



Computational
Economics

ISSN 2821-0433

Estimation of the True Cost of Living Index and the True Index of Real Income for Rural Households in Iran

Shahram Fateh Asgarkhanlo¹, Aliakbar Khosravinejad^{2*}, Shahriar Nessabian³,
Seyed Nematolla Mousavi⁴

¹ Ph.D. Student in Agricultural Economics Engineering, Policy and Development, Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: shahramfateh1400@gmail.com

^{2*} Associate Professor of Economics, Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: ali.khosravinejad@iau.ac.ir

³ Associate Professor, Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: sh.nessabian@iau.ac.ir

⁴ Professor of Economics, Department of Agricultural Economics, Marv.C., Islamic Azad University, Marvdasht, Iran, Email: se.seyed1354@iau.ac.ir

Article Info

Received: 30/9/2025

Accepted: 29/11/2025

Pages: 99-122

Keywords:

*True Cost of Living
Index; True Index of
Real Income;
Linear Expenditure
System; Rural
Households*

JEL Classification:

H24; H22; C43;
D12

ABSTRACT

Accurate measurement of changes in household welfare and purchasing power is fundamental for analyzing public policies, particularly agricultural support programs. A proper evaluation of these policies requires indices that can reflect the real effects of price and income changes on household utility. The welfare economics literature emphasizes the use of demand theory-based indices to address this limitation. Within this framework, this study employs household *expenditure and income* survey data and estimates a Linear Expenditure System with relative habit formation to calculate the True Cost of Living Index (TCLI) and, for the first time, the True Index of Real Income (TIRI) for rural households in Iran from 2004 to 2023. The estimated income elasticities indicate that food (0.83) and housing (0.81) are necessities, while elasticities greater than one for transportation (1.24) and "other goods" (1.38) indicate their relative luxury nature. The calculation of welfare indices shows that the TCLI increased more than seventyfold during this period. In contrast, the TIRI reveals an approximately 5% decline in the purchasing power of rural households in 2023 compared to the base year 2016. Based on these results, using welfare indices based on the economic approach—particularly the True Cost of Living Index and the True Index of Real Income—as a more accurate basis for calculating compensation for price adjustment policies, evaluating the impact of support policies, determining wages, and designing transfer payments is recommended.

COPYRIGHTS

©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>



Extended Abstract

Purpose

Accurate measurement of changes in household welfare and purchasing power is the cornerstone of public policy analysis, particularly for agricultural support programs. A proper evaluation of these policies requires indices that can reflect the real effects of price and income changes on household utility. The welfare economics literature emphasizes the use of demand theory-based indices to overcome the shortcomings of fixed-basket approaches, which fail to account for optimal consumer behavior, particularly substitution effects in response to changes in relative prices. This study, operating within this theoretical framework, aims to estimate the True Cost of Living Index (TCLI) and, for the first time, the True Index of Real Income (TIRI) for rural households in Iran. By doing so, it provides a more robust foundation for assessing the welfare impacts of support policies, setting wages, and designing transfer payments for this crucial demographic.

Methodology

The study is grounded in the theory of cost-of-living indices initiated by Konüs (1924) and advanced by Hicks (1940), who established the direct link between index numbers and utility theory. The core methodology involves estimating a dynamic Linear Expenditure System (LES) with relative habit formation, a model pioneered by Stone (1954). The habit formation hypothesis posits that the minimum subsistence level for a good in the current period (γ_{it}) is a function of its consumption in the previous period

($q_{i,t-1}$), formally defined as $\gamma_{it} = \alpha_i q_{i,t-1}$.

The model was estimated using Feasible Generalized Nonlinear Least Squares (FGNLS) on official annual data from the Statistical Center of Iran (2003–2024), specifically the Household Expenditure and Income Survey for rural areas and the corresponding Rural Consumer Price Index, for eight consumption groups. The empirical share equation for the LES with habit formation is:

$$w_{it} = \alpha_i \left(\frac{X_{it}}{M_t} \right) + \beta_i \left[1 - \sum_{j=1}^n \alpha_j \left(\frac{X_{jt}}{M_t} \right) \right] + u_{it}$$

where $X_{it} = \frac{E_{it-1}}{p_{it-1}} \times p_{it}$, w_{it} is the budget share, M_t is total expenditure, α_i is the

habit parameter, and β_i is the marginal share of supernumerary expenditure. The TCLI and TIRI were then derived analytically from the estimated system. Unit root tests on the residuals confirmed the existence of stable long-run relationships among the variables.

Findings

Model Estimation and Elasticities The model was successfully estimated for six goods groups (one equation was dropped to satisfy the adding-up condition). All estimated income elasticities were positive. Food (0.83) and Housing (0.81) were identified as necessities (income elasticity < 1), while Transportation (1.24) and "Other Goods and

Services" (1.38) were classified as relative luxuries (income elasticity > 1). All own-price elasticities were negative and inelastic (less than 1 in absolute value), with Clothing being the least elastic (-0.343) and "Other Goods" the most (-0.549). This indicates that rural consumers are relatively insensitive to price changes for these goods, particularly for basic necessities.

Calculation of Welfare Indices The computed TCLI and TIRI, based on two different base years (2004 and 2016), reveal robust and consistent trends independent of the base year choice.

- **True Cost of Living Index (TCLI):** The TCLI exhibited a dramatic and continuous upward trend over the two decades, increasing more than seventyfold from 12 in 2004 to over 844 in 2023 (base 2016=100). The rate of increase accelerated significantly after 2017, indicating a substantial and growing cost-of-living pressure on rural households to maintain a constant level of utility.
- **True Index of Real Income (TIRI):** The TIRI presents a more nuanced picture of welfare. After a period of relative improvement peaking in 2005 (149.9, base 2016=100), it began a gradual decline from around 2016-2017 onwards. By 2023, the TIRI had fallen to 95.0, revealing an approximate 5% decline in the real purchasing power of rural households compared to the base year 2016. This decline, hidden by conventional indices, signals a gradual erosion of rural welfare since the mid-2010s.

The simultaneous surge in the TCLI and the fall in the TIRI after 2016 creates a widening "welfare gap," visually demonstrating the intensifying economic pressure on rural households.

Conclusion

This study provides the first comprehensive estimation of both the True Cost of Living Index and the True Index of Real Income for rural households in Iran. The findings unequivocally demonstrate the superiority of these theoretically grounded indices over traditional measures for welfare analysis. The identified trends—soaring living costs and declining real income—paint a concerning picture of the economic well-being of rural Iran in recent years.

Based on these results, the following policy recommendations are proposed:

- **Targeted Subsidies and Transfers:** Given that increased income is primarily spent on necessities like food and housing, direct cash transfers or subsidies targeted specifically at these essential goods are likely to be highly effective in bolstering food security and basic livelihoods for rural households.
- **Official Adoption of Advanced Indices:** Official statistical authorities should prioritize the calculation and regular publication of theory-based welfare indices like the TCLI and TIRI. This would provide a more accurate foundation for wage indexation, transfer payment adjustments, and subsidy targeting, preventing resource misallocation.
- **Compensatory Social Policies:** The documented decline in real purchasing power, particularly post-2016, calls for strengthened and well-targeted compensatory social protection policies. These should be designed based on accurate welfare metrics to effectively reach the most vulnerable rural households.

برآورد شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی برای خانوارهای روستایی ایران

شهرام فاتح عسگرخانلو^۱، علی اکبر خسروی نژاد^۲، شهریار نصاییان^۳، سید نعمت اله موسوی^۴

^۱ دانشجوی دکتری مهندسی اقتصاد کشاورزی، گرایش سیاست و توسعه کشاورزی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: shahramfate1400@gmail.com

^۲ دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: ali.khosravinejad@aiu.ac.ir

^۳ دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: Sh.nessabian@iau.ac.ir

^۴ استاد اقتصاد، گروه اقتصاد کشاورزی، واحد مودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مودشت، ایران، پست الکترونیکی: se.sayed1354@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله

چکیده

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

صفحات ۹۹-۱۲۲

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸

تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۹/۰۸

واژگان کلیدی:

شاخص درست هزینه زندگی؛ شاخص درست درآمد واقعی؛ سیستم مخارج خطی؛ خانوارهای روستایی

طبقه‌بندی JEL:

C43; D12; H22; H24

اندازه‌گیری دقیق تغییرات رفاهی و قدرت خرید خانوار، سنگ‌بنای تحلیل سیاست‌های عمومی و به‌ویژه برنامه‌های حمایتی بخش کشاورزی است. ارزیابی درست این سیاست‌ها مستلزم شاخصی است که بتواند اثرات واقعی تغییرات قیمت و درآمد را بر مطلوبیت خانوارها منعکس کند. ادبیات اقتصاد رفاه بر استفاده از شاخص‌های مبتنی بر نظریه تقاضا برای رفع این محدودیت تأکید دارد. در این چارچوب، مقاله حاضر با بهره‌گیری از داده‌های بودجه خانوار و برآورد سیستم مخارج خطی با عادت نسبی، به محاسبه شاخص درست هزینه زندگی و برای نخستین بار، شاخص درست درآمد واقعی برای خانوارهای روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ می‌پردازد. برآورد کشش‌های درآمدی نشان می‌دهد که خوراکی‌ها (۰/۸۳) و مسکن (۰/۸۱) کالاهای ضروری بوده‌اند، در حالی که کشش درآمدی بزرگ‌تر از یک برای حمل‌ونقل (۱/۲۴) و «سایر کالاها» (۱/۳۸) نشان‌دهنده لوکس بودن نسبی آن‌ها است. محاسبه شاخص‌های رفاهی نشان می‌دهد شاخص درست هزینه زندگی در این دوره بیش از ۷۰ برابر افزایش یافته است. در مقابل، شاخص درست درآمد واقعی نشان‌دهنده کاهش تقریباً ۵ درصدی قدرت خرید خانوارهای روستایی در سال ۱۴۰۲ نسبت به سال پایه ۱۳۹۵ است. بر مبنای این نتایج، استفاده از شاخص‌های رفاهی مبتنی بر رویکرد اقتصادی - به‌ویژه شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی - به‌عنوان مبنایی دقیق‌تر در محاسبه جبران خسارت ناشی از سیاست‌های تعدیل قیمت، ارزیابی آثار سیاست‌های حمایتی، تعیین دستمزد و طراحی پرداخت‌های انتقالی توصیه می‌شود.

۱. مقدمه

اسلزنیک^۱ (۱۹۹۸) سنجش رفاه را زیربنای تحلیل سیاست‌های عمومی می‌داند. از منظر وی، ارزیابی سیاست‌هایی همچون اصلاحات آموزشی، نظام تأمین اجتماعی، مقررات زیست‌محیطی، برنامه‌های سلامت، انتقال درآمد، یارانه‌ها و مالیات‌ها، در نهایت در گرو پاسخ به این پرسش اساسی است که این اقدامات تا چه حد بر سطح رفاه افراد اثرگذار بوده‌اند.

در این راستا، سنجش دقیق تغییرات رفاهی نخستین گام ضروری برای ارزیابی هرگونه مداخله سیاستی، به‌ویژه در حوزه حساس سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی است. این سیاست‌ها که عموماً با اهدافی چون بهبود معیشت و افزایش قدرت خرید خانوارهای روستایی طراحی و اجرا می‌شوند، تنها در صورتی می‌توانند به‌درستی ارزیابی شوند که ابزار اندازه‌گیری مناسبی برای سنجش رفاه در اختیار باشد. بدون سنجه‌ای دقیق که بتواند اثرات واقعی تغییرات قیمتی و درآمدی را بر مطلوبیت خانوار انعکاس دهد، هر تحلیل از اثرات رفاهی این سیاست‌ها می‌تواند با خطاهای سیستماتیک مواجه شده و به نتیجه‌گیری‌های نادرست بینجامد.

در ادبیات اقتصادی، سنجه‌های رفاهی عموماً در دودسته کلی جای می‌گیرند. دسته اول، شاخص‌های سبب ثابت مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده (بر پایه فرمول لاسپیرز) هستند که صرفاً با مقایسه هزینه یک سبد کالای ثابت بین دو دوره، تغییرات سطح قیمت‌ها را اندازه می‌گیرند. ضعف اصلی این رویکرد، غفلت از رفتار بهینه مصرف‌کننده، به‌ویژه پدیده جانشینی بین کالاها در پاسخ به تغییرات قیمت‌های نسبی است. این نادیده‌گیری منجر به بروز سوگیری (تورش) رو به بالا (بیش‌برآوردی) در اندازه‌گیری تورم و در نتیجه سوگیری (تورش) رو به پایین (کم‌برآوردی) در سنجش بهبود رفاه می‌شود. برای پوشش این نقیصه، دسته دوم شاخص‌ها تحت عنوان «رویکرد اقتصادی» توسعه یافته‌اند. محور این رویکرد، برآورد یک سیستم تقاضا (مانند سیستم مخارج خطی، ترانسلوگ یا سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل) است که رفتار مصرف‌کننده را مبتنی بر نظریه اقتصاد خرد مدل می‌کند. مهم‌ترین دستاورد این رویکرد، امکان محاسبه شاخص درست هزینه زندگی است که حداقل هزینه لازم برای حفظ یک سطح مطلوبیت ثابت را - با در نظرگیری کامل امکان جانشینی - اندازه می‌گیرد. افزون بر این، سیستم تقاضای برآورد شده به‌طور مستقیم امکان محاسبه سایر سنجه‌های دقیق رفاهی، از جمله «شاخص درست درآمد واقعی» را که تغییرات قدرت خرید را با در نظرگیری رفتار بهینه مصرف‌کننده می‌سنجد، فراهم می‌آورد. این مطالعه با بهره‌گیری از چارچوب نظری سیستم مخارج خطی، در زمره مطالعات دسته دوم قرار می‌گیرد.

این مطالعه، با تمرکز بر همین شکاف روش‌شناختی، نه به ارزیابی مستقیم سیاست‌های خاص که به ارائه و مقایسه ابزارهای دقیق‌تر سنجش رفاه می‌پردازد. هدف اصلی آن، برآورد «شاخص درست هزینه

¹ Slesnick, 1998

زندگی» و «شاخص درست درآمد واقعی» برای خانوارهای روستایی ایران است تا زمینه‌ای فراهم آورد در آینده، اثرات رفاهی سیاست‌های حمایتی بر پایه‌ای مستحکم‌تر و واقعی‌تر اندازه‌گیری شود. پس از مقدمه، مرور ادبیات موضوع را ملاحظه خواهید کرد. در قسمت سوم مقاله، روش تحقیق شامل ادبیات نظری سیستم مخارج خطی، استخراج شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی در سیستم مخارج خطی آمده است. یافته‌ها که خود در برگزیده برآورد سیستم مخارج خطی و کشش‌های درآمدی و قیمتی، و ارائه نتایج محاسبه شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی در قسمت چهارم مقاله جای گرفته است. در نهایت، مقاله با نتیجه‌گیری و پیشنهادها به پایان می‌رسد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

اندازه‌گیری رفاه اقتصادی یکی از مباحث بنیادی در اقتصاد خرد کاربردی و اقتصاد رفاه است. پرسش اساسی این است که تغییرات قیمت‌ها و درآمدها چگونه بر سطح رفاه خانوار اثر می‌گذارند و چه شاخصی قادر است این تغییرات را به‌درستی منعکس کند. نخستین تلاش‌ها برای سنجش رفاه عمدتاً مبتنی بر شاخص‌های قیمتی آماری نظیر شاخص لاسپیرز و پاشه بود که با وزن‌دهی متفاوت به قیمت‌ها و مقادیر مصرفی، تغییرات هزینه زندگی را به‌صورت تقریبی اندازه می‌گرفتند. با این حال، این شاخص‌ها به دلیل اتکای صرف بر داده‌های کمی و بی‌توجهی به مبانی نظری مطلوبیت، زمینه‌ساز طرح رویکردهای نظری‌تر شد.

در همین راستا، کونوس^۱ (۱۹۳۹) در مقاله مشهور خود با عنوان «مسئله شاخص حقیقی هزینه زندگی» برای نخستین بار شاخص‌ها را بر مبنای نظریه مصرف‌کننده تعریف کرد. وی شاخص حقیقی هزینه زندگی را به‌عنوان نسبت حداقل هزینه‌های لازم برای دستیابی به سطح ثابتی از مطلوبیت در مواجهه با بردارهای متفاوت قیمت معرفی نمود و بدین ترتیب پیوندی مستقیم میان شاخص‌های عددی و نظریه مطلوبیت برقرار ساخت. این ایده نوآورانه، نقطه عطفی در گذار از رویکرد صرفاً آماری به رویکرد اقتصادی بود. در ادامه، هیکس^۲ (۱۹۴۰) با ارائه مفاهیم تغییرات جبرانی و معادل، این بحث را تکمیل کرد و نشان داد که شاخص هزینه زندگی ارتباط تنگاتنگی با اندازه‌گیری تغییرات رفاهی دارد. سپس، پژوهشگرانی مانند فریش^۳ (۱۹۳۶)، ساموئلسون و سوامی^۴ (۱۹۷۴) و پولاک^۵ (۱۹۸۱، ۱۹۸۹) به توسعه نظریه شاخص‌ها پرداختند و با طرح مفاهیم شاخص‌های دقیق و برتر، مبنای نظری قوی‌تری برای

¹ Konüs, 1939

² Hicks, 1940

³ Frisch, 1936

⁴ Samuelson & Swamy, 1974

⁵ Pollak, 1981, 1989

تحلیل‌های تجربی فراهم آوردند. نهایتاً، دیورت^۱ (۱۹۷۶) با معرفی شاخص‌های برتر مانند فیشر و تورنکوئیست، امکان تقریب مرتبه دوم شاخص حقیقی هزینه زندگی را فراهم ساخت و بدین ترتیب، رویکرد اقتصادی به شاخص‌ها به چارچوب غالب در نظریه و کاربردهای اقتصاد تبدیل شد. به‌طور کلی، شاخص هزینه زندگی و شاخص درآمد واقعی، چارچوبی جامع برای تحلیل تغییرات رفاه فراهم می‌آورند. اهمیت این شاخص‌ها در قابلیت کاربردهای آن برای ارزیابی آثار تغییر قیمت‌ها و درآمدها بر رفاه خانوار و طراحی سیاست‌های حمایتی نهفته است. در ادامه به معرفی و بررسی این شاخص‌ها می‌پردازیم.

- شاخص درست هزینه زندگی

فرض کنید دو بردار قیمت $p_1 = [p_{1i}]$ و $p_2 = [p_{2i}]$ وجود دارند که می‌خواهیم هزینه زندگی مرتبط با هر یک را مقایسه کنیم. اگر این بردارها اسکالر بودند و تنها در یک ضریب ثابت تفاوت داشتند یعنی $p_2 = k p_1$ در اینصورت مقایسه هزینه زندگی ساده بود. برای نمونه، اگر $k=0.7$ باشد، نشان‌دهنده ۷ درصد افزایش هزینه در وضعیت p_2 نسبت به p_1 است. اما در حالت کلی که بردارهای قیمت به صورت اسکالر نبوده و رابطه ساده‌ای بین آن‌ها برقرار نیست، مقایسه مستقیم دشوار می‌شود. برای رفع این مشکل، از شاخص درست هزینه زندگی که به صورت زیر تعریف می‌شود، استفاده می‌گردد:

$$P(p_2, p_1 | U) = \frac{c(U, p_2)}{c(U, p_1)} \quad (۱)$$

معادله (۱) را اصطلاحاً «شاخص درست هزینه زندگی»^۲ می‌نامند. این شاخص، یک سطح مطلوبیت ثابت U را در دو بردار متفاوت قیمتی p_1 و p_2 باهم مقایسه می‌کند. به عنوان مثال، اگر هزینه دستیابی به سطح مطلوبیت U در قیمت‌های p_2 به میزان ۷ درصد بیشتر از هزینه آن در قیمت‌های p_1 باشد، مقدار شاخص درست هزینه زندگی برابر 1.07 خواهد بود. باید توجه داشت که مقدار عددی این شاخص، وابسته به سطح مطلوبیت انتخاب شده U است؛ به عبارت دیگر با تغییر سطح مطلوبیت مرجع، مقدار شاخص هزینه زندگی تغییر می‌کند. این وابستگی، ناشی از نقش ترجیحات ناهمسانی است که در تابع هزینه $c(U, p)$ نهفته است.

- شاخص درست درآمد واقعی

دو موقعیت درآمد - قیمت (M_1, p_1) و (M_2, p_2) که سطوح مطلوبیت متناظر آن‌ها $U_1 = u_1(M_1, p_1)$ و $U_2 = u_2(M_2, p_2)$ می‌باشد را در نظر بگیرید. بنا به تعریف داریم:

¹ Diewert, 1976

² The Truere Cost of Living Index

$$Q(U_2, U_1|p) = \frac{c(U_2, p)}{c(U_1, p)} \quad (2)$$

معادله (۲) را اصطلاحاً «شاخص درست درآمد واقعی»^۱ گویند. این شاخص دو سطح مختلف مطلوبیت را در بردار قیمت‌های یکسان p باهم مقایسه می‌کند؛ بنابراین اگر حداقل مخارج مورد نیاز برای سطوح مطلوبیت U_1 و U_2 به ترتیب ۱۰۰ هزار و ۱۰۵ هزار تومان باشد، شاخص درست درآمد واقعی برابر ۱/۰۵ خواهد بود.

$$Q(U_2, U_1|p) = 0.5/1$$

۲-۲. مطالعات انجام شده

اندازه‌گیری رفاه و شاخص‌های هزینه زندگی به دلیل نقش بنیادینی که در تحلیل‌های سیاستی، تعدیل دستمزدها، هدف‌گذاری یارانه‌ها و سنجش فقر و نابرابری دارند، همواره در کانون توجه پژوهش‌های اقتصادی قرار داشته‌اند. با این حال، رویکردهای مورد استفاده در این حوزه، از مطالعات کلاسیک تا پژوهش‌های متأخر، از تنوع و تحول قابل‌توجهی برخوردار بوده‌اند. تمایز کلیدی در این مسیر، گذار از شاخص‌های مبتنی بر سبب ثابت به سمت شاخص‌های نظری و پویایی است که رفتار مصرف‌کننده و توانایی او در جانشینی بین کالاها در پاسخ به تغییر قیمت‌ها را در نظر می‌گیرد. این گذار، هسته اصلی مفهوم شاخص درست هزینه زندگی را تشکیل می‌دهد که به‌عنوان حداقل هزینه لازم برای دستیابی به سطح مطلوبیت ثابت در دو دوره مختلف قیمتی تعریف می‌شود.

مطالعات پیشگامی همچون مولبر^۲ (۱۹۷۴) با تمرکز بر تأثیر تغییرات قیمت بر الگوی مصرف و توزیع رفاه در بین گروه‌های درآمدی مختلف در بریتانیا، زمینه‌ساز رویکردی تجربی در این حوزه شد. بالک^۳ (۱۹۹۰) با توسعه این چارچوب و با بهره‌گیری از سیستم معادلات تقاضا و تقریب‌های مرتبه دوم، به محاسبه شاخص هزینه زندگی برای سطوح درآمدی متفاوت پرداخت. بانکز و همکاران^۴ (۱۹۹۶) نیز با مقایسه دقت روش‌های تقریب مرتبه اول و دوم، روش‌شناسی جامعی برای سنجش تغییرات رفاه ناشی از اصلاحات مالیاتی و قیمتی ارائه نمودند. در ادامه این روند، تمرکز پژوهش‌ها به سمت بررسی شاخص هزینه زندگی برای گروه‌های جمعیتی خاص و مناطق جغرافیایی متفاوت معطوف شد. لستر و الدفیلد^۵ (۲۰۰۹) با استخراج سبد مصرفی مخصوص سالمندان در انگلستان، نشان دادند که هزینه زندگی برای این گروه به دلیل الگوی مصرف متفاوت (با سهم بالاتر هزینه‌های بهداشت و مراقبت)، سریع‌تر از کل

¹ The Truere Index of Real Income

² Mullbaur, 1974

³ Balk, 1990

⁴ Banks et al., 1996

⁵ Leicester and Oldfield, 2009

جمعیت افزایش می‌یابد. این یافته حاکی از آن است که تعدیل درآمد سالمندان بر اساس شاخص عمومی، کاهش رفاه آنان را کم‌برآورد می‌کند. به‌طور مشابه، مورتی^۱ (۲۰۱۳) و ماجومدار و همکاران^۲ (۲۰۱۵) به ترتیب با برآورد شاخص درست هزینه زندگی برای شهرها و ایالت‌های مختلف آمریکا و مناطق مختلف هند، نشان دادند که تفاوت‌های فضایی بزرگ در هزینه زندگی، تصویر واقعی فقر، نابرابری و قدرت خرید را مخدوش می‌کند و استفاده از شاخص‌های عمومی می‌تواند به تحلیل‌های نادرست بینجامد.

مطالعات متأخر بین‌المللی نیز با بهره‌گیری از داده‌های خرد، بر دقت‌بخشی به شاخص‌های مبتنی بر تئوری اقتصادی، به‌ویژه در بافت کشورهای درحال توسعه تأکید دارند. برای نمونه، آتکین و همکاران^۳ (۲۰۱۶) یک چارچوب نوآورانه برای اندازه‌گیری رفاه و نابرابری در شرایط عدم وجود اطلاعات کامل قیمتی ارائه کردند. این چارچوب، که برای مطالعات در مناطق روستایی و کشورهای در حال توسعه از اهمیت بالایی برخوردار است، نشان می‌دهد چگونه می‌توان با استفاده از داده‌های خرد مصرف، شاخص‌های رفاهی دقیقی را حتی در صورت نبود داده‌های قیمتی کامل برآورد کرد.

در بستر اقتصاد ایران، اگرچه این جریان پژوهشی طی دو دهه اخیر موردتوجه قرار گرفته، اما تمرکز اصلی مطالعات داخلی عمدتاً بر روی شاخص‌های قیمت و بررسی الگوی مصرف خانوارهای شهری معطوف بوده است. در ادامه روند پژوهش‌های داخلی، مطالعات متعددی به برآورد شاخص هزینه زندگی برای ایران پرداخته‌اند. به‌عنوان مثال، خسروی‌نژاد و صیامی (۱۳۹۱) با به‌کارگیری سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، شاخص درست هزینه زندگی را برای خانوارهای شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۸۶ محاسبه نمودند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که شاخص مذکور برای خانوار متوسط روستایی بزرگ‌تر از نمونه شهری بوده که نشان‌دهنده از دست دادن رفاه بیشتر روستاییان در اثر افزایش هزینه‌های زندگی است. در مطالعه‌ای دیگر، خسروی‌نژاد (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹، به برآورد شاخص درست هزینه زندگی برای خانوارهای شهری ایران با استفاده از یک سیستم مخارج خطی پویا پرداخت. اگرچه محاسبه این شاخص برای ایران در مطالعات پیشین همانند خسروی‌نژاد (۱۳۸۴) نیز سابقه داشت، اما تمایز اصلی مقاله ۱۳۹۲، استفاده از این شاخص به‌عنوان مبنایی برای برازش کمی اثرات هزینه‌های سیاست‌های تنظیم بازار بود.

در میان مطالعات متأخر نیز می‌توان به پژوهش سرخوندی و همکاران (۱۴۰۱) اشاره کرد که با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، به برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی برای کل ایران پرداخته‌اند. اگرچه تمرکز و روش این مطالعه با هدف پژوهش حاضر متفاوت است، یافته‌های آن در مورد الگوی مصرف، بخشی از بافت کلی مطالعات در این حوزه محسوب می‌شود.

¹ Moretti, 2013

² Majumder et al., 2015

³ Atkin, et al., 2016

در مجموع، این مطالعات بر مزایای استفاده از شاخص‌های مبتنی بر تئوری اقتصادی برای تحلیل‌های دقیق‌تر رفاهی تأکید دارند. با این وجود، سنجش شاخص درست درآمد واقعی برای خانوارهای روستایی ایران کمتر مورد واکاوی دقیق قرار گرفته است. اغلب مطالعات موجود تمرکز اصلی خود را بر خانوارهای شهری گذاشته‌اند. این در حالی است که خانوارهای روستایی نه تنها الگوی مصرف متفاوتی دارند، بلکه در معرض نوسانات قیمتی و شوک‌های محیطی (مانند خشک‌سالی) بسیار آسیب‌پذیرتر هستند. همچنین، بررسی روند این شاخص در یک بازه زمانی طولانی‌تر و با در نظر گرفتن شوک‌های بزرگ اقتصادی مانند هدفمندی یارانه‌ها و تشدید تحریم‌ها، می‌تواند به درک بهتری از تحولات رفاهی این گروه مهم منجر شود؛ بنابراین، مقاله حاضر با هدف پر کردن این خلأ پژوهشی، به بررسی دقیق‌تر و جامع‌تر شاخص درست هزینه زندگی برای خانوارهای روستایی ایران در یک بازه زمانی گسترده می‌پردازد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. سیستم مخارج خطی

برآورد سیستم مخارج خطی توسط برنده جایزه نوبل، سر ریچارد استون که بر اساس تئوری ارائه شده توسط برندگان جایزه نوبل پل ساموئلسون و لارنس کلاین، به همراه هرمان روبین^۱ توسعه یافت، نشان‌دهنده سرآغاز برآورد سیستم تقاضای انعطاف‌پذیر است (استون، ۱۹۵۴). تابع مطلوبیت سیستم مخارج خطی به صورت زیر است:

(۳)

$$u(q, \beta, \gamma) = \prod_i (q_i - \gamma_i)^{\beta_i} = \sum_{i=1}^n \beta_i \ln(q_i - \gamma_i) \quad \sum \beta_i = 1, \\ 0 < \beta_i < 1, \quad \gamma_i > 0, (q_i - \gamma_i) > 0$$

که در آن $u(\cdot)$ تابع مطلوبیت، γ_i حداقل معاش و β_i سهم نهایی مخارج می‌باشد. شرط $\sum_{i=1}^n \beta_i = 1$ برای تأمین محدب بودن منحنی بی‌تفاوتی؛ اکیداً شبه مقعر بودن تابع مطلوبیت، ضروری است. با حداکثر کردن تابع مطلوبیت (۳)، نسبت به قید بودجه $\sum_{i=1}^n p_i q_i = p'q = M$ توابع تقاضای سهمی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$w_i(p, M; \beta, \gamma) = \frac{p_i \gamma_i}{M} + \beta_i \left(1 - \sum_k \frac{p_k \gamma_k}{M} \right) \quad (۴)$$

معادله (۴)، ارائه‌کننده دستگاهی سهمی از معادلات است که در آن سهم مخارج صرف شده روی کالای i ام تابعی خطی از تمامی قیمت‌ها و متغیر درآمد می‌باشد. این سیستم سه ویژگی مهم جمع‌پذیری (که در

¹ Rubin

قید بودجه $p'q = M$ منعکس شده است)، همگنی درجه صفر نسبت به درآمد و قیمت‌ها، و تقارن ماتریس اثرات جانشینی (شرط اسلاتسکی) را ارضا می‌کند (استون^۱، ۱۹۵۴). این ویژگی‌ها، سیستم مخارج خطی را نه تنها به یک ابزار برآوردی، بلکه به یک مدل نظری معتبر و سازگار برای تحلیل‌های تقاضا تبدیل می‌نماید.

برای برآورد توابع تقاضا با استفاده از داده‌های سری زمانی، معمولاً این فرض پایه در نظر گرفته می‌شود که ساختار تقاضا در طول زمان ثابت است و تغییر ساختاری رخ نمی‌دهد. در مواردی که این فرض قابل قبول نباشد، می‌توان با تعریف فروض مشخص، چگونگی تغییرات توابع تقاضا در طول زمان را مدل کرد. پولاک و والس^۲ (۱۹۶۹) بر این اساس، سناریوهای رفتاری متفاوتی را می‌توان در مورد الگوی مصرف خانوارها در ارتباط با سطح حداقل معیشت تعریف نمود. یکی از رایج‌ترین این سناریوها، مدل عادت نسبی است که به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\gamma_{it} = \alpha_i q_{i,t-1} \quad (5)$$

به بیان دیگر، مصرف حداقلی کالای i ام در دوره جاری (γ_{it}) تابعی از مقدار مصرف آن در دوره قبل در نظر گرفته می‌شود که با یک ضریب α تعدیل می‌شود. با جایگذاری رابطه (۵)، در دستگاه معادلات (۴)، معادلات سهمی موسوم به شکل‌گیری عادت به دست می‌آید.

کشش‌های درآمدی و قیمتی خودی به ترتیب به صورت زیر می‌باشند:

$$e_i = \beta_i \frac{M}{p_i q_i} \quad (6)$$

$$e_{ii} = (1 - \beta_i) \frac{p_i \gamma_i}{p_i q_i} - 1 \quad (7)$$

با توجه به این که β_i ، M و $p_i q_i$ همگی مثبت هستند، پس کشش درآمدی در رابطه (۸) نیز مثبت خواهد بود. در رابطه (۹) چنانچه γ_i مثبت باشد، کشش قیمتی خودی کمتر از یک (منفی یک) خواهد بود.

۳-۲. استخراج شاخص رفاهی در سیستم مخارج خطی

در این قسمت از مقاله به استخراج دو شاخص رفاهی، شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی در سیستم مخارج خطی پرداخته و برای پرهیز از طولانی شدن مقاله به مرجع‌های مختلف ارجاع خواهیم داد. شاخص درست هزینه زندگی معرفی شده توسط تایلبه صورت زیر است:

$$p(p^1, p^0 | u^0) = \frac{c(p^1, u^0)}{c(p^0, u^0)} \quad (8)$$

¹ Stone, 1954

² Pollak, & Walls, 1969

این شاخص یک رده مطلوبیتی را در دو بردار متفاوت قیمتی p° و p^1 باهم مقایسه می کند. با جایگذاری تابع تقاضا (۴)، در تابع مطلوبیت مستقیم (۳)، تابع مطلوبیت غیرمستقیم برای سیستم مخارج خطی به دست می آید. با معرفی ضریب انعطاف پذیری درآمد، نسبت مخارج فرامعیشی به کل مخارج و با در نظر گرفتن $|\varphi_t|$ برای قدر مطلق انعطاف پذیری درآمد در دوره t یعنی:

$$|\varphi_t| = \frac{M_t - \sum_{k=1}^n p_{kt} \gamma_k}{M_t}$$

و همچنین معرفی نسبت مخارج الزامی کالای i ام به کل مخارج الزامی در دوره t ام، یعنی:

$$S_{it} = \frac{p_{it} \gamma_i}{\sum_{k=1}^n p_{kt} \gamma_k} \quad i = 1, \dots, n$$

سپس با چند عملیات جبری به شاخص درست هزینه زندگی به صورت زیر می رسیم:

$$P(p_t, p_{t-1} | U_{t-1}) = |\varphi_{t-1}| \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_{kt}}{p_{k,t-1}} \right)^{\beta_i} + (1 - |\varphi_{t-1}|) \sum_{k=1}^n S_{k,t-1} \frac{p_{kt}}{p_{k,t-1}} \quad (9)$$

که $|\varphi_{t-1}|$ نسبت درآمد فرامعیشی به کل درآمد در دوره $t-1$ یا دوره پایه می باشد. $S_{k,t-1}$ نیز نسبت مخارج الزامی کالای k ام به کل مخارج الزامی در دوره $t-1$ یا دوره پایه است. معادله (۹)، وضعیت رفاهی خانوار را در دو بردار قیمت دوره جاری و دوره قبل، بر مبنای یک سطح رفاهی ثابت دوره قبل مقایسه می کند. شاخص فوق از دو بخش تشکیل شده است. بخش اول آن یک میانگین هندسی از نسبت قیمت های جاری به قیمت های پایه با وزن $|\varphi_{t-1}|$ است. بخش دوم میانگین حسابی از همان نسبت قیمت ها با وزن $1 - |\varphi_{t-1}|$ می باشد β_i وزنی است که برای میانگین هندسی جمله اول و S_i نیز وزنی است که برای میانگین حسابی جمله دوم در نظر گرفته شده اند.

۳-۳. شاخص درست درآمد واقعی

شاخص درست درآمد واقعی نسبت دو هزینه با دو سطح مختلف مطلوبیت را در یک بردار قیمت مقایسه می کند که به صورت زیر تعریف می شود:

$$Q(u_2, u_1 | p) = \frac{c(u_2, p)}{c(u_1, p)} \quad (10)$$

این معادله بیان کننده این مطلب است که در صورتی که هزینه احراز مطلوبیت u_2 در دوره جاری در حدود ۵ درصد بیشتر از هزینه احراز مطلوبیت u_1 در دوره پایه باشد و سطح قیمت ها نیز ثابت باقی بمانند، شاخص درست درآمد واقعی برابر ۱/۰۵ خواهد بود.

در سیستم مخارج خطی این شاخص به صورت زیر تعریف می شود:

^۱ برای جزئیات بیشتر به خسروی نژاد (۱۳۹۴) مراجعه کنید. همچنین اثبات این رابطه در صفحات ۱۲۱ و ۱۲۲ کتاب زیر آمده است:

Theil, Henri, (1975); "Theory and Measurement of Consumer Demand"

$$Q(u_2, u_1 | p_1) - 1 = (\varphi_2 - \varphi_1) + \varphi_2 \left(\frac{M_2/M_1}{\frac{i-1}{n} \left(\frac{p_{2i}}{p_{1i}} \right)^{\beta_i}} - 1 \right) \quad (11)$$

که φ تعریفی همانند قبل دارد.

$\varphi_2 - \varphi_1$ در رابطه فوق نشان‌دهنده وضعیت فرد در دوره دوم در مقایسه با دوره اول است. در این شاخص اگر φ_1 و φ_2 نسبت به هم تغییر چندانی نداشته باشند و نزدیک به هم باشند در این صورت جمله اول ناچیز خواهد بود؛ یعنی $\varphi_2 - \varphi_1$ به سمت صفر میل خواهد کرد و تنها جمله دوم نقش تعیین‌کننده را خواهد داشت. ولی اگر φ_1 و φ_2 متفاوت از هم باشند عبارت $(\varphi_2 - \varphi_1)$ قسمت اول شاخص فوق نقش تعیین‌کننده و اساسی را خواهند داشت. در این حالت اگر $\varphi_2 > \varphi_1$ باشد و $\varphi_2 - \varphi_1$ مثبت باشد بدین معنا خواهد بود که فرد در دوره دوم نسبت به دوره اول ثروتمندتر شده است و اگر $\varphi_2 < \varphi_1$ باشد یا به عبارت دیگر $\varphi_2 - \varphi_1$ منفی باشد در این حالت فرد در دوره دوم فقیرتر از دوره اول شده است.

۴. یافته‌ها

۴-۱. برآورد سیستم مخارج خطی با عادت نسبی

در مطالعات برآورد سیستم تقاضا لازم است سطح هم‌فزونی بر اساس واحد مصرف‌کننده و کالا یا گروه کالایی مشخص شود. در این پژوهش، خانوارهای روستایی به‌طور متوسط به‌عنوان واحد مصرف‌کننده مدنظر قرار گرفت. برای کالا، هشت گروه شامل «خوراکی‌ها و دخانیات»، «پوشاک»، «مسکن»، «لوازم، اثاث، ملزومات و خدمات خانوار»، «بهداشت و درمان»، «حمل‌ونقل»، «تفریحات، سرگرمی‌ها و خدمات فرهنگی» و «کالاها و خدمات متفرقه» انتخاب شد؛ بنابراین داده‌های بودجه خانوار برای هشت گروه کالایی پیش‌گفته با شاخص‌های قیمت متناظر آن‌ها برای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شد.

۴-۲. روش تخمین سیستم مخارج خطی

در این مقاله از سیستم مخارج خطی پویا استفاده شده است. معادله (۱۲) شکل کلی این سیستم را برای مخارج هر گروه کالایی نشان می‌دهد.

$$E_{it} = \gamma_{it} p_{it} - \beta_i \sum_k \gamma_{kt} p_{kt} + \beta_i M_t + u_{it} \quad (12)$$

که $E_i = p_i q_i$ است. با اعمال فرضیه عادت نسبی (رابطه ۵) در معادله (۱۲)، معادله (۱۳) به دست می‌آید.

$$E_{it} = \alpha_i q_{it-1} p_{it} - \beta_i \sum_j \alpha_j p_{jt} q_{jt-1} + \beta_i M_t + u_{it} \quad (13)$$

در ادامه، با تعریف متغیر جدید X_{it} به صورت:

$$X_{it} = \frac{E_{it-1}}{p_{it-1}} \times p_{it} \quad (14)$$

و قرار دادن آن در معادله (۱۳) خواهیم داشت:

$$E_{it} = \alpha_i X_{it} - \beta_i \sum_j \alpha_j X_{jt} + \beta_i M_t + u_{it} \quad (15)$$

برای نوشتن معادله فوق به صورت سهمی، طرفین معادله (۱۵) را بر M_t تقسیم می‌کنیم، داریم:

$$w_{it} = \alpha_i \left(\frac{X_{it}}{M_t} \right) + \beta_i \left[1 - \sum_{j=1}^n \alpha_j \left(\frac{X_{jt}}{M_t} \right) \right] + u_{it} \quad (16)$$

معادله (۱۶) «سیستم مخارج خطی عادت نسبی» در حالت سهمی است که در این پژوهش مدنظر قرار گرفته است. لازم به ذکر است که در گام اولیه این پژوهش، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) برای برآورد الگوی مصرف مورد آزمون قرار گرفت. با این حال، با توجه به ماهیت داده‌ها و الگوی مصرف خانوارهای روستایی، برازش و نتایج اقتصادی مدل LES با عادت نسبی از انسجام و پایداری بیشتری برخوردار بود. این مدل نه تنها سادگی تفسیر و رعایت خودکار شرایط تثوریک را دارا بود، بلکه با درنظرگرفتن ویژگی عادت نسبی، قابلیت بیشتری برای نمایش الگوی مصرف باثبات خانوارهای روستایی نشان داد. در نتیجه، مدل نهایی سیستم مخارج خطی با عادت نسبی برای محاسبه کشش‌ها و در نهایت شاخص‌های رفاهی انتخاب شد.

برآورد سیستم مخارج خطی دارای پیچیدگی خاصی است، زیرا هرچند که متغیرهای موجود در این سیستم خطی هستند، ولی رابطه میان پارامترها به صورت غیرخطی است. چنانچه بپذیریم که جملات اختلال معادلات مختلف از هم مستقل نبوده و به هم وابسته هستند^۱، آنگاه روش برآورد دستگاه معادلات (۱۶)، روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبب غیرخطی^۲ (NLSUR) که توسط روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته شدنی^۳ (FGLS) قابل انجام است. جهت برازش پارامترهای سیستم مخارج خطی عادت نسبی می‌بایست یکی از معادلات کنار گذاشته شود^۴.

^۱ با توجه به اینکه تصمیمات تخصیص بودجه خانوار به صورت همزمان اتخاذ می‌شوند، وجود همبستگی همزمان بین جملات خطای معادلات مختلف سیستم تقاضا، یک ویژگی ذاتی این گونه مدل‌ها محسوب می‌شود؛ روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتبب (SUR) ساختار ماتریس واریانس - کوواریانس را در نظر گرفته و متجر به کارایی برآوردیاب‌ها می‌گردد.

^۲ Nonlinear Seemingly Unrelated Regression

^۳ Feasible Generalized Nonlinear Least Square

^۴ برآوردیاب تکراری FGNLS معادل برآوردیاب حداکثر درست‌نمایی است، از این رو لازم است یکی از معادلات حذف شود.

۳-۴. برآورد مدل

پارامترهای سیستم مخارج خطی عادت نسبی (معادله ۱۶) با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته شدنی (FGLS) و با به کارگیری داده‌های بودجه خانوارهای روستایی برای دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۸۴ برای شش گروه کالایی برآورد گردید. با توجه به شرط جمع‌پذیری، معادله گروه کالایی «سایر کالاها» از دستگاه حذف شد. نتایج در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱): برآورد پارامترهای سیستم مخارج خطی خانوارهای روستایی

گروه کالا پارامترها	خوراک و دخانیت	پوشاک	مسکن	کالا و خدمات در منزل	حمل و نقل	سایر کالاها
β آماره t	۰/۳۲۴ ۸/۶۴	۰/۰۶۴ ۴/۸	۰/۱۴۱ ۳	۰/۰۵۷ ۴/۳۴	۰/۱۴۸ ۷/۱	۰/۲۶۶ ۷/۸۹
α آماره t	۰/۷۱ ۱۳/۸۵	۰/۶۶۵ ۱۲/۸۲	۰/۸۰۴ ۷/۳۳	۰/۷۱۱ ۱۱/۱	۰/۶۳۶ ۹/۸۱	۰/۵۹۹ ۶/۶۵
R^2	۰/۷۳۸	۰/۷۹۹	۰/۵۹۰	۰/۷۹۲	۰/۱۸۷	۰/۵۴۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در صورتی که مخارج کل فرامعیشی (مخارج کل پس از کسر حداقل معاش) یک خانوار روستایی یک میلیون (۱،۰۰۰،۰۰۰) ریال افزایش یابد، ۳۲۴،۰۰۰ ریال آن برای مواد خوراکی، ۶۴،۰۰۰ ریال برای پوشاک، ۱۴۱،۰۰۰ ریال صرف مسکن و سوخت، ... و ۲۶۶،۰۰۰ ریال صرف مخارج سایر کالاها (شامل تفریح و تحصیل، کالاها و خدمات متفرقه) می‌شود.

۴-۴. آزمون ایستایی پسماندهای مدل

برای اجتناب از وقوع رگرسیون کاذب و بررسی هم‌انباشتگی و پایداری بلندمدت در معادلات سیستم مخارج خطی، از آزمون ریشه واحد بر روی پسماندهای هر معادله استفاده شده است. به گونه‌ای که پس از برآورد مدل پسماندهای هر مدل محاسبه و سپس آزمون ریشه واحد دیکی - فولر افزوده بر آن‌ها انجام گرفت. جدول (۲)، نتایج آزمون را نشان می‌دهد.

فرضیه صفر در آزمون دیکی-فولر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل عدم وجود ریشه واحد در سری تحت آزمون یا ایستایی آن است. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که تمام پسماندهای ۶ معادله برآورد شده ایستا یا $I(0)$ بوده و بیانگر وجود روابط تعادلی بلندمدت و پایدار بین متغیرها می‌باشد. با توجه به اینکه

آزمون ریشه واحد بر روی پسماندها معیار معتبر و کافی برای سنجش هم‌انباشتگی است (انگل و گرنجر^۱، ۱۹۸۷؛ فیلیپس و اولیاریس^۲، ۱۹۹۰؛ الیوت و دیگران^۳، ۱۹۹۶)، نیازی به انجام آزمون ریشه واحد برای متغیرهای اصلی شامل سهم‌ها، متغیرهای توضیحی قیمت‌ها (و ترکیب‌های آن‌ها) و مخارج کل نیست.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد بر پسماندهای معادلات سیستم مخارج خطی

متغیر وابسته	معادله خوراکی‌ها	معادله پوشاک	معادله مسکن	معادله اثاثه منزل	معادله حمل‌ونقل	معادله سایر کالاها و خدمات
آماره آزمون	بدون عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	آماره آزمون* E-R-S	بدون روند	بدون عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند
آماره دیکی-فولر افزوده	-۴/۲۲	-۱/۹۳	-۳/۱۷	-۴/۰۵	-۲/۴۵۸	-۳/۱۴۷
مقدار مک-کینون (٪۱)	-۲/۶۹۹	-۳/۷۷	-۳/۸۵۷	-۲/۶۹۹		
مقدار مک-کینون (٪۵)	-۱/۹۶	-۳/۱۹	-۳/۰۴	-۱/۹۶		
نتیجه آزمون	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا	ایستا

* برای پسماند معادله مسکن از آزمون الیوت-روتنبرگ-استاک (Elliott-Rothenberg-Stock) استفاده شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۵. برآورد و محاسبه حداقل معاش‌ها

برای مقداری کردن حداقل معاش به صورت ارزش ریالی، از برآورد پارامترهای α در جدول (۱) و متغیر X_{it} استفاده می‌شود. بر این اساس، حداقل مخارج الزامی برای هر گروه کالایی در سال t از رابطه زیر محاسبه گردید:

$$Y_{it}p_{it} = \alpha_i X_{it} \quad (۱۷)$$

مقادیر حاصل از رابطه (۱۷) برای تمام گروه‌های کالایی و برای کل دوره مطالعه (۱۴۰۲-۱۳۸۳) محاسبه شد ولی برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله، این ارزش‌های ریالی برای دهه ۱۳۸۰ و دهه ۱۳۹۰ میانگین گرفته شده و به همراه حداقل معاش‌ها برای سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲ در جدول (۳) گزارش شده است.

¹ Engle and Granger, 1987

² Phillips and Ouliaris, 1990

³ Elliott et al., 1996

جدول (۳): میانگین حداقل معاش‌ها برای خانوارهای روستایی در گروه‌های کالایی (هزار ریال)

گروه کالا سال	خوراکی‌ها	پوشاک	مسکن	کالا و خدمات در منزل	حمل و نقل	سایر کالاها	کل کالاها و خدمات
متوسط (۸۹-۱۳۸۳)	۱۱,۶۳۳	۲,۱۸۹	۵,۴۶۴	۲,۱۸۱	۳,۳۱۵	۴,۹۴۵	۲۹,۷۲۸
متوسط (۹۹-۱۳۹۰)	۴۱,۷۵۵	۵,۴۳۸	۲۰,۹۸۶	۶,۰۷۷	۱۱,۳۰۹	۱۷,۷۳۱	۱۰۳,۲۹۷
۱۴۰۰	۹۷,۲۹۹	۱۰,۸۰۸	۵۲,۳۱۶	۱۴,۷۳۱	۲۵,۸۷۱	۳۶,۸۹۵	۲۳۸,۰۱۰
۱۴۰۱	۱۴۷,۷۹۱	۱۹,۸۵۳	۷۷,۴۵۱	۲۲,۱۲۰	۳۸,۲۳۷	۵۶,۷۵۹	۳۶۲,۲۱۲
۱۴۰۲	۲۳۴,۵۱۹	۲۹,۴۴۳	۱۲۱,۲۶۲	۳۱,۳۵۲	۵۲,۱۰۶	۸۳,۳۱۰	۵۵۱,۹۹۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس مقادیر محاسبه‌شده در جدول (۳)، میانگین حداقل معاش سالانه یک خانوار روستایی روندی صعودی و قابل‌ملاحظه داشته است. این مقدار از ۲۹,۷۲۸ هزار ریال در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۳، به ۱۰۳,۲۹۷ هزار ریال در دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۰ افزایش یافته و در نهایت در سال ۱۴۰۲ به ۵۵۱,۹۹۲ هزار ریال رسیده است. این ارقام نشان‌دهنده افزایش بیش از ۱۸ برابری هزینه‌های حداقلی معیشت یک خانوار روستایی به قیمت‌های جاری در طول دو دهه مورد مطالعه است. همچنین، مقادیر حداقل معاش مربوط به گروه «خوراکی‌ها و دخانیات» همواره بیشترین مقدار را در بین گروه‌های مختلف داشته است. این مقدار از ۱۱,۶۳۳ هزار ریال در دهه اول به ۲۳۴,۵۱۹ هزار ریال در سال ۱۴۰۲ رسیده است. پس‌از آن، گروه‌های «مسکن» و «سایر کالاها» به ترتیب دارای بیشترین مقادیر حداقل معاش هستند. این الگو، اولویت تأمین نیازهای اساسی خوراکی را در سبد هزینه‌ای خانوار روستایی به‌وضوح نشان می‌دهد.

۴-۶. کشش‌های قیمتی و درآمدی

کشش‌های درآمدی و قیمتی محاسبه‌شده برای خانوارهای روستایی، بر مبنای روابط (۶) و (۷) و پارامترهای برآوردی جدول (۱)، در جدول (۴) ارائه شده‌اند.

جدول (۴): کشش‌های درآمدی و قیمتی برای خانوارهای روستایی در گروه‌های مختلف کالایی

گروه کالا	خوراک و دخانیات	پوشاک	مسکن	کالا و خدمات در منزل	حمل و نقل	سایر کالاها و خدمات
کشش درآمدی	۰/۸۲۸	۱/۰۶	۰/۸۱۱	۰/۹۴۱	۱/۲۴۴	۱/۳۸
کشش قیمتی	-۰/۴۸۱	-۰/۳۴۳	-۰/۳۳۵	-۰/۳۰۵	-۰/۴۴۵	-۰/۵۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۴)، کلیه کشش‌های درآمدی مثبت بوده است. گروه‌های کالایی خوراکی‌ها و کالاهای خدمات در منزل با کشش درآمدی کوچک‌تر از یک، در زمره کالاهای ضروری برای خانوارهای روستایی قلمداد می‌شوند ولی گروه‌های کالایی حمل‌ونقل و سایر کالاهای خدمات با کشش درآمدی بزرگ‌تر از یک، در زمره کالاهای غیرضروری قرار گرفته‌اند. کلیه کشش‌های قیمتی خودی علامت منفی داشته و کوچک‌تر از واحد به‌دست‌آمده آمده‌اند. در این میان پوشاک با کشش $-0/343$ - کم کشش‌ترین و سایر کالاهای خدمات با کمیت $-0/549$ - بیشترین کشش قیمتی را ارائه کرده‌اند. نتایج جدول (۴)، از نظر اقتصادی قابل توجیه و منطبق با انتظارات نظری است. کشش قیمتی پایین مسکن $-0/335$ - را می‌توان به ضروری و غیرقابل جانشین بودن این کالا برای خانوارهای روستایی نسبت داد. مسکن به‌عنوان یک نیاز اولیه، کمترین حساسیت را به تغییرات قیمتی نشان می‌دهد، چراکه خانوارها حتی با افزایش قیمت، امکان کاهش مصرف قابل‌توجهی در این بخش ندارند. به‌طور مشابه، کشش درآمدی پایین مسکن $0/111$ در مقایسه با پوشاک $1/06$ قابل‌توجه است. این در حالی است که مسکن، همانند خوراک با کشش $0/828$ ، یک کالای ضروری محسوب می‌شود. این تفاوت را می‌توان به اشباع نسبی نیاز به مسکن در کوتاه‌مدت نسبت داد؛ به‌عبارت‌دیگر، پس از برآورده شدن نیاز اولیه به سرپناه، افزایش درآمد، سهم کمتری به سمت مسکن و سهم بیشتری به سمت کالاهایی مانند پوشاک (که دارای تنوع و قابلیت جانشینی بیشتری هستند) و به‌ویژه کالاهای لوکس‌تر مانند حمل‌ونقل و «سایر کالاهای» سوق داده می‌شود. این الگو، اولویت‌بندی مخارج خانوار روستایی را به‌خوبی نشان می‌دهد؛ به‌این‌ترتیب که ابتدا نیازهای کاملاً ضروری و غیرقابل انعطاف با کشش درآمدی کمتر از یک (مانند مسکن و خوراک) تأمین می‌شود، سپس بودجه به سمت کالاهای نرمال با کشش درآمدی نزدیک به یا کمی بیشتر از یک (مانند پوشاک) سوق می‌یابد و درنهایت، هرگونه مازاد درآمد به کالاهای لوکس با کشش درآمدی بالا (مانند حمل‌ونقل و سایر کالاهای اختصاص داده می‌شود).

۴-۷. محاسبه شاخص‌های هزینه زندگی و درآمد واقعی

بر مبنای پارامترهای برآورد شده سیستم مخارج خطی در بخش قبل، شاخص درست هزینه زندگی رابطه (۹) و شاخص درست درآمد واقعی رابطه (۱۱)، برای خانوارهای روستایی ایران در بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۸۳ محاسبه شد. به منظور بررسی استحکام و پایایی یافته‌ها، این شاخص‌ها بر مبنای دو سال پایه متفاوت (۱۳۸۳ و ۱۳۹۵) محاسبه گردید. نتایج مندرج در جدول (۵) نه تنها روند این دو شاخص کلیدی را نشان می‌دهد، بلکه تأکید می‌کند که روندهای کلی شناسایی‌شده کاملاً مستقل از انتخاب سال پایه می‌باشند. هدف این بخش، تحلیل این روندها و شناسایی نقاط عطف در تحولات رفاهی خانوارهای روستایی است.

روند شاخص درست هزینه زندگی حاکی از افزایش مستمر و قابل توجه هزینه‌های زندگی برای حفظ سطح رفاه ثابت است. این شاخص از ۱۲ واحد در سال ۱۳۸۳ به ۸۴۵ واحد در سال ۱۴۰۲ رسیده که نشان‌دهنده افزایشی بیش از ۷۰ برابری است. نکته حائز اهمیت، شتاب گرفتن نرخ رشد این شاخص از سال ۱۳۹۶ به بعد است. به‌طور خاص، سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و ۱۴۰۰ نقاط عطفی هستند که در آن‌ها شاخص به ترتیب با رشدهای شدیدی مواجه شده است. شتاب گرفتن رشد شاخص از سال ۱۳۹۶ به بعد و نقاط اوج در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و ۱۴۰۰ را می‌توان در چارچوب تحولات کلان اقتصادی ایران تحلیل کرد. خروج آمریکا از برجام در اردیبهشت ۱۳۹۷ و اعمال مجدد تحریم‌ها، یک شوک منفی به انتظارات و ارزش پول ملی وارد کرد که اثر تورمی آن بلافاصله در سال ۱۳۹۷ آشکار شد. این روند در سال ۱۳۹۸ با ادامه فشار تحریم‌ها و بروز ناآرامی‌های ارزی تشدید گردید. در نهایت، سال ۱۴۰۰ ترکیبی از تداوم شدید تحریم‌ها، آثار انباشته کاهش ارزش پول، و همچنین اختلالات ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹ بر زنجیره تأمین و هزینه‌های مبادله را تجربه نمود که همگی در کنار هم، به افزایش شدید شاخص درست هزینه زندگی در این سال انجامید. این مشاهدات دلالت بر این دارد که خانوارهای روستایی برای حفظ سطح زندگی خود در سال‌های اخیر، تحت فشار هزینه‌ای فزاینده‌ای قرار گرفته‌اند.

تحلیل شاخص درست درآمد واقعی تصویری گویا از تحولات رفاهی ارائه می‌دهد. روند این شاخص را می‌توان به دو دوره متمایز تقسیم کرد: دوره بهبود نسبی (۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴) و دوره افول تدریجی (۱۳۹۵ تا ۱۴۰۲). در دوره اول، شاخص درست درآمد واقعی در سطوحی بالاتر از ۱۰۰ نوسان می‌کند که حاکی از بهبود قدرت خرید و رفاه خانوارها نسبت به سال پایه (۱۳۹۵) است. اوج این بهبود در سال ۱۳۸۴ با مقدار ۱۴۹/۹ مشاهده می‌شود. با این حال، با تثبیت سال ۱۳۹۵ به‌عنوان پایه، روند نزولی آشکاری از سال ۱۳۹۶ آغاز می‌شود و شاخص مذکور تا سال ۱۴۰۲ به ۹۵ واحد کاهش می‌یابد. این به معنای آن است که قدرت خرید خانوارهای روستایی در پایان دوره، در مقایسه با سال ۱۳۹۵، تقریباً ۵ درصد کاهش یافته است.

جدول (۵): شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی خانوارهای روستایی بر مبنای دو سال پایه مختلف

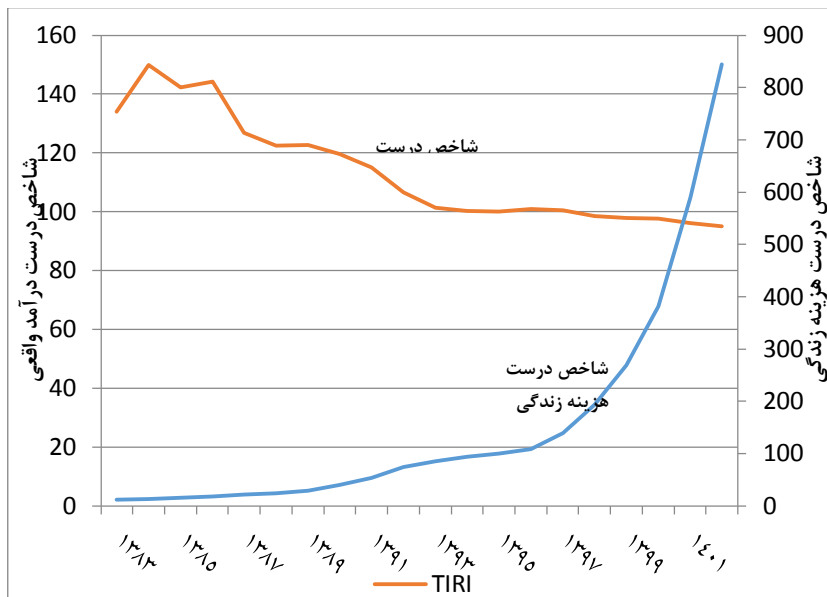
سال	شاخص درست هزینه زندگی		شاخص درست درآمد واقعی	
	سال پایه ۱۳۸۳	سال پایه ۱۳۹۵	سال پایه ۱۳۸۳	سال پایه ۱۳۹۵
۱۳۸۳	۱۰۰	۱۲	۱۰۰	۱۳۴
۱۳۸۴	۱۱۲/۱	۱۳/۴	۱۱۱/۹	۱۴۹/۹
۱۳۸۵	۱۲۶	۱۵/۱	۱۰۶/۳	۱۴۲/۴
۱۳۸۶	۱۴۷/۱	۱۷/۶	۱۰۷/۶	۱۴۴/۱
۱۳۸۷	۱۸۵/۵	۲۲/۳	۹۴/۶	۱۲۶/۸

۱۳۸۸	۲۰۵/۳	۲۴/۶	۹۱/۵	۱۲۲/۵
۱۳۸۹	۲۴۴/۵	۲۹/۳	۹۱/۶	۱۲۲/۷
۱۳۹۰	۳۲۹/۶	۳۹/۵	۸۹/۲	۱۱۹/۶
۱۳۹۱	۴۴۵/۵	۵۳/۵	۸۵/۹	۱۱۵/۱
۱۳۹۲	۶۲۱/۱	۷۴/۶	۷۹/۶	۱۰۶/۷
۱۳۹۳	۷۱۳/۲	۸۵/۶	۷۵/۶	۱۰۱/۳
۱۳۹۴	۷۸۱/۲	۹۳/۷	۷۴/۹	۱۰۰/۳
۱۳۹۵	۸۳۵/۵	۱۰۰	۷۴/۶	۱۰۰
۱۳۹۶	۹۰۱/۸	۱۰۸/۲	۷۵/۴	۱۰۱
۱۳۹۷	۱۱۶۱/۶	۱۳۹/۴	۷۴/۹	۱۰۰/۴
۱۳۹۸	۱۶۱۳/۲	۱۹۳/۶	۷۳/۶	۹۸/۶
۱۳۹۹	۲۲۴۳/۸	۲۶۹/۲	۷۳	۹۷/۸
۱۴۰۰	۳۱۸۵/۸	۳۸۲/۲	۷۲/۸	۹۷/۶
۱۴۰۱	۴۹۱۲/۷	۵۸۹/۴	۷۱/۸	۹۶/۲
۱۴۰۲	۷۰۴۱/۵	۸۴۴/۹	۷۰/۹	۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جمع‌بندی نتایج مندرج در جدول (۵) به چند نکته کلیدی زیر منجر می‌شود:

۱. روند صعودی شدید شاخص درست هزینه زندگی نشان می‌دهد که خانوارهای روستایی برای حفظ سطح زندگی خود تحت فشار هزینه‌ای فزاینده‌ای قرار داشته‌اند.
 ۲. کاهش تدریجی شاخص درست درآمد واقعی از میانه دهه ۱۳۹۰ به بعد حاکی از افول قدرت خرید و رفاه خانوارهای روستایی است.
 ۳. این یافته‌ها لزوم توجه به شاخص‌های دقیق‌تر رفاهی را برای تحلیل‌های اقتصادی و طراحی سیاست‌های حمایتی نشان می‌دهد.
- در تکمیل مباحث قبلی و ارائه تصویری شهودی، دو شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی در نمودار (۱) رسم شده است. این نمودار امکان مقایسه دو شاخص را فراهم می‌کند.



نمودار (۱): برآورد شاخص درست درآمد واقعی (TIRI) و شاخص درست هزینه زندگی (TCLI) برای

خانوارهای روستایی طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ = ۱۰۰ = ۱۳۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش و جدول (۵)

در نمودار (۱)، شاخص درست هزینه زندگی در کل بازه زمانی روند صعودی و پیوسته را طی کرده است ولی این روند صعودی دارای دو نرخ شیب است. از ابتدای دوره تا سال ۱۳۹۶ آهنگ افزایش با شیب ملایم است، پس از آن این نرخ افزایش هزینه زندگی حالت نمایی به خود گرفته است. در مقابل، شاخص درست درآمد واقعی پس از رسیدن به اوج خود در سال ۱۳۸۴، روندی نزولی کلی را با نوساناتی در پیش گرفته است. این روند نزولی خود به دو فاز قابل تفکیک است: یک کاهش نسبتاً تند تا میانه‌های دهه ۱۳۹۰ و سپس تداوم روند نزولی با شیبی ملایم‌تر تا پایان دوره. نتیجه بصری این دو روند متضاد، شکل‌گیری یک شکاف رو به گسترش بین دو منحنی است که بیانگر تشدید فشار اقتصادی بر خانوارهای روستایی به‌مرور زمان می‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مطالعه باهدف برآورد شاخص‌های دقیق رفاهی برای خانوارهای روستایی ایران و با بهره‌گیری از سیستم مخارج خطی و داده‌های دوره ۱۳۸۳-۱۴۰۲ انجام شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که کلیه بخش‌های درآمدی مثبت بوده و گروه‌های خوراکی‌ها و کالاها و خدمات در منزل با کاهش درآمدی

کوچکتر از یک، به عنوان کالاهای ضروری برای این خانوارها شناسایی شدند. افزون بر این، کلیه کشش‌های قیمتی خودی منفی و کوچکتر از واحد به دست آمد که نشان‌دهنده حساسیت نسبتاً پایین مصرف‌کنندگان روستایی به تغییرات قیمت این کالاها و ضروری بودن آن‌هاست. در این میان، کالاهای پوشاک کم‌کشش‌ترین و سایر کالاها و خدمات، با وجود ضروری بودن، کشش قیمتی نسبی بالاتری داشتند.

در مرحله بعد، با بهره‌گیری از پارامترهای برآورد شده، شاخص درست هزینه زندگی و شاخص درست درآمد واقعی محاسبه گردید. نتایج محاسبات نشان داد که شاخص درست هزینه زندگی در بازه مورد مطالعه رشدی فراتر از ۷۰ برابر داشته و شاخص درست درآمد واقعی از میانه دهه ۱۳۹۰ روندی نزولی را تجربه کرده است. این یافته‌ها تصویری دقیق‌تر از تحولات رفاهی خانوارهای روستایی ارائه می‌دهد که لزوم به کارگیری چنین شاخص‌هایی را برای تحلیل‌های سیاستی آشکار می‌سازد.

با اتکا بر نتایج این مطالعه، توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌شود:

۱. با توجه به اینکه افزایش درآمد خانوارهای روستایی عمدتاً صرف خرید کالاهای ضروری می‌شود، هرگونه یارانه یا کمک نقدی به احتمال قوی به تقویت امنیت غذایی و معیشت این خانوارها منجر خواهد شد. از این رو هدایت یارانه‌های غیرمستقیم (کالایی) به سمت کالاهای اساسی خوراکی پیشنهاد می‌شود.

۲. پیشنهاد می‌شود مراجع رسمی آماری، محاسبه دوره‌ای شاخص درست هزینه زندگی را در دستور کار قرار دهند. این شاخص، مبنای علمی برای تعیین حداقل دستمزد، پرداخت‌های انتقالی و ارزیابی اثرات رفاهی سیاست‌ها فراهم خواهد کرد.

۳. با استناد به روند نزولی مستمر «شاخص درست درآمد واقعی» شناسایی شده در این مطالعه، سیاست‌های جبرانی و حمایتی (به‌ویژه برای دهک‌های پایین درآمدی روستایی) باید بر اساس این سنجه دقیق طراحی و تقویت شوند. این امر می‌تواند به تخصیص کاراتر منابع و هدف‌گیری بهتر خانوارهایی که بیشترین کاهش در قدرت خرید را تجربه کرده‌اند، بینجامد.

۶. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Atkin, D., Faber, B. and Gonzalez-Navarro, M. (2016). Measuring welfare and inequality with incomplete price information. The Quarterly Journal of Economics, 139(1), 419–475. Retrieved from <https://doi.org/10.3386/w26890/>
- Balk, M. B. (2004). Decomposition of Fisher Indexes, Economic Letters, 82(1), 107-113. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.09.006/>

- Banks, J., Blundel, R. and Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. The Review of Economics and Statistics, 79(4), 527-539. Retrieved from <https://doi.org/10.1162/003465397557015/>
- Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. American Economic Review, 70(3), 312-326. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1805222/>
- Diewert, W. E. (1976). Exact and Superlative Index Numbers. Journal of Econometrics, 4(2), 115-145. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9/](https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9/)
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica, 64(4), 813-836. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2171846/>
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. Econometrica, 55(2), 251-276. <http://www.jstor.org/stable/1913236/>
- Frisch, R. (1936). Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers. Econometrica, 4(1), 1-38. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/1905251/>
- Hicks, J. R. (1940). The valuation of the social income. Economica, 7(26), 105-124. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2548691/>
- Khosravinejad, A. (2005). Evaluation of welfare changes of Iranian consumers based on cost-of-living indices. Institute for Trade Studies and Research. (In Persian)
- Khosravinejad, A. and Siami Araghi, E. (2012). Estimation of Consumers' Welfare Changes by Using True Cost of Living Index in Iran. Economic Modeling, 6(20), 57-74. (In Persian)
- Klein, L. R. and Rubin, H. (1948). A Constant Utility Index of the Cost of Living. The Review of Economic Studies, 15(2), 84-87. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2295996/>
- Konüs, A. A. (1939). The problem of the true index of the cost of living. Econometrica, 7, 10-29. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.2307/1906997/G>
- Leicester, A. and Oldfield, Z. (2009). An analysis of consumer panel data. Institute for Fiscal Studies (IFS), Retrieved from <https://doi.org/10.1920/wp.ifs.2009.0909/>
- Majumder, A., Ray, R. and Sinha, K. (2015). Spatial Comparisons of Prices and Expenditure in a Heterogeneous Country: Methodology with Application to India. Macroeconomic Dynamics, 19(5), 931-989. Retrieved from <https://doi.org/10.1017/S1365100513000576>
- Moretti, E. (2013). Real wage inequality. American Economic Journal: Applied Economics, 5(1), 65-103. Retrieved from <https://doi.org/10.1257/app.5.1.65/>

- Muellbauer, J. (1974). Prices and Inequality: The United Kingdom Experience, The Economic Journal, 84(333), 32-55. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2230482/>
- Phillips, P. C. B. and Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual-based tests for cointegration. Econometrica, 58(1), 165–193. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2938339/>
- Pollak, R.A. and Walls, T.J. (1969). Estimation of Linear Expenditure System. Econometrica, 37(4), 611-628. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/1910438/>
- Pollak, R. A. (1981). The social cost of living index. Journal of Public Economics, 15(3), 311–336. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(81\)90014-1/](https://doi.org/10.1016/0047-2727(81)90014-1/)
- Pollak, R. A. (1989). The Theory of Cost-of-Living Index. Oxford University Press.
- Samuelson, P. A. and Swamy, S. (1974). Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and synthesis. The American Economic Review, 64(4), 566-593.
- Slesnick, D. T. (1998). Empirical Approaches to the Measurement of Welfare. Journal of Economic Literature, 36(4), 2108–2165.
- Sorkhvandi, M., Sohaili, K. and Fattahi, S. (2022). Cognition of Iranian Consumers consumption behavior in order to advance the resistance economy. Bi-quarterly Journal of Islamic Economics Studies, 15(1), 181-200. Retrieved from <https://doi.org/10.30497/IES.2023.241577.2014/> (In Persian)
- Statistical Center of Iran. (2003–2024). *Household expenditure and income (Rural)* [Yearly data].
- Statistical Center of Iran. (2003–2024). *Rural consumer price index* [Yearly data].
- Stone, J.R.N. (1954). Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of Demand. Economic Journal, 64, 511-527. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/2227743/>
- Theil, H. (1975). Theory and Measurement of Consumer Demand.1, North Holland Publishing Company,1.