



Asymmetric Relationship Between Housing Prices and Money Demand in Iran (Quantile-on-Quantile Approach)

Roozbeh Balounejad Nouri¹, Ali Yonesi², Amir Ali Farhang³

1. Associate Professor, Department of Economics, Economic Affairs Research Institute, Tehran, Iran. Roozbeh_noury@yahoo.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. A_younessi@pnu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. s_farhang@pnu.ac.ir

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	This study investigates the relationship between housing prices and the demand for money. To this end, seasonal data from the period 2013:Q1 to 2022:Q4 were analyzed using the Quantile-on-Quantile (QQ) estimation method, which combines non-parametric estimation techniques with quantile regression. The results reveal that the effect of housing prices on money demand is both symmetrical and non-linear. Specifically, as housing prices increase, the demand for money decreases—most notably in the middle quantiles. This finding supports the negative substitution hypothesis, suggesting that housing acts as a substitute asset within the portfolio. Furthermore, the study finds that economic growth positively affects money demand in the middle quantiles, while exerting a negative influence in the lower and upper quantiles. Regarding inflation and the exchange rate, the results indicate that inflation has a symmetrical impact on money demand, whereas the exchange rate effect is asymmetrical. In other words, higher inflation leads to increased money demand, but the influence of the exchange rate varies across quantiles—differing significantly between the upper and lower ends of the exchange rate distribution.
Article history: Received: Febuary 2025 Accepted: June 2025	
JEL: E41, E52, G15.	
Keywords: Money Demand, Housing Market, Quantile-on-Quantile Regression.	
Cite this article: Balounejad Nouri, R., Yonesi, A., & Farhang, A. A. (2025). Asymmetric Relationship Between Housing Prices and Money Demand in Iran (Quantile on Quantile Approach). <i>Applied Theories of Economic</i> , 12(2), 75-98. https://doi.org/10.22034/ecoj.2025.61047.3294	
	© The Author(s). DOI: 10.22034/ecoj.2025.61047.3294
Publisher: University of Tabriz	

Introduction

Numerous theoretical and empirical studies have been conducted in both developed and developing countries to determine the factors influencing the demand for money and to assess the stability of money demand. The empirical studies carried out on money demand demonstrate a kind of dispersion in identifying the influencing factors and a significant divergence in the results. The lack of information regarding the variables that explain the core demand for money leads to the inefficiency of related policies. Due to limited options for participation and investment in underdeveloped financial markets, real estate is considered an important investment market. As a result, a large volume of money has flowed into the real estate market, exerting upward pressure on housing prices and ultimately increasing the demand for money over the years. Housing price is one of the key variables influencing money demand. Today, the study of money demand is analyzed in both short-term and long-term periods. An increase in long-term money demand can only occur as a result of an increase in the level of production in a country. In the present study, and in light of recent advancements in theoretical foundations and methodology, the Quantile-on-Quantile Regression (QQR) model developed by Sim and Zhou (2015) has been used to investigate the effect of housing prices on money demand. This method, which is a combination of non-parametric estimation techniques and quantile regression, enables the analysis of the effects of different quantiles of the independent variable by combining two conventional regression methods (linear and quantile regression), thereby providing access to new and novel insights.

Methodology

The conventional linear regression approach is typically used to estimate the effect of a specific quantile (median or mean) of an independent variable on a dependent variable. In contrast, the standard quantile regression (QR) approach can analyze the effect of an independent variable across different quantiles of the dependent variable. However, despite their widespread application, these methods are unable to capture the dynamics between various quantiles of the independent variable and those of the dependent variable. To address this limitation, Sim and Zhou (2015) introduced a novel approach that combines non-parametric estimation techniques with quantile regression. This method, known as Quantile-on-Quantile Regression (QQR), aims to examine the impact of different quantiles of the independent variable on different quantiles of the dependent variable by integrating two traditional regression methods (linear regression and quantile regression). In other words, while conventional quantile regression analyzes the effect of the independent variable on different quantiles of the dependent variable, QQR allows for the analysis of the interaction between different quantiles of both the independent and dependent variables. For this purpose, seasonal data from the period 2013:Q1 to 2022:Q4 and the quantile-on-quantile estimation method—combining non-parametric estimation and quantile regression—were employed.

Results and Discussion

The research findings revealed that housing prices have a symmetrical but nonlinear effect on money demand. This means that in Iran, rising housing prices can lead to a reduction in money demand. This finding supports the negative substitution hypothesis, as it is evident that in Iran's housing market, a small portion of real estate transactions is financed by the banking sector. This is reflected both in expert analyses of the housing sector and in the Central Bank's statistical data. Therefore, an increase in transactions or housing prices cannot influence money demand through the credit or loan demand channel. Nevertheless, according to the negative substitution hypothesis, such price increases do lead to higher housing market prices. The research findings revealed that housing prices have a symmetrical but nonlinear effect on money demand. This means that in Iran, rising housing prices can lead to a reduction in money demand. This finding supports the negative substitution hypothesis, as it is evident that in Iran's housing market, a small portion of real estate transactions is financed by the banking sector.

This is reflected both in expert analyses of the housing sector and in the Central Bank's statistical data. Therefore, an increase in transactions or housing prices cannot influence money demand through the credit or loan demand channel. Nevertheless, according to the negative substitution hypothesis, such price increases do lead to higher housing market prices. In most previous studies, economic growth has been reported to have a positive effect on money demand. However, the results of this research indicate that certain quantiles of economic growth exert a positive effect on money demand, while in others, the effect is negative. In other words, the impact of economic growth on money demand is asymmetric and nonlinear. Regarding the effects of inflation and the exchange rate on money demand, the findings show that the effect of inflation is symmetrical, whereas the impact of the exchange rate is asymmetric. Specifically, rising inflation leads to an increase in money demand. However, the impact of the exchange rate on money demand differs across its quantiles. In the lower quantiles (0 to 0.8), as the exchange rate increases—affecting the prices of goods, inflation, and so on—money demand also increases. But in the higher quantiles, a rising exchange rate causes money to be perceived by households as an asset and included in their asset portfolio, thereby reducing demand for other monetary assets.



رابطه نامتقارن قیمت مسکن و تقاضای پول در ایران (رهیافت کوانتایل بر کوانتایل)

روزبه بالونژاد نوری^۱، علی یونسی^۲، امیرعلی فرهنگ^۳

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران. رایانامه: Roozbeh_noury@yahoo.com

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. رایانامه: A_younessi@pnu.ac.ir

۳. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. رایانامه: s_farhang@pnu.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	در پژوهش حاضر، رابطه میان قیمت مسکن و تقاضای پول مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از داده‌های فصلی بازه زمانی ۱۳۹۱:۱ - ۱۴۰۱:۴ و روش تخمین کوانتایل بر کوانتایل استفاده شد که تلفیقی از روش‌های تخمین ناپارامتریک و رگرسیون کوانتایل می‌باشد. نتایج تحقیق نشان داد که اثر قیمت مسکن بر تقاضای پول به صورت متقارن و غیر خطی است. در واقع با افزایش قیمت مسکن تقاضای پول کاهش می‌یابد که این کاهش در کوانتایل‌های حدود میانه بیشتر است. این نتیجه تاییدکننده فرضیه جانشینی منفی مسکن در پرتفوی دارایی می‌باشد. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که رشد اقتصادی در کوانتایل‌های میانه اثر مثبت و در سایر کوانتایل‌ها اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. در خصوص اثر تورم و نرخ ارز بر تقاضای پول نیز نتایج تحقیق نشان داد که اثر تورم به صورت متقارن ولی اثر نرخ ارز بر تقاضای پول به صورت نامتقارن است. به بیان دیگر افزایش تورم موجب افزایش تقاضای پول خواهد شد. با این حال، اثر نرخ ارز بر تقاضای پول در کوانتایل‌های بالای نرخ ارز، متفاوت از کوانتایل‌های پایین می‌باشد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۰۸	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۲۲	
JEL: E41, R31, C21.	
واژه‌های کلیدی:	
تقاضای پول،	
بازار مسکن،	
رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل.	

استناد: بالونژاد نوری، روزبه، یونسی، علی و فرهنگ، امیرعلی (۱۴۰۴). رابطه نامتقارن قیمت مسکن و تقاضای پول در ایران (رهیافت رگرسیون کوانتایل). *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۲(۲)، ۷۵-۹۸.

DOI: 10.22034/eco.j.2025.61047.3294



حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه تبریز

۱- مقدمه

بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول با هدف تحلیل مسائل کلان اقتصادی و سیاست‌گذاری، حائز اهمیت است. مشخص شدن همه متغیرهای مهم و تأثیرگذار در تابع تقاضای پول در کنار دیگر متغیرهای اقتصادی زمینه لازم را برای موفقیت آمیز بودن سیاست‌های اقتصادی فراهم می‌کند. از آنجا که تقاضای پول، مبنای مهمی در ساز و کار انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد به شمار می‌آید (بودیونو و همکاران^۱، ۲۰۲۱)، مطالعات نظری و تجربی زیادی هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای در حال توسعه، به منظور تعیین عوامل اثرگذار بر تقاضای پول و همچنین در ارزیابی ثبات تقاضای پول انجام گرفته است. پژوهش‌های تجربی انجام شده پیرامون تقاضای پول، حاکی از نوعی پراکندگی در تعیین عوامل مؤثر بر آن و اختلاف قابل توجه در نتایج است. عدم اطلاع از متغیرهای توضیح دهنده اصلی تقاضای پول، موجب عدم کارایی سیاست‌های مربوطه می‌گردد.

املاک و مستغلات به دلیل انتخاب ناکافی برای مشارکت و سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی توسعه نیافته، به عنوان یک بازار مهم برای سرمایه‌گذاری در نظر گرفته می‌شود. از این رو، حجم زیادی از پول به بازار املاک و مستغلات همگرا شده است که بر قیمت مسکن فشار وارد کرده و در نهایت تقاضا برای پول طی سال‌ها افزایش یافته است. قیمت مسکن یکی از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر تقاضای پول است (لی و چانگ^۲، ۲۰۱۲). رابطه بین قیمت مسکن و تقاضای پول همچنان در بین اقتصاددانان قابل بحث است و جهت علیت مبهم است. از دهه ۱۹۹۰، بسیاری از بانک‌های مرکزی برای تثبیت قدرت خرید، سیاست‌های پولی با هدف تورم را اجرا کردند (فورکانس و ورنچانو^۳، ۲۰۰۷). چنین سیاست‌هایی معمولاً بر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و شکاف تولید تمرکز می‌کنند و نرخ بهره اسمی را بر این اساس تنظیم می‌کنند. با این حال، اگرچه CPI واقعاً می‌تواند توسط تعدیل‌های نرخ بهره به خوبی کنترل شود، اما در بلندمدت، افزایش قیمت مسکن ممکن است، قدرت خرید مسکن را نیز تحت تأثیر قرار دهد، زیرا افزایش قیمت مسکن تقاضا برای پول را بالا می‌برد و منجر به تورم بلندمدت می‌شود، حتی اگر CPI در کوتاه مدت به دلیل چسبندگی قیمت پایین باشد (البورن^۴، ۲۰۰۸). اگرچه سیاست‌های پولی ممکن است برای کنترل قیمت مسکن مفید باشد، اما ممکن است اثرات پیچیده‌ای بر سایر بخش‌ها داشته باشد (گودارت و هافمن^۵، ۲۰۰۸).

بر اساس روند بازار املاک و مستغلات در اقتصاد ایران و تقاضای پول، تحلیل رابطه علی بین تقاضای پول و قیمت مسکن در کشور ضروری است. رشد بی‌سابقه پول و اعتبار همراه با رشد بالای قیمت مسکن، این سوال را ایجاد می‌کند، که آیا رابطه‌ای بین قیمت مسکن و تقاضای پول وجود دارد؟ امروزه بررسی تقاضا برای پول، در دو دوره کوتاه مدت و بلندمدت تحلیل می‌شود. بدیهی است، افزایش در میزان تقاضای پول در بلندمدت تنها می‌تواند در نتیجه افزایش میزان تولیدات در یک کشور صورت گیرد. در پژوهش حاضر و با توجه به تحولات اخیر در مبانی نظری و روش‌شناسی، از مدل رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل^۶ (QQR) توسعه یافته توسط سیم و ژو^۷ (۲۰۱۵)، برای بررسی

¹ Budiyono et al.

² Lee & Chang

³ Fourçans & Vranceanu

⁴ Elbourne

⁵ Goodhart & Hofmann

⁶ Quantile-on-Quantile Regression (QQR)

⁷ Sim & Zhou

اثر قیمت مسکن بر تقاضای پول استفاده شده است. این روش که تلفیقی از روش‌های تخمین ناپارامتریک و رگرسیون کوانتایل می‌باشد، با تلفیق دو روش رگرسیون مرسوم (روش‌های رگرسیون خطی و کوانتایل)، امکان بررسی تأثیر کوانتایل‌های متغیر مستقل جهت کسب اطلاعات جدید و بدیع را فراهم می‌کند.

بر این اساس، تحقیق حاضر دارای دو نوآوری می‌باشد. نخست آنکه از متغیر قیمت مسکن به عنوان متغیر کلان موثر بر تقاضای پول در ایران استفاده و تأکید می‌شود که با وجود بررسی اثر آن در سایر کشورها، هنوز در ایران مورد توجه جدی قرار نگرفته و با توجه به ساختار اقتصادی کشور، امری ضروری می‌باشد. دومین نوآوری مشخص این پژوهش آن است که رویکرد QQR برای بررسی اثر متغیرهای تحقیق بکار رفته است.

با توجه به هدف اصلی پژوهش، یافته‌های حاصل از این تحقیق می‌تواند به درک بهتری از سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در حوزه‌های مرتبط کمک نماید. برای این منظور، در بخش دوم مطالعه به پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم به مبانی نظری و بخش چهارم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص یافته است. در بخش پنجم، نتایج تحقیق ارائه شده است و در ادامه بخش ششم به بحث پژوهش پرداخته و نتیجه‌گیری بخش پایانی را شامل می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- ارتباط پول و قیمت مسکن

رابطه میان حجم پول و قیمت مسکن یکی از موضوعات مهم در تحلیل‌های اقتصاد کلان و مالی به شمار می‌رود. بر اساس نظریه مقداری پول، افزایش نقدینگی در اقتصاد می‌تواند به رشد سطح عمومی قیمت‌ها از جمله قیمت دارایی‌هایی مانند مسکن منجر شود (سبولد^۱، ۲۰۱۸؛ تالاول و وایت، ۲۰۱۶). شواهد تجربی نیز نشان می‌دهند که در دوره‌های نرخ بهره پایین، رشد حجم پول اغلب با افزایش تقاضای سفته‌بازانه در بازار مسکن همراه است (گودهارت و هافمن^۲، ۲۰۰۸؛ میان و سوفی^۳، ۲۰۲۲). همچنین، در شرایطی که سیاست‌های پولی انبساطی اجرا می‌شود، بازار مسکن به یکی از مقاصد اصلی جذب نقدینگی تبدیل می‌شود (رید و اومی^۴، ۲۰۱۹؛ ایکمایر و هافمن^۵، ۲۰۱۳). به طور کلی، تغییرات در متغیرهای پولی می‌توانند از طریق کانال نقدینگی و انتظارات تورمی، اثر قابل توجهی بر قیمت مسکن داشته باشند. ارتباط پول با قیمت مسکن به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم برقرار است که در ارتباط مستقیم، به معنای افزایش قیمت مسکن به همراه افزایش نرخ بهره بانکی و کاهش تورم می‌باشد (یون جو ونگ^۶، ۲۰۰۳). در این حالت، افزایش نرخ بهره بانکی باعث افزایش هزینه‌های تسهیلات برای خریداران مسکن شده و قابلیت خرید مسکن برای آن‌ها کاهش می‌یابد (آدام و همکاران^۷، ۲۰۲۰). همچنین، کاهش تورم باعث کاهش ارزش پول و افزایش نرخ بهره بانکی می‌شود که این امر موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد (مایلز و مونرو^۸، ۲۰۲۱). اما در ارتباط غیرمستقیم، افزایش نرخ بهره بانکی باعث کاهش تقاضای خریداران برای خرید مسکن می‌گردد و در نتیجه، قیمت مسکن کاهشی می‌شود (سومر و

¹ Seybold

² Goodhart & Hofmann

³ Mian & Sufi

⁴ Reed & Ume

⁵ Eickmeier & Hofmann

⁶ Yun Joe Wong et al.

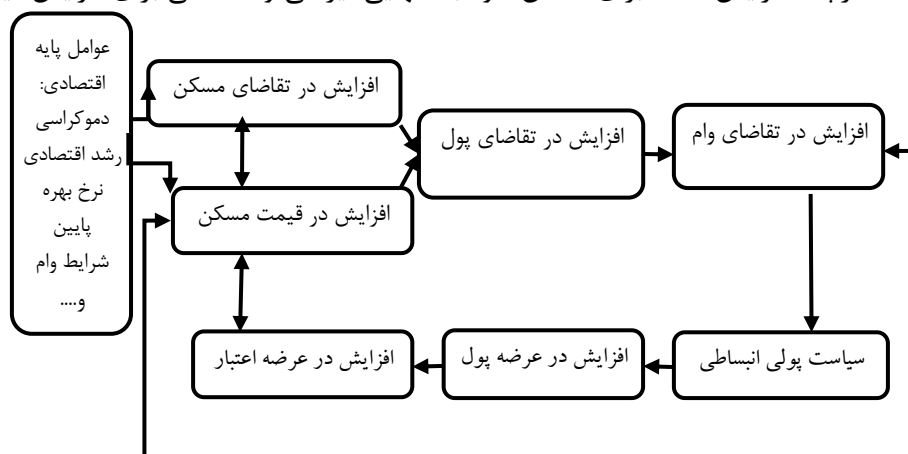
⁷ Adam et al.

⁸ Miles & Monro

همکاران^۱، ۲۰۱۳). همچنین، افزایش تورم باعث افزایش قیمت مواد اولیه و ساختمانی می‌شود که منجر به افزایش قیمت مسکن می‌گردد (رحمان و مکاران^۲، ۲۰۲۰). لذا، ارتباط پول با قیمت مسکن پیچیده است و به عوامل مختلفی مانند نرخ بهره بانکی، تورم، تقاضا و عرضه بستگی دارد (آئوکی و همکاران^۳، ۲۰۰۴؛ ماهالیس و مالیک^۴، ۲۰۱۱؛ اعظم خان و همکاران^۵، ۲۰۲۳).

۲-۳- رابطه بین قیمت مسکن و تقاضای پول

مسکن جزء مهمی از ثروت خانوارها است و نقش مهمی را به عنوان یک کالای مصرفی و همچنین دارایی قابل وثیقه بر پس انداز، انتخاب پرتفوی و قیمت‌گذاری دارایی ایفا می‌کند (پیاتزی و اشنایدر^۶، ۲۰۱۶). همانطور که در نمودار ۱ آمده است، قیمت‌ها در بازار مسکن و تقاضای پول از کانال‌های مختلف می‌توانند بر یکدیگر اثرگذار باشند. در واقع افزایش قیمت مسکن می‌تواند با انگیزه سفته بازی تقاضا را تحریک کند یا حتی به عنوان وثیقه برای استقراض از بانک‌ها عمل نماید. علاوه بر این، افزایش تقاضا برای مسکن منجر به افزایش تقاضای پول می‌شود که در بیشتر مواقع نیاز به تامین مالی بانکی دارد و نشان دهنده افزایش تقاضای وام است. در این راستا، یک سیاست پولی انبساطی، عرضه پول را افزایش می‌دهد که منجر به انبساط اعتباری شده و باعث افزایش بیشتر قیمت مسکن خواهد شد (فیشر و همکاران^۷، ۲۰۲۱)؛ هرچند افزایش تقاضا برای مسکن خود به تنهایی نیز می‌تواند عاملی برای افزایش قیمت باشد.



نمودار (۱): رابطه بین مسکن، تقاضای پول و وام

منبع: امبازیا و دجلاسی^۸، ۲۰۱۹

¹ Sommer et al.

² Rehman et al.

³ Azam Khan et al.

⁴ Mahalik & Mallick

⁵ Aoki et al.

⁶ Piazzesi & Schneider

⁷ Fischer et al.

⁸ Mbazia & Djelassi

فریدمن^۱ (۱۹۸۸) سه کانال اثرگذاری میان قیمت دارایی و تقاضای پول را معرفی کرد. نخست، اثر ثروت است که بیان می‌کند که پول به عنوان جایگزینی برای سایر دارایی‌ها مانند املاک و مستغلات یا سهام از طریق عملکرد آن به عنوان ذخیره ارزش نگهداری می‌شود. در نتیجه با افزایش ارزش دارایی‌ها، تقاضا برای پول نیز افزایش خواهد یافت. دومین رابطه مثبت بین قیمت مسکن و تقاضای پول ناشی از اثر معاملاتی است که نشان می‌دهد؛ خرید و فروش مسکن، تغییرات قیمت و حجم معاملات را در بازارهای املاک و مستغلات افزایش داده و به دلیل افزایش انگیزه سفته بازی میان افراد، نیاز به پول یا به بیان دیگر تقاضا برای پول نیز افزایش خواهد یافت. در دوره‌های رکود بازار مسکن، مالکان معمولاً از فروش خانه‌های خود صرف‌نظر می‌کنند تا جلوی ضرر سرمایه‌شان را بگیرند. اما در زمان رونق و افزایش قیمت‌ها، آن‌ها به دنبال شرایط اقتصادی بهتری در بازار هستند، که همین موضوع باعث افزایش تقاضا برای نقدینگی می‌شود (لوتسکینا و استراهان^۲، ۲۰۱۵). در نهایت، یک اثر جانشینی منفی، انتظار قیمت مسکن را افزایش می‌دهد و موجب افزایش ثروت خانوارها در آینده می‌شود. از این رو خانوارها و سرمایه‌گذاران با تغییر پرتفوی به نفع سرمایه‌گذاری در املاک حرکت کرده و تقاضای آن‌ها از دارایی‌های پولی، کاهش خواهد یافت.

موضوع ارتباط احتمالی بین قیمت مسکن و تقاضای پول توسط محققان زیادی مورد بررسی قرار گرفته است. علاوه بر این، مطالعات متعددی با تمرکز بر تاثیر قیمت مسکن بر اعتبار، فعالیت‌های کلان اقتصادی و تقاضای پول از دیدگاه‌های مختلف انجام شده است (به عنوان نمونه: گودهارت^۳، ۱۹۹۵؛ هافمن^۴، ۲۰۰۴؛ گودهارت، هافمن، و سگویانو، ۲۰۰۴؛ گودهارت، باسورتو، و هافمن، ۲۰۰۶؛ گرلاخ و پنگ^۵، ۲۰۰۵؛ گریبر و سترز^۶، ۲۰۰۷؛ دلاپاز و وایت^۷، ۲۰۱۶). در نهایت باید اشاره کرد که موضوع عدم تقارن در رفتار قیمت‌ها در بازار مسکن بیشتر به وجود چسبندگی در قیمت‌ها مربوط می‌شود که این موضوع در مطالعات مختلف از جمله تسی و چن^۸ (۲۰۰۹)، کنه و همکاران^۹ (۲۰۱۳) و تسی^{۱۰} (۲۰۱۳) دیده می‌شود.

۲-۴- پیشینه تحقیق

رها^{۱۱} (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی نحوه واکنش بازارهای مسکن به شوک‌های سیاست پولی غیرمعتارف برای هشت کشور OECD با داده‌های فصلی ۲۰۰۷-۲۰۱۴ و مدل PVAR پرداخته‌اند. نتایج تحقیق بیانگر یک واکنش مثبت و مداوم از قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری مسکونی است که این واکنش، بین یک تا دو سال پس از شوک سیاستی به اوج خود می‌رسد.

¹ Friedman

² Loutskina & Strahan

³ Goodhart

⁴ Hofmann

⁵ Gerlach & Peng

⁶ Greiber & Setzer

⁷ de La Paz & White

⁸ Tsai & Chen

⁹ Kengne et al.

¹⁰ Tsai

¹¹ Rahal

سو و همکاران^۱ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۹۹۸:۰۱ تا ۲۰۱۶:۱۲ و با روش SVAR به بررسی علیت بین قیمت مسکن و عرضه پول پرداخته‌اند. نتایج نشان دهنده وجود یک رابطه علی دو طرفه بین قیمت مسکن و عرضه پول در چین است. به طور خاص، افزایش و کاهش قیمت مسکن اثرات مثبت و منفی بر عرضه پول در زیر دوره‌های مختلف دارد. به نوبه خود، عرضه پول تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن دارد که از مدل تعادل پویا پشتیبانی می‌کند.

نایکو و همکاران^۲ (۲۰۲۱)، در پژوهشی رابطه بین سیاست پولی و قیمت مسکن را با استفاده از داده‌های ماهانه از ژانویه ۲۰۰۹ تا دسامبر ۲۰۱۸ و روش ARDL در هند بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر سیاست پولی بر قیمت مسکن تنها در فاصله سه ماهه معنادار است و نتایج حاصل از مدل تحقیق نیز توسط تجزیه واریانس قیمت مسکن پشتیبانی می‌شود. تجزیه واریانس قیمت مسکن نشان می‌دهد که سیاست پولی حدود ۱۳ درصد از تغییرات قیمت مسکن را در یک دوره ده ماهه توضیح می‌دهد.

لیو و همکاران^۳ (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی ارتباط بین قیمت مسکن و تقاضای پول و اثربخشی سیاست‌های غیرپولی در کشور چین و روش FMOLS طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۰ می‌پردازد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تقاضا برای پول هم با قیمت کالاهای مصرفی و هم با قیمت مسکن ارتباط مثبت دارد و این همبستگی پس از اجرای مقررات قیمت مسکن در سال ۲۰۱۰ توسط چین به طور قابل توجهی کاهش یافت، که نشان می‌دهد سیاست‌های غیر پولی می‌توانند در کنترل تقاضا برای پول موثر باشند.

آستیت و آندسن^۴ (۲۰۲۲) در پژوهشی به اثرات نامتقارن سیاست پولی در بازارهای مسکن منطقه ای با استفاده از داده‌های تابلویی و روش‌های پیش‌بینی محلی پانل ۲۶۳ منطقه شهری ایالات متحده پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های سیاست پولی انبساطی تأثیر بیشتری بر قیمت مسکن در مناطق بی‌کشش عرضه دارد و شوک‌های انقباضی نسبت به کشش‌های عرضه مسکن متعادل هستند.

ما و همکاران^۵ (۲۰۲۳) با تحلیل داده‌های فصلی چین از سال ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۷ و به‌کارگیری مدل‌های FMOLS و DOLS همراه با ابزار مدل‌های موجک، به بررسی تأثیر قیمت مسکن بر تقاضای پول پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد که قیمت مسکن در کنار تولید ناخالص داخلی، تورم و نرخ بهره از عوامل کلیدی تعیین‌کننده تقاضای پول هستند. همچنین، از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸، رابطه‌ای قوی و معنادار میان تغییرات قیمت مسکن و تقاضای پول در چین وجود داشته است.

هوختنباخ و آلبرز^۶ (۲۰۲۴) با بررسی وضعیت بازار مسکن در هلند پس از بحران مالی جهانی نشان دادند که دیگر مانند گذشته، افزایش قیمت مسکن با رشد بدهی وام همراه نیست، بلکه این رشد بیشتر از محل سرمایه و دارایی افراد تأمین می‌شود و نشان دادند که عواملی مانند خرید سرمایه‌ای خانه توسط موجرین، استفاده مجدد از ثروت مسکن

¹ Su et al.

² Naikoo et al.

³ Liu et al.

⁴ Aastveit & Anundsen

⁵ Ma et al.

⁶ Hochstenbach & Aalbers

توسط سالمندان، و کمک‌های خانوادگی در خرید خانه، پویایی جدیدی را شکل داده‌اند که به نفع طبقات مرفه‌تر و مسن‌تر عمل می‌کند و شکاف‌های اجتماعی و منطقه‌ای را عمیق‌تر می‌سازد.

آئوکی و همکاران^۱ (۲۰۲۵) با استفاده از یک مدل ساختاری انتخاب پرتفوی در طول چرخه زندگی، بررسی کردند که چگونه افراد با سطوح درآمدی مختلف به ریسک‌های تورمی واکنش نشان می‌دهند. طبق نتایج، در شرایط تورمی، مالکان خانه با سرمایه‌گذاری بیشتر در بورس، سعی در حفظ ارزش دارایی‌هایشان دارند، در حالی که مستأجران کم‌درآمد، به دلیل محدودیت دسترسی به بازارهای مالی، بیشتر به نگهداری پول نقد روی می‌آورند. این رفتار تحت تأثیر رابطه منفی میان تورم و بازده اوراق قرضه شکل می‌گیرد.

بافنده ایماندوست و قاسمی^۲ (۱۳۹۰) در تحقیقی به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای پول ایران در شرایط عدم اطمینان در دوره ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۵ با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که متغیرهای؛ تولید ناخالص ملی، شاخص قیمت کالا و خدمات، نرخ ارز رسمی، کسری بودجه به تولید، متغیر وابسته با وقفه و شاخص قیمت کالا و خدمات با وقفه از عوامل مؤثر بر تقاضای پول می‌باشند.

باستانی‌فر^۳ (۱۳۹۵) در پژوهشی به برآورد تابع تقاضای پول تعدیل شده کیگان با تکانه‌های برون‌زا بر اساس روش‌های VAR و ARIMAX و داده‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ برای اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که انتظارات تورمی با سه وقفه بر حجم پول اثر منفی دارند و اثر تعاملات خارجی با دو وقفه و قیمت نفت بر تقاضای پول مثبت است.

اکبری فرد و همکاران^۴ (۱۳۹۷) در پژوهشی رفتار تقاضای پول با تعریف محدود با استفاده از الگوریتم‌های فاخته و کرم شب‌تاب شبیه‌سازی شده است. سپس با بررسی دقت پیش‌بینی‌های داخل نمونه با استفاده از معیارهای مقایسه عملکرد مدل‌های رقیب، دقیق‌ترین مدل برای پیش‌بینی میزان تقاضای پول تا افق ۱۴۰۴ تحت سه سناریوها مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این پژوهش حاکی از دقت بیشتر الگوریتم فاخته در مقایسه با الگوریتم کرم شب‌تاب، انتخاب مدل‌نمایی به عنوان دقیق‌ترین مدل بررسی شده، رابطه مستقیم تقاضای پول با تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز و رابطه غیرمستقیم با نرخ تورم است.

ادبی فیروزجایی و همکاران^۵ (۱۴۰۳) در تحقیقی با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۰-۱۴۰۰ کشور ایران و رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی، اثرات سیاست پولی و مالی و نیز شوک قیمت نفت بر تقاضای مسکن را ارزیابی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای سرمایه‌گذاری می‌تواند برای توضیح نوسانات قیمت مسکن بهتر از تقاضای مصرف‌کننده باشد. به عنوان نمونه در حالی که سیاست مالی انبساطی باعث افزایش هر دو نوع تقاضای مصرفی و سرمایه‌گذاری می‌شود؛ سیاست مالی انقباضی سبب کاهش تقاضای مصرفی و افزایش تقاضای سرمایه‌ای مسکن می‌شود.

قلی‌زاده و صمدی‌پور^۶ (۱۴۰۳) در پژوهشی اثر قیمت مسکن بر تورم با تأکید بر عوامل رفتاری و غیررفتاری در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ با بکارگیری سیستم معادلات به ظاهر نامرتب بررسی کرده‌اند. نتایج بیانگر عوامل برون‌بخشی

¹ Aoki et al.

² Bafande Imandost & Ghasemi (2011)

³ Bastanifar (2016)

⁴ Akbarifard et al. (2018)

⁵ Adabi Firozjaei et al. (2024)

⁶ Gholizadeh & Samadipour (2024)

شامل؛ قیمت ارز و نقدینگی به ترتیب اثر منفی و مثبت بر قیمت مسکن داشته اند. رفتار توده وار سرمایه گذاران در بخش مسکن نیز به طور غیرمستقیم و از طریق قیمت مسکن می تواند به افزایش نرخ تورم منجر شود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

یکی از مشکلات در تخمین الگوهای اقتصادسنجی، امکان بروز مشکل مقدار حدی^۱ می‌باشد.^۲ این مشکل زمانی حادث می‌شود که یک مقدار حدی، یا نادیده گرفته شده یا کنار گذاشته می‌شود. در این شرایط اگر توزیع داده‌ها یا جملات خطا نرمال^۳ نباشد و مقادیر حدی وجود داشته باشد، آنگاه برآوردهای مرسوم بر مبنای مدل گاوسی که به منظور بررسی رابطه میان متغیرها استفاده می‌شود به‌طور معمول تورش‌دار و غیر کارا خواهند بود. در این وضعیت لازم است از تخمین‌زن‌های استوار^۴ دیگری استفاده شود (لیو و همکاران^۵، ۲۰۲۱). این رویکرد توسط کونکر و باست^۶ (۱۹۷۸) به عنوان جایگزینی برای روش رگرسیون حداقل مربعات که کاربردهای بیشتری دارد، معرفی شده است. در این رویکرد به منظور بررسی تأثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته، چولگی توزیع در نظر گرفته می‌شود که باعث می‌شود، تصویر کامل‌تری از این عملکرد ارائه شود. کونکر (۲۰۰۴) بیان می‌کند که از رگرسیون چندک زمانی که تخمین چندک‌های مختلف جامعه مورد نیاز باشد، می‌توان استفاده کرد. یکی از مزایای این نوع رگرسیون نسبت به رگرسیون حداقل مربعات، در تخمین میانه یا سایر شرایط مشابه در این است که تخمین‌ها در شرایط وجود داده‌های دور افتاده (داده‌های پرت)، قابل اطمینان‌تر خواهد بود. زیرا تابع هدف رگرسیون چندک، مجموع وزنی انحراف‌های مطلق است که نتایج قابل اطمینانی را به همراه خواهد داشت. از این‌رو بردار ضرایب تخمین زده شده روی متغیر وابسته نسبت به مشاهدات پرت حساس نیست. علاوه بر این، این رویکرد زمانی که توزیع جملات خطا و متغیرها نرمال نبوده و دنباله‌های توزیع بلند و نامتقارن باشد، نسبت به روش حداقل مربعات معمولی کارتر خواهد بود (سینر و همکاران^۷، ۲۰۲۰).

در روش رگرسیون چندک، بر خلاف رگرسیون حداقل مربعات، توابع چندک گوناگون از یک توزیع شرطی برآورد می‌شود (در این میان چندک ۰/۵ که میانه می‌باشد، یک استثنا خواهد بود). از این‌رو هر رگرسیون چندک در واقع یک نقطه منحصر به فرد (روی دو دنباله توزیع یا مرکز توزیع) از توزیع شرطی را نشان می‌دهد که با قراردادن این رگرسیون‌های مختلف کنار هم، نمای جامع‌تری از توزیع شرطی نمایان خواهد شد. این وضعیت زمانی که توزیع شرطی شکل استاندارد نداشته باشد، به‌طور نمونه در شرایط نامتقارن بودن شکل توزیع، وجود توزیع‌های دم پهن^۸ یا توزیع‌ها منقطع، می‌تواند بسیار مفید باشد (واتان وانگوان و همکاران^۹، ۲۰۲۳). در نهایت شاید بتوان بیان کرد که مهم‌ترین

^۱ Extreme Value Problem

^۲ نظریه مقدار حدی شاخه‌ای از علم آمار است که با انحرافات شدید از میانه توزیع‌های احتمال سروکار دارد. این شاخه از آمار به دنبال ارزیابی احتمال رخدادهایی است که از هر نمونه‌ای که قبلاً مشاهده شده، شدیدتر است. تجزیه و تحلیل مقادیر حدی در بسیاری از رشته‌ها مانند مهندسی سازه، مالی، علوم زمین، پیش‌بینی ترافیک و مهندسی زمین‌شناسی کاربردهای فراوان دارد.

^۳ Normal

^۴ Robust

^۵ Liu et al.

^۶ Koenker and Bassett

^۷ Ciner et al.

^۸ Fat Tail

^۹ Wattanawongwan et al.

نقش رگرسیون چندک، شناسایی شکل توزیع متغیر وابسته در سطوح مختلف متغیر مستقل می‌باشد. این اتفاق با برآزش الگوهای رگرسیون متعدد بر یک مجموعه داده‌ها به ازای چندک‌های مختلف امکان پذیر می‌باشد. از رویکرد رگرسیون خطی بطور معمول برای تخمین تاثیر یک کوانتایل مشخص (میانه یا میانگین) از متغیر مستقل را بر متغیر وابسته مورد استفاده قرار می‌گیرد. در حالی که رویکرد رگرسیون کوانتایل^۱ (QR) مرسوم می‌تواند، اثر یک متغیر مستقل را بر کوانتایل‌های مختلف متغیر وابسته تحلیل کند. با این حال روش‌های مذکور که بسیار پر کاربرد نیز هستند، نمی‌توانند، پویایی‌های ارتباط میان کوانتایل‌های مختلف متغیر مستقل را بر کوانتایل‌های مختلف متغیر وابسته مورد تجزیه و تحلیل قرار دهند.

برای رفع این کاستی، سیم و ژو^۲ (۲۰۱۵) رویکرد جدیدی را پیشنهاد کردند که تلفیقی از روش‌های تخمین ناپارامتریک و رگرسیون کوانتایل می‌باشد. در این روش که با نام رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل^۳ (QQR) شناخته می‌شود، هدف آن است که با تلفیق دو روش رگرسیون مرسوم (روش‌های رگرسیون خطی و کوانتایل)، امکان بررسی تاثیر کوانتایل‌های متغیر مستقل بر کوانتایل‌های متغیر وابسته مورد بررسی قرار گیرد. به بیان دیگر، در رگرسیون کوانتایل مرسوم، اثر متغیر مستقل بر کوانتایل‌های مختلف متغیر وابسته مورد بررسی قرار می‌گیرد. در حالیکه در QQR، امکان تجزیه و تحلیل کوانتایل‌های مختلف متغیر مستقل بر کوانتایل‌های مختلف متغیر وابسته را نشان می‌دهد.

از این روش در مطالعات مختلف از جمله جیانگ و همکاران^۴ (۲۰۲۲) و چن و همکاران^۵ (۲۰۲۲) نیز استفاده شده است. به منظور توضیح روش QQR می‌توان از معادله خطی جزئی^۶ کوانتایل y_t به شرط x_t به صورت زیر استفاده کرد.^۷

$$Q_{y_t}(\theta|x_t) = \gamma^\theta(x_t) \quad (۱)$$

در معادله فوق θ نشان دهنده کوانتایل و بین صفر و یک است. همچنین x_t و y_t نیز به ترتیب نشان دهنده متغیرهای مستقل و وابسته هستند و $\gamma^\theta(x_t)$ نشان‌دهنده تابع چگونگی ارتباط میان آنها بوده که بصورت ضمنی می‌باشد. به منظور بررسی اثر کوانتایل متغیر مستقل، می‌توان تابع $\gamma^\theta(x_t)$ را با استفاده از بسط مرتبه اول تیلور^۸ حول همسایگی x^τ به صورت زیر نوشت.

$$\gamma^\theta(x_t) \approx \alpha_0^\theta(x^\tau) + \alpha_1^\theta(x^\tau)(x_t - x^\tau) \quad (۲)$$

بر این اساس می‌توان رابطه ۱ را نیز به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$Q_{y_t}(\theta|x_t) = \alpha_0^\theta(x^\tau) + \alpha_1^\theta(x^\tau)(x_t - x^\tau) \quad (۳)$$

معادله فوق نشان‌دهنده نحوه اثرگذار میان متغیر مستقل و وابسته می‌باشد. در این معادله هر دو پارامتر $\alpha_0^\theta(x^\tau)$ و $\alpha_1^\theta(x^\tau)$ تابعی از θ و x^τ بوده و به ترتیب اثر خالص و اثر نسبی متغیرهای مستقل و وابسته را نشان می‌دهند و از این طریق امکان تحلیل دقیق‌تری از چگونگی رابطه میان آنها فراهم خواهد شد. در این راستا و به منظور امکان محاسبه

^۱ Quantile Regression (QR)

^۲ Sim and Zhou

^۳ Quantile on Quantile Regression

^۴ Jiang et al.

^۵ Chen et al.

^۶ Partial Linear

^۷ معادلات خطی جزئی از انواع مدل‌های شبه پارامتریک بوده که حاوی اجزای پارامتریک و ناپارامتریک می‌باشند.

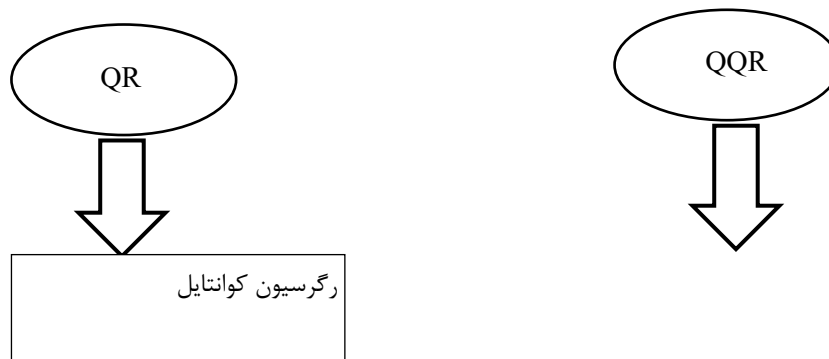
^۸ Taylor expansion

تقریب خطی در همسایگی x^T ، یک روش تخمین خطی به منظور تخمین ضرایب به صورت زیر مورد استفاده قرار خواهد گرفت (تانگ و همکاران^۱، ۲۰۲۲).

$$\min_{\alpha_0^\theta(x^T), \alpha_1^\theta(x^T)} \sum_{t=1}^T \rho_\theta[y_t - \alpha_0^\theta(x^T) + \alpha_1^\theta(x^T)(x_t - x^T)] K\left(\frac{F_n(\hat{x}_t) - \tau}{h}\right) \quad (4)$$

$$F_n(\hat{x}_t) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n I(\hat{x}_k < \hat{x}_t) \quad (5)$$

در رابطه فوق $K(\cdot)$ تابع کرنل گوسی^۲ برای وزن‌های مشاهدات حول x^T می‌باشد.



نمودار (۲): کارایی روش QQR در مقابل QR

منبع: یافته‌های تحقیق

در پژوهش حاضر به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد خودرگرسیون کوانتایل (QAR)^۳ معرفی شده توسط ژیانو^۴ (۲۰۰۴) و گالوا^۵ (۲۰۰۹) استفاده شده است. با استفاده از این روش، مانایی هر یک از سری‌های زمانی نه تنها در میانگین شرطی سری، بلکه در هر یک از کوانتایل‌های توزیع شرطی نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

$$Q_\tau^Y(Y_t | I_t^Y) = \mu_1(\tau) + \mu_2(\tau)t + \alpha(\tau)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j(\tau)\Delta Y_{t-j} + F_u^{-1}(\tau) \quad (6)$$

در معادله فوق $Q_\tau^Y(\cdot | I_t^Y)$ کوانتایل τ ام $F_Y(\cdot | I_t^Y)$ ، $\mu_1(\tau)$ جزء رانش، t روند زمانی، $\alpha(\tau)$ ضریب پایداری یا سکون و F_u^{-1} معکوس توزیع شرطی جزء خطا هر کوانتایل $\tau \in [0, 1]$ می‌باشد. بدین ترتیب ضرایب پایداری مختلف هر کوانتایل ($\hat{\alpha}$) توزیع شرطی Y_t تخمین زده خواهد شد.

¹ Tang et al.

² Gaussian Kernel Function

³ Quantile Auto-Regressive

⁴ Xiao

⁵ Galvao

به منظور بررسی وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای پژوهش از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون^۱ (۱۹۹۵) استفاده خواهد شد تا وجود رابطه هم‌انباشته مورد آزمون قرار گیرد. در این روش وجود هم‌انباشتگی میان دو جفت داده سری زمانی با استفاده از یک مدل VECM به صورت زیر آزمون خواهد شد.

$$Y_t = \alpha + \beta Z_t + \sum_{j=1}^p \Pi_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j Z_{t-j} + u_t \quad (7)$$

در معادله فوق Y_t و Z_t درجه انباشتگی از مرتبه ۱ و u_t درجه مانایی می‌باشد. همچنین به منظور انتخاب وقفه بهینه نیز از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است.

نتایج مطالعات تجربی نشان داده است که امکان تغییر بردار هم‌انباشتگی روی توزیع داده‌ها وجود دارد. از این رو در پژوهش حاضر، از آزمون هم‌انباشتگی کوانتایل معرفی شده توسط ژیاو (۲۰۰۹) استفاده شده است. مدل هم‌انباشتگی کوانتایل می‌تواند، تأثیرات سیستماتیک متغیرهای شرطی را بر اساس مکان، مقیاس و شکل توزیع شرطی متغیر پاسخ نشان دهد. بر این اساس، مدل هم‌انباشتگی کوانتایل شامل مدل هم‌انباشتگی مرسوم انگل و گرنجر (۱۹۸۷) است که به عنوان یک مورد خاص در آن $\beta(\tau)$ بردار مقادیر ثابت می‌باشد.

$$Y_t = \alpha + \beta' Z_t + \sum_{j=-k}^k \Delta Z_{t-j}' \Pi_j + u_t \quad (8)$$

و

$$Q_t^Y(Y_t | I_t^Y, I_t^Z) = \alpha(\tau) + \beta(\tau)' Z_t + \sum_{j=-k}^k \Delta Z_{t-j}' \Pi_j + F_u^{-1}(\tau) \quad (9)$$

همچنین به منظور لحاظ ویژگی‌های غیر خطی سری، یک عبارت درجه دوم از رگرسیون در مدل هم‌انباشتگی کوانتایل به صورت زیر وارد می‌شود.

$$Q_t^Y(Y_t | I_t^Y, I_t^Z) = \alpha(\tau) + \beta(\tau)' Z_t + \sum_{j=-k}^k \Delta Z_{t-j}' \Pi_j + \sum_{j=-k}^k \Delta Z_{t-j}' \Gamma_j + F_u^{-1}(\tau) \quad (10)$$

۴- یافته‌های تحقیق

در جدول ۱، توصیف آماری داده‌های پژوهش آورده شده است. همان‌طور که این داده‌ها نشان می‌دهند، تمام متغیرهای پژوهش بجز تولید دارای توزیع غیرنرمال هستند. میزان کشیدگی متغیرهای نرخ ارز و تولید از توزیع نرمال کمتر و برای سایر متغیرها از توزیع نرمال بیشتر و تمام متغیرها نیز دارای چولگی هستند.

جدول (۱): توصیف آماری متغیرهای تحقیق

GDPR	HP	ER	M2	CPI	
۳۳۸۰۹۹۸/۰	۹/۱	۹۲۲۶۶/۴	۱۶۴۰۰/۹	۱۴۴/۴	میانگین
۳۳۷۵۳۲۷/۰	۴/۳	۳۷۹۱۷/۷	۱۲۸۴۱/۵	۱۰۴/۲	میانه
۳۷۱۵۲۷۸/۰	۳۰/۷	۲۷۸۰۲۲/۷	۴۸۳۲۴/۴	۳۹۵/۴	حداکثر
۳۱۰۲۳۲۶/۰	۲/۰	۱۸۷۲۰/۳	۳۷۶۷/۳	۴۸/۶	حداقل
۱۷۴۰۲۱/۳	۸/۶	۸۵۴۰۵/۳	۱۱۹۱۳/۸	۹۱/۹	انحراف معیار
۰/۱۳	۱/۴۵	۱/۱۲	۱/۱۲	۱/۳۴	چولگی
۱/۷۹	۳/۶۵	۲/۷۵	۳/۳۵	۳/۷۴	کشیدگی
۳	۱۵	۸	۹	۱۳	جارج-برا
۰/۲۸	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	احتمال

منبع: یافته‌های تحقیق

^۱ Johansen

در پژوهش حاضر به منظور بررسی اثر قیمت مسکن بر تقاضای پول، از داده‌های فصلی بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۴۰۱ بر اساس حداکثر اطلاعات موجود استفاده شده است.^۱ همچنین با توجه به غیر نرمال بودن داده‌ها و وجود چولگی در داده‌های تحقیق، از روش QQR که تلفیق روش‌های ناپارمتریک و رگرسیون کوانتایل می باشد استفاده شده است که می‌تواند نتایج بهتری به همراه داشته باشد.

در این راستا بر اساس داده‌های قیمت مسکن، شاخص قیمت مسکن (rhp) محاسبه گردید. همچنین به پیروی از بارت و همکاران^۲ (۲۰۲۲) و وانگ و ژو^۳ (۲۰۲۱) از لگاریتم حجم نقدینگی (lm2) به عنوان متغیر نیابتی برای تقاضای پول، از لگاریتم تولید ناخالص داخلی (lgdpr) و لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (lcp) استفاده گردید. در چارچوب مبانی نظری، یکی از عوامل موثر بر تقاضای پول نرخ بهره می باشد. با این حال از آنجا که این نرخ در ایران با توجه به قانون عملیات بانکی بدون ربا به عنوان ابزار سیاست پولی کاربرد چندانی ندارد، به پیروی از برخی مطالعات مانند اکبری فرد و همکاران (۱۳۹۷) و فطرس و حسینی دوست (۱۳۹۴) از لگاریتم نرخ ارز (ler) به عنوان عامل جایگزین موثر بر تقاضای پول استفاده شده است.

در گام نخست از محاسبات، مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد خود رگرسیونی کوانتایل (QAR) مورد بررسی قرار گرفت که نتایج مقادیر پایدار $\alpha(\tau)$ مطابق معادله ۶ در جدول یک آورده شده است. در این میان، فرضیه صفر $H_0: \alpha(\pi) = 1$ می‌باشد که نشان دهنده نامانایی متغیر است. بر این اساس، نتایج نشان می‌دهد که متغیر lhp و lm2 در تمام کوانتایل‌ها در سطح اطمینان ۵ درصد نامانا هستند. همچنین متغیر ler بجز در کوانتایل ۰.۱۵-۰.۲۵، در سایر کوانتایل‌ها نامانا می باشد. محاسبات نشان می‌دهد که متغیر lgdpr نیز در کوانتایل‌های ۰.۰۵-۰.۲۵ و ۰.۷-۰.۹۵ در سطح اطمینان ۵ درصد نامانا می‌باشد. در نهایت، نتایج آزمون ریشه واحد کوانتایل نشان می‌دهد که متغیر lcp نیز بجز در کوانتایل‌های ۰.۸-۰.۹۵، در سایر کوانتایل‌ها در سطح اطمینان ۵ درصد نامانا است.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد کوانتایل

lcp			Lgdpr			lhp			ler			lm2			Q
cv	t	a	cv	t	A	cv	t	a	cv	t	a	cv	t	a	
(۳/۰۵)	(۰/۷۵)	۱/۰۴	(۲/۸۶)	۲/۶۷	۰/۲۰	(۲/۳۱)	(۰/۱۱)	۱/۰۱	(۲/۵۲)	۱/۲۸	۰/۸۷	(۲/۳۴)	(۰/۸۹)	۱/۱۱	۰/۰۵
(۲/۷۹)	(۱/۵۹)	۱/۰۷	(۲/۹۱)	۴/۴۲	۰/۳۶	(۲/۵۳)	۰/۸۵	۰/۹۶	(۲/۳۱)	۱/۴۵	۰/۹۰	(۲/۶۷)	(۰/۵۲)	۱/۰۴	۱/۱۰
(۲/۹۳)	۳/۰۹	۱/۰۷	(۲/۹۵)	(۰/۳۶)	۰/۸۹	(۲/۴۲)	(۱/۱۴)	۰/۹۶	(۲/۴۹)	(۲/۵۸)	۰/۸۹	(۲/۳۱)	۰/۶۶	۱/۰۵	۰/۱۵
(۳/۰۲)	۳/۴۷	۱/۰۷	(۳/۲۳)	(۰/۶۵)	۰/۸۲	(۲/۶۸)	(۰/۶۳)	۰/۹۸	(۲/۷۱)	(۳/۲۲)	۰/۸۶	(۲/۷۹)	۰/۱۶	۱/۰۱	۰/۲۰
(۲/۹۵)	۳/۲۹	۱/۰۶	(۳/۳۵)	(۰/۹۱)	۰/۷۶	(۲/۸۲)	(۰/۵۳)	۰/۹۸	(۲/۶۹)	(۲/۹۱)	۰/۸۷	(۲/۶۸)	(۰/۰۷)	۰/۹۹	۰/۲۵
(۳/۲۷)	۲/۸۶	۱/۰۶	(۳/۲۳)	(۱/۶۳)	۰/۵۸	(۳/۱۰)	(۰/۴۱)	۰/۹۸	(۲/۸۰)	(۲/۰۰)	۰/۸۷	(۲/۹۱)	۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۳۰
(۳/۴۰)	۲/۲۲	۱/۰۶	(۳/۰۷)	(۱/۶۳)	۰/۶۱	(۳/۳۴)	(۰/۱۵)	۰/۹۹	(۳/۰۰)	(۲/۱۵)	۰/۸۸	(۳/۲۳)	(۰/۰۸)	۰/۹۹	۰/۳۵

^۱ بازه زمانی فوق به دلیل انتخاب شده است. دلیل نخست در دسترس بودن داده‌های سامانه ثبت معاملات املاک از سال ۱۳۹۱ می‌باشد. به اینصورت که داده‌های مذکور ابتدا از سامانه اخذ شد و پس از پاک سازی داده‌ها، میانگین قیمت مناطق محاسبه و مبنای شاخص قیمت مسکن مورد استفاده قرار گرفت. دلیل دوم، داده‌های تورم مورد استفاده در پژوهش توسط مرکز آمار به عنوان مرجع اصلی اعلام نرخ تورم از سال ۱۳۹۱ و بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ اعلام شده است.

^۲ Barnett et al.

^۳ Wang & Zhu

(۳/۴۰)	۱/۴۴	۱/۰۷	(۳/۱۲)	(۱/۸۱)	۰/۶۲	(۳/۳۲)	(۰/۱۶)	۰/۹۹	(۳/۰۹)	(۱/۹۰)	۰/۸۸	(۳/۱۶)	۰/۶۷	۱/۰۶	۰/۴۰
(۳/۴۱)	۱/۳۵	۱/۰۷	(۲/۹۷)	(۲/۲۸)	۰/۶۲	(۳/۴۱)	(۰/۹۳)	۰/۹۵	(۳/۳۲)	(۱/۵۴)	۰/۹۰	(۳/۲۳)	۰/۳۱	۱/۰۳	۰/۴۵
(۳/۴۱)	۱/۳۷	۱/۰۹	(۳/۱۳)	(۲/۱۹)	۰/۶۴	(۳/۴۱)	(۱/۰۴)	۰/۹۴	(۳/۱)	(۰/۱۵)	۰/۹۹	(۳/۴۱)	۰/۶۰	۱/۰۵	۰/۵۰
(۳/۴۱)	۱/۲۹	۱/۰۹	(۲/۶۷)	(۱/۷۸)	۰/۶۹	(۳/۴۱)	(۰/۵۲)	۰/۹۷	(۳/۴۱)	(۰/۱۷)	۰/۹۸	(۳/۳۵)	۰/۶۳	۱/۰۵	۰/۵۵
(۳/۴۱)	۱/۱۵	۱/۰۹	(۲/۸۷)	(۲/۵۵)	۰/۶۹	(۳/۴۱)	(۰/۷)	۰/۹۸	(۳/۴۱)	(۰/۲۴)	۰/۹۸	(۳/۴۱)	۰/۳۵	۱/۰۳	۰/۶۰
(۳/۴۱)	۱/۱۲	۱/۰۹	(۲/۹۸)	(۱/۶۷)	۰/۷۷	(۳/۴۱)	(۰/۲۷)	۰/۹۸	(۳/۴۱)	۰/۰۴	۱/۰۱	(۳/۴۱)	۰/۵۴	۱/۰۶	۰/۶۵
(۳/۴۱)	۰/۲۹	۱/۰۳	(۲/۹۱)	(۱/۹۱)	۰/۷۳	(۳/۴۱)	(۰/۰۴)	۱/۰۰	(۳/۴۱)	۰/۰۷	۱/۰۱	(۳/۴۱)	۰/۵۴	۱/۰۶	۰/۷۰
(۳/۲۷)	(۰/۰۲)	۱/۰۰	(۲/۸۹)	(۲/۲۵)	۰/۷۰	(۳/۴۱)	(۰/۶۳)	۰/۹۲	(۳/۴۱)	۰/۲	۱/۰۴	(۳/۲۲)	(۰/۰۷)	۰/۹۸	۰/۷۵
(۳/۲۴)	(۰/۵۹)	۰/۹۴	(۳/۱۵)	(۲/۱۷)	۰/۷۱	(۳/۴۱)	(۰/۹۹)	۰/۸۸	(۳/۴۱)	۰/۱۷	۱/۳	(۳/۴۰)	(۰/۰۷)	۰/۹۹	۰/۸۰
(۳/۳۲)	(۰/۶۰)	۰/۹۵	(۲/۸۶)	(۰/۹۹)	۰/۹۰	(۳/۴۱)	(۰/۶۵)	۰/۹۲	(۳/۴۰)	(۰/۷۵)	۰/۸۷	(۳/۴۱)	(۰/۱۵)	۰/۹۷	۰/۸۵
(۳/۰۱)	۲/۵۹	۰/۸۶	(۳/۰۷)	۰/۷۹	۰/۹۰	(۲/۹۶)	۰/۲۲	۰/۹۹	(۳/۳۵)	۱/۵۱	۰/۳۲	(۳/۱۲)	(۰/۴۶)	۱/۰۳	۰/۹۰
(۲/۷۰)	۰/۵۰	۰/۹۵	(۲/۴۸)	۰/۵۲	۰/۸۸	(۳/۴۱)	(۰/۳۵)	۱/۰۴	(۲/۸۱)	۳/۰۹	۰/۵۷	(۳/۲۹)	۱/۱۴۶	۰/۸۱	۰/۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

*اعداد منفی با علامت پرانتز نشان داده شده است.

با توجه به نامانای بودن متغیرها در برخی از کوانتایل‌ها، در ابتدا وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از آزمون جوهانسون (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار خواهد گرفت. بر این اساس نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که میان متغیرهای رابطه هم‌انباشتگی خطی وجود دارد.

جدول (۳): آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون

آماره اثر $H_0=15.41$	آماره مقادیر ویژه $H_0=14.07$	
۵۷/۸	۵۲/۴	vs. ler lm2
۴۵/۱	۳۱/۱	lm2 vs. lhp
۸۸/۶	۷۰/۶	lm2 vs. lgdpr
۳۳/۸	۲۴/۱	lm2 vs. lcpi
۳۸/۸	۳۸/۱	ler vs. lhp
۶۲/۳	۵۵/۹	ler vs. lgdpr
۳۵/۱	۳۳/۶	ler vs. lcpi
۶۱/۴	۵۲/۴	lhp vs. lgdpr
۴۹/۵	۴۴/۱	lhp vs. lcpi
۵۸/۷	۳۳/۶	lgdpr vs. lcpi

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه به منظور بررسی امکان وجود رابطه هم‌انباشتگی کوانتایل غیرخطی و همچنین ثبات آن، از آزمون معرفی شده توسط ژائو (۲۰۰۹) استفاده گردید که نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است و نتایج نشان می‌دهد، یک رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی میان کوانتایل‌های متغیرهای تحقیق در سطح معناداری ۵ درصد وجود دارد.

جدول (۴): آزمون هم‌انباشتگی کوانتایل

ضریب	آماره	CV1=1%	CV2=5%	CV3=10%
β	۸۸/۹	۷۲/۲	۵۰/۳	۴۲/۳
γ	۳۶/۳	۵۷/۶	۳۳/۹	۸۲/۲
β	۹۵/۸	۷۷/۷	۵۴/۲	۴۵/۵
γ	۳۹/۱	۶۲/۰	۳۶/۵	۳۰/۴
β	۷۱/۱	۸۶/۶	۵۶/۴	۴۹/۰
γ	۳۸/۵	۷۳/۲	۵۱/۳	۴۶/۰
β	۷۵/۲	۶۱/۱	۴۲/۶	۳۵/۸
γ	۳۰/۷	۴۸/۷	۲۸/۷	۲۳/۹
β	۸۲/۱	۶۶/۶	۴۶/۴	۳۹/۰
γ	۳۳/۵	۵۳/۲	۳۱/۳	۲۶/۰
β	۸۹/۸	۸۷/۷	۶۲/۲	۵۱/۵
γ	۴۹/۱	۷۲/۰	۴۶/۵	۴۰/۴
β	۱۰۹/۴	۸۸/۸	۶۱/۹	۵۲/۰
γ	۴۴/۶	۷۰/۹	۴۱/۸	۳۴/۷
β	۱۲۳/۱	۹۹/۹	۶۹/۷	۵۸/۵
γ	۵۰/۲	۷۹/۷	۴۷/۰	۳۹/۱
β	۱۳۰/۰	۱۰۵/۵	۷۳/۵	۶۱/۸
γ	۵۳/۰	۸۴/۲	۴۹/۶	۴۱/۲
β	۱۰۲/۶	۸۳/۳	۵۸/۱	۴۸/۸
γ	۴۱/۹	۶۶/۵	۳۹/۲	۳۲/۶

منبع: یافته‌های تحقیق

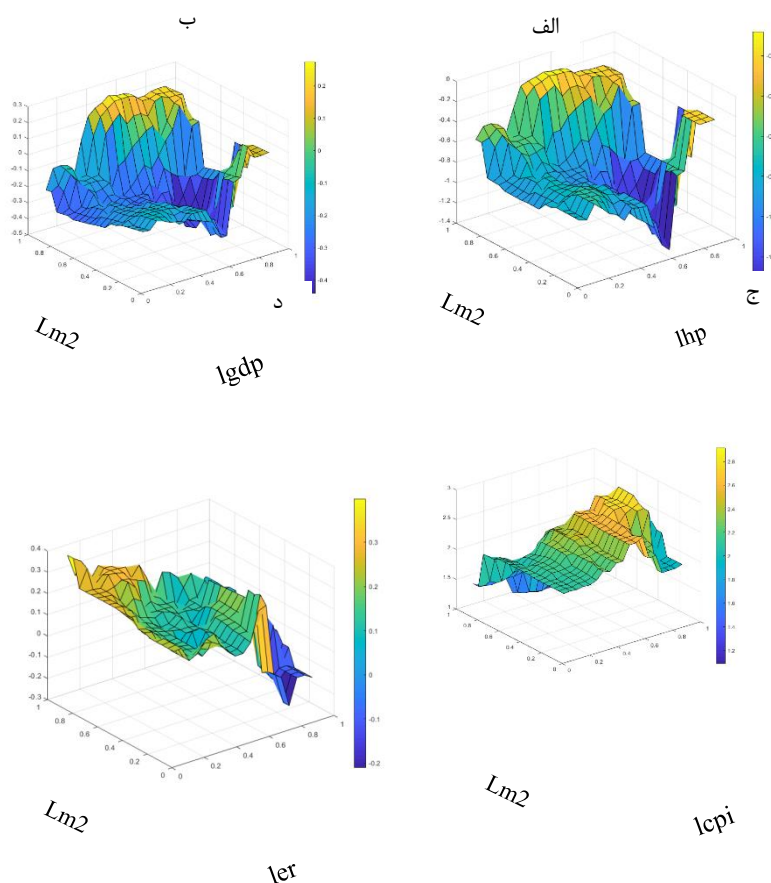
با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها، رگرسیون QQR بر مبنای معادله ۴ انجام و نتایج در نمودار ۳ آورده شده است. لازم به اشاره است که نمودار رنگی مدرج، نشان دهنده ضریب شیب میان متغیر درونزا و برونزا می‌باشد. همانطور که نمودار ۱ بخش الف نشان می‌دهد، اثر قیمت مسکن (lhp) بر تقاضای پول (lm2) در تمامی کوانتایل‌ها منفی گزارش شده است، که بیانگر یک الگوی نسبتاً متقارن در جهت اثرگذاری است. با این حال، شدت این اثر به صورت کاملاً غیرخطی ظاهر می‌شود؛ به گونه‌ای که مقدار تأثیر lhp بر lm2 در کوانتایل‌های مختلف از توزیع هر دو متغیر تغییر می‌کند. به طور خاص، در کوانتایل‌های پایین تقاضای پول، کوانتایل ۰.۶ از توزیع قیمت مسکن بیشترین اثر منفی را داشته است. این بدان معناست که در شرایطی که تقاضای پول در سطح پایین قرار دارد، افزایش قیمت مسکن در این بخش از توزیع، اثر کاهنده‌ی قوی‌تری بر تقاضای پول داشته است. در مقابل، همین کوانتایل از قیمت مسکن، در کوانتایل‌های بالای تقاضای پول (نظیر کوانتایل ۰.۹۵)، کمترین اثر منفی را اعمال کرده است. این تفاوت در شدت اثرگذاری میان بخش‌های مختلف توزیع، نشان‌دهنده آن است که رابطه بین lhp و lm2 نه تنها به سطح متغیرها، بلکه به توزیع مشترک آن‌ها نیز وابسته است.

در خصوص اثر رشد اقتصادی بر تقاضای پول (نمودار ۳، بخش ب)، شواهد حاکی از آن است که این رابطه دارای ویژگی‌های نامتقارن و غیرخطی است. به‌طور مشخص، در کوانتایل‌های مختلف توزیع رشد اقتصادی و تقاضای پول، نه‌تنها جهت اثر (مثبت یا منفی) تغییر می‌کند، بلکه شدت اثر نیز متغیر است. در برخی نواحی از توزیع، اثر رشد اقتصادی بر تقاضای پول مثبت مشاهده شده و در برخی دیگر منفی، که این رفتار ناهمگن، بیانگر عدم تقارن در رابطه میان این دو متغیر است. افزون بر این، دامنه تغییرات در شدت اثرگذاری در طول کوانتایل‌ها، نشان‌دهنده ساختاری غیرخطی در الگوی اثرگذاری است. بر پایه خروجی مدل، کوانتایل ۰.۶ از رشد اقتصادی بیشترین نشانه از عدم تقارن را دارد؛ به‌گونه‌ای که اثر آن در کوانتایل‌های پایین تقاضای پول (۰ تا ۰.۶) منفی بوده و در سطوح بالاتر مثبت شده است. همچنین، کوانتایل‌های بالای رشد اقتصادی اثر مثبتی بر تقاضای پول در کوانتایل‌های ۰.۲ و ۰.۳ از توزیع تقاضای پول داشته‌اند. این الگوها نشان می‌دهند که واکنش تقاضای پول نسبت به رشد اقتصادی به جای آن که یکنواخت یا خطی باشد، وابسته به سطوح مختلف هر دو متغیر در توزیع‌شان است و در طول کوانتایل‌ها به‌شدت متغیر ظاهر می‌شود.

نتایج حاصل از بررسی اثر تورم بر تقاضای پول (نمودار ۳، بخش ج) نشان می‌دهد که این اثر در اغلب کوانتایل‌ها مثبت و متقارن است. به این معنا که افزایش نرخ تورم به‌طور کلی با افزایش تقاضای پول همراه بوده و جهت اثرگذاری در سراسر توزیع بطور نسبی یکنواخت باقی مانده است. با وجود این تقارن در جهت اثرگذاری، شدت تأثیر تورم بر تقاضای پول در کوانتایل‌های مختلف یکسان نیست، که حاکی از وجود ساختاری غیرخطی در رابطه بین این دو متغیر است. به‌ویژه آنکه اثر کوانتایل‌های بالاتر تورم بر تقاضای پول قوی‌تر شده‌است؛ به‌طوری که با حرکت از سطوح پایین به بالا در توزیع تورم، میزان اثرگذاری به‌صورت مشهود افزایش می‌یابد. این ویژگی‌ها نشان می‌دهند که رابطه میان تورم و تقاضای پول اگرچه در جهت کلی ثابت مانده، اما در شدت اثرگذاری دارای تغییراتی در طول توزیع کوانتایل‌ها است. در بررسی اثر نرخ ارز بر تقاضای پول (نمودار ۱، بخش د)، نتایج بیانگر آن است که این اثر در بیشتر بخش‌های توزیع مثبت است؛ به‌گونه‌ای که در کوانتایل‌های ۰ تا ۰.۸، افزایش نرخ ارز با افزایش تقاضای پول همراه بوده است. این الگو نشان می‌دهد که در این سطوح، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش نگهداری پول در سبد دارایی شده است.

با این حال، در کوانتایل‌های بالاتر نرخ ارز (یعنی سطوح ۰.۸ به بالا)، اثرگذاری بر کوانتایل‌های پایین تقاضای پول تغییر جهت داده و منفی شده است. این تغییر جهت، بیانگر آن است که در سطوح شدید افزایش نرخ ارز، الگوی رفتاری تقاضای پول دگرگون می‌شود. به‌ویژه، در این نواحی مشاهده می‌شود که تقاضا برای پول کاهش یافته و ساختار نگهداری دارایی‌ها در سمت ارز یا سایر دارایی‌های جایگزین متمایل شده است.

این الگوی ترکیبی از اثر مثبت در سطوح پایین‌تر و اثر منفی در نرخ‌های ارز بسیار بالا، نشان‌دهنده وجود یک ساختار نامتقارن و غیرخطی در رابطه بین نرخ ارز و تقاضای پول است که در چارچوب کوانتایل-بر-کوانتایل به‌خوبی قابل تشخیص است.



نمودار (۳): نتایج رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل تقاضای پول

منبع: یافته‌های تحقیق

مطالعات تجربی و مبانی نظری نشان می‌دهد که تغییرات در تقاضای پول یکی از عوامل است که می‌تواند موجب موفقیت و یا عدم موفقیت سیاست‌های اقتصادی به ویژه سیاست های پولی شود. زیرا تقاضای پول یکی از کانال‌های انتقال اثر سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد محسوب می‌گردد. با توجه به این موضوع، در برخی از مطالعات حوزه اقتصاد پولی، بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است؛ هر چند میان نتایج آنها در برخی موارد اختلاف نظرهایی نیز وجود دارد. در این میان اثر تحولات در بازار مسکن به عنوان یکی از دارایی‌های مورد توجه خانوارها بر تقاضای پول می‌باشد که در پژوهش‌ها کمتر به آن پرداخته شده است. بر این اساس در پژوهش حاضر اثر قیمت مسکن بر تقاضای پول مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از روش رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) که در سال‌های اخیر معرفی شده استفاده گردید تا از این طریق امکان بررسی عمیق موضوع فراهم گردد. این روش که تلفیقی از روش‌های تخمین ناپارامتریک و رگرسیون کوانتایل می‌باشد، امکان تأثیر کوانتایل‌های متغیر مستقل بر کوانتایل‌های متغیر وابسته را فراهم می‌کند.

۵- نتیجه گیری

نتایج تحقیق نشان داد که قیمت مسکن بر تقاضای پول اثر متقارن ولی غیرخطی دارد؛ به این مفهوم که در ایران افزایش قیمت مسکن می تواند، موجب کاهش تقاضای پول گردد. این موضوع به نوعی تاییدکننده فرضیه اثر جانشینی منفی می باشد. زیرا آنچه مشخص است، در بازار مسکن ایران بخش اندکی از معاملات مسکن توسط بخش بانکی تامین مالی می شود. این موضوع هم در تحلیل های کارشناسان این حوزه و هم در داده های آماری بانک مرکزی مشهود است. از این رو افزایش معاملات و یا قیمت ها از کانال تقاضای وام و افزایش اعتبار دهی نمی تواند بر تقاضای پول تاثیر بگذارد. این در حالی است که بر اساس فرضیه جانشینی منفی، افزایش قیمت ها در بازار مسکن موجب می شود، بنا به دلایل مختلف از جمله انتظارات تورمی و یا مواجه به ریسک های اقتصادی، سهم مسکن در پرتفوی دارایی های خانوار بیشتر و سهم دارایی های پولی و به بیان دیگر تقاضای پول کاهش یابد.

مطالعات مشابه نیز اثر جانشینی دارایی ها را تأیید می کنند. به عنوان مثال، در مطالعه لیو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) برای چین، مشخص شد که قیمت های بالای مسکن می توانند، جایگزین دارایی های نقدی شوند. اما این رابطه در شرایط کنترل سیاستی تضعیف می شود که نشان دهنده اثر جانشینی منفی در شرایط بازار آزاد است. همچنین در مطالعه کشورهای حوزه یورو نیز نشان داده شده که افزایش قیمت مسکن باعث انتقال سرمایه از دارایی های نقدی به دارایی های ملکی شده و باعث کاهش نگهداری پول می شود (ستزر^۲، ۲۰۱۱).

در این میان دلیل تفاوت اثر کوانتایل های مختلف قیمت مسکن بر تقاضای پول را می توان به واسطه رفتار خانوارها در بازار توضیح داد؛ زیرا در دوره هایی که تغییرات قیمت در بازار مسکن کم می باشد (کوانتایل های پایین)، افراد کمتر مسکن را جایگزین دارایی های پولی می کنند و به دنبال استفاده از دیگر فرصت های بازار برای بهینه سازی پرتفوی خود هستند. همچنین در کوانتایل های بالای قیمت مسکن نیز به واسطه تغییرات سریع در بازار مسکن، افراد به دلیل نگرانی از وضعیت بازار و ترس از زیان، کمتر اقدام به تغییر در سبد دارایی خود می کنند. این موضوع در کوانتایل های بالای تقاضای پول مشهود می باشد. بر این اساس، می توان بیان کرد که بیشترین اثر منفی مربوط به کوانتایل های حدود میانه (حدود ۰.۶) می باشد. به بیان دیگر به دلیل تفاوت در ریسک گریزی افراد، اثر قیمت مسکن بر تقاضای پول در تمام کوانتایل ها یکسان نمی باشد. پیامد این اتفاق، تفاوت در اثر قیمت مسکن بر تقاضای پول در کوانتایل های مختلف می باشد. این موضوع از زاویه ای دیگر نشان دهنده ناهمگن بودن تصمیم های سرمایه گذاری افراد در اقتصاد است. امبازیا و دجلاسی^۳ (۲۰۱۹) در منطقه MENA نیز نشان داده که واکنش تقاضای پول نسبت به قیمت مسکن بین کشورها متفاوت است و به ساختار بازار و نوع دارایی های جایگزین بستگی دارد. این موضوعات از منظر سیاست گذار نیز حائز اهمیت است. به بیان دیگر با توجه به اثر منفی قیمت مسکن بر تقاضای پول، امکان کنترل این موضوع با معرفی ابزار سیاست پولی (از جمله وام خرید مسکن) به ویژه در کوانتایل های بالا وجود ندارد و می تواند وضعیت را دشوارتر کند. یکی دیگر از نتایج پژوهش حاضر، وجود اثر نامتقارن و غیر خطی رشد اقتصادی بر تقاضای پول است. در بیشتر مطالعات گذشته بیان شده که رشد اقتصادی اثر مثبت بر تقاضای پول دارد. با این حال، نتایج پژوهش نشان می دهد که این اثر

¹ Liu et al.

² Setzer et al.

³ Mbazia & Djelassi

مثبت در اثر برخی از کوانتایل‌های رشد اقتصادی بر تقاضای پول وجود دارد و در برخی دیگر این اثر بصورت منفی می‌باشد. به بیان دیگر اثر رشد اقتصادی بر تقاضای پول به صورت نامتقارن و غیر خطی است. یافته‌های مشابهی در ادبیات نیز گزارش شده است، بطور نمونه پژوهش چن و همکاران^۱ (۲۰۱۲) برای اقتصاد تایوان نشان می‌دهد که در آستانه‌های مختلف رشد نقدینگی و رشد اقتصادی، واکنش تقاضا برای دارایی‌ها (از جمله پول) می‌تواند کاملاً غیرخطی و وابسته به سطح متغیرهای کلان باشد.

در خصوص اثر تورم و نرخ ارز بر تقاضای پول نیز نتایج تحقیق نشان داد که اثر تورم به صورت متقارن ولی اثر نرخ ارز بر تقاضای پول به صورت نامتقارن است. به بیان دیگر افزایش تورم موجب افزایش تقاضای پول خواهد شد. با این حال، اثر نرخ ارز بر تقاضای پول در کوانتایل‌های بالای نرخ ارز، متفاوت از کوانتایل‌های پایین می‌باشد. به بیان دیگر در کوانتایل‌های پایین (۰ تا ۰.۸)، با افزایش نرخ ارز و اثرات آن بر قیمت کالاها، تورم و مواردی از این دست، تقاضا برای پول نیز افزایش می‌یابد. با این حال در کوانتایل‌های بالا، افزایش نرخ ارز موجب می‌شود که ارز نیز از طرف خانوارها به عنوان یک دارایی محسوب و در پرتفوی دارایی آن‌ها وارد شود که پیامد این امر، کاهش تقاضا برای دارایی‌های پولی دیگر می‌باشد.

مطالعات متعددی در اقتصادهای باز نشان داده‌اند که در مواجهه با افزایش نرخ ارز، خانوارها تمایل به نگهداری ارز خارجی یا دارایی‌های دلاری دارند، که منجر به کاهش تقاضای پول داخلی می‌شود. این موضوع در بررسی‌هایی بر یونان و ویتنام نیز مشاهده شده است (گوجون و همکاران^۲، ۲۰۰۲ و بریسمیس و لونتاکیز^۳، ۱۹۸۸).

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

^۱ Chen et al

^۲ Goujon et al

^۳ Brissimis & Leventakis

فهرست منابع

1. Aastveit, K. A., & Anundsen, A. K. (2022). Asymmetric effects of monetary policy in regional housing markets. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(4), 499-529.
2. Adabi Firoozjai, B., Gholami, A., & Salimi, A. (2024). Asymmetric effects of economic policies on the housing sector using a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) approach. *Journal of Modern Economy and Trade*, 19(2), 29-68 (In Persian).
3. Adam, K., Pfäuti, O., & Reinelt, T. (2020). Falling natural rates, rising housing volatility and the optimal inflation target. *University of Mannheim, mimeo*.
4. AkbariFard, H., Sattari, O., Ghasemi nejad, A., & Rezaee Jafari, M. (2019). Application of Cuckoo Optimization Algorithm (COA) and Firefly Algorithm (FA) on Simulating and Forecasting Money Demand in Iran up to 1404, *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 15(4), 51-83 (In Persian).
5. Aoki, K., Michaelides, A., Nikolov, K., & Zhang, Y. (2025). Inflation, Money Demand, and Portfolio Choice. *Management Science*.
6. Aoki, K., Proudman, J., & Vlieghe, G. (2004). House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach. *Journal of financial intermediation*, 13(4), 414-435.
7. Azam Khan, M., Ali, N., Khan, H., & Yien, L. C. (2023). Factors determining housing prices: empirical evidence from a developing country's Pakistan. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 16(5), 936-954.
8. Bafandeh Imandoust, S., & Ghasemie, H. (2012). Examination of Affecting Factors on Iran's Demand of Money with Utilizing Bayesian Model Averaging Approach, *Monetary and Financial Economics*, 18(1), 1-22 (In Persian).
9. Barnett, W.A., Ghosh, T. & Adil, M.H. (2022). Is money demand really unstable? Evidence from Divisia monetary aggregates. *Economic Analysis and Policy*, 74, 606-622.
10. Brissimis, S. N., & Leventakis, J. A. (1985). Specification tests of the money demand function in an open economy. *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), 482-489.
11. Budiyo, B., Kardoyo, K., & Muhsin, M. (2021). Factors Affecting the Demand for Credit of the People's Credit Bank (BPR) In the Ex-Resident of Semarang. *Journal of Economic Education*, 10(1), 124-133.
12. Chang, C. P. (2012). The demand for money in China: A reassessment using the bounds testing approach. *Journal for Economic Forecasting*, Institute for Economic Forecasting, 0(March (1)), 74-94.
13. Chen, J., Wang, Y. & Ren, X. (2022). Asymmetric effects of non-ferrous metal price shocks on clean energy stocks: Evidence from a quantile-on-quantile method. *Resources Policy*, 78, 1-18.
14. Chen, M.-C., Chang, C. O., Yang, C. Y., & Hsieh, B. (2012). Investment demand and housing prices in an emerging economy. *Journal of Real Estate Research*, 34(3), 1-18.
15. Ciner, C., Lucey, B. & Yarovaya, L. (2022). Determinants of cryptocurrency returns: A LASSO quantile regression approach. *Finance Research Letters*, 49, 1-15.
16. De La Paz, P. T., & White, M. (2016). The sources of house price change: Identifying liquidity shocks to the housing market. *Journal of European Real Estate Research*.
17. Eickmeier, S., & Hofmann, B. (2013). Monetary policy, housing booms, and financial (im) balances. *Macroeconomic dynamics*, 17(4), 830-860.
18. Elbourne, A. (2008). The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach. *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65-87.
19. Fetros, M. H., & Hoseini doost, E. (2015). Nonlinear Assessment of Money Demand Function and Estimating Threshold Level of Inflation in Iran (1973-2011). *Qjerp*, 23(73), 153-178 (In Persian).
20. Fourçans, A., & Vranceanu, R. (2007). The ECB monetary policy: choices and challenges. *Journal of policy Modeling*, 29(2), 181-194.
21. Galvao, A. F. (2009). Unit root quantile autoregression testing using covariates. *Journal of Economics*, 152, 165-178.

22. Gerlach, S., & Peng, W. (2005). Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking & Finance*, 29, 461–481.
23. Gholizadeh, A. A., & Samadipour, Sh. (2024). Analysis of behavioral and non-behavioral factors affecting housing prices and inflation in Iran. *Economic Research (Growth and Sustainable Development)*, 24(3), 123–145 (In Persian).
24. Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macro economy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), Article 180e205.
25. Goodhart, C., Hofmann, B., & Segoviano, M. (2004). Bank regulation and macroeconomic fluctuations. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(4), 591–615.
26. Goodhart, M. C., Basurto, M. A. S., & Hofmann, B. (2006). Default, credit growth, and asset prices (No. 6-223). International Monetary Fund
27. Goujon, M & Guillaumont, J. & Adam, Ch. (2003). Currency substitution and the transactions demand for money. *Working Papers 200304*, CERDI.
28. Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 424–438.
29. Greiber, C., & Setzer, R. (2007). Money and housing: Evidence for the euro Area and the US. In Deutsche bundesbank discussion paper, series 1: Economic studies. No. 12/2007
30. Hochstenbach, C., & Aalbers, M. B. (2024). The uncoupling of house prices and mortgage debt: Towards wealth-driven housing market dynamics. *International Journal of Housing Policy*, 24(4), 642-670.
31. Jiang, Y., Wang, J., Ao, Zh. & Wang, Y. (2022). The relationship between green bonds and conventional financial markets: Evidence from quantile-on-quantile and quantile coherence approaches. *Economic Modelling*, 116, 1-19.
32. Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
33. Kengne, B.D.S., Balcilar, M., Gupta, R., Reid, M. & Aye, G.C. (2013). Is the relationship between monetary policy and house prices asymmetric across bull and bear markets in South Africa? Evidence from a Markov-switching vector autoregressive model, *Economic Modelling*, 32, 161-171.
34. Lee, C.C. & Chang, C.P. (2012). The demand for money in China: A reassessment using the bounds testing approach. *Journal for Economic Forecasting*, Institute for Economic Forecasting, 15(1), 74–94.
35. Liu, J., Siquin, Y., & Khan, Z. (2021). The demand for money in China: A housing price perspective. *Applied Economics Letters*, 29(8), 676-681.
36. Liu, J., Siquin, Y., & Khan, Z. (2021). The demand for money in China: A housing price perspective. *Applied Economics Letters*, 29(7), 676–681
37. Loutskina, E., & Strahan, P. E. (2015). Financial integration, housing, and economic volatility. *Journal of Financial Economics*, 115(1), 25–41
38. Loutskina, E., & Strahan, P. E. (2015). Financial integration, housing, and economic volatility. *Journal of Financial Economics*, 115(1), 25–41.
39. Ma, Q., Khan, Z., Chen, F., Murshed, M., Siquin, Y., & Kirikkaleli, D. (2023). Revisiting the nexus between house pricing and money demand: Power spectrum and wavelet coherence based approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 87, 266-274.
40. Mahalik, M. K., & Mallick, H. (2011). What causes asset price bubble in an emerging economy? Some empirical evidence in the housing sector of India. *International Economic Journal*, 25(2), 215-237.
41. Mbazia, N., & Djelassi, M. (2019). Housing prices and money demand: Empirical evidence in selected MENA countries. *Review of Middle East Economics and Finance*, 15(1).

42. Mbazia, N., & Djelassi, M. (2019). Housing prices and money demand: Empirical evidence in selected MENA countries. *Review of Middle East Economics and Finance*, 15(1). <https://doi.org/10.1515/rmeef-2017-0034>
43. Mian, A., & Sufi, A. (2022). Credit supply and housing speculation. *The Review of Financial Studies*, 35(2), 680-719.
44. Miles, D., & Monro, V. (2021). UK house prices and three decades of decline in the risk-free real interest rate. *Economic Policy*, 36(108), 627-684.
45. Naikoo, M. W., Peer, A. H., Ahmed, F., & Ishtiaq, M. (2021). Monetary Policy and Housing Prices Dynamics in India. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 14(27), 47-61.
46. Piazzesi, M., & Schneider, M. (2016). Housing and macroeconomics. *Handbook of macroeconomics*, 2, 1547-1640.
47. Rahal, C. (2016). Housing markets and unconventional monetary policy. *Journal of Housing Economics*, 32, 67-80.
48. Reed, R. R., & Ume, E. S. (2019). Housing, liquidity risk, and monetary policy. *Journal of Macroeconomics*, 60, 138-162.
49. Rehman, M. U., Ali, S., & Shahzad, S. J. H. (2020). Asymmetric nonlinear impact of oil prices and inflation on residential property prices: a case of US, UK and Canada. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 61, 39-54.
50. Setzer, R., van den Noord, P., & Wolff, G. B. (2011). Heterogeneity in money holdings across euro area countries: The role of housing. *European Journal of Political Economy*, 27(1), 154-170.
51. Seybold, M. (2018). Keynes and Keynesianism. In *The Routledge Companion to Literature and Economics* (pp. 272-284). Routledge.
52. Sharif, A., Mishra, Sh., Sinha, A., Jiao, Zh., Shahbaz, M. and Afshan, S. (2020), "The renewable energy consumption-environmental degradation nexus in Top-10 polluted countries: Fresh insights from quantile-on-quantile regression approach", *Renewable Energy*, Vol. 150, pp. 670-690.
53. Sim, N. and Zhou, H. (2015), "Oil Prices, US Stock Return, and the Dependence Between Their Quantiles", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 55, pp. 1-8.
54. Sommer, K., Sullivan, P., & Verbrugge, R. (2013). The equilibrium effect of fundamentals on house prices and rents. *Journal of Monetary Economics*, 60(7), 854-870.
55. Su, C. W., Wang, X. Q., Tao, R., & Chang, H. L. (2019). Does money supply drive housing prices in China? *International Review of Economics & Finance*, 60, 85-94.
56. Talebloo, R., Bagheri Todehski, M., & Bagheri Todehski, M. M. (2023). Testing for Asset Pricing Model based on Sentiment Indexes: SAPM Model. *Economic Research*, 22(84), 67-101 (In Persian).
57. Taltavull de La Paz, P., & White, M. (2016). The sources of house price change: identifying liquidity shocks to the housing market. *Journal of European Real Estate Research*, 9(1), 98-120.
58. Tang, Sh., Ma, Y. & Altuntaş, M. (2022). Natural resources volatility, political risk and economic performance: Evidence from quantile-on-quantile regression. *Resources Policy*, 78, 1-16.
59. Tsai, I. C. (2013). The Asymmetric Impacts of Monetary Policy on House Price: A Viewpoint of House Price Rigidity. *Economic Modelling*, 31, 405-413.
60. Tsai, I.-C., Chen, M.-C. (2009). The asymmetric volatility of house price in the UK. *Property Management*, 27, 80-90
61. Wang, L. & Zhu, T. (2021). Population aging and money demand, *Economics Letters*, 206, 1-10.
62. Wattanawongwan, S., Mues, Ch., Okhrati, R., Choudhry, T. & Chi So, M. (2023). Modelling credit card exposure at default using vine copula quantile regression. *European Journal of Operational Research*, 311(1), 387-399.
63. Xiao, Z. (2009). Quantile cointegrating regression. *J. Econom.* Vol. 150, pp. 248-260.
64. Yun Joe Wong, T., Man Eddie Hui, C., & Seabrooke, W. (2003). The impact of interest rates upon housing prices: An empirical study of Hong Kong's market. *Property Management*, 21(2), 153-170.