

Analyzing the Economic Impacts of Increasing Urban Renewal Charges on Essential Household Expenditures in Iran: A System GMM Approach

Original Article

Morteza Mishkar Motlagh^{1*}, Mohammadreza ArabMoghadam²

1- Ph.D. Candidate in Finance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

2- M.A. in Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran

ARTICLE INFO

Article History

Received: 2025-06-08

Revised: 2025-07-17

Accepted: 2025-07-19

Keywords

Fiscal Equity
Household Expenditures
Sustainable Urban Economics
System GMM Model
Urban Renewal Charges
Welfare Distribution

ABSTRACT

Introduction

One of the structural challenges of urban fiscal governance in Iran is the heavy reliance of municipalities on unstable and unpredictable revenue sources, such as the sale of building density rights. This reliance threatens municipalities' financial sustainability, leading to unregulated urban development, increased spatial inequality, and intensified negative environmental impacts. In such a context, attention to sustainable and efficient revenue sources, including local taxes such as urban renovation levies, is an inevitable necessity for achieving sustainable urban development aligned with the principles of tax justice. As a form of property taxation, urban renovation levies play a significant role in municipal finance in many countries. However, in Iran, the share of this revenue source in total municipal income has been negligible and declining, particularly in the metropolis of Tehran, where in 2020, the share of these levies was estimated at 2.1 percent of the municipality's total revenue. In contrast, the average share of property taxes in OECD countries has been reported to exceed 40 percent. In response to this situation, the "Law on Sustainable Revenue for Municipalities and Rural Administrations" was enacted in 2022, one of whose objectives was to increase the rate of urban renovation levies from 1.5 to 2.5 percent of property value.

However, any increase in the rate of urban renovation levies may have welfare and distributional effects on urban households, especially tenants, through higher housing rents. Theoretical literature suggests that property taxes may be fully or partially passed on to tenants in unregulated rental markets with inelastic supply. From this perspective, an increase in renovation levies could, by raising rental costs, impose additional pressure on household consumption expenditure. Despite the importance of this issue, limited attention has been paid in the Iranian literature to the economic and social implications of renovation levies on household budgets. Accordingly, this study aims to fill this knowledge gap by analyzing the impact of increased urban renovation levies on the expenditure basket of urban households in Iran.

Materials and Methods

A balanced panel dataset comprising 341 provincial-level observations covering the period 2011–2021 is employed to analyze the economic impact of urban renovation levies. Due to the unavailability of disaggregated data on actual household-level payments of renovation levies, the variable "household rental and housing expenditure" is used as a proxy for renovation levies in the model. This selection is grounded in the economic rationale of tax incidence passed from landlords to ten-

* Corresponding author: mortezamotlagh@ut.ac.ir

ants in rental markets. It is consistent with the global literature's established theoretical frameworks and empirical evidence.

The analysis focuses on four main dependent variables, representing key household expenditure categories: food, clothing, transportation, and healthcare. Each category was estimated separately within its model specification. Control variables include per capita household income, housing prices, and human capital (measured as the average years of schooling among the employed population). A dynamic panel data model was used for the empirical estimation, utilizing the System Generalized Method of Moments (System GMM) approach. This method addresses endogeneity, lagged effects, heteroskedasticity, and serial correlation. All estimations were conducted using Stata software and validated through standard diagnostic tests, including the Arellano–Bond, Hansen, difference-in-Hansen, and Wald tests.

In the policy analysis section, two internationally comparable indicators were used to assess the fiscal burden of renovation levies: (1) the ratio of per capita property tax to per capita household income, and (2) the share of renovation levies in the municipal budget. Based on these indicators, two policy scenarios for increasing renovation levies were formulated, and their effects on household expenditures were simulated using the estimated coefficients from the System GMM models.

Findings

The findings of this study are based on the estimation of four separate models corresponding to the main components of urban household expenditure: food, clothing, transportation, and healthcare. The results indicate that the response of these categories to increases in rental expenditure, which serves as a proxy for urban renovation levies in this study, is not uniform across categories.

In the food expenditure model, rental costs exhibit a statistically significant negative association with food spending. More specifically, the estimated coefficient for rent is -0.166 , which is significant at the 5% level. This suggests that as housing rents increase, households reduce their food expenditure—albeit modestly in absolute terms. Among the control variables, both per capita income and housing prices show positive and significant effects on food expenditure, while human capital is not statistically significant.

In the clothing expenditure model, the effect of rent is again negative and statistically significant, with a coefficient of -0.357 at the 1% significance level. This finding suggests that, similar to food, clothing is a flexible expenditure item that tends to decline when housing costs rise. Income and housing prices remain significant and positively correlated with clothing expenditure, while human capital remains statistically insignificant.

The rent variable in the transportation expenditure model does not show a statistically significant effect. This lack of association can be attributed to the relatively inelastic nature of transportation needs in urban life, such as commuting for work, education, or accessing services, which are less likely to be adjusted in response to rising rents. Notably, per capita income demonstrates a substantial and significant positive effect, indicating that higher income directly contributes to increased transportation spending. In the healthcare expenditure model, rental costs again show no significant effect. The only statistically significant predictor in this model is per

capita income, with a coefficient of 1.04, which is important at the 1% level. This underscores the idea that healthcare expenditures are primarily driven by income levels rather than rent-induced financial stress. Other control variables, including housing prices and human capital, are not statistically significant in this model. The validity of the econometric framework was confirmed through diagnostic tests. None of the models exhibited second-order autocorrelation; the Hansen and difference-in-Hansen tests confirmed the validity of the instruments; and the Wald test verified the overall significance of the models. These diagnostic results reinforce the robustness of the System GMM estimation strategy adopted in this study.

Two scenarios for increasing urban renovation levies were developed to assess policy implications. Scenario 1 reflects a 66% increase in levies, aligning with the legal adjustment from 1.5% to 2.5% as legislated in the 2022 Law on Sustainable Revenue for Municipalities. Scenario 2 assumes a 566% increase, aimed at aligning current levy levels with the average benchmarks observed in developed countries. Applying the estimated coefficients to these two scenarios reveals that, under Scenario 1, household food expenditure would decrease by approximately 0.16% and clothing by 0.12%. Under Scenario 2, these reductions would reach 0.47% and 1.01%, respectively. These results suggest that, even with substantial increases in urban renovation levies, the resulting welfare impact on urban household budgets remains marginal and does not constitute a significant economic threat.

Conclusion

This study, using empirical data and estimated via the System Generalized Method of Moments (System GMM), finds that increasing urban renovation levies in Iran has a statistically significant but economically modest impact on two key components of household expenditure, namely, food and clothing, while no significant effects are observed on transportation or healthcare spending. These findings suggest that policy discourse may have overstated concerns about severe economic pressure on urban households resulting from such tax increases.

From a policy perspective, the results indicate a viable opportunity to reform the municipal revenue structure by increasing the share of urban renovation levies without causing substantial disruption to household budgets. If implemented gradually, accompanied by transparent public communication and adherence to principles of social equity, such reforms could serve as a meaningful step toward achieving sustainable urban finance. Furthermore, the findings underscore the importance of improving the quality of public services and enhancing municipal accountability to citizens. Any increase in renovation levies will only gain social legitimacy if tangible improvements in urban service delivery accompany it. Finally, this study recommends that urban policymakers move away from reliance on unsustainable revenue sources such as the sale of development rights and instead work toward developing an institutionalized, transparent, and equity-oriented local tax system. Future research should examine the distributional impacts of these policies across income deciles and assess spatial inequality in the burden of renovation levies, thereby providing valuable insights for designing equitable urban tax policy.

COPYRIGHTS

©2022 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.



HOW TO CITE THIS ARTICLE

Mishkar Motlagh M. ArabMoghadam M. Analyzing the Economic Impacts of Increasing Urban Renewal Charges on Essential Household Expenditures in Iran: A System GMM Approach. Urban Economics and Planning Vol 6(3):100-117. [In Persian]

DOI: 10.22034/UEP.2025.528659.1655



تحلیل پیامدهای اقتصادی افزایش عوارض نوسازی شهری بر هزینه‌های اساسی خانوارهای شهری در ایران: رهیافت گشتاور تعمیم یافته (GMM)

مقاله پژوهشی

مرتضی میشکار مطلق^{۱*}؛ محمدرضا عرب مقدم^۲

۱- دانشجوی دکتری مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۲- کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

چکیده

مقدمه

یکی از چالش‌های ساختاری حکمرانی مالی شهری در ایران، اتکای گسترده شهرداری‌ها به منابع ناپایدار و غیرقابل پیش‌بینی نظیر فروش تراکم است؛ امری که نه تنها پایداری مالی شهرداری‌ها را تهدید می‌کند، بلکه به گسترش شهرسازی بی‌قاعده، افزایش نابرابری فضایی و تشدید آثار منفی زیست‌محیطی نیز منجر شده است. در چنین بستری، توجه به منابع درآمدی پایدار و کارآمد، از جمله مالیات‌های محلی نظیر عوارض نوسازی شهری، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر برای تحقق توسعه شهری پایدار و منطبق با اصول عدالت مالیاتی به شمار می‌آید.

عوارض نوسازی شهری، به عنوان یکی از شکل‌های مالیات بر دارایی، در بسیاری از کشورها نقش مهمی در تأمین مالی شهرداری‌ها ایفا می‌کند. با این حال، در ایران، سهم این منبع از کل درآمدهای شهرداری‌ها ناچیز بوده و روندی کاهنده داشته است؛ به‌ویژه در کلان‌شهر تهران که در سال ۱۳۹۹، سهم این عوارض تنها حدود ۲/۱ درصد از کل درآمد شهرداری برآورد شده است. این در حالی است که میانگین سهم مالیات بر دارایی در کشورهای عضو OECD بیش از ۴۰ درصد گزارش شده است. در پاسخ به این وضعیت، قانون «درآمد پایدار شهرداری‌ها و دهیاری‌ها» در سال ۱۴۰۱ به تصویب رسید که از جمله اهداف آن، افزایش نرخ عوارض نوسازی از ۱/۵ به ۲/۵ درصد ارزش ملک بوده است.

با این حال، هرگونه افزایش در نرخ عوارض نوسازی ممکن است از مسیر افزایش اجاره‌بهای مسکن، آثار رفاهی و توزیعی بر خانوارهای شهری، به‌ویژه مستأجران، به همراه داشته باشد. ادبیات نظری نشان می‌دهد در بازارهای اجاره تنظیم‌نشده با کشش عرضه پایین، مالیات بر دارایی می‌تواند به صورت کامل یا جزئی به مستأجران منتقل شود. از این منظر، افزایش عوارض نوسازی می‌تواند از طریق افزایش هزینه اجاره، فشار مضاعفی بر اقلام مصرفی خانوار وارد کند. با وجود اهمیت این موضوع، در ادبیات داخلی ایران کمتر به تحلیل پیامدهای اقتصادی و اجتماعی عوارض نوسازی بر بودجه خانوار پرداخته شده است. از این‌رو، پژوهش حاضر با هدف پر کردن این خلأ دانشی، به تحلیل اثر افزایش عوارض نوسازی شهری بر سبد هزینه‌های خانوارهای شهری ایران می‌پردازد.

مواد و روش‌ها

برای تحلیل اثر اقتصادی عوارض نوسازی، از داده‌های پانل متوازن شامل ۳۴۱ مشاهده استانی طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. به دلیل نبود داده‌های تفکیکی درباره میزان واقعی پرداخت عوارض نوسازی در سطح خانوار، متغیر «هزینه اجاره و سکونت خانوار» به عنوان نماینده تجربی برای عوارض نوسازی در مدل لحاظ شده است. این انتخاب، مبتنی بر منطق اقتصادی انتقال مالیات‌ها از مالک به مستأجر در بازارهای اجاره‌ای است و با شواهد نظری و تجربی موجود در مطالعات جهانی نیز هم‌خوانی دارد.

اطلاعات مقاله

تاریخ‌های مقاله

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۱۸

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۴/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۴/۲۸

کلمات کلیدی

اقتصاد شهری پایدار

توزیع رفاه

عدالت مالیاتی

عوارض نوسازی شهری

مدل GMM سیستمی

هزینه‌های خانوار

* نویسنده مسئول: mortezamotlagh@ut.ac.ir

یافته تأیید می‌کند که هزینه‌های درمانی بیش از آنکه از فشار مالی ناشی از هزینه اجاره تأثیر بپذیرند، تابعی از سطح درآمد خانوار هستند. سایر متغیرها در این مدل، از جمله سرمایه انسانی و قیمت مسکن، از نظر آماری اثر معناداری نداشتند.

بر اساس نتایج آزمون‌های اعتبارسنجی مدل‌ها، چارچوب اقتصادسنجی مورد استفاده در این مطالعه از دقت و اعتبار لازم برخوردار است. در هیچ‌یک از مدل‌ها، خودهمبستگی مرتبه دوم مشاهده نشد؛ آزمون هانسن و اختلاف هانسن اعتبار ابزارهای استفاده‌شده را تأیید کرد؛ آزمون والد نیز معناداری کلی مدل‌ها را نشان داد. این شواهد، اعتبار روش برآورد GMM سیستمی در این مطالعه را تقویت می‌کند.

در ادامه، برای تحلیل آثار سیاستی، دو سناریو برای افزایش عوارض نوسازی شهری تدوین و بررسی شد. سناریوی اول معادل افزایش ۶۶ درصدی عوارض نوسازی بود که با تغییر نرخ از ۱/۵ به ۲/۵ درصد مطابقت دارد و با اصلاحات مصوب سال ۱۴۰۱ در قانون درآمد پایدار شهرداری‌ها همخوانی دارد. سناریوی دوم، افزایش ۵۶۶ درصدی را برای عوارض نوسازی شهری در نظر گرفت که هدف آن، رساندن سطح فعلی عوارض نوسازی به میانگین جهانی در کشورهای توسعه‌یافته بود.

با اعمال ضرایب به‌دست‌آمده از مدل‌های برآوردی بر این دو سناریو، مشخص شد که در حالت اول، هزینه خوراک خانوار حدود ۰/۱۶ درصد و هزینه پوشاک حدود ۰/۱۲ درصد کاهش می‌یابد. در سناریوی دوم نیز این کاهش به‌ترتیب به ۰/۴۷ درصد برای خوراک و ۱/۰۱ درصد برای پوشاک می‌رسد. این نتایج نشان می‌دهد حتی با افزایش‌های شدید در نرخ عوارض نوسازی، آثار رفاهی بر خانوارهای شهری بسیار محدود است و نمی‌توان از آن به عنوان عاملی تهدیدکننده برای بودجه خانوار یاد کرد.

نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های تجربی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی نشان داد افزایش عوارض نوسازی شهری در ایران، تأثیری معنادار اما بسیار محدود بر دو قلم از هزینه‌های اساسی خانوار، یعنی هزینه خوراک و پوشاک دارد؛ در حالی که بر سایر اقلام نظیر هزینه حمل‌ونقل و هزینه بهداشت و درمان، اثر معناداری مشاهده نمی‌شود. این یافته‌ها دلالت بر آن دارند که نگرانی‌ها درباره فشار شدید اقتصادی ناشی از افزایش این نوع مالیات بر خانوارهای شهری تا حد زیادی اغراق‌آمیز است. از منظر سیاست‌گذاری، نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده ظرفیت اصلاح ساختار درآمدی شهرداری‌ها از طریق افزایش سهم عوارض نوسازی، بدون ایجاد اختلال محسوس در بودجه خانوار است. اجرای چنین اصلاحاتی، چنانچه به صورت تدریجی، همراه با اطلاع‌رسانی شفاف و با رعایت اصول عدالت اجتماعی صورت پذیرد، می‌تواند گامی مؤثر در راستای تأمین مالی پایدار شهری باشد. افزون بر این، یافته‌ها بر ضرورت توجه به کیفیت خدمات عمومی و سطح پاسخ‌گویی شهرداری‌ها در قبال شهروندان تأکید دارد، به طوری که هرگونه افزایش در نرخ عوارض نوسازی، زمانی مشروعیت اجتماعی خواهد داشت که با بهبود ملموس در ارائه خدمات شهری همراه باشد.

در نهایت، این پژوهش پیشنهاد می‌کند که سیاست‌گذاران شهری با پرهیز از اتکا به منابع ناپایدار، نظیر فروش تراکم، به سوی نهادهای سازشی پایه‌های مالیاتی شفاف، عادلانه و پایدار حرکت کنند. در پژوهش‌های آتی، بررسی آثار توزیعی این سیاست‌ها بر دهک‌های مختلف درآمدی و سنجش نابرابری فضایی در پرداخت عوارض نوسازی، می‌تواند چشم‌اندازهای تکمیلی ارزشمندی فراهم آورد.

چهار متغیر وابسته اصلی در این تحقیق شامل هزینه‌های خوراک، پوشاک، حمل‌ونقل، و بهداشت و درمان خانوار است که هر یک در قالب یک مدل مجزا برآورد شده‌اند. متغیرهای کنترلی شامل درآمد سرانه خانوار، قیمت مسکن و سرمایه انسانی (میانگین سال‌های تحصیل جمعیت شاغل) هستند. برای تحلیل تجربی، از مدل اقتصادسنجی پانل پویا با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM) بهره گرفته شده است. این روش، امکان کنترل برای درون‌زایی متغیرها، اثرات وقفه‌ای، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی را فراهم می‌سازد. کلیه برآوردها با استفاده از نرم‌افزار Stata و همراه با آزمون‌های اعتبارسنجی شامل آزمون آرانو-باند، هانسن، اختلاف هانسن و والد انجام شده است.

در بخش تحلیل سیاستی، دو شاخص تطبیقی بین‌المللی برای سنجش بار مالی عوارض نوسازی مورد استفاده قرار گرفت: (۱) نسبت سرانه مالیات بر دارایی به درآمد سرانه خانوار و (۲) سهم عوارض نوسازی از بودجه شهرداری. بر اساس این شاخص‌ها، دو سناریو برای افزایش عوارض طراحی شد و آثار آن‌ها با استفاده از ضرایب به‌دست‌آمده از مدل‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی بر هزینه‌های خانوار شبیه‌سازی شد.

یافته‌ها

یافته‌های این پژوهش حاصل برآورد چهار مدل جداگانه برای هر یک از اقلام اصلی سبد هزینه‌های خانوار شهری شامل خوراک، پوشاک، حمل‌ونقل و بهداشت و درمان است. نتایج نشان می‌دهد واکنش این اقلام به افزایش «هزینه اجاره» که در این پژوهش به عنوان نماینده تجربی افزایش عوارض نوسازی تلقی شده، یکسان نبوده است.

در مدل مربوط به هزینه خوراک، مشخص شد که افزایش اجاره‌بها رابطه‌ای منفی و معنادار با این نوع هزینه دارد. به بیان دقیق‌تر، ضریب منفی ۰/۱۶۶ برای متغیر اجاره که در سطح اطمینان ۵ درصد معنادار است، نشان می‌دهد با بالا رفتن هزینه اجاره، خانوارها به طور محسوس از هزینه‌های خوراک خود می‌کاهند؛ هرچند این کاهش از نظر عددی، بالا نیست. به‌جز اجاره، متغیرهای کنترلی مانند درآمد سرانه و قیمت مسکن نیز تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه خوراک داشتند، اما شاخص سرمایه انسانی بر هزینه خوراک اثر معناداری در این مدل نداشت.

در مدل مربوط به هزینه پوشاک، اثر اجاره‌بها منفی و معنادار بوده و ضریب آن برابر با ۰/۳۵۷- و در سطح معناداری ۱ درصد به دست آمده است. این یافته بیانگر آن است که پوشاک نیز مانند خوراک، از جمله اقلامی است که در واکنش به فشار مالی، انعطاف‌پذیر هستند و در مواجهه با افزایش هزینه‌های مسکن، مصرف آن‌ها کاهش می‌یابد. درآمد سرانه و قیمت مسکن همچنان اثر مثبت بر هزینه پوشاک دارند، اما شاخص سرمایه انسانی در این مدل نیز معنادار نبوده است.

در مدل مربوط به هزینه حمل‌ونقل، اثر هزینه اجاره معنادار نبود و در نتیجه، نمی‌توان از وجود رابطه‌ای مشخص میان این دو متغیر سخن گفت. این یافته را می‌توان به ماهیت نسبتاً اجتناب‌ناپذیر هزینه‌های حمل‌ونقل در زندگی شهری نسبت داد؛ چراکه هزینه‌های رفت‌وآمد شغلی، تحصیلی یا دسترسی به خدمات، کمتر تحت تأثیر تغییرات قیمتی قرار می‌گیرند. درآمد سرانه در این مدل نقشی کلیدی دارد و با ضریبی بالا و معنادار، نشان می‌دهد افزایش درآمد به طور مستقیم بر افزایش هزینه حمل‌ونقل اثر می‌گذارد.

در مدل مربوط به هزینه بهداشت و درمان، هزینه اجاره اثر معناداری نداشت و تنها متغیر درآمد سرانه بود که با ضریب مثبت ۱/۰۴ و در سطح اطمینان ۱ درصد، تأثیرگذاری بالایی بر افزایش هزینه‌های سلامت خانوار داشت. این

مقدمه

نقش آن در تأمین درآمد شهرداری‌ها متمرکز بوده‌اند (نظیر عبدالله‌زاده جمال‌آبادی و تقوایی، ۲۰۲۵؛ اسکویی ارس و همکاران، ۲۰۲۴؛ آخوندی، شریفی رنانی و صامتی، ۲۰۲۰؛ انصاری، ابراهیمی و جودان، ۲۰۲۱) و کمتر به اثرات رفاهی یا توزیعی آن پرداخته‌اند. این خلأ، در حالی محسوس است که تحلیل پیامدهای اجتماعی چنین سیاست‌هایی، در نظام سیاست‌گذاری مالی شهری ضروری است. افزون بر این، به دلیل فقدان داده‌های جداگانه درباره عوارض نوسازی در سطح خانوار، ارزیابی تجربی این تأثیرات نیازمند استفاده از نماینده‌های تجربی معتبر مانند هزینه اجاره خانوار است که در نظام آماری ایران به طور مستمر گردآوری می‌شود. از این‌رو، پژوهش حاضر در صدد است این شکاف را با هدف بررسی اثر افزایش عوارض نوسازی شهری بر سبد هزینه‌های خانوار و با استفاده از رویکردی داده‌محور تا حد امکان پوشش دهد. از بعد نظری، منطق اقتصادی حاکم بر انتقال هزینه‌های مالیاتی از مالک به مستأجر، بر اساس مدل کشش عرضه مسکن در کوتاه‌مدت، تأیید می‌شود. این انتقال، به‌ویژه در بازارهای اجاره راکد و تنظیم‌نشده، به افزایش مستقیم در هزینه اجاره منجر می‌شود که در نهایت، بر بودجه خانوار اثرگذار خواهد بود (Brueckner & Kim, 2003). در شرایط رکود درآمدی و افزایش نرخ تورم، افزایش هزینه اجاره از مسیر مالیات ملکی می‌تواند به کاهش در مصرف اقلامی انعطاف‌پذیرتر نظیر خوراک و پوشاک منجر شود، در حالی که اقلامی همچون حمل‌ونقل یا بهداشت و درمان، ممکن است به دلایل ساختاری (عدم امکان جایگزینی یا اجتناب) کمتر دستخوش تغییر شوند (Liu & Chang, 2021).

مبتنی بر این نگاه، فرضیه اصلی پژوهش به این شرح تدوین شده است: «افزایش عوارض نوسازی شهری از مسیر انتقال به هزینه اجاره، به طور معناداری موجب تغییر در هزینه‌های اساسی خانوارهای شهری ایران می‌شود».

بر این اساس، پژوهش حاضر در صدد است تا با بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی پانل پویا و روش System GMM و با استفاده از داده‌های استانی طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، رابطه بین تغییرات اجاره (به عنوان نماینده عوارض نوسازی) و چهار گروه اصلی هزینه‌های خانوار (خوراک، پوشاک، حمل‌ونقل و بهداشت و درمان) را مورد بررسی قرار دهد. استفاده از مدل GMM این امکان را فراهم می‌سازد که هم‌زمان با در نظر گرفتن پویایی مصرف خانوار و اثرات وقفه‌ای، مشکل درون‌زایی متغیرها نیز کنترل شود. همچنین، با هدف تحلیل سیاست‌گذاری، از دو شاخص بین‌المللی برای برآورد سطح مطلوب عوارض نوسازی شهری استفاده می‌شود (Youngman, 1994):

۱. سهم عوارض نوسازی از بودجه شهرداری
 ۲. نسبت سرانه مالیات ملکی به درآمد سرانه خانوار
- این دو شاخص، سناریوهایی را برای افزایش احتمالی در نرخ عوارض پیشنهاد می‌دهند و آثار آن‌ها بر سبد مصرف خانوار در گام نهایی پژوهش شبیه‌سازی خواهد شد. این بخش، می‌تواند برای سیاست‌گذاران شهری ابزار مهمی در ارزیابی اثرات اجتماعی سیاست‌های مالیاتی باشد. ساختار پژوهش حاضر به شرح زیر است: پس از طرح مقدمه، در بخش دوم به تشریح مبانی نظری مرتبط با حکمرانی مالی شهری و نقش مالیات‌های محلی می‌پردازد. در بخش سوم، پیشینه پژوهش‌های داخلی و خارجی مرور می‌شود تا از این طریق شکاف موجود شناسایی شود. سپس در بخش چهارم، ساختار داده‌ها، متغیرهای مدل و روش تخمین GMM سیستمی تشریح و در بخش پنجم، نتایج تجربی چهار مدل برای اقلام اصلی هزینه‌های خانوار ارائه می‌شود. در نهایت، بخش پایانی به جمع‌بندی، تحلیل پیامدهای کلان و ارائه پیشنهادها سیاستی اختصاص دارد.

مبانی نظری

در چارچوب سیاست‌های توسعه پایدار شهری، توانمندسازی مالی دولت‌های محلی از طریق منابع درآمدی پایدار، به‌ویژه مالیات بر دارایی، اهمیتی فزاینده یافته است. پژوهش حاضر با تمرکز بر پیامدهای اقتصادی افزایش عوارض

یکی از مؤلفه‌های بنیادین در حکمرانی شهری، توانمندسازی مالی شهرداری‌ها از طریق منابع درآمدی پایدار است. در ادبیات توسعه پایدار شهری، بر نقش منابع محلی نظیر مالیات بر دارایی تأکید شده است؛ چرا که این منابع علاوه بر ایجاد پایداری مالی، امکان پاسخ‌گویی بهتر به نیازهای شهروندان را فراهم می‌کنند. در این میان، عوارض نوسازی شهری به عنوان یکی از شکل‌های مالیات بر دارایی، جایگاه ویژه‌ای در نظام درآمدی دولت‌های محلی دارد و می‌تواند از طریق ارتقای عدالت مالیاتی و بهبود تخصیص منابع، کارایی نظام حکمرانی شهری را ارتقا بخشد (Fullerton & Metcalf, 2002).

با این حال، ساختار درآمدی شهرداری‌ها در بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، با وابستگی شدید به منابع ناپایدار نظیر فروش تراکم، تغییر کاربری زمین و کمک‌های بین‌دولتی مواجه است. این الگوی درآمدی نه تنها پایداری را تضعیف کرده، بلکه با تشویق به شهرسازی ناپایدار و فسادزای، تبعات بلندمدتی برای اقتصاد شهری ایجاد کرده است. از همین‌رو، افزایش نقش عوارض نوسازی در تأمین منابع شهرداری‌ها، طی سال‌های اخیر در مرکز توجه سیاست‌گذاران شهری قرار گرفته است (Gholipor, Darvishzadeh & Pirannejad, 2019).

نظام مالیاتی محلی کارآمد، باید بر پایه اصول فدرالیسم مالی طراحی شود. فدرالیسم مالی، از انتقال هم‌زمان مسئولیت‌های هزینه‌ای و اختیارات درآمدی به دولت‌های محلی سخن می‌گوید و تأکید دارد که درآمدها و مخارج باید هم‌راستا با منافع محلی تنظیم شوند. در این چارچوب، مالیات بر دارایی به عنوان یک ابزار مالی کلیدی شناخته می‌شود که می‌تواند درآمد پایدار، قابل پیش‌بینی و منصفانه برای شهرداری‌ها فراهم آورد (Oates, 1999). تجارب بین‌المللی نشان می‌دهد میانگین سهم مالیات بر دارایی از درآمد دولت‌های محلی در کشورهای عضو OECD حدود ۴۰ درصد است (Borck et al., 2022). این نسبت، نشان‌دهنده جایگاه کلیدی این مالیات در تأمین مالی پایدار شهری است؛ در حالی که این نسبت در ایران به کمتر از ۵ درصد می‌رسد و در مورد عوارض نوسازی به طور خاص، سهم آن در شهر تهران در سال ۱۳۹۹ حدود ۲/۱ درصد بوده است (Oskouee Aras et al., 2024).

در پاسخ به این خلأ، قانون «درآمد پایدار و هزینه شهرداری‌ها و دهیاری‌ها» در سال ۱۴۰۱ تصویب شد که یکی از محورهای اصلی آن، افزایش نرخ عوارض نوسازی شهری از ۱/۵ درصد به ۲/۵ درصد ارزش املاک بوده است. با این حال، تداوم و موفقیت چنین اصلاحاتی مستلزم درک دقیق پیامدهای اجتماعی و اقتصادی آن است. به‌ویژه در شرایطی که بخش قابل توجهی از خانوارهای شهری در دهک‌های پایین درآمدی قرار دارند و سهم هزینه مسکن در سبد معیشت خانوارهای مستأجر ایرانی به شدت افزایش یافته است، افزایش عوارض نوسازی ممکن است از طریق انتقال به اجاره‌بها، فشار غیرمستقیمی بر سایر اقلام مصرفی ضروری وارد کند.

در ادبیات بین‌المللی، تأثیر تغییرات مالیات بر دارایی یا اجاره‌بها بر سبد مصرف خانوار بارها بررسی شده است. برای نمونه، پژوهش‌هایی در ایالات متحده و ایتالیا نشان داده‌اند هر یک واحد افزایش در مالیات بر دارایی، می‌تواند تا ۹۰ درصد به کاهش سایر هزینه‌های مصرفی خانوار منجر شود (Muoneke, 2015; Surico & Trezzi, 2023). در چین، نتایج پژوهش‌های مبتنی بر داده‌های پانل نشان داده‌اند افزایش اجاره‌بها، به کاهش مصرف اقلامی نظیر خوراک، پوشاک و آموزش می‌انجامد، اما در برخی موارد اثر معناداری بر هزینه‌های درمانی ندارد (Zhang & Lin, 2022). با وجود گسترش ادبیات نظری و تجربی در زمینه تأمین مالی شهری و پرداخت‌های مرتبط در سطح بین‌المللی، در ادبیات داخلی ایران کمتر به اثرات توزیعی و رفاهی ابزارهایی همچون عوارض نوسازی بر سبد هزینه‌های خانوار پرداخته شده است. تمرکز عمده مطالعات داخلی بر ابعاد مالی، حقوقی یا قیمتی پرداخت عوارض نوسازی بوده و تحلیل پیامدهای اقتصادی آن‌ها بر رفتار مصرفی خانوارهای شهری مغفول مانده است.

عمده مطالعات داخلی، بر نحوه محاسبه عوارض، اثرات آن بر قیمت مسکن یا

۳) مالیات بر دارایی در نظام‌های شهری

مالیات بر دارایی از قدیمی‌ترین، شفاف‌ترین و از منظر حکمرانی محلی، کارآمدترین منابع درآمدی شهرها در جهان محسوب می‌شود. این مالیات معمولاً شامل مالیات بر زمین، ساختمان یا هر دو می‌شود و پایه آن می‌تواند بر اساس ارزش بازار، اجاره، یا مساحت باشد (Inman & Rubinfeld, 1996; Dale & McLaren, 1999).

در کشورهای عضو OECD، سهم مالیات بر دارایی از درآمد دولت‌های محلی به طور متوسط حدود ۴۰ درصد است (Borck et al., 2022). این در حالی است که در کشورهای در حال توسعه، این نسبت به کمتر از ۲ درصد می‌رسد (Plimmer & McGill, 2006). یکی از مزایای کلیدی این مالیات، پایداری آن است؛ زیرا به خلاف درآمد حاصل از ساخت‌وساز یا فروش تراکم، به نوسانات دوره‌ای بازار وابسته نیست. همچنین، این نوع مالیات به بهبود تخصیص منابع در فضای شهری کمک می‌کند. برای مثال، اخذ مالیات بر زمین‌های خالی یا کم‌استفاده می‌تواند انگیزه‌ای برای استفاده بهینه از زمین فراهم کند (Bahl & Zhang, 1989). در عین حال، طراحی عادلانه نظام مالیاتی بر دارایی، نیازمند روش‌های ارزیابی دقیق و شفاف است؛ مانند استفاده از روش‌های مقایسه‌ای، درآمدی یا هزینه‌ای برای تعیین ارزش ملک (Hayashi, 2000). با این حال، موفقیت این مالیات به چارچوب قانونی، سیستم ارزیابی و ثبت اطلاعات دقیق ملکی بستگی دارد. بدون یک سامانه ثبت اطلاعات املاک (کاداستر) جامع و سیستم ارزیابی شفاف، اجرای کارآمد این مالیات با چالش‌های جدی مواجه خواهد شد (Futa & Lind, 2004).

۴) وضعیت و چالش‌های مالیات بر دارایی در نظام درآمدی شهرهای ایران

در ایران، شهرها از گذشته تا کنون وابستگی زیادی به درآمدهای دولت مرکزی داشته‌اند. اگرچه تلاش‌هایی برای استقلال مالی شهرها در دهه ۱۳۶۰ انجام شد، اما به دلیل نبود منابع درآمدی پایدار، شهرها به منابع ناپایدار و مخربی مانند فروش تراکم و تغییر کاربری زمین متوسل شدند (Akhundi et al., 2020).

یکی از منابع مالیاتی بالقوه در ایران، عوارض نوسازی شهری است که مشابه مالیات بر دارایی در سایر کشورها عمل می‌کند (Youngman, 1994). در دهه ۱۳۵۰، سهم این عوارض از درآمد شهرداری تهران حدود ۳۰ درصد بود، اما این نسبت در سال ۱۳۹۹ به حدود ۳ درصد کاهش یافته است. بخشی از این کاهش به گسترش سایر منابع درآمدی مانند عوارض ساخت‌وساز بازمی‌گردد، اما بخش دیگر به ضعف در نظام وصول، معافیت‌های گسترده و نارضایتی اجتماعی نسبت به نرخ‌گذاری فعلی مربوط می‌شود. در مقایسه با میانگین‌های جهانی، این میزان بهره‌برداری از مالیات بر دارایی بسیار ناچیز است. در حالی که سهم این مالیات در کشورهای OECD حدود ۴۰ درصد و در کشورهای آسیایی حدود ۱۱ درصد است، ایران همچنان از ظرفیت واقعی این منبع مالیاتی بهره‌برداری کافی نکرده است (Oskouee Aras et al., 2024).

در سال‌های اخیر، با تصویب قانون درآمد پایدار و هزینه شهرها و دهیاری‌ها مصوب ۱۴۰۱، تلاش‌هایی برای اصلاح و نهادینه‌سازی منابع پایدار درآمدی شهرها، از جمله عوارض نوسازی انجام شده است. با این حال، فقدان سازوکارهای اجرایی کارآمد، ضعف در نظام ارزیابی ارزش ملک، نبود بانک اطلاعاتی ملکی یکپارچه، مقاومت اجتماعی در برابر افزایش نرخ‌ها و نگاه ابزاری دولت‌ها به شهرها همچنان چالش‌های ساختاری مهمی در مسیر تحقق اهداف این قانون به شمار می‌آیند. برای استفاده مؤثر از این پایه مالیاتی، لازم است سیاست‌گذاری‌های مالی شهرها به گونه‌ای بازطراحی شود که علاوه بر عدالت اجتماعی، پایداری مالی و کارایی اقتصادی نیز تأمین شود.

در چارچوب مفاهیم نظری بررسی‌شده، به‌ویژه نظریه‌های فدرالیسم مالی و استقلال درآمدی دولت‌های محلی، تأکید بر ضرورت بهره‌گیری از منابع مالیاتی پایدار همچون مالیات بر دارایی به عنوان جایگزینی برای درآمدهای

نوسازی شهری در ایران، نیازمند درک و تحلیل مفاهیم بنیادین مرتبط با حکمرانی مالی شهری است. از این‌رو، مبانی نظری پژوهش در چهار محور تنظیم شده است که در ادامه تشریح می‌شوند.

۱) تمرکززدایی مالی و نظریه‌های فدرالیسم

تمرکززدایی به عنوان یکی از پایه‌های فدرالیسم مالی، به معنای تفویض وظایف و منابع مالی از دولت مرکزی به سطوح محلی و منطقه‌ای است. این فرایند از سوی نهادهایی مانند بانک جهانی به عنوان یکی از اصلاحات بنیادین حکمرانی توصیه می‌شود (World Bank, 1997). نظریه کلاسیک فدرالیسم مالی دو اصل کلیدی را در مورد تمرکززدایی بیان می‌کند: نخست، تخصیص بهینه خدمات عمومی بر اساس ترجیحات محلی؛ دوم، تأمین مالی این خدمات از طریق منابع محلی متناسب با منافع ایجادشده (Musgrave, 1959; Oates, 1972).

در چارچوب فدرالیسم مالی، دو نوع کارایی مالی قابل تمایز است: کارایی عمودی (Vertical Fiscal Efficiency) که به تناسب و توازن بین وظایف هزینه‌ای و درآمدی در سطوح مختلف دولت اشاره دارد و کارایی افقی (Horizontal Fiscal Efficiency) که بر قابلیت رقابت، خودتکایی و عدالت مالی میان واحدهای هم‌سطح دولت‌های محلی تأکید دارد (Oates, 1999). عدم تحقق این کارایی‌ها می‌تواند موجب تمرکز مجدد وظایف در دولت مرکزی، نابرابری‌های منطقه‌ای و کاهش انگیزه نهادهای محلی در بهبود عملکرد شود. از این‌رو، طراحی نظام درآمدی کارآمد در سطح محلی، مستلزم لحاظ هم‌زمان این دو بعد از کارایی مالی است.

به باور تابیوت (۱۹۵۶)، در صورت وجود تنوع در ترجیحات شهروندان، رقابت میان حوزه‌های محلی برای جذب ساکنان می‌تواند کارایی نظام مالیاتی و ارائه خدمات عمومی را افزایش دهد. در ادبیات جدید، عوامل اقتصاد سیاسی نیز به تحلیل‌ها افزوده شده‌اند؛ مانند تضاد منافع میان حوزه‌ها یا تفاوت در اطلاعات میان دولت‌های مرکزی و محلی که بر کارایی تخصیص منابع تأثیر می‌گذارد (Besley & Coate, 2003; Weingast, 2009). در مجموع، تمرکززدایی در صورتی می‌تواند موفق باشد که با واگذاری مسئولیت‌های هزینه‌ای، اختیارات درآمدی نیز به سطوح محلی منتقل شود. در غیر این صورت، وابستگی مالی نهادهای محلی به دولت مرکزی باقی مانده و بسیاری از مزایای تمرکززدایی از دست خواهد رفت (Gadenne & Singhal, 2014).

۲) استقلال مالی دولت‌های محلی

استقلال مالی به معنای توانایی دولت‌های محلی در تأمین منابع مالی مورد نیاز برای انجام وظایف محول‌شده، بدون وابستگی شدید به کمک‌های بین‌دولتی است. در کشورهای در حال توسعه، دولت‌های محلی معمولاً با شکاف مالی قابل توجهی مواجه‌اند؛ به طوری که بخش عمده‌ای از هزینه‌های آن‌ها از طریق انتقال‌های مالی از مرکز تأمین می‌شود (Brollo et al., 2013). این وضعیت، نه تنها زمینه‌ساز ناکارآمدی در تخصیص منابع است، بلکه فساد و انحراف منابع را نیز افزایش می‌دهد. برای نمونه، مطالعات در برزیل، اوگاندا و اندونزی نشان داده‌اند درصد قابل توجهی از انتقال‌های مالی بین‌دولتی پیش از رسیدن به مصرف‌کنندگان نهایی منحرف شده‌اند (Reinikka & Svensson, 2004; Olken, 2006; Ferraz & Finan, 2011).

در مقابل، مالیات‌های محلی به‌ویژه «مالیات بر دارایی» می‌تواند ارتباط مستقیمی میان پرداخت‌کنندگان و خدمات ارائه‌شده ایجاد کنند. مطالعات تجربی در برزیل نشان می‌دهد افزایش مالیات محلی، به خلاف انتقال‌های مالی، تأثیر مثبتی بر زیرساخت‌های آموزشی داشته است (Gadenne, 2017). همچنین، رقابت مالی میان حوزه‌های محلی می‌تواند رفتار انبساطی دولت‌ها را محدود کند و بهره‌وری را افزایش دهد (Brennan & Buchanan, 1980). بنابراین، استقلال مالی شهرها نه تنها از منظر اقتصادی، بلکه از منظر سیاسی و حکمرانی نیز ضروری است؛ زیرا امکان پاسخ‌گویی بیشتر، شفافیت و تطبیق بهتر با نیازهای محلی را فراهم می‌آورد.

(Muoneke, 2023).

در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از داده‌های پانل ۲۵۶ شهر در چین، طی دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ و با استفاده از روش‌های استنتاج علی شامل DID، PSM-DID و مدل‌های پانل، نشان داده است که سیاست‌های مناسب مالیات بر دارایی می‌توانند به کاهش قیمت مسکن و تقویت رشد اقتصادی شهری منجر شوند (Zhang & Lin, 2022). در مطالعه‌ای دیگر به بررسی اثرات افزایش اجاره‌بهای مسکن بر مصرف خانوار در دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ در کشور چین پرداخته شده است. این مطالعه با استفاده از مدل‌های پانل ایستا و پویا نشان می‌دهد افزایش اجاره‌بها، هزینه‌های مرتبط با آموزش، فرهنگ، حمل‌ونقل و مسکن را افزایش داده، در حالی که مصرف کالاهای اساسی مانند غذا، پوشاک و تنباکو را کاهش می‌دهد. با این حال، اثر معناداری بر هزینه‌های مراقبت بهداشتی مشاهده نشده است (Liu & Chang, 2021).

در یک مطالعه تطبیقی با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵ در چهار کشور صنعتی ایالات متحده، بریتانیا، آلمان و فرانسه، پویایی اجاره‌بها و اثرات آن بر رفاه خانوارها در چارچوب یک مدل تعادل عمومی مورد بررسی قرار گرفته است. این پژوهش با بهره‌گیری از روش تحلیلی و مدل‌سازی ساختاری، به طور خاص بر قانون «شوابه» تأکید دارد که بیان می‌دارد خانوارهای با درآمد پایین، سهم بیشتری از هزینه‌های خود را صرف مسکن می‌کنند. نتایج نشان داد افزایش اجاره‌بها اثرات رفاهی ناهمگونی بر خانوارها دارد؛ به گونه‌ای که خانوارهای کم‌درآمد بیشترین کاهش رفاه را تجربه کرده‌اند. از طرفی، سیاست کاهش محدودیت‌های کاربری زمین توانسته از طریق مهار رشد اجاره و قیمت مسکن، آثار رفاهی مثبتی ایجاد کند (Grossmann, Larin, Löfflad, & Steger, 2021). در اتحادیه اروپا، پژوهشی با استفاده از مدل تعادل عمومی و داده‌های ۲۸ کشور طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ بررسی کرده است که جایگزینی مالیات بر دارایی به جای مالیات بر نیروی کار می‌تواند آثار اقتصاد کلان مطلوبی به همراه داشته باشد. در حالی که این تغییر ممکن است بازار مسکن را تحت فشار قرار دهد، از منظر رفاهی، کارایی مالیات بر دارایی را به اثبات می‌رساند (Stähler, 2019).

تحقیقی مبتنی بر داده‌های نظرسنجی بانک مرکزی کشور ایتالیا طی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۲ نشان داده است که یک یورو مالیات پرداخت‌شده برای خانه اصلی، موجب کاهش قابل توجه در سایر هزینه‌های خانوار تا حدود ۹۰ سنت می‌شود. در مقابل، مالیات بر املاک غیرمسکونی تأثیر بسیار کمتری دارد (Surico & Trezzi, 2015). در مطالعه دیگری به بررسی اثرات سیاست‌های محدودیت خرید مسکن و اجرای آزمایشی مالیات بر دارایی در شهرهایی نظیر چونگ‌کینگ و شانگهای چین پرداخته است. دوره زمانی داده‌ها مربوط به قبل و بعد از اجرای سیاست‌ها بوده و مدل مورد استفاده، شبه‌تجربی با ساختار پانل است. یافته‌ها حاکی از آن است که محدودیت‌های خرید توانسته‌اند نرخ رشد قیمت مسکن در پکن را ۷/۶۹ درصد کاهش دهند، در حالی که مالیات آزمایشی در چونگ‌کینگ تأثیر کاهشی معناداری داشته اما در شانگهای بی‌اثر بوده است (Du & Zhang, 2015).

در ادامه، مطالعات مشابهی در سیاست‌گذاری اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در ایران، مطالعات اندکی به صورت مستقیم به بررسی اثر عوارض نوسازی شهری بر الگوی هزینه‌ای خانوار پرداخته‌اند، اما پژوهش‌هایی در حوزه تأثیر اجاره‌بها، مالیات بر دارایی و نحوه محاسبه این عوارض انجام شده است که به تبیین اثرات این ابزارها بر رفاه خانوار کمک می‌کنند.

شکری و والی‌زاده (۲۰۲۵) طی پژوهشی، به تحلیل تبعیض ساختاری در نظام توزیع عوارض شهرداری‌ها پرداختند. موضوع تحقیق یادشده، بررسی عدالت توزیعی مواد ۳۸ و ۳۹ قانون مالیات بر ارزش افزوده بوده که نحوه تخصیص عوارض بین شهرداری‌ها و دهیارها را تعیین می‌کند. بازه زمانی مورد مطالعه شامل سال‌های اجرای آزمایشی و دائمی این قانون از ۱۳۸۷ تا اوایل دهه ۱۴۰۰ است. روش تحقیق مورد استفاده، توصیفی-انتقادی با تکیه بر تحلیل آماری داده‌های رسمی سرانه عوارض استان‌ها و تطبیق با اصول قانون

ناپایدار شهری، جایگاه ویژه‌ای دارد. بر این اساس، عوارض نوسازی شهری که یکی از مصادیق مالیات بر دارایی محسوب می‌شود، به عنوان نقطه تمرکز این پژوهش انتخاب شده است. در نبود داده‌های تفکیکی از پرداخت واقعی عوارض نوسازی، از هزینه اجاره خانوار به عنوان نماینده‌ای تجربی استفاده شده است. این انتخاب با استناد به منطق نظری انتقال مالیات‌ها از مالک به مستأجر صورت گرفته که در ادبیات اقتصاد شهری نیز مورد تأیید قرار گرفته است (Fullerton & Metcalf, 2002; Oates, 2002).

بر این اساس، انتخاب روش‌شناسی تحقیق بر مبنای مدل پانل پویا و استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی، متناسب با چارچوب نظری پژوهش انجام شده است. از آنجا که نظریه‌های مطرح در حوزه اقتصاد شهری و مالیه عمومی، بر پویایی رفتار مصرفی خانوار و درون‌زایی برخی متغیرهای کلیدی مانند اجاره‌بها تأکید دارند، به کارگیری روشی که قادر به کنترل اثرات گذشته، ناهمسانی واریانس و هم‌خطی هم‌زمان باشد، ضرورت می‌یابد (Liu & Chang, 2021). روش مورد استفاده در پژوهش، با فراهم کردن امکان کنترل برای این پیچیدگی‌ها، به‌ویژه در شرایطی که ابزارهای بیرونی در دسترس نیستند، می‌تواند پیوند بین مبانی نظری و تحلیل تجربی را به طور مؤثری برقرار کند.

پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر، تأثیر سیاست‌های مالیاتی مرتبط با دارایی و مسکن بر رفاه خانوارها، موضوع پژوهش‌های متعددی در کشورهای مختلف بوده است. این مطالعات عمدتاً بر ارزیابی اثرات تغییرات در نرخ مالیات بر دارایی و اجاره‌بهای مسکن بر الگوی مصرف خانوار و هزینه‌های زندگی تمرکز داشته‌اند. برای نمونه، یکی از مطالعات اخیر مبتنی بر داده‌های پانل ۳۱ استان در چین طی دو بازه زمانی ۱۹۹۹-۲۰۰۹ و ۲۰۱۰-۲۰۲۱، نشان داده است که سیاست‌های حمایتی دولت در حوزه مسکن، از جمله معافیت‌های مالیات بر املاک، می‌توانند بر ترکیب اقلام مصرفی خانوار تأثیرگذار باشند. این پژوهش با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM) نشان داده است که چنین مداخلاتی می‌توانند موجب کاهش سهم نسبی برخی اقلام مصرفی مانند خوراک و پوشاک شوند، در حالی که مصرف خدمات آموزشی و بهداشتی ممکن است دستخوش تغییر محسوسی نشود (Shang et al., 2024).

در مطالعه‌ای مبتنی بر داده‌های پانل شهرهای سطح فرمانداری در چین طی بازه زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۰، اثر اجرای برنامه‌های خاص توسعه‌ای (ORDP) بر رفاه مصرف‌کننده ساکنان روستایی مورد ارزیابی قرار گرفته است. این پژوهش با استفاده از روش تفاوت در تفاوت‌ها (DID) نشان می‌دهد اجرای این برنامه به بهبود معنای سطح رفاه مصرفی خانوارهای روستایی در این نواحی منجر شده است. مکانیسم اصلی اثرگذاری، افزایش هزینه‌های مالی دولت‌های محلی و کاهش شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی بوده است. یافته‌های یادشده از منظر پژوهش حاضر اهمیت دارند، زیرا اهمیت سیاست‌های حمایتی محلی در بهبود رفاه مصرف‌کننده و تأثیرگذاری غیرمستقیم ابزارهای مالی بر رفتار مصرفی خانوار را تأیید می‌کنند (He et al., 2024).

مطالعه‌ای با هدف بررسی آثار توزیعی افزایش مالیات بر دارایی در ایالات متحده، به‌ویژه بر خانوارهای کم‌درآمد، انجام شده است. این پژوهش با بهره‌گیری از داده‌های پانل در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پانل پویا، به تحلیل اثرات تغییرات نرخ مالیات ملکی بر الگوی مصرف خانوار پرداخته است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد افزایش مالیات بر دارایی، به‌ویژه در ایالت‌هایی با سهم بالای مستأجران، موجب کاهش معنادار در هزینه‌های خوراک، پوشاک و آموزش خانوارها می‌شود. این نتایج در تطابق کامل با فرضیه اصلی تحقیق حاضر قرار دارد که افزایش عوارض نوسازی شهری، به واسطه انتقال به اجاره‌بها، می‌تواند به کاهش سهم اقلام مصرفی در سبد هزینه‌ای خانوارهای شهری منجر شود

عنوان نهاده و سرانه وصولی مالیات (یا عوارض نوسازی در مورد شهرداری) به عنوان خروجی در نظر گرفته شده است. نتایج پژوهش یادشده نشان داده است شهرداری‌ها در مقایسه با ادارات کل امور مالیاتی استان‌ها از کارایی بالاتری در وصول مالیات‌های مرتبط با املاک برخوردارند. این یافته از منظر سیاست‌گذاری مالی شهری حائز اهمیت است، زیرا به صورت غیرمستقیم بر ضرورت واگذاری پایگاه مالیات بر دارایی به شهرداری‌ها و کاهش اتکای آن‌ها به منابع ناپایدار تأکید دارد که در راستای اهداف مطالعه حاضر نیز قرار می‌گیرد.

در مطالعه دیگری، آخوندی، شریفی رنانی و صامتی (۲۰۲۰) با تمرکز بر کلان‌شهر اصفهان، تأثیر عوارض محلی شهرداری بر قیمت مسکن را با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی و داده‌های ۱۵ منطقه شهری در بازه زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۸ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان‌دهنده آن است که افزایش سطح عوارض محلی به رشد متوسط قیمت مسکن در مناطق شهری اصفهان منجر می‌شود. همچنین، یافته‌ها اثبات می‌کند که افزایش قیمت مسکن نه تنها در همان منطقه، بلکه در مناطق مجاور نیز اثر گذار بوده است. این مطالعه نیز بر نقش سیاست‌های مالی شهری در قیمت‌گذاری و ساختار هزینه‌ای خانوار تأکید دارد.

همچنین، انصاری، ابراهیمی و جودان (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های پیمایش هزینه و درآمد خانوار و روش رگرسیون پانل، به بررسی تأثیر افزایش اجاره‌بهای مسکن بر مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام در خانوارهای شهری پرداختند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد افزایش هزینه مسکن به کاهش مصرف کالاهای بادوام (مانند لوازم خانگی و خودرو) و افزایش مصرف کالاهای بی‌دوام (مانند مواد غذایی) منجر می‌شود. این اثر به‌ویژه در خانوارهای کم‌درآمد و در استان‌هایی با اجاره‌بهای بالا مشهودتر بوده است. مهرگان، سحابی و تارتار (۲۰۱۵) در پژوهشی با بهره‌گیری از مدل VAR، روابط علی بین عوارض نوسازی، کل عوارض بخش مسکن و قیمت مسکن در تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ را تحلیل کردند. نتایج پژوهش یادشده نشان داد عوارض نوسازی علت تغییر در کل عوارض بخش مسکن است، اما کل عوارض بخش مسکن تأثیر مستقیمی بر قیمت مسکن ندارد. این پژوهش بر اهمیت تفکیک نقش ابزارهای مالی در ساختار درآمدی شهرداری‌ها تأکید دارد.

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد مطالعات داخلی عمدتاً بر نحوه محاسبه و اخذ عوارض نوسازی شهری، مقایسه‌ای مختصر با سایر کشورها و نیز تحلیل روابط علی بین نرخ عوارض و قیمت مسکن متمرکز بوده‌اند. همچنین، برخی پژوهش‌ها به بررسی رابطه میان نرخ عوارض نوسازی و متغیرهایی نظیر قیمت مسکن یا درآمد شهرداری پرداخته‌اند، بدون آنکه آثار رفاهی یا توزیعی این سیاست‌ها را در سطح خانوار مورد توجه قرار دهند.

در مقابل، در ادبیات بین‌المللی، تمرکز بر پیامدهای اقتصادی تغییرات مالیات بر دارایی در سطح خرد، به‌ویژه از منظر تأثیر آن بر الگوی مصرف و رفاه خانوار، بسیار رایج است. پژوهش‌هایی در ایالات متحده، اروپا و شرق آسیا نشان داده است که افزایش مالیات‌های محلی می‌تواند از مسیر اجاره‌بها، بر گروه‌های خاصی از هزینه‌های خانوار نظیر خوراک، پوشاک و آموزش اثر گذار باشد. این در حالی است که در فضای تحقیقاتی ایران، نه تنها این نوع تحلیل اقتصادی - اجتماعی کمتر مورد توجه قرار گرفته، بلکه مطالعه‌ای نظام‌مند درباره سهم واقعی عوارض نوسازی در بودجه خانوار یا تطبیق آن با استانداردهای جهانی نیز در دسترس نیست.

در نتیجه، نوآوری این پژوهش در پوشش دو شکاف مهم زیر است: نخست، تحلیل تجربی اثرگذاری عوارض نوسازی شهری بر سبد مصرفی خانوارهای شهری ایران، دوم، مقایسه سطح واقعی این عوارض با شاخص‌های بین‌المللی در حوزه مالیات بر دارایی. همچنین، این پژوهش می‌کوشد با بهره‌گیری از رویکرد اقتصادسنجی پویا و استفاده از نماینده تجربی (هزینه اجاره) برای عوارض نوسازی، نشان دهد افزایش این نوع مالیات در راستای استانداردهای جهانی، تا چه میزان فشار مالی می‌تواند بر خانوار وارد کند. این رویکرد، حلقه

اساسی و برنامه‌های توسعه‌ای کشور بوده است. نتایج پژوهش یادشده نشان می‌دهد نظام فعلی توزیع، موجب نابرابری در سهم شهرداری‌های برخوردار و کمتر توسعه‌یافته شده و به خلاف عدالت منطقه‌ای و اصل توازن منطقه‌ای عمل می‌کند. ارتباط این مطالعه با پژوهش حاضر در آن است که هر دو بر بازطراحی منابع پایدار و منصفانه درآمد شهرداری‌ها، از جمله استفاده بهینه از ظرفیت عوارض نوسازی شهری، به عنوان راهکاری برای ارتقای عدالت مالی و توسعه شهری پایدار تأکید دارند.

اسکوئی ارس و همکاران (۲۰۲۴) با تمرکز بر کلان‌شهر تبریز به تبیین نقش متغیرهای میانجی در تأثیرگذاری عوامل مختلف بر قیمت نهایی مسکن پرداختند. این مطالعه، که با بهره‌گیری از رگرسیون گام‌به‌گام و آزمون سوبل صورت گرفته، نشان داد از میان عوامل مختلف اثر گذار بر قیمت مسکن، عوارض نوسازی نیز یکی از عوامل معنادار بوده و در کنار سایر متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و کالبدی نقش میانجی در شکل‌گیری قیمت نهایی ایفا کرده است. یافته‌ها حاکی از آن است که متغیرهای اجتماعی، از جمله تحصیلات و حسن شهرت شهروندان، بیشترین تأثیر را بر قیمت مسکن داشته‌اند، اما در کنار آن، عوامل اقتصادی مانند نرخ بهره بانکی، قیمت مصالح و نیز عوارض محلی نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در معادلات بازار مسکن تبریز ایفا می‌کنند.

عبدالله‌زاده جمال‌آبادی و تقوایی (۲۰۲۵) طی پژوهشی، به تحلیل سهم انواع عوارض شهرداری و مالیات‌های مرتبط با ساخت‌وساز مسکن در شهر تهران پرداخته‌اند. پژوهش یادشده با بررسی داده‌های ۴۵۰۰ پرونده صدور پروانه ساختمانی در سال ۱۴۰۲ نشان می‌دهد عوارض محلی (از جمله عوارض صدور پروانه) به طور میانگین بیش از ۱۲ درصد از کل هزینه ساخت مسکن را در تهران تشکیل می‌دهند و این سهم در برخی مناطق به حدود ۱۱/۸ درصد نیز می‌رسد. یافته‌ها حاکی از آن است که ساختار فعلی عوارض‌گذاری، نه تنها وابستگی شهرداری‌ها به منابع ناپایدار را تقویت می‌کند، بلکه به دلیل تمرکز بار مالی در مراحل ابتدایی ساخت، موجب کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و فشار بر توسعه‌دهندگان می‌شود. این مطالعه بر لزوم بازنگری در سیاست‌گذاری عوارض محلی با هدف ارتقای عدالت و کارایی اقتصادی تأکید می‌کند.

تفضلی و همکاران (۲۰۲۳) طی پژوهشی با تمرکز بر مقایسه بین‌المللی، تأثیر رویکردهای مختلف تأمین مالی بر درآمد شهرداری‌ها را در سه نمونه شهرداری تهران (۱۳۸۷-۱۴۰۰)، شهرداری‌های ایالت بریتیش کلمبیا و کانادا (۲۰۱۰-۲۰۲۰) بررسی کردند. در این پژوهش، از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و گشتاورهای تمپیم‌یافته (GMM) برای برآورد مدل استفاده شده و پنج نوع منبع مالی اصلی شهرداری‌ها شامل درآمدهای عوارض، بهای خدمات، منابع حاصل از اموال، کمک‌های دولتی و درآمدهای استحقاقی تحلیل شده‌اند. نتایج پژوهش یادشده نشان می‌دهد تقریباً تمامی روش‌های تأمین مالی به‌جز درآمدهای استحقاقی، اثر مثبت و معناداری بر درآمد شهرداری‌ها دارند، به‌ویژه درآمدهای ناشی از عوارض، که به عنوان پایدارترین منبع مالی شناسایی شده است. این یافته در راستای هدف پژوهش حاضر مبنی بر اهمیت تحلیل عوارض شهری (به‌ویژه عوارض نوسازی) در ساختار مالی شهرداری‌ها و اثرات آن بر سیاست‌های شهری و رفاه خانوارها قابل توجه است و نقش مهم این نوع منابع درآمدی را در تأمین مالی پایدار شهری تأیید می‌کند.

یارمحمدیان و همکاران (۲۰۲۳) کارایی شهرداری‌ها در مقایسه با سازمان امور مالیاتی کشور در زمینه وصول مالیات بر پایه املاک طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ را بررسی کرده‌اند. جامعه آماری این تحقیق شامل شهرداری‌های تهران و اصفهان و همچنین، سازمان امور مالیاتی ۲۹ استان کشور بوده است. در این مطالعه، از رویکرد تحلیل پوششی داده‌های پنجره‌ای (Window DEA) برای سنجش کارایی استفاده شده و برآوردها با استفاده از نرم‌افزار EMS انجام گرفته‌اند. شاخص‌های کارایی شامل سرانه حقوق و دستمزد و هزینه جاری به

(System GMM) است. تمام برآوردها با نرم افزار Stata صورت گرفته است.

مفقوده‌ای در ادبیات مالی شهری ایران را پوشش می‌دهد.

■ مواد و روش‌ها

در این پژوهش، هدف بررسی پیامدهای اقتصادی افزایش عوارض نوسازی شهری بر سید هزینه‌های اساسی خانوارهای شهری ایران است. به دلیل فقدان داده‌های مستقیم و متغیرهای پایدار در خصوص عوارض نوسازی، از متغیر «هزینه اجاره و سکونت خانوار» به عنوان نماینده‌ای تجربی برای تأثیرپذیری این عارضه استفاده شده است. این انتخاب بر پایه منطق اقتصادی انتقال هزینه‌ها از مالک به مستأجر که بر بودجه خانوار اثرگذار است، انجام شده است. رویکرد اصلی تحقیق مبتنی بر مدل سازی اقتصادسنجی پویا با استفاده از داده‌های پانل و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی

■ ساختار داده‌ها

داده‌های مورد استفاده، شامل اطلاعات ۳۱ استان کشور طی بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ هستند و از سالنامه‌های آماری منتشرشده توسط مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند. ساختار پانل متوازن شامل ۳۴۱ مشاهده، زمینه تحلیل دقیق پویا را فراهم کرده است. سطح تحلیل در این پژوهش، استان و واحد تحلیل، خانوار شهری در سطح استان است. نماد و تعاریف عملیاتی متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های پژوهش در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. تعاریف و نوع متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	نام متغیر	تعریف عملیاتی	نماد
وابسته	هزینه خوراک خانوار	مجموع هزینه‌های مربوط به مواد غذایی در سال	FC
وابسته	هزینه پوشاک خانوار	هزینه خرید و تعمیر پوشاک و کفش	CC
وابسته	هزینه حمل و نقل خانوار	مجموع هزینه‌های رفت و آمد و حمل و نقل	SC
وابسته	هزینه بهداشت و درمان خانوار	هزینه دارو، درمان، بیمارستان، خدمات سلامت	HC
مستقل	هزینه اجاره و سکونت (نماینده عوارض نوسازی)	مجموع اجاره‌بها و سایر هزینه‌های مسکن	RF
کنترل	قیمت مسکن	متوسط قیمت فروش هر متر مربع زیربنای مسکونی	HP
کنترل	درآمد سرانه خانوار	مجموع درآمد ماهانه تقسیم بر تعداد اعضای خانوار	PCI
کنترل	سرمایه انسانی	میانگین سال‌های تحصیل جمعیت شاغل ۱۰ ساله و بیشتر	HCI

صورت غیرمستقیم تغییرات این عوارض را بازتاب می‌دهد. در جدول ۲ خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش قرار داده شده است.

قیمت مسکن به عنوان عامل نماینده دارایی، می‌تواند بر ترجیحات مصرفی اثر بگذارد. درآمد سرانه مهم‌ترین شاخص تعیین کننده سطح مصرف خانوار است. شاخص سرمایه انسانی به دلیل اثر بر اشتغال و درآمد بلندمدت در مدل لحاظ شده است. هزینه اجاره، با دربرداشتن بخشی از عوارض نوسازی، به

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف از معیار	مشاهدات
هزینه خوراک	۸۸۹۲۵.۵۷	۳۳۲۰.۶	۱۸۸۵۵	۵۸۲۸۷.۲۳	۳۴۱
هزینه پوشاک	۱۵۰۵۰.۴	۸۶۰.۲۱	۲۷۱۸	۱۰۲۰۸.۱۴	۳۴۱
هزینه حمل و نقل	۷۴۰۵.۷۵۱	۲۴۴۴۰	۱۹۹۸	۳۴۹۴.۲۳۷	۳۴۱
هزینه بهداشت و درمان	۳۳۳۷۹.۵۵	۱۶۷۱۲۵	۳۹۵۵	۲۳۷۱۳.۷۸	۳۴۱
هزینه اجاره	۷۹۹۴۷	۶۴۳۵۶۲	۱۶۰۸۰	۷۰۰۱۱.۹۸	۳۴۱
قیمت مسکن	۲۰۵۶۷	۲۸۶۹۶۹	۲۱۴۵	۳۰۰۳۵	۳۴۱
درآمد سرانه	۳۶۰۵۰.۵۶	۱۵۹۸۸۴۴	۹۷۰۵۶	۲۵۵۱۸۱	۳۴۱
سرمایه انسانی	۹.۴۱۶۶۸۶	۱۲.۶۱	۶.۲۸	۱.۰۷۴۰۳۹	۳۴۱

حمل و نقل، بهداشت و درمان، اجاره مسکن، قیمت مسکن، درآمد سرانه و سرمایه انسانی را مطابق جدول ۳ تأیید می‌کند؛ بنابراین، امکان استفاده از مدل‌های پانل پویا بدون نگرانی از ریشه واحد در داده‌ها فراهم می‌شود.

برای بررسی مانایی سری‌های زمانی در داده‌های پانل مورد استفاده، از آزمون ریشه واحد هریس و زوالیس (Harris & Tzavalis, 1999) استفاده شده است. نتایج آزمون، ایستایی متغیرهای کلیدی پژوهش شامل هزینه خوراک، پوشاک،

جدول ۳. آزمون ریشه واحد هریس و زوالیس (۱۹۹۹)

متغیر	آماره Z	میزان احتمال (p-value)	نتیجه آزمون
هزینه خوراک «ln(FC)»	-۶.۵۴	۰.۰۱۹	مانا
هزینه پوشاک «ln(CC)»	-۵.۹۲	۰.۰۱۳	مانا
هزینه حمل و نقل «ln(SC)»	-۵.۰۵	۰.۰۰۲	مانا
هزینه بهداشت و درمان «ln(HC)»	-۵.۲۵	۰.۰۱۳	مانا
هزینه اجاره «ln(RF)»	-۴.۳۹	۰.۰۱۴	مانا
قیمت مسکن «ln(HP)»	-۴.۶۷	۰.۰۱۸	مانا
درآمد سرانه «ln(PCI)»	-۴.۸۵	۰.۰۰۵	مانا
سرمایه انسانی «ln(HCI)»	-۵.۴۲	۰.۰۱۷	مانا

افزایشی در اجاره بها منعکس می شود (Stiglitz, 1987; Brueckner & Kim, 2003). از سوی دیگر، انتخاب متغیرهای وابسته شامل هزینه خوراک، پوشاک، حمل و نقل و بهداشت و درمان، بر پایه اصول نظری تقسیم مخارج در سید مصرف خانوار و نیز مطالعاتی نظیر کیم و رناود (۲۰۰۹) و چن، لی و وو (۲۰۱۹) انجام شده است. همچنین، متغیرهای کنترلی همچون درآمد سرانه، سرمایه انسانی و قیمت مسکن نیز با هدف کنترل عوامل کلیدی مؤثر بر رفتار مصرفی خانوار وارد مدل شده اند، امری که در مطالعات مشابه نظیر گراسمن و همکاران (۲۰۲۱) در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی نیز رعایت شده است. بر این اساس، مدل عمومی پژوهش به صورت زیر تعریف می شود:

ساختار مدل مورد استفاده، از نوع داده های پانل پویا است که در آن متغیر وابسته با وقفه خود مرتبط است. برای کنترل مشکل درون زایی، ناهمسانی واریانس و همبستگی سریالی، از روش System GMM بهره گرفته شده است. این روش توسط بلاندل و باند (۱۹۹۸) توسعه یافته و ترکیبی از معادلات تفاضلی و سطوح اصلی را به همراه ابزارهای داخلی برای برآورد دقیق فراهم می آورد.

انتخاب متغیرهای پژوهش بر پایه مبانی نظری اقتصاد مالیات شهری و مطالعات تجربی پیشین در حوزه اثرگذاری اجاره بها و مالیات های ملکی بر مخارج خانوار انجام شده است. استفاده از متغیر «هزینه اجاره» به عنوان نماینده تجربی برای عوارض نوسازی، بر مبنای مدل های انتقال بار مالیاتی در بازارهای اجاره تنظیم نشده توجیه پذیر است که در آن فشار مالیاتی به صورت

$$\ln(Y_{it}) = \varphi_0 + \alpha \ln(Y_{it-1}) + \beta_1 \ln(RF_{it}) + \beta_2 \ln(HP_{it}) + \beta_3 \ln(PCI_{it}) + \beta_4 \ln(HCI_{it}) + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

واریانس در مشاهدات سری زمانی می شود، بلکه تفسیر ضرایب مدل را نیز به صورت کشش (درصدی) ممکن می سازد. از نظر اقتصادسنجی، این تبدیل در مدل هایی با متغیرهای مثبت و پیوسته کاملاً توصیه شده است.

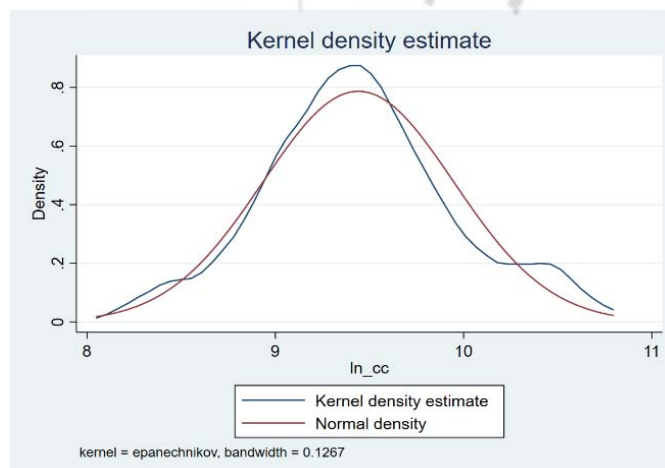
۲. با استفاده از نمودارهای چگالی کرنل (Kernel Density Plot) و مقایسه آن ها با توزیع نرمال، رفتار توزیعی متغیرهای وابسته بررسی شد. برای نمونه، در شکل ۲ نمودار چگالی کرنل یکی از بردارهای هزینه خانوار (هزینه پوشاک) مشاهده می شود که با توزیع نرمال مقایسه می شود. در این نمودار منحنی آبی نشان دهنده توزیع واقعی متغیر هزینه پوشاک و منحنی قرمز نمایانگر توزیع نرمال متناظر با میانگین و واریانس متغیر است.

جایی که Y_{it} برداری از چهار متغیر هزینه ای وابسته بوده و اثرات استان (μ_i) و خطای اخلال (ε_{it}) نیز در نظر گرفته شده اند.

پیش پردازش داده ها

در این بخش، ۴ اقدام اساسی پیش پردازش داده ها به منظور دستیابی به کیفیت بالاتر داده های ورودی به مدل انجام گرفته است که در ذیل به آن پرداخته می شود:

۱. برای افزایش نرمال بودن توزیع متغیرها و کاهش چولگی (Skewness) و ناهمسانی واریانس، تمام متغیرهای کمی اصلی اعم از وابسته و مستقل با استفاده از لگاریتم طبیعی تبدیل شدند. این کار نه تنها موجب پایدارسازی



شکل ۲. چگالی کرنل یکی از بردارهای هزینه خانوار و مقایسه آن با توزیع نرمال

جولگیری از تحریف نتایج مدل، داده‌های پرت با استفاده از روش فاصله بین چارک‌ها (IQR) شناسایی و حذف شدند. به طور خاص، ۵ مشاهده برای هزینه خوراک و ۹ مشاهده برای هزینه پوشاک حذف شد. برای متغیرهای «هزینه بهداشت و درمان» و «هزینه حمل و نقل» داده پرت قابل ملاحظه‌ای مشاهده نشد. با این حال، با توجه به اینکه اعتبار نهایی تخمین‌ها وابسته به نتایج آزمون‌های پس از برآورد بوده، حذف یا نگهداری این مشاهدات در مدل نهایی به صورت مشروط در نظر گرفته شده است.

۴. برای کنترل هم‌خطی چندگانه میان متغیرهای مستقل، عامل تورم واریانس (Variance Inflation Factor) محاسبه شده است. همان‌گونه که نتایج در جدول ۴ مشاهده می‌شود، همه متغیرها به جز متغیر هزینه اجاره (RF) دارای VIF کمتر از ۵ بودند. این مقدار برای هزینه اجاره حدود ۱۲ به دست آمد. اگرچه این مقدار از آستانه ۱۰ فراتر رفته، اما با توجه به نقش کلیدی این متغیر در مدل و عدم بروز بی‌ثباتی در ضرایب، در مدل حفظ شده است. در صورتی که مدل برآورد شده، معنادار و پایدار نباشد، نیاز به حذف یا ترکیب (PCA) متغیرهای همبسته خواهد بود.

توزیع هزینه پوشاک نسبت به توزیع نرمال دارای چولگی مثبت (به سمت راست) است. همچنین، میزان کشیدگی (kurtosis) آن اندکی بیشتر از توزیع نرمال است، به طوری که در ناحیه چپ نمودار، تراکم داده‌ها بیشتر است و چگالی بالاتری مشاهده می‌شود. وجود دو قله مشخص در منحنی چگالی نیز نشان‌دهنده ساختار چندمدی (multimodal) در داده‌هاست که از منظر اقتصادسنجی، برای تخمین مدل‌های GMM پویا مزیت محسوب می‌شود؛ زیرا این ساختار نشان‌دهنده تنوع الگوهای مصرف است که در تحلیل‌های پویا مزیت دارد و در توزیع وابسته می‌تواند به بهبود کیفیت ابزارهای داخلی کمک کند. سایر متغیرهای بردار هزینه خانوار هم مشابه نمونه بالا بررسی شده‌اند و همگی وضعیت مطلوبی داشتند.

۳. داده‌های پرت (Outliers) در متغیرهای وابسته می‌توانند به بی‌ثباتی در تخمین ضرایب مدل‌های پانل پویا نظیر GMM منجر شوند. به منظور کاهش نوسانات ناخواسته در برآوردها، شناسایی و کنترل این داده‌ها ضروری است. بر اساس تحلیل آماری اولیه، برخی متغیرها مانند هزینه خوراک و پوشاک دارای کشیدگی‌هایی در گوشه‌های توزیع بودند. برای مقابله با این مسئله و

جدول ۴. محاسبه عامل تورم واریانس برای متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش

متغیر	مقدار VIF
هزینه اجاره	۱۲.۶۷
قیمت مسکن	۸.۵۷
میانگین درآمد	۵.۶۱
سرمایه انسانی	۱.۷۷

مدل پویا، مدل‌های جداگانه‌ای برای هر یک از چهار متغیر هزینه‌ای خانوار (خوراک، پوشاک، حمل و نقل و بهداشت و درمان) برآورد شده‌اند. در بخش یافته‌ها، نتایج هر یک از مدل‌ها به تفصیل گزارش و تفسیر خواهند شد.

یافته‌ها

در این بخش، مبتنی بر برآورد مدل‌های اقتصادسنجی پویا بر اساس داده‌های پانل استانی طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ یافته‌ها ارائه و تحلیل می‌شوند. تمرکز اصلی بر بررسی تأثیر تغییرات متغیر هزینه اجاره و سکونت به عنوان نماینده تغییرات عوارض نوسازی شهری بر چهار گروه اصلی هزینه‌های خانوار شهری شامل خوراک، پوشاک، حمل و نقل و بهداشت و درمان بوده است. برای این منظور، از روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM) بهره گرفته شده که با توجه به ساختار پویا و وجود متغیرهای درون‌زا در مدل، انتخابی بهینه محسوب می‌شود. با توجه به چهار گروه اصلی هزینه‌های خانوار، چهار مدل توسعه داده شده است که در ادامه نتایج و تحلیل این مدل‌ها تشریح می‌شود:

مدل اول: مدل برآورد هزینه خوراک خانوار

مدل نخست با متغیر وابسته «هزینه خوراک خانوار» برآورد شده است. مطابق نتایج آن در جدول ۵، متغیر وقفه هزینه خوراک در سطح اطمینان ۱ درصد معنادار است که پایداری نسبی الگوی مصرف خوراک طی زمان را نشان می‌دهد. ضریب متغیر هزینه اجاره برابر با (-۰/۱۷) به دست آمده و در سطح ۵ درصد معنادار است. این یافته بیانگر آن است که افزایش اجاره‌بها به طور معناداری به کاهش سهم هزینه خوراک در بودجه خانوار منجر می‌شود. این نتیجه با منطق اقتصادی نیز هم‌خوانی دارد، زیرا خانوارها در مواجهه با فشار هزینه مسکن، معمولاً از اقلام مصرفی انعطاف‌پذیر مانند خوراک می‌کاهند. در جدول ۵، *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد هستند.

آزمون‌های اعتبارسنجی مدل

در این بخش، آزمون‌هایی که به منظور اعتبارسنجی مدل در نظر گرفته شده‌اند، تشریح می‌شود:

۱. آزمون خودهمبستگی آرانو-باند (Arellano-Bond): این آزمون برای بررسی وجود خودهمبستگی در باقی‌مانده‌های معادله تفاضلی در مدل‌های GMM استفاده می‌شود. برای اعتبارسنجی ساختار پویای مدل‌های پانل پویا، آزمون خودهمبستگی آرانو و باند (۱۹۹۱) بر پایه مانده‌های تفاضلی مرتبه اول و مرتبه دوم اجرا می‌شود. نبود خودهمبستگی در مرتبه دوم نشان‌دهنده معتبر بودن جملات اخلاص و قابل اعتماد بودن ساختار دینامیکی مدل خواهد بود.

۲. آزمون اعتبار ابزارهای هانسن (Hansen): آزمون هانسن، نسخه پیشرفته آزمون سارگان، برای سنجش اعتبار وقفه‌های مدل به کار می‌رود. فرض صفر این آزمون بر آن است که ابزارها با خطای اخلاص نامرتبط‌اند. اگر p-value این آزمون بالا (معمولاً بزرگ‌تر از ۰/۱) باشد، ابزارها معتبر فرض می‌شوند (Hansen, 1982).

۳. آزمون اختلاف هانسن (Difference-in-Hansen): در روش GMM سیستمی، از ابزارهایی برای معادلات در سطوح استفاده می‌شود که باید به صورت جداگانه اعتبارسنجی شوند. آزمون تفاوت در هانسن برای همین منظور طراحی شده است. این آزمون بررسی می‌کند که آیا ابزارهای اضافه‌شده در معادله سطوح مدل، ابزارهای مناسبی هستند یا خیر. عدم معناداری این آزمون در مدل‌های این پژوهش نشان می‌دهد این ابزارها نیز با خطای اخلاص همبستگی ندارند و استفاده از آن‌ها موجب افزایش کیفیت برآورد شده است (Roodman, 2009).

۴. آزمون والد (Wald): برای بررسی کلی معناداری ضرایب در مدل و قدرت توضیح‌دهندگی کل متغیر مستقل، از آزمون والد استفاده می‌شود. این آزمون فرض صفر را بر صفر بودن هم‌زمان همه ضرایب مدل بنا می‌نهد (Wooldridge, 2010).

با در نظر گرفتن نتایج پیش‌پردازش، صحت ابزارها و مناسب بودن ساختار

جدول ۵. نتایج تخمین ضرایب در مدل برآورد هزینه خوراک خانوار

متغیر	ضریب تخمینی	آماره Z	میزان احتمال (p-value)	معناداری
$\ln(FC)_{t-1}$	۰.۵۵۸۵	۶.۵۷	۰.۰۰۰	***
$\ln(HP)$	۰.۱۰۲	۴.۵۹	۰.۰۰۰	***
$\ln(PCI)$	۰.۴۷۵	۵.۱۴	۰.۰۰۰	***
$\ln(RF)$	-۰.۱۶۶	-۳.۶۷	۰.۰۰۱	***
$\ln(HCI)$	-۰.۱۴۱	-۱.۱۶	۰.۲۴۸	-
β_0	۰.۲۷۳	۰.۹۱	۰.۳۶۳	-

والد مدل را معتبر و ابزارهای به کاررفته را قابل اتکا نشان داده‌اند که نتایج آن در جدول ۶ قابل مشاهده است. آماره والد بیانگر معناداری کلی معادله یادشده است. نتایج آزمون‌های خودهمبستگی سریالی نیز نشان می‌دهد باقی‌مانده‌ها فاقد خودهمبستگی مرتبه دوم هستند که برای اعتبار مدل‌های GMM ضروری است. همچنین، آزمون هانسن و آزمون تفاوت در هانسن حاکی از اعتبار ابزارهای استفاده‌شده در معادلات تفاضلی و سطوح هستند. در مجموع، اعتبار مدل GMM سیستمی در این پژوهش تأیید می‌شود.

در این مدل، سایر متغیرهای کنترلی نیز تأثیرگذار هستند. درآمد سرانه (PCI) دارای ضریب مثبت و معنادار است که مطابق انتظار نشان می‌دهد با افزایش درآمد، هزینه خوراک افزایش می‌یابد. قیمت مسکن (HP) دارای ضریب مثبت نزدیک به صفر و معنادار است و به این معناست که اثر ناچیزی بر هزینه خوراک خواهد داشت. سرمایه انسانی (HCI) در این مدل تأثیر معناداری نداشته است. ضریب ثابت مدل نیز معنادار نبوده و اهمیتی در تفسیر اقتصادی مدل ندارد. نتایج آزمون‌های پس از برآورد شامل خودهمبستگی آرانو-باند، هانسن و

جدول ۶. نتایج آزمون‌های پس از برآورد در مدل تخمین هزینه خوراک خانوار

آزمون	آماره آزمون	میزان احتمال (p-value)	نتیجه
والد	$2.13e+06$	۰.۰۰۰	مدل از نظر آماری کاملاً معنادار است.
خودهمبستگی سریالی (AR(1))	$z = -2.6$	۰.۰۰۹	خودهمبستگی مرتبه اول وجود دارد که در مدل تفاضلی طبیعی است.
خودهمبستگی سریالی (AR(2))	$z = 0.48$	۰.۶۳۳	عدم خودهمبستگی مرتبه دوم، مدل از نظر پویایی معتبر است.
هانسن	$\chi^2 = 1.19$	۰.۵۵۱	ابزارها معتبرند و مدل قابل اعتماد است.
اختلاف هانسن	$\chi^2 = 1.08$	۰.۲۹۹	ابزارهای اضافه در معادله سطوح معتبر هستند.

نماینده‌ای برای فشارهای ناشی از افزایش عوارض نوسازی شهری محسوب می‌شود، به طور معناداری موجب کاهش سهم هزینه پوشاک در بودجه خانوار می‌شود. این رابطه منفی قوی، به‌ویژه از آن جهت اهمیت دارد که پوشاک همانند خوراک، از اقلام مصرفی نسبتاً انعطاف‌پذیر در سبد خانوار به شمار می‌رود. در جدول ۷، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد هستند.

مدل دوم: مدل برآورد هزینه پوشاک خانوار

مدل دوم با متغیر وابسته «هزینه پوشاک خانوار» تخمین زده شده است. بر اساس نتایج جدول ۷، متغیر وقفه هزینه پوشاک در سطح اطمینان ۱ درصد معنادار است. این یافته بیانگر پایداری نسبتاً بالای الگوی مصرف پوشاک طی زمان است و نشان می‌دهد رفتار مصرف پوشاک خانوارها از یک دوره به دوره دیگر تداوم دارد. ضریب متغیر هزینه اجاره برابر با (-۰/۳۵۷) و در سطح ۱ درصد معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد افزایش هزینه اجاره‌ها که

جدول ۷. نتایج تخمین ضرایب در مدل برآورد هزینه پوشاک خانوار

متغیر	ضریب تخمینی	آماره Z	میزان احتمال (p-value)	معناداری
$\ln(CC)_{t-1}$	۰.۶۶۸	۴.۰۸	۰.۰۰۰	***
$\ln(HP)$	۰.۱۴۱	۴.۴۳	۰.۰۰۰	***
$\ln(PCI)$	۰.۵۱۷	۳.۲۰	۰.۰۰۱	***
$\ln(RF)$	-۰.۳۵۷	-۳.۴۷	۰.۰۰۱	***
$\ln(HCI)$	-۰.۴۳۳	-۱.۵۰	۰.۱۳۳	-
β_0	۰.۲۴۸	۰.۵۶	۰.۵۷۸	-

است. همچنین، قیمت مسکن دارای ضریب مثبت و در سطح ۱ درصد معنادار است. این رابطه می‌تواند نشان‌دهنده همبستگی رفتاری میان بازار دارایی و الگوهای مصرفی باشد. تأثیر شاخص سرمایه انسانی بر هزینه پوشاک از نظر

در این مدل، سایر متغیرهای کنترلی نیز رفتارهای متفاوتی از خود نشان داده‌اند. درآمد سرانه با ضریب مثبت و سطح معناداری قابل قبول نشان می‌دهد افزایش درآمد خانوار به طور مستقیم با افزایش هزینه پوشاک همراه

داده‌ها وجود دارد که در مدل‌های GMM طبیعی است، اما خودهمبستگی مرتبه دوم وجود ندارد که برای اعتبار تخمین ضروری است. همچنین، آزمون هانسن نشان‌دهنده اعتبار ابزارهای به کار رفته در مدل است. آزمون تفاوت در هانسن حاکی از اعتبار ابزارهای استفاده شده در معادلات سطوح است. در مجموع، اعتبار مدل GMM سیستمی در این پژوهش تأیید می‌شود.

آماري معنادار نیست. ضریب ثابت مدل نیز معنادار نبوده و اهمیتی در تفسیر اقتصادی مدل ندارد.

نتایج آزمون‌های پس از برآورد مدل در جدول ۸ آمده است. آماره والد نشان می‌دهد مدل در سطح اطمینان بسیار بالا معنادار است. آزمون‌های آرلانو - باند برای بررسی خودهمبستگی نشان می‌دهند خودهمبستگی مرتبه اول در

جدول ۸. نتایج آزمون‌های پس از برآورد در مدل تخمین هزینه پوشاک خانوار

آزمون	آماره آزمون	میزان احتمال (p-value)	نتیجه
والد	$6.71e+06$	۰.۰۰۰	مدل از نظر آماری کاملاً معنادار است.
خودهمبستگی سریالی (AR(1))	$z = -4.17$	۰.۰۰۰	خودهمبستگی مرتبه اول وجود دارد که در مدل تفاضلی طبیعی است.
خودهمبستگی سریالی (AR(2))	$z = 0.34$	۰.۷۳۷	عدم خودهمبستگی مرتبه دوم، مدل از نظر پویایی معتبر است.
هانسن	$\chi^2=4.54$	۰.۰۳۳	ابزارها معتبرند و مدل قابل اعتماد است.
اختلاف هانسن	$\chi^2=4.54$	۰.۰۳۳	ابزارهای اضافه در معادله سطوح معتبر هستند.

از نظر آماری معنادار نیست؛ بنابراین، نمی‌توان رابطه معناداری میان افزایش اجاره‌بها و کاهش هزینه حمل‌ونقل خانوارها مشاهده کرد. این یافته با توجه به ماهیت حمل‌ونقل به عنوان هزینه‌ای نسبتاً انعطاف‌ناپذیر مثل تردهای شغلی یا آموزشی قابل توجیه است. در جدول ۹، *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد هستند.

مدل سوم: مدل برآورد هزینه حمل‌ونقل خانوار

در این بخش، مدل برآورد هزینه حمل‌ونقل خانوار با استفاده از داده‌های پانل پویا و روش GMM سیستمی ارائه شده است. مطابق جدول ۹، وقفه متغیر وابسته (هزینه حمل‌ونقل) در سطح ۱ درصد معنادار است که بیانگر پایداری نسبی الگوی مصرف حمل‌ونقل در گذر زمان است. در این مدل، هزینه اجاره

جدول ۹. نتایج تخمین ضرایب در مدل برآورد هزینه حمل‌ونقل خانوار

متغیر	ضریب تخمینی	آماره Z	میزان احتمال (p-value)	معناداری
$\ln(SC)_{t-1}$	۰.۳۱۹	۳.۴۶	۰.۰۰۱	***
$\ln(HP)$	-۰.۰۶۹	-۱.۸۳	۰.۰۶۸	*
$\ln(PCI)$	۰.۷۴۵	۷.۶۴	۰.۰۰۰	***
$\ln(RF)$	-۰.۰۶۸	-۰.۸۷	۰.۳۸۴	-
$\ln(HCI)$	۰.۳۰۳	۱.۸۵	۰.۰۶۵	*
β_0	-۱.۷۷۸	-۴.۵۹	۰.۰۰۰	***

در غیاب اثر سایر متغیرهای توضیحی نیز برقرار است. نتایج آزمون‌های پس از برآورد در جدول ۱۰ گزارش شده است. آزمون والد نشان می‌دهد مدل در سطح بالا معنادار است. آزمون‌های خودهمبستگی آرلانو - باند نشان می‌دهند اگرچه خودهمبستگی مرتبه اول وجود دارد، اما خودهمبستگی مرتبه دوم مشاهده نمی‌شود که نشان‌دهنده صحت ساختار پویای مدل است. آزمون هانسن نشان می‌دهد ابزارهای به کار رفته معتبرند و مدل دچار بیش‌برازش ابزار (overfitting) نیست. آزمون تفاوت در هانسن حاکی از اعتبار ابزارهای استفاده شده در معادلات سطوح است. این نتایج، اعتبار تخمین‌های GMM را در این مدل تأیید می‌کند.

درآمد سرانه خانوار اثر مثبت و بسیار معناداری بر هزینه حمل‌ونقل داشته است که نشان می‌دهد افزایش درآمد موجب افزایش تقاضا برای جابه‌جایی‌های بیشتر یا استفاده از وسایل حمل‌ونقل گران‌قیمت‌تر می‌شود. متغیر قیمت مسکن در سطح ۱۰ درصد معنادار است، اما با توجه به ضریب نسبتاً کوچک آن، اثر اقتصادی آن بسیار محدود و تقریباً ناچیز ارزیابی می‌شود. متغیر سرمایه انسانی در آستانه معناداری آماری قرار دارد، اما از نظر آماری نمی‌توان با اطمینان کافی آن را معنادار دانست؛ هرچند ممکن است در سطوح اطمینان پایین‌تر تأثیرگذار تلقی شود. ضریب ثابت مدل در سطح ۱ درصد معنادار بوده و نشان‌دهنده وجود سطح پایه‌ای مشخص از هزینه حمل‌ونقل است که حتی

جدول ۱۰. نتایج آزمون‌های پس از برآورد در مدل تخمین هزینه حمل‌ونقل خانوار

آزمون	آماره آزمون	میزان احتمال (p-value)	نتیجه
والد	$6.03e+06$	۰.۰۰۰	مدل از نظر آماری کاملاً معنادار است.
خودهمبستگی سریالی (AR(1))	$z = -4.16$	۰.۰۰۰	خودهمبستگی مرتبه اول وجود دارد که در مدل تفاضلی طبیعی است.
خودهمبستگی سریالی (AR(2))	$z = -0.20$	۰.۸۴۳	عدم خودهمبستگی مرتبه دوم، مدل از نظر پویایی معتبر است.
هانسن	$\chi^2=1.14$	۰.۵۶۵	ابزارها معتبرند و مدل قابل اعتماد است.
اختلاف هانسن	$\chi^2=1.2$	۰.۵۵۰	ابزارهای اضافه در معادله سطوح معتبر هستند.

می‌دهد افزایش درآمد خانوار، تأثیر قابل توجهی بر افزایش هزینه‌های بهداشت و درمان دارد. این یافته با مبانی نظری نیز هم‌راستاست؛ چرا که با افزایش درآمد، تقاضا برای خدمات سلامت نیز افزایش می‌یابد. سایر متغیرها شامل هزینه اجاره، قیمت مسکن و سرمایه انسانی همگی دارای ضرایب آماری فاقد معناداری هستند. ضریب ثابت مدل در سطح ۵ درصد معنادار است که نشان‌دهنده وجود سطح پایه‌ای هزینه حتی در غیاب متغیرهای مستقل خواهد بود. در جدول ۱۱، *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد هستند.

جدول ۱۱. نتایج تخمین ضرایب در مدل برآورد هزینه بهداشت و درمان خانوار

متغیر	ضریب تخمینی	آماره Z	میزان احتمال (p-value)	معناداری
$\ln(HC)_{t-1}$	-۰.۲۱۶	-۱.۲۲	۰.۲۲۱	-
$\ln(HP)$	-۰.۰۷۴	-۱.۲۲	۰.۲۲۲	-
$\ln(PCI)$	۱.۰۴۰	۸.۲۷	۰.۰۰۰	***
$\ln(RF)$	۰.۱۱۸	۱.۳۷	۰.۱۶۹	-
$\ln(HCI)$	۰.۳۴۵	۱.۰۸	۰.۲۷۸	-
β_0	-۲.۱۴۲	-۲.۳۴	۰.۰۱۹	***

دارد. آزمون هانسن نشان‌دهنده اعتبار ابزارهای استفاده‌شده در مدل است. اگرچه این مقدار در آستانه معناداری ۱۰ درصد قرار دارد، اما از نظر فنی قابل قبول است. آزمون تفاوت هانسن نشان می‌دهد ابزارهای اضافی به کاررفته در معادله سطوح معتبر هستند و در مجموع اعتبار برآورد GMM سیستمی در مدل چهارم نیز تأیید می‌شود.

مدل چهارم: مدل برآورد هزینه بهداشت و درمان خانوار
این مدل به برآورد «هزینه بهداشت و درمان خانوار» با استفاده از روش GMM سیستمی می‌پردازد. مطابق نتایج ارائه‌شده در جدول ۱۱، متغیر وقفه هزینه بهداشت، حتی در سطح اطمینان ۱۰ درصد نیز فاقد معناداری آماری بوده است. این یافته نشان می‌دهد رفتار هزینه‌ای در این حوزه طی زمان پایدار نیست و تغییرات گذشته، اثر معناداری بر تغییرات جاری آن ندارد. در این مدل، تنها متغیری که اثر معنادار بر هزینه بهداشت و درمان داشته، درآمد سرانه خانوار است. این متغیر با ضریب مثبت ۱/۰۴ و سطح معناداری ۱ درصد، نشان

مطابق جدول ۱۲، آماره والد نشان می‌دهد مدل در سطح بالا معنادار است. نتایج آزمون آرلانو - باند برای بررسی خودهمبستگی سریالی نشان می‌دهد در تفاضلات اول، خودهمبستگی وجود ندارد، اما در مرتبه دوم مقدار p کمی پایین‌تر از آستانه ۱۰ درصد است که ممکن است نیاز به احتیاط داشته باشد. با این حال، این مقدار هنوز در محدوده قابل قبول برای حفظ اعتبار مدل قرار

جدول ۱۲. نتایج آزمون‌های پس از برآورد در مدل تخمین هزینه بهداشت و درمان خانوار

آزمون	آماره آزمون	میزان احتمال (p-value)	نتیجه
والد	$۱.۸۴e+۰۶$	۰.۰۰۰	مدل از نظر آماری کاملاً معنادار است.
خودهمبستگی سریالی (AR(1))	$z = -۱.۶۰$	۰.۱۱۰	خودهمبستگی مرتبه اول وجود دارد که در مدل تفاضلی طبیعی است.
خودهمبستگی سریالی (AR(2))	$z = -۱.۶۹$	۰.۰۹۰	در آستانه هشدار، تأیید
هانسن	$\chi^2 = 4.97$	۰.۰۸۳	ابزارها معتبرند و مدل قابل اعتماد است.
اختلاف هانسن	$\chi^2 = 1.01$	۰.۳۱۴	ابزارهای اضافه در معادله سطوح معتبر هستند.

خانوار چقدر است. یافته‌های تطبیقی در کشورهای منتخب مانند فرانسه، کانادا و بریتانیا، این نسبت را حدود ۱/۳۲ درصد از درآمد سرانه خانوار نشان می‌دهد، اما در تهران، با در نظر گرفتن عوارض پرداخت‌شده سالانه و میانگین درآمد سرانه در سال ۱۳۹۹، این نسبت کمتر از ۰/۸ درصد بوده است. بنابراین، برای تطابق با سطح فشار مالی متعارف بین‌المللی، نیاز به افزایش ۱/۶۶ برابری در نرخ عوارض نوسازی شهری خواهد بود. این شاخص به‌ویژه برای سنجش عدالت مالیاتی و آثار توزیعی سیاست افزایش عوارض بسیار معتبر است. ۲. سهم عوارض نوسازی از کل درآمد شهرداری‌ها: بر اساس داده‌های بانک جهانی و منابع آماری کشورهای عضو گروه G20، میانگین سهم مالیات بر دارایی ملکی (عوارض نوسازی) از بودجه دولت‌های محلی حدود ۱۴ درصد است. داده‌های موجود نشان می‌دهد این سهم در شهرداری تهران طی سال‌های اخیر به حدود ۲٪ درصد کاهش یافته است. این شکاف قابل توجه، مشروط به در نظر گرفتن آثار اجتماعی آن می‌تواند بیانگر ظرفیت استفاده‌نشده در ساختار درآمدی شهرداری‌ها باشد. با این مقایسه، اگر شهرداری تهران بخواهد تنها به سطح متوسط جهانی (۱۴ درصد) در این شاخص برسد، میزان

تحلیل آثار افزایش عوارض نوسازی شهری بر هزینه‌های اساسی خانوار
برای سنجش شکاف بین وضعیت فعلی اخذ عوارض نوسازی شهری در ایران و استانداردهای پذیرفته‌شده جهانی، از دو شاخص مقایسه‌ای معتبر استفاده شده است. از آنجا که تهران سهم قابل توجهی از کل درآمدهای شهرداری‌های کشور را به خود اختصاص می‌دهد، این شهر می‌تواند به عنوان نماینده‌ای مناسب برای تحلیل سیاستی و مقایسه بین‌المللی در زمینه عوارض نوسازی تلقی شود. افزون بر این، برای سایر استان‌ها دسترسی به داده‌های تفصیلی بودجه‌ای و عملکردی شهرداری نظیر عوارض نوسازی شهری وجود نداشت. به همین جهت، محاسبات تحقیق نشان می‌دهد میانگین ده‌ساله نسبت عوارض نوسازی به هزینه اجاره در شهر تهران، حدود ۰/۵ درصد بوده است. شاخص‌های کلیدی برای مقایسه میزان عوارض نوسازی در تهران و کشورهای منتخب که مبتنی بر داده‌های سال ۲۰۲۰ میلادی (مطابق با ۱۳۹۹ هجری شمسی) هستند، شامل موارد زیر هستند:

۱. نسبت سرانه پرداخت مالیات بر دارایی به درآمد سرانه خانوار: این شاخص به‌درستی نشان می‌دهد بار مالی عوارض نوسازی نسبت به توان پرداخت

افزایش عوارض نوسازی توسط مالکان به مستأجران منتقل می‌شود و در هزینه اجاره منعکس می‌شود؛ فرضی که با منطق اقتصادی انتقال مالیات‌ها نیز همخوانی دارد. حتی اگر این فرض کاملاً محقق نشود، به دلیل سهم اندک فعلی عوارض نوسازی در سبد هزینه خانوار، نتایج عددی به طور معنادار متأثر نخواهند شد.

برای این منظور، دو سناریوی افزایش عوارض نوسازی بر اساس نسبت‌های استخراج‌شده از دو شاخص قبلی تدوین شد:

- سناریوی اول: افزایش ۶۶ درصدی
- سناریوی دوم: افزایش ۵۶۶ درصدی

با اعمال این سناریوها و استفاده از ضرایب چهار مدل پژوهش، کاهش هزینه‌های یادشده محاسبه شده و در جدول ۱۳ به نمایش درآمده است.

جدول ۱۳. آثار افزایش عوارض نوسازی شهری بر هزینه‌های اساسی خانوار

هزینه‌های خانوار	سناریوها	مقدار مطلوب افزایش عوارض نوسازی شهری	مقدار افزایش یافته هزینه اجاره	ضریب تأثیر	مقدار تغییر هزینه‌ها (درصد)
هزینه خوراک	سناریوی اول	۶۶%	۰.۳۳%	-۰.۱۶۶	-۰.۱۶۴%
	سناریوی دوم	۵۶۶%	۲.۸۳%	-۰.۱۶۶	-۰.۴۷۰%
هزینه پوشاک	سناریوی اول	۶۶%	۰.۳۳%	-۰.۳۵۷	-۰.۱۱۸%
	سناریوی دوم	۵۶۶%	۲.۸۳%	-۰.۳۵۷	-۱.۰۱۰%

میان هزینه اجاره و هزینه‌های بهداشت و درمان یا حمل‌ونقل مشاهده نشد. این نتایج فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر اینکه «افزایش عوارض نوسازی از طریق اثرگذاری بر اجاره‌بها، بر الگوی هزینه‌های خانوار اثر معناداری دارد» را در مورد هزینه خوراک و پوشاک تأیید و در مورد هزینه حمل‌ونقل و بهداشت و درمان رد می‌کند.

یافته‌های این پژوهش با نتایج مطالعات خارجی مونکه (۲۰۲۳) و سوریکو و تراز (۲۰۱۵) هم‌راستا است که نشان می‌دهند فشار مالی ناشی از افزایش مالیات‌های ملکی یا اجاره‌بها، به کاهش سهم هزینه خوراک و پوشاک خانوارها منجر می‌شود. در ادبیات داخلی نیز پژوهش انصاری و همکاران (۲۰۲۱) تا حدی این رابطه را تأیید می‌کند که در آن افزایش اجاره‌بها با کاهش مصرف برخی کالاها و بادوام و غیرضروری همراه بوده است. از سوی دیگر، همخوانی بین یافته‌های این تحقیق و مطالعاتی مانند لیو و چانگ (۲۰۲۱) و گراسمن و همکاران (۲۰۲۱) در مورد تأثیرات رفاهی اجاره‌بها، نشان می‌دهد در بسترهای مختلف، این فشارها به طور عمده بر اقلام انعطاف‌پذیر مصرفی اثر گذارند. بنابراین، نتایج این پژوهش ضمن تأیید بخش مهمی از ادبیات پیشین، با تأکید بر ویژگی‌های خاص اقتصاد شهری ایران، گامی در جهت بومی‌سازی تحلیل‌های سیاستی در این حوزه فراهم کرده است.

پژوهش حاضر بر اساس این پرسش اساسی تدوین شد که در صورت تصمیم سیاست‌گذار برای افزایش عوارض نوسازی، این افزایش با توجه به شاخص‌های مالیاتی مشابه نظیر مالیات بر دارایی، تا چه سطحی می‌تواند منطقی و قابل دفاع باشد. بر همین اساس، دو سطح پیشنهادی برای افزایش عوارض نوسازی استخراج شد. شاخص اول با اتکا به سهم عوارض نوسازی شهری از بودجه شهرداری، افزایش ۶۶ درصدی را پیشنهاد می‌کند که با توجه به مصوبه قانون درآمد پایدار شهرداری‌ها در سال ۱۴۰۱ (افزایش نرخ عوارض از ۱/۵ درصد به ۲/۵ درصد)، به نوعی نشان‌دهنده وضعیت جاری در سال ۱۴۰۳ است. شاخص دوم با محوریت نسبت سرانه پرداخت مالیات بر دارایی به درآمد سرانه خانوار در کشورهای منتخب، افزایش ۵۶۶ درصدی را مطرح می‌کند. نتایج اعمال این سناریوها نشان می‌دهد حتی با فرض انتقال کامل بار مالی افزایش عوارض به اجاره‌بها، هزینه خوراک خانوار در سناریو اول حدود ۰/۱۶ درصد و هزینه پوشاک حدود ۰/۱۲ درصد کاهش می‌یابد. در

وصولی عوارض نوسازی باید حدود ۶/۶۶ برابر افزایش یابد. این نسبت، مبنای سناریوی بودجه‌ای مطلوب قرار می‌گیرد.

از سوی دیگر، با استناد به ضرایب حاصل از چهار مدل پژوهش، مشخص شد که رابطه‌ای منفی و معنادار بین هزینه اجاره و دو مؤلفه هزینه‌ای «خوراک» و «پوشاک» وجود دارد. در مقابل، برای بهداشت و حمل‌ونقل چنین رابطه معناداری مشاهده نشد. بنابراین، در این بخش، با تکیه بر ضرایب تأثیر اجاره‌بها بر هزینه خوراک و پوشاک، تلاش می‌شود آثار افزایش فرضی عوارض نوسازی شهری بر این دو مؤلفه مهم سبد هزینه خانوار برآورد شود.

به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌های جداگانه از میزان عوارض نوسازی پرداخت‌شده توسط خانوارها، هزینه اجاره و سایر مخارج مسکن که در مدل به کاررفته است، به عنوان متغیر جایگزین برای نمایش تغییرات ناشی از عوارض نوسازی در نظر گرفته شده است. این فرض مبتنی بر آن است که

نتایج حاصل از اعمال سناریوهای افزایش عوارض نوسازی شهری بر سبد هزینه‌های خانوار، با فرض انتقال کامل بار مالی این افزایش به اجاره‌بها، نشان می‌دهد هزینه‌های خوراک و پوشاک خانوارهای شهری تنها با کاهش بسیار اندک مواجه می‌شوند. در سناریوی اول که افزایش ۶۶ درصدی عوارض نوسازی در نظر گرفته شده، هزینه خوراک ۰/۱۶ درصد و هزینه پوشاک ۰/۱۲ درصد کاهش می‌یابد. در سناریوی دوم، با فرض افزایش ۵۶۶ درصدی عوارض نوسازی، هزینه خوراک ۰/۴۷ درصد و هزینه پوشاک حدود ۱۲/۰۱ درصد کاهش نشان می‌دهند.

این ارقام حتی در شدیدترین حالت افزایش عوارض نوسازی (حدود هفت برابر کردن) نشان می‌دهد اثر نهایی این سیاست بر سبد مصرفی خانوار بسیار محدود است. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که سطح فعلی عوارض نوسازی شهری نسبت به کل هزینه‌های خانوار بسیار پایین بوده و افزایش آن تأثیر چشمگیری بر فشار هزینه‌ای وارد نمی‌کند. بر همین اساس، اجرای چنین سیاست‌هایی در قالب سناریوهای پیشنهادی، در صورت رعایت جنبه‌های اجتماعی و اطلاع‌رسانی مناسب، می‌تواند بدون ایجاد اختلال محسوس در بودجه خانوار به تصویب برسد و اجرا شود.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، تحلیل پیامدهای اقتصادی افزایش عوارض نوسازی شهری بر سبد هزینه‌های اساسی خانوارهای شهری ایران با استفاده از روش داده‌های پانل پویا و مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM) بوده است. این مطالعه، با بهره‌گیری از داده‌های استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ و با تمرکز بر متغیر هزینه اجاره به عنوان شاخص تأثیر عوارض نوسازی، تلاش کرده است تأثیر افزایش احتمالی این عوارض را بر چهار قلم اساسی هزینه‌های خانوار شامل خوراک، پوشاک، حمل‌ونقل و بهداشت و درمان تحلیل کند.

یافته‌های مدل‌های برآوردی نشان می‌دهند افزایش هزینه اجاره، اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های خوراک و پوشاک خانوار دارد؛ به طوری که در سناریوهای فرضی افزایش عوارض نوسازی، سهم این اقلام در بودجه خانوار کاهش بسیار محدود و معنادار خواهد داشت. در مقابل، هیچ رابطه معناداری

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297. DOI: <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Bahl, R. W., & Zhang, J. (1989). Taxing Urban Land China. World Bank, Infrastructure and Urban Development Department. Read online: <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/535981468768842726>
- Besley, T., & Coate, S. (2003). Centralized versus decentralized provision of local public goods: a political economy approach. *Journal of public economics*, 87(12), 2611-2637. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(02\)00141-X](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(02)00141-X)
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Borck, R., Oshiro, J., & Sato, Y. (2022). Property tax competition: A quantitative assessment. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.4257201>
- Brennan, G., & Buchanan, J. M. (1980). The power to tax: Analytic foundations of a fiscal constitution. Cambridge University Press. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0047279400011971>
- Brollo, F., Nannicini, T., Perotti, R., & Tabellini, G. (2013). The political resource curse. *American Economic Review*, 103(5), 1759-1796. DOI: <https://doi.org/10.1257/aer.103.5.1759>
- Brueckner, J. K., & Kim, H. A. (2003). Urban sprawl and the property tax. *International Tax and Public Finance*, 10(1), 5-23. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1022260512147>
- Chen, X., Li, R., & Wu, X. (2021). Multi-home ownership and household portfolio choice in urban China. *Journal of Housing and the Built Environment*, 36(1), 131-151. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10901-019-09713-8>
- Dale, P. F., & McLaren, R. A. (1999). GIS in land administration. *Geographical information systems*, 2, 859-875. Read online: https://www.geos.ed.ac.uk/~gisteac/gis_book_abridged/files/ch61.pdf
- Du, Z., & Zhang, L. (2015). Home-purchase restriction, property tax and housing price in China: A counterfactual analysis. *Journal of Econometrics*, 188(2), 558-568. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.018>
- Ferraz, C., & Finan, F. (2011). Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. *American Economic Review*, 101(4), 1274-1311. DOI: <https://doi.org/10.1257/aer.101.4.1274>
- Fullerton, D., & Metcalf, G. E. (2002). Tax incidence. In *Handbook of Public Economics*, Vol. 4, pp. 1787-1872. DOI: [https://doi.org/10.1016/S1573-4420\(02\)80005-2](https://doi.org/10.1016/S1573-4420(02)80005-2)
- Futa, A. B., & Lind, H. (2004). Property taxes and revenue generation: The case of Sweden. and Unpublished MSc. Thesis, Department of Infrastructure, Building and Real Estate Economics, Royal Institute of Technology, Stockholm, February. Read online: <https://www.sciepub.com/reference/353659>
- Gadenne, L. (2017). Tax me, but spend wisely? Sources of public finance and government accountability. *American Economic Journal: Applied Economics*, 274-314. DOI: <https://doi.org/10.1257/app.20150509>
- Gadenne, L., & Singhal, M. (2014). Decentralization in developing economies. *Annu. Rev. Econ.*, 6(1), 581-604. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080213-040833>
- Grossmann, V., Larin, B., Löfflad, H. T., & Steger, T. (2021). Distributional consequences of surging housing rents. *Journal of Economic Theory*, 196, 105275. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jet.2021.105275>

سناریوی دوم، این کاهش به ترتیب به ۰/۴۷ درصد و ۱/۰۱ درصد می‌رسد. این نتایج بیانگر آن است که در سطح سناریوهای بررسی شده، اثر نهایی افزایش عوارض بر سبد هزینه‌ای خانوار محدود بوده و نشان‌دهنده سطح پایین فعلی عوارض در مقایسه با اقلام دیگر هزینه‌ای است.

همچنین، این پرسش بنیادین نیز مطرح است که آیا سطح خدمات عمومی ارائه شده توسط شهرداری‌های کشور از نظر کمی و کیفی هم‌تراز با وظایف و عملکرد دولت‌های محلی در کشورهای مرجع مورد مقایسه هستند یا خیر؛ موضوعی که در تصمیم‌گیری‌های بعدی باید به طور جدی لحاظ شود. از سوی دیگر، مقایسه سطح فعلی عوارض نوسازی در تهران با میانگین کشورهای توسعه‌یافته در دو شاخص کلیدی سهم از بودجه شهرداری و نسبت به درآمد سرانه خانوار نشان داد که سطح فعلی عوارض نوسازی در تهران به مراتب پایین‌تر از استانداردهای جهانی است. این امر ظرفیت بالقوه‌ای را برای اصلاح ساختار درآمدی شهرداری‌ها نشان می‌دهد.

در نهایت، این مطالعه تأکید می‌کند که تحقق درآمد پایدار از محل عوارض نوسازی شهری، در شرایط فعلی، فشار قابل توجهی بر هزینه‌های خانوار وارد نمی‌کند و الگوی مصرف آن‌ها را به‌طور محسوس تغییر نخواهد داد. همچنین، پیشنهاد می‌شود اصلاحات مبتنی بر داده‌های واقعی و با لحاظ عدالت اجتماعی، جایگزین روش‌های ناپایدار فعلی مانند فروش تراکم شود. محدودیت در دسترسی به داده‌های هزینه‌ای در سطح دهک‌های درآمدی و نبود اطلاعات تفکیکی درباره میزان واقعی پرداختی خانوارها بابت عوارض، از جمله چالش‌هایی است که در پژوهش‌های آتی باید مورد توجه قرار گیرد.

■ مشارکت نویسندگان

درصد مشارکت نویسنده اول ۵۰ درصد و نویسنده دوم ۵۰ درصد است.

■ تشکر و قدردانی

مقاله حاضر حامی مادی و معنوی نداشته است.

■ تعارض منافع

نویسندگان مقاله هیچ گونه تعارض منافی ندارند.

■ منابع

- Abdollahzadeh Jamalabadi, A., & Taghvaei, A. (2025). Explanation and calculation of the contribution of various fees of housing construction: A case study of urban developments permits issued by Tehran Municipality in 2023. *Urban Economics and Planning*, 6(1), 62-80. <https://doi.org/10.22034/uep.2025.490526.1561> [In Persian]
- Akhundi, N., Sharifi Renani, H., & Sameti, M. (2020). Factors affecting housing prices in the metropolis of Isfahan with emphasis on local tolls. *Urban Economics*, 5(1), 149-168. <https://doi.org/10.22108/ue.2022.131795.1198> [In Persian]
- Ansari, F., Ebrahimi, M., & Joudan, M. (2021). The effect of housing rent costs on the consumption of durable and non-durable goods (Urban households in selected Iranian provinces). *Applied Theories of Economics*, 8(3), 217-242. <https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.45698.2866> [In Persian]

- Gholipor, R., Darvishzadeh, M. & Pirannejad, A. (2019). Identification of the Methods, Resources and Barriers of Achieving Sustainable Urban Income (Case Study: Urmia Municipality), *Quarterly Journal Public Administration*, 11(37), 151-178. DOI: <https://doi.org/10.22059/jipa.2019.272409.2463> [In Persian]
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1029-1054. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Harris, R. D., & Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of econometrics*, 91(2), 201-226. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00076-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00076-1)
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*, Princeton University Press. Read online: <https://press.princeton.edu/books/ebook/9781400823833/econometrics-pdf>
- He, C., Zhou, C., & Wen, H. (2024). Improving the consumer welfare of rural residents through public support policies: A study on old revolutionary areas in China. *Socio-Economic Planning Sciences*, 91, 101767. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.seps.2023.101767>
- Inman, R. P., & Rubinfeld, D. L. (1996). Designing tax policy in federalist economies: An overview. *Journal of Public Economics*, 60(3), 307-334. DOI: [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(95\)01554-X](https://doi.org/10.1016/0047-2727(95)01554-X)
- Kim, K. H., & Renaud, B. (2009). The global house price boom and its unwinding: an analysis and a commentary. *Housing Studies*, 24(1), 7-24. DOI: <https://doi.org/10.1080/02673030802550128>
- Kis-Katos, K., & Sjahri, B. S. (2017). The impact of fiscal and political decentralization on local public investment in Indonesia. *Journal of Comparative Economics*, 45(2), 344-365. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2017.03.003>
- Liu, G., & Chang, X. (2021). The impact of rising housing rent on residents' consumption and its underlying mechanism: Empirical evidence from China. *Sage Open*, 11(2), DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440211015709>
- Mehregan, N., Sahabi, B., & Tarttar, M. (2015). The effect of municipal charges on housing prices: A case study of Tehran. *Iranian Economic Development and Planning*, 3(2), 129-154. DOI: <https://doi.org/10.22051/edp.2016.2527>
- Muoneke, C. T. (2023). The burden of property taxes on homeownership & economic security in the USA. *International Journal of Latest Research in Humanities and Social Science*, 6(11), 283-291. Read online: <http://www.ijlrhss.com/paper/volume-6-issue-11/6-HSS-2357.pdf>
- Musgrave, R. A., & Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance: a study in public economy* (Vol. 658). New York: McGraw-Hill. Read online: <https://www.amazon.com/theory-public-finance-study-economy/dp/B0006AVID2>
- Oates, W. E. (1972). *Fiscal federalism*. New York, 1. Read online: https://www.academia.edu/download/75892483/PKIEP_130_prikaz_Jurli-na.pdf
- Oates, W. E. (1999). An essay on fiscal federalism. *Journal of economic literature*, 37(3), 1120-1149. Read online: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.37.3.1120>
- Oates, W. E. (2008). On the theory and practice of fiscal decentralization. IFIR Working Paper Series, 2008-05. Read online: <https://ideas.repec.org/p/ifr/wpaper/2006-05.html>
- Olken, B. A. (2006). Corruption and the costs of redistribution: Micro evidence from Indonesia. *Journal of public economics*, 90(4-5), 853-870. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.05.004>
- Oskouee Aras, A., Teimouri, I., Hosseini, A., Badamchizadeh, P., & Babaei Aghdam, F. (2024). Explaining the mediating role of influential variables in determining housing prices: Case study of Tabriz metropolis. *Urban Economics and Planning*, 5(3), 58-78. DOI: <https://doi.org/10.22034/uep.2024.471664.1523> [In Persian]
- Plimmer, F., & McGill, G. (2006). The British experience of valuing for land value taxation [part 2]: Whitstable then and now. *Journal of Property Tax Assessment & Administration*, 3(1), 5-23. DOI: <https://doi.org/10.63642/1357-1419.1040>
- Reinikka, R., & Svensson, J. (2004). Local capture: evidence from a central government transfer program in Uganda. *The quarterly journal of economics*, 119(2), 679-705. DOI: <https://doi.org/10.1162/0033555041382120>
- Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 71(1), 135-158. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>
- Shang, L., Tang, D., Zhang, X., Li, C., Pan, N., Huang, C., & Sun, A. (2024). Research on the economic effects of housing support expenditures under the perspective of consumption heterogeneity: Evidence from China. *PloS one*, 19(9). DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0306138>
- Shokri, M. & Valizadeh, H. (2025). Is the distribution of revenue from the Value Added Tax Law among municipalities fair?. *Journal of Urban Economics and Planning*, 5(4), 115-138. DOI: <https://doi.org/10.22034/uep.2025.513071.1616>
- Stähler, N. (2019). Who benefits from using property taxes to finance a labor tax wedge reduction?. *Journal of Housing Economics*, 46, 101634. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2019.101634>
- Stiglitz, J. E. (1987). The causes and consequences of the dependence of quality on price. *Journal of economic literature*, 25(1), 1-48. Read online: <https://www.jstor.org/stable/2726189>
- Suricoa, P., & Trezzi, R. (2015). Austerity and Households Expenditure, II. Read online: http://red-files-public.s3.amazonaws.com/meetpapers/2015/paper_513.pdf
- Tafazzoli, A., Dalmanpour, M., Emami Meybodi, A. & Rahimzadeh, A. (2023). The Impact of Municipal Financing Approaches on the Income of Municipalities (Case study: Tehran, British Columbia, and Canada municipalities). *Journal of Urban Economics and Planning*, 4(2), 114-133. DOI: <https://doi.org/10.22034/uep.2023.393288.1355>
- Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of political economy*, 64(5), 416-424. DOI: <https://doi.org/10.1086/257839>
- Weingast, B. R. (2009). Second generation fiscal federalism: The implications of fiscal incentives. *Journal of urban economics*, 65(3), 279-293. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.12.005>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press. Read online: <https://mitpress.mit.edu/9780262232586/econometric-analysis-of-cross-section-and-panel-data/>
- World Bank. (1997). *The state in a changing world: World development report 1997*. Washington, DC: World Bank. DOI: <https://doi.org/10.1596/978-0-1952-1114-6>
- Yarmohamadan, N., Ghasemi, M., Nasiri Aghdam, A. & Gholami, H. (2023). Comparative Analysis of Municipal and Government Efficiency in Tax Collection (Tax based on Real Estate). *Journal of Economic Research*, 57(4), 715-732. DOI: <https://doi.org/10.22059/jte.2023.92432>
- Youngman, J. M., & Malme, J. H. (1994). An international survey of taxes on land and buildings. Read online: <https://www.torrossa.com/gs/resourceProxy?an=5391899&publisher=FZR504>
- Zhang, H., & Lin, S. (2022). Property Taxes and Growth Patterns in China: Multiple Causal Inference Methods. *Frontiers in Psychology*, 13, 919428. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.919428>