ISLAMIC AZAD UNIVERSITY MARVDASHT BRANCH

Journal of Regional Planningand
Winter 2024. Vol 13. Issue 52
ISSN (Print): 2251-6735 - ISSN (Online): 2423-7051
https://jzpm.marvdasht.iau.ir/

Research Paper

Study the Effect of Housing Prices on Income Inequality in Urban and Rural Areas of Iran

Roya Aleemran*: Associate Professor, Department of Economics, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.
Seyed Ali Aleemran: Ph.D. in Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran.

ARTICLEINFO
Received:2021/03/18
Accepted:2021/09/25
PP: 51-62

Use your device to scan and read the article online

Keywords: Income Inequality,Housing Prices, Johansen-Juselius Method.

Abstract

Income inequality has been one of the debating issues among economists and policy makers from the last few decades. So that, reducing inequality has been one of the main concerns of social reformers and policy makers and it is considered as one of the main problems in many developed and developing countries. Furthermore, housing has a vital role in household's consumption and asset portfolio and it is important because of playing various roles in the individual's lives, the economy and society. Therefore, considering the importance of income inequality as one of the concerns of economic policy makers and the importance of housing prices in the economy, this research seeks to study the effect of housing prices on income inequality in urban and rural areas of Iran by using Johansen-Juselius method over the period of first quarter of 2009 to forth quarter of 2019. The results of the study indicate that, housing prices has a significant positive impact on income inequality in urban and rural areas of Iran. So that, the results of the study based on the Gini coefficient index as an indicator of measuring income inequality, indicate that in the urban areas in the long run, one percent increase in the housing prices increases the Gini coefficient by 0.61 percent and in the rural areas in the long run, one percent increase in the housing prices increases the Gini coefficient by 1.37 percent. Also, the results of the study based on the ratio of the cost of ten percent of the richest to the cost of ten percent of the poorest population as an indicator of measuring income inequality, indicate that in the urban areas in the long run, one percent increase in the housing prices increases the ratio of the cost of ten percent of the richest to the cost of ten percent of the poorest population by 6.10 percent and in the rural areas in the long run, one percent increase in the housing prices increases the ratio of the cost of ten percent of the richest to the cost of ten percent of the poorest population by 3.99 percent.

Citation: Aleemran, R., & Aleemran, S.A . (2024):**Study the Effect of Housing Prices on Income Inequality in Urban and Rural Areas of Iran**, Journal of Regional Planning,Vol 13, No 52, PP:51-62.
DOI: 10.30495/JZPM.2021.27629.3869
DOR:

* **Corresponding author:** Roya Aleemran, **Email:** Aleemran@iaut.ac.ir, **Tel:** +989141142409

Extended Abstract

Introduction

Income inequality has been one of the debating issues among economists and policy makers from the last few decades. So that, reducing inequality has been one of the main concerns of social reformers and policy makers and it is considered as one of the main problems in many developed and developing countries. Also, changes in government's approach to the issue of income inequality have led to significant studies to identify resonator or reducer factors of income distribution inequality in recent years. Furthermore, housing has a vital role in household's consumption and asset portfolio and it is important because of playing various roles in the individual's lives, the economy and society. First, housing is a basic need for shelter and it is an important part of the household wealth. Second, it is related to other sectors such as construction, finance and retail. Among the types of assets, housing is one of the most important socio-economic components in a country, which can be said that, it has a direct impact on the level of public welfare more than other assets. Housing prices not only affect the consumption of homeowners, but it also affect the consumption of people who do not have a own housing. on the one hand, Changes in housing prices, change a person's wealth over time and consequently, consumption utility. On the other hand, due to the different composition of assets for different people, changes in housing prices will cause the wealth of different people to change compared to each other. Therefore, considering the importance of income inequality as one of the concerns of economic policy makers and the importance of housing prices in the economy, this research seeks to study the effect of housing prices on income inequality in urban and rural areas of Iran by using Johansen-Juselius method over the period of first quarter of 2009 to forth quarter of 2019. The main question of the research is, what is the impact of housing prices on income inequality in urban and rural areas of Iran? The sub-question of the research is, what is the impact of exchange rate on income inequality in urban and rural areas of Iran? In answer to the research questions, the hypotheses are as follows:

a) Housing prices has a positive impact on income inequality in urban areas of Iran.
b) Housing prices has a positive impact on income inequality in rural areas of Iran.
c) Exchange rate has a positive impact on income inequality in urban areas of Iran.
d) Exchange rate has a positive impact on income inequality in rural areas of Iran.

Methodology

This research method is an analysis-causal and it's target is application and statistics and data about the variables used in this study are extracted from statistical center of Iran. Also, Econometric tool used in research is Eviews Software and the econometric method is Johansen-Juselius method over the period of first quarter of 2009 to fourth quarter of 2019 for urban and rural areas of Iran.

Results and Discussion

The results of the study indicate that, housing prices and exchange rate have a significant positive impact on income inequality in urban and rural areas of Iran. Regarding the positive impact of housing prices on income inequality in urban and rural areas, it can be said, given that housing demand is used by investment and consumption motives, thus, rising housing prices generates income for the rich and high income deciles who have requested housing other than their consumption needs. On the one hand, it reduces the access of households and low income deciles to housing as a consumption good. Consequently, income inequality will be increased. Also, with increasing housing prices, house speculative motive increases because of the profit in capital demand and as a result, resources allocation shifts from the productive sector to the non-productive sector and it causes income inequality. Regarding the positive impact of the exchange rate on income inequality in urban and rural areas, it can be said that an increase in the exchange rate creates rent for some wealthy people through special licenses and tariffs, thus, with the increase of the exchange rate and the creation of rents, economic resources have been transferred from the productive sector to the non-productive sector and as a result, income inequality increases. Because the benefit of increasing the exchange rate in this case, will go to the rich or high income deciles and as a result, with rising exchange rate, income inequality increases between the upper and lower income deciles. In other words, an increase in the exchange rate raises

comparative prices, changes in resources allocation and exacerbates income inequality. On the other hand, rising exchange rate follows increasing the inflation rate as well. Such that the income is transferred from fixed salary earners to capital owners and as a result, income inequality increases. Even with an increase in the exchange rate, followed by an increase in inflation, government transfer payment to the lower deciles is depreciated and as a result, inequality increases.

Conclusion

Given the positive impact of housing prices on income inequality, it is recommended that the speculative dmand for housing, which occurs from the direction and motivation of capital demand, be controled and for this purpose, the government can be used by tax leverage. Also, it is recommended that, in order to control speculation in the housing sector and prevent the rising housing prices, use the supervision of regulatory bodies in this regard. Also, given the positive impact of the exchange rate on income inequality, it is recommended that, the government and central bank reduce the gap between the formal and informal exchange rates of the market with appropriate policies to prevent the creation of rent for special people.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فصلنامه علمی برنامه‌ریزی منطقه‌ای

دوره ۱۳، شماره ۵۲، زمستان ۱۴۰۲

شاپا چاپی: ۶۷۳۵ -۲۲۵۱ - شاپا الکترونیکی: ۷۰۵۱ -۲۴۲۳

https://jzpm.marvdasht.iau.ir/

مقاله پژوهشی

بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران

رویا آل‌عمران:* دانشیار گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.

سیدعلی آل‌عمران: دکتری اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۰۳

شماره صفحات: ۶۲-۵۱

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

واژه‌های کلیدی:

نابرابری درآمد، قیمت مسکن، روش جوهانسن- جوسیلیوس.

چکیده

نابرابری درآمد از چند دهه‌ی گذشته یکی از بحث برانگیزترین موضوعات در میان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. طوری‌که کاهش نابرابری همواره یکی از اصلی‌ترین دغدغه‌های مصلحین اجتماعی و سیاست‌گذاران بوده و به عنوان یکی از مشکلات اساسی در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه به شمار می‌رود. از طرفی، مسکن نقش حیاتی در مصرف و سبد دارایی خانوار داشته و به دلیل نقش‌های مختلفی که در زندگی افراد، اقتصاد و جامعه ایفا می‌کند از اهمیت برخوردار است. از این‌رو با توجه به اهمیت مسأله‌ی نابرابری درآمد به عنوان یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی کشور و همچنین اهمیت قیمت مسکن در اقتصاد، پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۸ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که قیمت مسکن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی دارد. به‌طوری‌که نتایج پژوهش بر اساس شاخص ضریب جینی به عنوان شاخص سنجش نابرابری توزیع درآمد حکایت از آن دارد که در مناطق شهری در بلندمدت یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۰/۶۱ درصد در ضریب جینی شده و در مناطق روستایی در بلندمدت یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۱/۳۷ درصد در ضریب جینی شده است. همچنین نتایج پژوهش بر اساس شاخص نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت به عنوان شاخص سنجش نابرابری توزیع درآمد نیز حاکی از آن است که در مناطق شهری در بلندمدت یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۶/۱۰ درصد در نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت شده و در مناطق روستایی در بلندمدت یک درصد افزایش در قیمت مسکن باعث افزایش ۳/۹۹ درصد در نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت شده است.

استناد: آل‌عمران، رویا؛ آل‌عمران، سیدعلی (۱۴۰۲): **بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران،** فصلنامه برنامه‌ریزی منطقه‌ای، سال ۱۳، شماره ۵۲، مرودشت: صص ۵۱-۶۲.

DOI: 10.30495/JZPM.2021.27629.3869

DOR:

* **نویسنده مسئول:** رویا آل‌عمران، **پست الکترونیکی:** Aleemran@iaut.ac.ir، **تلفن:** ۰۹۱۴۱۱۴۲۴۰۹

مقدمه

نابرابری درآمد از چند دهه‌ی گذشته یکی از بحث برانگیزترین موضوعات در میان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است (Munir and Kanwal, 2020). طوری‌که کاهش نابرابری همواره یکی از اصلی‌ترین دغدغه‌های مصلحین اجتماعی و سیاست‌گذاران بوده و به عنوان یکی از مشکلات اساسی در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به شمار می‌رود (Sarkhosh Sara et al., 2020). تغییر رویکرد دولت‌ها به سمت مباحث نابرابری‌های درآمدی نیز موجب گردیده طی سال‌های اخیر، مطالعات چشم‌گیری در خصوص مشخص کردن عوامل تشدیدکننده یا کاهش دهنده‌ی نابرابری توزیع درآمدی انجام گیرد (Ahmadi Shadmehri et al., 2019).

از طرفی، مسکن نقش حیاتی در مصرف و سبد دارایی خانوار داشته (Pandey and Jessica, 2020) و به دلیل نقش‌های مختلفی که در زندگی افراد، اقتصاد و جامعه ایفا می‌کند از اهمیت برخوردار است. اول این‌که مسکن یک نیاز اساسی برای سرپناه است و بخش مهمی از ثروت خانوار را تشکیل می‌دهد. دوم این‌که با سایر بخش‌ها مانند ساخت و ساز، مالی و خرده‌فروشی در ارتباط است (Kaulihowa and Kamati, 2019). از بین انواع دارایی‌ها، مسکن یکی از مهم‌ترین مولفه‌های اجتماعی- اقتصادی در یک کشور محسوب می‌شود که به جرأت می‌توان گفت بیش از سایر دارایی‌ها تأثیر مستقیم و بدون واسطه بر سطح رفاه عمومی دارد (Asadpour, 2020). قیمت مسکن نه‌تنها بر مصرف صاحبان مسکن تأثیر می‌گذارد بلکه بر مصرف افرادی که صاحب مسکن نیستند نیز تأثیرگذار است (Yuan et al., 2020; Atalay et al., 2016; Campbell and Cocco, 2007). تغییراتی که در قیمت مسکن ایجاد می‌شود از یک‌سو باعث تغییر ثروت فرد در طول زمان و به تبع آن مطلوبیت ناشی از مصرف می‌شود. از سوی دیگر، با توجه به متفاوت بودن ترکیب دارایی برای افراد مختلف، تغییر در قیمت مسکن باعث خواهد شد ثروت افراد مختلف در مقایسه با یکدیگر تغییر کند (Shabanpoor et al., 2019).

از این‌رو با توجه به اهمیت مسأله‌ی نابرابری درآمد به عنوان یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی کشور و همچنین اهمیت قیمت مسکن در اقتصاد، پژوهش حاضر درصدد بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس (Johansen-Juselius) در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۸ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. سوال اصلی پژوهش به این صورت است که تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران چگونه است؟ سوال فرعی پژوهش نیز به این صورت است که تأثیر نرخ ارز بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران چگونه است؟ در پاسخ به سوالات پژوهش، فرضیه‌های مطرح شده به این صورت است که الف) قیمت مسکن تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد در مناطق شهری ایران دارد. ب) قیمت مسکن تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد در مناطق روستایی ایران دارد. ج) نرخ ارز تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد در مناطق شهری ایران دارد. د) نرخ ارز تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد در مناطق روستایی ایران دارد. لازم به ذکر است که بر اساس بررسی نویسندگان، مطالعات انجام گرفته در داخل به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر بازار مسکن پرداخته‌اند؛ ولی هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران می‌باشد.

پیشینه تحقیق و مبانی نظری

موضوع اختلاف ثروت و نابرابری درآمد ناشی از افزایش قیمت مسکن مورد توجه برخی محققان قرار گرفته است. طوری‌که Hamnett (1991) در یک مطالعه‌ی تجربی نشان داده است که تفاوت معنی‌داری در ثروت مسکن در بین ساکنان وجود دارد. به‌طوری‌که بر اساس مطالعه‌ی وی، به دلیل افزایش مالکیت مسکن و ارزش بازاری مسکن، بیشترین نابرابری در ۴۰ تا ۵۰ سال گذشته بین ۷۰ درصد خانوارهایی که صاحب مسکن بوده‌اند و ۳۰ درصد خانوارهایی که فاقد مسکن بوده‌اند رخ داده است. از این‌رو نابرابری در ثروت مسکن نیز به درآمد و طبقه‌ی اجتماعی افراد مربوط می‌شود. تحقیقات نشان می‌دهند که مسکن به دلیل داشتن ویژگی دوگانه‌ی مصرفی- سرمایه‌ای بسیار مهم است به‌طوری‌که مسکن هم به عنوان کالای سرمایه‌ای و هم به عنوان کالای مصرفی توسط خانوارها مورد استفاده قرار گرفته و تفاوت در نوع دارایی خانوار می‌تواند به‌طور قابل توجهی در تخصیص بهینه‌ی دارایی‌های خانوار تأثیر گذارد (Henderson and Ioannides, 1983). طوری‌که ممکن است برخی از افراد که مالک چندین ملک هستند، تعدادی از املاک خود را اجاره داده و درآمد اجاره‌ای کسب نمایند و یا این‌که چنین املاکی را بفروشند و سودهای بیشتری برای خرید سایر املاک به‌دست آورند. به عبارتی دیگر وضعیت تخصیص دارایی این خانوارها با درآمد اضافی حاصل از افزایش قیمت مسکن تغییر خواهد کرد (Arrondel and Lefebvre, 2001; Grossman and Laroque, 1990). در مقابل، برخی از خانوارهایی که هیچ ملکی ندارند و یا نیاز به وام رهنی برای خرید ملک دارند، افزایش قیمت مسکن باعث افزایش هزینه‌هایشان خواهد شد. آن‌ها در این صورت باید پس‌انداز کرده و هزینه‌های خود را کاهش دهند، در حالی‌که درآمد آینده ثابت خواهد بود (Aron et al., 2012; Fratantoni, 2001). بنابراین انتظار می‌رود درآمد ملکی ناشی از افزایش قیمت مسکن باعث افزایش نابرابری درآمد بین خانوارها شود (Zhang and Zhang, 2015).

لازم به ذکر است که بر اساس بررسی نویسندگان، مطالعات انجام گرفته در داخل به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر بازار مسکن پرداخته‌اند؛ اگر چه هدف نویسندگان در پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران بوده است که در زیر به آن‌ها اشاره می‌شود:Gholizadeh and Asgari (2020) در پژوهشی با عنوان «تأثیر نابرابری درآمد بر استطاعت مالی خرید مسکن خانوارهای کم درآمد مناطق کلان‌شهری ایران» با استفاده از چارچوب داده‌های مقطعی متوالی و داده‌های شبه تابلویی به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر استطاعت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و میان‌درآمد در برخی از کلان‌شهرهای ایران در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. کلان‌شهرهای مورد بررسی، هفت کلان‌شهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز می‌باشد که تنها مناطق شهری را در بر می‌گیرد. نتایج حاکی از آن بوده است که افزایش نابرابری درآمد سرانه‌ی خانوارها در کلان‌شهرها اثر منفی و معنادری بر درآمد باقیمانده یا پسماند (مخارج غیر مسکن خانوارها) و بر فضای سرانه دارد. نتایج همچنین نشان داده است درآمد دائمی اثر مثبت و معنادار بر استطاعت خرید مسکن داشته و افزایش آن باعث افزایش درآمد پسماند و همین‌طور افزایش مساحت سرانه‌ی تحت تصرف خانوار می‌شود.Gholizadeh et al., (2019) در مطالعه‌ای با عنوان «نابرابری درآمد و استطاعت خرید مسکن در کلان‌شهرهای ایران با رویکرد شبه پنل» با استفاده از چارچوب داده‌های مقطعی متوالی و داده‌های شبه تابلویی به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر استطاعت خرید مسکن خانوارهای کم‌درآمد و با درآمد متوسط در برخی از کلان‌شهرهای ایران در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. کلان‌شهرهای مورد بررسی، هفت کلان‌شهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز می‌باشد که تنها مناطق شهری را در بر می‌گیرد. نتایج حکایت از آن داشته است که افزایش نابرابری درآمد سرانه‌ی خانوارها در کلان‌شهرها اثر منفی و معنادری بر درآمد باقیمانده (مخارج غیر مسکن خانوارها) و اثر مثبت و معنادار بر نسبت قیمت مسکن به درآمد خانوار و نسبت اجاره به درآمد دارد.Amjadi & Shakibai (2018) در پژوهشی با عنوان «نابرابری در دسترسی به مسکن در حوزه‌های شهری بر حسب خصوصیات اجتماعی و اقتصادی خانوارها (کاربرد ضریب جینی)» با استفاده از داده‌های طرح آماری درآمد- هزینه‌ی خانوار مرکز آمار ایران و با استفاده از ضریب جینی، به بررسی نابرابری در دسترسی به مسکن شهری در قالب سه شاخص نسبت قیمت مسکن به درآمد، نسبت هزینه‌ی مسکن به کل هزینه‌ی خانوار و فضای مورد استفاده‌ی هر نفر در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که با وجود کاهش نابرابری در دسترسی به مسکن، اما مقدار این شاخص افزایش یافته است. بیشترین میزان نابرابری مربوط به شاخص نسبت قیمت مسکن به درآمد و کمترین میزان مربوط به شاخص نسبت هزینه‌ی مسکن به کل هزینه‌ی خانوار می‌باشد. بر اساس نتایج، زنان سرپرست خانوار، سرپرستان خانوار بی‌سواد، کارگران بخش خصوصی سرپرست خانوار و سرپرست‌های کم درآمد از گروه‌های هدف مورد حمایت برنامه‌های تأمین مسکن شناسایی شده‌اند. نتایج بر این نکته دلالت دارند که افزایش نابرابری درآمد باعث افزایش نابرابری در مسکن شده است.Goli & Heidari (2017) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن در مناطق شهری ایران» با استفاده از داده‌های در سطح خرد خانوار مرکز آمار در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ در بخش شهری استان‌های مختلف، به بررسی رابطه‌ی بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن خانوارهای کم درآمد پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که افزایش نابرابری درآمد باعث کاهش درآمد پسماند، افزایش نسبت اجاره به درآمد و کاهش استفاده از مسکن می‌شود؛ در حالی که رابطه‌ی مذکور برای خانوارهای ثروتمند برعکس است. اما افزایش تنوع مسکن باعث کاهش اثرگذاری نابرابری درآمد بر دسترسی به مسکن می‌شود.

مواد و روش تحقیق

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی- تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری داده‌ها از نوع کتابخانه‌ای و آمار و داده‌های مربوط به متغیرهای به‌کاربرده شده در پژوهش از بخش داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است. هم‌چنین ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم‌افزار Eviews بوده است. قلمرو زمانی پژوهش، فصل اول سال ۱۳۸۸ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ و قلمرو مکانی پژوهش نیز مناطق شهری و روستایی ایران است. در این پژوهش با استفاده از روش جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران پرداخته شده و مدل‌های به‌کاررفته در پژوهش به صورت روابط (۱)، (۲)، (۳) و (۴) بوده که در آن‌ها LUGINI: لگاریتم ضریب جینی در مناطق شهری، LRGINI: لگاریتم ضریب جینی در مناطق روستایی، LUDAHAK: لگاریتم نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت در مناطق شهری، LRDAHAK: لگاریتم نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت در مناطق روستایی، LUHPI: لگاریتم شاخص قیمت مسکن شهری بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۵، LRHPI: لگاریتم شاخص قیمت مسکن روستایی بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۵، LER: لگاریتم نرخ ارز در بازار غیر رسمی (دلار- ریال)، U_1، U_2، U_3 و U_4: جملات پسماند مدل و اندیس t متغیرها نشانگر زمان است.

با توجه به این‌که شاخص ضریب جینی و شاخص نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت، هر دو از شاخص‌های سنجش نابرابری توزیع درآمد می‌باشند به‌طوریکه افزایش هر دو شاخص نشان‌گر افزایش نابرابری درآمد است از این‌رو جهت استحکام و اطمینان از نتایج، برای هریک از مناطق شهری و روستایی دو مدل مجزا برآورد شده است که در یکی تأثیر قیمت مسکن بر ضریب جینی بررسی شده و در دیگری تأثیر قیمت مسکن بر نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت بررسی شده است.

$$LUGINI_t = \alpha_1 + \alpha_2 LUHPI_t + \alpha_3 LER_t + U_{1_t} \quad (1)$$

$$LUDAHAK_t = \beta_1 + \beta_2 LUHPI_t + \beta_3 LER_t + U_{2_t} \quad (2)$$

$$LRGINI_t = \gamma_1 + \gamma_2 LRHPI_t + \gamma_3 LER_t + U_{3_t} \quad (3)$$

$$LRDAHAK_t = \theta_1 + \theta_2 LRHPI_t + \theta_3 LER_t + U_{4_t} \quad (4)$$

بحث و یافته‌های تحقیق

برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller Test) استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود. جدول (۱) نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. بر اساس جدول، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای لگاریتم ضریب جینی شهری، لگاریتم ضریب جینی روستایی، لگاریتم نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت شهری، لگاریتم نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت روستایی، لگاریتم شاخص قیمت مسکن شهری، لگاریتم شاخص قیمت مسکن روستایی و لگاریتم نرخ ارز، قدرمطلق آماره‌ی دیکی– فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تایید قرار گرفته و متغیرهای مذکور، ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول این متغیرها، قدرمطلق آماره‌ی دیکی– فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مذکور پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول و یا به عبارتی دیگر، (۱) می‌باشند. همچنین با توجه به این‌که داده‌های مورد استفاده در پژوهش، فصلی می‌باشند، از این‌رو از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی (HEGY Seasonal Unit Root Test) نیز برای آزمون پایایی متغیرها استفاده شده است که نتایج مربوط به این آزمون حاکی از وجود ریشه‌ی واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه‌ی واحد غیرفصلی در متغیرهای لگاریتم ضریب جینی شهری، لگاریتم ضریب جینی روستایی، لگاریتم نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت شهری، لگاریتم نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت روستایی، لگاریتم شاخص قیمت مسکن شهری، لگاریتم شاخص قیمت مسکن روستایی و لگاریتم نرخ ارز بوده است.

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه‌ی اول	
LUGINI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۲۶	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۴
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۳	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴
LRGINI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۴	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۶۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۳	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴
LUDAHAK	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۷	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۹۳
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۳	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴
LRDAHAK	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۵۷	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۳۵
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۳	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴
LUHPI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۸۶	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۹۵
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۳/۵۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۴
LRHPI	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۸۰	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۵/۵۸
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۳/۵۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۴
LER	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۷۸	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۵۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۳/۵۲	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری (Vector Autoregressive Model) است که در این بین به‌دست آوردن طول وقفه‌ی بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید (White noise) و در نتیجه ایستا یا I(0) هستند (Hooshmand and Fahimi Dooab, 2011). بر اساس نتایج حاصل از تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خود توضیح برداری، برای روابط (۱)، (۲) و (۳) وقفه‌ی چهار و برای رابطه‌ی (۴) وقفه‌ی هفت به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری انتخاب شده است. باتوجه به این‌که متغیرهای این روابط دارای مرتبه‌ی هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشند؛ می‌توان از آزمون همجمعی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی چهار؛ به‌عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری برای روابط (۱)، (۲) و (۳) و انتخاب وقفه‌ی بهنیه‌ی هفت برای رابطه‌ی (۴)، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر (Trace Matrix) و حداکثر مقادیر ویژه (Maximum Eigen Value)، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای روابط یاد شده پرداخته شده است. جداول (۲)، (۳)، (۴) و (۵) به ترتیب نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را برای روابط (۱)، (۲)، (۳) و (۴) نشان می‌دهد. همان‌طور که در جداول ملاحظه می‌شود، نتایج آماره‌ی آزمون ماتریس اثر و آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه، حاکی از وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای هرکدام از روابط (۱)، (۲)، (۳) و (۴) بوده است.

جدول ۲- نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0 *	r ≥ 1	۴۰/۵۹	۲۹/۷۹	۰/۰۰۲۰
r ≤ 1 *	r ≥ 2	۱۷/۴۲	۱۵/۴۹	۰/۰۲۵۳
r ≤ 2	r ≥ 3	۱/۵۴	۳/۸۴	۰/۲۱۳۳
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0 *	r = 1	۲۳/۱۷	۲۱/۱۳	۰/۰۲۵۴
r ≤ 1 *	r = 2	۱۵/۸۷	۱۴/۲۶	۰/۰۲۷۶
r ≤ 2	r = 3	۱/۵۴	۳/۸۴	۰/۲۱۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0 *	r ≥ 1	۴۲/۴۳	۲۹/۷۹	۰/۰۰۱۱
r ≤ 1 *	r ≥ 2	۱۹/۴۹	۱۵/۴۹	۰/۰۱۱۸
r ≤ 2	r ≥ 3	۱/۴۰	۳/۸۴	۰/۲۳۵۶
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0 *	r = 1	۲۲/۹۴	۲۱/۱۳	۰/۰۲۷۵
r ≤ 1 *	r = 2	۱۸/۰۸	۱۴/۲۶	۰/۰۱۱۹
r ≤ 2	r = 3	۱/۴۰	۳/۸۴	۰/۲۳۵۶

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0 *	r ≥ 1	۴۱/۲۷	۲۹/۷۹	۰/۰۰۱۶

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r \leq 1$ *	$r \geq 2$	۱۶/۷۸	۱۵/۴۹	۰/۰۳۱۸
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۰/۱۴	۳/۸۴	۰/۷۰۵۰
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0$ *	$r = 1$	۲۴/۴۹	۲۱/۱۳	۰/۰۱۶۲
$r \leq 1$ *	$r = 2$	۱۶/۶۴	۱۴/۲۶	۰/۰۲۰۷
$r \leq 2$	$r = 3$	۰/۱۴	۳/۸۴	۰/۷۰۵۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace}) و آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0$ *	$r \geq 1$	۵۸/۳۱	۲۹/۷۹	۰/۰۰۰۰
$r \leq 1$ *	$r \geq 2$	۲۳/۸۳	۱۵/۴۹	۰/۰۰۲۲
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۲/۶۳	۳/۸۴	۰/۱۰۴۶
نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})				
فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0$ *	$r = 1$	۳۴/۴۸	۲۱/۱۳	۰/۰۰۰۴
$r \leq 1$ *	$r = 2$	۲۱/۱۹	۱۴/۲۶	۰/۰۰۳۴
$r \leq 2$	$r = 3$	۲/۶۳	۳/۸۴	۰/۱۰۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، مطابق روابط (۹)، (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) به برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخته و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) در هر یک از مدل‌ها انتخاب شده‌است. این بردارها بایستی از نظر علامت ضرایب، متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و هم‌چنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردارهای بهینه‌ی انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضرایب متغیرها در هر یک از مدل‌ها، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند. به‌طوری‌که بر اساس رابطه‌ی (۹) در بلندمدت یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای قیمت مسکن و نرخ ارز به ترتیب باعث افزایش ۰/۶۱ درصد و ۰/۳۰ درصد در ضریب جینی در مناطق شهری شده و بر اساس رابطه‌ی (۱۰) در بلندمدت یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای قیمت مسکن و نرخ ارز به ترتیب باعث افزایش ۶/۱۰ درصد و ۳/۳۲ درصد در نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت در مناطق شهری شده است. همچنین بر اساس رابطه‌ی (۱۱) در بلندمدت یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای قیمت مسکن و نرخ ارز به ترتیب باعث افزایش ۱/۳۷ درصد و ۰/۶۳ درصد در ضریب جینی در مناطق روستایی شده و بر اساس رابطه‌ی (۱۲) در بلندمدت یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای قیمت مسکن و نرخ ارز به ترتیب باعث افزایش ۳/۹۹ درصد و ۲/۳۱ درصد در نسبت هزینه‌ی ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت در مناطق روستایی شده است.

$$LUGINI = 0.52 + \underset{t=2.22}{0.61}LUHPI + \underset{t=1.88}{0.30}LER \qquad (9)$$

$$LUDAHAK = 10.15 + \underset{t=3.49}{6.10}LUHPI + \underset{t=3.24}{3.32}LER \qquad (10)$$

$$LRGINI = 0.48 + \underset{t=2.30}{1.37}LRHPI + \underset{t=2.02}{0.63}LER \qquad (11)$$

$$LRDAHAK = 4.30 + \underset{t=15.25}{3.99}LRHPI + \underset{t=15.56}{2.31}LER \qquad (12)$$

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برای هریک از روابط (۹)، (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) برآورد شده و نتایج مربوط به آنها در جدول (۶) نشان داده شده است. با توجه به جدول مذکور ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا $\{ECM\}$؛ برای روابط (۹)، (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی‌یک بوده و به ترتیب برابر رقم ۰/۱۰-، ۰/۰۴-، ۰/۰۷- و ۰/۴۶- به دست آمده است. این اعداد بیان‌گر

این مطلب است که در رابطه‌ی (۹) در هر دوره ۰/۱۰ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل شده، در رابطه‌ی (۱۰) در هر دوره ۰/۰۴ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل شده، در رابطه‌ی (۱۱) در هر دوره ۰/۰۷ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل شده و در رابطه‌ی (۱۲) در هر دوره ۰/۴۶ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

الگوی تصحیح خطای برداری برای رابطه‌ی (۹)			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
Δ(LUGINI)	–	–	–
ECM	-۰/۱۰۸۶۳۳	۰/۰۲۸۵۳	-۳/۸۰۷۹۶
الگوی تصحیح خطای برداری برای رابطه‌ی (۱۰)			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
Δ(LUDAHAK)	–	–	–
ECM	-۰/۰۴۳۳۳۳	۰/۰۱۰۹۳	-۳/۹۶۳۷۸
الگوی تصحیح خطای برداری برای رابطه‌ی (۱۱)			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
Δ(LRGINI)	–	–	–
ECM	-۰/۰۷۷۷۹۳	۰/۰۲۱۱۶	-۳/۶۷۶۴۴
الگوی تصحیح خطای برداری برای رابطه‌ی (۱۲)			
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره‌ی t
Δ(LRDAHAK)	–	–	–
ECM	-۰/۴۶۴۶۶۷	۰/۱۲۲۰۳	-۳/۸۰۷۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۸ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. بر این اساس، این پژوهش در چهار بخش سازماندهی شد؛ به این ترتیب که پس از مقدمه، در قسمت دوم پیشینه‌ی تحقیق و مبانی نظری آورده شد و در قسمت سوم به معرفی مواد و روش تحقیق پرداخته شد و در قسمت چهارم نیز بحث و یافته‌های تحقیق آورده شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که قیمت مسکن و نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی دارند. بر این اساس فرضیه‌های پژوهش مورد تأیید علمی قرار می‌گیرند. در رابطه با تأثیر مثبت قیمت مسکن بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی می‌توان بیان داشت با توجه به این‌که مسکن با دو انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری و مصرفی تقاضا می‌شود از این‌رو افزایش قیمت مسکن باعث ایجاد درآمد برای ثروتمندان و دهک‌های بالای درآمدی می‌شود که مسکن را غیر از نیاز مصرفی خود تقاضا کرده‌اند و از طرفی باعث کاهش دسترسی خانوارها و دهک‌های پایین درآمدی به مسکن به عنوان کالای مصرفی می‌شود که پیامد آن افزایش نابرابری درآمد خواهد بود. همچنین با افزایش قیمت مسکن، انگیزه‌ی سوداگری مسکن به خاطر وجود سود در تقاضای سرمایه‌ای، افزایش یافته و در نتیجه تخصیص منابع از بخش مولد به بخش غیر مولد منتقل شده که این هم به نابرابری درآمد دامن می‌زند. این نتیجه در مطالعه‌ی Zhang and Zhang (2015) نیز تأیید شده است. بر این اساس با توجه به تأثیر مثبت قیمت مسکن بر نابرابری درآمد، پیشنهاد می‌شود تقاضای سوداگرانه‌ی مسکن که از مسیر و انگیزه‌ی تقاضای سرمایه‌ای اتفاق می‌افتد کنترل شود و برای این منظور دولت می‌تواند از اهرم مالیات استفاده کند. همچنین پیشنهاد می‌شود که به منظور کنترل سفته‌بازی و دلالی در بخش مسکن و جلوگیری از افزایش قیمت مسکن، از نظارت نهادهای نظارتی در این زمینه استفاده شود. در رابطه با تأثیر مثبت نرخ ارز بر نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی می‌توان گفت با توجه به این‌که افزایش نرخ ارز باعث ایجاد رانت برای افراد خاص از صاحبان ثروت، از طریق مجوزها و تعرفه‌های خاص می‌شود از این‌رو با افزایش نرخ ارز و ایجاد رانت، منابع اقتصادی از بخش مولد به بخش غیر مولد منتقل شده که پیامد آن افزایش نابرابری درآمد خواهد بود. زیرا نفع حاصل از افزایش نرخ ارز در این حالت نصیب همین ثروتمندان یا دهک‌های بالای درآمدی خواهد شد و در نتیجه با افزایش نرخ ارز، نابرابری درآمد بین دهک‌های بالا و دهک‌های پایین درآمدی افزایش

می‌یابد. به عبارتی دیگر، افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت‌های نسبی و تغییر در تخصیص منابع و تشدید نابرابری درآمد می‌شود. از طرفی به دنبال افزایش نرخ ارز، چون نرخ تورم نیز افزایش می‌یابد در نتیجه با افزایش نرخ تورم، درآمد از حقوق بگیران ثابت به صاحبان سرمایه منتقل می‌شود. زیرا از یک طرف با افزایش تورم، درآمد واقعی و قدرت خرید مردم کم می‌شود و از طرف دیگر چون این تورم برای افراد در دهک‌های درآمدی پایین، حکم مالیات را دارد و بیشتر پول این افراد فقیر به صورت پول نقد است در مقایسه با صاحبان درآمد بالا که دارایی‌هایشان ترکیبی از پول نقد و دارایی سرمایه‌ای است به شدت قدرت خرید این قشر فقیر و دهک درآمدی پایین، کاهش پیدا کرده و این باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. حتی با افزایش نرخ ارز و به دنبال آن نرخ تورم، پرداخت‌های انتقالی دولت به مفهوم خاص آن که به دهک‌های پایین تعلق می‌گیرد دچار کاهش ارزش می‌شود و این باعث افزایش نابرابری می‌شود. این نتیجه در مطالعه‌ی Guillaumont Jeanneney and Hua (2001) نیز تأیید شده است. از این‌رو پیشنهاد می‌شود جهت کاهش نابرابری، دولت و بانک مرکزی با سیاست‌های مناسب، شکاف بین نرخ ارز رسمی و غیر رسمی بازار را کاهش دهند تا مانع از ایجاد رانت برای یک عده‌ی خاص شوند.

ملاحظات اخلاقی:

پیروی از اصول اخلاق پژوهش: در مطالعه حاضر فرم‌های رضایت نامه آگاهانه توسط تمامی آزمودنی‌ها تکمیل شد.

حامی مالی: هزینه‌های مطالعه حاضر توسط نویسندگان مقاله تامین شد.

تعارض منافع: بنابر اظهار نویسندگان مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

References

1- Ahmadi Shadmehri, M.T., Ghaed, E., Moradi, M. (2019). The Influencing Factors of Income Inequality in Iran with Emphasis on the Role of Migration and Urbanization. Iranian Population Studies, 5(1), 127-147 [In Persian].

2- Amjadi, M.H., Shakibai, A. (2018). Inequality in Housing Affordability in Urban Areas Based on the Socio-Economic Characteristics of Households (Application of the Gini Coefficient). Quarterly Journal of Urban and Regional Development Planning, 3(4), 159-181 [In Persian].

3- Aron, J., Duca, J.V., Muellbauer, J., Murata, K., Murphy, A. (2012). Credit, Housing Collateral, and Consumption: Evidence from Japan, The U.K., and the U.S.. The Review of Income and Wealth, 58(3), 397-423.

4- Arrondel, L., Lefebvre, B. (2001). Consumption and Investment Motives in Housing Wealth Accumulation: A French Study. Journal of Urban Economics, 50(1), 112-137.

5- Asadpour, A.A. (2020). The Effects of Uncertainty in Inflation and Macroeconomic Variables on Housing Prices in Iran. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 10(37), 131-141 [In Persian].

6- Atalay, K., Whelan, S., Yates, J. (2016). House Prices, Wealth and Consumption: New Evidence from Australia and Canada. The Review of Income and Wealth, 62(1), 69-91.

7- Campbell, J.Y., Cocco, J.F. (2007). How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data. Journal of Monetary Economics, 54(3), 591-621.

8- Fratantoni, M.C. (2001). Homeownership, Committed Expenditure Risk, and the Stockholding Puzzle. Oxford Economic Papers, 53(2), 241-259.

9- Gholizadeh, A.A., Asgari, M. (2020). Impact of Income Inequality on Low-Income Housing Affordability in Selected Metropolises of Iran. The Journal of Economic Policy, 12(23), 33-63 [In Persian].

10- Gholizadeh, A.A., Jafari Seresht, D., Asgari, M. (2019). Income Inequality and Housing Affordability in Selected Metropolises of Iran: A Pseudo-Panel Approach. Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 27(90), 103-136 [In Persian].

11- Goli, Y., Heidari, D. (2017). Evolution of the Relationship between Income Inequality and Access to Housing in Iran's Urban Area. Quarterly Iranian Journal of Applied Economics, 7(20), 47-58 [In Persian].

12- Grossman, S.J., Laroque, G. (1990). Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods. Econometrica, 58(1), 25-51.

13- Guillaumont Jeanneney, S., Hua, P. (2001). How Does Real Exchange Rate Influence Income Inequality between Urban and Rural Areas in China?. Journal of Development Economics, 64(2), 529-545.

14- Hamnett, C. (1991). A Nation of Inheritors? Housing Inheritance, Wealth and Inequality in Britain. Journal of Social Policy, 20(4), 509-536.
15- Henderson, J.V., Ioannides, Y.M. (1983). A Model of Housing Tenure Choice. The American Economic Review, 73(1), 98-113.
16- Hooshmand, M., Fahimi Dooab, R. (2011). Estimation of Long-Run Relationship between Crude Oil Price and Real Exchange Rate of US Dollar. Monetary & Financial Economics, 17(30), 98-134 [In Persian].
17- Kaulihowa, T., Kamati, K. (2019). Determinants of House Price Volatility in Namibia. International Journal of Housing Markets and Analysis, 12(4), 807-823.
18- Munir, K., Kanwal, A. (2020). Impact of Educational and Gender Inequality on Income and Income Inequality in South Asian Countries. International Journal of Social Economics, 47(8), 1043-1062.
19- Pandey, R., Jessica, V.M. (2020). Determinants of Indian Housing Market: Effects and Counter-Effects. Property Management, 38(2), 199-218.
20- Sarkhosh Sara, A., Nasrollahi, Kh., Azarbayejani, K., Bakhshi, R. (2020). Analysis of the Factors Affecting Income Inequality in Iran in the Framework of Thomas Piketty's Perspective: Structural VAR Approach. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 10(39), 29-54 [In Persian].
21- Shabanpoor, Z., Shokrgozar, A., Jafari Mehrabadi, M. (2019). Factors Affecting the Prices of Housing (A Case Study of Rasht). Amayesh Journal, 12(46), 63-82 [In Persian].
22- Yuan, X., Shen, Y., Zhou, H. (2020). House Price and Household Consumption in China: Evidence from Micro-Level Data. International Journal of Housing Markets and Analysis, 13(3), 475-501.
23- Zhang, Ch., Zhang, F. (2015). The Effects of Housing Prices on Income Inequality in Urban China. Critical Housing Analysis, 2(2), 11-18.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی