

The impact of housing costs on income inequality and crime rates in the provinces of Iran

Khaled Ahmadzadeh*

Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan. Sanandaj, Iran

Salahedin Manochehri

PhD Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran

Motahareh Khaksar

PhD Student of Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Abstract

Housing costs are one of the factors affecting crime and income inequality. Increasing housing costs will reduce purchasing power and increase inequality, which will have a heavy economic burden and psychological pressure on households. They may choose economic crimes to earn money to cover housing costs. Economic and social factors can be considered essential factors in criminal activity. The unfair income distribution has led to class gaps between different layers of society. Changing the values and norms in society can become the basis for crimes, primarily financial and economic corruption. On the other hand, housing is among the social factors that influence the behavior of a person, and it is one of the most basic needs of a household, and it is the most expensive commodity that all households have to provide; the increase in housing costs (purchase, mortgage or rent) on the one hand, reduces the purchasing power of households (meager income deciles) and will increase income inequality and from On the other hand, it will bring a heavy economic burden and psychological pressure for some residents, who may choose quick but illegal ways to earn money, such as economic crimes, to reduce pressure and frustration and cover the costs of buying or renting housing.

* Corresponding Author: kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir

How to Cite: Ahmadzadeh, Khaled. Manochehri, Salahedin & Khaksar, Motahareh. (2023). The impact of housing costs on income inequality and crime rates in the provinces of Iran. *Journal of Economic Policies and Research*, 1 (4): 107-138.

The existence of security in any society is essential in ensuring sustainable and desirable growth and development, and the high level of crime creates a feeling of insecurity in people. On the other hand, based on the results obtained from the Iranian Statistics Center, the survey of household expenses in Iranian cities shows that the weight of housing in the household expense portfolio has reached its highest historical level. Currently, the cost of rent has become a super cost of the household budget, one of the leading causes of which is the 42% jump in rent prices last year, which resulted from high inflation in the last three years and the jump in housing prices. The cost of renting in the country's cities increased to 43% in 2020, a historical record for the housing weight in the consumption basket that makes inequality and increases crime. Today, many policymakers are concerned about the access of poor households to suitable housing; despite the high importance of providing housing, a paper has yet to be done regarding the provision of housing for people experiencing poverty. Therefore, considering the topic's importance, this paper's primary goal is to investigate the effect of increasing housing costs on income inequality and crime.

In this paper, the crime index in society is considered theft. Lawrence curve, Gini coefficient, Atkinson's inequality criterion, and Tile index are used to check the income distribution situation in the society. In this paper, the Gini coefficient, the most common indicator of income inequality, is used to measure inequality. Statistically, the Gini coefficient, the ratio of the size of the inequality of income distribution in society to the maximum possible income inequality in income distribution, is entirely unfair. The variables are rental price and the purchase price per square meter of the residential unit, employment rate, migration rate, gross domestic product per capita, Gini coefficient, and inflation rate. The data were collected separately for 31 provinces of Iran from the website of the statistical center and planning and budget organization during the years 2009-2020. It should be noted that Alborz province has been separated from Tehran province since 2011, and the data for 2009 and 2010 are not available for this province. In this paper, the panel data quantile regression model has been used to investigate the asymmetric effects of increasing housing costs on income inequality and crime in Iran; Because quantile regression allows the influence of independent variables in all parts of the distribution, especially in the beginning and end sequences.

The obtained results show that income inequality has increased with the increase of housing sector variables such as housing prices and housing rent. The increase in housing rent will reduce the purchasing power of this part of society, and income inequality will increase. The employment rate has a negative effect on income inequality in different provinces of Iran. The income inequality between different deciles has increased with the increase in the inflation rate. The increase in GDP per capita has reduced income inequality. According to the paper's results, the immigration rate variable had the most significant effect on income inequality, and this effect was greater in the lower-income deciles. With the increase in the rate of immigration, the level of income inequality has increased. Many of these people have not been able to be attracted to the urban labor market and have caused a further increase in marginalization in the cities. The amount of crime has a positive and significant effect on income inequality. This effect is greater in the lower-income deciles and is compatible with the realities of Iran's economy. Based on the results, it is clear that the housing price and rental rate had a positive and significant effect on the amount of crime.

Increasing housing prices cause most people cannot easily own a house, and this can increase the crime rate. On the other hand, increasing the housing rental rate makes most people unable to rent their previous housing easily. This has many social and economic consequences that will lead to increased crime. The inflation variable affects the crime rate only in the third decile, and the increase in inflation has increased the crime rate. The employment rate negatively and significantly affects crime in all different deciles. Increasing the employment rate increases purchasing power, which can reduce crime. Among the other variables that impact crime and have a negative effect is GDP per capita. The increase of this variable in all different deciles has reduced crime. The rate of immigration has had a positive effect on crime in this paper. Because of the increase in the migration rate, many people will flow toward the cities, and all these people will not be attracted to the labor market, which can lead to increased crime. Income inequality is one of the other variables affecting crime, which positively and significantly affected crime in this paper. Because the more income inequality increases, class differences in society and cities increase, increasing the motivations for crime.

Keywords: Crime, Income Inequality, Housing Costs, The Quantile Panel Data Regression

JEL Classification: R₃₀, K₄₂, D₆₃

تأثیر هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و میزان جرم در استان‌های ایران

خالد احمدزاده*

استادیار علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

صلاح‌الدین منوچهری

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

مطهره خاکسار

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

چکیده

هزینه‌های مسکن از عوامل تأثیرگذار بر میزان جرم و نابرابری درآمدی می‌باشد. افزایش هزینه‌های مسکن باعث کاهش قدرت خرید و افزایش نابرابری می‌شود که بار اقتصادی و فشار روانی سنگینی را برای خانوارها به همراه خواهد داشت و ممکن است برای تأمین هزینه‌های مسکن، جرایم اقتصادی را برای کسب درآمد انتخاب کنند. در این پژوهش، از مدل رگرسیون کوانتایل داده‌های تابلویی برای بررسی اثرات نامتقارن افزایش هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و میزان جرم در استان‌های ایران استفاده شده است. از داده‌های ۳۱ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۹ استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های مسکن (افزایش قیمت و اجاره مسکن) باعث افزایش نابرابری درآمدی و افزایش میزان جرم در استان‌های ایران شده است. از دیگر نتایج پژوهش، می‌توان به اثر منفی و معنادار تولید ناخالص داخلی بر نابرابری درآمدی و میزان جرم اشاره کرد. با توجه به نتایج، افزایش نرخ مهاجرت، باعث افزایش نابرابری درآمدی و افزایش میزان جرم شده و از طرفی؛ افزایش نرخ اشتغال، نابرابری درآمدی و میزان جرم را کاهش داده است. از دیگر نتایج مهم این پژوهش، می‌توان به علیت دوطرفه بین متغیرهای نابرابری درآمدی و میزان جرم اشاره کرد.

کلمات کلیدی: جرم، نابرابری درآمدی، هزینه‌های مسکن، رگرسیون کوانتایل داده‌های تابلویی

طبقه‌بندی JEL: R₃₀, K₄₂, D₆₃

مقدمه

انجام فعالیت‌های مجرمانه در هر منطقه، کیفیت زندگی در آن منطقه را کاهش و ریسک انجام فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی را افزایش می‌دهد و باعث می‌شود سطح رفاه کاهش و هزینه‌های زندگی افزایش یابد (Nigel, 2009). از سوی دیگر، وقوع جرم در هر منطقه دولت را مجبور می‌کند برای مقابله با آن و برقراری نظم و امنیت شهروندان، به توسعه کمی و کیفی نهادهای مبارزه با جرم پردازد و هزینه‌هایی را متحمل شود که انجام آن موجب کاهش منابع عمومی در دیگر امور اجتماعی و اقتصادی می‌شود. در واقع، با افزایش هزینه‌های مبارزه با جرم در جامعه، نحوه تخصیص منابع و امکانات اقتصادی تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ به گونه‌ای که با رشد این هزینه‌ها، منابع کمتری برای سرمایه‌گذاری بر منابع انسانی و فیزیکی در اختیار دولت قرار می‌گیرد و این وضعیت در نهایت موجب کاهش سطح تولید و سرمایه‌گذاری در جامعه می‌شود (Groff, Weisburd & Morris, 2009 and Baranoff, 2016).

عوامل اقتصادی و اجتماعی می‌توانند به عنوان عوامل اساسی در بروز فعالیت مجرمانه در جامعه در نظر گرفته شوند. عواملی مثل فقر، نابرابری درآمدی، هزینه‌های مسکن، بیکاری، صنعتی شدن، مهاجرت، شهرنشینی و نیز جمعیت، سن، تحصیلات، عوامل فرهنگی، جغرافیایی و غیره بر وقوع جرم موثر هستند (Ceccato & Wilhelmson, 2020 and Lotfi, Faizpoor, Yari, SattarRostami & Mirzaii, 2016).

توزیع ناعادلانه درآمد منجر به بروز شکاف طبقاتی بین اقشار مختلف جامعه شده و با تغییر ارزش‌ها و هنجارهای موجود در جامعه می‌تواند زمینه‌ساز بروز جرایم و به‌ویژه مفاسد مالی و اقتصادی شود (Minghetti, 2020). از طرفی مسکن و محل زندگی فرد از جمله عوامل اجتماعی است که بر رفتار فرد تأثیرگذار است و مسکن از اساسی‌ترین نیازهای خانوار است و در عین حال گران‌ترین کالایی است که تمامی خانوارها ناچار به تامین آن بوده و سهم قابل توجهی از دارایی و هزینه خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد (Gholizadeh & Khaksar, 2017). افزایش هزینه‌های مسکن (خرید، رهن یا اجاره) از طرفی باعث کاهش قدرت خرید خانوارها (به‌ویژه دهک‌های پایین

درآمدی) می‌شود و نابرابری درآمدی را افزایش خواهد داد (Minghetti, 2020) و از طرفی بار اقتصادی و فشار روانی سنگینی را برای برخی از ساکنان به همراه خواهد داشت که ممکن است برای کاهش فشار و ناامیدی و تامین هزینه‌های خرید یا اجاره مسکن، راه‌های سریع اما غیرقانونی شناخته‌نشده مانند سرقت، کلاهبرداری، باج‌گیری، فساد مالی و سایر جرایم اقتصادی را برای کسب درآمد انتخاب کنند (Chang & Zhou, 2018). امروزه بسیاری از سیاست‌گذاران نگران دسترسی خانوارهای فقیر به مسکن هستند (Kiaalhosseini, Elahi & KordAlivandi, 2018 and Frischtak & Mandel, 2012). علی‌رغم اهمیت بالای تامین مسکن هنوز پژوهشی در رابطه با تامین مسکن فقرا انجام نشده است.

بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش اثر افزایش هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و میزان جرم (سرقت) در استان‌های ایران برای اولین بار بررسی خواهد شد. در ادامه به مبانی نظری، پیشینه پژوهش، تعریف متغیرها، معرفی مدل، تخمین مدل و نتیجه‌گیری می‌پردازیم.

مبانی نظری

تجزیه و تحلیل اقتصادی جرم در مبحث کلی اقتصاد خرد قرار می‌گیرد که فعالیت اقتصادی را قبل از هر چیز به عنوان فعالیت نقش‌آفرینان فردی تلقی می‌کند (Lu, Ding & Wang, 2021). مطالعات Becker (1998) بارزترین تحقیقات نظری مرتبط با اقتصاد جرم است. وی با استفاده از یک تحلیل اقتصادی، رفتار عقلایی را مورد تأکید قرار می‌دهد. بکر در تشریح مدل اساسی خود پس از تعریف جرم، ابتدا تابع جرم را معرفی می‌نماید. از نظر وی تعداد جرم توسط هر شخص تابع احتمال محکومیت، مقدار مجازات در صورت محکومیت و دیگر متغیرها مانند مقدار درآمد ناشی از کار در فعالیتهای قانونی و فعالیتهای غیرقانونی است که این ارتباط را به صورت $O_i = O_i$ می‌توان تعریف کرد. در این تابع O_i تعداد جرایمی است که فرد i ام در یک دوره مرتکب می‌شود و u_i, f_i, p_i به ترتیب احتمال محکومیت، مقدار مجازات در هر جرم و دیگر عوامل مؤثر در ارتکاب جرم است. با بالا رفتن f و p مطلوبیت مورد انتظار ناشی از جرم کاهش می‌یابد که در نتیجه

آن تعداد جرایم ارتكابی توسط شخص کم می‌شود. تابع مطلوبیت مورد انتظار ناشی از شرکت در جرم به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E(u_i) = p_i u_i (Y_i - F_i) + (1 - p_i) u_i (Y_i), \quad \frac{\partial E(u_i)}{\partial F_i} > 0, \quad \frac{\partial E(u_i)}{\partial p_i} > 0 \quad (1)$$

که در این معادله u_i مطلوبیت، p_i احتمال محکومیت و Y_i درآمد پولی یا فیزیکی ناشی از جرم، F_i ارزش پولی مجازات می‌باشند.

در ادامه بکر یک تابع زیان اجتماعی برای جرم معرفی می‌کند که این تابع عبارت است از:

$$L = D(o) + C(p) + bf(p) \quad (2)$$

که در آن، $D(o)$ زیان ناشی از جرم C هزینه جستجو و دستگیری مجرم، $bf(p)$ کل زیان اجتماعی ناشی از مجازات افراد مجرم است. در این تابع p و f به ترتیب بیانگر میزان مجازات و احتمال دستگیری مجرم می‌باشند که وجود آنها در مدل اثر متغیرهای سیاستی را بر جرم نمایان می‌سازد. با حداقل سازی تابع زیان اجتماعی نسبت به p و f حل مدل بکر عوامل مؤثر بر انگیزه ارتكاب جرم توسط افراد را به دست می‌آورد که بر این اساس با کاهش منافع جرم، افزایش احتمال دستگیری مجرم و افزایش هزینه‌های مجازات مجرم، مقدار جرم کاهش می‌یابد هزینه‌های افزایشی مسکن و به دنبال آن نابرابری درآمدی، بار اقتصادی و روانی که در پی آن ایجاد می‌شود منافع ایجاد جرم را افزایش می‌دهد و مقدار جرم را افزایش می‌دهد (Baranoff, 2016).

در سال‌های اخیر افزایش قیمت مسکن مانع از دسترسی بعضی از خانوارها به مسکن شده است. این در حالی است که بسیاری از خانوارها که دارای مسکن بیش از نیاز مصرفی خود بوده، در پی کسب بازدهی ناشی از سرمایه گذاری در بخش مسکن، سود بالایی را کسب نموده‌اند، در واقع در اقتصاد ایران فعالیت‌های مبتنی بر واسطه‌گری دارای سود بالاتری نسبت به فعالیت‌های تولیدی است و به همین دلیل درصد بالایی از نابرابری درآمد به دلیل فعالیت در چنین بازارهایی است. انگیزه‌های سفته‌بازی ثروتمندان ممکن است نقش مهمی در درک پویایی‌های قیمت مسکن ایفاء نماید. از آنجا که سرمایه گذاری سوداگرانه ثروتمندان در مسکن بیش از تقاضای مصرفی آنهاست، این رفتار

ثروتمندان، عملکرد بازار مسکن و تقاضای مؤثر مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها را از طریق تشدید نابرابری درآمد تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، روابط متقابل نابرابری و پیامدهای آن در بازار مسکن می‌تواند بر تقاضای مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها اثر گذاشته و باعث افزایش قیمت مسکن شده و نسبت اجاره به درآمد خانوارها را افزایش می‌دهد. از طرفی، نوسان‌های بازار مسکن در طول زمان از دغدغه‌های مهم دولت و مردم به شمار می‌آید. بنابراین، افزایش نابرابری درآمد نیروی محرکه مهمی در افزایش قیمت مسکن نسبت به درآمد خانوارها است و باعث کاهش استطاعت مالی خرید مسکن کم‌درآمدها و میان‌درآمدها می‌شود (Gholizadeh, JaafariSersht & Asgari, 2019). مطالعات نشان می‌دهد که افزایش هزینه‌های مسکن قدرت خرید خانوارها (به‌ویژه خانوارهای کم درآمد) را کاهش می‌دهد و باعث تشدید نابرابری درآمدی می‌شود (Matlack & Vigdor, 2008) و ممکن است افراد برای کاهش فشار و ناامیدی، راه‌های سریع اما غیرقانونی شناخته‌نشده مانند فساد مالی، باج‌گیری، سرقت، کلاهبرداری و سایر جرایم اقتصادی را برای کسب درآمد انتخاب می‌کنند. به‌دست آوردن پول و اموال؛ از سوی دیگر، به دلیل نارضایتی روانی، ممکن است خشم خود را بر روی دیگران و جامعه تخلیه کنند و رفتارهای انتقام‌جویانه شدید اجتماعی مانند آسیب رساندن به اموال عمومی، نزاع و سایر جنایات خشونت‌آمیز انجام دهند (Lu et al, 2021; Chang & et al, 2018 and Frischtak & Mandel, 2012).

طبق گزارش مرکز آمار ایران ضریب جینی از ۰/۳۹۹۲ در سال ۱۳۹۹ به ۰/۴۰۰۶ در سال ۱۴۰۰ رسیده است، به بیان ساده‌تر نابرابری درآمدی ایرانیان در سال ۱۴۰۰ نسبت به سال ۱۳۹۹ افزایش یافته است و هر چه نابرابری درآمدی افزایش یابد، یعنی اختلاف طبقاتی در جامعه و شهرها افزایش یافته که انگیزه‌های جرم را افزایش می‌دهد (Iranmanesh, 2017).

پیشینه پژوهش

بررسی پژوهش‌های بین‌المللی در زمینه اثر افزایش هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و میزان جرائم نشان می‌دهد که بیشتر پژوهش‌های مربوط به رابطه بین جرم و بازار املاک و مستغلات بر

رابطه بین قیمت مسکن و جرم تمرکز دارند. محققان خارجی معتقدند که افزایش قیمت مسکن یک "فاجعه"^۱ در افزایش نرخ جرم و جنایت است (Ceccato & Wilhelmsson, 2019). به‌طور نسبی می‌توان بیان کرد که در زمینه نابرابری درآمدی، عمده مطالعات بر تأثیر نابرابری درآمدی و افزایش هزینه‌های مسکن بر جرائم متمرکز است، مطالعاتی که به تحلیل رابطه علی جرائم بر نابرابری درآمدی می‌پردازد، را می‌توان به دو بخش تقسیم کرد. بخشی که به علیت جرائم برای نابرابری پردازد که مطالعات آن، کمتر از مطالعات تأثیر نابرابری درآمدی بر جرائم است. بخش دیگر مطالعات، اثر جرائم بر نابرابری را از کانال عوامل دیگری مثل اقتصاد زیرزمینی یا اقتصاد سایه تحلیل کردند. هم‌چنین مطالعات فراوانی به رابطه علی فساد و نابرابری پرداخته‌اند که عمده هدف نویسندگان از فساد، فساد اداری و فساد بوروکراسی در دولت و اثر آن بر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی است.

در پژوهشی (Lu & et al (2021) به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر نرخ جرم منطقه ای در چین پرداختند. متغیرهای این پژوهش، نرخ دستگیری (تعداد دستگیری تاییدشده به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر)، تعقیب قضایی (تعداد تعقیب قضایی به‌ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر)، میانگین قیمت فروش واحدهای مسکونی و تولید ناخالص داخلی سرانه است، روش آن حداقل مربعات معمولی^۲ و داده‌ها از سالنامه آماری و سالنامه دادستانی چین به‌دست آمده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که قیمت مسکن در مناطق شرقی و غربی تأثیر مثبتی بر میزان جرم و جنایت دارد، اما میزان تأثیر آن بر حس منطقه متفاوت است. اثر افزایش قیمت مسکن بر میزان جرم در منطقه شرق بیشتر مشهود است در حالی که قیمت مسکن در منطقه مرکزی تأثیر منفی بر میزان جرم و جنایت دارد.

در پژوهشی دیگر (Minghetti (2020) به بررسی علت همبستگی مثبت جنایت و قیمت مسکن در لندن پرداخته‌است. روش وی حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات معمولی دو مرحله‌ای^۳ و داده‌ها از مراکز آمار و ایستگاه‌های پلیس به‌دست آمده‌است. نتیجه به‌دست آمده این است که قیمت

-
1. Catastrophe
 2. Ordinary least Squares
 3. Two Stage Least Squares-2SLS

مسکن و شاخص جرم و جنایت رابطه معکوس دارند. قیمت مسکن که افزایش می‌یابد سهم مسکن در هزینه‌های خانوار افزایش یافته و باعث می‌شود افراد برای تامین هزینه‌های مسکن دست به جرم بزنند.

هم‌چنین Ceccato & Wilhelmson (2019) در پژوهشی به بررسی پاسخ سوال (آیا کانون‌های جرم و جنایت بر قیمت مسکن تاثیر می‌گذارد؟) پرداخته‌اند. متغیرها ویژگی‌های واحد مسکونی (منطقه محل سکونت، هزینه ماهانه، تعداد اتاق‌ها، سال ساخت، شاخص کیفیت، خانه مستقل، خانه نیمه‌مستقل، اسکلت ساختمان و مترائ زمین) دسترسی به حمل و نقل عمومی، فاصله تا مراکز جرم، نرخ جرم و جنایت بر اساس جمعیت ساکن، میزان سرقت از منازل، خشونت، خرابکاری، سرقت خودرو است. داده‌های پژوهش از پایگاه داده‌های منطقه شهری استکهلم و سوابق پلیس از مقر پلیس استکهلم به دست آمده است. روش پژوهش حداقل مربعات معمولی بوده و نتایج نشان می‌دهد که در کانون‌های جرم قیمت مسکن کمتر است و تقاضای مسکن در این مناطق کمتر است و حتی افراد ساکن در این مناطق به دنبال مهاجرت از این مناطق هستند.

در همین راستا Chukwudum (2016) در پژوهشی به بررسی اثر نابرابری بر میزان جرائم در نیوجرسی پرداخته است. متغیرهای این پژوهش نرخ جرم (سرقت، تجاوز، قتل و جرائم مالی) و نابرابری درآمدی (ضریب جینی) است. داده‌های پژوهش از اداره سرشماری ایالات متحده و پلیس نیوجرسی به دست آمده است و از روش سری‌های زمانی استفاده شده است. روش مورداستفاده حداقل مربعات معمولی است و دوره زمانی آن ۱۹۸۶-۲۰۱۶ است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط معناداری میان نابرابری درآمدی و انواع جرائم (قتل، تجاوز، حملات وحشیانه و سرقت اموال) وجود دارد. هرچه نابرابری درآمدی بیشتر باشد افراد بیشتر به دنبال انجام جرم هستند تا بتوانند هزینه‌های زندگی تامین کنند.

پژوهش Buonanno & et al (2012) به بررسی اثر افزایش هزینه‌های مسکن بر میزان جرائم در شهر بارسلون پرداخته‌اند. متغیرهای مورداستفاده ویژگی‌های ساختمان مسکونی، نرخ مهاجرت، نرخ تورم است. داده‌ها برای دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ از آژانس‌های مسکن و ایستگاه‌های پلیس به دست آمده

و از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین استفاده شده است. نتایج پژوهش به این صورت است که مناطق با امنیت کمتر دارای ارزش متوسط هستند و جرم باعث کاهش امنیت و کاهش قیمت مسکن می‌شود.

قابل ذکر است که Frischtak & Mandel (2012) در پژوهشی به بررسی رابطه جنایت با نابرابری و هزینه مسکن در ریو برزیل پرداختند. متغیرها میزان قتل و سرقت در جامعه، ضریب جینی و قیمت واحدهای مسکونی (آپارتمانی و ویلایی)، نرخ تورم و نرخ اشتغال است که داده‌های جرم توسط موسسه ایمنی عمومی ریودوژانیرو و داده‌های قیمت مسکن برای دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ از وب-سایت زاپ (آمار نفوس و مسکن برزیل) به دست آمده‌اند و از روش آن حداقل مربعات معمولی استفاده شده است. نتایج پژوهش به دست آمده به این صورت است که قتل و سرقت هر دو قیمت مسکن را در منطقه کاهش می‌دهند.

در همین راستا Ihlanfeldt & Mayock (2009) به بررسی رابطه جرم و هزینه‌های مسکن برای فلوریدا پرداخته‌اند. متغیرهای این پژوهش میزان جنایت، نرخ مهاجرت، درآمد خانوار و سرقت بوده است و داده‌های آن برای دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ از سایت درآمدها و مالیات‌های فلوریدا و وبسایت اداره پلیس فلوریدا به دست آمده است. روش مورداستفاده حداقل مربعات معمولی است و نتایج پژوهش نشان می‌دهد که جنایت (به خصوص جنایت همراه با خشونت) و سرقت قیمت مسکن را در منطقه پایین می‌آورند.

در پژوهشی دیگر Baranoff (2016) خود رابطه نابرابری درآمدی و قیمت‌های مسکن را برای شهر سانفرانسیسکو بررسی کرد داده‌های مورداستفاده از مرکز سرشماری ایالات متحده آمریکا در سال ۲۰۱۴ به دست آمده است روش مورداستفاده حداقل مربعات معمولی است و نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که زمانی که نابرابری درآمد افزایش می‌یابد، قیمت مسکن روند افزایشی را خواهد داشت و دسترسی به مسکن را برای خانوارهای فقیر با مشکل مواجهه می‌کند.

در پژوهشی با استفاده از داده‌های سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۱ چین Zhang & Zhang (2015) به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمدی و قیمت مسکن می‌پردازند و از مدل حداقل مربعات معمولی استفاده کردند و نشان می‌دهند که رابطه مثبت بین قیمت مسکن و ضریب جینی وجود دارد.

هم‌چنین Zhang (2015) در پژوهشی با استفاده از داده‌های خانوارهای شهری چین در دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۹ به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و دسترسی به مسکن برای خانوارهای فقیر می‌پردازد، نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که هرچه نابرابری درآمد افزایش یابد، میزان مخارج مسکن به درآمد افزایش، متراژ مسکن مورداستفاده کاهش و کیفیت مسکن مورد استفاده برای خانوارهای فقیر کاهش می‌یابد، هم‌چنین ناهمگن بودن مسکن منجر به کاهش اثرگذاری نابرابری درآمد بر در دسترس بودن مسکن برای خانوارهای فقیر دارد. افزایش انگیزه ثروتمندان برای سرمایه‌گذاری با افزایش پس‌انداز افزایش می‌یابد و در بازار مسکن باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، در واقع بیان می‌کند که نابرابری درآمد اثر معناداری بر قیمت مسکن دارد.

پژوهش‌های مشابهی که اثر افزایش هزینه‌های مسکن بر میزان نابرابری و میزان جرائم را بررسی کند تاکنون در ایران انجام نشده است. اما مطالعاتی انجام شده است که تاثیر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی بر جرم یا نابرابری را در کشور بررسی کرده‌اند.

در پژوهشی Asgari & Gholizadeh (2020) به بررسی اثر نابرابری درآمدی بر مسکن خانوارهای کم‌درآمد در کلان‌شهرهای ایران پرداخته‌اند. داده‌های این پژوهش درآمد و هزینه خانوارهای هفت کلانشهر تهران، کرج، مشهد، اصفهان، تبریز، شیراز و اهواز است که از مرکز آمار ایران به دست آمده است. دوره زمانی این پژوهش سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ و جامعه هدف این پژوهش متولدین ۱۳۶۹ تا ۱۳۶۸ می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد از آنجایی که افراد ثروتمند بیش از نیاز خود سرمایه‌گذاری سوداگرانه در بخش مسکن انجام می‌دهند، این رفتار از طریق تشدید نابرابری درآمدی بر بازار مسکن و خانوارهای کم‌درآمد تأثیر می‌گذارد. نابرابری بالای درآمد سرانه خانوارها در کلانشهرها تأثیر منفی و معناداری بر درآمد باقیمانده (یعنی هزینه‌های غیرمسکن) و سرانه فضای زندگی دارد. یعنی نابرابری درآمدی بیشتر به درآمد باقیمانده کمتر و سرانه کمتر فضای

زندگی مربوط می‌شود. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که درآمد دائمی تأثیر مثبت و معناداری بر مسکن دارد و درآمد دائمی بالاتر منجر به افزایش درآمد باقیمانده و هم‌چنین افزایش سرانه فضای زندگی می‌شود.

در پژوهشی دیگر (Makkian, Rostami & Ramazani (2018) به تحلیل رابطه بین سرقت و نابرابری درآمدی (رویکرد بیزین) پرداختند. متغیرها نرخ تورم، شاخص نابرابری درآمد، مخارج و هزینه‌ها آموزشی است که داده‌های آن برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ از مرکز آمار و بانک مرکزی و مرکز پلیس به دست آمده است. نتایج پژوهش به این صورت است که هزینه‌های آموزشی دولت‌ها تأثیر معکوسی بر سرقت دارد. رابطه میان تورم و سرقت معنی‌دار نیست.

هم‌چنین (Iranmanesh (2017) به رتبه‌بندی تأثیر عوامل اقتصادی مؤثر در بروز جرائم پرداخته است. متغیرهای استفاده شده در این پژوهش نرخ بیکاری، میزان فقر، شاخص نابرابری درآمد، توسعه یافتگی، نرخ جرائم (سرقت، قاچاق مواد مخدر، کلاهبرداری، کیف‌قاپی و قتل) است که داده‌های آن برای دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ از طریق پرسشنامه، وبسایت مرکز آمار و بانک مرکزی و مرکز پلیس به دست آمده است. روش آن حداقل مربعات معمولی است و نتایج به دست آمده به این صورت است: افزایش نرخ بیکاری، میزان فقر، شاخص نابرابری درآمد، توسعه نیافتگی باعث افزایش جرم (سرقت، قاچاق، مواد مخدر، کلاهبرداری، قتل و کیف‌قاپی) می‌شود.

در پژوهشی (Lotfi & et al (2016) به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی بر جرم در کشور، (مطالعه موردی سرقت و قتل) پرداختند. متغیرهای این پژوهش شاخص سرقت، نرخ بیکاری، نرخ تورم، فقر، نسبت شهرنشینی، نابرابری درآمد به صورت نسبت مخارج دو دهک اول درآمدی به دو دهک پایانی درآمدی و داده‌های آن برای دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ از مرکز آمار ایران و نیروی انتظامی استفاده شده است. برای تخمین از روش حداقل مربعات معمولی و برای به دست آوردن شاخص سرقت از روش تاپسیس استفاده شده است. نتایج پژوهش به این صورت است که رابطه معنادار و مثبتی بین میزان بیکاری و جرم (سرقت و قتل)، بین نسبت شهرنشینی و بین شاخص فقر و جرم، بین تورم و جرم و بین نابرابری درآمدی و جرم وجود دارد.

در آخر (Isazadeh & et al (2012) به بررسی ارتباط میان جرم و شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان در ایران پرداختند. متغیرهای مدل، فقر، بیکاری و تورم است و داده‌ها از سایت مرکز آمار ایران و بانک مرکزی تهیه شده‌است. از مدل ARDL استفاده شده‌است و نتایج به این صورت است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه علیت گرنجری یک طرفه از نرخ بیکاری، فقر و تورم به نرخ جرم وجود دارد و فقر، بیکاری و تورم هر سه باعث افزایش جرم در جامعه می‌شوند.

روش شناسی

روش رگرسیون کوانتایل

در این پژوهش، از مدل رگرسیون کوانتایل داده‌های تابلویی^۱ برای بررسی اثرات نامتقارن افزایش هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و جرم در ایران استفاده شده‌است؛ زیرا رگرسیون کوانتایل امکان اثرگذاری متغیرهای مستقل در تمام قسمت‌های توزیع به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی را فراهم می‌کند، بدون اینکه با مشکلات فروض کلاسیک و داده‌های پرت^۲ در برآورد ضرایب روبرو باشد (Koenker, 2005). فرض می‌کنیم که مدل رگرسیون خطی به صورت معادله زیر باشد:

$$Y_{it} = \theta(\tau)x_{it} + \alpha + e_{it}(\tau) \quad , \quad Q_{e_{it}(\tau)}(\tau | x_{it}) = 0 \quad (3)$$

آن‌گاه کوانتایل شرطی^۳ ام توزیع y به شرط متغیرهای تصادفی X به صورت زیر است:

$$Q_{y_{it}}(\tau | x_{it}) = \alpha + \theta(\tau)x_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

که در آن $\theta(\tau) = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_k)$ و $x = (1, x_1, \dots, x_k)$ به ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم

و مقادیر معلوم هستند و $e_{it}(\tau)$ یک متغیر تصادفی مشاهده‌نشده‌ی است. براساس روش Koenker

(2005)، عرض از مبدا (α) و ضرایب $\theta(\tau)$ برای هر کوانتایل به صورت زیر برآورد می‌گردند:

-
1. Panel Quantile Regression
 2. Outlier Data

$$(\hat{\theta}, \hat{\alpha}) = \arg \min_{(\theta, \alpha)} \sum_{k=1}^q \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \rho_{\tau_k} [Y_{it} - \theta(\tau_k) X_{it} - \alpha_i] + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i| \quad (5)$$

که $\rho_{\tau}(e) = e[\tau - I(e < 0)]$ و $I(\cdot)$ تابع مقیاس و λ مینیمم واریانس می‌باشد. بررسی این اثرات از طریق رگرسیون کوانتایل می‌تواند دیدگاه دقیق‌تری از رابطه تصادفی بین متغیرها فراهم آورد و بنابراین تحلیل تجربی آگاهی بخشی را ارائه می‌دهد (Davino & et al, 2014). در این پژوهش، بر پایه مطالعات نظری و سوابق پیشین، سعی می‌گردد مدلی ارائه شود که با ساختار و شرایط اقتصاد ایران هماهنگی داشته باشد. لذا، مدل‌های ارائه شده برای متغیر وابسته نابرابری درآمدی و متغیر وابسته جرم (سرقت) به ترتیب در روابط شماره (۴) و (۵) آورده شده که بر اساس روش رگرسیون کوانتایل برآورد می‌شوند:

(۶)

$$q\left(\frac{GINI_{it}}{\Omega_{it}}\right) = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}EMPR_{it} + \alpha_{2i}INF_{it} + \alpha_{3i}LGDPP_{it} + \alpha_{4i}LPH_{it} + \alpha_{5i}LRENT_{it} + \alpha_{6i}MIGR_{it} + \alpha_{7i}LTHEFT_{it} + \varepsilon_i$$

$$q\left(\frac{THEFT_{it}}{\xi_{it}}\right) = \beta_{0i} + \beta_{1i}EMPR_{it} + \beta_{2i}INF_{it} + \beta_{3i}LGDPP_{it} + \beta_{4i}LPH_{it} + \beta_{5i}LRENT_{it} + \beta_{6i}MIGR_{it} + \beta_{7i}GINI_{it} + \varepsilon_i \quad (7)$$

که $q\left(\frac{THEFT_{it}}{\xi_{it}}\right)$ و $q\left(\frac{GINI_{it}}{\Omega_{it}}\right)$ به ترتیب کوانتایل شرطی نابرابری درآمدی و جرم جنایت در زمان t برای استان i ، Ω_{it} و ξ_{it} شامل اطلاعات مورد در زمان t و استان i است. هم‌چنین، $GINI$ نابرابری درآمدی، $EMPR$ نرخ اشتغال، INF نرخ تورم، $LGDPP$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، LPH لگاریتم قیمت مسکن، $LRENT$ لگاریتم اجاره مسکن، $MIGR$ نرخ مهاجرت و $LTHEFT$ لگاریتم میزان جرم است. دوره زمانی این پژوهش سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ و مقاطع، استان‌های ایران می‌باشد.

آمار توصیفی متغیرها

داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش به تفکیک ۳۱ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ به صورت سالانه جمع‌آوری شده‌اند.^۱ در کل بر اساس ۳۱ استان و ۱۲ سال، تعداد کل مشاهدات بدون سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ برای استان البرز برابر ۳۷۰ مشاهده می‌باشد. آمارهای توصیفی متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش به شرح زیر است:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

| معیار | ضریب جینی | سرقت (تعداد) | نرخ مهاجرت (درصد) | نرخ اشتغال (درصد) | نرخ تورم (درصد) | نرخ اجاره (صد هزار ریال) | قیمت مسکن (صد هزار ریال) | تولید ناخالص داخلی سرانه (میلیارد ریال) |
|--------------|-----------|--------------|-------------------|-------------------|-----------------|--------------------------|--------------------------|---|
| میان | ۰/۳۲۱ | ۱۴۴/۲۷ | ۴/۱۹۲ | ۱۱/۴۱ | ۳۴/۵۷ | ۱۰۱/۳۹ | ۴۶۲/۴۱ | ۱۷۰/۲۰ |
| میانگین | ۰/۳۲۰ | ۶۹۰/۵۰ | ۲/۷۵ | ۱۱/۲۰ | ۳۳/۹۰۰ | ۶۹۶۶/۰۰ | ۳۶۱/۰۰ | ۱۲۶/۲۱ |
| مد | ۰/۲۸ | ۲۰۳۲۴ | ۱/۹ | ۱۰/۱ | ۳۷/۷ | ۱۸۵۶۳ | ۲۲۸۶۴ | ۹۱/۶۰ |
| انحراف معیار | ۰/۳۸ | ۲۳۶/۹۱ | ۳/۱۷۵۳ | ۳/۱۷ | ۸/۵۴۵۹ | ۱۱۶۵/۲۹ | ۴۱۳/۹۸ | ۱۴۳/۷۰ |
| حداقل مقدار | ۰/۲۱ | ۲۹۳ | ۰/۷ | ۴/۳ | ۱۸/۳ | ۱۷۲۰/۰ | ۹۱۶۴ | ۱۶/۳۸ |
| حداکثر مقدار | ۰/۴۳ | ۲۳۲۰۹۱ | ۱۷/۸ | ۲۲/۸ | ۵۳/۱ | ۱۴۶۵۱۰ | ۴۴۷۳۶۵ | ۹۸۷/۵۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای استفاده‌شده در مدل را نشان می‌دهد. برای همه متغیرها از معیارهای گرایش به مرکز (میانگین، میان و مد) و معیارهای پراکندگی (انحراف معیار) استفاده شده است. در مورد ضریب جینی، نرخ بیکاری، نرخ تورم و نرخ مهاجرت با توجه به اینکه معیارهای گرایش به مرکز اعدادی نزدیک به هم هستند و معیارهای پراکندگی هم عدد بزرگی را نمایش نمی‌دهد پس استفاده از میانگین برای گرایش به مرکز گزینه مناسبی است. اما در مورد سرقت، قیمت مسکن و اجاره مسکن و سرقت با توجه به بزرگی شاخص پراکندگی مقادیر از هم دورند و بهتر است از میان به جای میانگین برای مقایسه استفاده شود.

باتوجه به تئوری و مطالعات انجام‌شده، علامت انتظاری متغیرها به صورت جدول زیر است:

۱. لازم به ذکر است که استان البرز از سال ۱۳۹۰ از استان تهران جدا شده است و داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ برای این استان موجود نیست.

جدول ۲. علامت انتظاری ضرایب

| منبع داده‌ها | علامت انتظاری | نماد | متغیر |
|----------------------------------|---------------|--------|----------------------------------|
| متغیر وابسته: نابرابری درآمدی | | | |
| مرکز آمار | - | EMPR | نرخ اشتغال |
| سازمان برنامه بودجه هر استان | + | INF | نرخ تورم |
| بانک مرکزی | - | LGDPP | لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه |
| مرکز آمار | + | LPH | لگاریتم قیمت مسکن |
| مرکز آمار | + | LRENT | لگاریتم اجاره مسکن |
| مرکز آمار | + | MIGR | نرخ مهاجرت |
| مرکز آمار و وبسایت نیروی انتظامی | + | LTHEFT | لگاریتم جرم |
| متغیر وابسته: جرم | | | |
| مرکز آمار | - | EMPR | نرخ اشتغال |
| سازمان برنامه بودجه هر استان | + | INF | نرخ تورم |
| بانک مرکزی | - | LGDPP | لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه |
| مرکز آمار | + | LPH | لگاریتم قیمت مسکن |
| مرکز آمار | + | LRENT | لگاریتم اجاره مسکن |
| مرکز آمار | + | MIGR | نرخ مهاجرت |
| مرکز آمار | + | GINI | نابرابری درآمدی |

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش

آزمون مانایی متغیرها

یکی از آزمون‌هایی که بر اساس نتایج آن می‌توان از عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل کرد، بررسی آزمون مانایی متغیرهاست. در این پژوهش برای آزمون مانایی متغیرها از آزمون CIPS پسران استفاده شده است؛ زیرا بر اساس نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران^۱، وابستگی مقطعی در الگوها وجود دارد. نتایج آزمون ریشه واحد CIPS پسران در جدول (۳) آورده شده است.

1. Pesaran Cross-sectional dependence test

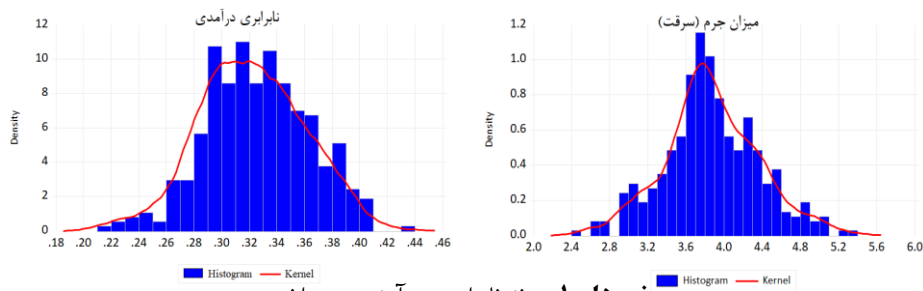
جدول ۳. نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون CIPS پسران

| متغیرها | فرآیند آزمون | آماره CIPS پسران | مقادیر بحرانی CIPS پسران | | |
|---------|--------------|------------------|--------------------------|--------|---------|
| | | | ۱ درصد | ۵ درصد | ۱۰ درصد |
| GINI | سطح | -۲/۹۴ | -۲/۴۷ | -۲/۲۳ | -۲/۱۱ |
| INF | سطح | -۲/۶۴ | -۲/۴۷ | -۲/۲۳ | -۲/۱۱ |
| LGDP | سطح | -۳/۱۷ | -۳/۲۱ | -۲/۸۹ | -۲/۷۳ |
| LPH | سطح | -۲/۳۵ | -۲/۴۷ | -۲/۲۳ | -۲/۱۱ |
| LRENT | سطح | -۲/۵۱ | -۲/۴۷ | -۲/۲۳ | -۲/۱۱ |
| LTHEFT | سطح | -۲/۹۳ | -۲/۴۷ | -۲/۲۳ | -۲/۱۱ |
| MIGR | سطح | -۲/۷۴ | -۲/۴۷ | -۲/۲۳ | -۲/۱۱ |
| EMPR | سطح | -۱۱/۱۲ | -۲/۴۷ | -۲/۲۳ | -۲/۱۱ |

آزمون وابستگی مقطعی پسران
 آماره: ۱۰/۶۶
 احتمال: ۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج آزمون CIPS پسران، همه متغیرهای مورد استفاده در پژوهش، در سطح مانا شده‌اند. در ادامه با استفاده از رگرسیون کوانتایل مدل‌های پژوهش برآورد شده که نتایج آن‌ها در ادامه آورده شده‌است.



نمودار ۱. روند نابرابری درآمدی و میزان جرم

همان‌طور که در بخش روش پژوهش توضیح داده شد، برای بررسی اثرات نامتقارن افزایش هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و میزان جرم در استان‌های ایران، از روش رگرسیون کوانتایل استفاده شده‌است. هیستوگرام مربوط به متغیر نابرابری درآمدی و میزان جرم به صورت نمودارهای

بالا رسم شده‌است. نمودار (۱) نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی به سمت چپ چولگی داشته و میزان جرم تقریباً به سمت راست دارای چولگی می‌باشد. بنابراین با توجه به ماهیت چولگی متغیرهای نابرابری درآمدی و میزان جرم در استان‌های ایران، استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی مناسب نخواهد بود. از طرفی، با توجه به این که رگرسیون کوانتایل تمام قسمت‌های توزیع را در نظر می‌گیرد، لذا استفاده از رگرسیون کوانتایل ترجیح داده می‌شود و الگوهای پژوهش بر اساس این روش برآورد شده‌است.

مدل اول: متغیر وابسته نابرابری درآمدی می‌باشد.

در جدول (۴)، نتایج حاصل از برآورد مدل اول با روش رگرسیون کوانتایل پانل آورده شده است که در این مدل، متغیر وابسته نابرابری درآمدی می‌باشد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل با متغیر وابسته نابرابری درآمدی

| متغیر / کوانتایل | Q90 | Q80 | Q70 | Q60 | Q50 | Q40 | Q30 | Q20 | Q10 | |
|------------------|--------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| EMPR | ضریب | -۰/۲۳۴ | -۰/۱۶۰ | -۰/۱۰۲ | -۰/۰۶۷ | -۰/۰۴۶ | -۰/۰۲۶ | -۰/۰۱۷ | -۰/۰۴۷ | -۰/۱۳۹ |
| | احتمال | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۵۱ | ۰/۱۴۸ | ۰/۳۵۱ | ۰/۵۵۶ | ۰/۷۵۲ | ۰/۸۴۳ | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۶۱ |
| INF | ضریب | -۰/۰۰۰۱ | -۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۲۵ | ۰/۰۰۲۱ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۱ |
| | احتمال | ۰/۷۸۹ | ۰/۵۵۹ | ۰/۱۴۶ | ۰/۱۴۶ | ۰/۰۳۳ | ۰/۰۷۱ | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۰۶ |
| LGDPP | ضریب | -۰/۰۲۸ | -۰/۰۲۹ | -۰/۰۲۵ | -۰/۰۲۳ | -۰/۰۱۷ | -۰/۰۱۵ | -۰/۰۱۴ | -۰/۰۱۰ | -۰/۰۰۴ |
| | احتمال | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۱۲ | ۰/۱۰۱ | ۰/۵۹۵ |
| LPH | ضریب | ۰/۱۵۳ | ۰/۰۴۶ | ۰/۰۵۲ | ۰/۰۴۷ | ۰/۰۲۸ | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۲۸ |
| | احتمال | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۶۸ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۰۸ |
| LRENT | ضریب | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۱۸ |
| | احتمال | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۹۶ | ۰/۰۷۶ | ۰/۰۲۳ | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۱۸ |
| MIGR | ضریب | ۰/۳۹۲ | ۰/۳۹۳ | ۰/۳۹۲ | ۰/۴۶۷ | ۰/۴۲۴ | ۰/۳۵۶ | ۰/۲۹۸ | ۰/۴۳۵ | ۰/۵۰۰ |
| | احتمال | ۰/۰۴۵ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۷۲ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۲ |
| LTHEFT | ضریب | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۳۱ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۴۰ | ۰/۰۴۸ | ۰/۰۵۸ |
| | احتمال | ۰/۰۲۳ | ۰/۰۴۸ | ۰/۰۵۱ | ۰/۰۳۷ | ۰/۰۲۸ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۱ |
| C | ضریب | ۰/۴۶۰ | ۰/۴۱۹ | ۰/۴۲۳ | ۰/۴۴۹ | ۰/۴۱۶ | ۰/۳۴۶ | ۰/۳۵۸ | ۰/۳۹۲ | ۰/۴۲۵ |
| | احتمال | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۴)، نرخ اشتغال اثر منفی بر نابرابری درآمدی در استان‌های مختلف ایران داشته که در دهک‌های اول و دوم و هشتم و دهم اثر معنادار بوده ولی در بقیه دهک‌ها اثر معنی‌داری بر نابرابری درآمدی نداشته‌است. بررسی پژوهش‌های قبلی هم این نتیجه را تایید می‌کند (Frischtak & Mandel, 2012). با افزایش نرخ تورم، نابرابری درآمدی بین دهک‌های مختلف افزایش می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد که تورم اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی در دهک‌های ابتدایی داشته ولی این اثر در دهک‌های پایانی معنادار نشده‌است (Frischtak & Mandel, 2012; Buonanno, 2012; Makkian & et al, 2018 and Lotfi, 2016). با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد که با توجه به نتایج، کاهش نابرابری درآمدی نسبت به درآمد سرانه در کوانتایل‌های موردبررسی منفی و معنادار بوده که قدر مطلق کاهش نابرابری درآمدی نسبت به درآمد سرانه برآوردی در دهک‌های پایین درآمدی نسبت به دهک‌های بالای درآمدی کمتر بوده‌است (Lu & et al, 2021). با افزایش متغیرهای بخش مسکن مانند قیمت مسکن و اجاره مسکن، نابرابری درآمدی افزایش می‌دهد؛ زیرا بخش زیادی از ثروت مسکن در اختیار دهک‌های بالای درآمدی بوده و با افزایش قیمت مسکن، ثروت مسکن این دهک‌ها بیشتر شده و باعث افزایش نابرابری درآمدی بیشتر خواهد شد. از طرفی چون بخش زیادی از افراد مستاجر، از دهک‌های پایین درآمدی می‌باشند و با درآمد در اختیارشان صاحب مسکن ملکی نشده‌اند، بنابراین افزایش اجاره مسکن، قدرت خرید این بخش از جامعه را کاهش داده و نابرابری درآمدی بیشتر خواهد شد (Lu & et al, 2021; Minghetti, 2020; Ceccato & Wilhelmson, 2020 and Frischtak & Mandel, 2012). همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، اثرگذاری هزینه‌های مسکن که با استفاده از قیمت مسکن و نرخ اجاره مسکن ارزیابی شده‌است بر نابرابری درآمدی در دهک‌های پایین درآمدی کمتر از دهک‌های بالای درآمدی بوده‌است. بر اساس نتایج، اثرگذاری قیمت مسکن و نرخ اجاره مسکن بر نابرابری درآمدی در سه دهک اول، به ترتیب برابر ۰/۰۲۵ و ۰/۰۱۶ درصد بوده است که این ارقام برای سه دهک درآمدی بالا به ترتیب برابر ۰/۰۸۳ و ۰/۰۳۴ درصد بوده‌است که نشان از نابرابری بیشتر درآمدی در دهک‌های اول و آخر می‌باشد. به‌طور

متوسط براساس نتایج پژوهش، متغیر نرخ مهاجرت بیشترین اثرگذاری را بر نابرابری درآمدی داشته و در دهک‌های پایین درآمدی این اثر بیشتر بوده است؛ زیرا بخش عظیمی از مهاجرین به شهرهای مختلف ایران، افراد بیکار یا با سطح درآمد پایین بوده‌اند که برای به دست آوردن کار و درآمد، راهی شهرهای بزرگتر شده‌اند. بنابراین با افزایش نرخ مهاجرت، میزان نابرابری درآمدی افزایش یافته و حجم زیادی از این افراد نتوانسته‌اند جذب بازارهای کار شهری شوند و باعث افزایش بیشتر حاشیه-نشینی در شهرها شده‌اند. میزان جرم اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی داشته و در دهک‌های پایین تر درآمدی این اثر بزرگتر بوده (Buonanno, 2013)، که با واقعیات اقتصاد ایران سازگار است.

جدول ۵. نتایج آزمون تقارن

| متغیر | تقارن بین کوانتایل‌ها | آماره | احتمال |
|-------|-----------------------|---------|--------|
| EMPR | ۰/۱ - ۰/۹ | -۰/۰۲ | ۰/۸۷۹۰ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | -۰/۰۴ | ۰/۷۳۱۹ |
| | ۰/۳ - ۰/۷ | ۰/۰۰۷ | ۰/۹۴۵۵ |
| | ۰/۴ - ۰/۶ | ۰/۰۶ | ۰/۳۸۶۵ |
| INF | ۰/۱ - ۰/۹ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۲۷۹ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۵۰۱۴ |
| | ۰/۳ - ۰/۷ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۴۰۲۸ |
| | ۰/۴ - ۰/۶ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۱۹۸۲ |
| LGDPP | ۰/۱ - ۰/۹ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۹۳۳۱ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | -۰/۰۰۶ | ۰/۴۵۴۷ |
| | ۰/۳ - ۰/۷ | -۰/۰۰۳ | ۰/۵۴۰۲ |
| | ۰/۴ - ۰/۶ | -۰/۰۰۲ | ۰/۶۳۷۹ |
| LPH | ۰/۱ - ۰/۹ | -۰/۰۰۰۱ | ۰/۹۹۳۳ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | ۰/۰۱۰ | ۰/۴۳۲۲ |
| | ۰/۳ - ۰/۷ | ۰/۰۱۰ | ۰/۳۱۳۳ |
| | ۰/۴ - ۰/۶ | ۰/۰۰۸ | ۰/۱۳۸۴ |
| LRENT | ۰/۱ - ۰/۹ | -۰/۰۰۰۸ | ۰/۹۵۰۶ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | -۰/۰۰۶ | ۰/۵۳۷۷ |

| | | | |
|--------|--------|-----------|--------|
| ۰/۵۲۶۵ | -۰/۰۰۵ | ۰/۳ - ۰/۷ | MIGR |
| ۰/۳۱۷۵ | -۰/۰۰۵ | ۰/۴ - ۰/۶ | |
| ۰/۹۶۴۳ | ۰/۰۱۳ | ۰/۱ - ۰/۹ | |
| ۰/۹۷۴۵ | -۰/۰۰۸ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۵۱۷۶ | -۰/۱۳۷ | ۰/۳ - ۰/۷ | |
| ۰/۶۱۵۳ | -۰/۰۶۸ | ۰/۴ - ۰/۶ | |
| ۰/۲۲۰۱ | -۰/۰۰۸ | ۰/۱ - ۰/۹ | LTHEFT |
| ۰/۶۵۶۱ | -۰/۰۰۲ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۶۲۴۳ | -۰/۰۰۲ | ۰/۳ - ۰/۷ | |
| ۰/۶۹۰۳ | -۰/۰۰۱ | ۰/۴ - ۰/۶ | C |
| ۰/۷۲۰۸ | ۰/۰۴۸ | ۰/۱ - ۰/۹ | |
| ۰/۹۶۰۹ | -۰/۰۰۵ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۶۰۷۸ | -۰/۰۴۸ | ۰/۳ - ۰/۷ | |
| ۰/۲۹۳۳ | -۰/۰۶۷ | ۰/۴ - ۰/۶ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به نتایج برآوردی در جدول (۵)، آزمون تقارن کوانتایل‌ها نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های موردبررسی در مورد متغیرهای نرخ اشتغال، تورم، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، لگاریتم قیمت مسکن، لگاریتم نرخ اجاره، نرخ مهاجرت و لگاریتم جرم، فرضیه صفر مبنی بر تقارن نتایج در سطح خطای ۵ درصد رد نشده است.

جدول ۶. نتایج آزمون برابری شیب‌ها

| متغیر | Q _{0.8} =Q _{0.9} | Q _{0.7} =Q _{0.8} | Q _{0.6} =Q _{0.7} | Q _{0.5} =Q _{0.6} | Q _{0.4} =Q _{0.5} | Q _{0.3} =Q _{0.4} | Q _{0.2} =Q _{0.3} | Q _{0.1} =Q _{0.2} |
|-------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| EMPR | آماره | ۰/۰۹۶ | ۰/۰۶۹ | ۰/۰۴۶ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۷۵ | -۰/۰۰۸ | ۰/۰۱۸ |
| | احتمال | ۰/۱۷۲۳ | ۰/۲۳۲۸ | ۰/۳۰۳۴ | ۰/۷۷۶۹ | ۰/۱۳۸۹ | ۰/۸۹۰۱ | ۰/۷۶۳۷ |
| INF | آماره | -۰/۰۰۰۸ | -۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۰۶ | -۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۰۷ | -۰/۰۰۰۳ |
| | احتمال | ۰/۰۵۵۳ | ۰/۳۹۲۸ | ۰/۸۲۵۳ | ۰/۱۷۰۷ | ۰/۵۹۱۸ | ۰/۸۵۲۳ | ۰/۴۹۹۷ |
| LGDPP | آماره | -۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۲ |
| | احتمال | ۰/۵۹۴۰ | ۰/۱۷۸۱ | ۰/۵۴۶۳ | ۰/۱۱۲۹ | ۰/۳۹۴۱ | ۰/۹۹۰۷ | ۰/۶۳۹۶ |
| LPH | آماره | -۰/۰۰۰۵ | -۰/۰۰۰۸ | -۰/۰۰۰۵ | -۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۵ | -۰/۰۰۰۴ | -۰/۰۰۰۸ |
| | احتمال | ۰/۳۹۵۱ | ۰/۱۳۹۳ | ۰/۲۳۵۷ | ۰/۴۷۰۰ | ۰/۱۷۹۳ | ۰/۵۳۷۵ | ۰/۳۲۱۴ |

| | | | | | | | | | |
|--------|--------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|---------|
| آماره | ۰/۰۰۵ | -۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۱ | -۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۱ | -۰/۰۰۰۱ |
| LRENT | احتمال | ۰/۵۱۶۹ | ۰/۹۸۲۷ | ۰/۷۳۸۴ | ۰/۳۷۵۰ | ۰/۶۵۸۶ | ۰/۵۴۹۲ | ۰/۷۱۶۰ | ۰/۹۶۴۱ |
| آماره | ۰/۰۶۸ | ۰/۰۸۸ | -۰/۰۵۸ | -۰/۰۶۹ | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۱ | -۰/۰۴۰ | ۰/۰۴۶ | |
| MIGR | احتمال | ۰/۶۳۷۴ | ۰/۴۶۲۹ | ۰/۶۴۱۶ | ۰/۴۳۵۳ | ۰/۹۸۵۲ | ۰/۹۰۵۳ | ۰/۷۰۵۴ | ۰/۷۲۶۴ |
| آماره | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۰۰۹ | -۰/۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۰۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۰۶ | |
| LTHEFT | احتمال | ۰/۷۸۰۵ | ۰/۳۵۶۵ | ۰/۹۶۹۱ | ۰/۷۶۸۵ | ۰/۷۷۶۳ | ۰/۶۱۹۶ | ۰/۳۰۴۲ | ۰/۰۳۲۲ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون برابری شیب خطوط رگرسیون کوانتایل به ازای دوه‌دوی کوانتایل‌های متوالی در جدول (۶) گزارش شده‌است. همانطور که از نتایج جدول شماره ۶ پیداست، فرضیه صفر مبنی بر برابری شیب‌ها برای کوانتایل‌های متوالی (به جز کوانتایل اول و دوم متغیر نرخ اشتغال) در مورد متغیرهای مورد بررسی، در سطح خطای ۵ درصد رد نشده‌است، زیرا احتمال پذیرش فرض صفر برای کوانتایل‌های متوالی متغیرهای مورد نظر بیشتر از ۰/۰۵ است.

مدل دوم: متغیر وابسته میزان جرم می‌باشد.

در جدول (۷)، نتایج حاصل از برآورد مدل دوم با روش رگرسیون کوانتایل پانل آورده شده‌است که در این مدل، متغیر وابسته میزان جرم می‌باشد.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل با متغیر وابسته جرم

| متغیر / کوانتایل | Q90 | Q80 | Q70 | Q60 | Q50 | Q40 | Q30 | Q20 | Q10 |
|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| EMPR | ضریب | -۰/۸۹۸ | -۲/۰۳۷ | -۱/۹۷۶ | -۱/۲۴۰ | -۲/۱۱۵ | -۲/۵۸۱ | -۴/۳۳۵ | -۵/۲۲۴ |
| | احتمال | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۳۰ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۴۶ | ۰/۰۴۶ | ۰/۰۰۱ |
| INF | ضریب | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۱۰ |
| | احتمال | ۰/۴۰۶ | ۰/۵۱۴ | ۰/۸۴۶ | ۰/۴۶۹ | ۰/۱۹۶ | ۰/۳۰۱ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۶۹ |
| LGDPP | ضریب | -۰/۱۶۲ | -۰/۰۵۸ | -۰/۰۶۳ | -۰/۰۱۸ | -۰/۱۱۳ | -۰/۰۳۵ | -۰/۱۳۰ | -۰/۱۰۴ |
| | احتمال | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۲ | ۰/۶۵۵ | ۰/۰۴۰ | ۰/۰۴۹ | ۰/۰۲۳ | ۰/۲۵۷ | ۰/۰۰۰ |
| LPH | ضریب | ۰/۴۱۴ | ۰/۵۹۶ | ۰/۴۸۰ | ۰/۸۳۲ | ۰/۶۶۴ | ۰/۴۸۴ | ۰/۵۴۹ | ۰/۶۱۰ |
| | احتمال | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۵۰ | ۰/۰۵۷ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۶۹ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۲۲ |
| LRENT | ضریب | ۰/۱۵۵ | ۰/۱۴۹ | ۰/۳۲۰ | ۰/۰۸۹ | ۰/۲۶۸ | ۰/۳۰۷ | ۰/۳۱۸ | ۰/۴۴۱ |
| | احتمال | ۰/۰۶۷ | ۰/۵۶۰ | ۰/۰۹۵ | ۰/۰۲۳ | ۰/۱۷۲ | ۰/۰۶۶ | ۰/۰۵۷ | ۰/۰۳۶ |
| MIGR | ضریب | ۱۳/۷۹۶ | ۱۵/۶۷۷ | ۱۳/۰۰۹ | ۱۲/۰۴۹ | ۹/۴۸۲ | ۱۱/۰۲۰ | ۱۰/۷۴۰ | ۷/۷۷۴ |

| | | | | | | | | | |
|--------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|
| احتمال | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ |
| ضریب | ۰/۶۹۴ | ۱/۵۳۱ | ۱/۸۴۳ | ۱/۱۶۱ | ۰/۷۴۲ | ۱/۴۶۳ | ۲/۶۵۶ | ۲/۰۲۵ | ۰/۲۶۱ |
| احتمال | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۳۱ | ۰/۰۶۶ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۸۹ | ۰/۰۵۱ | ۰/۰۵۳ | ۰/۰۳۹ |
| ضریب | -۱/۰۶۴ | -۱/۱۶۱ | ۰/۱۹۳ | ۱/۱۹۸ | -۰/۳۸۰ | -۰/۲۵۷ | ۲/۰۰۵ | ۲/۶۰۷ | ۲/۶۹۴ |
| احتمال | ۰/۴۶۷ | ۰/۴۶۶ | ۰/۹۲۰ | ۰/۵۵۰ | ۰/۸۵۳ | ۰/۸۹۳ | ۰/۲۶۵ | ۰/۱۲۷ | ۰/۱۵۹ |

GINI

C

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که متغیر تورم فقط در دهک سوم بر روی میزان جرم اثرگذار بوده و افزایش تورم، جرم را در استان‌های ایران افزایش داده‌است و در سایر دهک‌ها در این پژوهش اثرگذار نبوده‌است (Lu & et al, 2021). نرخ اشتغال در تمامی دهک‌های مختلف اثر منفی و معنی‌داری بر روی جرم داشته که هر چه نرخ اشتغال افزایش می‌یابد، میزان جرم کاهش یافته، که این کاهش در دهک‌های اولیه بیشتر بوده‌است؛ زیرا می‌توان این واقعیت را مطرح کرد که دهک‌های پایین درآمدی به‌خاطر نداشتن قدرت مناسب، با افزایش نرخ اشتغال در این دهک‌ها، قدرت خرید افزایش یافته که این می‌تواند جرم را کاهش دهد (Frischtak & Mandel, 2012). از دیگر متغیرهایی که بر روی جرم اثرگذار بوده لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد که بر همه دهک‌ها به جز دهک هفتم و دهم سوم درآمد اثرگذار بوده‌است. افزایش این متغیر در تمامی دهک‌های مختلف، جرم را کاهش داده زیرا هرچه درآمد سرانه افزایش یابد، قدرت خرید افزایش یافته و تمایل افراد به جرم کاهش پیدا می‌کند (Lu & et al, 2021). براساس نتایج مشخص است که لگاریتم قیمت و نرخ اجاره مسکن، اثر مثبت و معناداری بر روی میزان جرم داشته‌است. از آنجایی که مسکن به‌عنوان یک کالا، گرانترین کالای سبد مصرفی خانوار بوده و خانوارها بخش زیادی از بودجه در اختیار خود را صرف مسکن می‌کنند (Gholizadeh & Khaksar, 2017)، بنابراین افزایش قیمت مسکن باعث می‌شود که عمده افراد از جمله دهک‌های پایین درآمدی نتوانند به راحتی صاحب مسکن شوند و این امر می‌تواند باعث افزایش میزان جرم شود که با اقتصاد ایران سازگار است. از طرفی افزایش نرخ اجاره مسکن باعث می‌شود که عمده افرادی که مستاجر هستند، به راحتی نتوانند مسکن قبلی را اجاره کنند و این امر پیامدهای اجتماعی و اقتصادی زیادی را داشته‌باشد که

منجر به افزایش میزان جرم خواهد شد (Lu & et al, 2021; Minghetti, 2020; Ceccato & Wilhelmson, 2020). همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، اثرگذاری هزینه‌های مسکن (قیمت مسکن و نرخ اجاره مسکن) بر میزان جرم در دهک‌های پایین درآمدی بیشتر از دهک‌های بالای درآمدی بوده‌است. براساس نتایج، اثرگذاری قیمت مسکن و نرخ اجاره مسکن بر میزان جرم در سه دهک اول، به ترتیب برابر ۰/۵۵۲ و ۰/۴۳۴ درصد بوده‌است که این ارقام برای سه دهک درآمدی بالا به ترتیب برابر ۰/۴۹۶ و ۰/۲۰۸ درصد بوده‌است که نشان از اثرگذاری بالای هزینه‌های مسکن بر میزان جرم در دهک‌های اول و اثرگذاری کمتر هزینه‌های مسکن بر میزان جرم در دهک‌های آخر می‌باشد. نرخ مهاجرت به عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر جرم، در این پژوهش، اثر مثبتی بر جرم داشته‌است؛ زیرا با افزایش نرخ مهاجرت، افراد زیادی به سمت شهرها سرازیر خواهند شد و همه این افراد جذب بازار کار نشده و می‌تواند منجر به افزایش جرم خواهد گردید (Buonanno, 2013). نابرابری درآمدی از دیگر متغیرهای اثرگذار بر جرم بوده که در این پژوهش اثر مثبت و معناداری بر جرم داشته‌است. زیرا هر چه نابرابری درآمدی افزایش یابد، یعنی اختلاف طبقاتی در جامعه و شهرها افزایش یافته که انگیزه‌های جرم را افزایش می‌دهد (Chukwudum, 2016 and Iranmanesh, 2017).

جدول ۸. نتایج آزمون تقارن

| متغیر | تقارن بین کوانتایل‌ها | آماره | احتمال |
|-------|-----------------------|--------|--------|
| EMPR | ۰/۱ - ۰/۹ | -۱/۸۹ | ۰/۵۶۶ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | -۲/۱۴ | ۰/۴۲۳ |
| | ۰/۳ - ۰/۷ | -۰/۴۱ | ۰/۸۲۷ |
| | ۰/۴ - ۰/۶ | ۰/۴۰ | ۰/۷۵۷ |
| INF | ۰/۱ - ۰/۹ | -۰/۰۰۷ | ۰/۹۷۳ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | -۰/۰۰۸ | ۰/۶۶۰ |
| | ۰/۳ - ۰/۷ | -۰/۰۲۰ | ۰/۱۷۳ |
| | ۰/۴ - ۰/۶ | -۰/۰۰۹ | ۰/۳۵۷ |
| LGDPP | ۰/۱ - ۰/۹ | ۰/۱۷ | ۰/۵۵۱ |
| | ۰/۲ - ۰/۸ | ۰/۰۳ | ۰/۸۵۴ |

| | | | |
|-------|-------|-----------|--------------|
| ۰/۲۶۶ | ۰/۱۸ | ۰/۳ - ۰/۷ | |
| ۰/۹۲۰ | ۰/۰۱ | ۰/۴ - ۰/۶ | |
| ۰/۴۴۶ | -۰/۴۱ | ۰/۱ - ۰/۹ | |
| ۰/۸۰۰ | -۰/۱۲ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۴۳۲ | -۰/۲۹ | ۰/۳ - ۰/۷ | LPH |
| ۰/۹۶۴ | -۰/۰۱ | ۰/۴ - ۰/۶ | |
| ۰/۶۶۸ | ۰/۱۶ | ۰/۱ - ۰/۹ | |
| ۰/۸۷۵ | ۰/۰۵ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۶۸۷ | ۰/۱۰ | ۰/۳ - ۰/۷ | LRENT |
| ۰/۴۴۰ | -۰/۱۳ | ۰/۴ - ۰/۶ | |
| ۰/۴۰۰ | ۵/۱۵ | ۰/۱ - ۰/۹ | |
| ۰/۴۱۱ | ۴/۴۸ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۲۳۷ | ۴/۷۸ | ۰/۳ - ۰/۷ | MIGR |
| ۰/۱۳۷ | ۴/۱۰ | ۰/۴ - ۰/۶ | |
| ۰/۸۶۷ | ۰/۵۲ | ۰/۱ - ۰/۹ | |
| ۰/۴۴۴ | -۲/۰۷ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۱۶۵ | -۳/۰۱ | ۰/۳ - ۰/۷ | GINI |
| ۰/۴۵۷ | -۱/۱۴ | ۰/۴ - ۰/۶ | |
| ۰/۵۳۴ | ۲/۳۹ | ۰/۱ - ۰/۹ | |
| ۰/۴۹۸ | ۲/۲۰ | ۰/۲ - ۰/۸ | |
| ۰/۲۶۳ | ۲/۹۶ | ۰/۳ - ۰/۷ | C |
| ۰/۳۵۸ | ۱/۷۰ | ۰/۴ - ۰/۶ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به نتایج برآوردی در جدول (۸)، آزمون تقارن کوانتایل‌ها نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های موردبررسی در مورد متغیرهای نرخ اشتغال، تورم، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، لگاریتم قیمت مسکن، لگاریتم نرخ اجاره، نرخ مهاجرت و ضریب جینی، فرضیه صفر مبنی بر تقارن نتایج در سطح خطای ۵ درصد رد نشده‌است.

جدول ۹. نتایج آزمون برابری شیب‌ها

| متغیر | Q _{0.8} =Q _{0.9} | Q _{0.7} =Q _{0.8} | Q _{0.6} =Q _{0.7} | Q _{0.5} =Q _{0.6} | Q _{0.4} =Q _{0.5} | Q _{0.3} =Q _{0.4} | Q _{0.2} =Q _{0.3} | Q _{0.1} =Q _{0.2} |
|-------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| EMPR | آماره | -۱/۱۳ | ۰/۰۶ | ۰/۷۳ | -۰/۸۷ | -۰/۴۶ | -۰/۰۹ | -۱/۶۵ |
| | احتمال | ۰/۵۶۳ | ۰/۹۶۹ | ۰/۴۷۷ | ۰/۳۳۲ | ۰/۵۸۴ | ۰/۹۱۱ | ۰/۰۷۴ |
| INF | آماره | -۰/۰۰۲ | -۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۵ | -۰/۰۰۳ | -۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۴ |
| | احتمال | ۰/۸۳۹ | ۰/۴۸۹ | ۰/۴۷۴ | ۰/۳۹۹ | ۰/۶۱۵ | ۰/۴۷۲ | ۰/۵۵۹ |
| LGDPP | آماره | -۰/۲۲ | ۰/۱۲ | -۰/۰۸ | ۰/۰۲ | ۰/۰۳ | ۰/۰۹ | -۰/۰۲ |
| | احتمال | ۰/۲۵۳ | ۰/۲۳۵ | ۰/۳۷۳ | ۰/۷۸۹ | ۰/۶۵۹ | ۰/۱۹۷ | ۰/۷۴۱ |
| LPH | آماره | ۰/۱۸ | -۰/۱۱ | ۰/۳۵ | ۰/۱۶ | -۰/۱۸ | ۰/۰۶ | ۰/۰۶ |
| | احتمال | ۰/۴۷۱ | ۰/۵۶۶ | ۰/۰۵۷ | ۰/۳۶۶ | ۰/۳۰۳ | ۰/۶۹۶ | ۰/۷۴۲ |
| LRENT | آماره | -۰/۰۰۶ | ۰/۱۷ | -۰/۲۳ | ۰/۱۷ | ۰/۰۳ | ۰/۰۱ | ۰/۱۲ |
| | احتمال | ۰/۹۷۴ | ۰/۳۰۷ | ۰/۱۰۳ | ۰/۱۹۲ | ۰/۷۳۴ | ۰/۹۱۷ | ۰/۳۷۸ |
| MIGR | آماره | ۱/۸۸ | -۲/۶۶ | -۰/۹۶ | -۲/۵۶ | ۱/۵۳ | -۰/۲۸ | -۲/۹۶ |
| | احتمال | ۰/۵۸۵ | ۰/۳۵۵ | ۰/۶۷۷ | ۰/۲۱۸ | ۰/۳۹۳ | ۰/۸۸۲ | ۰/۱۸۴ |
| GINI | آماره | -۱/۷۶ | -۰/۶۳ | ۱/۱۹ | ۰/۷۲ | -۰/۴۱ | -۰/۶۸ | ۰/۳۱ |
| | احتمال | ۰/۱۸۸ | ۰/۶۱۴ | ۰/۲۶۹ | ۰/۴۸۷ | ۰/۶۷۱ | ۰/۴۵۳ | ۰/۷۲۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون برابری شیب خطوط رگرسیون کوانتایل به ازای دو به دوی کوانتایل‌های متوالی در جدول (۹) گزارش شده‌است. همان‌طور که از نتایج جدول شماره ۹ پیداست، فرضیه صفر مبنی بر برابری شیب‌ها برای کوانتایل‌های متوالی در مورد متغیرهای مورد بررسی، در سطح خطای ۵ درصد

رد نشده؛ زیرا احتمال پذیرش فرض صفر برای کوانتایل‌های متوالی متغیرهای مورد نظر بیشتر از ۰/۰۵ است.

برای تعیین طول وقفه از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SC)، حنان کوین (HQ) و خطای پیش بینی نهایی (FPE) استفاده شده که در جدول زیر نتایج مربوط به این معیارها آورده شده است. با توجه به نتایج، وقفه بهینه بر اساس معیارهای مورد نظر برابر ۲ می‌باشد.

جدول ۱۰. وقفه بهینه الگو

| وقفه | FPE | AIC | SC | HQ |
|------|----------------|--------|--------|--------|
| ۰ | ۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۴۵۲ | -۰/۱۲ | ۰/۱۷ | -۰/۰۴ |
| ۱ | ۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۲۵۳ | -۲/۳۴ | -۰/۳۲ | -۱/۴۳ |
| ۲ | ۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۱۷۶* | -۶/۳۰* | -۲/۵۶* | -۵/۰۱* |

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱. نتایج آزمون علیت گرنجر

| احتمال | آماره آزمون |
|--------|---|
| | فرض صفر: جرم علیت نابرابری در آمدی نیست |
| ۰/۰۰۰۲ | ۸/۹۹ |
| | فرضیه صفر: نابرابری در آمدی علیت جرم نیست |
| ۰/۰۱۹۳ | ۴/۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که یک علیت دو طرفه بین متغیر نابرابری در آمدی و متغیر جرم وجود دارد زیرا فرضیه صفر که عدم علیت را نشان می‌دهد، در سطح خطای ۵ درصد رد شده است.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

هدف اصلی در این پژوهش بررسی اثر افزایش هزینه‌های مسکن بر میزان نابرابری در آمدی و میزان جرم می‌باشد. متغیرها شامل قیمت اجاره و قیمت خرید هر مترمربع واحد مسکونی، نرخ اشتغال، نرخ مهاجرت، تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی، نرخ تورم و داده‌های آن به تفکیک استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ می‌باشد. در این پژوهش، از مدل رگرسیون کوانتایل داده‌های

تابلویی برای بررسی اثرات نامتقارن افزایش هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و جرم استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که با افزایش متغیرهای بخش مسکن مانند قیمت مسکن و اجاره مسکن، نابرابری درآمدی افزایش پیدا کرده است. افزایش اجاره مسکن، قدرت خرید این بخش از جامعه را کاهش داده و نابرابری درآمدی بیشتر خواهد شد. نرخ اشتغال اثر منفی بر نابرابری درآمدی در استان‌های مختلف ایران داشته است. با افزایش نرخ تورم، نابرابری درآمدی بین دهک‌های مختلف افزایش یافته است. افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، نابرابری درآمدی را کاهش داده است. بر اساس نتایج پژوهش، متغیر نرخ مهاجرت بیشترین اثرگذاری را بر نابرابری درآمدی داشته و در دهک‌های پایین درآمدی این اثر بیشتر بوده است. با افزایش نرخ مهاجرت، میزان نابرابری درآمدی افزایش یافته و حجم زیادی از این افراد نتوانسته‌اند جذب بازارهای کار شهری شوند و باعث افزایش بیشتر حاشیه‌نشینی در شهرها شده‌اند. میزان جرم اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی داشته و در دهک‌های پایین تر درآمدی این اثر بزرگتر بوده و با واقعیات اقتصاد ایران سازگار است. بر اساس نتایج مشخص است که قیمت و نرخ اجاره مسکن، اثر مثبت و معناداری بر روی میزان جرم داشته است. از آنجایی که مسکن به عنوان یک کالا، گرانترین کالای سبد مصرفی خانوار بوده و خانوارها بخش زیادی از بودجه در اختیار خود را صرف مسکن می‌کنند، بنابراین افزایش قیمت مسکن باعث می‌شود که عمده افراد از جمله دهک‌های پایین درآمدی نتوانند به راحتی صاحب مسکن شوند و این امر می‌تواند باعث افزایش میزان جرم شده و سازگار با اقتصاد ایران است. از طرفی افزایش نرخ اجاره مسکن باعث می‌شود که عمده افرادی که مستاجر هستند، به راحتی نتوانند مسکن قبلی را اجاره کنند و این امر پیامدهای اجتماعی و اقتصادی زیادی را داشته باشد که منجر به افزایش میزان جرم خواهد شد.

متغیر تورم فقط در دهک سوم بر روی میزان جرم اثرگذار بوده و افزایش تورم، جرم را در استان‌های ایران افزایش داده است. نرخ اشتغال در تمامی دهک‌های مختلف اثر منفی و معنی‌داری بر روی جرم داشته است. با افزایش نرخ اشتغال در این دهک‌ها، قدرت خرید افزایش یافته که این می‌تواند جرم را کاهش دهد. از دیگر متغیرهایی که بر روی جرم اثرگذار بوده و اثر منفی داشته، تولید

ناخالص داخلی سرانه می‌باشد که افزایش این متغیر در تمامی دهک‌های مختلف، جرم را کاهش داده‌است. نرخ مهاجرت به‌عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر جرم، در این پژوهش، اثر مثبتی بر جرم داشته‌است. زیرا با افزایش نرخ مهاجرت، افراد زیادی به‌سمت شهرها سرازیر خواهند شد و همه این افراد جذب بازار کار نشده و می‌تواند منجر به افزایش جرم خواهد گردید. نابرابری درآمدی از دیگر متغیرهای اثرگذار بر جرم بوده که در این پژوهش اثر مثبت و معناداری بر جرم داشته‌است. زیرا هرچه نابرابری درآمدی افزایش یابد، یعنی اختلاف طبقاتی در جامعه و شهرها افزایش یافته که انگیزه‌های جرم را افزایش می‌دهد.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی در بین دهک‌های بالا و پایین زیاد بوده و افزایش هزینه‌های مسکن این نابرابری را تشدید کرده‌است، لذا پیشنهاد می‌گردد که دولت با وضع مالیات بر ثروت ناشی از مسکن دهک‌های بالا و پرداخت آن به دهک‌های پایین جهت دسترسی آسان‌تر به مسکن، زمینه‌های کاهش نابرابری درآمدی را کاهش دهد. بر اساس نتایج، مشخص است که افزایش هزینه‌های مسکن در دهک‌های پایین نسبت به دهک‌های بالا میزان جرم را بیشتر افزایش داده‌است. بنابراین پیشنهاد می‌گردد که دولت با حمایت‌های لازم مانند پرداخت تسهیلات کم‌بهره، تقبل کردن بخشی از اجاره پرداختی این دهک‌ها و مهیا کردن مسکن اجتماعی برای این دهک‌های پایین، باعث کاهش کاهش میزان جرم ناشی از افزایش هزینه‌های مسکن شود.

References

- Asgari, M., & Gholizadeh, A. (2020). Impact of income inequality on low-income housing affordability in selected metropolises of Iran. *The Journal of Economic University*, 12 (23): 33-63. (In Persian)
- Baranoff, O. (2016). *Housing Affordability and Income Inequality: The Impact of Demographic*. Senior Honors Thesis in Economics, Johns Hopkins University. Characteristics on Housing Prices in San Francisco.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76 (2): 162 -217.
- Becker, G. S (1993). Nobel lecture: the economic way at looking at behavior. *Journal of Political Economy*, 101 (3): 385-409.

- Buonanno, P., Montolio, D., & MariaRaya, V. J. (2013). Housing prices and crime perception. *Empirical Economics*, 45: 305-321. DOI:[10.1007/s00181-012-0624-y](https://doi.org/10.1007/s00181-012-0624-y).
- Ceccato, K., & Wilhelmson, M. (2020). Do crime hot spots affect housing prices?"*Nordic Journal of Criminology*, 21 (1): 84-102.
- Chang, X., Su, Q., & Zhou, C. (2018). Housing prices, housing affordability and criminal offences: An empirical analysis based on China's provincial panel data. *Journal of Shanghai University of Finance and Economics*, 72-86.
- Frischtak, C., & Mandel, B. R. (2012). Crime, House Prices, and Inequality: The Effect of UPPs in Rio. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 542, 25(1): 15-34.
- Gholizadeh, A. A., & Khaksar, M. (2016). The effect of income and education of the head of the household on the occupation of housing in urban areas of Iran. *Applied Economic Studies of Iran*, 6 (22): 60-81. (In Persian)
- Gholizadeh, A. A., JaafariSersht, D., & Asgari, M. (2019). Income inequality and housing affordability in Iran's big cities with a panel approach. *Economic Research and Policy Quarterly*, 90 (27): 103-136. (In Persian)
- Goli, Y., & Derakhshan, H. (2015). Investigating the relationship between income inequality and access to housing in urban areas of Iran. *Applied Economics Quarterly*, 20 (20): 91-105. (In Persian)
- Groff, E., Weisburd, D., & Morris, N. A. (2009). Where the Action is at Places: Examining Spatio - Temporal Patterns of Juvenile Crime at Places Using Trajectory Analysis and GIS in Putting Crime in Its Place, New York. *Springer Science+Business Media, LLC*.
- Ihlanfeld, K., & Mayock, T. (2009). *Crime and housing Prices*. Department of Economics and DeVoe Moore Center Florida State University, 30 (15): 4151-4171.
- Iran Statistics Center. *Statistical Yearbook of the country (1388-1399)*. Tehran: Publications of Iran Statistics Center. (In Persian)
- Iranmanesh, S. (2017). Ranking the influence of economic factors effective in the occurrence of crimes based on the hierarchical approach (AHP) (case study of Shahdad and Mahan cities). *Scientific Quarterly - Specialized Knowledge of Police*, 8 (20): 97-122. (In Persian)
- Isazadeh, S., Mehranfar, J., & Mehranfar, M. (2012). Investigating the relationship between crime and key macroeconomic indicators in Iran. *Development Strategy Quarterly*, 29: 57-39. (In Persian)

- Kiaalhosseini, S. Z., Elahi, N., & KordAlivandi, M. (2018). Causal relationship between income inequality and crimes in Iran. *Economic Research Quarterly (sustainable growth and development)*, 19 (1): 104-83. (In Persian)
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Econometric Society Monograph, ESM38, Cambridge: Cambridge University Press.
- Lotfi, A. A., Faizpour, M. A., Yari, M. S., SattarRostami, H., & Mirzaii, S. (2016). Investigating the effect of socio-economic variables on crime in the country, the approach of the combined data technique (a case study of robbery and murder). *Law enforcement management studies (law enforcement management studies)*, 11 (3): 415-440. (In Persian)
- Lu, Y., Ding, N., & Wang, Y. (2021). Crime Prediction: An Empirical Study on the Impact of Housing Prices on the Regional Criminal Rate. *Journal of Physics: Conference Series* 1948 -012045 doi:[10.1088/1742-6596/1948/1/012045](https://doi.org/10.1088/1742-6596/1948/1/012045).
- Makkian, S. N. A., Rostami, M., & Ramezani, H. (2018). Analyzing the relationship between theft and income inequality, Bayesian approach (case study of Iran). *Economic Research Quarterly (sustainable growth and development)*, 18 (3): 145-166. (In Persian)
- Minghetti, A. (2020). Exploring why crime and house prices correlate positivel in London. *BSc Economics, 2nd year University College London Explore Econ Undergraduate Research Conference*, 31(2): 21-32.
- Nigel, S. (2009). *Criminology, a Sociological Introduction*. London and New York, Routledge Publishing, 3th Edition.
- Zhang, C. (2016). Income inequality and access to housing: Evidence from China. *China Economic Review*, 36: 261-271.
- Zhang, C., & Zhang, F. (2015). The Effects of Housing Prices on Income Inequality in Urban China. *Crit. Hou's. Anal, China Economic Review*, 2 (2): 11-18.