

Research Paper

Investigating the Welfare Effects of Price Increases on Selected Imported Agricultural Products in Iran

H. Noroozi¹, A. Kiani-Rad²

Received: 19 December, 2024 Accepted: 15 March, 2025

Introduction: Given the amount of agricultural imports and the significant share of these products in total agricultural imports and total imports of Iran, it can be inferred that the increase in global food prices in international markets will be transmitted to domestic markets and affect consumer spending. Therefore, an issue that has not been mentioned in economic analyses is the vulnerability of consumers in Iran as a result of the increase in global food prices and the shocks created in the food supply. Therefore, in order to protect vulnerable groups, the government should support them to offset or at least reduce the negative effects of price increases.

Materials and Methods: In the present study, in order to investigate the vulnerability of Iranian consumers, the required data of import amounts of six commodity groups/goods including cereal group (rice, wheat, corn and barley), meat group (sheep gizzard, beef and chicken meat), edible oil group (soybean oil, sunflower oil, corn oil and butter), tea, cheese and sugar were extracted and to calculate the price and income coefficients of food and as a result, the price and income elasticity (expenditure) of food, the Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) was estimated. In the next step, the Compensatory Variation (CV) criterion was used to simulate the effects of the four defined scenarios and the welfare effects of the four scenarios were investigated. These four scenarios were defined as follows: 1) change in global food prices in the period 2000-2021, 2) increase in production costs due to the increase in the price of imported inputs

1. Corresponding Author and Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran (h_noroozi1387@ut.ac.ir).

2. Associate Professor, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.

in the production of the studied product groups, 3) increase in prices due to the removal of the preferred exchange, and 4) increase in the global food price index after Russian attack on Ukraine.

Results and Discussion: In scenario 1, if the price of edible oils increases by 11.9 percent and the interactions between food items are taken into account, expenditures will increase by 7.508 percent of primary expenditures and the households will be in a worse welfare situation. As shown by the results of applying the scenario of a 6.21 percent change in meat prices, as a result of this change, the CV index is equal to 5.334 percent of food consumption expenditures; and as shown by the results of applying the scenario of a 3.18 percent change in grain prices, this will lead to a change in the CV index by 2.981 percent of food consumption expenditures. The results of a 21.6 percent increase in cheese prices indicate that in this case, households are also in a worse welfare situation and their expenditures increase by 5.025 percent of total food expenditures. The results of calculating CV index for sugar indicate that as a result of a 6.40 percent increase, it will be equal to 4.630 percent of food consumption expenditures. Furthermore, the results of a 3.65 percent increase in the price of tea indicate that in this case, household welfare decreases due to the increase in price, such that their expenditures increase by 2.564 percent of total food expenditures. In Scenario 2, the average rate of change in the price of imported inputs is defined as a 12 percent increase in the cost of production of the studied goods. The results showed that due to a 12 percent increase in the cost of production of the 6 commodity groups/goods under study, expenditures would increase by 9.882 percent of primary expenditures and the households would be in a worse situation in terms of welfare. The Scenario 3 was defined as follows: First, the increase in the price of goods in June 2022 compared to May 2022 was calculated. However, since not all price changes were due to the removal of the preferred exchange rate, in this scenario, the removal of the preferential exchange rate was netted. In this way, the average increase in energy prices and labor wages was deducted from the increase in prices in June compared to May 2022. After that, it was determined that the average price changes due to the removal of the preferred exchange rate indicated a 34.9 percent increase in the prices of the concerned goods. Therefore, due to an average increase of 34.9 percent in the prices of the studied commodity groups/goods due to the removal of the preferred exchange rate, household expenditures would increase by 23.954 percent of primary expenditures and the households would be in a worse situation in terms of welfare. In fact, it can be stated that 24 percent of the household's initial expenditures in the form of money must be paid to the consumer so that the secondary price will be in a situation

similar to the initial situation (before the scenario is implemented) and the reduction in welfare resulting from the removal of the preferred exchange rate will be compensated. Scenario 4 was defined as a change in global food prices due to the Russian-Ukraine war, indicating a 9.28 percent increase in the prices of the studied goods. In fact, the CV index shows the change in household spending after applying the scenario to the initial utility curve. The amount of the CV index indicates how much money the consumer must pay to have the same secondary price as the initial situation (before the scenario was implemented). Therefore, due to an average increase of 9.28 percent in the prices of the concerned commodity groups/goods during the Russian-Ukraine war, household spending increased by 6.302 percent of the initial spending, leading to a decrease in household welfare.

Conclusion and Suggestions: The study findings confirm that the most negative welfare effects were caused by the preferred exchange rate, which on average caused an increase of about 24 percent in the initial expenses of households. Therefore, considering that the effects of removing the preferred exchange can now be better measured, the government should review the adopted policies and, if necessary, compensate the well-being of households that has decreased due to the removal of the preferred exchange rate by redefining more targeted and precise policies. In fact, economic policies should be designed in such a way that an optimal combination of justice and efficiency is realized and the negative welfare effects of the examined scenarios are compensated by direct payments or subsidies for low-income groups.

Keywords: *Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS), Preferred Exchange, Compensatory Variation (CV), Household Welfare, Iran.*

JEL Classification: D11, D60, Q18

اقتصاد کشاورزی و توسعه

سال ۳۳، شماره ۱۲۹، بهار ۱۴۰۴

مقاله پژوهشی

بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت محصولات وارداتی منتخب کشاورزی در ایران

حسین نوروزی^۱، علی کیانی‌راد^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۲۵

چکیده

با توجه به اهمیت تأمین غذا در فرآیند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی در کشورهای در حال توسعه به‌طور جدی مطرح است. در این زمینه، قیمت مواد غذایی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های مؤثر بر عرضه و تقاضای محصولات غذایی و کشاورزی همواره در کانون توجه سیاست‌گذاران قرار دارد. از این‌رو، در مطالعه حاضر، به بررسی آسیب‌پذیری مصرف‌کنندگان ایرانی از افزایش قیمت محصولات کشاورزی وارداتی پرداخته شد. بدین منظور، ابتدا مقادیر واردات گروه‌های کالایی غلات (شامل برنج، گندم، ذرت و جو)، گوشت (شامل گوشت گوسفند، گوشت گاو و گوشت مرغ)، روغن‌های خوراکی (شامل روغن سویا، روغن آفتابگردان، روغن ذرت و کره) به‌همراه سه کالای چای، پنیر و شکر استخراج شدند. سپس، برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی (مخارج) مواد غذایی یادشده در چارچوب نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) صورت گرفت. در مرحله بعد، با استفاده از داده‌های سازمان خواربار و کشاورزی (فائو) در زمینه محصولات وارداتی و معیار تغییرات جبرانی (CV)، آثار رفاهی آن بر اساس چهار سناریو برای دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۰ بررسی شد. در پژوهش حاضر،

۱- نویسنده مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.
(h_noroozi1387@ut.ac.ir)

۲- دانشیار موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. تهران، ایران.

سناریوهای چهارگانه بدین صورت تعریف شدند: (۱) تغییر قیمت جهانی مواد غذایی، (۲) افزایش هزینه‌های تولید ناشی از افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی در تولید گروه‌های کالایی مورد بررسی، (۳) افزایش قیمت ناشی از حذف ارز ترجیحی و (۴) افزایش شاخص قیمت جهانی مواد غذایی پس از حمله روسیه به اوکراین. یافته‌های پژوهش نشان داد که از میان سناریوهای یادشده، بیشترین اثرات منفی رفاهی ناشی از حذف ارز ترجیحی بوده که به‌طور متوسط، باعث افزایش حدود ۲۴ درصدی مخارج خانوارها شده است. از آنجا که اکنون آثار سیاست حذف ارز ترجیحی قابل اندازه‌گیری است، سیاست‌گذار می‌تواند با بازنگری این سیاست و یا در صورت نیاز، با اتخاذ سیاست‌های مکمل آن، به جبران اثرات منفی این سیاست بپردازد. البته، سیاست‌های اقتصادی مکمل باید به‌گونه‌ای طراحی شوند که ترکیبی بهینه از عدالت و کارایی تحقق یابد و آثار منفی رفاهی سناریوهای مورد بررسی به‌ویژه برای گروه‌های کم‌درآمد، با بهره‌گیری از روش پرداخت‌های مستقیم، تأمین کالابرگ یا سایر روش‌های پرداخت یارانه، جبران شود.

کلیدواژه‌ها: نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو (QUAIDS)، ارز ترجیحی، تغییرات جبرانی (CV)، رفاه خانوار، ایران.

طبقه‌بندی JEL: D11, D60, Q18

مقدمه

تدوین سیاست‌های غذایی یکی از پیش‌شرط‌های تأمین امنیت غذایی است؛ ولی در این زمینه، یک خلأ عمده وجود دارد. مهم‌ترین راهبرد در سیاست‌های غذایی هر کشور افزایش و بهبود تولید و عرضه مواد غذایی به‌شمار می‌رود، که خود مستلزم آگاهی تصمیم‌گیران بخش کشاورزی از نیازها و کمبود تغذیه‌ای جامعه است (Azizi et al., 2016). بخش کشاورزی، با نقشی حیاتی و راهبردی در اقتصاد ایران، دارای مسئولیت مهم در پیشبرد توسعه ملی و تأمین نیازها و امنیت غذایی بوده و از این‌رو، اهمیت دقت و برنامه‌ریزی منظم در این حوزه همواره مورد تأکید است (Ghoreishi Abhari & Sadrol-Ashrafi, 2005).

بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و تقاضای مصرفی آنها بخش عمده تحقیقات اقتصادی را به خود اختصاص داده، که اهداف اصلی این نوع تحقیقات «تحلیل ساختار مصرف»، «پیش‌بینی میزان مصرف و تغییرات آن» و «ارزیابی اثرات سیاست‌ها بر مصرف» است. تجزیه و تحلیل تقاضا به بررسی الگوی مصرفی خانوار می‌پردازد و شناسایی این الگو سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان را در پیش‌بینی وضعیت آینده یاری می‌کند و در نتیجه ارزیابی سیاست‌های گذشته و برنامه‌ریزی دقیق، زمینه ایجاد شرایط مطلوب فراهم می‌شود. در واقع، مطالعه الگوی مصرف مواد غذایی سبب شناخت و ارزیابی وضعیت تغذیه در جامعه می‌شود و چگونگی مصرف منابع حیاتی، توزیع مواد غذایی و نیز دسترسی به مواد غذایی را نشان می‌دهد (Bakhtiari & Haghi, 2003). تجزیه و تحلیل ساختار تقاضا و الگوی مصرف خانوار اهمیت

و کاربرد بسیار زیادی در تحلیل‌های سیاستی دارد، به‌گونه‌ای که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان برای پیش‌بینی وضعیت آینده از نتایج آن استفاده می‌کنند. همچنین، مطالعه میزان اثربخشی سیاست‌های مختلف اقتصادی به‌ویژه سیاست‌های مربوط به تنظیم بازار، کنترل یا افزایش عرضه محصولات، مدیریت یارانه، مالیات و تغییرات قیمتی بر امنیت غذا و سلامت آحاد جامعه و رفاه مصرف‌کنندگان اهمیت دارد (Dadgar & Nazari, 2011). این اثربخشی از طریق چگونگی واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به هر کدام از سیاست‌های یادشده قابل اندازه‌گیری است. از سوی دیگر، تولیدکنندگان محصولات کشاورزی، فرآوری‌کنندگان مواد غذایی و سایر عوامل بازار، برای برنامه‌ریزی و طراحی تولید و فروش، نیاز به پیش‌بینی تقاضای کالاهای کشاورزی دارند و از این‌رو، کشش‌های تقاضا درخور اهمیت است (Barikani et al., 2007).

میانگین واردات مواد غذایی ایران از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ در جدول ۱ آمده است. بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که طی این سال‌ها، میانگین واردات شش گروه کالایی بیش از ۸/۳۱ میلیون تن به ارزش ۲۸۲۱ میلیون دلار بوده و مطابق جدول ۱، بیشترین میزان واردات، به‌ترتیب، متعلق به برنج، ذرت، گندم و روغن سویا به ارزش ۶۰۶/۶، ۵۵۵/۱، ۵۵۲/۴ و ۳۱۶/۸ میلیون دلار آمریکا بوده است؛ در بین گروه کالاهای مورد بررسی، بیشترین سهم مخارج متعلق به گروه غلات با حدود ۶۶/۶ درصد از کل واردات این کالاها و در این گروه نیز بیشترین سهم مخارج مربوط به برنج با ۲۱/۵۰ درصد و پس از آن، ذرت با ۱۹/۶۸ درصد، گندم با ۱۹/۵۸ درصد و جو با ۵/۸۴ درصد بوده است؛ در گروه گوشت که ۵/۲۵ درصد از سهم مخارج کل را به خود اختصاص داده است، گوشت گوسفند، گوشت گاو و گوشت مرغ، به‌ترتیب، ۰/۷۹، ۱/۸۹ و ۲/۵۷ درصد از مخارج کل را به خود اختصاص می‌دهند؛ در گروه روغن‌های خوراکی نیز روغن سویا، کره، روغن آفتابگردان و روغن ذرت، به‌ترتیب، با ۱۱/۲۳، ۳/۳۲، ۴/۹۴ و ۰/۲۳ درصد از مخارج کل، در مجموع، ۱۹/۷۲ درصد از سهم کل مخارج را تشکیل می‌دهند؛ همچنین، چای، پنیر و شکر هر کدام، به‌ترتیب، ۴/۶۱، ۱/۳۵ و ۲/۴۷ درصد از مخارج کل را در سبد کالاهای وارداتی مورد بررسی به خود اختصاص داده‌اند (FAO, 2023).

جدول ۱- میانگین مقدار واردات، ارزش واردات و سهم مخارج برای گروه‌های غذایی
منتخب در دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۱

گروه	کالا	مقدار واردات (هزار تن)	ارزش واردات (میلیون دلار آمریکا)	سهم مخارج (درصد)
غلات	گندم	۲۸۳۵	۵۵۲/۴	۱۹/۵۸
	ذرت	۲۶۳۷/۵	۵۵۵/۱	۱۹/۶۸
	برنج	۹۳۷/۴	۶۰۶/۶	۲۱/۵۰
	جو	۸۲۷/۲	۱۶۴/۸	۵/۸۴
گوشت	گوشت گاو	۲۷/۳	۵۳/۲	۱/۸۹
	گوشت گوسفند	۱۴/۳	۲۲/۴	۰/۷۹
	گوشت مرغ	۳۴/۲	۷۲/۳	۲/۵۷
روغن‌های خوراکی	روغن سویا	۴۷۳/۲	۳۱۶/۸	۱۱/۲۳
	روغن آفتابگردان	۱۷۱/۴	۱۳۹/۳	۴/۹۴
	کره	۳۳/۳	۹۳/۹	۳/۳۲
	روغن ذرت	۴/۸	۶/۴	۰/۲۳
چای		۳۷	۱۳۰	۴/۶۱
پنیر		۲۶/۲	۳۸	۱/۳۵
شکر		۲۵۱/۵	۶۹/۸	۲/۴۷

مأخذ: فائو (FAO, 2023)

با توجه به میزان و ارزش واردات محصولات کشاورزی و سهم به‌سزای واردات بخش کشاورزی از کل واردات کشور، می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش قیمت جهانی مواد غذایی در بازارهای بین‌المللی می‌تواند به بازارهای داخلی منتقل شود و بر مخارج مصرف‌کنندگان تأثیر گذر باشد، موضوعی که در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی چندان بدان اشاره‌ای نشده است. البته، چگونگی آسیب‌پذیری مصرف‌کنندگان در ایران در نتیجه افزایش قیمت جهانی مواد غذایی و تکانه‌های ایجاد شده در عرضه مواد غذایی از موضوعاتی است که در معدودی از مطالعات همچون پژوهش‌های فرج‌زاده و اسماعیلی (Farajzadeh & Esmaeili, 2017) و لیانی و بخشوده (Layani & Bakhshoodeh, 2016) بررسی شده است. بنابراین، برای مصونیت گروه‌های آسیب‌پذیر، باید دولت از آنها حمایت کند و به جبران آثار منفی افزایش قیمت‌ها یا حداقل کاهش این آثار بپردازد. از این‌رو، در مطالعه حاضر، ابتدا با برآورد نظام تقاضا برای گروه‌های مواد غذایی، کشش‌های قیمتی و مخارج کالاها محاسبه شده و سپس، اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت در چهار سناریو بررسی شده است، که عبارت‌اند از: (۱) تغییر قیمت

جهانی مواد غذایی، ۲) افزایش هزینه‌های تولید ناشی از افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی در تولید گروه‌های کالایی مورد بررسی، ۳) افزایش قیمت ناشی از حذف ارز ترجیحی و ۴) افزایش شاخص قیمت جهانی مواد غذایی پس از حمله روسیه به اوکراین.

به‌طور کلی، گرچه در سال‌های اخیر، تعدیلاتی در نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل ایجاد شده و انتقاداتی بر محتوای اولیه آن صورت گرفته است (Samadi, 2004)، ولی کماکان ابزاری قدرتمند برای تحلیل‌های نظام‌مند تقاضا به‌شمار می‌رود. بیوز (Buse, 1998)، ضمن بررسی شاخص استون^۱ و همچنین، ارائه انتقادهایی در زمینه این شاخص و با اشاره به وجود تورش چشمگیر در پارامترهای تخمینی، به بررسی میزان این تورش پرداخت؛ نتایج نشان داد که مقدار مطلق پارامترهای حاصل از شاخص استون از شاخص‌های دیگر بزرگ‌تر است.

اندازه‌گیری تغییرات رفاه اقتصادی همواره به‌عنوان یکی از کاربردی‌ترین مباحث اقتصادی مطرح بوده است. تمام سیاست‌های اقتصادی دولت می‌تواند به‌نوعی بر رفاه اقتصادی خانوارها تأثیرگذار باشد. وضع مالیات، پرداخت یارانه، اصلاحات آموزشی، برنامه‌های بهداشتی، مقررات زیست‌محیطی، دگرگونی در نظام تأمین اجتماعی، هدفمندسازی یارانه‌ها و آزادسازی تجاری همگی سیاست‌هایی هستند که از راه‌های گوناگون، بر رفاه اقتصادی تأثیر می‌گذارند (Fallahi et al., 2013; Khosravinejad, 2009). به‌طور کلی، در ادبیات رفاه، شاخص‌های گوناگون برای اندازه‌گیری تغییرات رفاه ناشی از اجرای سیاست‌های مختلف وجود دارد. اغلب، تمایل بر این است که اثرات سیاست‌ها از دیدگاه‌های کلان و خرد ارزیابی شود. بدین منظور، به‌کارگیری برخی شاخص‌های تعیین رفاه لازم است، که از آن جمله‌اند: دستمزد واقعی، تولید ناخالص داخلی واقعی، درآمد حقیقی، مازاد مصرف‌کننده^۲ و شاخص‌های تغییر جبرانی^۳ و تغییر معادل^۴ هیکس (Zoghipoor & Zibaei, 2011). بر اساس نتایج بررسی‌های کوهلی (Kohli, 2004)، چیپمن و مور (Chipman & Moore, 1980)، مکنزی و پی‌یرس (Mckenzie & Pearce, 1976)، رایبسون و دیرفلدر (Robinson & Thierfelder, 1999)، شاخص‌های دستمزد واقعی، تولید ناخالص داخلی واقعی، درآمد حقیقی و مازاد مصرف‌کننده (CS) در تعیین رفاه مصرف‌کننده با انتقاداتی روبه‌رو شده‌اند. برای نمونه، رایبسون و دیرفلدر (Robinson & Thierfelder, 1999) نشان دادند که در اثر تغییرات مالیات، شاخص دستمزد واقعی «رفاه خانوارها» را تغییر می‌دهد. اما کوهلی (Kohli, 2004) نشان داد

1. Stone index
2. Consumer Surplus (CS)
3. Compensatory Variation (CV)
4. Equivalent Variation (EV)

که این شاخص رفاه ممکن است گمراه‌کننده باشد، زیرا زمانی که یک کشور برخی از سیاست‌های مربوط به بهبود روابط مبادله‌ای را می‌آزماید، افزایش در درآمد واقعی داخلی و رفاه را کمتر از حد بر آورد می‌کند. تولید ناخالص داخلی حقیقی تنها بر امکانات تولید متمرکز است؛ و بنابراین، قادر به نشان دادن اثر مثبت حاصل از بهبود روابط مبادله‌ای یک اقتصاد نیست. شاخص‌های درآمد واقعی و مازاد مصرف‌کننده متمایز از هم و اما از نظر مفهوم، نزدیک به یکدیگرند. مازاد مصرف‌کننده برای یک دوره طولانی به‌عنوان یک معیار اندازه‌گیری رفاه به کار می‌رود. مزیت اصلی این شاخص سادگی و نیاز به داده کم یعنی، تنها قیمت‌ها و مقادیر مصرف‌شده در دو دوره مقایسه است (Daneshvar Kakhaki et al., 2007). اما چیپمن و مور (Chipman & Moore, 1980) این روش را مورد انتقاد قرار دادند، چراکه تنها در ترجیحات همگن، به‌عنوان معیار اندازه‌گیری رفاه مصرف‌کننده، درست و دقیق بوده و شواهد تجربی یک دوره پانزده‌ساله نشان داده است که الگوهای تقاضا با همگنی مطابقت ندارند. در این زمینه، می‌توان از شاخص‌های رفاهی تغییر جبرانی (CV) و تغییر معادل (EV) استفاده کرد (Cranfield, 2007; Gil & Molina, 2009; Khosravinejad, 2009; Farajzadeh & Najafi, 2011; Behboodi & Hekmati Farid, 2004). این معیارها تغییرات مطلوبیت را بر حسب واحدهای پولی اندازه‌گیری می‌کنند. در واقع، به‌منظور غلبه بر مشکلات مربوط به مطلوبیت به‌عنوان شاخص رفاه، بهتر است که معیارهای مشخص پولی برای مطلوبیت به کار رود (Varian, 1990). برای نمونه، هاسمن (Hausman, 1978) به بررسی تغییرات رفاه مصرف‌کننده ناشی از تغییر قیمت از طریق اندازه‌گیری مازاد مصرف‌کننده پرداخت و برای اندازه‌گیری میزان تمایل به پرداخت، از شاخص‌های تغییر معادل (EV) و تغییر جبرانی (CV) استفاده کرد. پس از آن، بنکس و همکاران (Banks et al., 1997) دو روش را برای اندازه‌گیری تغییر رفاه ناشی از اصلاح مالیاتی و تغییر قیمت‌ها ارائه کردند. از شاخص‌های رفاهی به‌منظور بررسی تغییرات رفاه مصرف‌کنندگان در مطالعات مختلف از جمله پژوهش هافمن و جانسون (Huffman & Johnson, 2004) استفاده شد، که به مطالعه موردی رفتار مصرف‌کننده در شرایط جیره‌بندی در کشور لهستان می‌پرداخت. آنها در قالب تغییر در کشش‌های خودقیمتی و متقاطع و نیز تغییر در رفاه مصرف‌کننده، به تحلیل و برآورد تغییر رفتاری مصرفی در دوره‌های قبل و بعد از جیره‌بندی برای دو دسته کالاهای جیره‌بندی‌شده و جیره‌بندی‌نشده پرداختند؛ همچنین، تغییر رفتار مصرف‌کننده بر اساس مدل حداکثر مطلوبیت مصرف‌کننده نسبت به قید بودجه و جیره‌بندی بیان و نظام تقاضا نیز با استفاده از قیمت مجازی در دو دوره قبل و بعد از جیره‌بندی برآورد شد. اوچمان

(Ochmann, 2010)، با استفاده از نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو^۱ و تغییرات جبرانی، به بررسی اثرات توزیعی و رفاهی اصلاحات مالیات بر درآمد آلمان پرداخته و بر اساس نتایج بررسی، کاهش قابل توجه در نرخ مالیات منجر به بهبود درآمد بسیاری از خانوارها شده است. در این مطالعه، فرض بر این است که بازار سرمایه و همچنین، دیگر بازارها در تعادل هستند؛ اما در بلندمدت، این فرض ممکن است نقض شود و اثرات تغییر قیمت دارایی‌ها را مجبور به تغییر ساختار دارایی خود کند. کرافیلد و حق (Cranfield & Haq, 2010) به بررسی تأثیر افزایش قیمت جهانی مواد غذایی در رفاه مصرف‌کنندگان پرداختند. در این مطالعه، از نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) به‌منظور برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی استفاده شده و همچنین، با محاسبه تغییرات جبرانی، به ارزیابی اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی پرداخته شد؛ و نتایج نشان داد که تغییرات جبرانی سرانه با افزایش مخارج سرانه افزایش می‌یابد. نلسون و آدامز (Nelson & Adams, 2011)، در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی در مکزیک با استفاده از داده‌های مقطعی بودجه خانوار»، تأثیرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی همچون نان، غلات، گوشت، لبنیات و تخم مرغ و سبزی را برای خانوارهای فقیر و غیرفقیر روستایی و شهری کشور مکزیک بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که با افزایش قیمت مواد غذایی، سطح رفاه خانوارهای شهری بیش از خانوارهای روستایی کاهش می‌یابد. عظام و رطاب (Azzam & Rettab, 2012) به بررسی تغییرات رفاه و میزان آسیب‌پذیری خانوارها در امارات متحده عربی در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی پرداختند. در این مطالعه، از نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل و شاخص رفاهی تغییرات جبرانی استفاده شد و نتایج نشان داد که مقدار تغییرات جبرانی یا همان میزان رفاه از دست‌رفته مصرف‌کنندگان ۶/۶ میلیون دلار است؛ این میزان معادل ۴/۵ درصد کل ارزش واردات هفت گروه مواد غذایی امارات متحده در دسامبر ۲۰۱۰ بوده است. نچیفور و همکاران (Nechifor et al., 2021)، با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی، به بررسی تغییرات امنیت غذایی و رفاه در اثر بیماری COVID-19 در جنوب صحرای آفریقا پرداختند و نتایج نشان داد که در اثر قرنطینه در طول ماه‌های آوریل تا ژوئن، خانوارهای کنیایی به‌طور متوسط ۷/۷ درصد از رفاه خود را از دست دادند، که عمدتاً ناشی از کاهش درآمد آنها بود؛ همچنین، خانوارهای روستایی با کاهش رفاه ۸/۲ درصدی بیشترین آسیب را دیدند. ناوا و همکاران (Nava et al., 2024)، با استفاده از معیار متغیر جبرانی، به اندازه‌گیری اثرات رفاهی تورم قیمت خرده‌فروشی مواد غذایی در طول همه‌گیری COVID-19 بر خانوارهای مکزیکی پرداختند و نتایج نشان داد که آثار رفاهی ناشی از

افزایش قیمت مواد غذایی سالانه ۱۷/۰۷ میلیارد دلار برای خانوارها هزینه داشته، که نزدیک به ۱/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی مکزیک در سال ۲۰۲۰ است؛ علاوه بر این، خانوارها باید نسبت به افزایش ۲۸/۶۶ درصدی در بودجه مخارج غذایی خود اقدام می‌کردند تا بتوانند به سطوح رفاهی قبل از افزایش قیمت‌ها دست یابند.

در ایران نیز در بسیاری از مطالعات، از شاخص‌های رفاهی استفاده شده است. داوودی و سالم (Davoodi & Salem, 2006)، با اندازه‌گیری سطح رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی در اثر تغییر قیمت بنزین، به برآورد تقاضای آن از طریق نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار طی دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۳ پرداختند. خسروی‌نژاد (Khosravinejad, 2009) تغییرات جبرانی ناشی از تعدیل قیمت در ایران را برآورد کرد. در این مطالعه، خانوارهای شهری به پنج گروه تقسیم و نظام تقاضای AIDS برآورد و شاخص‌های رفاهی برای آنها محاسبه شد و نتایج مطالعه نشان داد که افزایش ناشی از تعدیل قیمت‌ها مخارج خانوارهای شهری را افزایش می‌دهد و وضعیت خانوارها نسبت به قبل از این سیاست، بدتر می‌شود؛ افزون بر این، با استفاده از اطلاعات هزینه-درآمد خانوار مرکز آمار ایران طی دوره ۱۳۶۴ تا ۱۳۷۵ در دهک‌های هزینه‌ای برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی، نظام مخارج خطی به تفکیک برآورد و «شاخص درست هزینه زندگی» و «شاخص درست درآمد واقعی» محاسبه شد. کفایی و مهدی‌زاده دهکردی (Cafaie & Mehdizadeh Dehkordi, 2013)، با مطالعه الگوی مصرف خانوار ایرانی در قالب داده‌های تابلویی در دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۷۱ برای هشت گروه کالایی مصرفی در قالب مجموعه یا نظام معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل، به بررسی و اندازه‌گیری عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری خانوارها در تخصیص درآمد خود بین گروه‌های مصرفی پرداختند و نتایج نشان داد که رابطه جانشینی بین کالاهای منتخب بیش از رابطه مکملی است. قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2013)، با استفاده از نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) و معیار تغییر جبرانی (CV)، به بررسی آثار افزایش قیمت انواع گوشت بر رفاه خانوارهای شهری ایران در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۳ پرداختند و یافته‌های پژوهش نشان داد که طی این دوره، خانوارهای شهری، به‌طور متوسط، نوزده درصد از صرف مخارج سالانه خود را برای گروه کالایی گوشت از دست داده‌اند. لیانی و بخشوده (Layani & Bakhshoodeh, 2016)، با استفاده از نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دو (QUAIDS) برای هشت گروه اصلی مواد غذایی و نیز با بهره‌گیری از روش شاخص تغییر جبرانی (CV)، به ارزیابی اثر افزایش قیمت جهانی مواد غذایی بر سطح فقر و میزان آسیب‌پذیری خانوارهای روستایی در ایران پرداختند. در این مطالعه، شاخص تغییر جبرانی معادل ۵۰۳/۷۸

هزار ریال به دست آمده، که این میزان معادل ۶/۲۸ درصد متوسط درآمد ماهانه خانوارهای روستایی است. همچنین، نتایج پژوهش نشان داد که در اثر افزایش قیمت مواد غذایی، چهارده درصد به تعداد خانوارهای فقیر اضافه می‌شود. پرمه و گرشاسبی (Perme & Gharshasebi, 2023)، با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی^۱ سال ۱۳۹۵، به بررسی آثار سیاست حذف ارز ترجیحی بر شاخص قیمت‌ها و هزینه زندگی خانوارها در سال ۱۴۰۱ پرداختند و نتایج نشان داد که در پی افزایش قیمت محصولات دام و طیور و روغن نباتی، شاخص هزینه زندگی خانوارها ۹/۹ درصد (با تعدیل کامل قیمت‌ها) و ۹/۸ درصد (با تعدیل قیمت‌ها تنها در ۵۷ فعالیت در ماتریس حسابداری اجتماعی) افزایش خواهد یافت.

مواد و روش‌ها

به‌طور کلی، در ادبیات رفاه، برای اندازه‌گیری تغییرات رفاه ناشی از اجرای سیاست‌های مختلف، شاخص‌های مختلف وجود دارد (Gohin, 2005). با تغییر شرایط اقتصادی مانند تغییر قیمت‌ها، ممکن است میزان مطلوبیت به دست آمده مصرف‌کنندگان افزایش یا کاهش یابد. برای بررسی چگونگی و شدت تأثیرپذیری مطلوبیت مصرف‌کننده از تغییر شرایط اقتصادی، از معیارهایی چون مازاد مصرف‌کننده (CS)، تغییر جبرانی (CV) و تغییر معادل (EV) استفاده می‌شود. تغییرات جبرانی و معادل معمولاً از لحاظ نظری ترجیح داده می‌شوند (Cory et al., 1981) و معیارهایی عمومی‌تر به‌شمار می‌روند. در مطالعه حاضر، تغییرات جبرانی عبارت است از حداقل میزانی که مصرف‌کنندگان، در مواجهه با افزایش قیمت مواد غذایی، تمایل به دریافت^۲ دارند؛ همچنین، تغییرات معادل عبارت است از حداکثر تمایل به پرداخت^۳ مصرف‌کنندگان برای جلوگیری از افزایش قیمت مواد غذایی. در واقع، تمرکز تغییرات جبرانی بر سطح رفاه قبل از افزایش قیمت و تغییرات معادل بر سطح رفاه پس از افزایش قیمت است. در مطالعه حاضر، از آنجا که سطح رفاه قبل از افزایش قیمت مد نظر بوده، از تغییرات جبرانی استفاده شده است؛ و در واقع، میزان تغییر در مخارج به‌گونه‌ای تعیین شده است که مصرف‌کننده به سطح رفاه اولیه برگردد؛ و نقطه شروع مدل تغییرات جبرانی با تغییر متعدد قیمت و حداقل‌سازی هزینه مصرف‌کننده برای N مواد غذایی مبنی بر قرار گرفتن در سطح مطلوبیت اولیه (U^0) است. با جایگذاری مقدار بهینه هیکس در تابع مخارج (E) به‌صورت رابطه زیر خواهیم داشت:

1. Social Accounting Matrix (SAM)
2. Willingness to Accept (WTA)
3. Willingness to Pay (WTP)

$$\begin{aligned}
 E &= E(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0) \\
 &= p_1 q_1^H(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0) + p_2 q_2^H(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0) + \dots \\
 &\quad + p_N q_N^H(P_1, P_2, \dots, P_N, U^0)
 \end{aligned} \tag{۱}$$

که در آن، P_i (i = 1, 2, ..., N) قیمت و q_i^H مقدار هیکس مربوط به N کالا است. مقدار تمایل به دریافت (WTA) برای مصرف‌کننده به منظور پذیرش قیمت‌های بالاتر به صورت رابطه زیر محاسبه خواهد شد، به گونه‌ای که «یک» نمایانگر دوره پس از افزایش قیمت و «صفر» بیانگر دوره قبل از افزایش قیمت است:

$$CV = E(p_1^1, p_2^1, \dots, p_N^1, U^0) - E(p_1^0, p_2^0, \dots, p_N^0, U^0) \tag{۲}$$

اگر رفاه بعد از تغییر قیمت کمتر از دوره ابتدایی باشد، تغییر جبرانی در سطح قیمت‌های جدید مثبت خواهد بود. با مشتق جزئی از تابع حداقل مخارج نسبت به قیمت کالای x مقادیر مصرف‌شده آن کالا به دست خواهد آمد که در نهایت، می‌توان تغییرات در مخارج را به شکل ساده و به صورت رابطه زیر نشان داد (Ghahremanzadeh et al., 2013):

$$\partial C = q \partial p \tag{۳}$$

که در آن، q بردار ۱×۶ از مقادیر انواع کالاهای مصرفی و ∂p یک بردار ۱×۶ از تغییرات قیمت متناظر انواع کالاها است و ∂C تغییر در مخارج را نشان می‌دهد. رابطه (۲) را به اصطلاح آثار (شرط) مرتبه اول تغییر قیمت می‌نامند که از واکنش‌های رفتاری خانوار برای جانمایی بین کالاها چشم‌پوشی شده است و با بسط مرتبه اول تیلور^۱ از تابع مخارج تقریب زده می‌شود. اگر رابطه (۳) در سهم بودجه کالای iام (w_i) و تغییرات متناسب قیمت آن کالا بیان شود، آنگاه می‌توان این رابطه را به صورت رابطه زیر بیان کرد (Ghahremanzadeh et al., 2013):

$$\partial \ln C \approx w_i \partial \ln P_i \tag{۴}$$

1. First order Taylor series expansion

که در آن، w_i سهم بودجه اختصاص یافته به کالای i در کل بودجه خانوار برای گروه‌های کالایی پیش از تغییرات قیمت است. تقریب مرتبه اول اثر تغییرات قیمت به صورت واضح فرض می‌کند که خانوارها هنگام تغییرات قیمت نمی‌توانند الگوهای مصرفی خود را تغییر دهند (معادل با این فرض که تمام کشش‌ها معادل صفر است). با تغییرات قابل توجه قیمت، آثار جانشینی می‌تواند ناچیز باشد و بنابراین، امکان دارد تقریب آثار مرتبه اول به طور جدی با تورش همراه باشد. معیارهای مرتبه اول رفاه عبارت‌اند از تغییرات قیمت ضرب در مقادیر مصرف پیش از تغییرات قیمت. این معیارها اجازه جانشینی کالاها در میان گروه‌های قضایی یا تغییرات در مصرف را نمی‌دهند و اغلب زیان‌های رفاهی را بیش از حد تخمین می‌زنند. در اصل، هزینه‌های دستیابی به سطوح مطلوبیت پیش از تغییر قیمت با سرعتی کمتر از آنچه رابطه (۴) نشان می‌دهد، افزایش می‌یابد. به طور کلی، هنگامی که قیمت‌های نسبی تغییر می‌یابند و قیمت اقلام غذایی متفاوت به طور نامتناسب تغییر می‌کند، خانوارها این توانایی را دارند که یک کالا را با کالای دیگر جانشین کنند. بر اساس این معیار، تغییر جبرانی تنها حداکثر آثار تغییر قیمت را با چشم‌پوشی از واکنش‌های رفتاری (آثار جانشینی به سمت کالاهایی که قیمت آنها تقریباً کمتر است) اندازه‌گیری می‌کند. برای حل این مشکل، می‌توان از تقریب بسط سری مرتبه دوم تیلور^۱ استفاده کرد. تقریب مرتبه دوم تیلور از کشش‌های خودقیمتی و متقاطع که بیانگر واکنش‌های رفتاری مصرف‌کننده است، استفاده می‌کند. در نتیجه، با استفاده از تابع حداقل مخارج، تغییر جبرانی را می‌توان به صورت رابطه (۵) بیان کرد (Ghahremanzadeh et al., 2013):

$$\partial \ln C \approx q \partial p + \frac{1}{2} q \partial p^T s \partial p \quad (5)$$

که در آن، q و ∂p بردار کالاهای مصرفی و تغییر قیمت هستند که پیش‌تر تعریف شده‌اند؛ s نیز یک ماتریس 6×6 از کشش‌های قیمتی جبرانی کالاهاست. رابطه (۵) به‌وضوح نشان می‌دهد که آثار رفاهی به اندازه تغییر قیمت به‌علاوه اهمیت کالای خاص در سبد مصرفی خانوار و کشش‌های جبرانی بستگی دارد.

زمانی که توابع تقاضا برای یک گروه از کالاها به‌طور هم‌زمان برآورد می‌شود، از مدل معادلات هم‌زمان یا نظام‌های هم‌زمان تقاضا استفاده می‌شود. یکی از این مدل‌ها، نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) است که دیتون و مولبائر آن را در سال ۱۹۸۰ ارائه کردند. مدل AIDS از مسئله حداقل‌سازی

1. Second Order Taylor Series Expansion

هزینه مصرف‌کننده استخراج شده است و اصول بدیهی نظریه انتخاب را به‌طور کامل رعایت می‌کند. پس از ارائه الگوی نظام معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل، از نظر تکاملی مدل جدیدی که برای تقاضا مطرح شد، مدل نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) بوده که بهترین نظام تقاضای جمع‌پذیر کامل در دسترس است که واکنش‌های غیرخطی تغییرات قیمت‌ها و مخارج را روی تقاضا ارائه می‌کند و اجازه می‌دهد که کالاها در برخی سطوح درآمدی، «تشریفاتی (لوکس)» و در برخی سطوح دیگر، «ضروری» باشند. تابع مطلوبیت غیرمستقیم مدل تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) به‌صورت رابطه زیر است (Gohin, 2005):

$$\log v(p, M) = \left(\left[\frac{\log M - \log f(p)}{g(p)} \right]^{-1} + h(p) \right)^{-1} \quad (6)$$

که در آن، $\log M$ لگاریتم تابع مخارج کل اختصاص‌یافته به هر کالا بوده و $g(p)$ و $h(p)$ توابعی همگن از درجه صفر قیمت‌ها و $f(p)$ تابع یکنواخت از درجه یک قیمت‌هاست؛ بنابراین، $v(p, M)$ همگن از درجه صفر قیمت و مخارج است.

$$\log f(p) = \alpha_0 + \sum \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \quad (7)$$

$$\log g(p) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \log p_i \quad (8)$$

$$h(p) = \lambda_0 + \sum_i \lambda_i \log p_i \quad (9)$$

با استفاده از اتحاد روی^۱ در تابع مطلوبیت غیرمستقیم، می‌توان تابع سهم بودجه‌ای را به‌صورت رابطه زیر به‌دست آورد:

$$S_i = - \left(\frac{\partial \log v}{\log p_i} \right) / \left(\frac{\partial \log v}{\partial \log M} \right) = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{g(p)} \left\{ \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 \quad (10)$$

که در آن، α_i ، γ_{ij} و β_i و λ_i نیز پارامترهای این تابع هستند. M مخارج کل اختصاص‌یافته به کالاهای مورد بررسی، S_i سهم مخارج اختصاص‌یافته به کالای i ، p_j قیمت کالای j است. شاخص قیمت $f(p)$

1. Roy Identity

که به صورت رابطه (۷) تعریف شده است، نظام معادلات را به نظام غیرخطی تبدیل می کند و به ندرت در مطالعات تجربی استفاده شده است (Buse, 1994).

معرفی فرم تخمینی تابع تقاضای یادشده مستلزم معرفی $f(p)$ یا شاخص قیمت مناسب است. به طور کلی، این شاخص ها را می توان در دو گروه توابع خطی و غیرخطی بررسی کرد. معمولاً در مطالعاتی که از داده های مقطع عرضی استفاده می شود، به دو دلیل توابع خطی بر توابع غیرخطی ترجیح داده می شوند. در مطالعاتی که از حجم نمونه وسیع و تعداد زیادی کالا استفاده می کنند، علی رغم گسترش ابزار محاسباتی سریع، هنوز مشکلات محاسباتی وجود دارد. از طرف دیگر، در بسیاری از مطالعات، به ویژه به علت وجود هم خطی بین قیمت ها، شاخص های خطی قیمت به شاخص های غیرخطی ترجیح داده می شوند (Chen & Chen, 2000).

دیتون و موئلbauer (Deaton & Muellbauer, 1980) بر این باور بودند که شاخص استون یک تقریب بسیار خوب برای یک شاخص قیمت مناسب است. هرچند، بعد از معرفی این شاخص، انتقادات مختلف بدان وارد شد، اما هیچ کدام از شاخص های چندمرحله ای معرفی شده بعد از آن بدون عیب نبودند. به نظر می رسد که شاخص استون به علت حجم نمونه و تعداد زیاد کالا مناسب ترین شاخص برای مطالعات در سطح خانوار است. فرم کلی این شاخص به صورت رابطه زیر است:

$$\ln f(p) = \sum_{i=1}^n w_i \ln(p_i) \quad (11)$$

که در آن، $\ln f(p)$ شاخص قیمت استون، w_i سهم بودجه ای کالای i و p_i قیمت کالای i است. در مدل QUAIDS نیز همانند AIDS، اعمال محدودیت های جمع پذیر، تقارن و یکنواختی الزامی است. این محدودیت ها، به ترتیب، در روابط زیر آمده است.

الف) جمع پذیر: نشان از این دارد که مجموع سهم مخارج باید برابر یک باشد ($\sum s_i = 1$):

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1. \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0. \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (12)$$

ب) همگنی: معادلات تقاضا باید در قیمت ها و مخارج، همگن از درجه صفر باشند:

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (13)$$

ج) تقارن:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad i = j = 1, 2, \dots, N \quad (14)$$

کشش‌های مخارج و قیمت در مدل QUAIDS با تفاضل‌گیری از معادلات سهم بودجه‌ای به‌دست می‌آید که به‌طور خلاصه و بر اساس روابط زیر محاسبه می‌شوند (Banks et al., 1997):

$$e_i = 1 + \frac{u_i}{s_i} \quad (15)$$

$$e_{ij}^M = \frac{u_{ij}}{s_i} - \delta_{ij} \quad (16)$$

$$e_{ij}^h = e_{ij}^M + e_i s_j$$

که در این روابط، e_i کشش مخارج، e_{ij}^M کشش قیمتی مارشالی (جبران‌نشده) و e_{ij}^h کشش قیمتی هیکس (جبران‌شده) است. برخلاف کشش مارشالی، کشش هیکس تنها اثر قیمتی را در نظر می‌گیرد و به‌طور خالص، تغییرات قیمتی را لحاظ می‌کند و از این‌رو، بیانگر روابط خالص است؛ δ_{ij} دلتای کرونکر است، بدین صورت که اگر $i=j$ باشد، $\delta_{ij} = 1$ است و در غیر این صورت، $\delta_{ij} = 0$ خواهد بود؛ همچنین، u_i و u_{ij} ، به‌ترتیب، بر اساس روابط (۱۷) و (۱۸) به‌دست می‌آید:

$$u_i = \frac{\partial s_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{g(p)} \left[\log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right] \quad (17)$$

$$u_{ij} = \frac{\partial s_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \left(\beta_i + \frac{2\lambda_i}{g(p)} \left[\log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right] \right) (\alpha_j) \quad (18)$$

$$+ \sum_{i=1}^k \gamma_{ji} \log p_i - \frac{\lambda_i \beta_i}{g(p)} \left[\log \left(\frac{M}{f(p)} \right) \right]^2$$

کاربرد نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS)، به‌منظور محاسبه کشش‌های قیمتی جبرانی و استفاده از آن، در مطالعات مختلف از جمله مطالعات کرانفیلد (Cranfield, 2007)، آتانازیو و همکاران (Attanasio et al., 2009)، اوچمان (Ochmann, 2010)، دیچاک و همکاران (Dybczak et al., 2010) و کرانفیلد و حق (Cranfield & Haq, 2010) برای ارزیابی اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی مشاهده شده است.

در مطالعه حاضر، نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) برای سه گروه اصلی مواد غذایی (غلات، گوشت و روغن‌های خوراکی) و سه کالا (چای، پنیر و شکر) برای گروه‌های مختلف درآمدی برآورد شده (۶ و ... و ۲ و ۱) و سپس، با محاسبه کشش قیمتی و درآمدی، روابط بین قیمت، درآمد (مخارج) و تقاضا برای مواد غذایی و روابط مکملی یا جانشینی بین آنها بررسی شده است. شکل ریاضی این توابع، به ترتیب، در روابط (۱۹) تا (۲۴) آمده است.

$$s_1 = \alpha_1 + \gamma_{11}\log p_1 + \gamma_{12}\log p_2 + \dots + \gamma_{16}\log p_6 + \beta_1 \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_1}{g(p)} \left\{ \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 \quad (19)$$

$$s_2 = \alpha_2 + \gamma_{21}\log p_1 + \gamma_{22}\log p_2 + \dots + \gamma_{26}\log p_6 + \beta_2 \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_2}{g(p)} \left\{ \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 \quad (20)$$

$$s_3 = \alpha_3 + \gamma_{31}\log p_1 + \gamma_{32}\log p_2 + \dots + \gamma_{36}\log p_6 + \beta_3 \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_3}{g(p)} \left\{ \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 \quad (21)$$

$$s_4 = \alpha_4 + \gamma_{41}\log p_1 + \gamma_{42}\log p_2 + \dots + \gamma_{46}\log p_6 + \beta_4 \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_4}{g(p)} \left\{ \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 \quad (22)$$

$$s_5 = \alpha_5 + \gamma_{51}\log p_1 + \gamma_{52}\log p_2 + \dots + \gamma_{56}\log p_6 + \beta_5 \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_5}{g(p)} \left\{ \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 \quad (23)$$

$$s_6 = \alpha_6 + \gamma_{61}\log p_1 + \gamma_{62}\log p_2 + \dots + \gamma_{66}\log p_6 + \beta_6 \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] + \frac{\lambda_6}{g(p)} \left\{ \log \left[\frac{M}{f(p)} \right] \right\}^2 \quad (24)$$

که در این روابط، s_1 تا s_6 سهم مخارجی گروه‌های غلات، گوشت، روغن‌های خوراکی و کالاهای چای، شکر و پنیر، p_1 تا p_6 قیمت گروه کالا و کالاهای مواد غذایی مورد مطالعه (بر اساس قیمت‌های گزارش شده در وبگاه فائو) و M مخارج کل اختصاص یافته بدین شش گروه اصلی مواد غذایی بوده و $f(p)$ شاخص قیمت لاسپیرز^۱ است.

1. Laspeyres Price Index (LPI)

به منظور برآورد این نظام معادلات، از روش معادلات رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب^۱ استفاده شده است. البته معادله سهم چای از این نظام معادلات خارج و ضرایب آن بر اساس ضرایب سایر معادلات و با استفاده از قیود حاکم بر نظام معادلات محاسبه شد. کشش‌های قیمتی، متقاطع و مخارجی برای مواد غذایی مورد مطالعه با کمک این ضرایب به‌دست آمد و در نهایت، با کمک این کشش‌ها و شاخص تغییرات جبرانی، اثرات رفاهی افزایش قیمت مواد غذایی محاسبه شد.

در مطالعه حاضر، داده‌های واردات گروه کالاهای مورد بررسی از وبگاه سازمان فائو (FAO, 2023) برای دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۰ استخراج شدند. سپس، از اطلاعات استخراج‌شده سهم مخارجی هر کدام از شش گروه کالایی محاسبه شد؛ و آنگاه برآورد نظام تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QUAIDS) به روش معادلات رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SURE) و با استفاده از نرم‌افزار EViews 10 صورت گرفت. سرانجام، کشش‌های قیمتی و درآمدی (مخارجی) برای هر کدام از مواد غذایی مورد بررسی محاسبه و الگوی مصرفی خانوارها تجزیه و تحلیل شد. نکته حائز اهمیت دیگر در برآورد نظام QUAIDS خارج کردن یکی از معادلات از این نظام است. شایان یادآوری است که با توجه به اعمال قیود نظری در نظام، ضرایب معادله n ام از روی ضرایب $n-1$ معادله دیگر قابل محاسبه بوده و از این‌رو، الگوی تقاضا در مطالعه حاضر با پنج معادله برآورد و ضرایب معادله ششم با استفاده از روابط (۹) تا (۱۱) محاسبه شده است.

پس از تخمین ضرایب نظام‌های معادلات، با استفاده از روابط ارائه‌شده، کشش‌های قیمتی و درآمدی محاسبه شد. کشش‌های خودقیمتی بیانگر اثر تغییر قیمت کالا بر میزان تقاضای آن کالا و کشش‌های متقاطع نیز بیانگر رابطه جانشینی و یا مکملی کالاهاست. کشش‌های متقاطع ممکن است مثبت یا منفی باشد. اگر کشش متقاطع مثبت باشد، بیانگر جانشین بودن دو کالا و اگر منفی باشد، بیانگر مکمل بودن آن دو کالا است. ذکر این نکته لازم است که ارزش واردات پس از لحاظ کردن میزان تعرفه و نرخ ارزی که هر سال با آن واردات صورت گرفته، به ریال تبدیل شده و سپس، با استفاده از شاخص قیمت داخلی، تورم‌زدایی شده است تا اثر تغییرات قیمت داخلی استخراج شود. پیش از پرداختن به نتایج پژوهش، لازم است که سناریوهای مورد بررسی در مطالعه حاضر به‌صورت دقیق تعریف شوند.

1. Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE)

سناریوی اول

در این سناریو، ابتدا قیمت جهانی مواد غذایی مورد بررسی از وبگاه فائو (FAO, 2023) استخراج و رشد قیمت جهانی طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ برای هر گروه کالایی محاسبه شد. در مطالعه حاضر، متوسط نرخ تغییر قیمت جهانی در دوره مورد نظر به‌عنوان «سناریوی تغییر قیمت مواد غذایی» تعریف شده است. در واقع، از آنجا که تغییر قیمت مواد غذایی برای دوره‌های آینده مشخص نیست، فرض شده است که این نرخ تغییر قیمت در سال‌های آینده نیز اتفاق افتاده و بر اساس آن، تغییر مخارج خانوارها محاسبه شده است. به دیگر سخن، سناریوی اول شامل تغییرات قیمت برای هر کدام از محصولات در طول دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۰ بوده و در واقع، تغییرات رفاهی برای هر ماده غذایی به‌صورت جداگانه محاسبه شده است. شایان ذکر است که در پژوهش حاضر، تغییر قیمت سالانه محصولات مشابه همان میانگین یا متوسط نرخ رشد آنها طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۰ بوده است. همان‌گونه که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود، بیشترین و کمترین متوسط نرخ تغییر قیمت جهانی در طول دوره مورد نظر به گروه روغن‌های خوراکی (۹/۱۱ درصد) و غلات (۳/۱۸ درصد) اختصاص داشته است.

جدول ۲- متوسط نرخ تغییر قیمت جهانی مواد غذایی طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۰ (درصد)

شاخص	غلات	گوشت	روغن‌های خوراکی	چای	پنیر	شکر
متوسط نرخ تغییر قیمت	۳/۱۸	۶/۲۱	۹/۱۱	۳/۶۵	۶/۲۱	۶/۴۰

مأخذ: فائو (FAO, 2023)

از آنجا که هر گونه تغییر قیمت یک مبدأ اولیه (قبل از اعمال سناریو) و یک نقطه ثانویه (پس از تغییر) دارد، مبدأ اولیه وضعیت متغیرها در سال ۲۰۲۱ یعنی، متناظر با نزدیک‌ترین سال به شرایط فعلی کشور در نظر گرفته شده و در ادامه، اثرات رفاهی تجزیه و تحلیل شده است.

سناریوی دوم

در این سناریو، سهم نهاده‌های وارداتی عمده مربوط به شش گروه کالایی مورد مطالعه شناسایی و متوسط سهم نهاده‌های وارداتی در هزینه تولید این محصولات تعیین شد، بدین معنی که برای محاسبه سهم نهاده‌های وارداتی در هزینه‌های تولید، سهم نهاده‌های وارداتی از بانک هزینه تولید وزارت جهاد کشاورزی برای سال زراعی ۹۸-۱۳۹۷ استفاده شد. لازم به ذکر است که نهاده‌های سم، بذر و کود در این بخش به‌عنوان مهم‌ترین نهاده‌های وارداتی در فرآیند تولید در نظر گرفته شدند. بدین ترتیب،

به طور متوسط، سهم نهاده‌های وارداتی در افزایش قیمت داخلی محصولات طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۰ به میزان دوازده درصد محاسبه شده است.

سناریوی سوم

در این سناریو، ابتدا رشد شاخص قیمت محصولات مورد بررسی در خرداد سال ۱۴۰۱ نسبت به ماه قبل (یعنی، اردیبهشت سال ۱۴۰۱) مشخص شد. همان گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، بیشترین و کمترین افزایش قیمت، همانند سناریوی اول، مربوط به گروه روغن‌های خوراکی (۱۹۷/۱) و چای (۵/۹) بوده است.

جدول ۳- افزایش قیمت محصولات در خرداد ۱۴۰۱ نسبت به اردیبهشت ۱۴۰۱ (درصد)

شاخص	غلات	گوشت	روغن‌های خوراکی	چای	پنیر	شکر
نرخ تغییر قیمت	۱۹/۳	۱۹/۷	۱۹۷/۱	۵/۹	۴۷/۳	۱۵/۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

سپس، با مشخص شدن سهم نهاده‌های وارداتی و محاسبه سهم سایر عوامل مانند رشد دستمزد، افزایش قیمت انرژی و ... در این رشد قیمت، خالص سهم حذف ارز ترجیحی ۴۲۰۰۰ ریالی در رشد قیمت محصولات مورد مطالعه تعیین شد.

جدول ۴- میانگین سهم حذف ارز ترجیحی از افزایش قیمت محصولات (درصد)

شاخص	غلات	گوشت	روغن‌های خوراکی	چای	پنیر	شکر
نرخ تغییر قیمت	۱۳/۵	۱۳/۶	۱۳۷/۱	۴/۲	۳۱/۱	۱۰/۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، پس از حذف اثر افزایش قیمت انرژی، دستمزد و... میانگین خالص اثر افزایش نرخ ارز ترجیحی در شش گروه مورد بررسی ۳۴/۹ محاسبه شده و پس از خالص شدن اثر حذف نرخ ارز ترجیحی در افزایش قیمت‌ها، بیشترین و کمترین افزایش قیمت، به ترتیب، مربوط به گروه روغن‌های خوراکی (۱۳۷/۱) و چای (۴/۲) است.

سناریوی چهارم

سناریوی چهارم افزایش قیمت جهانی مواد غذایی در اثر حمله روسیه به اوکراین است. شاخص کلی قیمت مواد غذایی از ۱۴۱/۱ در فوریه ۲۰۲۲ به ۱۵۴/۲ در ژوئن ۲۰۲۲ رسیده است، بدین معنی که جنگ روسیه و اوکراین منجر به افزایش ۹/۲۸ درصدی در شاخص کلی قیمت مواد غذایی شده است (FAO, 2023).

نتایج و بحث

به منظور بررسی رفتار مصرف کننده و بررسی سیاست‌ها (سناریوهای چهارگانه)، ابتدا تابع تقاضا برای شش گروه کالا برآورد شده است.

جدول ۵- کشش خودقیمتی و متقاطع غیرجبرانی گروه‌های مواد غذایی

شکر	پنیر	چای	روغن‌های خوراکی	گوشت	غلات	گروه‌های مواد غذایی
-۰/۰۳*	-۰/۰۸**	۰/۰۹*	-۰/۷۷***	-۰/۳۹***	-۰/۸۲***	غلات
-۰/۳۱	-۰/۰۹	۰/۱۲	-۰/۱۸*	-۰/۰۶	-۰/۵۳**	گوشت
-۰/۱۱	۰/۳۲***	-۰/۰۸	-۰/۱۵*	-۰/۱۰**	-۰/۹۳***	روغن‌های خوراکی
-۱/۲۱	-۰/۸۶***	-۱/۲۵**	۰/۶۲**	۰/۱۷	۰/۵۶***	چای
۰/۰۸	-۰/۹۳	۰/۱۶**	۰/۲۸**	۰/۳۵	-۰/۱۲	پنیر
-۰/۱۳***	۰/۱۱	۰/۳۵	-۰/۲۹	۰/۳۰	۰/۲۴	شکر
۰/۶۶	۰/۱۹***	-۱/۰۲	۰/۷۳**	۰/۳۲	۱/۲۱***	کشش‌های مخارجی

***، ** و * به ترتیب، معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول ۵، تمامی کشش‌های خودقیمتی غیرجبرانی در تمامی گروه‌های کالایی مطابق با انتظار منفی بوده، که با رفتار حداکثر کننده مطلوبیت مصرف کنندگان عقلایی سازگار است. همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، کشش‌های خودقیمتی غیرجبرانی برای گروه غلات ۰/۸۲- برآورد شده است که در مقایسه با سایر مطالعات، این مقدار منطقی به نظر می‌رسد. برای نمونه، در مطالعات قادری (Qaderi, 2001)، کشش خودقیمتی نان و برنج، به ترتیب، ۰/۲۵- و ۰/۵۲-، گیلان‌پور و یزدانی (Gilanpour & Yazdani, 1997)، کشش خودقیمتی برنج ۰/۱۷، باریکانی و همکاران (Barikani et al., 2007)، کشش خودقیمتی و کشش مخارج نان، به ترتیب، ۰/۹۶- و ۰/۸۸، رضاپور

و همکاران (Rezapour et al., 2011)، کشتش خودقیمتی نان و برنج، به ترتیب، $0/17-$ و $0/74-$ ، راغفر و همکاران (Raghfar et al., 2017)، در فرم‌های مختلف برای نان و غلات، به ترتیب، $1/2-$ و $0/96-$ و کشتش مخارج $0/88$ ، اکبری و همکاران (Akbari et al., 2015)، با استفاده از روش QUADS و شبکه عصبی، کشتش خودقیمتی نان، به ترتیب، $0/86-$ و $0/89$ ، شکوهی (Shokouhi, 2015)، کشتش خودقیمتی نان در فرم‌های تابعی مختلف، $0/20-$ ، $0/18-$ و $0/16-$ و کشتش خودقیمتی برنج $0/66-$ ، $0/80-$ و $0/53-$ و نیز کشتش مخارج برای نان $0/67$ ، $0/56$ و $0/82$ و سرانجام، در پژوهش نوروزی (Noroozi, 2021)، کشتش خودقیمتی ماکارونی، برنج و نان، به ترتیب، $0/32-$ ، $0/30-$ و $0/37-$ گزارش شده است. در مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی (Farajzadeh & Esmaili, 2017) نیز مقدار کشتش خودقیمتی گروه غلات $0/96-$ برآورد شده و کشتش خودقیمتی گروه گوشت $0/39-$ به دست آمده است. همچنین، در مطالعه شکوهی (Shokouhi, 2015)، با استفاده از تابع تقاضای AIDS، مقادیر کشتش خودقیمتی گوشت گوسفند، گوشت گاو و گوشت مرغ، به ترتیب، $1/005-$ ، $1/031-$ و $1/123-$ و در مطالعه باریکانی و همکاران (Barikani et al., 2007)، به ترتیب، $1/13-$ ، $1/13$ و $1/064-$ گزارش شده و در مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی (Farajzadeh & Esmaili, 2017) هم مقدار کشتش خودقیمتی گروه گوشت $0/08-$ برآورد شده است.

مطابق جدول ۵ پژوهش حاضر، کشتش خودقیمتی روغن‌های خوراکی $0/15-$ برآورد شده که در مقایسه با مطالعات پیشین قابل قبول است؛ برای نمونه، مقدار کشتش خودقیمتی روغن‌های خوراکی در مطالعات گودرزی و همکاران (Goodarzi et al., 2007) $1/25$ ، رضایور و همکاران (Rezapour et al., 2011) $1/01-$ و شکوهی (Shokouhi, 2015) $0/797-$ گزارش شده است. در مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی (Farajzadeh & Esmaili, 2017)، مقدار کشتش خودقیمتی روغن‌های خوراکی $0/16-$ برآورد شده است.

در پژوهش حاضر، همانند مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی (Farajzadeh & Esmaili, 2017)، مقدار کشتش خودقیمتی چای $1/25-$ برآورد شده است؛ همچنین، کشتش خودقیمتی پنیر $0/93-$ برآورد شده، در حالی که مقدار کشتش خودقیمتی لبنیات در مطالعات رضایور و همکاران (Rezapour et al., 2011) $0/55-$ و شکوهی (Shokouhi, 2015) $0/564-$ برآورد شده است. البته، برآورد مقدار کشتش خودقیمتی پنیر در مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی (Farajzadeh & Esmaili, 2017) برابر با $1/34-$ بوده است.

مطابق نتایج جدول ۵ پژوهش حاضر، کشش خودقیمتی شکر $-0/13$ برآورد شده است. مقدار کشش خودقیمتی قند و شکر در مطالعات گودرزی و همکاران (Goodarzi et al., 2007) $-1/10$ و شکوهی (Shokouhi, 2015) $-0/629$ گزارش شده و همچنین، در مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی (Farajzadeh & Esmaeili, 2017)، مقدار کشش خودقیمتی شکر $-0/10$ برآورد شده است.

بر اساس جدول ۵ و کشش‌های متقاطع، رابطه غلات با سایر مواد غذایی (به استثنای چای) از نوع مکملی است. با توجه به رابطه مکملی موجود بین غلات و سایر گروه‌ها و کالاهای مورد بررسی، می‌توان گفت که سیاست‌های قیمتی اثر یکسان بر غلات و سایر کالاها خواهد داشت، بدین صورت که با افزایش قیمت گروه غلات، ضمن کاهش میزان مصرف گروه غلات (با فرض ثابت بودن سایر شرایط)، میزان مصرف سایر کالاها نیز کاهش می‌یابد. همچنین، بیشترین میزان رابطه مکملی بین گروه غلات و گروه روغن‌های خوراکی (کشش قیمتی متقاطع $-0/77$) و کمترین رابطه مکملی بین گروه غلات و شکر است. میزان کشش متقاطع گروه غلات با چای نیز $0/09$ برآورد شده، که بیانگر وجود رابطه جانشینی است.

با توجه به مقادیر کشش متقاطع، در گروه گوشت نیز رابطه مکملی بین گروه گوشت و سایر گروه‌ها و کالاها به جز چای برقرار است که همانند گروه غلات، سیاست‌های قیمتی موجب حرکت همسو بین این گروه و سایر گروه‌ها و کالاها می‌شود. بر اساس نتایج پژوهش، بیشترین رابطه مکملی بین گروه گوشت و گروه غلات (کشش متقاطع $-0/53$) وجود دارد و کمترین میزان رابطه مکملی بین گروه گوشت و کالای پنیر (کشش متقاطع $-0/09$) است. همان‌گونه که دیده می‌شود، کشش متقاطع بین گروه گوشت و کالای چای $0/12$ برآورد شده، که بیانگر رابطه جانشینی بین این گروه و کالاهاست. مطابق جدول ۵، رابطه بین گروه روغن‌های خوراکی و سایر گروه‌ها و کالاها (به استثنای پنیر) از نوع مکملی است و بیشترین میزان مکملی بین گروه روغن‌های خوراکی و گروه غلات (کشش متقاطع $-0/93$) و کمترین میزان آن بین گروه‌های روغن‌های خوراکی و گوشت (کشش متقاطع برابر با $-0/10$) است. همچنین، رابطه بین گروه روغن‌های خوراکی و پنیر، با توجه به کشش متقاطع $0/32$ ، از نوع جانشینی است. با توجه به کشش‌های متقاطع چای با سایر کالاها، مشاهده می‌شود که رابطه بین این کالا و سایر گروه‌ها (به استثنای پنیر) جانشینی است، بدین معنی که در صورت افزایش قیمت چای، مصرف این کالا با مصرف سایر کالاها (به استثنای پنیر) جانشین خواهد شد.

مقادیر کشش‌های متقاطع پنیر با سایر کالاها بیانگر رابطه جانشینی بین این کالا و سایر گروه‌ها (به استثنای غلات) است. به دیگر سخن، در صورت اعمال سیاست افزایش قیمت پنیر و یا افزایش

قیمت این کالا به هر دلیل دیگر، مصرف آن با مصرف سایر کالاها (به استثنای غلات) جانشین خواهد شد. کشش متقاطع شکر با سایر گروه‌ها و کالاها (جدول ۵) نشان‌دهنده رابطه جانشینی این کالا با سایر گروه‌ها و کالاها (به جز روغن‌های خوراکی) است.

نتایج شبیه‌سازی اثرات رفاهی

نخست، اثر اعمال سناریوی افزایش قیمت جهانی مواد غذایی بر مخارج بررسی شد. در جدول ۶، اثر تغییر قیمت مواد غذایی بر مخارج خانوارهای روستایی و شاخص رفاهی تغییرات جبرانی و شاخص آسیب‌پذیری این خانوارها گزارش شده است. بر اساس نتایج این جدول که در ادامه، جزئیات آن ارائه می‌شود، فرضیه دوم تحقیق مبنی بر کاهش رفاه مصرف‌کنندگان در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی مورد تأیید است.

جدول ۶- شروط اول و دوم اثرات رفاهی ناشی از تغییر قیمت (درصد)

شروط	سناریوها					
	اول			دوم		
	غلات	گوشت	روغن‌های خوراکی	چای	پنیر	شکر
اول	۲/۹۸۱	۵/۳۲۴	۷/۵۰۸	۲/۵۶۴	۵/۰۲۵	۴/۶۳۰
دوم	۲/۹۷۵	۵/۳۱۹	۷/۵۰۸	۲/۵۶۱	۵/۰۲۵	۴/۶۲۷
					دوم	سوم
					چهارم	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تفسیر سناریوی اول

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، سناریوی تغییر قیمت جهانی بیانگر افزایش ۳/۱۸ درصدی قیمت گروه غلات، ۶/۲۱ درصدی قیمت گروه گوشت، ۹/۱۱ درصدی قیمت گروه روغن‌های خوراکی، ۳/۶۵ درصدی قیمت چای، ۶/۲۱ درصدی قیمت پنیر و ۶/۴۰ درصدی قیمت شکر است. همچنین، بررسی شاخص تغییرات جبرانی نشان می‌دهد که تغییر مخارج خانوارها برای روغن‌های خوراکی، گوشت و پنیر بیش از سایر مواد غذایی است. در واقع، شاخص تغییرات جبرانی نشان‌دهنده تغییر مخارج خانوار در صورتی است که پس از اعمال سناریو بر روی منحنی مطلوبیت اولیه قرار گیرند؛ به دیگر سخن، مژدار پول لازم در قیمت ثانویه تا آنکه تقاضاکننده وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد. بنابراین، در صورت افزایش ۹/۱۱ درصدی قیمت روغن‌های خوراکی و لحاظ کردن اثرات متقابل بین مواد غذایی، مخارج به میزان ۷/۵۰۸ درصد مخارج اولیه افزایش می‌یابد و از نظر رفاهی،

مصرف‌کننده در وضعیت بدتری قرار می‌گیرد. نتایج مربوط به اعمال سناریوی ۶/۲۱ درصدی تغییر قیمت گوشت بدین صورت است که در نتیجه این تغییر، شاخص تغییرات جبرانی معادل ۵/۳۳۴ درصد مخارج مصرفی مواد غذایی است. نتایج مربوط به اعمال سناریوی ۳/۱۸ درصدی تغییر قیمت غلات نیز به تغییر شاخص تغییرات جبرانی به میزان ۲/۹۸۱ درصد مخارج مصرفی مواد غذایی خواهد انجامید؛ یعنی، با افزایش ۳/۱۸ درصدی قیمت غلات، مخارج خانوار به میزان ۲/۹۸۱ درصد مخارج اولیه خانوار افزایش می‌یابد. در حقیقت، برای اینکه رفاه خانوار تغییر نکند و به دیگر سخن، میزان پولی که بعد از تغییر قیمت‌ها، باید به مصرف‌کننده پرداخته شود تا به وضعیت رفاهی قبل از افزایش قیمت (قبل از اعمال سناریو) برگردد، معادل ۲/۹۸۱ درصد از مخارج اولیه خواهد بود.

همچنین، نتایج افزایش ۶/۲۱ درصدی قیمت پنبه حاکی از آن است که در این حالت نیز خانوارها از نظر رفاهی در وضعیت بدتری قرار می‌گیرند و مخارجشان معادل ۵/۰۲۵ درصد کل مخارج مواد غذایی افزایش می‌یابد. نتایج محاسبه تغییرات جبرانی برای شکر هم بدین صورت است که تغییرات جبرانی در نتیجه افزایش ۶/۴۰ درصدی برابر با ۴/۶۳۰ درصد مخارج مصرفی مربوط به مواد غذایی خواهد بود. افزون بر این، نتایج افزایش ۳/۶۵ درصدی قیمت چای حاکی از آن است که در این حالت، رفاه خانوارها (در اثر افزایش قیمت) کاهش می‌یابد، به گونه‌ای که مخارجشان معادل ۲/۵۶۴ درصد کل مخارج مواد غذایی افزایش می‌یابد.

تفسیر سناریوی دوم

چنان که ملاحظه می‌شود، سناریوی متوسط نرخ تغییرات قیمت نهاده‌های وارداتی بیانگر افزایش دوازده درصدی در هزینه تولید کالاهای مورد بررسی است. در واقع، شاخص تغییرات جبرانی نشان‌دهنده تغییر مخارج خانوار پس از اعمال سناریو بر روی منحنی مطلوبیت اولیه است و به دیگر سخن، مگذار پول لازم در قیمت ثانویه تا آنکه تقاضاکننده وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد. بنابراین، در اثر افزایش دوازده درصدی در هزینه‌های تولید شش گروه و کالای مورد بررسی، مخارج به میزان ۹/۵۸۲ درصد مخارج اولیه افزایش می‌یابد و از نظر رفاهی، خانوارها در وضعیت بدتری قرار می‌گیرند.

تفسیر سناریوی سوم

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، بر اساس این سناریو، متوسط تغییرات قیمت‌ها در اثر حذف ارز ترجیحی بیانگر افزایش ۳۴/۹ درصدی در قیمت کالاهای مورد بررسی است. در واقع، شاخص تغییرات

جبرانی نشان‌دهنده تغییر در مخارج خانوار پس از اعمال سناریو بر روی منحنی مطلوبیت اولیه است. در واقع، می‌توان گفت که باید چه میزان پول به مصرف‌کننده پرداخته شود تا در قیمت ثانویه، وضعیت تقاضاکننده مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) باشد. بنابراین، در اثر افزایش ۳۴/۹ درصدی به‌طور متوسط در قیمت شش گروه و کالاهای مورد بررسی در اثر حذف ارزش ترجیحی، مخارج خانوار ۲۳/۹۵۴ درصد مخارج اولیه افزایش می‌یابد و از نظر رفاهی، خانوار در وضعیت بدتری قرار می‌گیرد.

تفسیر سناریوی چهارم

چنان‌که ملاحظه می‌شود، سناریوی تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی در اثر جنگ روسیه و اوکراین بیانگر افزایش ۹/۲۸ درصدی در قیمت کالاهای مورد بررسی است. در واقع، شاخص تغییرات جبرانی نشان‌دهنده تغییر در مخارج خانوار پس از اعمال سناریو بر روی منحنی مطلوبیت اولیه است. مقدار متغیر جبرانی نشان‌دهنده میزان پول لازم برای پرداخت به مصرف‌کننده است تا در قیمت ثانویه، وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد. بنابراین، در اثر افزایش ۹/۲۸ درصدی به‌طور متوسط در قیمت شش گروه و کالاهای مورد بررسی در جنگ روسیه و اوکراین، مخارج خانوار ۶/۳۰۲ درصد مخارج اولیه افزایش می‌یابد، که منجر به کاهش رفاه خانوارها می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر، اثرات افزایش قیمت مواد غذایی مورد ارزیابی قرار گرفت؛ و بدین منظور، از رهیافت دیتون و موئلبائر (Deaton & Muellbauer, 1980) و شاخص رفاهی تغییرات جبرانی استفاده شد. در واقع، ضمن بررسی الگوی مصرفی گروه‌های اصلی مواد غذایی شامل گروه‌های کالایی غلات، گوشت، روغن‌های خوراکی، چای، پنیر و شکر، رفتار آنها در مقابل تغییرات قیمت بررسی شده است. بر اساس محاسبه کشش‌های متقاطع، رابطه غلات با سایر مواد غذایی (به استثنای چای) مکملی است. همچنین، بر اساس مقادیر کشش متقاطع، در گروه گوشت نیز رابطه مکملی بین گروه گوشت و سایر گروه‌ها و کالاهای (به جز چای) برقرار است. رابطه بین روغن‌های خوراکی و سایر کالاهای (به استثنای پنیر) مکملی است. همچنین، مشاهده می‌شود که رابطه بین گروه روغن‌های خوراکی و پنیر به صورت جانشینی است. با توجه به کشش‌های متقاطع چای با سایر کالاهای، مشاهده می‌شود که رابطه بین این کالا و سایر گروه‌ها (به استثنای پنیر) جانشینی است، بدین معنی که در صورت افزایش قیمت چای، مصرف این کالا جانشین مصرف سایر کالاهای (به استثنای پنیر) خواهد شد. مقادیر کشش‌های متقاطع پنیر با سایر کالاهای بیانگر رابطه جانشینی بین این کالا و سایر گروه‌ها (به استثنای

غلات) است؛ به دیگر سخن، در صورت اعمال سیاست افزایش قیمت کالای پنیر و یا افزایش قیمت این کالا به هر دلیل دیگر، مصرف این کالا با مصرف سایر کالاها (به استثنای غلات) جانشین خواهد شد. کشش متقاطع شکر با سایر گروه‌ها و کالاها نشان‌دهنده رابطه جانشینی این کالا با سایر کالاها (به جز روغن‌های خوراکی) است.

همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، در سناریوی اول، درصد تغییر در قیمت جهانی در دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۰ برای اثرپذیری قیمت‌های داخلی از قیمت خارجی تعریف شد. پس از محاسبه تغییر قیمت در دوره یادشده، افزایش ۳/۱۸ درصدی قیمت گروه غلات، ۶/۲۱ درصدی قیمت گروه گوشت، ۹/۱۱ درصدی قیمت گروه روغن‌های خوراکی، ۳/۶۵ درصدی قیمت چای، ۶/۲۱ درصدی قیمت پنیر و ۶/۴۰ درصدی قیمت شکر به‌عنوان سناریوی اول تعریف شدند، بدین معنی که اگر در دوره‌های بعد، قیمت این گروه‌های کالایی به میزان محاسبه‌شده تغییر کنند، چه میزان به مخارج خانوار اضافه خواهد شد و در واقع، چه میزان از رفاه خانوار کاهش می‌یابد. بررسی شاخص تغییرات جبرانی نشان می‌دهد که تغییر در مخارج خانوارها برای روغن‌های خوراکی، گوشت و پنیر بیش از سایر مواد غذایی است. در واقع، شاخص تغییرات جبرانی نشان‌دهنده تغییر مخارج خانوار در صورتی است که پس از اعمال سناریو بر روی منحنی مطلوبیت اولیه قرار گیرند؛ به دیگر سخن، در قیمت ثانویه، چقدر پول لازم است به مصرف‌کننده پرداخته شود تا وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد. بنابراین، در صورت افزایش قیمت گروه‌های کالایی مطابق جدول ۶، مخارج غلات به میزان ۲/۹۸۱ درصد، روغن‌های خوراکی ۷/۵۰۸ درصد، گروه‌های گوشتی ۵/۳۳۴ درصد، پنیر ۵/۰۲۵ درصد، شکر ۴/۶۳۰ درصد و چای ۲/۵۶۴ درصد مخارج اولیه افزایش می‌یابد و از نظر رفاهی، خانوارها در وضعیت بدتری قرار می‌گیرند. در واقع، می‌توان گفت که برای برگشت رفاه خانوارها پس از اعمال سناریو به میزان رفاه قبل از اعمال سناریو و در حقیقت، جبران کاهش رفاه خانوارها، باید معادل افزایش هزینه خانوار که تشریح شد، به خانوارها پرداخته شود.

در سناریوی دوم، سهم نهاده‌های وارداتی در هزینه تولید گروه‌های کالایی مورد بررسی محاسبه شد و محاسبات نشان داد که از افزایش هزینه‌های تولید این گروه‌های کالایی، دوازده درصد سهم نهاده‌های وارداتی است. بنابراین، در اثر افزایش دوازده درصدی در هزینه‌های تولید شش گروه کالایی مورد بررسی، مخارج خانوار به میزان ۹/۵۸۲ درصد مخارج اولیه افزایش می‌یابد و از نظر رفاهی، خانوار در وضعیت بدتری قرار می‌گیرد؛ به دیگر سخن، باید ۹/۶ درصد از مخارج اولیه خانوار بدان پرداخته شود تا در قیمت ثانویه، مصرف‌کننده وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد.

سناریوی سوم بدین صورت تعریف شده است که ابتدا افزایش قیمت کالاها در خرداد ۱۴۰۱ نسبت به اردیبهشت ۱۴۰۱ محاسبه شد؛ اما از آنجا که تمامی تغییر قیمت به خاطر حذف نرخ ارز ترجیحی نبوده، پس در این سناریو، حذف نرخ ارز ترجیحی خالص سازی شده است، بدین صورت که متوسط افزایش قیمت انرژی و دستمزدهای نیروی کار از افزایش قیمت‌ها در خرداد نسبت به اردیبهشت ۱۴۰۱ کسر شد. پس از آن، مشخص شد که متوسط تغییرات قیمت‌ها در اثر حذف ارز ترجیحی بیانگر افزایش ۳۴/۹ درصدی در قیمت کالاهای مورد بررسی است. بنابراین، در اثر افزایش ۳۴/۹ درصدی به طور متوسط در قیمت شش گروه کالایی و کالاهای مورد بررسی در اثر حذف ارز ترجیحی، مخارج خانوار ۲۳/۹۵۴ درصد مخارج اولیه افزایش می‌یابد و از نظر رفاهی، خانوار در وضعیت بدتری قرار می‌گیرد. در واقع، می‌توان گفت که باید ۲۴ درصد از مخارج اولیه خانوار به صورت پول به مصرف‌کننده پرداخته شود تا در قیمت ثانویه، وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد و کاهش رفاه ناشی از حذف نرخ ارز ترجیحی جبران شود.

چنان که ملاحظه شد، در سناریوی چهارم، تغییرات شاخص قیمت جهانی مواد غذایی در اثر جنگ روسیه و اوکراین به عنوان یک سناریو در نظر گرفته شد تا اثر این جنگ بر مخارج خانوارها اندازه‌گیری شود. تغییرات شاخص قیمت جهانی مواد غذایی بیانگر افزایش ۹/۲۸ درصدی در قیمت کالاهای مورد بررسی بوده و بنابراین، در اثر افزایش ۹/۲۸ درصدی به طور متوسط در قیمت شش گروه کالایی و کالاهای مورد بررسی، در جنگ روسیه و اوکراین، مخارج خانوار ۶/۳۰۲ درصد مخارج اولیه آن افزایش یافته، که منجر به کاهش رفاه خانوارها شده است. در واقع، شاخص تغییرات جبرانی نشان‌دهنده تغییر در مخارج خانوار پس از اعمال سناریو بر روی منحنی مطلوبیت اولیه است. مقدار متغیر جبرانی نیز نشان می‌دهد که برای آنکه در قیمت ثانویه، مصرف‌کننده وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد، باید ۶/۳۰۲ درصد مخارج اولیه بدان پرداخته شود.

یافته‌های تحقیق حاضر مؤید آن است که بیشترین اثرات منفی رفاهی ناشی از نرخ ارز ترجیحی بوده که به طور متوسط، باعث افزایش حدود ۲۴ درصدی مخارج اولیه در مخارج خانوارها شده است. از این رو، از آنجا که هم اکنون آثار حذف ارز ترجیحی بهتر قابل اندازه‌گیری است، شایسته است که دولت در سیاست‌های اتخاذ شده بازنگری کند و در صورت نیاز، با بازتعریف سیاست‌های هدفمندتر و دقیق‌تر، به جبران رفاه خانوارها که در اثر حذف نرخ ارز ترجیحی کاهش یافته است، بپردازد. در واقع، باید سیاست‌های اقتصادی به ترتیبی طراحی شود که ترکیبی بهینه از عدالت و کارایی تحقق یابد.

با توجه به اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت جهانی مواد غذایی و لزوم پاسخ به تقاضای رو به افزایش مواد غذایی در نتیجه افزایش قیمت و توجه به امنیت غذایی، توجه به بهبود کیفیت تغذیه مردم از طریق سیاست‌هایی همچون افزایش تولید مواد غذایی مناسب و ایجاد تنوع در تولیدات مواد غذایی، به‌ویژه آن دسته از مواد غذایی که سهمی قابل توجه از مخارج مواد غذایی خانوارها را به خود اختصاص می‌دهند، می‌تواند حائز اهمیت باشد.

با توجه به لزوم حمایت از طیف گسترده مصرف‌کنندگان، پیشنهاد می‌شود که ابتدا خانوارهای هدف شناسایی و سپس، تدابیر مورد نظر مبتنی بر نتایج پژوهش حاضر در مورد آنها اتخاذ شود. گروه‌بندی خانوارها بر اساس درآمد در این زمینه می‌تواند مؤثر باشد، به‌گونه‌ای که با توجه به میزان آسیب‌پذیری بیشتر خانوارها در گروه‌های با درآمد پایین‌تر در جوامع روستایی و شهری، این خانوارها مورد حمایت بیشتری قرار گیرند.

در پایان، پیشنهاد می‌شود که از طریق محاسبه میزان انتقال قیمت جهانی به بازارهای داخلی، در حالت‌های مختلف، اثرات افزایش قیمت جهانی تجزیه و تحلیل شود تا بتوان به‌گونه‌ای دقیق‌تر، به اتخاذ سیاست‌های حمایتی در راستای تأمین امنیت غذایی خانوارهای آسیب‌پذیر پرداخت.

منابع

1. Akbari, A., Ahmadi Javid, M., Ziyaei, M. B., & Barakati, S. M. (2016). Estimation of food demand function of urban households in Sistan and Baluchistan province using NNDS and QUAIDS systems. *Quarterly of Agricultural Economics Research*, 9(34), 93-116. [In Persian]
2. Attanasio, O., DiMaro, V., Lechene, V., & Phillips, D. (2009). The welfare consequence of increases in food prices in rural Mexico and Colombia. DOI: 10.1016/j.jdeveco.2013.03.009.
3. Azizi, V., Mehregan, N., & Yavari, G. R. (2016). The impact of supportive policies and targeted subsidies on urban households' food security index in Iran. *Journal of Economic and Planning Research (JEPR)*, 21(2), 95-116. Available at <http://jpbud.ir/article-1-1235-fa.html>. [In Persian]
4. Azzam, A. M., & Rettab, B. (2012). A welfare measure of consumer vulnerability to rising prices of food imports in the UAE. *Food Policy*, 37(5), 554-560. DOI: 10.1016/j.foodpol.2012.05.003.

5. Bakhtiari, P., & Haghi, Z. (2003). Review of food security and human development in Islamic countries. *Agricultural Economics and Development*, 43-44, 21-52. [In Persian]
6. Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-539. DOI: 10.1162/003465397557015.
7. Barikani, A., Shajari, Sh., & Amjadi, A. (2007). Price and income elasticity of demand for food in Iran: a dynamic demand system. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 60, 125-145. DOI: 10.30490/aead.2008.58881. [In Persian]
8. Behboodi, D., & Hekmati Farid, P. (2011). Investigating the welfare effects of adjusting the price of energy carriers in the household sector by cost deciles. *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, 3, 31-51. [In Persian]
9. Buse, A. (1994). Evaluating the linearized almost ideal demand system. *American Journal of Agricultural Economics*, 76(4), 781-793. Available at <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=3816c9e391d4dad848bbf344b5548152bddd9133>.
10. Buse, A. (1998). Testing homogeneity in the linearized almost ideal demand system. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(1), 208-220. Available at <https://www.jstor.org/stable/pdf/3180282.pdf>.
11. Cafaie, M., & Mehdizadeh Dehkordi, A. (2013). The impact of price changes on household welfare. *Journal of Economics and Modelling*, 4(14-15), 75-96. https://ecoj.sbu.ac.ir/article_53499.html?lang=fa. [In Persian]
12. Chen, k. Z., & Chen, C. (2000). Cross product censoring in a demand system with limited dependent variables: a multivariate probit model approach. Rural Economy, Staff Paper. University of Alberta. DOI: 10.7939/R3355D.
13. Chipman, J. S., & Moore, J. (1980). Compensating variation, consumer's surplus, and welfare. *American Economic Review*, 70(5), 933-949. Available at <https://www.jstor.org/stable/1805773?seq=1>.
14. Cranfield, J. (2007). The Impact of food price inflation on consumer welfare: application of a rank four demand system. *International Food Economy*

- Research Group, University of Guelph. Canada. Available at <https://canadacommons.ca/artifacts/1210937/the-impact-of-food-price-inflation-on-consumer-welfare/1764047>.
15. Cranfield, J., & Haq, Z. (2010). What impact has food price inflation had on consumer welfare? A global analysis. The 54th Conference of Australian Agricultural and Resource Economics Society, February, 2010, Adelaide, Australia (No. 58894), pp. 10-12. Available at <https://core.ac.uk/download/pdf/6418208.pdf>.
 16. Cory, D. C., Gum, R. L., Martin, W. E., & Brokken, R. F. (1981). Simplified measurement of consumer welfare change. *American Journal of Agricultural Economics*, 63(4), 715-717. DOI: 10.2307/1241216.
 17. Dadgar, Y., & Nazari, R. (2011). Welfare analysis of subsidy policy in Iranian economy. *Social Welfare Quarterly*, 11(42), 337-380. Available at <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1214-fa.html>. [In Persian]
 18. Daneshvar Kakhaki, M., Sarvari, A., Sadrolashrafi, M., & Hatef, H. (2007). Determining the effects of milk price changes on producers' welfare and predicting it. The Sixth Iranian Agricultural Economics Conference, Mashhad, Iran. [In Persian]
 19. Davoodi, P., & A. Salem. (2006). The effect of gasoline price changes on the welfare of households in different income deciles. *Economic Review*, 23, 15-48. Available at https://joer.atu.ac.ir/article_2959.html. [In Persian]
 20. Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70(3), 312-326. Available at <https://www.aeaweb.org/aer/top20/70.3.312-326.pdf>.
 21. Dybczak, K., Tóth, P., & Voňka, D. (2010). Effects of price shocks to consumer demand estimating the QUAIDS demand system on Czech household budget survey data. Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, *Czech Journal of Economics and Finance*, 64(6), 476-500. Available at <https://ideas.repec.org/a/fau/fauart/v64y2014i6p476-500.html>.
 22. Fallahi, F. Mohammadzadeh, P., & Hekmatifarid, P. (2013). The welfare effects of price changes in the main commodity groups in Iran. *Journal of*

- Economic Research*, 48(2), 131-150. DOI: 10.22059/jte.2013.35171. [In Persian]
23. FAO (2023). Statistics. Available at <https://www.fao.org/statistics/en/>.
24. Farajzadeh, Z., & Esmaeili, A. (2017). The welfare effects of rising imported food prices in Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 5(2), 189-208. DOI: 10.22099/ijes.2017.23795.1297. [In Persian]
25. Farajzadeh, Z., & Najafi, B. (2004). The behavior of urban and rural consumers in Iran: a case study of subsidized goods. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development*, 47, 103-123. Available at <https://elmnet.ir/doc/110227-21211>. [In Persian]
26. [FAO \(2023\). Statistics. Available at https://www.fao.org/statistics/en/](https://www.fao.org/statistics/en/). Ghahremanzadeh, M., Ansari, F., Falsafian, A., & Ferdosi, R. (2013). Measuring the welfare impacts of meat price increases on Iranian household. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 44(2), 201-209. DOI: 10.22059/ijaedr.2013.36708. [In Persian]
27. Ghoreishi Abhari, S. J., & Sadrol-Ashrafi, S. M. (2005). Estimating the demand of various types of meat in Iran using the almost ideal demand system. *Journal of Agricultural Sciences*, 5, 133-143. [In Persian]
28. Gil, A. I., & Molina, J. A. (2009). Alcohol demand among young people in Spain: an addictive QUAIDS. *Empirical Economics*, 36(3), 515-530. DOI: 10.1007/s00181-008-0209-y.
29. Gilanpour, O., & Yazdani, S. (1997). The impact of trade liberalization on rice economy of Guilan. *Iranian Journal of Agricultural Sciences*, 28(2), 19-26. Available at https://ijjas.ut.ac.ir/article_16219.html. [In Persian]
30. Gohin, A. (2005). Decomposing welfare effects of CGE models: an exact, superlative, path independent, second order approximation. 8th Conference on Global Economic Analysis, Lübeck, Germany. Available at https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=1782.
31. Goodarzi, M., Mortazavi, A., & Paykani, G. (2007). Examining the demand of the main groups of consumer and edible goods in urban areas of Iran using

- the two-stage budgeting model. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development*, 57, 131-159. Available at <https://elmnet.ir/doc/111465-22527>. [In Persian]
32. Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(4), 1251-1271. DOI: 10.2307/1913827.
33. Huffman, S. K., & Johnson, S. R. (2004). Impacts of economic reform in Poland: incidence and welfare changes within a consistent framework. *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 626-636. DOI: 10.1162/003465304323031166.
34. Khosravinejad, A. (2009). Measuring the welfare effects of removing subsidies for basic goods on urban households in Iran. *Business Journal*, 50, 1-31. DOR: 20.1001.1.17350794.1388.13.50.1.5. [In Persian]
35. Kohli, U. (2004). Real GDP, real domestic income, and terms of trade change. *Journal of International Economics*, 62(1), 83-108. DOI: 10.1016/j.jinteco.2003.07.002.
36. Layani, Gh., & Bakhshoodeh. M. (2016). Effects of rising food prices on poverty and vulnerability of the Iranian rural households. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development) Quarterly*, 16(3), 1-27. DOI: 20.1001.1.17356768.1395.16.3.3.0. [In Persian]
37. Mckenzie, G., & Pearce, I. (1976). Exact measures of welfare and the cost of living. *The Review of Economics Studies*, 43(3), 465-468. DOI: 10.2307/2297224.
38. Nava, N. J., Wood, B. D. K., & Garduño-Rivera, R. (2024). Losing ground: measuring the welfare effects of retail food price inflation during the COVID-19 pandemic on Mexican household. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 22(2), 143-154. DOI: 10.1515/jafio-2023-0041.
39. Nechifor, V., Ramos, M. P., Ferrari, E., Laichena, J., Kihiu, E., Omanyo, D., Musamali, R., & Kiriga, B. (2021). Food security and welfare changes under COVID-19 in Sub-Saharan Africa: impacts and responses in Kenya. *Global Food Security*, 28, 100514. DOI: 10.1016/j.gfs.2021.100514.

40. Nelson, K., & Adams, P. (2011). Reinventing human services: community- and family-centered practice. Transaction Publishers. Available at <https://psycnet.apa.org/record/1995-98974-000>.
41. Noroozi, H. (2021). Estimation of consumption demand of cereal basket in urban households in Iran along with separability test (comparison of functional forms of FDLAIDS, NBR, CBS, ROTTERDAM). The 12th National Specialized Conference on Agricultural Economics, Sanandaj, Kurdistan, Iran. Available at <https://civilica.com/doc/1798368>. [In Persian]
42. Ochmann, R. (2010). Distributional and welfare effects of Germany's year 2000 tax reform. DIW Berlin Discussion Paper No. 1083 (November 1, 2010). DOI: 10.2139/ssrn.1735440.
43. Perme, Z., & Gharshasebi, A. (2023). Investigating the effects of eliminating the preferred exchange rate on price index and cost of living for Iranian households in 2022. *Agricultural Economics and Development*, 30(4), 171-196. DOI: 10.30490/aead.2023.358935.1444. [In Persian]
44. Qaderi, H. (2001). Investigating the demand for major food items using the AIDS system method and a two-stage method. Master's Thesis in Economics, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. [In Persian]
45. Raghfar, H., Kordbacheh, H., & Khodayari, T. (2016) Investigating the food baskets in urban households of Iran using system requirements equations. *Social Welfare*. 17(65), 43-68. Available at <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2980-fa.html>. [In Persian]
46. Rezapour, F., Daneshvar Kakhki, M., & Mohammadi, H. (2011). An investigation of demand for the major food groups in urban areas of Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 25(1), 46-57. DOI: 10.22067/jead2.v1390i1.8878. [In Persian]
47. Robinson, S., & Thierfelder, K. (1999). A note on taxes, prices, wages and welfare in general equilibrium models. Trade and Macroeconomics Division Discussion Paper, 39. Available at <https://hdl.handle.net/10568/161262>.

48. Samadi, A. H. (2004). A critical review of Almost Ideal Demand System (AIDS) application in consumer demand analysis with an example to Kohgiluyeh-and-Boyerahmad province households. *Iranian Journal of Economic Research*, 6(20), 157-187. Available at https://ijer.atu.ac.ir/article_3806.html. [In Persian]
49. Shokouhi, M. (2015). Explaining the pattern of consumption of food items of urban and rural households by the provinces of Iran. PhD Thesis, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Tehran, Iran. [In Persian]
50. Varian, H. (1990). Goodness-of-fit in optimizing models. *Journal of Econometrics*, 46(1-2), 125-140. DOI: 10.1016/0304-4076(90)90051-T.
51. Zoghipour, A., & Zibaei, M. (2011). A CGE analysis of the welfare effects of tariff liberalization in Iran: the Hicksian Equivalent Variation (EV). *Iranian Journal of Trade Studies*, 15(57), 1-27. DOR: 20.1001.1.17350794.1389.15.57.1.9. [In Persian]

