ_1 و τ_2 انتخاب می‌شود که آماره لگاریتم راستنمایی بالاتری داشته باشد و مشکل خودهمبستگی نداشته باشد که جدول (۱) مقادیر مختلف τ_1 و τ_2 ، لگاریتم راستنمایی و آماره دوربین واتسون را نشان می‌دهد. براساس آماره لگاریتم راستنمایی و دوربین واتسون تغییر در سال ۱۳۸۹ بوده و به صورت ناگهانی بوده است. بر اساس آماره لگاریتم راستنمایی ارائه شده در جدول (۱) تغییر در سال ۱۳۹۷ و به صورت ناگهانی بوده است. همچنین آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد که برای $\tau_1 = 1397$ و $\tau_2 = 1398$ مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۱. مقادیر مختلف τ_1 و τ_2 ، لگاریتم راستنمایی و آماره دوربین واتسون برای انتخاب مقادیر τ_1 و

τ_2							τ_1
۱۳۹۰	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۸۹	τ_1
۱۴۰۱	۱۴۰۱	۱۳۹۸	۱۴۰۱	۱۳۸۹	۱۴۰۱	۱۳۹۰	τ_2
۱۳۶/۹۴	۱۳۰/۶۳	۱۳۸/۰۶	۱۳۰/۶۸	۱۳۱/۹۴	۱۳۲/۶۷	۱۳۳/۳۱	لگاریتم راستنمایی
۲/۵۰	۲/۰۲	۱/۹۸	۲/۰۳	۱/۸۹	۲/۴۸	۲/۱۶	آماره DW معادله گوشت قرمز
۲/۲۴	۲/۱۷	۲/۲۳	۲/۱۸	۱/۳۸	۲/۲۵	۲/۲۲	آماره DW معادله مرغ

مأخذ: نتایج تحقیق

پارامترهای برآوردی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو در جدول (۲) نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که از ۱۸ پارامتر تعداد ۱۳ پارامتر معنی دار هستند و ضریب تعیین معادله گوشت

قرمز ۹۷ و ضریب تعیین مرغ ۹۵ درصد است. در مجموع تعداد ۳۸ مشاهده موثر^۱ (مشاهدات کل سیستم) برای برآورد ۱۸ پارامتر وجود دارد. به عبارتی با توجه به پژوهش‌های بورکی، لو هسو (۲۰۱۴) و رضوانی و همکاران (۱۴۰۲) درجه آزادی کافی برای برآورد پارامترها وجود دارد.

جدول ۲. پارامترهای محاسبه شده سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه‌دو انواع محصولات گوشتی

ضریب	گوشت قرمز	گوشت مرغ
α_i	-۰/۶۹*** (۶/۳۲)	-۱/۰۸** (-۱/۸۹)
β_i	-۰/۲۸*** (-۲/۹۰)	۱/۲۹*** (۲۵/۵۴)
γ_{1i}	۰/۰۸* (۱/۷۹)	۰/۳۰*** (۵/۶۹)
γ_{2i}		-۰/۸۵*** (-۶/۴۳)
λ_i	۰/۰۳* (۱/۸۹)	-۰/۲۴*** (۲۸/۳۷)
η_i	-۰/۵۵* (-۱/۸۹)	۰/۲۸ (۱/۰۲)
μ_i	۰/۳۲*** (۱/۳۷)	۰/۷۳*** (-۰/۳۵)
φ_{1i}	۰/۱۲** (۲/۰۵)	-۰/۴۰*** (-۲/۹۹)
φ_{2i}		۰/۳۴ (۱/۴۲)
ϕ_i	-۰/۰۳ (۰/۸۴)	۰/۰۹*** (۳/۳۸)
R^2	۰/۹۷	۰/۹۵

مأخذ: نتایج تحقیق (اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می‌باشند). (***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد)

^۱. Effective Observations

مقایسه آماره آزمون نسبت راست‌نمایی بیولی محاسبه شده برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو غیرمقید (با شکست ساختاری) و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مقید (بدون شکست ساختاری) با مقدار χ^2 بحرانی با درجه آزادی نه در سطح احتمال پنج درصد (۱۶/۹۲) بیانگر آن است که سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم غیرمقید (با شکست ساختاری) به عنوان سیستم تابعی مناسب انتخاب می‌گردد.

جدول ۳. آماره آزمون‌های نسبت حداکثر راستنمایی معمولی جهت انتخاب فرم تابعی

آماره نسبت راستنمایی بیولی B_{LLR}	لگاریتم راستنمایی Log likelihood	
-	۱۳۸/۰۷	سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو غیرمقید (با شکست ساختاری)
۲۵/۱۹	۱۱۴/۱۳	سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مقید (بدون شکست ساختاری)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کشش‌ها قبل از تغییر ساختاری با $h_t = 0$ و با استفاده از میانگین داده‌ها برای دوره ۱۳۸۳-۱۳۹۶ محاسبه و کشش‌ها بعد از تغییر با $h_t = 1$ و با استفاده از میانگین داده‌های بین ۱۳۹۷-۱۴۰۱ محاسبه شد.

جدول (۴) کشش‌های برآوردی را قبل از شکست (تغییر) و جدول (۵) کشش‌های برآوردی را در بعد از شکست نشان می‌دهد. نتایج کشش‌های خود قیمتی و درآمدی قبل و بعد از تغییر مطابق انتظارات تئوریکی است. کشش قیمتی تقاضا قبل از تغییر برای گوشت مرغ ۱/۵۶- و باکشش است و با افزایش ۱۰ درصدی در قیمت آن، مقدار تقاضا برای آن ۱۵/۶ درصد کاهش می‌یابد. کشش قیمتی تقاضا برای گوشت قرمز و ماهی به ترتیب ۰/۵۷- و ۰/۴۸- بوده و بی‌کشش است. بر اساس محاسبات صورت گرفته کشش درآمدی تقاضا برای گوشت ماهی ۱/۴۹ بدست آمده که نشان دهنده لوکس بودن این محصول برای خانوارهای شهری ایران طی دوره‌ی قبل از تغییر بین سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۶ است. همچنین کشش درآمدی گوشت قرمز و مرغ بیانگر ضروری بودن این

محصولات در سبد مصرفی خانوارهای شهری است. نتایج ارائه شده در جدول (۴) بیانگر جانشین بودن گوشت قرمز و مرغ و همچنین گوشت مرغ و ماهی است.

جدول ۴. کشش‌های خودقیمتی، متقاطع و درآمدی برای سبد مصرفی گوشت قبل از تغییر

انواع محصولات گوشت	قرمز	مرغ	ماهی	کشش درآمدی
قرمز	-۰/۵۷	۰/۴۶	-۰/۶۳	۰/۷۶
مرغ	۰/۵۸	-۱/۵۶	۰/۱۳	۰/۸۴
ماهی	-۱/۱۹	۰/۱۷	-۰/۴۸	۱/۴۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کشش درآمدی گوشت قرمز و مرغ بعد از تغییر و خروج آمریکا از برجام در سال ۱۳۹۷ افزایش یافته به طوری که گوشت مرغ از کالای ضروری به کالای لوکس تبدیل شده است. همچنین کشش درآمدی گوشت ماهی کاهش یافته است به طوری که ماهی قبل از سال ۱۳۹۷ (تغییر در ترجیحات) کالای لوکس بوده و بعد از آن به کالای ضروری تبدیل شده است. کشش خود قیمتی تقاضای گوشت قرمز و مرغ بعد از خروج آمریکا از برجام کاهش یافته است، به طوریکه گوشت مرغ از محصولی باکشش به محصولی بی‌کشش تبدیل شده است. کاهش کشش خودقیمتی گوشت مرغ نشان می‌دهد حساسیت مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت کاهش یافته است. نتایج نشان می‌دهد که بعد از تغییر و خروج آمریکا از برجام کشش‌های قیمتی متقاطع ماهی و گوشت قرمز و همچنین گوشت قرمز و مرغ کاهش داشته است. تغییر در کشش‌های متقاطع قیمتی نشان می‌دهد که خروج آمریکا از برجام تغییراتی را در رفتار مصرفی ایجاد کرده و روابط بین کالاها دستخوش تغییراتی شده است.

جدول ۵. کشش‌های خودقیمتی، متقاطع و درآمدی برای سبد مصرفی گوشت در دوره انتقال

انواع محصولات گوشت	قرمز	مرغ	ماهی	کشش درآمدی
قرمز	-۰/۵۳	۰/۲۵	-۰/۲۰	۰/۹۹
مرغ	-۰/۷۴	-۰/۷۲	۰/۲۶	۱/۱۹
ماهی	-۰/۰۹	۰/۱۳	-۰/۸۵	۰/۸۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶. نتیجه‌گیری

تحریم‌های اقتصادی از مهمترین تکانه‌هایی بوده که بر اقتصاد ایران وارد شده و چالش‌ها و تبعات اقتصادی زیادی را به همراه داشته است. در بخش کشاورزی و بازار مواد غذایی این تحریم‌ها می‌توانند بر هزینه تولید و قیمت گوشت تأثیر قابل ملاحظه‌ای داشته باشد. بنابراین با توجه به جایگاه مصرف گوشت در تغذیه و سبد مصرفی خانوارها، هدف مطالعه حاضر بررسی وجود شکست ساختاری در ترجیحات سبد مصرفی گوشت (گوشت قرمز، مرغ و ماهی) خانوارهای شهری ایرانی با استفاده از رویکرد پارامتریک در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۴۰۱ بود. از این رو در مطالعه حاضر برای بررسی وجود شکست ساختاری از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو و چارچوب رگرسیون سوئیچینگ توسعه یافته توسط توسعه یافته توسط اوتهانی و کاتایاما (۱۹۸۶) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که شکست ساختاری در ترجیحات در سال ۱۳۹۷ و به صورت ناگهانی بوده است. وجود شکست ساختاری با نتیجه پژوهش‌های بورکی (۱۹۹۷)، لو هسو (۲۰۱۴)، کیمسانوا و همکاران (۲۰۲۳) و رضوانی و همکاران (۱۴۰۲) همخوانی دارد.

نتایج نشان می‌دهد پس از خروج آمریکا از برجام کشش خود قیمتی گوشت مرغ کاهش پیدا کرده است. با توجه به افزایش شدید قیمت انواع گوشت بعد از تحریم‌ها به نظر می‌رسد کاهش کشش خود قیمتی گوشت مرغ به دلیل پایین تر بودن قیمت گوشت مرغ نسبت به گوشت قرمز و ماهی و کمبود جایگزین‌ها برای آن بوده است. این نتیجه بیانگر اهمیت روز افزون این محصولات در رژیم غذایی خانوارهای شهری است. کاهش کشش قیمتی گوشت مرغ نشان می‌دهد که مصرف کنندگان به این محصول وابسته شده‌اند و حاضرند برای خرید آن‌ها بیشتر پرداخت کنند. در چنین شرایطی لازم است نظارت کافی و بهینه بر قیمت گوشت مرغ صورت گیرد، چرا که افراد ناگزیر از پرداخت هر قیمتی برای گوشت مرغ هستند و تغییرات این کالا می‌تواند سبد مصرفی خانوارهای شهری را دچار نوسان شدید کند.

نتایج نشان می‌دهد که پس از خروج آمریکا از برجام، کشش‌های قیمتی متقاطع کاهش یافته است. تغییر در کشش‌های متقاطع قیمتی نشان می‌دهد که خروج آمریکا از برجام تغییراتی را در رفتار مصرفی ایجاد کرده و روابط بین کالاها دستخوش تغییراتی شده است. کاهش کشش‌های

قیمتی متقاطع رامی‌توان به این صورت تفسیر کرد که با کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان بعد از خروج آمریکا از برجام، برخی از خانوارها ناگزیر به کاهش مصرف کلی گوشت شده‌اند و مصرف سایر منابع پروتئینی غیرگوشتی (لبنیات و تخم‌مرغ) را افزایش داده‌اند. در این شرایط، افزایش قیمت یک نوع گوشت تاثیر چندانی بر تقاضای نوع دیگر ندارد. به عبارت دیگر تحریم‌ها باعث شده که سیاست‌های قیمتی تاثیر کمتری بر ترکیب سبد گوشت خانوارهای شهری داشته باشد و مصرف‌کنندگان به جای واکنش به تغییرات قیمت، به دنبال تأمین نیازهای اساسی خود با کمترین هزینه هستند.

بر اساس محاسبات صورت گرفته، گوشت ماهی که قبل از تحریم‌ها کالایی لوکس بوده، بعد از تحریم‌ها به کالایی ضروری تبدیل شده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت بعد از تحریم‌ها و با کاهش قدرت خرید، مصرف‌کنندگان ابتدا مصرف گوشت ماهی را کاهش داده و این گوشت تبدیل به کالای ضروری شده است. نتایج نشان می‌دهد که کاهش‌های درآمدی گوشت قرمز و مرغ بعد از بازگشت تحریم‌ها افزایش یافته و گوشت مرغ از کالایی ضروری به کالایی لوکس تبدیل شده است. با توجه به افزایش کاهش درآمدی گوشت قرمز و مرغ پس از تحریم‌ها، به این معنی که با افزایش درآمد، تقاضا برای این محصولات بیشتر افزایش می‌یابد، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قدرت خرید خانوارها می‌تواند به افزایش مصرف این محصولات کمک کند. برای حمایت از مصرف‌کنندگان و افزایش مصرف گوشت قرمز و مرغ، پیشنهاد می‌شود سیاست‌هایی در جهت افزایش درآمد خانوارها و یا افزایش قدرت خرید خانوارها اتخاذ شود. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به پرداخت یارانه به کالاهای اساسی و یا اجرای سیاستی نظیر کالا برگ الکترونیک برای کالاهای اساسی که می‌تواند به کاهش هزینه زندگی خانوارها و افزایش قدرت خرید آنها اختصاص یابد، اشاره کرد.

References

- Ali, W., & Ambiya. (2023). Urbanization and Nutrition Transition: Evidence from South Asia. *Asian Economics Letters*, 4 (Early View).
- Bahadoran, M. & Bamdad Soufi, J. (2021). Identification of effective elements on turbulence of foreign exchange market through micmac. *Basij Strategic Studies*, 24(91), 175-204. (in Persian)
- Banks, J. Blundell, R. & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand, *Review of Economics and Statistic*, 79:527-539.
- Barten, A.P. (1968). Estimating demand equations. *Econometrica*, 36(2), 213-51.
- Bewley, R. (1986). *Allocation Models: Specification, Estimation, and Applications*. Ballinger, Cambridge, MA.
- Burki, A. (1997). Estimating consumer preferences for food, using time series data of Pakistan, *The Pakistan Development Review*, Pakistan Institute of Development Economics, 36(2), 131-153
- Chou, K.W. (2019). Re-Examining the Time-Varying Nature and Determinants of Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. *The North American Journal of Economics and Finance*, 49, 331-351.
- Christensen, L.R., Jorgenson, D.W., & Lau, L.J. (1975). Transcendental Logarithmic Utility Function, *American Economic Review*, 65, 367-383.
- Deaton, A. S., & Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, 70, 312-326.
- Dutt, P. & Padmanabhan, V. (2011). Crisis and Consumption Smoothing. *Marketing Science*, 30(3), 491-512.
- Farzanegan., M.R., & Batmanghelidj, E. (2023). Understanding Economic Sanctions on Iran: A Survey. *Econst Voice*, 20(2), 197-226.
- Fatahi ardakani, A. Rezvani, M. Bostan, Y. & Sakhi, F. (2022). Measuring Structural Changes in The Preferences of Consumers of Imported Cucumbers in The Russian Federation. *Agricultural Economics and Development*, 30(1), 231-254. (in Persian)
- Fatahi, A. Sakhi, F. Bostan, Y. & Rezvani, M. (2021). Structural break in preferences of Iranian urban and rural milk consumers. *Agricultural Economics and Development*, 29(2), 87-108. (in Persian)
- Fleissig, A.R., Alastair, R.H., & Seater, J.J. (2000). GARP, Separability, and the Representative Agent. *Macroeconomic Dynamics*, 4(3), 324-342.
- Geoffrey, M. P., Capps, O. & Clauson, A. (2005). Demand for Non-Alcoholic Beverages: Evidence from the ACNielsen Home Scan Panel. *The American Agricultural Economics*, Rhode Island, 44, 159-170
- Gorman, W. M. (1981). Some Engel Curves. In *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*, edited by Angus Deaton, pp. 7-29. Cambridge: Cambridge University Press.

- Henchion, M. Hayes, M. Mullen, A. M., Fenelon, M. & Tiwari, B. (2017). Future Protein Supply and Demand: Strategies and Factors Influencing a Sustainable Equilibrium. *Foods*, 6(7), 53.
- Holland, A. (2012). The Arab Spring and World Food Prices. American Security Project, [https:// www.jstor.org /stable/resrep05961](https://www.jstor.org/stable/resrep05961).
- Hovhannisyanyan, V. Kondaridze, M. Bastian, C. H., & Shanoyan, V. (2020). Empirical Evidence of Changing Food Demand and Consumer Preferences in Russia. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 52, 480–501.
- Kimsanova, B. Sanaev, G. & Herzfeld, T. (2023). Dynamics of Food Demand during Political Instability: Evidence from Kyrgyzstan. *Agricultural Economics*, 55(1), 41–53.
- Kohansal, M.R., & Azam Rahmati, E. (2020). A Survey on Revealed Preferences of Iranian Citizens for Sugar and Lump Sugar. *Agricultural Economics and Development*, 28(2), 261-277. (in Persian)
- Leser, C.E. V., (1941). Family Budget Data and Price Elasticities of Demand, *Review of Economic Studies*, 9, 40-57.
- Lu Hsu, J. (2001). Gradual Structural Changes of Meat Consumption in Taiwan. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 11(4), 33-50.
- Mas-Collell, A. Whinston, M.D., & Green, J. (1995). *Microeconomic Theory*. Oxford University Press.
- Mohammadian, F. Noroozi, H. & Kalhoori, S. (2022). Investigation of meat consumption preferences using non-parametric method of revealed preferences. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 53(3), 755-771. (in Persian)
- Ohtani, K. & Katayama, S. (1986). A gradual switching regression model with autocorrelated errors. *Econ. Lett.* 21(2), 169–72.
- Ojogho, O. & Imade, O.H. (2022). Food Expenditure Pattern of Household in Delta State, Nigeria: Economic Rationality Essentials. *Selcuk J Agr Food Sci*, 36 (3), 368-374.
- Okrent A.M., Alston, J. A. (2011). *Demand for Food in the United States*. Davis, CA: University of California, Davis, Giannini Foundation Monograph 48.
- Pangarkar, A. & Shukla, P. (2023). Conspicuous and Inconspicuous Consumption of Luxury Goods in A Digital World: Insights, Implications, and Future Research Directions. *International Journal of Advertising*, 42(7), 1226–1238.
- Rezvani M, Bostan Y, Etghaei M, fatahi Ardakani A. Investigation of Changes in Bread Consumers' Preferences in Urban Areas of Iran Using WARP and SARP Approaches. *Jemr*, 11 (42), 187-214. (in Persian)
- Rezvani, M. Pendar, M. and Vafaei, E. (2023). Assessing the Effect of Economic Sanctions on the Demand Analysis of Tea, Sugar and Sugar Baskets of Iranian Urban Households. *Economic Policies and Research*, 2(3), 87-113. (in Persian)
- Statistical Centre of Iran. Household, Expenditure and Income. (2022)

- Stone, J. (1954). Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand, the Economic Journal, 45, 982-1001.
- Varian, H. R. (1982). The Nonparametric Approach to Demand Analysis. Econometrica, 50 (4), 945-973
- Wohlgenant, M.K. (2021). Consumer Demand-Separability and Commodity Aggregation. Market Interrelationships and Applied Demand Analysis. Palgrave Macmillan, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-73144-1_3
- Zaidullah, M. & H. & Fatima. (2016). Estimating the Structural Shifts in the Demand for the Selected Food Groups in Pakistan. Sarhad Journal of Agriculture, 32(4), 343-353.