



Analysis of the Welfare Effects of Cash Subsidies in the Iranian Economy

Farshad Hosseini¹, Ahmad SadraeiJavaheri^{2✉}, Zahra dehghanShabani³,
Mahboubeh Jafari⁴

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran. Farshad_hosseini@yahoo.com
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran. sadraei@shirazu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran. zdehghan@shirazu.ac.ir
4. Associate Professor, Department of Economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran. mh.jafari@shirazu.ac.ir

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	This study investigates the welfare effects of cash subsidies on three groups—subsidy-receiving households, non-receiving households, and retailers—over the period 1394–1402 (approximately 2015–2023). First, it employs a partial equilibrium framework that differentiates subsidy-receiving and non-receiving households to estimate the price responsiveness to cash subsidies. Second, it computes changes in consumer and producer surplus relative to the cash subsidies to render the effects interpretable in terms of elasticities and measurable parameters. Finally, the estimated parameters and elasticities are embedded in econometric models and the policy scenario is simulated. The results indicate that cash subsidies can influence the price index, with a 1 percent increase in cash subsidies associated with a 0.05 percent rise in the price index. The welfare analysis reveals heterogeneous effects: subsidies raise the welfare of subsidy-receiving households and producers, while non-receiving households incur welfare losses. Overall, the welfare effects are redistributive and transmitted through price channels, distributing costs and benefits across distinct economic agents. These findings imply that policy analyses of subsidies that ignore price effects and market structure may yield biased assessments of their welfare implications.
Article history: Received: March 2026 Accepted: September 2026	
JEL: H2, D6, I3, L81.	
Keywords: Subsidy, Welfare, Welfare Pass-Through, retail.	
Cite this article: Hosseini, F., SadraeiJavaheri, A., DehghanShabani, Z., & Jafari, M. (2026). Analysis of the Welfare Effects of Cash Subsidies in the Iranian Economy. <i>Applied Theories of Economic</i> , 13(3), 197-230. https://doi.org/10.22034/ecoj.2026.71565.3501	
	© The Author(s). DOI: 10.22034/ecoj.2026.71565.3501 Publisher: University of Tabriz

Introduction

This study examines the welfare incidence of government support policies (cash subsidies) in the retail market using a partial equilibrium model and supply and demand elasticities. The main objective of the study is to analyze how the welfare effects of these policies are distributed between consumers and producers, as well as to assess their impact on the welfare of eligible and ineligible households, with an emphasis on the issue of inflation. Government support policies are generally implemented with the aim of increasing household purchasing power, particularly that of economically vulnerable households or households eligible for support. However, when these policies lead to an increase in household income and stimulate demand, they may also induce changes in market prices. Consequently, the ultimate welfare effects of these policies may extend beyond the direct recipients of subsidies and affect other market participants as well. The data for this study are obtained from the Household Expenditure-Income Survey and retail statistics of the Statistical Center of Iran.

Methodology

In this study, the impact of government support policies on consumer and producer welfare in the Iranian retail market is examined using a partial equilibrium model while taking into account an imperfectly competitive market structure. Within this framework, household demand is affected by prices and cash subsidies, while changes in demand may lead to changes in retail prices. Estimating supply and demand elasticities provides the necessary empirical basis for evaluating the transmission of policy changes and calculating the resulting welfare effects.

The presence of a Lerner index in the retail market indicates firms' market power and deviation from conditions of perfect competition. Therefore, incorporating this index into the analysis makes it possible to account for the role of market power in the distribution of welfare effects between consumers and producers.

To quantitatively analyze these effects, the extent to which policy changes are passed through to retail prices is first calculated, indicating the degree to which a change in a support policy is reflected in prices. The higher the degree of pass-through, the greater the impact of the support policy on increasing prices. Subsequently, the changes in consumer welfare resulting from these policies are measured using the concept of consumer surplus, with eligible and ineligible households considered separately. Next, changes in producer welfare, particularly the welfare of retailers, are calculated using the concept of producer surplus while taking their market power into account. This approach recognizes that changes in market prices may affect not only consumers but also the revenues and welfare of producers. The proposed methodology, by combining the estimated demand and supply relationships, price pass-through, consumer surplus, producer surplus, and the Lerner index, provides a framework for distinguishing the welfare effects of government support policies among different groups of market participants. In this way, the analysis enables a more comprehensive assessment of the distributional consequences of support policies in the retail market.

Results and Discussion

The findings of this study indicate that an increase in cash subsidies, although improving the welfare of targeted consumers, may adversely affect consumers who do not receive subsidies through its impact on retail prices. In other words, part of the initial welfare gain generated by the subsidy for eligible households may be accompanied by increases in prices that reduce the purchasing power and welfare of non-subsidized households. At the same time, part of the benefits resulting from this policy is transferred to producers as a consequence of changes in prices and market conditions.

Although the net welfare effect for consumers is positive, the results indicate that the welfare effects of government support policies are heterogeneous across different household groups. The existence of such differences highlights the importance of considering the distributional consequences of support policies rather than focusing exclusively on aggregate welfare effects. Furthermore, the role of market structure

in determining the extent to which producers capture the benefits of subsidies further emphasizes the importance of considering market power in welfare analysis.

Accordingly, the optimal design of government support policies requires the simultaneous consideration of price effects, the competitive structure of the relevant markets, and the effectiveness of subsidy targeting. Such an approach can help preserve the purchasing power of targeted households while reducing unintended welfare costs imposed on other groups. Therefore, evaluating the effectiveness of support policies requires not only an examination of the direct benefits received by eligible households but also consideration of their broader effects on retail prices, producer welfare, and the distribution of welfare among market participants.



بررسی آثار رفاهی یارانه‌های نقدی در اقتصاد ایران

فرشاد حسینی^۱، احمد صدرائی جواهری^۲✉، زهرا دهقان شبانی^۳، محبوبه جعفری^۴

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: farshad_hosseini@yahoo.com
۲. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: sadraei@shirazu.ac.ir
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: zdehghan@shirazu.ac.ir
۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: mh.jafari@shirazu.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۶/۱۱ JEL: H23, D6, I3, L81. واژه‌های کلیدی: یارانه، رفاه، انتقال رفاهی، خرده‌فروشی.	این مطالعه به بررسی اثر رفاهی یارانه‌های نقدی بر سه گروه خانوار یارانه‌بگیر، خانوار غیر یارانه‌بگیر و خرده‌فروشان طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۴۰۲ می‌پردازد. ابتدا با استفاده از یک مدل تعادل جزئی با لحاظ خانوارهای یارانه‌بگیر و خانوارهای غیر یارانه‌بگیر، کشش قیمت نسبت به یارانه‌های نقدی محاسبه شد. سپس تغییرات مازاد مصرف‌کننده و مازاد تولیدکننده نسبت به یارانه‌های نقدی محاسبه گردید تا براساس کشش‌ها و پارامترهای قابل اندازه‌گیری قابل تفسیر باشد. در انتها پارامترها و کشش‌های مورد نیاز با استفاده از مدل‌های اقتصاد سنجی اندازه‌گیری شده و مدل مورد نظر شبیه‌سازی گردید. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد یارانه‌های نقدی می‌تواند موجب افزایش شاخص قیمت گردد؛ طوری که هر یک درصد افزایش در یارانه‌های نقدی می‌تواند ۰.۰۵ درصد شاخص قیمت را افزایش دهد. اندازه‌گیری تغییرات مازاد رفاهی مصرف‌کننده و مازاد رفاهی تولیدکننده نشان می‌دهد که یارانه‌های نقدی پیامدهای رفاهی ناهمگنی بر گروه‌های مورد مطالعه داشته است. یارانه‌ها موجب افزایش رفاه مصرف‌کنندگان یارانه‌بگیر و تولیدکنندگان شده، در حالی که مصرف‌کنندگان غیر یارانه‌بگیر متحمل زیان رفاهی شده‌اند. بنابراین، آثار رفاهی یارانه‌ها ماهیتی بازتوزیعی دارند و از طریق سازوکار قیمت‌ها، منافع و هزینه‌ها را میان گروه‌های مختلف اقتصادی توزیع می‌کنند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که تحلیل سیاست‌های یارانه‌ای بدون توجه به آثار قیمتی و ساختار بازار می‌تواند منجر به ارزیابی ناقص پیامدهای رفاهی آنها شود.

استناد: حسینی، فرشاد، صدرائی جواهری، احمد، دهقان شبانی، زهرا و جعفری، محبوبه (۱۴۰۵). بررسی آثار رفاهی یارانه‌های نقدی در اقتصاد ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۳(۳)، ۱۹۷-۲۳۰.

DOI: 10.22034/eco.2026.71565.3501



حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه تبریز

۱-مقدمه

سیاست حمایتی مجموعه‌ای از ابزارها و راهبردهایی است که در جهت حمایت‌های اقتصادی و اجتماعی در جامعه، توسط دولت اخذ و اجرا می‌شود؛ این سیاست‌ها در حوزه‌های اقتصادی و اجتماعی و با هدف حمایت از افراد فقیر و توانمندسازی آن‌ها، از میان بردن نابرابری و افزایش رفاه و تامین اجتماعی و ... اتخاذ می‌شوند تا بدین ترتیب، امنیت معیشتی و اجتماعی افراد تامین گردد (پارت و همکاران^۱، ۱۴۰۰). سالانه برنامه‌های زیادی در کشورهای مختلف در جهت تامین نیازهای غذایی افراد اجرا می‌شود. این سیاست‌ها باید بتوانند قدرت خرید افراد در جهت تهیه حداقل‌های نیاز غذایی را تامین کنند. بنابراین منابع تامین سیاست‌های حمایتی و روش‌های اجرای سیاست‌های حمایتی باید بگونه‌ای طراحی شوند که تورم‌زا نباشند. چرا که منابع تورم‌زا با افزایش همه‌گیر قیمت‌ها به جای کمک به تامین مایحتاج افراد هدف، رفاه این افراد را کاهش می‌دهد. بنابراین تلاش برای کاهش نابرابری بدون توجه به تورم، موجب افزایش رفاه نمی‌گردد (موتمنی و همکاران^۲، ۱۴۰۲).

سیاست‌های حمایتی می‌توانند بر شاخص‌های مختلف اقتصادی تاثیر بگذارند و تحلیل برآیند اثرات سیاست‌های حمایتی از ضروریات تحلیل‌های اقتصادی می‌باشد. میزان تاثیر سیاست‌های حمایتی بر مازاد مصرف کننده یا عرضه کننده می‌تواند با توجه به کشش‌های منحنی عرضه و تقاضا مشخص شود. انتقال رفاهی سیاست‌های حمایتی دولت بین تقاضاکننده و عرضه کننده از جمله مسائلی می‌باشد که کمتر مورد توجه قرار گرفته است. به این معنا که یک سیاست حمایتی دولت برای حمایت از تقاضا کننده، چه مقدار آثار رفاهی بر تقاضا کننده دارد و چه مقدار از این سیاست، به مازاد رفاهی عرضه کننده تبدیل می‌شود. بنابراین، این مطالعه با استفاده از مدل تعادل جزئی به بررسی انتقال رفاهی سیاست‌های حمایتی دولت می‌پردازد. برای این منظور از کشش‌های انتقال با اندازه‌گیری تغییرات مازاد رفاهی مصرف کننده و تغییرات مازاد رفاهی تولیدکننده استفاده می‌شود. بازار مورد بررسی در این مطالعه بازار خرده‌فروشی می‌باشد. با توجه به اینکه عمده مصرف خانوار از بازار خرده‌فروشی تامین می‌گردد، مطالعه بازار خرده‌فروشی نسبت به بازارهایی نظیر کشاورزی و ... می‌تواند نتایج روشن تری از آثار رفاهی سیاست‌های حمایتی را ارائه دهد.

در این مطالعه ابتدا تاثیر سیاست‌های حمایتی دولت بر قیمت‌های خرده‌فروشی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس جهت بررسی آثار رفاهی سیاست‌های حمایتی دولت، اندازه‌گیری مازاد مصرف کننده و مازاد تولیدکننده مورد توجه قرار می‌گیرد. سیاست‌های حمایتی در این مطالعه شامل یارانه‌های نقدی می‌باشد که به خانوار تعلق می‌گیرد. داده‌های این تحقیق از نمونه‌گیری هزینه درآمد خانوار و نمونه گیری خرده فروشی که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده، طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۲ اخذ شده است. خانوار در این مطالعه شامل خانوار یارانه بگیر و خانوار غیر یارانه بگیر می‌باشند که برای تفکیک خانوارها به دو دسته یارانه بگیر و غیر یارانه بگیر، خانواده‌هایی که درآمد حاصل از یارانه آن‌ها صفر می‌باشد، غیر یارانه بگیر و خانواده‌های که درآمد حاصل از یارانه آن‌ها غیر صفر می‌باشد به عنوان خانوار یارانه بگیر لحاظ شده‌اند.

مطالب این تحقیق در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه در بخش دوم به مبانی نظری تحقیق و مطالعات پیشین پرداخته شده است. بخش سوم شامل روش تحقیق و تشریح مدل‌های مورد استفاده می‌باشد. بخش چهارم نتایج حاصل

¹ Part et al.² Motameni et al. (2023)

از تخمین مدل‌های تحقیق و شبیه‌سازی مدل مورد مطالعه را شامل می‌شود و در بخش پایانی جمع بندی و برخی توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

یارانه‌های نقدی یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاست حمایتی دولت برای افزایش قدرت خرید و بهبود رفاه خانوارها محسوب می‌شوند. در ساده‌ترین حالت، پرداخت نقدی دولت موجب افزایش درآمد قابل تصرف خانوار و در نتیجه افزایش توانایی آن برای خرید کالاها و خدمات می‌شود. با این حال، آثار رفاهی یارانه نقدی لزوماً به اندازه مبلغ پرداختی به خانوار نیست؛ زیرا افزایش قدرت خرید می‌تواند از طریق افزایش تقاضا، قیمت‌های بازار را نیز تحت تأثیر قرار دهد. در چنین شرایطی، بخشی از منفعت اولیه‌ای که از طریق انتقال نقدی به خانوار ایجاد شده است، ممکن است از طریق افزایش قیمت کالاها کاهش یابد. از سوی دیگر، افزایش قیمت و مقدار فروش می‌تواند منافع تولیدکنندگان و عرضه‌کنندگان را نیز تغییر دهد. افزایش قیمت کالاها به نوبه خود رفاه خانوارهایی که واجد شرایط دریافت یارانه نقدی نبوده‌اند را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد.

بنابراین، ارزیابی آثار رفاهی یارانه نقدی مستلزم بررسی همزمان سه سازوکار است: نخست، اثر یارانه بر تقاضای خانوار؛ دوم، اثر تغییر تقاضا بر قیمت و مقدار تعادلی بازار؛ و سوم، نحوه توزیع تغییرات رفاهی میان مصرف‌کنندگان و عرضه‌کنندگان. در این چارچوب، کشش‌های عرضه و تقاضا و میزان انتقال تغییرات تقاضا به قیمت، نقش تعیین‌کننده‌ای در اندازه و توزیع آثار رفاهی سیاست حمایتی دارند. بر همین اساس، در این پژوهش، آثار یارانه نقدی در چارچوب یک مدل تعادل جزئی و با تمرکز بر بازار خرده‌فروشی تحلیل می‌شود.

۲-۱-۱- عوامل موثر بر تقاضای خانوار

بر پایه مبانی نظری و شواهد تجربی موجود، مجموعه‌ای از متغیرهای کلان و خرد می‌توانند تقاضای خانوار را تحت تأثیر قرار دهند. یکی از این عوامل، انتظارات تورمی است؛ خانوارهایی که نسبت به افزایش نرخ تورم در آینده خوش‌بین هستند (یا آن را پیش‌بینی می‌کنند)، تمایل بیشتری به افزایش مخارج جاری و کاهش پس‌انداز از خود نشان می‌دهند (داکونتو و همکاران^۱، ۲۰۱۵) که حاکی از وجود رابطه‌ای مثبت میان انتظارات تورمی و مصرف خانوار است.

در کنار انتظارات تورمی، وضعیت اشتغال نیز یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر تقاضای خانوار می‌باشد. تغییر وضعیت از بیکاری به اشتغال، منجر به افزایش هزینه‌های مصرفی شده و برعکس، انتقال از اشتغال به بیکاری، کاهش مصرف را به دنبال دارد (گاریزابال و پلومرو^۲، ۲۰۲۴). افزون بر این، نقش درآمد در تعیین سطح مصرف، از بنیادی‌ترین اصول نظریه‌های اقتصادی به شمار می‌رود و در آثار کلاسیک اقتصاددانانی چون جان مینارد^۳ (۲۰۰۳) و فریدمن^۴ (۱۹۵۷) به‌عنوان کلیدی‌ترین عامل تعیین‌کننده رفتار مخارج خانوارها تأکید شده است.

¹ D'Acunto

² Gardeazabal & Polo-Muro

³ John Maynard

⁴ Friedman

از سوی دیگر، عوامل جمعیت‌شناختی درون خانوار نیز سهم قابل توجهی در تبیین هزینه‌ها دارند. برای نمونه، مددوف و کورچوف^۱ (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که افزایش تعداد اعضای خانوار (اندازه خانوار)، سطح مصرف را به‌طور معناداری افزایش می‌دهد. در همین چارچوب، مخارج آموزشی بخش جدایی‌ناپذیری از هزینه‌های خانوار را تشکیل می‌دهند. شواهد ارائه‌شده توسط ایهوگبا و همکاران^۲ (۲۰۲۲) و نیز دورایسامی^۳ (۲۰۱۶) حاکی از آن است که افزایش هزینه‌های آموزشی در خانوار، به افزایش کلی مخارج خانوار منجر می‌شود. با بالا رفتن افراد محصل در خانوار، هزینه‌های آموزشی و به تبع آن هزینه‌های خانوار افزایش می‌یابد. بنابراین، در مجموع می‌توان گفت که متغیرهایی نظیر انتظارات تورمی، اشتغال، درآمد، اندازه خانوار و تعداد محصلین، هر یک به‌نوبه‌ی خود سهم مهمی در مصرف خانوار ایفا می‌کنند.

۲-۱-۲ اثر یارانه‌های نقدی بر تقاضای خانوار

یارانه‌های نقدی با افزایش درآمد قابل تصرف خانوار، محدودیت بودجه‌ای آن را تسهیل کرده و امکان افزایش مصرف کالاها و خدمات را فراهم می‌سازند. بنابراین، انتظار می‌رود افزایش درآمد ناشی از یارانه نقدی به‌ویژه در میان خانوارهای کم‌درآمد، به دلیل میل نهایی بالاتر به مصرف، موجب افزایش مخارج مصرفی شود. با این حال، اثر یارانه نقدی صرفاً به تغییر در مصرف خانوار دریافت‌کننده محدود نمی‌شود، بلکه می‌تواند از طریق افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات، درآمد بنگاه‌ها و درآمد سایر خانوارها نیز اثرات غیرمستقیم ایجاد کند. ایگر و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با بررسی تاثیر پرداخت‌های انتقالی بر سه گروه خانوارهای یارانه‌بگیر، خانوارهای غیر واجد شرایط دریافت یارانه و بنگاه‌های محلی، بیان می‌کنند، پرداخت‌های نقدی قابل‌توجه به بیش از ۱۰,۵۰۰ خانوار در ۶۵۳ روستا در کنیا، علاوه بر افزایش معنادار مخارج مصرفی و دارایی‌های خانوارهای دریافت‌کننده، موجب افزایش مخارج خانوارهای غیردریافت‌کننده و افزایش درآمد بنگاه‌های محلی نیز شده است.

در مطالعه‌ای دیگر، لیونگ و سی (۲۰۲۳) با بررسی برنامه کمک غذایی در ایالات متحده بر مبنای یک مدل تعادل جزئی نشان می‌دهند که یک دلار افزایش مزایایی که خانوار از دولت دریافت می‌کنند، مازاد مصرف‌کننده دریافت‌کنندگان را حدود ۰.۷ دلار و مازاد تولیدکنندگان را حدود ۰.۵ دلار افزایش می‌دهد، در حالی که کاهش مازاد مصرف‌کنندگان غیردریافت‌کننده نیز مشاهده می‌شود.

در مجموع، یارانه‌های نقدی علاوه بر افزایش مصرف و رفاه خانوارهای یارانه‌بگیر، از طریق افزایش تقاضا می‌توانند بر مصرف خانوارهای غیر یارانه‌بگیر و درآمد بنگاه‌ها نیز اثرگذار باشند. با این حال، افزایش تقاضای ناشی از پرداخت‌های انتقالی می‌تواند به افزایش قیمت‌ها منجر شده و بخشی از منافع حاصل از یارانه را برای خانوارها کاهش دهد.

۲-۱-۳ عوامل مؤثر بر قیمت

عوامل متعددی بر قیمت‌ها در بازار تأثیر می‌گذارند که در این میان، یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر شاخص قیمت، نقدینگی است؛ به‌گونه‌ای که افزایش مستمر حجم پول در یک کشور (یا منطقه) به احتمال زیاد به افزایش سطح

^۱ Madudova & Corejova

^۲ Ihugba

^۳ Duraisamy

عمومی قیمت‌ها و بروز تورم منجر می‌شود (لیسی^۱، ۲۰۲۱) و از این‌رو، می‌توان بیان کرد که بین نقدینگی و شاخص قیمت‌ها رابطه‌ای مثبت و معنادار وجود دارد (استایلیانو^۲ و همکاران، ۲۰۲۴).

از جمله هزینه‌های خانوار، هزینه‌های مسکن و حمل‌ونقل هستند. این گروه از هزینه‌ها که شامل هزینه‌های سوخت، انرژی، اجاره و سایر هزینه‌های مرتبط است، به‌عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در نظر گرفته می‌شود. انتظار می‌رود با افزایش هزینه‌های این گروه، شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز افزایش یابد. کپودار و لیو^۳ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک قیمت بنزین بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه پرداختند. نتایج این مطالعه در هر دو گروه از کشورها نشان داد که افزایش قیمت بنزین منجر به افزایش شاخص قیمت‌ها می‌شود. همچنین، راپاپورت و ردمنوند^۴ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین نرخ اجاره و شاخص قیمت مصرف‌کننده پرداختند و بیان کردند که افزایش نرخ اجاره موجب افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. در کنار عوامل یادشده، انتظارات تورمی یکی از عوامل مؤثر بر سطح عمومی قیمت‌ها محسوب می‌شود. بر این اساس، انتظار می‌رود انتظارات تورمی رابطه‌ای مثبت و هم‌جهت با رشد شاخص قیمت‌ها داشته باشد (فلپس^۵، ۱۹۶۷؛ پترسون^۶، ۲۰۲۲). انتظارات تورمی یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است که در تبیین رفتار مصرف‌کنندگان، بنگاه‌های اقتصادی و سیاست‌گذاران پولی نقش اساسی ایفا می‌کند.

از دیگر عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت‌ها، درآمد خانوار است (جاسووا^۷، ۲۰۱۹)؛ به‌گونه‌ای که افزایش درآمد خانوار از طریق تأثیر بر تقاضای مصرفی، موجب افزایش تقاضا و در پی آن افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود و از سوی دیگر، چنانچه افزایش درآمد خانوار ناشی از افزایش دستمزدها باشد، با تأثیر بر افزایش هزینه‌های تولید، به نوبه خود سبب افزایش سطح قیمت‌ها خواهد شد.

علاوه بر موارد یاد شده، رابطه میان نرخ بیکاری و تورم از مباحث مهم اقتصاد کلان است که بر اساس این دیدگاه، میان این دو متغیر رابطه‌ای معکوس برقرار است؛ به‌گونه‌ای که کاهش نرخ بیکاری معمولاً با افزایش نرخ تورم همراه می‌باشد (فلپس^۸، ۱۹۶۷؛ فیشر^۹، ۲۰۲۴).

۲-۱-۴ اثر یارانه‌های نقدی بر قیمت

در مطالعات انجام‌شده در رابطه با تأثیر یارانه‌های نقدی بر شاخص قیمت‌ها، از جمله مطالعات لیونگ و سئو (۲۰۲۳)، ایگر (۲۰۲۲) و آلن (۲۰۲۵)، افزایش یارانه‌ها تأثیر کمی، در حدود صفر تا یک درصد، بر شاخص قیمت‌ها دارد. به این مفهوم که هر یک واحد افزایش در یارانه‌ها، کمتر از یک درصد بر شاخص قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد. میزان اثرگذاری یارانه‌ها بر قیمت‌ها در بازار به عوامل مختلفی، از جمله کشش‌های عرضه و تقاضا و ساختار بازار، بستگی دارد. به میزانی که تقاضا پرکشش بوده و عرضه کشش پایینی داشته باشد، افزایش یارانه‌ها از طریق انتقال منحنی تقاضا به بالا، تأثیر

¹ Lacey

² Stylianou

³ Kpodar & Liu

⁴ Rappaport & Redmond

⁵ Phelps

⁶ Pétursson

⁷ Jasova

⁸ Phelps

⁹ Fisher

بیشتری بر افزایش سطح قیمت‌ها خواهد داشت. همچنین، وجود قدرت بازاری سبب می‌شود بنگاه‌ها قدرت بیشتری برای تعیین قیمت‌های بازاری داشته باشند. قدرت بازار توانایی افزایش قیمت‌ها بالاتر از سطح کاملاً رقابتی می‌باشد (بلفلام و پیتز، ۲۰۱۵). بنابراین ساختار بازار می‌تواند میزان اثرگذاری یارانه‌های نقدی بر سطح قیمت‌ها را تحت تاثیر قرار دهد.

۲-۱-۵- انتقال رفاهی

مازاد مصرف‌کننده سود خالص مصرف‌کننده از خرید کالا یا خدمات را اندازه‌گیری می‌کند؛ به عنوان مجموع تفاوت بین آنچه مصرف‌کننده حداکثر مایل به پرداخت است و آنچه مصرف‌کننده در واقع برای هر واحد مصرف شده پرداخت می‌کند محاسبه می‌شود؛ از آنجایی که حداکثر تمایل به پرداخت با منحنی تقاضا نشان داده می‌شود و پرداخت واقعی مورد نیاز قیمت مشخص شده در بازار است، مازاد مصرف‌کننده با سطح منطقه زیر منحنی تقاضا و بالاتر از قیمت بازار مطابقت دارد (بلفلام و پیتز^۱، ۲۰۱۵). مازاد تولیدکننده نیز بیان‌گر سطح محصور بین منحنی عرضه و قیمت می‌باشد. با توجه به مطالب بیان شده، تغییر در مازاد مصرف‌کننده و عرضه‌کننده به کشش‌ها بستگی دارد. اینکه یک شوک به چه میزان سطح زیر منحنی تقاضا و عرضه را تغییر می‌دهد یا به عبارتی انتقال مازاد مصرف‌کننده و مازاد تولیدکننده به چه شکل می‌باشد، به شکل منحنی‌های عرضه و تقاضا بستگی دارد. این مسئله را در این مطالعه با استفاده از کشش عبور^۲ مورد بررسی قرار می‌دهیم. نرخ عبور^۳ از طریق کشش نسبی عرضه و تقاضا مشخص می‌شود (ویل و فابینگر^۴، ۲۰۱۳). نرخ عبور به این مسئله می‌پردازد که با یک تغییر در هزینه‌های تولید، مالیات، یارانه و ...، قیمت‌ها چگونه تغییر می‌کنند. نرخ عبور در تحلیل انتقال مازاد بازار به سمت تقاضا یا عرضه یا انتقال بار مالیاتی به سمت مصرف‌کننده یا تولیدکننده می‌تواند موثر باشد.

مطالعات بسیاری به بررسی تاثیر نرخ عبور و شرایط حاکم بر بازار پرداخته‌اند. فروب و همکاران^۵ (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای به بررسی روابط بین عبور و قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌ها و پایین بودن تورم در برخی کشورها پرداخته‌اند. کاپستیک و بلون^۶ (۲۰۲۲) در بررسی مالیات بر ارزش افزوده بیان می‌کنند که نرخ عبور می‌تواند تحت تاثیر ساختار بازار باشد. فابینگر و ویل^۷ (۲۰۱۲) در بررسی منحنی تقاضا و نرخ عبور بیان می‌کنند، همانطور که در رقابت کامل نرخ عبور به طور کامل توسط کشش عرضه و تقاضا تعیین می‌شود، در رقابت ناقص انحنای تقاضا نیز نقش اصلی را ایفا می‌کند. تجزیه و تحلیل عبور، چگونگی تغییر قیمت‌ها را با توجه به تغییر در هزینه تولید یا مالیات (یارانه) اندازه‌گیری می‌کند؛ برخی از مطالعات نظری اهمیت انحنای تقاضا را به عنوان یک عامل تعیین‌کننده عبور مورد بحث قرار داده‌اند (کانکو و توایاما^۸، ۲۰۲۳).

^۱ Belleflamme & Peitz

^۲ Pass-through elasticity

^۳ Pass-through rate

^۴ Weyl & Fabinger

^۵ Froeb

^۶ Copestake & Bellon

^۷ Fabinger & Weyl

^۸ Kaneko & Toyama

در این مطالعه در قالب یک مدل تعادل جزئی به بررسی تاثیر یارانه‌ها بر مازاد مصرف‌کننده و عرضه‌کننده در بازار خرده فروشی می‌پردازیم. ابتدا یک مدل تعادل جزئی برای مصرف و فروش خرده‌فروشی در نظر گرفته می‌شود. سپس با استفاده از کشش انتقال و کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا، تغییرات رفاهی یارانه‌ها با اندازه‌گیری مازاد رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده بررسی می‌گردد. رویکرد تعادل جزئی برای روشن کردن چگونگی تاثیر سیاست‌های خاص بر بازارها و گروه‌هایی از مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در بازارهای خاص مفید است هرچند این سیاست‌ها می‌توانند اثرات تعادل عمومی داشته باشند، اما روش تعادل عمومی برای بررسی پیامدهای سیاست‌های خاص مرتبط با بازارهای خاص برای کالاهای خاص خیلی مفید نمی‌باشد (ریچارد و همکاران^۱، ۲۰۰۴). تحلیل تعادل جزئی برای تحلیل بازار گروه خاصی از کالاها استفاده می‌شود و می‌تواند به ما در درک ارتباط بین سیاست اجرا شده و رفتار عرضه و تقاضا کمک کند و ارزیابی جزئی سیاست را به دست دهد (لیو و همکاران^۲، ۲۰۱۸).

استفاده از بازار خرده‌فروشی به این دلیل می‌باشد که عمده نیازهای خانوار از بازار خرده‌فروشی تامین می‌گردد. برای بررسی تاثیر یارانه‌ها بر قیمت، مصرف و فروش خرده‌فروشی، همچنین برای محاسبه کشش‌ها، از مدل‌های اقتصاد سنجی استفاده می‌شود.

۲-۲- پیشینه پژوهش

آجودانی و همکاران^۳ (۱۳۹۹) در مقاله‌ای با عنوان پیشنهاد مدلی برای ارزیابی سیاست‌های حمایتی گندم با رویکرد حداقل سازی خطای ارزیابی، به بررسی سیاست‌های دولت در بازار گندم در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۶ می‌پردازند. ایشان با بیان اینکه در یک بازار آشفته به دست آوردن مقادیر کشش عرضه و تقاضا قابل استناد نیست، مدلی مبتنی بر بازار پیچیده ایران پیشنهاد و کارایی آن در ارزیابی واقعی سیاست‌های حمایتی ایران نشان داده می‌شود. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد سرانه هزینه کرد دولت به ازای گندم برای کنترل بازار نسبت به سایر اقلام یارانه‌ای چندان قابل توجه نیست و می‌توان به تدریج با یک مدیریت مناسب و هدفمند شامل تعدیل قیمت و رساندن قیمت جهانی با دلار غیردولتی و آزاد و همچنین ایفای نقشی نظارتی در واردات، عرضه و کیفیت فروش، بازار را به سوی یک بازار استاندارد و با حداقل هزینه برای دولت پیش برد.

لیونگ و سئو^۴ (۲۰۲۳) در مقاله‌ای با عنوان چگونه پرداخت‌های انتقالی دولت بر قیمت‌های خرده‌فروشی و رفاه تاثیر می‌گذارد، شواهدی از SNAP^۵، در یک مدل تعادل جزئی به بررسی آثار رفاهی یارانه‌های پرداختی دولت آمریکا می‌پردازند. در این مطالعه ابتدا با مدل‌های اقتصاد سنجی کشش‌های قیمتی تقاضا، عرضه و ... اندازه‌گیری شده و سپس با تخمین مدل تعادل جزئی اندازه‌گیری شده آثار رفاهی یارانه‌های پرداختی دولت آمریکا مورد بررسی قرار می‌گیرد. مورد مطالعه یارانه در این مطالعه برنامه کمک غذایی تکمیلی دولت آمریکا می‌باشد که به شکل الکترونیکی پرداخت می‌شود. این برنامه دومین طرح حمایتی بزرگ دولت آمریکا می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، هر یک درصد افزایش در برنامه‌ی حمایتی دولت، ۰.۸ درصد قیمت‌های خرده‌فروشی را افزایش می‌دهد. همچنین نتایج حاصل از

^۱ Richard

^۲ Liu

^۳ Ajodani et al.

^۴ Leung & Seo

^۵ Supplemental Nutritional Assistance Program

تعادل جزئی نشان می‌دهد که برنامه‌های حمایتی اسنپ، مازاد مصرف کنندگان واجد شرایط دریافت یارانه را ۰.۷ درصد و مازاد خرده فروش را ۰.۵ درصد افزایش می‌دهد. در حالی که این برنامه حمایتی مازاد مصرف کنندگان غیرواجد شرایط را ۰.۰۵ درصد کاهش می‌دهد. همچنین ایشان در انتها بیان می‌کنند حالت بهینه افزایش مزایای حمایتی جهت تضمین قدرت هزینه‌های واقعی، ۰.۷ درصد می‌باشد.

چینتپالی و تنگ^۱ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان حداقل قیمت حمایتی محصول در مقابل یارانه هزینه: رفاه کشاورز و مصرف کننده، به بررسی تاثیر دو نوع سیاست حمایتی دولت که شامل یارانه هزینه و حداقل قیمت می‌باشد، بر رفاه کشاورزان و مصرف کنندگان با استفاده از مدل نظریه‌های بازی، می‌پردازند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد، هر دو نوع سیاست باعث افزایش تولید شده در صورتی که یارانه هزینه منجر به تولید محصول بالاتر از حداقل قیمت می‌شود. حمایت حداقل قیمت مازاد رفاهی کشاورزان و مصرف کنندگان را بهبود می‌بخشد، اما یارانه هزینه، هرچند می‌تواند مازاد رفاهی مصرف کننده را بهبود ببخشد، ولی مازاد رفاهی کشاورز را نیز می‌تواند کاهش دهد. هرچند هر دو سیاست منفعت اجتماعی را به یک میزان ارائه می‌دهند، ولی حداقل قیمت می‌تواند مازاد کشاورز را بیشتر از یارانه هزینه ارائه دهد.

ایگر و همکاران^۲ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان اثرات تعادل عمومی پرداخت‌های انتقالی، شواهدی از کنیا، در قالب یک مدل تعادل عمومی و در چارچوب اقتصاد آزمایشگاهی به بررسی تاثیر پرداخت‌های انتقالی بر هزینه‌های مصرفی خانوارهای ناهمگن و تولید بنگاه‌های تولیدی در روستاهای کنیا می‌پردازند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد پرداخت‌های انتقالی موجب افزایش هزینه‌های مصرفی هر دو نوع خانوارهایی که یارانه دریافت می‌کنند و خانوارهایی که یارانه دریافت نمی‌کنند می‌شود. همچنین درآمد شرکت‌های محلی نیز بر اثر این پرداخت‌های انتقالی افزایش می‌یابد هرچند این پرداخت‌های انتقالی تاثیر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری این شرکت‌ها نداشته است.

گلدین و همکاران^۳ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان صدور و بروز، چرخه‌های مزایای SNAP و قیمت‌های خرده فروشی، به بررسی الگوهای درون‌ماهی تقاضای مصرف کنندگان و قیمت‌های خرده فروشی که تحت تاثیر برنامه‌های کمک غذایی می‌باشد، می‌پردازند. ایشان بیان می‌کنند، برنامه کمک غذایی باعث افزایش هزینه‌های مواد غذایی می‌شود، هرچند این برنامه تاثیر زیادی بر قیمت‌های خرده فروشی مواد غذایی ندارد. ایشان در نهایت بیان می‌کنند پرداخت چندین مرحله در ماه کمک‌های غذایی می‌تواند مناسب‌تر باشد.

الباس و همکاران^۴ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان تاثیر توزیعی حذف تدریجی یارانه برق مسکونی بر رفاه خانوار، با استفاده از روش داده-ستاده، به بررسی تاثیر حذف یارانه برق بر رفاه خانوار در پاکستان می‌پردازند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد اثر مستقیم حذف یارانه برق سبب کاهش هزینه خانوار به ویژه خانوارهای ثروتمند می‌شود که این مسئله نشان دهنده بهره‌مندی بیشتر خانواده‌های ثروتمند از یارانه سوخت می‌باشد. همچنین تاثیر غیر مستقیم حذف تدریجی یارانه سوخت با وقفه، سبب افزایش تورم سایر کالاها شده است که این مسئله می‌تواند رفاه خانوارهای فقیرتر را تحت شعاع قرار دهد.

¹ Chintapalli & Tang

² Egger

³ Goldin

⁴ Ilyas

جاراول^۱ (۲۰۱۸) در مقاله‌ای با عنوان تاثیر کوپن‌های غذا بر قیمت و تنوع محصولات چیست؟، اهمیت پاسخ عرضه، به بررسی تغییر قیمت و تنوع محصولات و همچنین پاسخ بالقوه عرضه در بلندمدت، در اثر تغییر در ثبت نام کوپن غذا، می‌پردازند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد خانوارهای واجد شرایط دریافت کوپن در مقایسه با خانوارهای غیر واجد شرایط، تورم نسبتاً کمتری را در ایالت‌هایی با افزایش بیشتر نرخ دریافت کوپن غذا تجربه می‌کنند. همچنین خانوارهای واجد شرایط کوپن غذا افزایش بیشتری در تنوع محصولات در ایالت‌هایی با افزایش بیشتر در مصرف تجربه می‌کنند. همچنین نتایج این تحقیق بیان می‌کند که پاسخ عرضه بلندمدت به تغییرات تقاضا، تاثیر قابل توجهی بر تحلیل هزینه فایده این برنامه دارد.

عمده مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور، تاثیر سیاست‌های حمایتی را بر تقاضا و عرضه مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد سیاست‌های حمایتی معمولاً باعث افزایش مصرف و تقاضای افرادی می‌شود که سیاست‌های حمایتی را دریافت می‌کنند. همچنین در برخی مطالعات تاثیر مثبت سیاست‌های حمایتی بر طرف عرضه نیز مد نظر قرار گرفته است. علاوه بر این در برخی مطالعات به تاثیر کشش‌های عرضه و تقاضا بر آثار رفاهی سیاست‌های حمایتی پرداخته شده است. از جمله اثرات منفی سیاست‌های حمایتی که در برخی مطالعات به آن اشاره شده است، تاثیر سیاست‌های حمایتی طرف تقاضا بر شاخص قیمت‌ها عنوان شده است که این مسئله می‌تواند برآیند اثرات رفاهی تاثیر سیاست‌های حمایتی را معکوس کند. به این معنی که سیاست‌های حمایتی می‌تواند در برخی موارد آثار منفی رفاهی همراه داشته باشد.

۳- روش تحقیق

۳-۱- تشریح مدل

با توجه به مطالعه لیونگ و سئو (۲۰۲۳)، در این مطالعه، در چارچوب تعادل جزئی و با لحاظ ساختار رقابت ناقص، تغییرات مازاد رفاهی مصرف‌کننده و تولیدکننده محاسبه می‌گردد و پارامترهای مدل با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شوند.

پرداخت یارانه‌های نقدی با تأثیرگذاری بر درآمد قابل تصرف خانوار، موجب افزایش تقاضای خانوار می‌گردد و تقاضای خانوار نیز به نوبه خود می‌تواند سبب افزایش قیمت‌ها در بازار شود. بنابراین، در این مطالعه، تأثیر یارانه‌های نقدی بر تقاضای خانوار و همچنین شاخص قیمت مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرض می‌شود تقاضای خانوار تابعی از قیمت‌ها و یارانه‌های نقدی و سایر عوامل باشد:

$$Q^D = f(p, b, x) \quad (1)$$

در رابطه (۱) Q^D نشان دهنده تقاضای کل و p, b, x به ترتیب نشان دهنده یارانه نقدی، قیمت‌ها و سایر عوامل اثرگذار می‌باشند. مطابق مطالعه لیونگ و سئو (۲۰۲۳) برای بررسی اثر یارانه‌ها بر مقدار تقاضای خانوار، از یک مدل سنجی به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$\ln Q_{it} = \alpha_i + \beta \ln b_{it} + \delta \ln p_{it} + X'_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

^۱ Jaravel

رابطه (۲) X_{it} نشان دهنده متغیرهای کنترل مدل می‌باشند که براساس عوامل اثر گذار بر تقاضا مطابق مبانی نظری بیان شده لحاظ شده‌اند که شامل انتظارات تورمی (داکوننو و همکاران (۲۰۱۵)، اشتغال اعضای خانوار (گاریزابال و پلومرو (۲۰۲۴)، درآمد خانوار (کینز، ۲۰۰۳ و فریدمن، ۱۹۵۷)، اندازه خانوار (مددوف و کورچوف، ۲۰۲۳) و تعداد محصلین خانوار (ایه‌وگبا و همکاران، ۲۰۲۲ و نیز دورایسامی، ۲۰۱۶) می‌باشند.

یارانه‌های نقدی با تاثیر بر تقاضای کل می‌توانند سبب تغییر قیمت در بازار شوند. مطابق مطالعه لیونگ و سئو (۲۰۲۳) برای بررسی تاثیر یارانه‌های نقدی بر سطح قیمت از مدل سنجی به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$\ln p_{it} = \alpha_i + \beta \ln b_{it} + X'_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

در رابطه (۳) X_{it} نشان دهنده متغیرهای کنترل مدل می‌باشند که براساس عوامل اثر گذار بر تقاضا مطابق مبانی نظری لحاظ شده‌اند که شامل نقدینگی (لیسی، ۲۰۲۱)، (استایلیانو و همکاران، ۲۰۲۴)، هزینه‌های مسکن و حمل نقل (کپودار و لیو، ۲۰۲۲)، راپپورت وردموند، ۲۰۲۲)، انتظارات (فلیس، ۱۹۶۷)، پترسون، ۲۰۲۲)، درآمد خانوار (جاسوا، ۲۰۱۹) و بیکاری (فلیس، ۱۹۶۷)، (فیشر، ۲۰۲۴) می‌باشد. اندیس i در روابط (۲) و (۳) بیانگر مقاطع استانی و اندیس t نشان دهنده زمان می‌باشد. هدف از برآورد روابط (۲) و (۳)، محاسبه کشش‌ها مطابق با مباحث مطرح‌شده در بخش مبانی نظری است. استفاده از فرم لگاریتمی متغیرها این امکان را فراهم می‌سازد که ضرایب برآوردشده به‌طور مستقیم به‌عنوان کشش تفسیر شوند. در ادامه هر یک از روابط (۲) و (۳) به تفصیل تشریح می‌گردد.

۳-۱-۱- کشش تقاضا

در این پژوهش، علاوه بر بررسی تاثیر یارانه‌ها بر شاخص قیمت، اثر یارانه‌ها بر میزان مصرف خانوار و همچنین تاثیر تغییرات قیمت بر تقاضای خانوار نیز مورد تحلیل قرار می‌گیرد. از دیدگاه نظری، یارانه‌ها از طریق افزایش درآمد قابل تصرف خانوار و تغییر قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات، می‌توانند رفتار مصرف‌کنندگان را تحت تاثیر قرار دهند. از سوی دیگر، تغییرات سطح قیمت‌ها نیز با تغییر قدرت خرید خانوار، بر میزان تقاضا و مصرف اثرگذار است. از این‌رو، تحلیل هم‌زمان این روابط، امکان ارزیابی جامع‌تری از آثار سیاست‌های یارانه‌ای بر رفتار مصرفی خانوارها را فراهم می‌کند.

به‌منظور سنجش شدت این روابط، از مفهوم کشش استفاده می‌شود. در این پژوهش، کشش قیمتی تقاضا و کشش تقاضا نسبت به یارانه نقدی برآورد می‌شود. کشش قیمتی تقاضا بیانگر میزان تغییرات تقاضا در اثر تغییر قیمت کالاها و خدمات است، در حالی که کشش تقاضا نسبت به یارانه نقدی، میزان واکنش مصرف خانوار را در برابر تغییرات پرداخت‌های یارانه‌ای اندازه‌گیری می‌کند.

برای برآورد این کشش‌ها، از تابع تقاضای لگاریتمی استفاده می‌شود. به‌کارگیری فرم لگاریتمی این امکان را فراهم می‌کند که ضرایب برآوردشده به‌طور مستقیم به‌عنوان کشش متغیرهای مستقل تفسیر شوند. بر این اساس، تابع تقاضای مورد استفاده در پژوهش به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\ln Q_{it} = \alpha_i + \beta \ln b_{it} + \delta \ln p_{it} + X'_{it} \gamma + \theta \ln ec_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

در رابطه (۴) به منظور برآورد ضرایب از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. Q_{it} بیانگر ارزش حقیقی مصرف خانوار است که از تقسیم ارزش اسمی مصرف خانوار بر شاخص قیمت به دست آمده است و تقریبی از مقدار مصرف

می‌باشد. متغیر b_{it} نشان‌دهنده ارزش حقیقی یارانه‌های نقدی پرداختی به خانوار بوده و p_{it} شاخص قیمت مصرف‌کننده است که به صورت نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده به شاخص قیمت سال پایه تعریف می‌شود. ec_t انتظارات تورمی و بردار X_{it} شامل سایر متغیرهای کنترلی مؤثر بر تقاضا بوده و α_i اثرات ثابت مقطعی را که منعکس‌کننده ویژگی‌های ثابت و مشاهده نشده واحدهای مقطعی است، در بر می‌گیرد. متغیرهای کنترلی با توجه به مباحث مطرح شده در مبانی نظری شامل انتظارات تورمی، اشتغال، درآمد خانوار، جمعیت و تعداد محصلین می‌باشند. در رابطه (۴) t بیانگر زمان و i مقاطع که شامل ۳۱ استان می‌باشد را نشان می‌دهد.

از منظر نظری، در تحلیل‌های اقتصاد کلان و منطقه‌ای، شاخص قیمت یکی از متغیرهای کلیدی تعیین‌کننده رفتار مصرفی خانوارها و سایر متغیرهای حقیقی اقتصاد به شمار می‌رود. با این حال، شاخص قیمت معمولاً به صورت درون‌زا در نظام اقتصادی شکل می‌گیرد؛ بدین معنا که هم‌زمان تحت تأثیر شرایط واقعی اقتصاد قرار دارد و خود نیز بر متغیرهای حقیقی اثرگذار است. این هم‌زمانی می‌تواند منجر به همبستگی بین شاخص قیمت و جمله اخلال معادله تقاضا شده و در نتیجه، برآورد ضرایب با استفاده از روش‌های متداول حداقل مربعات را با تورش مواجه سازد. به منظور کنترل مسئله درون‌زایی شاخص قیمت، در این پژوهش از رویکرد متغیر ابزاری استفاده شده است. نقدینگی یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های سطح عمومی قیمت‌ها در میان‌مدت و بلندمدت محسوب می‌شود، در حالی که انتظار نمی‌رود به طور مستقیم بر مصرف حقیقی خانوار اثر بگذارد. بر این اساس، در این مطالعه از متغیر لگاریتم نقدینگی به عنوان ابزار برای لگاریتم شاخص قیمت استفاده شده و مدل در قالب رگرسیون ابزاری داده‌های پانلی با اثرات ثابت برآورد می‌شود.

۳-۱-۲- کشش عبور

ویل و همکاران (۲۰۱۳) در بحث انتقال مالیاتی، نرخ عبور را تغییر در قیمت با توجه به تغییر در مالیات تعریف می‌کنند. بنابراین در این مطالعه اگر نرخ عبور، تغییر در قیمت (شاخص قیمت) در ازای تغییر در سیاست حمایتی (یارانه) تعریف شود، خواهیم داشت:

$$\rho = \frac{dp}{db} \quad (5)$$

که ρ نشان‌دهنده نرخ عبور، p شاخص قیمت و b سیاست حمایتی دولت مانند یارانه می‌باشد. با توجه به رابطه (۵)، کشش عبور را به شکل زیر می‌توان نشان داد:

$$\epsilon_\rho = \frac{dp}{db} \frac{b}{p} \quad (6)$$

همانطور که در رابطه (۶) نشان داده شده است، کشش عبور معادل تغییر قیمت در ازای تغییر در یارانه‌های نقدی می‌باشد. بنابراین برای محاسبه کشش عبور از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\ln p_{it} = \alpha_i + \beta \ln b_{it} + X'_{it}\gamma + \beta \ln ec_t + \beta \ln m_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

با توجه به رابطه (۷) به منظور برآورد کشش عبور، از روش داده‌های تابلویی^۱ استفاده می‌شود. به کارگیری این روش با بهره‌گیری هم‌زمان از تغییرات مقطعی و زمانی، ضمن کنترل ناهمگنی‌های مشاهده‌نشده بین واحدهای مورد بررسی، دقت برآورد ضرایب را افزایش می‌دهد. بسیاری از نکاتی که در تحلیل‌های سری زمانی از آن‌ها چشم‌پوشی می‌شود و

^۱ Panel Data

اصطلاحاً غیر قابل مشاهده هستند، به ویژه ناهمگنی‌ها، در تحلیل داده‌های تابلویی امکان بررسی آن‌ها فراهم می‌گردد (سوری، ۱۴۰۴) در این رابطه، اندیس i نشان‌دهنده واحد مقطعی (شامل ۳۱ استان کشور) و اندیس t بیانگر دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۴۰۲) است. استفاده از فرم لگاریتمی متغیرها این امکان را فراهم می‌کند که کشش‌های موردنظر به‌طور مستقیم از ضرایب برآورد شده استخراج شوند.

در این رابطه p بیانگر قیمت می‌باشد که از نسبت شاخص قیمت سال موردنظر به سال پایه محاسبه شده است. b مقدار حقیقی یارانه‌های نقدی، ec انتظارات تورمی، m نقدینگی و X نیز برداری از متغیرهای کنترل می‌باشد. متغیرهای کنترل بر اساس عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت که در مبانی نظری مطرح شدند، انتخاب گردیدند که شامل نقدینگی، هزینه‌های مسکن و حمل و نقل خانوار، درآمد خانوار، بیکاری و انتظارات تورمی می‌باشند.

انتظارات تورمی یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است که در تبیین رفتار مصرف‌کنندگان، بنگاه‌های اقتصادی و سیاست‌گذاران پولی نقش اساسی ایفا می‌کند. با وجود اهمیت این متغیر، انتظارات تورمی به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست و تنها آثار آن در متغیرهایی مانند نرخ تورم، نرخ بهره، دستمزدها و سایر شاخص‌های اقتصادی نمایان می‌شود. روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری انتظارات تورمی وجود دارد از جمله روش‌های پرسشنامه‌ای، استفاده از داده‌های گوگل ترندز، استفاده از داده‌های شبکه‌های اجتماعی و... (کاویانی و سلیمانی، ۱۴۰۲). با وجود اهمیت بسیار بالای محاسبه انتظارات تورمی، این شاخص در ایران یا محاسبه نمی‌شود و یا در صورت محاسبه، اعلام عمومی نمی‌شود (کاویانی و سلیمانی، ۱۴۰۲). در بسیاری از مطالعات اقتصادی انتظارات تورمی به عنوان یک متغیر پنهان در نظر گرفته می‌شود.

یکی از مهم‌ترین روش‌های برآورد متغیرهای پنهان، فیلتر کالمن^۱ است. این روش نخست توسط کالمن^۲ (۱۹۶۰) معرفی شد و بعدها در اقتصاد توسط پژوهشگرانی مانند همیلتون^۳ (۱۹۹۴) به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای برآورد مدل‌های فضا-حالت توسعه یافت. همچنین، از نخستین کاربردهای این روش برای برآورد انتظارات عقلایی می‌توان به مطالعه بورمیستر و وال^۴ (۱۹۸۲) اشاره کرد که از فیلتر کالمن برای استخراج انتظارات مشاهده‌ناپذیر در دوره ابرتورم آلمان استفاده کردند.

فیلتر کالمن بر مدل‌های فضا-حالت^۵ استوار است. در این چارچوب، فرض می‌شود که اقتصاد از دو بخش تشکیل شده است:

۱. معادله حالت که نحوه تکامل متغیر پنهان، یعنی انتظارات تورمی، را در طول زمان توصیف می‌کند.
۲. معادله اندازه‌گیری که رابطه بین متغیر پنهان و متغیرهای قابل مشاهده مانند نرخ تورم، نرخ بهره یا سایر شاخص‌های اقتصادی را بیان می‌کند.

به طور کلی، مدل فضا-حالت به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$x_t = Ax_{t-1} + Bu_t + w_t \quad (۸)$$

^۱ Kalman Filter

^۲ Kálmán

^۳ Hamilton

^۴ Burmeister & Wall

^۵ State-Space

$$y_t = Cx_t + Du_t + v_t \quad (9)$$

که در آن:

x_t متغیر حالت (انتظارات تورمی) است؛

y_t متغیرهای قابل مشاهده هستند؛

w_t و v_t به ترتیب خطاهای معادله حالت و معادله اندازه‌گیری‌اند که معمولاً دارای توزیع نرمال با میانگین صفر فرض می‌شوند.

فیلتر کالمن یک الگوریتم بازگشتی است که در هر دوره زمانی، بهترین برآورد از متغیر پنهان را بر اساس اطلاعات موجود ارائه می‌کند. عملکرد این الگوریتم در دو مرحله انجام می‌شود:

مرحله اول پیش‌بینی می‌باشد که در این مرحله، با استفاده از اطلاعات دوره قبل و معادله حالت، مقدار مورد انتظار انتظارات تورمی در دوره جاری پیش‌بینی می‌شود. همچنین میزان عدم اطمینان این پیش‌بینی نیز محاسبه می‌شود. در مرحله بعد، پس از مشاهده اطلاعات جدید (مانند نرخ تورم واقعی)، اختلاف بین مقدار مشاهده‌شده و مقدار پیش‌بینی‌شده محاسبه می‌شود. این اختلاف که خطای پیش‌بینی نامیده می‌شود، مبنای اصلاح برآورد انتظارات قرار می‌گیرد.

در مطالعات اقتصاد کلان، انتظارات تورمی معمولاً به‌عنوان متغیر حالت تعریف می‌شود، در حالی که نرخ تورم، نرخ بهره، شکاف تولید یا سایر متغیرهای کلان به‌عنوان متغیرهای قابل مشاهده در معادله اندازه‌گیری قرار می‌گیرند. فیلتر کالمن با ترکیب اطلاعات گذشته و داده‌های جدید، مسیر زمانی انتظارات تورمی را استخراج می‌کند. در این مطالعه برای برآورد انتظارات تورمی به عنوان یکی از شاخص‌های اثر گذار بر شاخص قیمت، از فیلتر کالمن استفاده شده است. با توجه به ثبات اسمی مبلغ یارانه‌های نقدی از ابتدای اجرای این سیاست تا اواخر دهه ۱۳۹۰، ارزش حقیقی یارانه‌های پرداختی در نتیجه افزایش مستمر سطح عمومی قیمت‌ها با روندی کاهشی مواجه بوده است. در چنین شرایطی، هم‌زمانی کاهش قدرت خرید یارانه‌های نقدی با روند صعودی شاخص‌های قیمت می‌تواند منجر به بروز سوگیری در برآوردهای حاصل از رگرسیون‌های متعارف و تفسیرهای غیرواقع‌بینانه از روابط اقتصادی شود. از این‌رو، به‌کارگیری چارچوب‌های کلاسیک تخمین ممکن است توانایی لازم برای انعکاس دقیق سازوکارهای اثرگذاری سیاست یارانه‌ای بر شاخص قیمت و تورم را نداشته باشد.

بر این اساس، در این مطالعه از رویکرد اقتصادسنجی بیزی برای برآورد پارامترهای مدل استفاده شده است؛ رویکردی که امکان ترکیب اطلاعات داده‌ها با شواهد و نتایج مطالعات پیشین را در قالب توزیع‌های پیشین فراهم می‌سازد. مطابق با ادبیات تجربی موجود (آلن و جنتیلینی^۱، ۲۰۲۵؛ کونها و همکاران^۲، ۲۰۱۹ و لیونگ و سئو^۳، ۲۰۲۳)، انتظار می‌رود اثر یارانه‌های نقدی بر شاخص قیمت و نرخ تورم مثبت بوده و از نظر دامنه، در بازه‌ی (۱-۰) قرار گیرد. بنابراین، این باور به‌صورت یک توزیع پیشین در فرآیند برآورد بیزی لحاظ شده است تا نتایج تخمین از انسجام نظری و تجربی بیشتری برخوردار باشد.

^۱ Allen & Gentilini

^۲ Cunha

^۳ Leung & Seo

در چارچوب استنباط بیزی، توزیع پسین پارامترها از ترکیب تابع درست‌نمایی و توزیع‌های پیشین مطابق قضیه بیز به دست می‌آید (گری^۱، ۲۰۰۳):

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (۱۰)$$

که در آن $\theta = (\beta, \sigma^2, \sigma_u^2)$ بردار پارامترهای مدل است. در این پژوهش، برای ضریب متغیر یارانه نقدی که با lry نشان داده شده است، با توجه به انتظار نظری از اثر مثبت آن، توزیع پیشین یکنواخت در بازه $(-۱, ۰)$ در نظر گرفته شده است:

$$\beta_{lry} \sim U(0,1) \quad (۱۱)$$

در حالی که برای سایر ضرایب رگرسیونی از پیشین نرمال با میانگین صفر و واریانس بزرگ استفاده شده است:

$$\beta_j \sim N(0,10000), j \neq lry \quad (۱۲)$$

تمام متغیرهای مورد استفاده در رابطه‌های (۴) و (۷) به صورت لگاریتمی تبدیل شده‌اند تا برآورد کشش به طور مستقیم قابل اندازه‌گیری باشد. علاوه بر این، برای کاهش مشکل هم‌خطی بین متغیرها، از رشد لگاریتمی متغیرهای درآمد و هزینه‌های مسکن و حمل و نقل استفاده شده است.

۳-۲- مازاد مصرف‌کننده:

برای اندازه‌گیری مازاد رفاه مصرف‌کننده می‌توان از انتگرال منحنی تقاضا به شکل زیر استفاده کرد:

$$CS(p) = \int_{p(Q(p))}^{\infty} Q^D(x) dx \quad (۱۳)$$

با مشتق‌گیری از رابطه (۱۳) نسبت به سیاست حمایتی دولت خواهیم داشت:

$$\frac{dCS}{db} = \left(-\frac{\partial p}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial b} \right) Q \quad (۱۴)$$

$$= \left(-\frac{\partial p}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial b} \right) Q \quad (۱۵)$$

$$= \left(\frac{\partial p}{\partial b} - \rho \right) Q \quad (۱۶)$$

اگر در رابطه فوق $\frac{pb}{bp}$ را ضرب کنیم می‌توانیم رابطه را به شکل زیر بنویسیم:

$$= \left(\frac{\epsilon_{Q,b}}{-\epsilon_D} - \epsilon_\rho \right) \frac{pQ}{b} \quad (۱۷)$$

با ضرب $\frac{pQ}{b}$ در درون پرانتز می‌توان نوشت:

$$= \left(\frac{\epsilon_{Q^{D,S},b}}{-\epsilon_D} - \epsilon_\rho \right) \frac{pQ^{D,S}}{b} + (-\epsilon_\rho) \frac{pQ^{D,NS}}{b} \quad (۱۸)$$

در رابطه (۱۸) $\epsilon_{Q^{D,S},b}$ کشش مصرف خانوارهای یارانه بگیر نسبت به یارانه نقدی، $-\epsilon_D$ کشش قیمتی تقاضای خانوار کل، ϵ_ρ کشش عبور، $Q^{D,S}$ مصرف (تقاضا) خانوار یارانه بگیر، $Q^{D,NS}$ مصرف (تقاضا) خانوار غیر یارانه بگیر، p شاخص قیمت و b یارانه نقدی می‌باشد. با استفاده از رابطه (۱۸) می‌توان تغییرات مازاد مصرف‌کننده را محاسبه کرد.

۳-۳- مازاد تولیدکننده

در حالت رقابت ناقص عرضه‌کننده به دنبال حداکثر کردن سود خود می‌باشد:

$$PS = (p - c)Q \quad (۱۹)$$

^۱ Gary

با مشتق‌گیری از عبارت (۱۹) نسبت به b خواهیم داشت:

$$\frac{dPS}{db} = \rho Q + (p - c) \frac{dQ}{db} \quad (20)$$

$$= \left(\epsilon_\rho + \frac{p-c}{p} \frac{dQ}{db} \frac{b}{Q} \right) \frac{pQ}{b} \quad (21)$$

$$= \left[\rho + \theta \left(\frac{\partial p}{\partial b} - \rho \right) \right] Q \quad (22)$$

$$= \left[\epsilon_\rho + \theta \left(\frac{\epsilon_{Q,b}}{-\epsilon_D} - \epsilon_\rho \right) \right] \frac{pQ}{b} \quad (23)$$

θ نشان دهنده شاخص لرنر می‌باشد که وجود آن می‌تواند مازاد رفاهی تولید کننده را افزایش دهد. با استفاده رابطه (۲۳) می‌توان تغییرات مازاد رفاهی تولید کننده را با توجه به یارانه‌های نقدی محاسبه کرد.

پارامترهای رابطه (۱۸) و (۲۳) به منظور اندازه‌گیری تغییرات رفاهی مصرف کننده و تولید کننده با استفاده از روابط (۴) و (۷) قابل محاسبه می‌باشند.

۳-۴- شاخص لرنر

در حالت رقابت ناقص فرض می‌کنیم n تولید کننده در بازار وجود دارد که هر کدام یک کالا یا خدمت واحد، تولید می‌کنند. کالا یا خدمت تولید شده ممکن است از دید مصرف کننده متمایز باشد. فرض می‌کنیم سیستم تقاضا کاملاً متقارن است. تابع هزینه برای هر بنگاه i برای تولید q_i تابع $c(q_i)$ می‌باشد. از آنجا که کالا و خدمت تولید شده از دید تقاضا کننده متمایز می‌باشد، اگر بنگاهی قیمت خود را افزایش دهد تقاضا برای آن بنگاه صفر نمی‌شود بلکه کاهش می‌یابد. در بازار رقابت ناقص هر بنگاه به دنبال حداکثر کردن سود خود می‌باشد:

$$\pi_i = P(Q)q_i - c(q_i) \quad (24)$$

با این فرض که مقادیر متقارن هستند خواهیم داشت:

$$q_1 = q_2 = \dots = q_n = \frac{Q}{n} \quad (25)$$

بنابراین شرط مرتبه اول برای حداکثرسازی سود عبارت خواهد بود از:

$$P + \theta \dot{P}Q - c'(Q) = 0 \quad (26)$$

در این حالت وجود θ در معادله می‌تواند نرخ عبور را تحت تاثیر قرار دهد. θ عاملی است که می‌تواند قدرت بازار را نشان دهد. اگر θ برابر صفر باشد، ساختار بازار رقابتی است و در غیر این صورت ساختار بازار انحصاری می‌باشد. برای بدست آوردن θ می‌توان نوشت:

$$P - c'(Q) = -\theta \dot{P}Q \quad (27)$$

$$\frac{P - c'(Q)}{P} = \frac{-\theta \dot{P}Q}{P} \quad (28)$$

$$\frac{P - c'(Q)}{P} \epsilon_Q = \theta \quad (29)$$

بنابراین θ را می‌توان به عنوان شاخص لرنر تعدیل یافته در نظر گرفت که بیان کننده قدرت بازار می‌باشد. قدرت بازار توانایی افزایش قیمت‌ها بالاتر از سطح کاملاً رقابتی می‌باشد (بلغلام و پیتز، ۲۰۱۵). این توانایی از طریق تفاوت بین قیمت و هزینه نهایی اندازه‌گیری می‌شود. در بازار رقابت کامل که $P = c'(Q)$ می‌باشد، شاخص لرنر برابر صفر است. به صورت کلی وجود θ سبب کاهش رفتار رقابتی در بازار می‌شود. هرچه رفتار رقابتی کمتر باشد، بنگاه سهم مازاد بیشتری را به خود اختصاص می‌دهد (ویل و فابینگر، ۲۰۱۳).

۳-۵- داده‌ها

در جدول (۱) متغیرهای استفاده شده در این مطالعه و نحوه استخراج متغیرها ارائه شده است:

جدول (۱): تشریح متغیرها^۱

نماد متغیر	شرح متغیر	نحوه استخراج
lp	شاخص قیمت	مرکز آمار
lry	مقدار حقیقی یارانه	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام هزینه-درآمد خانوار ارائه شده توسط مرکز آمار
lgd	رشد درآمد خانوار	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام هزینه-درآمد خانوار ارائه شده توسط مرکز آمار
lunemp	نرخ بیکاری	مرکز آمار
lw	نسبت شاغلین خانوار به کل جمعیت	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام هزینه-درآمد خانوار ارائه شده توسط مرکز آمار
Lcl	جمعیت	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام هزینه-درآمد خانوار ارائه شده توسط مرکز آمار
lm	نقدینگی	بانک مرکزی
lgkms	رشد نسبت هزینه‌های مسکن و حمل و نقل به کل هزینه‌ها	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام هزینه-درآمد خانوار ارائه شده توسط مرکز آمار
td	مقدار حقیقی فروش خرده فروشی	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام نمونه‌گیری خرده فروشی ارائه شده توسط مرکز آمار
tc	هزینه کل خرده فروشی	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام نمونه‌گیری خرده فروشی ارائه شده توسط مرکز آمار
lec	انتظارات تورمی	روش فیلتر کالمن با استفاده از شاخص قیمت
lmohasel	نسبت محصلین به کل جمعیت خانوار	محاسبات تحقیق با استفاده از فایل خام هزینه-درآمد خانوار ارائه شده توسط مرکز آمار

جامعه آماری و دوره زمانی پژوهش بر اساس در دسترس بودن داده‌ها تعیین گردید. با توجه به محدودیت دسترسی به آمارهای رسمی و فقدان اطلاعات معتبر برای سال‌های پیش از ۱۳۹۴، محاسبه شاخص لرنر صرفاً برای بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۲ انجام پذیرفت. این محاسبات با استفاده از داده‌های خام طرح نمونه‌گیری خرده‌فروشی (شامل مقدار فروش و هزینه‌های خرده‌فروشی) برای ۳۱ استان کشور صورت گرفته است. همچنین، به منظور افزایش دقت برآوردها و بهره‌گیری از حداکثر مشاهدات موجود، تخمین پارامترهای کشش قیمتی تقاضا، کشش تقاضا نسبت به یارانه‌ها و کشش عبور برای دوره زمانی گسترده‌تر ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ و با استفاده از داده‌های طرح نمونه‌گیری هزینه-درآمد خانوار کل کشور (مرکز آمار ایران) انجام شده است. شایان ذکر است که تمامی متغیرهای اسمی برای مصون‌سازی از اثر تورم، با به‌کارگیری شاخص قیمت مصرف‌کننده و با در نظر گرفتن سال پایه ۱۴۰۰، به ارزش‌های حقیقی تعدیل گردیده‌اند.

^۱ -آمارگیری داده‌های خرده‌فروشی مربوط به داده‌های td و tc در سطح کشور با کد دو رقمی انجام شده بود که با توجه به مشخص بودن کدهای چهار رقمی و تفکیک استان‌ها، داده‌های هر استان به تفکیک استخراج گردید.

در داده‌های تابلویی، برخی متغیرها در طول دوره‌های زمانی تغییر می‌کنند اما برای تمام مقاطع یکسان هستند که به آن‌ها متغیرهای وابسته به دوره و مستقل از مقطع^۱ اطلاق می‌شود. این موضوع معمولاً به اثرات کلان اقتصادی مرتبط است (امست^۲، ۲۰۰۱). این متغیرها، متغیرهای سطح کشور^۳ می‌باشند (آلبرت^۴ و همکاران، ۲۰۲۵) که فقط طی زمان تغییر می‌کنند. در این مطالعه متغیرهای نقدینگی و انتظارات تورمی، با توجه به محدودیت دسترسی به داده‌های استانی این متغیرها، به عنوان متغیرهای سطح کشور وارد مدل شدند.

۴- یافته‌های تحقیق

۴-۱- ایستایی داده‌ها

پیش از برآورد مدل‌ها، بررسی ایستایی متغیرها ضروری به نظر می‌رسد. وجود وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی، کارایی آزمون‌های ریشه واحد متعارف را با مخاطره مواجه ساخته و نتایج آن‌ها را از اعتبار آماری لازم بی‌بهره می‌سازد. از این‌رو، در شرایط وجود وابستگی مقطعی، بایستی از آزمون‌هایی بهره جست که این موضوع را در فرایند آزمون لحاظ می‌نمایند.

جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD) را نشان می‌دهد.

جدول (۲): آزمون وابستگی مقطعی

متغیر	آماره CD	مقدار احتمال
lp	۷۷/۷۱	۰
lcl	۲۷/۱۱	۰
lry	۷۵/۵۳	۰
lunemp	-۱/۷۶	۰/۰۷۸
lgd	۵۲/۷۹	۰
lgkm	۷۴/۱۲	۰
lw	۳/۲۵	۰/۰۰۱
lmohasel	۲۹/۰۳	۰
lrq	۴۸/۴۹	۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD) نشان می‌دهد که به استثنای متغیر lunemp، برای کلیه متغیرهای دیگر مقدار احتمال کمتر از ۰.۰۵ بوده و فرضیه استقلال مقاطع در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود که بیانگر وجود وابستگی مقطعی معنادار در متغیرهای مدل می‌باشد. با توجه به وجود وابستگی مقطعی در متغیرهای مدل، مطابق رویکرد بتمن

^۱ period-individual-invariant variables

^۲ Emst

^۳ Country-level variables

^۴ Albert

(۲۰۲۰) و نمازی (۱۳۹۵)، آزمون ریشه واحد بدون اعمال میانگین مقطعی (demean) انجام شده است. نتایج آزمون ایم-پسران-شین در جدول (۳) ارائه گردیده است:

جدول (۳): نتایج آزمون ایم-پسران-شین

متغیر	آماره Z	مقدار احتمال
lp*	-۲/۰۶۸۶	۰/۰۱۹۳
lc1	-۱/۷۹۹۹	۰/۰۳۵۹
lry	-۲/۶۳۳۱	۰/۰۰۴۲
lunemp	-۸/۱۶۶۳	۰
lgd	-۸/۱۴۹۱	۰
lgkm	-۸/۲۷۹۲	۰
lw	-۲/۶۷۲۲	۰/۰۰۳۸
lmohasel	-۲/۸۶۸۴	۰/۰۰۲۱
lrq	-۲/۱۲۹۷	۰/۰۱۶۶

منبع: یافته‌های تحقیق

* با توجه به وجود روند در شاخص قیمت، ایستایی این متغیر در حالت وجود روند (حول روند) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون ریشه واحد ایم-پسران-شین (IPS) نشان می‌دهد که مقدار احتمال برای تمامی متغیرهای مورد بررسی کمتر از سطح معنی‌داری ۵ درصد (۰.۰۵) است. بنابراین، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (ناایستایی) برای همه متغیرها در سطح ۵ درصد رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که تمامی متغیرهای مدل در سطح خود ایستا (مانا) می‌باشند.

همانطور که در بخش تشریح داده‌ها بیان شد، دو متغیر نقدینگی و انتظارات تورمی به‌صورت سری زمانی در مدل وارد شده‌اند. مطابق راداتز (۲۰۰۷) بررسی مانایی این متغیرها به شکل سری زمانی انجام می‌شود. با توجه به وجود شکست‌های ساختاری متعدد در اقتصاد ایران، در پژوهش حاضر از آزمون ریشه واحد زیوت-آندریوز^۱ برای بررسی ایستایی این دو متغیر استفاده شده است (قیطاسی و همکاران، ۱۴۰۴).

جدول (۴): نتایج آزمون زیوت-آندریوز

متغیر	آماره t	سطح بحرانی ۱٪	سطح بحرانی ۵٪	سطح بحرانی ۱۰٪	سال شکست
lec	-۷/۵۱۲	-۴/۹۳	-۴/۴۲	-۴/۱۱	۱۳۹۴
lm	-۴/۴۸۲	-۴/۹۳	-۴/۴۲	-۴/۱۱	۱۳۹۸

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد زیوت-آندریوز در جدول (۴) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، آماره t برای متغیر lec برابر با ۷.۵۱۲ و برای متغیر lm برابر با ۴.۴۸۲ می‌باشد که به ترتیب در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۸ به کمترین

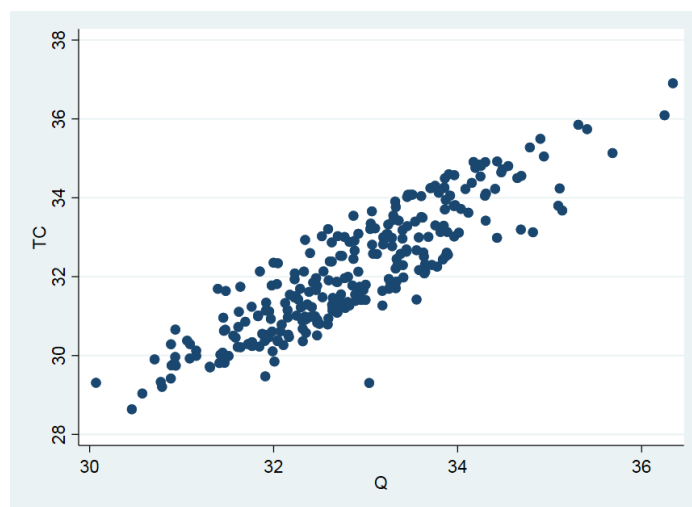
^۱ Zivot-Andrews

مقدار خود رسیده‌اند. با مقایسه این آماره‌ها با مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد (۴.۴۲-) مشخص می‌شود که هر دو آماره از مقدار بحرانی کوچک‌تر بوده و در نتیجه فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هر دو متغیر رد می‌شود. بنابراین، با در نظر گرفتن یک شکست ساختاری در روند، متغیرهای نقدینگی و انتظارات تورمی در سطح خود ایستا محسوب می‌شوند.

در ادامه این بخش، ابتدا مدل‌های اقتصادسنجی مربوط به برآورد پارامترهای روابط (۲۰) و (۲۶) تخمین زده می‌شوند. سپس، با استفاده از پارامترهای برآوردشده، تغییرات رفاهی ناشی از سیاست مورد نظر برای دو گروه مصرف کننده و تولیدکننده محاسبه خواهد گردید.

۴-۲- محاسبه شاخص لرنر

مطابق رابطه (۲۹) برای محاسبه شاخص لرنر علاوه بر کشش قیمتی تقاضا و شاخص قیمت، نیاز به هزینه نهایی خره فروشی می باشد. براساس محاسبات تحقیق حاضر، بیش از ۹۰ درصد هزینه‌های خرده فروشی مربوط هزینه کالا و خدماتی است که برای فروش خریداری شده است، بنابراین فرض می‌کنیم رابطه بین هزینه کل و مقدار فروش کالا به صورت خطی می‌باشد. شکل (۱) این رابطه را نشان می‌دهد:



شکل (۱): هزینه کل-مقدار فروش

منبع: یافته‌های تحقیق

با فرض خطی بودن هزینه نهایی، اگر صورت و مخرج رابطه (۲۹) را در Q ضرب کنیم، خواهیم داشت:

$$\frac{TR - TC}{TR} \epsilon_Q = \theta \quad (30)$$

بنابراین با داشتن فروش و هزینه کل خرده‌فروشی می‌توان شاخص لرنر تعدیل شده را محاسبه کرد. داده‌های مربوط به آمارگیری خرده فروشی از سال ۱۳۹۴-۱۴۰۲ در دسترس بود که در این بازه زمانی سال های ۱۳۹۶، ۱۳۹۹ و ۱۴۰۱ آمارگیری صورت نگرفته بود. در تحلیل‌های اقتصادسنجی داده‌های پانلی، وجود داده‌های ناقص می‌تواند منجر به کاهش کارایی برآوردها شود. به منظور کنترل این مسئله و افزایش قابلیت اطمینان نتایج، در این مطالعه از روش

جایگذاری چندمرحله‌ای^۱ استفاده شده است. این رویکرد امکان پیش‌بینی مقادیر گمشده بر اساس روابط همزمان بین متغیرهای مشاهده شده را فراهم می‌کند و به حفظ ساختار همبستگی و توزیع داده‌ها کمک می‌نماید. در این چارچوب، ابتدا داده‌های ارزش فروش خرده فروشی و هزینه‌های خرده فروشی به صورت لگاریتمی تبدیل شدند تا نوسانات غیرخطی و توزیع نامتقارن آن‌ها تعدیل شود و سپس فرآیند جایگذاری برای هر واحد مقطعی به صورت جداگانه انجام شد. همگرایی مقادیر جایگذاری شده در طول تکرارهای الگوریتم پایش و با نمودارهای مربوطه ارزیابی شد. علاوه بر این، کیفیت جایگذاری با مقایسه همبستگی داده‌ها قبل و بعد از پر کردن مقادیر گمشده و آزمون آماری (K-S)^۲ مورد اعتبارسنجی قرار گرفت.

با توجه به اینکه متغیرهای جمعیت، اشتغال، درآمد خانوار و شاخص قیمت فاقد داده‌های مفقوده در بازه زمانی مورد مطالعه بودند، از این متغیرها به عنوان متغیر کمکی جهت بازپایی داده‌های مفقوده ارزش فروش خرده فروشی و هزینه کل خرده فروشی استفاده شد.

به منظور بررسی اثر فرآیند جایگذاری بر ویژگی‌های آماری داده‌ها، حفظ توزیع متغیرها و تغییرات ساختار همبستگی بین متغیرهای کلیدی ارزیابی شد. نتایج این دو ارزیابی در جداول (۵) و (۶) ارائه شده است.

جدول (۵): نتایج آزمون آماری حفظ توزیع (Kolmogorov-Smirnov)

نتیجه‌گیری در سطح اطمینان ۹۵٪	مقدار p	آماره KS	متغیر
عدم رد فرض صفر - توزیع حفظ شد	۰/۲۰۶۸	۰/۱۳۴۴	فروش
عدم رد فرض صفر - توزیع حفظ شد	۰/۳۵۶۷	۰/۱۱۴۱	هزینه

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف نشان داد که برای متغیرهای فروش خرده فروشی و هزینه کل خرده فروشی مقادیر احتمال به ترتیب برابر با ۰/۲۰۶۸ و ۰/۳۵۶۷ بوده که بزرگ‌تر از ۰/۰۵ هستند؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر حفظ توزیع داده‌ها رد نشد. این نتایج بیانگر آن است که فرآیند ایمپوت، توزیع آماری متغیرها را به طور معنی‌داری تغییر نداده و ساختار توزیعی داده‌ها حفظ شده است.

جدول ۶. مقایسه ماتریس همبستگی متغیرهای کلیدی (قبل و بعد از ایمپوت)

تغییر مطلق	همبستگی بعد	همبستگی قبل	جفت متغیرها
۰/۰۰۴۳	۰/۹۹۵۰	۰/۹۹۹۳	فروش خرده فروشی - هزینه خرده فروشی
۰/۰۰۳۵	۰/۴۶۰۰	۰/۴۶۳۵	فروش خرده فروشی - شاخص قیمت

^۱ Iterative Imputer

^۲ Kolmogorov-Smirnov

تغییر مطلق	همبستگی بعد	همبستگی قبل	جفت متغیرها
۰/۰۲۸۱	۰/۴۹۱۸	۰/۵۱۹۹	فروش خرده فروشی - جمعیت خانوار
۰/۰۰۰۰	۰/۹۴۲۵	۰/۹۴۲۵	شاخص قیمت - تعداد شاغلین خانوار
۰/۰۰۰۰	۰/۷۲۹۸	۰/۷۲۹۸	درآمد خانوار - تعداد شاغلین خانوار
۰/۰۳۵۸	۰/۴۸۷۲	۰/۵۲۳۰	هزینه خرده فروشی - جمعیت خانوار

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه ضرایب همبستگی قبل و بعد از جایگذاری نشان داد که تغییرات ایجادشده در روابط بین متغیرها بسیار ناچیز بوده و بیشترین اختلاف مطلق تنها ۰۰۳۵۸ است. این یافته‌ها بیانگر آن است که روش جایگذاری ضمن تکمیل داده‌های مفقود، ساختار همبستگی بین متغیرهای اصلی را حفظ کرده و کمترین تأثیر را بر وابستگی‌های آماری داده‌ها داشته است.

۴-۳- محاسبه کشش عبور

رابطه (۷) با استفاده از رویکرد برآورد بیزی تخمین زده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل، شامل ضرایب برآوردشده و شاخص‌های آماری مربوط، در جدول (۷) گزارش شده است:

جدول (۷): نتایج تخمین ضرایب مدل (خروجی بیزی)

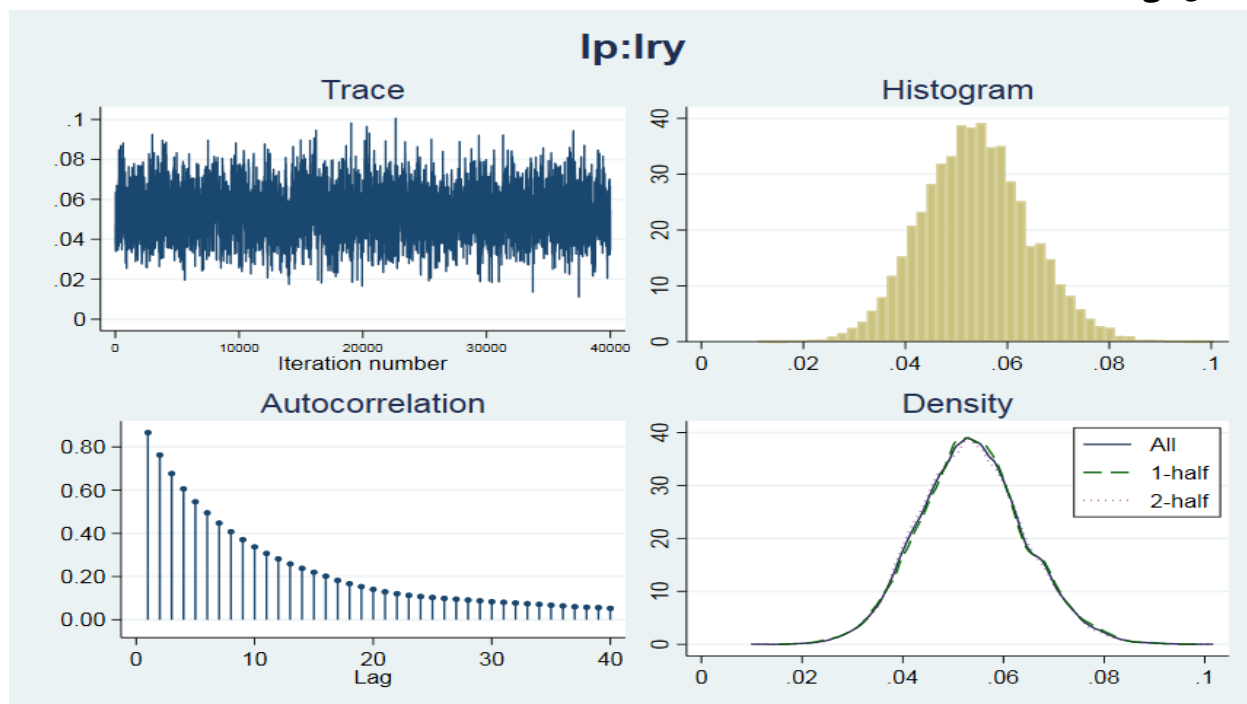
متغیر	میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد زنجیره مارکوف (MCSE)	میان	فاصله معتبر ۹۵٪ پایین	فاصله معتبر ۹۵٪ بالا
lry	۰/۰۴۸	۰/۰۱۰۱۵۰۳	۰/۰۰۰۳۹۶	۰/۰۴۷۹۶۱۲	۰/۰۲۸۷۶۲۸	۰/۰۶۸۸۵۵۵
lunemp	-۰/۰۲۰	۰/۰۲۶۲۷۵۳	۰/۰۰۰۷۹۴	-۰/۰۲۰۹۹۰	-۰/۰۷۲۹۳۶	۰/۰۲۹۳۸۴۲
lgd	۰/۶۳۳	۰/۰۷۲۴۱۵۴	۰/۰۰۱۹۴۱	۰/۶۳۳۷۷۸۵	۰/۴۹۱۳۱۷	۰/۷۷۴۳۲۱۳
lgkm	۰/۰۵۱۶	۰/۰۱۰۶۹۶۵	۰/۰۰۰۳۶۶	۰/۰۵۱۴۳۳۳	۰/۰۳۰۲۹۸۳	۰/۰۷۲۱۱۴۷
lec	۰/۰۷۲	۰/۰۲۸۸۹۶	۰/۰۰۰۶۱۲	۰/۰۷۲۸۵۴۴	۰/۰۱۶۴۹۹۶	۰/۱۲۹۴۰۶۸
lm	۰/۸۴۸	۰/۰۱۴۱۴۷۴	۰/۰۰۰۴۳۹	۰/۸۴۸۳۴۳۹	۰/۸۲۰۵۵۳	۰/۸۷۵۴۰۵۵
_cons	-۶/۱۷	۰/۳۵۴۵۱۱	۰/۰۱۵۴۵۳	-۶/۱۶۶۳۳۲	-۶/۹۳۹۴۹	-۵/۴۸۸۵۰۶

متغیر	میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد زنجیره‌مارکوف (MCSE)	میانه	فاصله معتبر ۹۵٪ پایین	فاصله معتبر ۹۵٪ بالا
var_U	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۸۶۱۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۰/۰۰۲۱۹۱۸	۰/۰۰۱۱۵۰۵	۰/۰۰۴۴۶۰۹
sigma2	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱۲۱۱۷	۷.۲۵۰۶-	۰/۰۱۵۷۴۱۶	۰/۰۱۳۶۱۰۹	۰/۰۱۸۳۴۶۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد بیزی نشان می‌دهد که ضرایب برآوردشده متغیرهای مدل به ویژه ضریب lry ، با مبانی نظری و پیشینه پژوهش سازگار هستند. همچنین، کوچک بودن مقادیر خطای استاندارد زنجیره مارکوف (MCSE) نسبت به انحراف معیار پسین و قرار گرفتن مقادیر برآوردی در فواصل معتبر ۹۵ درصد، بیانگر همگرایی مناسب زنجیره‌های مارکوف و پایداری برآوردهای بیزی است.

با توجه به اینکه هدف تخمین رابطه (۷) برآورد ضریب متغیر lry و محاسبه کشش عبور می‌باشد، به منظور ارزیابی اعتبار برآوردهای بیزی، آزمون‌های تشخیصی پسین برای متغیر lry مورد بررسی قرار گرفت. شکل (۲) نتایج آزمون‌ها را نشان می‌دهد:



شکل (۲): بررسی همگرایی و توزیع پسین پارامتر lry در مدل بیزی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار تریس^۱ نشان می‌دهد که زنجیره مارکوف پس از دوره ابتدایی به‌صورت پایدار حول مقدار میانگین نوسان داشته و روند یا جابه‌جایی نظام‌مند در آن مشاهده نمی‌شود؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که زنجیره به توزیع پسین همگرا شده است. همچنین، هیستوگرام و نمودار چگالی بیانگر آن هستند که توزیع پسین پارامتر تقریباً نزدیک به توزیع نرمال بوده و انطباق بسیار مناسب چگالی کل نمونه با نیمه اول و نیمه دوم زنجیره، مؤید پایداری نمونه‌گیری و همگرایی مطلوب الگوریتم MCMC است. همچنین خودهمبستگی با افزایش وقفه‌ها به طور یکنواخت کاهش یافته و به سمت صفر میل می‌کند.

در مجموع، نتایج آزمون‌های تشخیصی پسین حاکی از همگرایی مناسب زنجیره‌های مارکوف، پایداری برآوردها و قابلیت اتکای نتایج حاصل از تخمین بیزی است.

۴-۴- محاسبه کشش تقاضا نسبت به قیمت و یارانه

به‌منظور اندازه‌گیری کشش قیمتی و کشش یارانه نسبت به مصرف، رابطه (۴) در چارچوب مدل متغیرهای ابزاری مبتنی بر روش حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت برآورد شد. از آنجا که مطابق رابطه (۱۸)، محاسبه کشش یارانه برای دو گروه خانوارهای یارانه‌بگیر و کل خانوارها (شامل خانوارهای یارانه‌بگیر و غیر یارانه‌بگیر) مورد نیاز است، برآورد مدل به‌طور جداگانه برای هر یک از این دو گروه انجام گرفت.

۴-۴-۱- محاسبه کشش تقاضا نسبت به قیمت و یارانه برای خانوار یارانه بگیر

نتایج حاصل از برآوردهای رابطه (۴) برای خانوار یارانه بگیر در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول (۸): نتایج تخمین رابطه (۲۶)-خانوار یارانه بگیر

متغیر	ضریب	خطای استاندارد روباست	z	p مقدار	فاصله اطمینان ۹۵٪
lp (درون‌زا)	۰/۱۶۵۴	۰/۰۲۱۸	-۷/۶۰	۰/۰۰۰	[-۰/۱۲۲۷، ۰/۲۰۸۰]
lry	۰/۰۳۷۳	۰/۰۱۳۱	۲/۸۵	۰/۰۰۴	[۰/۰۶۲۹، ۰/۰۱۱۷]
lec	۰/۰۸۰۵	۰/۰۳۵۱	۲/۳۰	۰/۰۲۲	[۰/۱۴۹۲، ۰/۰۱۱۸]
lw	۰/۳۷۴۲	۰/۱۵۶۷	۲/۳۹	۰/۰۱۷	[۰/۶۸۱۳، ۰/۰۶۷۱]
lgd	۰/۵۰۴۶	۰/۱۰۲۰	۴/۹۵	۰/۰۰۰	[۰/۷۰۴۶، ۰/۳۰۴۶]
lmohsel	۰/۵۳۹۴	۰/۱۴۰۰	۳/۸۵	۰/۰۰۰	[۰/۸۱۳۷، ۰/۲۶۵۲]
lc1	۰/۵۶۱۵	۰/۱۹۵۸	۲/۸۷	۰/۰۰۴	[۰/۹۴۵۴، ۰/۱۷۷۷]

منبع: یافته‌های تحقیق

^۱ Trace

مطابق جدول (۸)، نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای وارد شده به مدل از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند؛ به گونه‌ای که مقادیر احتمال برای تمامی ضرایب کمتر از ۰.۰۵ بوده و فواصل اطمینان ۹۵ درصد نیز مقدار صفر را دربر نمی‌گیرند. همچنین، علامت ضرایب برآورد شده با انتظارات نظری مطرح شده در بخش مبانی نظری پژوهش سازگار است.

به منظور ارزیابی اعتبار برآوردهای حاصل از مدل متغیرهای ابزاری، آزمون‌های تشخیصی شناسایی و اعتبار ابزارها انجام شد. نتایج در جدول (۹) گزارش شده است:

جدول (۹): آزمون‌های ابزار و اعتبار مدل - خانوار یارانه بگیر

نتیجه	آماره	آزمون
مدل شناساست	$\chi^2(70) = 0.000$ (Kleibergen-Paap rk LM)	آزمون زیرشناسایی
ابزار قوی است	$F(4110.88) = 0.000$ (Cragg-Donald Wald F) (بسیار بزرگتر از مقادیر بحرانی)	آزمون شناسایی ضعیف
مدل دقیقاً شناساست (تعداد ابزار = تعداد متغیرهای درون‌زا)	۰/۰۰۰	آزمون اضافه‌شناسایی (Hansen J)

منبع: یافته‌های تحقیق

در مجموع، نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که مدل از نظر شرط شناسایی، قدرت ابزارها و ساختار شناسایی در وضعیت مطلوبی قرار دارد؛ از این رو، ضرایب برآورد شده و کشش‌های استخراج شده از مدل از اعتبار اقتصادسنجی لازم برای تحلیل و استنباط برخوردار هستند.

۴-۴-۲- محاسبه کشش تقاضا نسبت به قیمت و یارانه برای خانوار کل

نتایج تخمین رابطه (۴) برای خانوار کل، در جدول (۱۰) ارائه شده است:

جدول (۱۰): نتایج تخمین رابطه (۲۶) - خانوار کل

متغیر	ضریب	خطای استاندارد روباست	z	مقدار p	فاصله اطمینان ۹۵٪
lp (درون‌زا)	-۰/۱۳۸۹	۰/۰۲۱۰	-۶/۶۲	۰/۰۰۰	[-۰/۰۹۷۸، -۰/۱۸۰۰]
lry	۰/۰۳۸۵	۰/۰۱۳۳	۲/۸۹	۰/۰۰۴	[۰/۰۶۴۶، ۰/۰۱۲۴]
lec	۰/۱۵۴۷	۰/۰۳۶۷	۴/۲۲	۰/۰۰۰	[۰/۲۲۶۶، ۰/۰۸۲۹]
lw	۰/۴۳۵۵	۰/۱۵۷۷	۲/۷۶	۰/۰۰۰۶	[۰/۷۴۴۶، ۰/۱۲۶۳]
lgd	۰/۰۴۵۷	۰/۰۱۹۹	۲/۳۰	۰/۰۲۲	[۰/۰۸۴۸، ۰/۰۰۶۷]

متغیر	ضریب	خطای استاندارد روباست	z	مقدار p	فاصله اطمینان ۹۵٪
Imohasel	۰/۶۶۵۲	۰/۱۴۱۰	۴/۷۲	۰/۰۰۰	[۰/۹۴۱۴، ۰/۳۸۸۹]
lc1	۱/۰۷۴۱	۰/۲۱۵۳	۴/۹۹	۰/۰۰۰	[۱/۴۹۶۰، ۰/۶۵۲۱]

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که جدول (۱۰) نشان می‌دهد، تمامی متغیرهای توضیحی دارای ضرایبی با معنی‌داری آماری مناسب هستند؛ به‌گونه‌ای که مقادیر احتمال کمتر از ۰.۰۵ و فواصل اطمینان ۹۵ درصد برای تمامی ضرایب، مقدار صفر را شامل نمی‌شود. افزون بر این، جهت اثر متغیرهای توضیحی کاملاً با چارچوب نظری و روابط مورد انتظار در مبانی نظری پژوهش همخوانی دارد که مؤید اعتبار نتایج برآورد است.

آزمون‌های تشخیصی شناسایی و اعتبار ابزارها برای خانوار کل در جدول (۱۱) گزارش شده است:

جدول (۱۱): آزمون‌های ابزار و اعتبار مدل

نتیجه	آماره	آزمون
مدل شناساست	$\chi^2(62.48) = p=0.000$ (Kleibergen-Paap rk LM)	آزمون زیرشناسایی
ابزار بسیار قوی است	$F(3949.28) =$ Cragg-Donald Wald	آزمون شناسایی ضعیف
مدل دقیقاً شناساست	۰/۰۰۰	Hansen J آزمون اضافه‌شناسایی

نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که مدل از نظر شرط شناسایی، قدرت ابزارها و ساختار شناسایی در وضعیت قابل قبولی قرار دارد.

۵-۴- اندازه‌گیری مازاد رفاهی مصرف‌کننده و تولیدکننده

با توجه به مباحث فوق برای محاسبه سایر پارامترها ابتدا کشش‌ها محاسبه شدند. جدول (۱۲) کشش‌های محاسبه شده از محاسبات را نشان می‌دهد:

جدول (۱۲): کشش‌های محاسبه شده

نحوه محاسبه	مقدار محاسبه شده	شرح	علامت
با استفاده از رابط (۴)، ارائه شده در جدول (۸)	-۰/۱۳	کشش قیمتی تقاضا	ϵ_D
با استفاده از رابط (۴)، ارائه شده در جدول (۶)	۰/۰۳۷	کشش تقاضای افراد یارانه بگیر نسبت به یارانه	$\epsilon_{Q^{D,S,b}}$
با استفاده از رابط (۷)، ارائه شده در جدول (۵)	۰/۰۴۸	کشش عبور	ϵ_p
با استفاده از رابط (۴)، ارائه شده در جدول (۸)	۰/۰۳۸	کشش تقاضای کل نسبت به یارانه	$\epsilon_{Q,b}$

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۲)، کشش قیمتی تقاضا برابر با $-1/3$ به دست آمده است. منفی بودن کشش قیمتی تقاضا، بیانگر رابطه معکوس میان قیمت و مقدار تقاضا بوده و با مبانی نظری تابع تقاضا سازگار است. همچنین، قرار گرفتن قدر مطلق کشش در بازه $(-1, 0)$ نشان‌دهنده کم‌کشش بودن تقاضا نسبت به تغییرات قیمت است. این نتیجه با یافته‌های لیونگ و سئو (۲۰۲۳) نیز هم‌راستا است.

همچنین، کشش تقاضای افراد یارانه‌بگیر نسبت به یارانه برابر با $0/037$ محاسبه شده است. مثبت بودن این کشش نشان می‌دهد که افزایش میزان یارانه با افزایش تقاضای افراد دریافت‌کننده یارانه همراه است. قرار گرفتن در بازه $(-1, 0)$ با یافته‌های لیونگ و سئو (۲۰۲۳) مطابقت دارد.

نتایج محاسبه کشش عبور نیز مقدار $0/048$ را نشان می‌دهد. مثبت بودن این مقدار حاکی از آن است که بخشی از تغییرات یارانه در قیمت کالا منعکس می‌شود. با این حال، مقدار کشش عبور بسیار کمتر از یک است؛ بنابراین، انتقال یارانه به قیمت کامل نیست. بر اساس این برآورد، یک درصد افزایش در میزان یارانه، به‌طور متوسط با حدود $0/048$ درصد افزایش در قیمت مواجه است. این نتایج با یافته‌های لیونگ و سئو (۲۰۲۳)، ایگر (۲۰۲۲) و آلن (۲۰۲۵) هم‌راستا می‌باشد.

در نهایت، کشش تقاضای کل نسبت به یارانه برابر با $0/038$ به دست آمده است. علامت مثبت این کشش نشان‌دهنده رابطه مستقیم میان میزان یارانه و تقاضای کل است. به عبارت دیگر، افزایش یارانه با افزایش تقاضای کل در بازار همراه است. مثبت بودن کشش تقاضای کل نسبت به یارانه و قرار گرفتن در بازه $(-1, 0)$ مطابق یافته‌های لیونگ و سئو (۲۰۲۳) می‌باشد.

پس از محاسبه کشش قیمتی تقاضا، شاخص لرنر تعدیل شده برای سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۹۴ مطابق رابطه (۳۰) به شکل زیر برآورد شد:

جدول (۱۳): شاخص لرنر

سال	مقدار
۱۳۹۴	$0/0286$
۱۳۹۵	$0/0150$
۱۳۹۶	$0/0234$
۱۳۹۷	$0/0281$
۱۳۹۸	$0/0213$
۱۳۹۹	$0/0223$
۱۴۰۰	$0/0244$
۱۴۰۱	$0/0250$
۱۴۰۲	$0/0215$

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۳)، مثبت بودن شاخص لرنر در تمامی سال‌های مورد بررسی نشان‌دهنده وجود فاصله میان قیمت و هزینه نهایی و در نتیجه، برخورداری بنگاه‌های مورد مطالعه از قدرت بازار است. روند شاخص حاکی از آن است که قدرت بازار طی دوره مورد بررسی ثابت نبوده و متناسب با شرایط بازار، در برخی سال‌ها افزایش و در برخی سال‌ها

کاهش یافته است. افزایش شاخص لرنر را می‌توان به افزایش نسبی فاصله قیمت از هزینه نهایی تعبیر کرد، در حالی که کاهش آن بیانگر محدودتر شدن این فاصله است. با داشتن پارامترهای مورد نیاز، تغییرات مازاد رفاهی مصرف‌کننده و خرده‌فروش مطابق رابطه‌های (۱۸) و (۲۳) محاسبه شد. جدول (۱۴) میانگین تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان و خرده‌فروشان را طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۴۰۲ نشان می‌دهد:

جدول (۱۴): تغییرات رفاهی

تغییرات کل مازاد رفاهی خرده‌فروشان	تغییرات کل مازاد رفاهی خانوار	تغییرات مازاد رفاهی غیر یارانه بگیران	تغییرات مازاد رفاهی یارانه بگیران
۱/۵۱	۵/۰۱	-۰/۲۱	۵/۲۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج ارائه‌شده در جدول نشان می‌دهد که افزایش یارانه‌ها پیامدهای رفاهی معنادار و ناهمگنی بر خرده‌فروشان، خانوار یارانه بگیر و خانوار غیر یارانه بگیر داشته و از طریق سازوکارهای قیمتی، توزیع مازاد رفاهی را میان مصرف‌کنندگان یارانه‌بگیر، مصرف‌کنندگان غیر یارانه‌بگیر و خرده‌فروشان بازتخصیص داده است. این نتایج بیانگر آن است که اثرات رفاهی یارانه‌ها فراتر از گروه هدف بوده و کل بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش یارانه‌ها به‌طور مستقیم موجب افزایش رفاه مصرف‌کنندگان یارانه‌بگیر شده است. در صورتی برای مصرف‌کنندگان غیر یارانه بگیر زیان رفاهی به دنبال داشته است.

با وجود کاهش رفاه مصرف‌کنندگان غیر یارانه‌بگیر، تغییرات کل مازاد مصرف‌کننده مثبت است. این یافته نشان می‌دهد که افزایش رفاه مصرف‌کنندگان یارانه‌بگیر از نظر بزرگی بر کاهش رفاه سایر مصرف‌کنندگان غالب بوده و در مجموع، یارانه‌ها منجر به افزایش خالص رفاه مصرف‌کننده شده‌اند.

نتایج جدول (۱۲) نشان می‌دهد خرده‌فروشان بخش قابل‌توجهی از منافع یارانه را جذب کرده‌اند. افزایش مازاد تولیدکننده بیانگر آن است که خرده‌فروشان توانسته‌اند در پاسخ به افزایش تقاضا، قیمت‌ها را افزایش داده و از این طریق سود خود را افزایش دهند. این نتیجه دلالت بر آن دارد که ساختار بازار و میزان رقابت نقش مهمی در توزیع منافع یارانه ایفا می‌کند. در بازاری که تولیدکنندگان دارای قدرت قیمت‌گذاری هستند، بخشی از یارانه پرداختی به مصرف‌کنندگان به‌صورت افزایش سود به خرده‌فروشان منتقل می‌شود.

در مجموع، نتایج نشان می‌دهد که یارانه‌ها موجب افزایش رفاه مصرف‌کنندگان یارانه‌بگیر و خرده‌فروشان شده، در حالی که مصرف‌کنندگان غیر یارانه‌بگیر متحمل زیان رفاهی شده‌اند. این الگوی توزیع بین مصرف‌کنندگان و خرده‌فروشان مطابق با نتایج مطالعه لیونگ و سئو (۲۰۲۳) می‌باشد. بنابراین، آثار رفاهی یارانه‌ها ماهیتی بازتوزیعی دارند و از طریق سازوکار قیمت‌ها، منافع و هزینه‌ها را میان مصرف‌کنندگان یارانه بگیر، مصرف‌کنندگان غیر یارانه بگیر و خرده‌فروشان توزیع می‌کنند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که تحلیل سیاست‌های یارانه‌ای بدون توجه به آثار قیمتی و ساختار بازار می‌تواند منجر به ارزیابی ناقص پیامدهای رفاهی آن‌ها شود.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادها

این پژوهش به بررسی آثار رفاهی افزایش یارانه‌ها بر قیمت‌ها و توزیع مازاد رفاهی میان مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان پرداخت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تقاضا در بازار مورد بررسی نسبت به تغییرات قیمت و یارانه کم‌کشش است و در بازه در بازه (۰-۱) قرار دارد؛ به‌گونه‌ای که افزایش یارانه با افزایش تقاضای افراد یارانه‌بگیر و تقاضای کل همراه بوده است. همچنین، کشش عبور مثبت و کمتر از واحد نشان می‌دهد که تنها بخشی از افزایش یارانه به قیمت کالا منتقل می‌شود و انتقال آن به قیمت کامل نیست. از سوی دیگر، مثبت بودن شاخص لرنر در تمامی سال‌های مورد بررسی بیانگر وجود فاصله میان قیمت و هزینه نهایی و در نتیجه، وجود قدرت بازار در بازار مورد مطالعه است.

اندازه‌گیری تغییرات مازاد رفاهی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان نشان داد که یارانه‌ها، علاوه بر اثرات مستقیم حمایتی، از طریق سازوکارهای قیمتی پیامدهای غیرمستقیم و توزیعی مهمی در بازار ایجاد می‌کنند که ارزیابی جامع آن‌ها برای طراحی بهینه سیاست‌های حمایتی ضروری است. یافته‌ها حاکی از آن است که افزایش یارانه‌ها به‌طور معناداری رفاه مصرف‌کنندگان یارانه‌بگیر را افزایش می‌دهد. این نتیجه بیانگر آن است که یارانه‌ها در کاهش محدودیت بودجه‌ای گروه‌های هدف و افزایش مصرف واقعی آن‌ها نقش مؤثری ایفا می‌کنند و از این منظر، هدف اصلی سیاست یارانه‌ای تا حد زیادی محقق می‌شود. در مقابل، مصرف‌کنندگان غیر یارانه‌بگیر به دلیل افزایش قیمت‌ها با کاهش مازاد رفاهی مواجه می‌شوند که نشان‌دهنده انتقال بخشی از هزینه سیاست به این گروه است. در عین حال، نتایج نشان می‌دهد که مازاد کل مصرف‌کننده مثبت باقی می‌ماند؛ به این معنا که افزایش رفاه مصرف‌کنندگان یارانه‌بگیر از نظر بزرگی بر زیان تحمیل‌شده به سایر مصرف‌کنندگان غلبه می‌کند. این امر دلالت بر آن دارد که سیاست یارانه‌ای، حداقل از منظر رفاه مصرف‌کننده در سطح کل بازار، دارای اثر خالص مثبت است. با این حال، ناهمگنی آثار رفاهی میان گروه‌های مختلف مصرف‌کننده بیانگر آن است که تحلیل رفاه اجتماعی نباید صرفاً به تغییرات رفاه کل اکتفا کند، بلکه باید پیامدهای توزیعی سیاست را نیز در نظر گیرد.

از سوی دیگر، افزایش معنادار مازاد تولیدکننده نشان می‌دهد که تولیدکنندگان و خرده‌فروشان نیز از افزایش یارانه‌ها منتفع می‌شوند. این نتیجه بیانگر آن است که در حضور قدرت بازار، بخشی از یارانه پرداختی به مصرف‌کنندگان به‌صورت افزایش قیمت‌ها و سود به سمت تولیدکنندگان منتقل می‌شود. بنابراین، ساختار بازار و میزان رقابت نقش تعیین‌کننده‌ای در توزیع نهایی منافع یارانه دارد و می‌تواند اثربخشی سیاست‌های حمایتی را تحت تأثیر قرار دهد. از آنجا که بخشی از یارانه از طریق افزایش قیمت‌ها خنثی می‌شود، سیاست‌گذار باید در تعیین سطح یارانه، اثرات قیمتی آن را لحاظ کرده و در صورت لزوم، سطح یارانه اسمی را برای حفظ قدرت خرید واقعی گروه هدف تعدیل کند. همچنین افزایش مازاد تولیدکننده نشان می‌دهد که قدرت بازار می‌تواند نقش مهمی در جذب منافع یارانه داشته باشد. سیاست‌های تقویت رقابت، کاهش موانع ورود و نظارت بر قیمت‌ها می‌تواند سهم بیشتری از منافع یارانه را به مصرف‌کنندگان منتقل کند. زیان رفاهی مصرف‌کنندگان غیر یارانه‌بگیر، به‌ویژه گروه‌های نزدیک به آستانه دریافت یارانه، نشان می‌دهد که بهبود معیارهای شناسایی و هدف‌گیری می‌تواند از پیامدهای توزیعی نامطلوب بکاهد. علاوه بر این، اجرای هم‌زمان یارانه‌های تقاضامحور با سیاست‌های تقویت عرضه (مانند حمایت از افزایش ظرفیت تولید یا کاهش هزینه‌های توزیع) می‌تواند فشار قیمتی ناشی از افزایش تقاضا را کاهش دهد.

در مجموع، این پژوهش نشان می‌دهد که یارانه‌ها دارای آثار رفاهی چندبعدی هستند: از یک‌سو، رفاه گروه‌های هدف را به‌طور قابل توجهی افزایش می‌دهند و از سوی دیگر، از طریق افزایش قیمت‌ها موجب بازتوزیع رفاه به نفع تولیدکنندگان و به زیان مصرف‌کنندگان غیرهدف می‌شوند. این نتایج تأکید می‌کند که طراحی بهینه سیاست‌های یارانه‌ای مستلزم توجه هم‌زمان به اثرات قیمتی، ساختار بازار و پیامدهای توزیعی است. بر این اساس، توصیه می‌شود سیاست‌گذاران در کنار افزایش یا تداوم یارانه‌ها، به اجرای سیاست‌های مکمل مانند تقویت رقابت در بازارها، بهبود هدفمندی یارانه‌ها و تعدیل سطح یارانه با در نظر گرفتن اثرات قیمتی توجه ویژه داشته باشند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Ajodani, E., Yavari, G., Mahmoudi, A., Khaledi, M., & Nikoukar, A. (2021). An Effective Model for Evaluating Wheat Supportive Government Policies: Error Minimization Approach. *Agricultural Economics and Development*, 28(112), 269–305. (in Persian)
2. Albert, A., Ibeji, N., Owusu, F., & Nguyen, T. (2025). Narrative disclosure tone and bank risk: the role of economic policy uncertainty. *Managerial and Decision Economics*, 46(6), 3428-3447.
3. Allen, I. V., & Gentilini, U. (2025). Cash transfers and inflation: An overview of the evidence.
4. Belleflamme, P., & Peitz, M. (2015). *Industrial organization: markets and strategies*. Cambridge University Press.
5. Bittmann, T., Loy, J. P., & Anders, S. (2020). Product differentiation and cost pass-through: industry-wide versus firm-specific cost shocks. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(4), 1184-1209.
6. Burmeister, E., & Wall, K. D. (1982). Kalman filtering estimation of unobserved rational expectations with an application to the German hyperinflation. *Journal of Econometrics*, 20(2), 255-284.
7. Chintapalli, P., & Tang, C. S. (2022). Crop minimum support price versus cost subsidy: Farmer and consumer welfare. *Production and Operations Management*, 31(4), 1753-1769.
8. Copestake, A., & Bellon, M. (2022). Supply and Demand Determinants of Heterogeneous Vat Pass-Through. Available at SSRN 4207882.
9. Cunha, J. M., De Giorgi, G., & Jayachandran, S. (2019). The price effects of cash versus in-kind transfers. *The Review of Economic Studies*, 86(1), 240-281.
10. D'Acunto, F., Hoang, D., & Weber, M. (2015). Inflation expectations and consumption expenditure. *Chicago Booth Global Markets Working Paper Series*.
11. Duraisamy, P., & Duraisamy, M. (2016). Contemporary issues in Indian higher education: Privatization, public and household expenditures and student loan. *Higher Education for the Future*, 3(2), 144-163.
12. Egger, D., Haushofer, J., Miguel, E., Niehaus, P., & Walker, M. (2022). General equilibrium effects of cash transfers: experimental evidence from Kenya. *Econometrica*, 90(6), 2603-2643.
13. Ernst, H. (2001). Patent applications and subsequent changes of performance: evidence from time-series cross-section analyses on the firm level. *Research Policy*, 30(1), 143-157.
14. Fabinger, M., & Weyl, E. G. (2012). Pass-through and demand forms. *This work is in progress. For a draft of notes, contact Glen Weyl at weyl@uchicago.edu*.
15. Fisher, I. (2024). A statistical relation between unemployment and price changes. In *The Works of Irving Fisher Vol 8* (pp. 47-60). Routledge.
16. Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. In *A theory of the consumption function* (pp. 20-37). Princeton University Press.
17. Froeb, L., Tschantz, S., & Werden, G. J. (2005). Pass-through rates and the price effects of mergers. *International Journal of Industrial Organization*, 23(9-10), 703-715.
18. Gardeazabal, J., & Polo-Muro, E. (2025). Household consumption responses to unanticipated labor market transitions. *Review of Economics of the Household*, 1-33.
19. Gary, K. (2003). *Bayesian econometrics*. England.
20. Gheitasi, E., Mozaffari, Z., & Amani, R. (2025). Investigating the effect of economic security on income inequality in Iran. *Quarterly Journal of Defense Economics and Sustainable Development*, 10(37), 17–33. (in Persian)
21. Goldin, J., Homonoff, T., & Meckel, K. (2022). Issuance and incidence: Snap benefit cycles and grocery prices. *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(1), 152-178.
22. Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180-205.
23. Hamilton, J. D. (1994). State-space models. *Handbook of econometrics*, 4, 3039-3080.

24. Ihugba, O. A., Obiukwu, S., Akobundu, P. L., Osunkwo, T., Oyalede, O., & Okonkwo, K. (2022). Effect of Household Income and Expenditure on Tertiary School Enrolment in Nigeria. *International Journal of Educational Administration and Policy Studies*, 14(2), 87-98.
25. Ilyas, R., Hussain, K., Ullah, M. Z., & Xue, J. (2022). Distributional impact of phasing out residential electricity subsidies on household welfare. *Energy Policy*, 163, 112825.
26. Jaravel, X. (2018, May). What Is the Impact of Food Stamps on Prices and Product Variety? The Importance of the Supply Response. In *AEA Papers and Proceedings* (Vol. 108, pp. 557-561). American Economic Association.
27. Jasova, E. (2019). Development of demand-related inflation pressures originating from the household sector in the Czech Republic. *International journal of business & management*, 7(2), 110-126.
28. John Maynard, K. (2003). *The general theory of employment, interest and money*.
29. Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems.
30. Kaneko, S., & Toyama, Y. (2023). Demand Estimation with Flexible Income Effect: An Application to Pass-through and Merger Analysis. *SSRN*.
31. Kaviani, Z., & Farajnia, S. (2024). Estimating inflation expectations (1): A review of the importance of measuring inflation expectations and methods for measuring them in Iran. *Islamic Consultative Assembly Research Center*. (in Persian)
32. Lacey, L. F. (2021). On the nature of monetary and price inflation and hyperinflation. *arXiv preprint arXiv:2109.12980*.
33. Leung, J. H., & Seo, H. K. (2023). How do government transfer payments affect retail prices and welfare? Evidence from SNAP. *Journal of Public Economics*, 217, 104760.
34. Liu, D., Liu, M., Xu, E., Pang, B., Guo, X., Xiao, B., & Niu, D. (2018). Comprehensive effectiveness assessment of renewable energy generation policy: A partial equilibrium analysis in China. *Energy Policy*, 115, 330-341.
35. Machlup, F. (1960). Another view of cost-push and demand-pull inflation. *The Review of Economics and Statistics*, 125-139.
36. Madudova, E., & Corejova, T. (2023). The issue of measuring household consumption expenditure. *Economies*, 12(1), 9.
37. Mincer, J. (1960). Employment and consumption. *The Review of Economics and Statistics*, 20-26.
38. Motameni, M., Zaroki, S., & Mohammadian, D. (2023). An Asymmetric Analysis of Income Inequality and Inflation on Economic Wellbeing in Iran. *Journal of Economic Research*, 58(2), 281-313. (in Persian)
39. Part, S., Khanzadi, A., & Sharif Karimi, M. (2021). The impact of social capital support strategies with an emphasis on subsidy policies. *Strategic and Macro Policies*, 1(9), 104-133. (in Persian)
40. Pétursson, T. G. (2022). Long-term inflation expectations and inflation dynamics. *International Journal of Finance & Economics*, 27(1), 158-174.
41. Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 254-281.
42. Raddatz, C. (2007). Are external shocks responsible for the instability of output in low-income countries?. *Journal of Development Economics*, 84(1), 155-187.
43. Richard, E., Heuth, D. L., & Schmitz, A. (2004). *The Welfare Economics of Public Policy*. Books.
44. Sourì, A. (2021). *Econometrics (Vol. 3: Advanced)*. Tehran, Iran: Noor-e Elm Publications. (in Persian)
45. Stylianou, T., Nasir, R., & Waqas, M. (2024). The relationship between money supply and inflation in Pakistan. *PLOS ONE*, 19(3), e0301257.
46. Weyl, E. G., & Fabinger, M. (2013). Pass-through as an economic tool: Principles of incidence under imperfect competition. *Journal of Political Economy*, 121(3), 528-583.
47. Zamani, O., Bittmann, T., & Loy, J. P. (2024). Does the internet bring food prices closer together? Exploring search engine query data in Iran. *Journal of Agricultural Economics*, 75(2), 688-715.