

Macro-analysis of the housing rental market within the urban hierarchy based on the DPW four-sector model (Approach: GVAR)

Maryam Amini¹ | Mostafa Din Mohammadi² | Saman Hatem Rad³

1. Corresponding Author, PhD in Urban and Regional Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: ma.amini@ase.ui.ac.ir
2. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities, University of Zanjan, Zanjan, Iran. E-mail: dinm@znu.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities, University of Zanjan, Zanjan, Iran. E-mail: samanhatamerad@gmail.com

Article Info

Article type:

Research Article

Article history:

Received: 27July 2026

Revised in revised form: 28
September 2026

Accepted: 1October 2026
online: 2 October 2026

JEL: R31, R21, E32

Keywords:

Housing Rental Market,
Housing Supply and Markets
Size and Spatial Distributions
of Regional Economic Activity
Business Fluctuations; Cycles

ABSTRACT

As a terminal for reflecting consumer demand and household welfare, the rental housing market is a multidimensional phenomenon deeply intertwined with the asset sector, construction costs, and credit flows. Within the context of Iran's urban system, rental market fluctuations exhibit complex behavior driven by structural heterogeneities and asymmetric spatial spillovers between the capital and other regions. Accordingly, aiming to analyze the macroeconomic dynamics of the rental housing market within Iran's urban hierarchy, this study integrates the DiPasquale–Wheaton (DPW) interactive framework with a Global Vector Autoregression (GVAR) approach. In this specification, the dynamics of the rent index are modeled based on the simultaneous interaction of four sub-markets (rental, asset, construction, and credit) for Tehran, large cities, and small cities over the period from 1991 to 2024. To this end, annual data for these four markets were collected from the Central Bank of the Islamic Republic of Iran for the aforementioned period. Generalized Impulse Response Function (GIRF) results indicate that Iran's housing system lacks a symmetric wave diffusion pattern across urban strata; the relationship between Tehran and large cities demonstrates no significant short-term co-movement, whereas a positive shock in Tehran's rental market is associated with a short-term decline in rent growth in small cities (spatial divergence). This heterogeneous and asymmetric pattern stems from disparities in demand structures and household financial capacity between the capital and the periphery, thereby rejecting the hypothesis of a unified spillover. Consequently, the application of uniform credit and regulatory policies at the national level is ineffective; policymakers should adopt a spatially differentiated approach tailored to each region's position within the urban hierarchy

Cite this article: Amini, M., Din Mohammadi, M., & Hatem Rad, S.(2026). Macro-analysis of the housing rental market within the urban hierarchy based on the DPW four-sector model (Approach: GVAR). *Stable Economy Journal*, 7 (3), 185-222. DOI: 10.22111/sedj.2026.56393.1723



© The Author(s).

DOI: 10.22111/sedj.2026.56393.1723

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

Extended Abstract

Introduction:

Today, the symptoms of the housing affordability crisis are most pronounced in the rental market, where rapidly escalating rent indices have transformed urban poverty, forced displacement, and residential eviction into one of the most critical welfare challenges facing households (Marcuse & Madden, 2024: 1-2). Consequently, the housing market represents one of the most complex sectors within the urban economy. Given its simultaneous integration with the real economy (Kashkouli et al., 2024), financial markets, credit systems (Meng et al., 2025), urban spatial structures, macroeconomic policies (Gorjian, 2025), and household debt (Gu et al., 2026), the housing market exhibits multilayered, network-based dynamic behaviors.

Contrary to reductionist approaches that treat rent solely as a function of general inflation, the rent index is determined within a continuous structure that simultaneously interacts with the asset market (land/housing prices), the construction services market, and the dynamics of physical housing stock. Therefore, a structural analysis of rental market fluctuations requires a framework capable of elucidating the spillover mechanisms and mutual feedback loops among these pillars within a cohesive system.

In this regard, the four-quadrant model proposed by DiPasquale and Wheaton (1992) (DPW) marks a milestone in urban and real estate economics literature. It demonstrated, for the first time, that housing market equilibrium is the result of the interaction of four interconnected markets (Lisi, 2020), where a change in any single market can influence the entire equilibrium system. Over the past three decades, this framework has served as the foundation for the majority of theoretical and empirical studies in housing economics and remains one of the most crucial tools for the structural analysis of the real estate market. This model posits that the rate of return and equilibrium in the consumer housing market (rent) are structurally tied to the capital value of properties, marginal construction costs, and the physical accumulation of housing stock (Borgersen & Emblem, 2022; Laszek, 2025).

This necessity is twofold in Iran's urban economy, as accumulated imbalances in the three upstream sub-markets of the DPW framework have been directly offloaded onto the rental market. On the supply and construction cost side, the point-to-point inflation of construction materials, exceeding 80 percent, has doubled the cost of construction and, coupled with a drastic decline in housing production to below 300,000 units, has caused a severe deficit in the equilibrium of physical housing stock accumulation. Moreover, the nominal price surge in the metropolitan Tehran asset market (surpassing 220 million Tomans per square meter) has created a structural gap in the price-to-rent ratio, compelling landlords to compensate for capital returns through aggressive rent hikes—a situation that the ineffectiveness of mandatory rent control policies has failed to mitigate.

Nevertheless, Iran's rental market is not a collection of isolated local islands; rather, it possesses a spatial and hierarchical structure. As the focal point of the country's monetary, financial, and credit concentration, Tehran transmits its inflationary and expectational shocks to other urban strata (regional metropolises and small/medium-sized cities) through capital flows and the spatial reallocation of demand. Despite this characteristic, most previous studies have either examined the housing market as homogeneous provincial variables without distinguishing urban status, or, by focusing solely on sale prices, have neglected the multi-sectoral modeling of 'rental market' spillovers within the urban network. Consequently, a comprehensive picture of how price, credit, and capital shocks are transmitted across Iran's urban hierarchy remains absent.

In this model, the equilibrium cycle among the rental market, asset/land market, construction/cost market, and housing stock/credit market is fully interactive. Therefore, to model the dynamic behavior of 'rent,' incorporating variables of land, construction, and credit is not an ancillary task, but a structural equilibrium requirement. Aiming to address this gap, this research extends the classic DPW framework into a 'spatial dynamic four-quadrant model.' By integrating this with a Global Vector Autoregression (GVAR) model, it models, for the first time, the network structure of Iran's housing rental market within the context of the urban hierarchy. Accordingly, this study seeks to answer the following questions:

1. How are Tehran's rental market shocks transmitted to other urban strata in Iran through the urban network?
2. What is the intensity and persistence of rental market spillovers between different levels of the urban hierarchy?"

Method

The present study uses the theoretical framework of DePascal-Whitton (1996) to explain the dynamics of the housing market. In this model, the housing market is considered not as a single sector, but as a system consisting of four main elements that are in a simultaneous feedback interaction.

- Rental market: Determines the price of housing services based on residential demand
- Asset market: Where rental cash flow is converted into capital value (land and building prices).
- Construction market: Determines the amount of new supply based on construction costs and market prices.

Financial market: Provides liquidity and facilities that inject interest rates and purchasing power into the entire system. In this study, to adapt to the economic structure of Iran, this model has been strengthened by introducing the variable of bank facilities (Loan) as a financial market driver and separating the variables of land price (Land) and construction cost (Construction Cost). In order to analyze price spillovers and mutual shocks between different regions, the global vector autoregression (GVAR) model has been used. This method was chosen because of its ability to simultaneously model intra-regional relationships and cross-regional linkages. The model has been specified for three geographical levels including Tehran, large cities (Large) and small cities (Sma). The structure of the GVAR model in this study consists of units $i=1,2,3$ (urban area including Tehran city, large cities and small towns), each of which is described by a $VARX^*(p, q)$ model:

$$x_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^R \varphi_{ij} x_{i,t-j} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \sum_{j=1}^q \Lambda_{ij} x_{i,t-j}^* + \varepsilon_{it}$$

In the above relationship, which is extracted from the article by Pesaran et al. (2004) and Des et al. (2007), and rewritten based on the topic of the article for 3 urban areas, the value of x_{it} represents the vector of internal variables of the area including the rental housing rent index (Rent), the land price index (Land), and investment (Investment). Also x_{it}^* are external variables (Global) that are calculated through the weight matrix (W) and transfer the effects of other regions to region i. The spatial weight matrix GVAR is constructed using the share of private investment in new urban buildings at different levels of the urban hierarchy. Specifically, the weights are calculated based on the ratio of construction investment in Tehran ($W_{Tehran} = \frac{INV_{Tehran}}{INV_{Total\ Urban}}$) and large cities ($W_{Other} = 1 - W_{Tehran} - W_{Large}$) to the total urban construction investment in Iran. The share of small cities is equal to ($W_{Other}=1-W_{Tehran}-W_{Large}$). This approach reflects the economic importance of each urban housing market in the structure of national construction investment and does not include only their spatial relationship and distance. In this case, the final form of the spatial weight matrix is equal to:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & W_L & W_O \\ W_T & 0 & W_O \\ W_T & W_L & 0 \end{bmatrix}$$

Also, the housing/loan facility variable is considered as a sub-variable for all regions. Based on the theoretical framework of De Pascal-Vuitton, which is combined with the local housing variables of Iran in this study, the four structural equations are specified as follows. In this model, for each region i, the vector of internal variables x_{it} is equal to:

$$x_{it} = [Rent_{it}, Land_{it}, Investment_{it}, Cost_{it}]$$

The data used for the rental sector include the rental housing rent index for Tehran, large cities, small cities, and other urban areas, which are specified as Rent_Tehran, Rent_Large, Rent_Sma, and Rent_Other, respectively.

$$Rent_{it} = \alpha_{1i} + \sum_{j=1}^p \beta_{1ij} Rent_{i,t-j} + \gamma_{1i} Loan_t + \delta_{1i} Rent_{it}^* + \varepsilon_{1it}$$

It Also, the data used for the asset sector include the Tehran land price index (Land_Tehran), the large cities land price index (Land_Large), and the index of all urban areas (Land_Total).

$$Loan_{it} = \alpha_{2i} + \sum_{j=1}^p \varphi_{2ij} Rent_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \psi_{2ij} Land_{i,t-j} + \gamma_{2i} Loan_t + \delta_{2i} Land_{it}^* + \varepsilon_{2it}$$

It The data used for the construction sector include private sector investment in new buildings in urban areas of Tehran (Investment_Tehran), private sector investment in new buildings in urban areas of large cities (Investment_Large), private sector investment in new buildings in urban areas of all urban areas (Investment_Total), average cost of constructing one square meter of building in Tehran (Constructioncostof one meter_Tehran), average

cost of constructing one square meter of building in large cities (Constructioncostof one meter_Large), average cost of constructing one square meter of building in all urban areas (Constructioncostof one meter_Total), and the financial sector also includes data The payment facility is a housing bank (Loan).

$$Investmwnt_{it} = \alpha_{3i} + \sum_{j=1}^p \theta_{3ij} (Land_{i,t-j} - Cost_{i,t-j}) + \gamma_{3i} Loan_t + \delta_{3i} Investment_{it}^* + \varepsilon_{3it}$$

$$Cost_{it} = \alpha_{4i} + \sum_{j=1}^p \eta_{Aij} Cost_{i,t-j} + \gamma_{Ai} Loan_t + \delta_{4i} Cost_{it}^* + \varepsilon_{4it}$$

It after checking the stationarity of the variables with unit root tests, local VARX* models with optimal lag (based on the AIC/SBC criterion) were estimated. To analyze the dynamics of the system and the transmission of shocks (for example, shocks in the financial market or the price of Tehran's land to the rents of other cities), generalized impulse response functions (GIRF) have been used. The advantage of GIRF is that, unlike the conventional Cholesky method, its results do not depend on the order in which variables are entered into the model and it is more efficient for analyzing interconnected housing markets in Iran.

Results :

The empirical results from Tables 1, 2, and 3 confirm that the housing market in Iran functions as a complex, interconnected spatial network driven by interactions among the real economy, the financial credit system, urban hierarchy, and speculative portfolio flows. While the classical DiPasquale–Wheaton (DPW) model provides a rigorous baseline for quadrant interactions, its spatial extension within the GVAR framework reveals substantial geographic asymmetries.

In the Iranian economy, residential real estate in Tehran and primary metropolises functions predominantly as a “safe-haven asset” and an inflation hedge. When an inflationary or speculative price shock hits Tehran, retail capital and liquid funds migrate rapidly from peripheral small cities toward Tehran and second-tier metropolises in pursuit of higher speculative returns. This spatial capital flight deprives small urban areas of local liquidity, temporarily depressing local effective demand and leading to rent stagnation or outright contraction. Consequently, Tehran exerts a powerful “backwash effect” (liquidity drain) on surrounding secondary markets, exacerbated by severe regional disparities in income, employment, and financial depth.

Moreover, the empirical findings highlight marked differences in income elasticities across urban tiers: - In Tehran, asset price appreciation is driven primarily by inflationary expectations and speculative portfolio reallocations. - In peripheral small cities, housing rents remain tightly constrained by local household disposable income.

When metropolitan price surges trigger national macroeconomic contraction and erode overall purchasing power, this recessionary impact manifests first as a stagnation in the rental index of smaller cities. Contrary to the conventional neoclassical hypothesis of inter-regional price convergence, the GVAR estimates demonstrate strong short-run regional divergence. A positive price shock in Tehran induces a statistically significant negative short-run response in small cities rather than upward co-movement.

The GIRF analysis delineates three fundamental structural phenomena: 1. Bilateral Independence and Market Segmentation Between Tehran and Large Metropolises: The reciprocal spillover between Tehran and large metropolises (e.g., Isfahan, Mashhad, Tabriz, and Shiraz) is weak and statistically insignificant. This indicates pronounced market segmentation: major metropolitan centers possess sufficient economic scale, local liquidity depth, and independent growth dynamics to buffer external short-term price signals from the capital. 2. Capital Flight and the Asset Substitution Mechanism: Because residential property serves as a liquid store of value against domestic currency depreciation, a positive price shock in central hubs motivates semi-institutional and retail investors in small cities (where property turnover is illiquid) to liquidate peripheral assets and redirect capital to the high-yield capital market. This withdrawal creates negative price feedback in small cities. Conversely, when extreme housing unaffordability and speculative price bubbles emerge in Tehran, investment flows reverse toward affordable peripheral land and small-city housing. 3. Dominance of Backwash over Spread Effects: In regional economic theory (Gunnar Myrdal), growth shocks in core regions generate two countervailing forces: the spread (diffusion) effect, which stimulates peripheral expansion, and the backwash (polarization) effect, which siphons capital and human resources into the core. As illustrated in Figures 5, 6, and 7, the backwash effect decisively dominates the spread effect in the Iranian housing system. Capital accumulation in the primary urban pole actively drains liquidity from small peripheral settlements, inducing short-term contraction.

Finally, model diagnostic checks confirm econometric stability: all characteristic roots of the global system lie strictly within the complex unit circle, with the largest root situated safely away from the boundary. Furthermore, the cumulative sum (CUSUM) and cumulative sum of squares (CUSUMSQ) tests across all regional equations remain entirely within the 5% critical bounds. These diagnostics confirm parameter stability, rule out structural breaks during the sample period, and establish the statistical reliability of the GIRF spillover estimates. In macroeconomic policy terms, Tehran behaves as a self-reinforcing “financial island” that absorbs liquidity without dispersing proportional growth across the lower tiers of the urban hierarchy.

Conclusion:

The empirical evidence generated by the Generalized Impulse Response Functions (GIRF) under a shock originating in Tehran decisively refutes the traditional hypothesis of a uniform, positive wave propagation across the Iranian urban network. Inter-urban shock transmission is characterized by structural segmentation, non-linear portfolio adjustments, and pronounced spatial asymmetries:

1. **Own-Shock Magnitude and Persistence in Tehran:** An endogenous shock within the Tehran housing market induces an immediate and powerful positive response (0.0410) in Tehran itself. This response exhibits exceptional persistence, remaining statistically significant through horizon 11. Such prolonged inertia reflects acute price stickiness, adaptive speculative expectations, and high liquidity depth in the capital’s real estate market.
2. **Insulation of Large Metropolises:** The impact of a Tehran shock on large metropolitan cities is negligible (0.009), with its 95% bootstrap confidence interval encompassing zero from impact ($P_{ext} - value = 0.291$). This statistical insignificance confirms that second-tier regional metropolises maintain localized equilibrium dynamics and are largely insulated from short-run capital market disturbances in Tehran.
3. **Significant Contraction in Small Cities:** In stark contrast, small cities exhibit an immediate, statistically significant negative response (-0.027 at horizon 0, $P_{ext} - value = 0.004$), which persists up to horizon 5. This negative elasticity provides robust empirical confirmation of the portfolio substitution mechanism and Myrdal’s backwash hypothesis. Tehran’s property boom drains liquid capital from lower-tier urban economies, inducing temporary stagnation.

The instantaneous response matrix reveals that regional own-responses dominate cross-regional spillovers, highlighting substantial internal price inertia across all urban tiers (Tehran: 0.0410; small cities: 0.0370; large cities: 0.0300). The strongest cross-market spillover is the negative response of the Tehran market to small-city shocks (-0.030), whereas the weakest linkages occur symmetrically between Tehran and large cities.

Regarding adjustment dynamics, cross-regional negative spillovers demonstrate medium-term persistence of 4 to 5 quarters, reflecting the portfolio reallocation speed of real estate investors across Iranian regions. Beyond horizon 5, spatial spillovers dissipate, and the system converges toward its long-run steady state.

In conclusion, spatial shock transmission within the Iranian housing market completely contradicts the classical hierarchical diffusion model, wherein price impulses are assumed to cascade symmetrically from the primary metropolis through intermediate cities down to small towns. Instead, empirical evidence establishes that the Iranian urban property market operates under a structural architecture of “polarized core-periphery dynamics with peripheral capital drainage.”

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: This study does not involve human participants, animal experimentation, or private institutional data; therefore, formal ethical approval was not required in accordance with institutional and national guidelines.

Funding: This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Authors' contribution:[First Author]: Conceptualization, Methodology, Formal Analysis, Software, Writing – Original Draft Preparation, Project Administration (Contribution: 60%).-[Second Author]: Review & Editing (Contribution: 20%).-[Third Author]: Validation, Visualization, Supervision, Writing – Review & Editing (Contribution: 20%).

Conflict of interest: The authors declare that they have no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.

Acknowledgments: The authors would like to express their gratitude to the anonymous reviewers and the handling editor for their constructive feedback and insightful comments, which significantly improved the quality and rigor of this manuscript.

تحلیل کلان بازار اجاره مسکن در سلسله مراتب شهری بر پایه مدل چهاربخشی DPW (بارهیافت: GVAR)

مریم امینی^۱ | مصطفی دین محمدی^۲ | سامان حاتم راد^۳

۱. نویسنده مسئول، دکتری اقتصاد شهری - منطقه ای دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: ma.amini@ase.ui.ac.ir

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران. رایانامه: dinm@znu.ac.ir

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران. رایانامه: samanhatamerad@gmail.com

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	بازار اجاره مسکن به عنوان پایانه انعکاس تقاضای مصرفی و رفاه خانوار، پدیده‌ای چندبعدی است که تحولات آن عمیقاً با بخش دارایی، هزینه‌های ساخت و جریان‌های اعتباری گره خورده است. در بستر نظام شهری ایران، نوسانات بازار اجاره به دلیل ناهمگونی‌های ساختاری و سرریزهای فضایی نامتقارن میان پایتخت و سایر مناطق، رفتاری پیچیده نشان می‌دهد. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف تحلیل پویایی‌های کلان بازار اجاره مسکن در سلسله‌مراتب شهری ایران، چارچوب تعاملی دی‌پاسکال-ویتون (DPW) را با رویکرد خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) تلفیق نموده است. در این تصریح، پویایی شاخص اجاره‌بها بر پایه برهم‌کنش هم‌زمان چهار زیربازار (اجاره، دارایی، ساخت‌وساز و اعتبارات) برای تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۳ مدل‌سازی شده است. برای این منظور داده‌های مورد نیاز برای ۴ بازار اجاره، دارایی، ساخت و مالی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۳ با تواتر سالانه جمع‌آوری شده‌اند. نتایج توابع واکنش تعمیم‌یافته (GIRF) نشان می‌دهد سیستم مسکن ایران فاقد الگوی انتشار موجی متقارن میان لایه‌های شهری است؛ رابطه تهران و شهرهای بزرگ هم‌حرکتی کوتاه‌مدت معناداری را نشان نمی‌دهد، در حالی که تکانه مثبت در بازار اجاره تهران با افت کوتاه‌مدت رشد اجاره‌بها در شهرهای کوچک (واگرایی مکانی) همراه است. این الگوی ناهمگن و نامتقارن، ناشی از تفاوت در ساختار تقاضا و توان مالی خانوارها میان پایتخت و پیرامون است و فرضیه سرریز یکپارچه را رد می‌کند. بر این اساس، اعمال سیاست‌های اعتباری و تنظیمی یکسان در سطح ملی ناکارآمد بوده و سیاست‌گذار باید رویکرد تمایز یافته مکانی را متناسب با جایگاه هر منطقه در سلسله‌مراتب شهری به کار گیرد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۵/۵	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۵/۷/۶	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۷/۹	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۷/۱۰	
JEL : R31, R21, E32	
واژه‌های کلیدی:	
تامین و بازارهای مسکن، اندازه و توزیع فضایی فعالیت اقتصادی منطقه‌ای، نوسانات کسب و کار و چرخه	

استناد: امینی، مریم؛ دین محمدی، مصطفی؛ و حاتم راد، سامان (۱۴۰۵). تحلیل کلان بازار اجاره مسکن در سلسله مراتب شهری بر پایه مدل

چهاربخشی DPW (بارهیافت: GVAR). اقتصاد باثبات، ۷ (۳)، ۱۸۵-۲۲۲.

DOI: 10.22111/sedj.2026.56393.1723



حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان

۱. مقدمه

امروزه نشانه‌های بحران عدم استطاعت مالی در بازار مسکن بیش از هر کجا در بخش اجاره مسکن متجلی شده است؛ جایی که افزایش شتابان شاخص کرایه مسکن، فقر شهری، جابه‌جایی‌های اجباری و تخلیه سکونتگاهی را به یکی از بارزترین چالش‌های رفاهی خانوارها تبدیل نموده است (Marcuse & Madden, 2024: 1-2). از اینرو بازار مسکن یکی از پیچیده‌ترین بخش‌های اقتصاد شهری است که به دلیل پیوند هم‌زمان با بخش واقعی اقتصاد (کشکولی و همکاران، ۲۰۲۴)، بازارهای مالی، نظام اعتباری (Meng & et al., 2025)، ساختار فضایی شهرها و سیاست‌های کلان اقتصادی (Gorjian, 2025) و حتی بدهی خانوارها (Gu & et al., 2026) از رفتارهای پویای چندلایه و شبکه‌ای برخوردار است. برخلاف رویکردهای تقلیل‌گرایانه که اجاره‌بها را صرفاً تابعی از تورم عمومی تلقی می‌کنند، شاخص اجاره در یک ساختار پیوسته و هم‌زمان در تعامل با بازار دارایی (زمین/قیمت مسکن)، بازار خدمات ساخت‌وساز و پویایی‌های موجودی فیزیکی مسکن تعیین می‌گردد. از این‌رو، تحلیل ساختاری نوسانات بازار اجاره نیازمند چارچوبی است که بتواند سازوکارهای سرریز و بازخوردهای متقابل میان این ارکان را در قالب یک سیستم هماهنگ تبیین کند. در این راستا، مدل چهاربخشی *Dipasquale & Wheaton (DPW)* (۱۹۹۲) ارائه شد، نقطه عطفی در ادبیات اقتصاد شهری و اقتصاد مسکن محسوب می‌شود، زیرا برای نخستین بار نشان داد که تعادل بازار مسکن حاصل برهم‌کنش چهار بازار به هم پیوسته است (Lisi, 2020) و تغییر در هر یک از این بازارها می‌تواند کل نظام تعادل را تحت تأثیر قرار دهد. این چارچوب طی سه دهه گذشته مبنای بخش عمده‌ای از مطالعات نظری و تجربی اقتصاد مسکن بوده و همچنان یکی از مهم‌ترین ابزارهای تحلیل ساختاری بازار املاک به شمار می‌آید. این مدل اثبات می‌کند که نرخ بازده و تعادل در بازار مصرفی مسکن (اجاره‌بها)، به‌طور ساختاری به ارزش سرمایه‌ای املاک، هزینه‌های نهایی ساخت و انباشت فیزیکی موجودی مسکن گره خورده است. (Borgersen & Emblem, 2022)، (Laszek, 2025). این ضرورت در اقتصاد شهری ایران مضاعف است؛ چراکه ناترازی‌های انباشته در سه زیربازار بالادستی *DPW*، مستقیماً به بازار اجاره مسکن تخلیه شده‌اند: در سمت عرضه و هزینه‌های ساخت، جهش تورم نقطه به نقطه نهاده‌های ساختمانی به فراتر از ۸۰ درصد، هزینه احداث بنا را دو برابر کرده و با افت چشمگیر تیراژ ساخت به زیر ۳۰۰ هزار واحد، تعادل انباشت کالبدی مسکن را دچار کسری شدید نموده است. از سوی دیگر، جهش قیمت اسمی در بازار دارایی کلان‌شهر تهران (با عبور از مرز ۲۲۰ میلیون تومان در هر مترمربع)، نسبت قیمت به اجاره را دچار شکاف ساختاری کرده و مالکان را به جبران بازده سرمایه‌ای از طریق افزایش‌های تهاجمی اجاره‌بها سوق داده است؛ وضعیتی که ناکارآمدی سیاست‌های دستوری سقف افزایش

اجاره‌بها نیز نتوانسته مانع از تشدید آن شود. در واقع، بازار اجاره مسکن در ایران مجموعه‌ای از جزایر منفرد محلی نیست، بلکه ساختاری فضایی و سلسله‌مراتبی دارد. تهران به عنوان کانون تمرکز پولی، مالی و اعتباری کشور، شوک‌های تورمی و انتظاراتی خود را از طریق جریان‌های سرمایه و بازتخصیص مکانی تقاضا به سایر طبقات شهری (کلان‌شهرهای منطقه‌ای و شهرهای کوچک و متوسط) منتقل می‌کند. با وجود این ویژگی، اغلب پژوهش‌های پیشین یا بازار مسکن را به شکل متغیرهای همگن استانی بدون تمایز جایگاه شهری بررسی کرده‌اند و یا با تمرکز صرف بر قیمت فروش، از مدلسازی چندبخشی سرریزهای «بازار اجاره» در بستر شبکه شهری غفلت ورزیده‌اند. در نتیجه، تاکنون تصویری جامع از نحوه انتقال شوک‌های قیمتی، اعتباری و سرمایه‌ای در سلسله‌مراتب شهری ایران ارائه نشده است. در این مدل چرخه تعادلی میان بازار اجاره، بازار دارایی/زمین، ساخت‌وساز/هزینه و موجودی مسکن/تسهیلات کاملاً بر هم اثرگذارند. بنابراین، برای مدل کردن رفتار پویای «اجاره»، ورود متغیرهای زمین، ساخت و اعتبار نه یک امر اضافی، بلکه یک الزام تعادلی ساختاری است. پژوهش حاضر با هدف رفع این خلأ، چارچوب کلاسیک DPW را به یک «مدل چهاربخشی پویای فضایی» توسعه می‌دهد و با تلفیق آن با مدل خود رگرسیون برداری جهانی^۱ ($GVAR$)، برای نخستین بار ساختار شبکه‌ای بازار اجاره مسکن ایران را در بستر سلسله‌مراتب شهری مدل‌سازی می‌کند. لذا در این پژوهش به دنبال پاسخگویی به این سوالات هستیم: چگونه شوک‌های بازار اجاره تهران از طریق شبکه شهری به سایر طبقات شهری ایران منتقل می‌شوند؟ شدت و پایداری سرریزهای بازار اجاره بین سطوح مختلف سلسله‌مراتب شهری چگونه است؟

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱. چرخه مسکن براساس مدل DPW

یکی از بهترین و بنیادی‌ترین مقالات حوزه اقتصاد شهری و اقتصاد مسکن، مقاله دی پاسکوال و ویتون (۱۹۹۲) است با عنوان "بازار های دارایی های املاک و مستغلات و فضا: یک چهارچوب مفهومی"^۲ که برای تحلیل بازار مسکن از یک الگوی ۴ بازاری استفاده می‌کند. در این مقاله تاکید می‌شود که تحلیل بازار مسکن دارای ویژگی‌های منحصر به فردی است که باعث ایجاد تفاوت‌هایی با سایر بازارها می‌شود. ویژگی‌های بازار املاک شامل این است که مسکن یک دارایی سرمایه‌ای است و هم محل مصرف خدمات سکونت است. از طرفی قیمت خانه و اجاره معمولاً در

^۱. Global Vector Autoregression

^۲. The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework

دو بازار متفاوت تعیین می شوند. از طرفی یکی دیگر از ویژگی ها مسکن این است که عرضه ساختمان بسیار کند است. همچنین نکته حائز اهمیت این است که سرمایه گذاری ساختمانی تابع قیمت دارایی است نه صرفاً اجاره. این ویژگی ها بدان معناست که ما با ۴ بازار مواجه هستیم؛ که نباید به صورت جداگانه مورد بررسی قرار بگیرند. این چهار بازار در شکل مفهومی زیر که خلاصه ای از مقاله دیپاسکول و ویتون است؛ استخراج شده است:



شکل ۱. مدل DPW چهار بازاری (منبع: دیپاسکوال و ویتون، ۱۹۹۲)

دی پاسکوال و ویتون (۱۹۹۲) در مقاله خود تشریح می کنند که این ۴ بازار روی هم اثر می گذارند. این روند کلی بدین صورت است که در ابتدا درآمد زیاد می شود، تقاضا برای مسکن بالا می رود. این امر باعث می شود که اجاره ها افزایش یابد و ارزش ساختمان ها نیز از این جهت بالا می رود. این مورد باعث افزایش سرمایه گذاری و افزایش ساخت می شود و در نهایت موجودی ساختمان ها بیشتر می شود. این موضوع بر اجاره بها موثر است و آن را کم می کند و در نهایت

مجدد ساختار و بازار مسکن به تعادل بر می گردد. این همان چرخه مشهور بازار مسکن است. این زنجیره بازخوردی، هسته اصلی مدل دی پاسکوال و ویتون (۱۹۹۲) است و نشان می دهد که بازار مسکن تنها از طریق تعامل هم زمان این چهار بازار به تعادل می رسد، که یکی از اجزای مهم آن بازار اجاره است.

۲-۲. پازل های گم شده مدل DPW

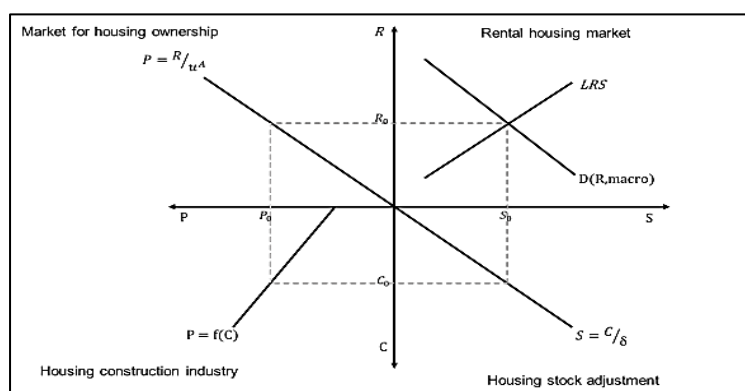
۲-۲-۱. وام

بورگرسن و ایمبلم (۲۰۲۲)، در مطالعه ای با عنوان "رونق و رکود ناشی از بازار وام مسکن در بازار مسکن در یک مدل اصلاح شده دی پاسکوال - ویتون"^۱ به یک نقص مهم در مدل DPW پرداختند. در مدل کلاسیک ۱۹۹۲، نرخ بهره به صورت برونزا در نظر گرفته می شود و فرض می شود همه خریداران به سرمایه دسترسی یکسان دارند. نویسندگان با بازتعریف ربع دوم نمودار یعنی بازار مالکیت مسکن، بازار وام و ساختار تأمین مالی مسکن را مستقیماً وارد سازوکار تعیین قیمت دارایی کردند. در این ربع رابطه قیمت دارایی مسکن (P) و اجاره بها (R) به صورت $P = \frac{R}{U^A}$ بازنویسی می شود؛ به گونه ای که شیب خط U^A نشان دهنده هزینه تعدیل شده استفاده از سرمایه مسکن است. این متغیر تابع درون زای نسبت وام مسکن به ارزش مسکن^۲ (LTV)، نرخ بهره و حق بیمه ریسک بانکی است. براین اساس، در صورت تسهیل شرایط اعتباری و افزایش نسبت وام مسکن به ارزش مسکن با کاهش هزینه تعدیل شده (U^A) شیب خط در ربع دوم کاهش یافته (چرخش به سمت چپ)، که به ازای هر سطح معینی از نرخ اجاره (R_0) منجر به افزایش چشمگیر قیمت مسکن نسبت به اجاره می شود. این موضوع بر ربع سوم (صنعت ساخت) سرریز می شود. در این صورت، افزایش قیمت مسکن، از طریق تابع عرضه ساخت $P = f(C)$ ، صرفه اقتصادی احداث بنا را افزایش داده و جریان ساخت و ساز جدید C_0 را تحریک می کند. در نهایت در ربع چهارم، افزایش موجودی مسکن با انتقال در امتداد منحنی عرضه بلندمدت و تلاقی با منحنی تقاضای خدمات سکونت، فشار مازاد عرضه را به بازار اجاره منتقل کرده و نرخ اجاره بها را وارد یک مسیر تعدیل چرخه ای می کند. بدین ترتیب، مدل اصلاح شده بورگرسن و ایمبلم (۲۰۲۲) نشان می دهد که چگونه شوک های طرف عرضه اعتبارات و متغیرهای نهادی وام دهی می توانند از کانال ربع دوم، یک چرخه بازخوردی کامل (شامل رونق ساخت در ربع ۳، انباشت موجودی در ربع ۴ و

^۱ Mortgage Market Induced Booms and Busts in the Housing Market in a Modified DiPasquale-Wheaton Model

^۲ Loan-to-Value Ratio (LTV)

تغییرات اجاره در ربع (۱) در کل سیستم ایجاد کنند. شکل ۲ روند این انتقال در این ساختار را نشان می دهد.



شکل ۲. مدل DPW با تعدیل LTV (منبع: بورگرسن و ایمبلم، ۲۰۲۲: ۱۱)

۲-۲-۲- بازارهای سرمایه و بازارهای ثانویه

لاسزک (۲۰۲۵)، در مطالعه ای با عنوان "مدل DPW معاصر برای بخش املاک و مستغلات تجاری و قابلیت های تحلیلی آن"^۱ تلاش می کند تا یک بازخوانی جدید و عمیقی از مدل کلاسیک دی پاسکوال- ویتون ارائه دهد. این مقاله تلاش می کند نشان دهد که DPW همچنان یک چارچوب نظری پویا و قابل توسعه برای تحلیل بازار املاک تجاری در شرایط اقتصاد مدرن است. آنان دو موضوع اصلی را در کنار سایر موارد به عنوان اصلاحیه ای بر مدل کلاسیک وارد مدل کرده اند. یکی از این موارد، بازار سرمایه بود. در مدل اولیه بازار سرمایه به صورت نامحدود و با نرخ بهره برون زا در دسترس است. این در حالی است که در مدل جدید، عرضه سرمایه خود تابعی از بازده مورد انتظار، ریسک، نقد شوندگی، شرایط بازار مالی است. بنابراین، قیمت دارایی تنها بر اساس اجاره تعیین نمی شود، بلکه به وضعیت بازار سرمایه نیز وابسته است. از طرفی یکی دیگر از عوامل مهم دیگر، بازارهای ثانویه است. این یکی از مهم ترین نوآوری های مقاله لاسزک (۲۰۲۵) است. این بازار شامل اوراق بهادار وام های رهنی، صندوق های سرمایه گذاری املاک، بازارهای بدهی و سرمایه گذاری نهادی است. در اینصورت با وجود این بُعد جدید، سرمایه از بازارهای مالی وارد بازار املاک می شود و دوباره به بازار مالی بازمی گردد. در مدل کلاسیک چنین چرخه ای وجود نداشت. مقاله

¹ THE CONTEMPORARY DPW MODEL FOR THE COMMERCIAL REAL ESTATE SECTOR AND ITS ANALYTICAL CAPABILITIES

نشان می دهد که اکنون بخش بزرگی از تقاضای املاک تجاری توسط سرمایه‌گذاران نهادی ایجاد می‌شود. رفتار آن‌ها با خانوارها تفاوت اساسی دارد، زیرا تصمیم‌های آن‌ها بر مبنای مدیریت پرتفوی، ریسک و بازده است.

۳-۲. مطالعات داخلی

در ادبیات اقتصاد مسکن ایران، سیر تحول مطالعات از الگوهای یکپارچه به سمت تحلیل‌های فضایی، رفتاری و شبکه‌ای شتاب گرفته است. میرزایی و همکاران (۱۴۰۲) با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در مراکز استان‌ها، ارتباط شبکه‌ای بازارهای مسکن شهری را تأیید نموده و نشان دادند انتقال شوک‌های قیمتی تک‌قطبی نبوده و کلان‌شهرهایی نظیر کرج، شیراز و اراک نیز نقشی فعال در انتشار شوک ایفا می‌کنند. شیر افکن و همکاران (۱۴۰۳) با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۸۸، به تحلیل سرریز شوک‌های متقابل قیمت و حجم معاملات مسکن میان استان‌های ایران پرداخته است. یافته‌های توابع واکنش ضربه حاکی از آن است که تکانه‌های قیمتی تهران در قیاس با شوک‌های حجم معاملات آن، اثر مسلط و قوی‌تری بر رفتار قیمتی (در اکثریت استان‌ها به‌جز هفت استان) و حجم معاملات پیرامونی بر جای می‌گذارند. همچنین نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد که تغییرات قیمت مسکن در ۱۳ استان و حجم معاملات در ۱۴ استان عمدتاً از نوسانات حجم معاملات تهران تأثیر می‌پذیرند، در حالی که در مابقی استان‌ها، شوک قیمتی تهران محرک اصلی نوسانات بازار مسکن به شمار می‌رود. در ابعادی رفتاری و فضایی، نیک‌پسیان و همکاران (۱۴۰۴) با استفاده از مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) برای ۳۱ استان (۱۳۹۰-۱۴۰۰)، اثبات کردند که نوسانات نرخ ارز از کانال «فرهنگ وابستگی»، رفتارهای توده‌وار و سوگیری‌های سیستماتیک خریداران را در بازارهای مجاور تشدید می‌کند. علم‌الهدی و همکاران (۱۴۰۵) با اتخاذ رویکرد عامل‌بنیان (ABM) و الگوریتم ژنتیک (۱۳۷۷-۱۴۰۱)، ماهیت دوگانه مصرفی-سرمایه‌ای مسکن را تحلیل کرده و نشان دادند حذف رفتارهای سفته‌بازانه، قیمت را به هزینه‌های واقعی تولید و تقاضای مؤثر (قیمت تعادلی پایه) باز می‌گرداند. همچنین، نجفی شلمزادی و همکاران (۱۴۰۵) در قالب مدل وقفه فضایی پانل (۱۳۷۹-۱۴۰۲)، سرریز فضایی حباب قیمت مسکن را اثبات نمودند؛ به‌طوری‌که افزایش ۱۰ درصدی حباب در استان‌های همجوار، موجب انتقال ۹ درصدی اثر حبابی به استان هدف می‌شود.

۴-۲. مطالعات خارجی

در ادبیات بین‌المللی، تمرکز اصلی بر ادغام سازوکارهای اعتباری و پویایی‌های مکانی-زمانی در زیربازارهای مسکن بوده است. Agnello, Castro & Sousa (2020) در ارزیابی ۲۰ کشور عضو *OECD* (۱۹۷۰-۲۰۱۵) نشان دادند آزادسازی بخش وام مسکن طول دوره‌های رونق را افزایش داده و اوراق بهادارسازی، دوره‌های رکود را کوتاه‌تر می‌کند. Cipollini & Parla (2020) با اعمال مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) بر ۹۳ استان ایتالیا (۲۰۰۴-۲۰۱۶)، «اثر موجی^۱» سرریز مکانی-زمانی شوک‌های مسکن را عمدتاً از کانال حجم معاملات ردیابی کردند. در بعد نظری، بورگرسن و ایمبلم (۲۰۲۲) با بازتعریف نسبت قیمت به اجاره و ادغام نسبت وام به ارزش (LTV) در مدل دی‌پاسکوال-ویتون (DPW)، نحوه شکل‌گیری چرخه‌های رونق و رکود ناشی از شوک‌های اعتباری را در هر دو بخش مالکیت و اجاره تبیین نمودند. در نهایت، Valdez Gómez (2024)، با مقایسه مدل‌های هدائیک غیرمکانی و رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR)، برتری الگوی فضایی را در ثبت تغییرات ریزمقیاس زیربازارهای شهری در کشورهای در حال توسعه اثبات کردند.

با وجود دستاوردهای ارزشمند ادبیات فوق در تحلیل فضایی، رفتاری یا اعتباری مسکن، تفاوت بنیادی و تمایز اصلی پژوهش حاضر در این است که مطالعات پیشین یا تعاملات چهاربخش درون‌زای مسکن (DPW) را بدون در نظر گرفتن شبکه فضایی و سلسله‌مراتب شهری تحلیل کرده‌اند، یا سرریزهای فضایی را صرفاً به بازار قیمت محدود ساخته‌اند؛ در حالی که پژوهش حاضر برای پاسخ به این خلأ نظری و کاربردی، با بهره‌گیری از منطق درونی مدل DPW ورود تعاملی بازار زمین، هزینه‌های ساخت و تسهیلات به عنوان محرک‌های بنیادین اجاره‌بها و تلفیق آن با رهیافت نوین خودرگرسیون برداری جهانی فضایی رفتار پویای بازار اجاره مسکن ایران را در بستر یک نظام سلسله‌مراتب شهری سه‌سطحی (تهران، شهرهای بزرگ، و سایر شهرها) مدل‌سازی می‌کند.

۳. مدل DPW براساس روش GVAR

پژوهش حاضر با ترکیب مدل چهاربخشی DPW و رهیافت اقتصادسنجی فضایی GVAR، به مدل‌سازی اثر عوامل بنیادین (زمین، ساخت و تسهیلات) بر بازار اجاره مسکن در سه سطح شهری (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) می‌پردازد.

۱. بازار اجاره: تعیین‌کننده قیمت خدمات مسکن بر اساس تقاضای سکونتی

¹ . Ripple Effect

۲. بازار دارایی: جایی که جریان نقدی اجاره به ارزش سرمایه‌ای (قیمت زمین و ساختمان) تبدیل می‌شود.

۲. بازار ساخت: تعیین‌کننده میزان عرضه جدید بر اساس هزینه‌های ساخت و قیمت‌های بازار.

۳. بازار مالی: تأمین‌کننده نقدینگی و تسهیلات که نرخ بهره و قدرت خرید را به کل سیستم تزریق می‌کند.

در این مطالعه، برای انطباق با ساختار اقتصادی ایران، این مدل با وارد کردن متغیر تسهیلات بانکی (*Loan*) به عنوان محرک بازار مالی و تفکیک متغیرهای قیمت زمین (*Land*) و هزینه ساخت (*Construction Cost*) تقویت شده است. به منظور تحلیل سرریزهای قیمتی و شوک‌های متقابل بین مناطق مختلف، از مدل خودرگرسیون برداری جهانی (*GVAR*) استفاده شده است. انتخاب این روش به دلیل توانایی آن در مدل‌سازی هم‌زمان روابط درون‌منطقه‌ای و پیوندهای برون‌منطقه‌ای (*Cross – region linkages*) است. مدل برای سه سطح جغرافیایی شامل تهران (*Tehran*)، شهرهای بزرگ (*Large*) و شهرهای کوچک (*Sma*) تصریح شده است. ساختار مدل *GVAR* در این پژوهش از واحدهای $i = 1, 2, 3$ (منطقه شهری شامل شهر تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) تشکیل شده که هر کدام با یک مدل $VARX^*(p, q)$ توصیف می‌شوند:

$$x_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^R \varphi_{ij} x_{i,t-j} + \lambda_{i0} x_{it}^* + \sum_{j=1}^q \lambda_{ij} x_{i,t-j}^* + \varepsilon_{it} \quad (۱) \text{ رابطه}$$

در رابطه بالا که از مقاله (Pesaran & et al., 2004)، (Dees & et al., 2007)، استخراج شده و براساس موضوع مقاله برای ۳ منطقه شهری بازنویسی شده است، مقدار x_{it} نشان دهنده بردار متغیرهای داخلی منطقه شامل شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای (*Rent*)، شاخص قیمت زمین (*Land*)، سرمایه‌گذاری (*Investment*) است. همچنین x_{it}^* متغیرهای خارجی (*Global*) هستند که از طریق ماتریس وزنی (*W*) محاسبه شده و اثرات سرریز سایر مناطق را به منطقه i منتقل می‌کنند. ماتریس وزنی فضایی *GVAR* با استفاده از میانگین سهم سرمایه‌گذاری خصوصی در ساختمان‌های جدید شهری در سطوح مختلف سلسله‌مراتب شهری ساخته شده است. به‌طور مشخص، وزن‌ها براساس نسبت سرمایه‌گذاری ساخت‌وساز در تهران (W_{Tehran}) و شهرهای بزرگ ($W_{Large} = \frac{INV_{Large}}{INV_{Total Urban}}$) و سهم شهرهای کوچک برابر است با ($W_{Other} = 1 - W_{Tehran} - W_{Large}$). این رویکرد، اهمیت اقتصادی هر یک از بازارهای مسکن شهری را در

ساختار سرمایه گذاری ملی ساخت و ساز منعکس می سازد و فقط رابطه و فاصله فضایی آنان را شامل نمی شود. در این صورت شکل نهایی ماتریس وزنی فضایی برابر است با:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & W_L & W_O \\ W_T & 0 & W_O \\ W_T & W_L & 0 \end{bmatrix} \quad \text{رابطه (۲)}$$

همچنین متغیر تسهیلات مسکن / وام به عنوان متغیر مسلط^۱ برای تمامی مناطق در نظر گرفته شده است. در چارچوب *GVAR* متغیر مسلط به متغیری اطلاق می شود که بر تمامی زیرسیستم ها اثرگذاری مستقیم، یک طرفه و سراسری دارد، اما از هیچ یک از مناطق به تنهایی تأثیرپذیری مستقیم ندارد (برون زایی ضعیف یا قوی سراسری). در این پژوهش، متغیر تسهیلات پرداختی مسکن (*Loan*) به عنوان متغیر مسلط سیستم در نظر گرفته شده است؛ چراکه سیاست های اعتباری و تسهیلات تکلیفی بانک مسکن به عنوان یک متغیر برون زای کلان، به صورت سراسری بر کل مناطق شهری (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) اعمال می شود و کانال مالی کل سیستم را تغذیه می کند. براساس چارچوب نظری دی پاسکال - ویتون که در این پژوهش با متغیرهای بومی مسکن ایران تلفیق شده است، معادلات ساختاری چهارگانه به صورت زیر تصریح می شوند. در این مدل برای هر منطقه i بردار متغیرهای داخلی x_{it} برابر است با:

$$x_{it} = [Rent_{it}, Land_{it}, Investment_{it}, Cost_{it}] \quad \text{رابطه (۳)}$$

داده های مورد استفاده برای بخش اجاره شامل شاخص کرایه مسکن اجاره ای برای تهران، شهرهای بزرگ، شهرهای کوچک و سایر مناطق شهری است که به ترتیب با *Rent_Tehran*، *Rent_Sma*، *Rent_Large* و *Rent_Other* مشخص شده است.

$$Rent_{it} = \alpha_{1i} + \sum_{j=1}^p \beta_{1ij} Rent_{i,t-j} + \gamma_{1i} Loan_t + \delta_{1i} Rent_{it}^* + \varepsilon_{1it} \quad \text{رابطه (۴)}$$

همچنین داده های مورد استفاده برای بخش دارایی شامل شاخص قیمت زمین تهران (*Land_Tehran*)، شاخص قیمت زمین شهرهای بزرگ (*Land_Large*)، شاخص سایر مناطق شهری (*Land_Total*) است.

$$Land_{it} = \alpha_{2i} + \sum_{j=1}^p \varphi_{2ij} Rent_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \psi_{2ij} Land_{i,t-j} + \gamma_{2i} Loan_t + \delta_{2i} Land_{it}^* + \varepsilon_{2it} \quad \text{رابطه (۵)}$$

^۱ Global Factor

داده های مورد استفاده برای بخش ساخت شامل سرمایه گذاری بخش خصوصی در ساختمان های جدید مناطق شهری تهران (*Investment_Tehran*)، سرمایه گذاری بخش خصوصی در ساختمان های جدید مناطق شهری شهرهای بزرگ (*Investment_Large*)، سرمایه گذاری بخش خصوصی در ساختمان های جدید مناطق شهری سایر مناطق شهری (*Investment_Total*)، هزینه متوسط ساخت یک متر مربع بنا در تهران (*Constructioncostof one metr_Tehran*)، هزینه متوسط ساخت یک متر مربع بنا در شهرهای بزرگ (*Constructioncostof one metr_Large*)، هزینه متوسط ساخت یک متر مربع بنا در سایر مناطق شهری (*Constructioncostof one metr_Total*) است و بخش مالی نیز شامل داده های تسهیلات پرداختی بانک مسکن (*Loan*) است.

$$Investmwnt_{it} = \alpha_{3i} + \sum_{j=1}^p \theta_{3ij} (Land_{i,t-j} - Cost_{i,t-j}) \quad \text{رابطه (۶)}$$

$$Cost_{it} = \alpha_{4i} + \sum_{j=1}^p \eta_{4ij} Cost_{i,t-j} + \gamma_{4i} Loan_t + \delta_{4i} Cost_{it}^* + \varepsilon_{4it} \quad \text{رابطه (۷)}$$

پس از بررسی ایستایی متغیرها با آزمون های ریشه واحد، مدل های $VARX^*$ محلی با وقفه بهینه (براساس معیار AIC/SBC) تخمین زده شد. برای تحلیل پویایی سیستم و نحوه انتقال شوک ها (مثلاً شوک در قیمت زمین تهران به اجاره بهای سایر شهرها)، از توابع پاسخ به ضربه تعمیم یافته ($GIRF$) استفاده شده است. مزیت ($GIRF$) در چارچوب $GVAR$ این است که برخلاف روش تجزیه چولسکی، وابسته به ترتیب ورود متغیرها نبوده و توزیع همبستگی های هم زمان میان پسماندهای سیستم را بدون نیاز به فرضیات ساختاری ارتداد لحاظ می کند. از منظر ریاضی، پس از انباشت معادلات محلی با استفاده از ماتریس وزن فضایی و حل سیستم به فرم جهانی:

$$G_{yt} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \Phi_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$y_t = \mu + \sum_{k=1}^p F_k y_{t-k} + G^{-1} \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۹)}$$

بردار واکنش تعمیم یافته افق n برابر است با:

$$\psi_j^g(n) = \frac{1}{\sqrt{\sigma_{jj}}} A_n G^{-1} \sum_{\varepsilon} e_j \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

که در آن A_n ماتریس‌های ضرایب نمایانگر میانگین متحرک برداری $\sum_{\varepsilon} e_j$ ماتریس واریانس-کوواریانس خطاهای جهانی، و e_j بردار انتخاب شوک است.

در توجیه روش مورد استفاده باید گفت که روش‌های متعارف اقتصادسنجی فضایی تک‌معادله‌ای و تابلویی بر فرض محدودکننده همگنی ضرایب در تمامی مقاطع استوارند و ساختار درونی بازخوردی میان زیربازارهای چندگانه مسکن (اجاره، زمین، ساخت و اعتبار) را در قالب یک سیستم درون‌زای متقابل لحاظ نمی‌کنند. از سوی دیگر، کاربرد مدل‌های سری زمانی چندمتغیره نظیر VAR کلاسیک یا سیستم‌های پانل چندمعادله‌ای در سلسله‌مراتب شهری، بلافاصله سیستم را با بحران حاد از دست رفتن درجات آزادی ناشی از کثرت پارامترها مواجه می‌سازد. مدل $GVAR$ با تفکیک ساختار برآورد به دو گام منسجم این محدودیت‌های شدید را مرتفع می‌سازد. این سازوکار نه تنها ناهمگنی ساختاری مناطق و سرریزهای متقابل فضایی-زمانی را بدون کاهش کارایی آماری پوشش می‌دهد، بلکه در ترکیب با توابع واکنش ضربه‌ای تعمیم‌یافته ($GIRF$)، نیازی به فرضیات نامتقارن و سلیقه‌ای در ترتیب ورود متغیرها (ارتوگونال‌سازی چولسکی) نداشته و امکان ردگیری دقیق انتشار شوک‌های نامتقارن، رفتار مرکز-پیرامون و سرریزهای چندبخشی را در سیستم پیوسته مسکن ایران فراهم می‌آورد.

۳-۱. بررسی داده‌های تحقیق

به منظور ارزیابی ویژگی‌های مانایی متغیرهای پژوهش، مجموعه‌ای از آزمون‌های استاندارد ریشه واحد شامل دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس-پرون (PP) و آزمون مانایی کوآتیوسکی-فیلیپس-اشمیت-شین ($KPSS$) لازم است. نتایج آزمون‌های ADF و PP نشان داد که برای کلیه متغیرها، فرض صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد در سطح رد نشده است. هم‌زمان، نتایج آزمون $KPSS$ که فرض صفر آن بر پایایی سری دلالت دارد، حاکی از رد مانایی متغیرها است. بنابراین، مجموعه یافته‌های حاصل از هر سه آزمون به‌طور یکسان تأیید می‌کنند که سری‌های زمانی مربوط به شاخص قیمت زمین، اجاره‌بها، سرمایه‌گذاری و هزینه‌های ساخت‌وساز در سطح لگاریتمی، نامانا و انباشته از درجه یک $I(1)$ هستند (تفاضل مرتبه اول). با توجه به خطر حذف پیوندهای تعادلی بلندمدت و انحراف مشخصات مدل در صورت برآورد صرف در تفاضل اول، آزمون

هم‌انباشتگی ردیابی یوهانسن بر روی زیرسیستم‌های سه‌گانه (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) اعمال گردید. نتایج آزمون هم‌انباشتگی حاکی از وجود ۳ بردار هم‌انباشتگی در زیرسیستم تهران و ۲ بردار هم‌انباشتگی معنادار در شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. بر این اساس، چارچوب نظری دی‌پاسکال-ویتون (DPW) به عنوان یک ساختار تعادلی پایدار بلندمدت تجربی تأیید شد^۱. متعاقباً، مدل به جای $VARX$ تفاضلی ساده، در قالب یک مدل تصحیح خطای برداری منطقه‌ای تعمیم‌یافته $VECMX^*$ تصریح گردید که در آن جمله پسماند تعادل بلند مدت (ECM_{-1}) به همراه متغیرهای سرریز خارجی وزن‌دهی شده (ΔX_{ij}^*) در معادلات گنجانده شده‌اند.

جدول ۱: اجرای آزمون هم‌انباشتگی ردیابی یوهانسن (منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۵)

زیر سیستم	فرضیه صفر	Eigenvalue	Trace Stat
Tehran	$r = 0$	۰/۶۲۳	۷۱/۷۱۳
Tehran	$r = 1$	۰/۴۷۱	۳۹/۴۴۷
Tehran	$r = 2$	۰/۳۵۷	۱۸/۴۳۳
Tehran	$r = 3$	۰/۱۰۹	۳/۸۱۱
Large	$r = 0$	۰/۷۰۶	۷۹/۹۶۱
Large	$r = 1$	۰/۵۸۴	۳۹/۵۵۹
Large	$r = 2$	۰/۲۵۲	۱۰/۵۵
Large	$r = 3$	۰/۰۲۸	۰/۹۵۸
Small	$r = 0$	۰/۷۳۲	۸۱/۸۰۳
Small	$r = 1$	۰/۵۲۹	۳۸/۲۹۱
Small	$r = 2$	۰/۲۸۴	۱۳/۴۲۴
Small	$r = 3$	۰/۰۶۸	۲/۳۵۷

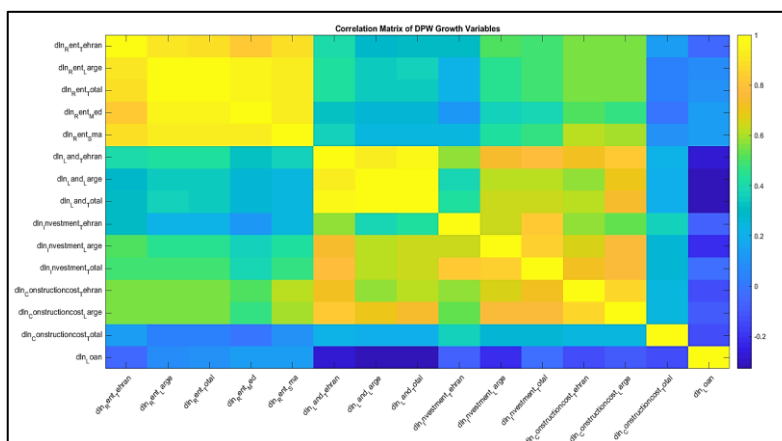
جدول ۲: نتایج نهایی مدل تصحیح خطای برداری منطقه‌ای (منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۵)

زیر سیستم	$Alpha_{ECM_t_1}$	t_stat_ECM	p_val_ECM	dln_Rent_lag1	dln_X_star	$R_Squared$
Tehra	۰/۰۳۳	۱/۰۲۹	۰/۳۱۲	-۰/۰۴۶	۱/۰۰۳	۰/۸۷۵

^۱ . نتایج برآورد بردار هم‌انباشتگی (جدول ۱) وجود رابطه تعادلی بلندمدت چندگانه میان متغیرهای مدل چهاربخشی DPW را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌کند. با این حال، همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، ضریب تصحیح خطا در معادله کوتاه‌مدت رشد اجاره برای هر سه طبقه شهری از لحاظ آماری معنادار نشده است. این یافته حاوی یک دلالت اقتصادی کلیدی است: چسبندگی و اینرسی بالای بازار اجاره‌بها و عدم انعطاف‌پذیری قراردادهای اجاره در کوتاه‌مدت موجب می‌شود که تعدیل ناترازی‌های تعادلی بلندمدت به‌کندی و با وقفه زمانی صورت پذیرد.

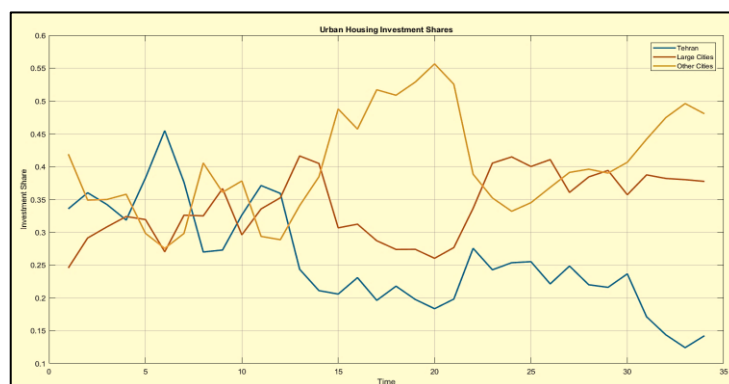
$R_Squared$	dln_X_star	dln_Rent_lag1	p_val_ECM	t_stat_ECM	$Alpha_ECM_t_1$	ذیر سیستم
						n
۰/۹۲۵	۰/۸۰۴	۰/۰۳۷	۰/۱۰۳	-۱/۶۸۱	-۰/۰۶۸	<i>Large</i>
۰/۸۹۰	۰/۸۴۸	۰/۲۵۸	۰/۹۹۷	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	<i>Small</i>

نمودار (۳)، نمودار ماتریس ارائه شده، ضرایب همبستگی بین متغیرهای تحقیق را در قالب گروه‌های چهارگانه ارکان اصلی مدل *DPW* شامل اجاره، زمین، سرمایه‌گذاری و هزینه ساخت و در سه سطح شهری (تهران، شهرهای بزرگ، و سایر مناطق شهری) به همراه متغیر تسهیلات بانکی نمایش می‌دهد. نمودار (۳)، ماتریس ضرایب همبستگی میان متغیرهای پژوهش را در قالب ارکان چهارگانه مدل *DPW* شامل اجاره، زمین، سرمایه‌گذاری و هزینه ساخت در سه سطح سلسله‌مراتب شهری (تهران، شهرهای بزرگ و سایر مناطق شهری (به همراه متغیر مسلط تسهیلات بانکی نشان می‌دهد. بالا بودن ضرایب همبستگی میان شاخص‌های اجاره در سطوح سه‌گانه شهری (بیش از ۰.۹۰)، پیش از هر چیز بازتاب‌دهنده جهت‌گیری و هم‌حرکتی هم‌راستای اسمی این متغیرها تحت تأثیر روند عمومی تورم ملی و متغیرهای کلان بالادستی است. با این حال، تحلیل همبستگی ایستا نمی‌تواند سازوکار پویا، جهت علیت و شدت سرریز شوک‌ها را تبیین نماید. از این‌رو، سنجش دقیق رفتار متقابل این سطوح و آزمون فرضیه یکپارچگی یا واگرایی مکانی بازار اجاره، نیازمند تحلیل توابع عکس‌العمل، تعمیم‌یافته (*GIRF*) است.



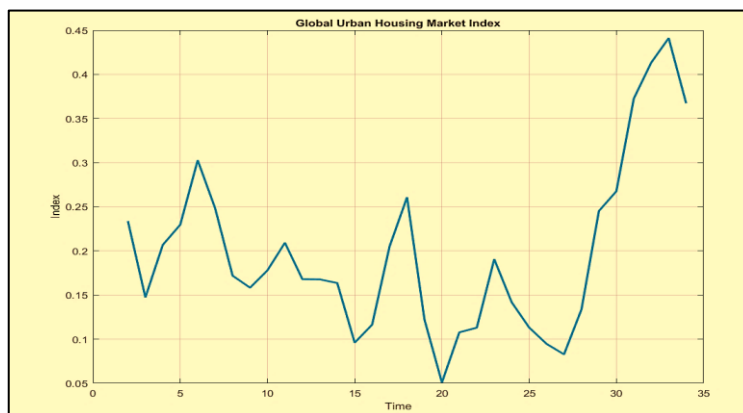
نمودار ۳. نمودار ماتریس متغیرهای اصلی پژوهش (منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۵)

براساس نحوه ساخت ماتریس فضایی در $GVAR$ ، شکل (۴) استخراج شد. این نمودار نشان می‌دهد که ترکیب مکانی سرمایه‌گذاری شهری در طول زمان تغییر کرده است. تهران در ابتدای دوره سهم بالاتری (حدود ۳۵٪-۴۵٪) دارد، اما در ادامه کاهش می‌یابد و در انتهای دوره به حدود ۱۵٪-۱۲٪ می‌رسد. این در حالی است که شهرهای بزرگ نسبتاً پایدارترند و در بازه‌ای حدود ۲۵٪-۴۲٪ نوسان می‌کنند. همچنین شهرهای کوچک در میانه و اواخر دوره رشد می‌کنند و حتی به حدود ۵۵٪-۵۶٪ می‌رسند. سهم سرمایه‌گذاری نقاط مختلف در سلسله مراتب شهری نشان می‌دهد که نقطه مرکزی سرمایه‌گذاری ساختمانی در پایان دوره از تهران به سایر مناطق شهری منتقل شده است؛ بخشی از این فشار ناشی از احتمال بروز تحولات در سطح کلان به دلیل بروز جنگ و بخشی دیگر به دلیل سرریزهای منفی شهر تهران است.



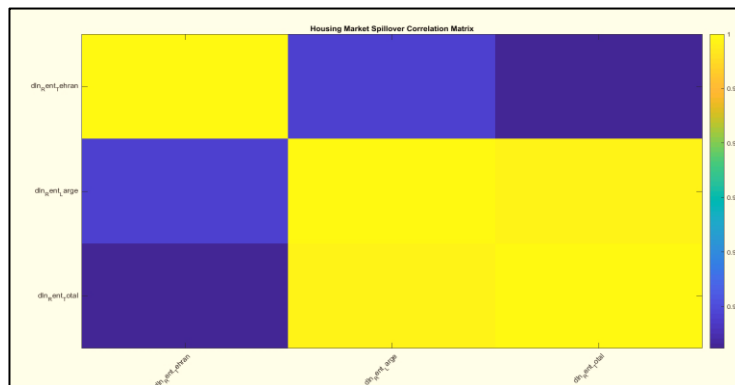
شکل ۴. سهم سرمایه‌گذاری نقاط مختلف در سلسله مراتب (منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۵)

در شکل (۵)، شاخص تجمیعی از بازار مسکن شهری قابل رویت است که از میانگین رشد سهم‌های سرمایه‌گذاری ساختمان‌های ساخته شده به دست آمده است. این نمودار نشان می‌دهد که در ابتدای دوره، شاخص تجمیعی نوسان دارد و در میانه دوره اُفت می‌کند. همچنین در انتهای دوره یک جهش صعودی شدید قابل رویت است. این جهش در پایان دوره نشان دهنده افزایش اهمیت سرمایه‌گذاری در بازار مسکن شهری است. لذا احتمال فعال‌شدن مجدد شبکه‌ی سرمایه‌گذاری در مسکن در فضاهای شهری کل کشور پس از رکود مشاهده شده در این بازار براساس داده‌های ۳۲ ساله وجود داشته است؛ با بررسی داده‌های واقعی مسکن در ایران به دلیل رشد اجاره مسکن در بازه زمانی اسفند ۱۴۰۴ تا اوایل ۱۴۰۵ این موضوع قابل تایید است.



شکل ۵. شاخص تجمیعی از بازار مسکن شهری (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

از طرفی یکی از پیش فرض های اساسی در مدل های پانل پیشرفته و به ویژه مدل $GVAR$ ، بررسی و تأیید وابستگی مقطعی است. همبستگی های همزمان بالای ۰/۸۹۰ در تمام جایگشت ها نشان می دهد که شوک های وارد شده به یک منطقه به سرعت در فضا منتشر می شوند. این امر فرضیه استقلال مناطق از یکدیگر را به طور کامل رد کرده و استفاده از مدل های مرسوم VAR تک منطقه ای را به دلیل تورش ناشی از حذف متغیرهای فضایی^۱ غیرقابل قبول می سازد. این نتایج در نمودار ماتریس (۶)، نشان داده شده است.



شکل ۶. تأیید وابستگی مقطعی و استفاده از $GVAR$ (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

^۱ . Omitted Variable Bias

۴. یافته های تحقیق

به منظور بررسی پویایی انتقال ضربه‌ها در شبکه مسکن مناطق، از توابع پاسخ به ضربه تعمیم‌یافته (*GIRF*) بهره گرفته شد. مزیت کلیدی *GIRF* بر توابع واکنش سنتی (نظیر تجزیه چولسکی)، عدم وابستگی آن به ترتیب‌بندی تصادفی متغیرها در سیستم است. با این حال، از منظر اقتصادسنجی باید تأکید نمود که *GIRF* ذاتاً ماهیتی ساختاری ندارد و شوک‌های محاسبه‌شده در آن، بازتاب‌دهنده شوک‌های تاریخی مشاهده‌شده و هم‌بستگی‌های هم‌زمان پسماندهای سیستم هستند؛ از این‌رو، الگوهای حاصل نباید به عنوان روابط مستقیم علی ساختاری تفسیر شوند، بلکه به عنوان الگوهای تجربی هم‌حرکتی و دینامیک همبستگی مقطعی در پاسخ به ضربه‌ها قلمداد می‌گردند. در ابتدا باید افق زمانی^۱ در مدل‌های *GVAR*، مورد محاسبه قرار بگیرد. هدف اصلی *GIRF* این است؛ که نشان دهد پس از یک شوک، متغیر چقدر طول می‌کشد تا دوباره به وضعیت تعادل برگردد. نتایج بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که مقدار اثر شوک در افق ۱۱ به عددی نزدیک به صفر رسیده است. این یعنی ۱۱ دوره زمان کافی بوده تا سیستم نشان دهد که شوک‌ها موقتی هستند. این بازه بلندمدت، چرخه کامل سیاست‌های پولی و شوک‌های اقتصادی کلان را در بر می‌گیرد؛ که برای یک مطالعه ساختاری مسکن کاملاً مناسب است. جدول (۳)، نشان می‌دهد که با وارد شدن یک شوک به اجاره‌بهای یک منطقه، واکنش اجاره‌بهای مناطق دیگر در افق‌های زمانی تعیین شده، چگونه خواهد بود. مقدار مثبت یعنی اجاره‌بها در آن منطقه پس از شوک افزایش خواهد یافت. مقدار منفی یعنی پس از شوک اجاره‌بها کاهش خواهد یافت و کوچک شدن قدرمطلق اعداد در افق‌های بالاتر یعنی اثر شوک به تدریج از میان می‌رود. شوک به تهران، اجاره‌بها را در خود تهران (۰/۰۴) و شهرهای بزرگ (۰/۰۰۹) افزایش می‌دهد. این نشان‌دهنده یک «هم‌بستگی مثبت» قوی بین تهران و شهرهای بزرگ است. تهران پیشران بازار است و وقتی تلاطمی در تهران رخ می‌دهد، شهرهای بزرگ بلافاصله آن را حس می‌کنند. این همان اثر سرریز مستقیم است. در مقابل، شهرهای کوچک واکنش منفی (۰/۰۲۷-) نشان می‌دهند. این یعنی بازار شهرهای کوچک در این حالت «ضدچرخه‌ای^۲» عمل کرده‌اند. نتایج جدول (۴) نیز اثر یک شوک بر شهرهای بزرگ را نشان می‌دهد. شوک به شهرهای بزرگ باعث افزایش اجاره‌بها در تهران (۰/۰۱۲) می‌شود. این یعنی رابطه تهران و شهرهای بزرگ دوطرفه است. واکنش‌ها در افق زمانی صفر (یعنی ردیف اول جدول شماره ۲) شروع شده و با سرعت بسیار بالایی (تعدیل‌نمایی) به سمت

^۱ . Horizon

^۲ . Counter-cyclical

صفر میل می کنند (تا ردیف آخر جدول). این نشان می دهد بازار مسکن در ایران (در سطح کلان) علی رغم چسبندگی، نهایتاً انعطاف پذیر است و شوک ها را در میان مدت «جذب» می کند. جدول (۵) نیز نشان دهنده اثر یک شوک بر اجاره در شهرهای کوچک است که نشان می دهد که وقتی شوک در شهرهای کوچک رخ می دهد، تأثیر منفی بر تهران ($-0/029$) و شهرهای بزرگ ($-0/018$) دارد. در ایران، وقتی شهرهای کوچک دچار افزایش قیمت اجاره می شوند (مثلاً به دلیل مهاجرت های درون منطقه ای به خاطر جنگ و...)، این اتفاق باعث «تخلیه فشار» از کلان شهرها نمی شود، بلکه نوعی «جابه جایی تقاضا» رخ می دهد که به طور موقت از جذابیت بازار شهرهای بزرگ می کاهد. برون زایی ضعیف متغیرهای خارجی یکی از فروض اساسی برآورد کارای معادلات مجزای منطقه ای در مدل های $GVAR$ است. با توجه به تقسیم بندی نظام شهری ایران به سه گروه کلان (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک، یعنی $N = 3$ لازم است تصریح شود که آزمون های F برون زایی ضعیف در شرایط تعداد اندک مقاطع با مسئله کاهش قدرت آماری مواجه هستند. بنابراین، عدم رد فرض صفر برون زایی ضعیف نباید به عنوان برهان قاطع برون زایی کامل تفسیر شود؛ بلکه این نتیجه صرفاً مبین آن است که شواهد تجربی کافی در داده های موجود برای رد این فرض و ایجاد اختلال در اعتبار برآوردگر وجود ندارد. همچنین ماهیت ماتریس وزنی فضایی و مقیاس بالای بازارها مانع از غلبه انفرادی بازارهای اقماری بر کل سیستم می گردد.

جدول ۳: شوک با مبدا تهران (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

افق زمانی	تهران (Tehran)	شهرهای بزرگ (Large)	شهرهای کوچک (Sma)
۰	$-0/0408$	$0/0091$	$-0/0271$
۱	$-0/0245$	$0/0054$	$-0/0162$
۲	$-0/0147$	$0/0032$	$-0/0097$
۳	$-0/0088$	$0/0019$	$-0/0058$
۴	$-0/0052$	$0/0011$	$-0/0035$
۵	$-0/0031$	$0/0007$	$-0/0021$
۶	$-0/0019$	$0/0004$	$-0/0012$
۷	$-0/0011$	$0/0002$	$-0/0007$
۸	$-0/0006$	$0/0001$	$-0/0004$
۹	$-0/0004$	$0/0000$	$-0/0002$
۱۰	$-0/0002$	$0/0000$	$-0/0001$
۱۱	$-0/0001$	$0/0000$	$-0/0000$

جدول ۴: شوک با مبدا شهرهای بزرگ (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

افق زمانی	تهران (Tehran)	شهرهای بزرگ (Large)	شهرهای کوچک (Sma)
۰	۰/۰۱۲۵	۰/۰۲۹۶	-۰/۰۲۳۳
۱	۰/۰۰۷۵	۰/۰۱۷۷	۰/۰۱۳۹
۲	۰/۰۰۴۵	۰/۰۱۰۶	-۰/۰۰۸۳
۳	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۶۴	-۰/۰۰۵۰
۴	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۳۸	-۰/۰۰۳۰
۵	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۳۲	-۰/۰۰۱۸
۶	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۳	-۰/۰۰۱۰
۷	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۶
۸	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۳
۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۲
۱۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱
۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۰

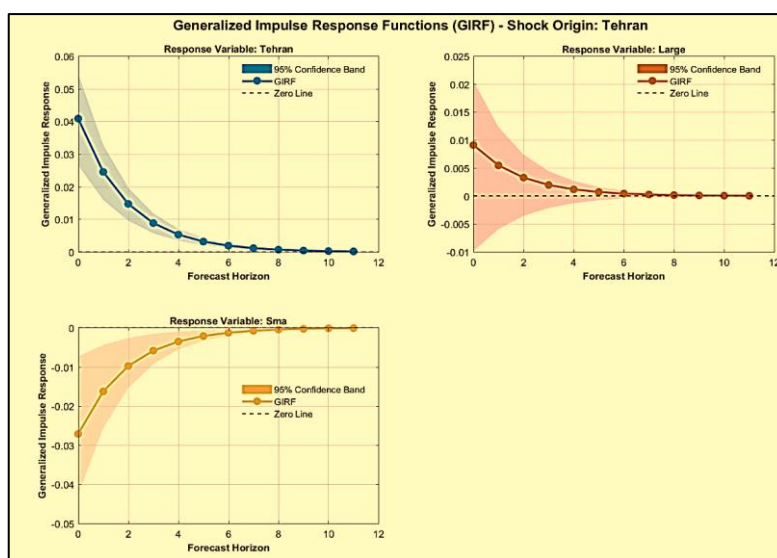
جدول ۵: شوک با مبدا شهرهای کوچک (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

افق زمانی	تهران (Tehran)	شهرهای بزرگ (Large)	شهرهای کوچک (Sma)
۰	-۰/۰۲۹۷	-۰/۰۱۸۵	۰/۰۳۷۲
۱	-۰/۰۱۷۸	-۰/۰۱۱۱	۰/۰۲۲۳
۲	-۰/۰۱۰۷	-۰/۰۰۶۶	۰/۰۱۳۴
۳	-۰/۰۰۶۴	-۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۸۰
۴	-۰/۰۰۳۸	-۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۴۸
۵	-۰/۰۰۲۳	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۲۸
۶	-۰/۰۰۱۳	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۷
۷	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۰
۸	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۶
۹	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۳
۱۰	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲
۱۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱

در ادامه براساس نتایج جداول بالا، توابع واکنش ضربه تعمیم یافته (GIRF) ترسیم شد که محور افقی نشان دهنده بازه زمانی است. محور عمودی نیز نشان دهنده میزان انحراف متغیرها از روند تعادلی را در پاسخ به یک شوک به اندازه یک انحراف معیار استاندارد ($\pm 1\sigma$) به تصویر می کشد. همچنین ناحیه سایه دار نشان دهنده باند اطمینان^۱ (95%) است. اگر خط چین صفر

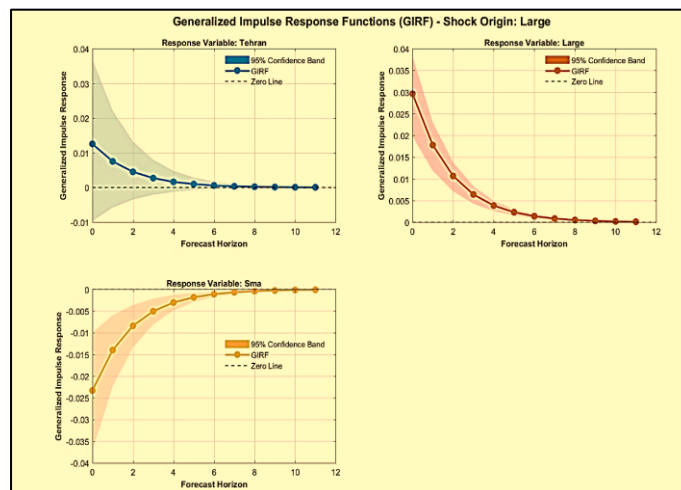
^۱ . Confidence Band

درون این باند قرار گیرد، واکنش در آن افق از نظر آماری غیرمعنادار است؛ در غیر این صورت، واکنش معنادار تلقی می‌شود. شوک با منشأ تهران نشان می‌دهد که واکنش مثبت، قوی حدود (۰/۰۴۱) و کاملاً معنادار که با شیبی ملایم در طول زمان مستهلک می‌شود. این نشان‌دهنده چسبندگی بالای قیمت و انتظارات تطبیقی سفته‌بازان در پایتخت است. واکنش مثبت اما به شدت کوچک که باند اطمینان آن کاملاً خط صفر را قطع کرده است. بنابراین، اثر سرریز تهران بر شهرهای بزرگ از نظر آماری غیرمعنادار است.



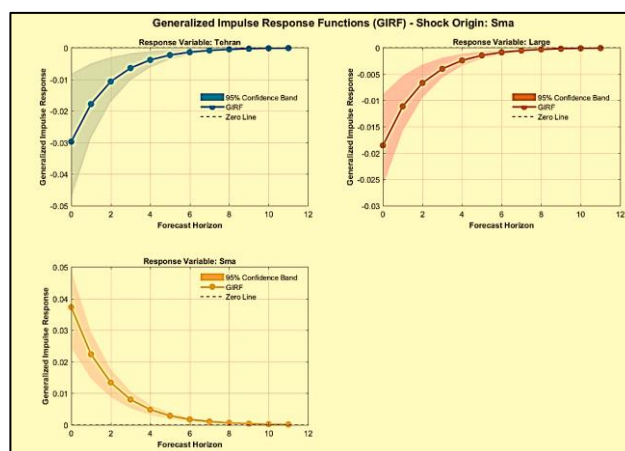
شکل (۷). شوک با منشأ تهران (*Shock Origin: Tehran*) (منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۵)

در شوک با منشأ شهرهای بزرگ، واکنش اولیه تهران مثبت و ناچیز است و از آنجا که باند اطمینان خط صفر را پوشش داده است، این اثر کاملاً غیرمعنادار است. اثر این شوک بر شهرهای بزرگ یک واکنش مثبت و معنادار (۰/۰۳) که به سرعت و به‌طور مانا کاهش می‌یابد. واکنش شهرهای کوچک منفی و کاملاً معنادار که تا افق ۴ زیر خط صفر و خارج از باند اطمینان قرار دارد.



شکل ۸. شوک با منشأ شهرهای بزرگ (*Shock Origin: Large*) (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

در شوک با منشأ شهرهای کوچک، وقتی شوکی به بازار شهرهای کوچک وارد می شود، دینامیک های جالب توجه ای شروع به فعالیت می کنند. تهران به این واکنش با مبدا شهرهای کوچک، یک عکس العملی منفی نشان می دهد و از طرفی تا افق ۴ این واکنش کاملاً معنادار است. این در حالی است که واکنش شهرهای بزرگ، منفی و کاملاً معنادار (تا افق ۴ و زیر خط صفر) است در مورد شهرهای کوچک اما این واکنش به شدت قوی و معنادار است و پایداری محسوسی دارد.



شکل ۹. شوک با منشأ شهرهای کوچک (*Shock Origin: Sma*) (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

تحلیل ضربه-پاسخ در جدول (۶)، بینش‌های عمیقی از سلسله‌مراتب انتقال شوک در بازار اجاره مسکن ایران ارائه می‌دهد. چند نکته کلیدی در این یافته‌ها، قدرت اقناع مدل را دوچندان می‌کند. تمامی شوک‌ها دارای «نیمه‌عمر»^۱ برابر با ۲ دوره هستند؛ که نشان‌دهنده چسبندگی قیمت و تداوم اثرات شوک در بازار اجاره مسکن ایران به مدت حداقل دو سال است. نیمه عمر مدت زمانی است که طول می‌کشد تا اثر اولیه یک شوک به حدود نصف (۵۰٪) مقدار اولیه خود کاهش یابد.^۲ پس براساس نتایج، بخش عمده و توده اصلی انرژی شوک ظرف مدت کوتاه ۲ سال تخلیه می‌شود. نکته بسیار تامل‌برانگیز، اثر منفی شوک تهران بر شهرهای کوچک (۰/۰۶۷-) و اثر منفی شهرهای کوچک بر تهران (۰/۰۷۴) است. این همبستگی منفی که در ۱۲ دوره زمانی نیز معنادار باقی مانده، می‌تواند گویای یک رفتار جانشینی در سبد دارایی سرمایه‌گذاران باشد. در واقع این یک رابطه الاکلنگی کامل است. سرمایه‌های بخش خصوصی یا در بازار پایتخت مستقر می‌شوند یا به سمت حومه سلسله مراتب شهری یعنی شهرهای کوچک تر فرار می‌کنند. شوک مثبت کرایه مسکن در تهران، به جای آنکه فوراً موجب رونق هم‌جهت در شهرهای کوچک شود، احتمالاً باعث بازتخصیص سرمایه به نفع بازار تهران و به زیان بازارهای کوچک‌تر می‌شود. این نتیجه با ویژگی‌های بازار مسکن ایران سازگار است؛ زیرا تهران معمولاً از نظر نقدشوندگی، امنیت سرمایه‌گذاری، عمق بازار، امکان حفظ ارزش دارایی و انتظارات تورمی، برای سرمایه‌گذاران جذاب‌تر از شهرهای کوچک تلقی می‌شود. بازار مسکن ایران کانال انتقال اطلاعات بسیار سریعی را نشان داده است. سرمایه‌گذاران بلافاصله در همان دوره صفر اقدام به تصمیم‌گیری (فروش در شهرهای کوچک و خرید در تهران یا بالعکس) می‌کنند. نکته مهم دیگر که از جدول زیر شکل‌های بالا نیز قابل ادراک است این است که نقش واسطه‌گری شهرهای بزرگ رد شده است. بررسی پویایی سرریزها در جدول (۶) و توابع $GIRF$ ، شواهد تجربی دال بر عملکرد آبخاری سلسله‌مراتبی (یعنی انتقال شوک از تهران به شهرهای کوچک از کانال واسطه‌ای شهرهای بزرگ) نشان نمی‌دهد. از منظر دینامیک سیستم، اثر سرریز شوک تهران بر شهرهای بزرگ در همان افق اولیه بسیار کوچک بوده و فواصل اطمینان ۹۵٪ آن در افق‌های بعدی خط صفر را پوشش داده است (افق معناداری برابر با ۰). از آنجا که مؤلفه نخست زنجیره انتقال غیر مستقیم (تهران به شهرهای بزرگ) فاقد معناداری آماری پایدار است، سیستم فاقد پویایی کافی برای فعال‌سازی یک کانال میانجی معنادار به سمت شهرهای کوچک است. علاوه بر این، واکنش معنادار و آنی شهرهای کوچک در همان دوره

^۱ . Half-Life

^۲ . $GIRF_{t_{1/2}} \leq \frac{1}{2} Grif(0)$

نخست ($h=0$) با مقدار $-0/027$ و پایداری تا ۱۱ دوره، حاکی از غلبه کانال سرریز مستقیم و هم‌زمان بین تهران و شهرهای کوچک (ناشی از بازتوزیع سبد دارایی و انتظارات تورمی کلان) بر هرگونه اثر میانجی تدریجی از سوی شهرهای بزرگ است. شبکه شهری ایران در بازار مسکن استیجاری یک شبکه چندقطبی مجزا است.

این یعنی سرریز ها و وابستگی های فضایی وجود دارد ولی ساختار آن قطعه قطعه و نامتقارن است. نکته بعدی این است که وقتی گفته می شود؛ اثر فقط تا افق ۴ معنادار (نتایج شکل های ۵ و ۶ و ۷) است، یعنی اثر لحظه‌ای^۱ سریع از بین می‌رود. اینکه اثرات تجمعی در جدول زیر همچنان در افق های بالاتر اعداد معناداری هستند، نشان می‌دهد که اگرچه شوک در دوره ۴ به بعد «شدت معنادار» خود را از دست می‌دهد، اما «اثر انباشته» آن همچنان برای شکل‌دهی به جهت‌گیری نهایی بازار کافی است. از طرفی از این ۴ دوره نصف اثر در همان افق ۲ تخلیه می‌شود.

جدول (۶) - تحلیل ضربه و پاسخ (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

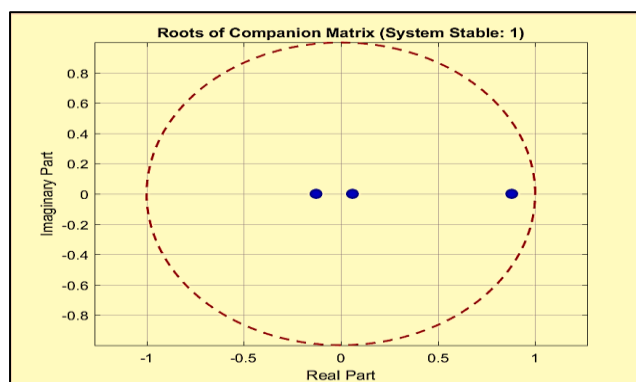
شوک	پاسخ	نوع رابطه	تأثیر اولیه و اوج ^۲	تأثیر تجمعی	نیمه عمر	افق های معنادار	جهت
تهران	تهران	خودپاسخی	۰/۰۴۰۸	۰/۱۰۱۹	۲	۱۲	Positive
تهران	شهرهای بزرگ	سرریز	۰/۰۰۹۱	۰/۰۲۲۷	۲	۰	Insignnificant
تهران	شهرهای کوچک	سرریز	-۰/۰۲۷۱	-۰/۰۶۷۶	۲	۱۲	Negative
شهرهای بزرگ	تهران	سرریز	۰/۰۱۲۵	۰/۰۳۱۳	۲	۰	Insignnificant
شهرهای بزرگ	شهرهای بزرگ	خودپاسخی	۰/۰۲۹۶	۰/۰۷۳۹	۲	۱۲	Positive
شهرهای بزرگ	شهرهای کوچک	سرریز	-۰/۰۲۳۳	-۰/۰۵۸۱	۲	۱۲	Negative
شهرهای کوچک	تهران	سرریز	-۰/۰۲۹۷	-۰/۰۷۴۱	۲	۱۲	Negative
شهرهای کوچک	شهرهای کوچک	سرریز	-۰/۰۱۸۵	-۰/۰۴۶۲	۲	۱۲	Negative

^۱ . Impulse

^۲ . نکته مهم این است که اثر اولیه و اثر اوج در خروجی نهایی با هم برابرند. در توابع واکنش ضربه (IRF/GIRF)، اثر اولیه انحراف متغیر واکنش در افق (همان لحظه وقوع شوک یعنی $h = 0$) را نشان می‌دهد. اثر اوج (Peak Impact) بیشترین قدر مطلق انحراف را در کل افق پیش‌بینی ($h = 0$) تا $h = 12$ (نشان می‌دهد. این بدان معناست که بازار مسکن ایران متفاوت از بازار دارایی عمل می‌کند.

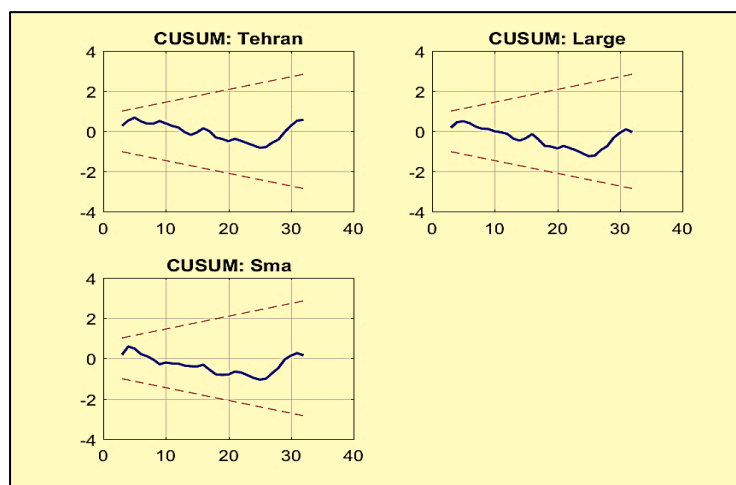
شوک	پاسخ	نوع رابطه	تاثیر اولیه و اوج ^۲	تاثیر تجمعی	نیمه عمر	افق های معنادار	جهت
کوچک	بزرگ						
شهرهای کوچک	شهرهای کوچک	خودپاسخی	۰/۰۳۷۲	۰/۰۹۲۹	۲	۱۲	Positive

برای تحلیل پایداری کل سیستم می توان از نمودار ارزیابی همگرایی و ثبات میان مدت مدل *GVAR* استفاده کرد. در اولین گام برای اطمینان از اعتبار نتایج پیش بینی و توابع عکس العمل ضربه (*IRFs*)، پایداری دینامیک مدل *GVAR* از طریق محاسبه مقادیر ویژه (*Eigenvalues*) ماتریس همراه (*Companion Matrix*) مورد آزمون قرار گرفت. طبق مبانی اقتصادسنجی، شرط لازم برای بازگشت سیستم به تعادل بلندمدت پس از وقوع یک شوک، قرارگیری تمامی ریشه ها در داخل دایره واحد (*Unit Circle*) است. یافته ها نشان می دهد که تمامی ریشه های مشخصه سیستم در داخل دایره واحد محصور شده اند، به طوری که بزرگترین ریشه (*Dominant Root*) برابر با ۰/۸۹۷ محاسبه شده است. فاصله معنادار این ریشه از عدد یک (مرز ناپایداری)، گویای این واقعیت است که بازار مسکن در مناطق مورد مطالعه (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) علی رغم تجربه تکانه های ساختاری، فاقد رفتارهای انفجاری (*Explosive Behavior*) بوده و سیستم پس از وقوع شوک، تمایل ذاتی به همگرایی و بازگشت به مسیر تعادلی دارد. این سطح از پایداری، قابلیت اتکای نتایج حاصل از تجزیه واریانس و سرریزهای قیمتی را در افق های زمانی میان مدت تضمین می کند.



شکل ۱۰. نمودار ارزیابی همگرایی و ثبات میان مدت مدل *GVAR* (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

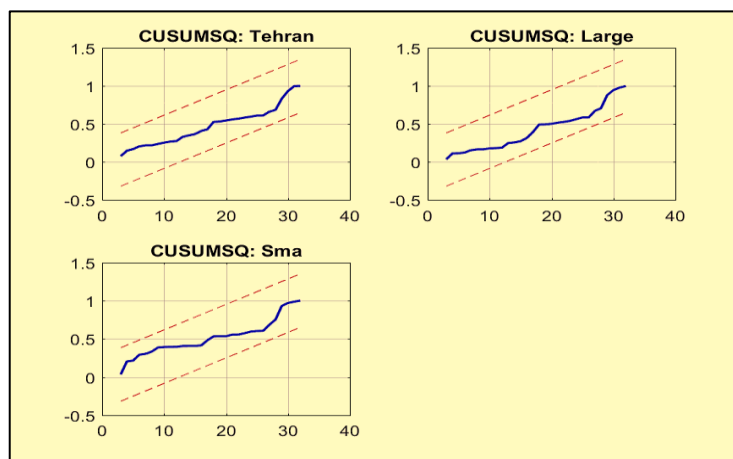
همچنین برای تحلیل ثبات ساختاری پارامترها از آزمون های *CUSUM* استفاده شده است که در نمودار (۱۱) گزارش شده است. این نمودار به منظور واری عدم وجود شکست ساختاری در ضرایب مدل ترسیم شده است. به منظور اطمینان از ثبات ضرایب تخمینی در طول دوره زمانی مورد مطالعه و اطمینان از اینکه نتایج تحت تأثیر تغییرات ناگهانی در سیاست‌های پولی یا شوک‌های برون‌زای سیاسی قرار نگرفته‌اند، آزمون تجمعی پسماندها (*CUSUM*) برای هر سه منطقه (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) به تفکیک اجرا گردید. مشاهدات ترسیم‌شده در نمودارهای *CUSUM* نشان می‌دهد که روند تغییرات تجمعی پسماندها در تمامی مناطق (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) به‌طور کامل در داخل باند اطمینان ۵ درصد قرار دارد. این یافته از منظر اقتصاد مسکن بسیار حائز اهمیت است؛ چراکه نشان می‌دهد الگوهای رفتاری بازیگران بازار مسکن استیجاری در مناطق مختلف ایران در طول دوره مورد بررسی، علیرغم نوسانات اقتصادی، دارای ثبات بوده و مدل *GVAR* به‌خوبی توانسته است ساختار پایدار روابط بین‌منطقه‌ای را استخراج نماید. لذا، نتایج حاصل از این مدل برای سیاست‌گذاری‌های آتی در بخش مسکن کاملاً قابل تعمیم است.



شکل ۱۱. تحلیل ثبات ساختاری پارامترها از آزمون های *CUSUM* (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

نتایج بررسی نمودارهای *CUSUMSQ* نیز، در هر سه منطقه (تهران، شهرهای بزرگ و شهرهای کوچک) نشان می‌دهد که مدل در طول دوره نمونه از پایداری ساختاری برخوردار است. به عبارت دیگر، ضرایب برآوردی دچار شکست ساختاری محسوس نشده‌اند. همچنین رفتار پارامترها در طول زمان نسبتاً ثابت بوده است؛ و در نهایت نتایج *GIRF* و سایر استنباط‌های دینامیکی، از منظر

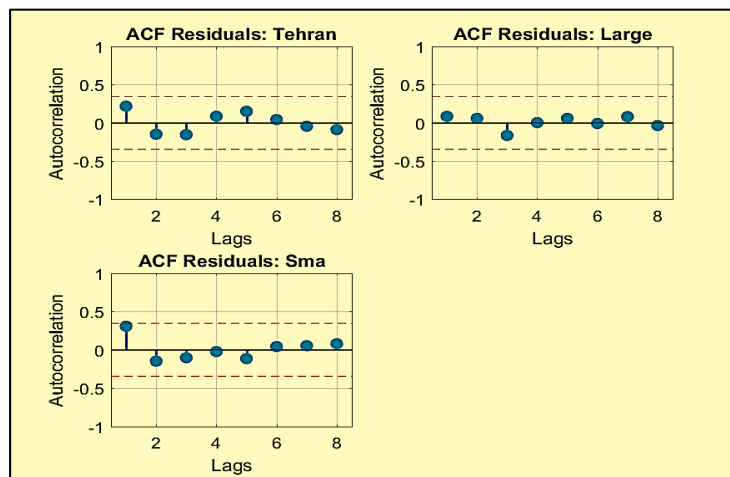
پایداری نمونه، قابل اتکا هستند. این نکته به‌ویژه اهمیت دارد، زیرا در مدل‌های $GVAR/GIRF$ ، اگر ثبات پارامتری برقرار نباشد، تفسیر شوک‌ها و سرریزها می‌تواند گمراه‌کننده باشد.^۱



شکل ۱۲. نمودارهای $CUSUMSQ$ (منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۵)

برای بررسی کفایت مدل در استخراج تمامی دینامیک‌های موجود در داده‌ها، تابع خودهمبستگی (ACF) پسماندها مورد ارزیابی قرار گرفت. نمودارهای ACF نشان می‌دهد که در اکثر وقفه‌ها، ضرایب خودهمبستگی در محدوده غیرمعدنادار آماری قرار دارند. اگرچه در برخی مناطق مانند تهران، در وقفه اول مقدار خودهمبستگی به مرز بحرانی نزدیک شده است، اما با توجه به اینکه مقادیر در وقفه‌های بعدی به سرعت میرا شده و در کل سیستم پایداری برقرار است، می‌توان ادعا کرد که مدل $VAR(1)$ انتخاب شده در چارچوب $GVAR$ ، توازن بهینه‌ای میان “درجه آزادی” و “دقت تخمین” برقرار کرده است.

^۱ . با توجه به کوچک بودن بعد مقطعی سیستم فضایی ($N=3$)، باید در نظر داشت که آزمون‌های برون‌زایی ضعیف در نمونه‌های محدود از توان آزمون نسبتاً پایینی برخوردارند؛ بنابراین عدم رد فرض صفر، اگرچه شرط لازم برای پایایی مدل $GVAR$ را نقض نمی‌کند، نباید به منزله اثبات قطعی یا مطلق برون‌زایی کامل تلقی شود.



شکل ۱۳. نمودارهای ACF (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

آزمون برون زایی ضعیف، نیز نشان می دهد که در همه موارد، فرض صفر رد نمی شود. عدم رد فرض صفر به این معناست که متغیرهای خارجی مربوط به هر منطقه، به طور معنادار توسط متغیرهای داخلی همان منطقه توضیح داده نمی شوند. بنابراین، فرض *weak exogeneity* برای متغیرهای خارجی در هر سه معادله قابل قبول است. این یافته برای اعتبارسنجی چارچوب $GVAR$ حیاتی است، زیرا یکی از مفروضات کلیدی این مدل آن است که متغیرهای خارجی به صورت برونزا رفتار می کنند. بنابراین، نتایج آزمون نشان می دهد که ساختار مدل از نظر شناسایی و فروض پایه ای، مناسب است.

جدول (۷) - آزمون برون زایی ضعیف (منبع: یافته های پژوهش، ۱۴۰۵)

منطقه	آماره F	p -value
تهران	۰/۰۲۸۴	۰/۸۶۷۲
شهرهای بزرگ	۱/۷۲۴۷	۰/۱۹۹۳
شهرهای کوچک	۲/۸۰۴۳	۰/۱۰۴۷

۵. نتیجه گیری

بازار مسکن به دلیل پیوند همزمان با بخش واقعی اقتصاد، بازارهای مالی و اعتباری، ساختار فضایی شهرها و بدهی خانوارها، ماهیتی چندبعدی و شبکه ای دارد. چارچوب تعادلی دی پاسکوال-ویتون (DPW) با اثبات وابستگی درونی چهار بازار اصلی مسکن، نقطه عطفی در اقتصاد املاک به

شمار می‌رود، با این حال نسخه کلاسیک آن نیازمند توسعه فضایی جهت تبیین سرریزهای نامتقارن است. بر این اساس، در پژوهش حاضر چارچوب *DPW* به عنوان بستر تئوریک شناسایی محرک‌های بنیادین تقاضا و عرضه (شامل زمین، هزینه‌های ساخت و اعتبار بانکی) به کار گرفته شده و در تلفیق با الگوی اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری جهانی رفتار پویای بازار اجاره مسکن در سه سطح سلسله‌مراتب شهری ایران مدل‌سازی شده است. پیش از ارزیابی توابع پاسخ ضربه، آزمون‌های پایداری و ثبات ساختاری مدل ارزیابی شدند. بررسی ریشه‌های مشخصه ماتریس ضریب سیستم نشان می‌دهد که فاصله اطمینان‌بخش آن از مرز واحد، تضمین‌کننده پایداری پویا و عدم وجود رفتارهای انفجاری در بلندمدت است. علاوه بر این، نمودارهای آزمون مجموع تجمعی (*CUSUM*) و مجموع تجمعی مجذورات پسماندها برای هر سه سطح شهری (تهران، شهرهای بزرگ و سایر مناطق شهری) درون باندهای اطمینان ۹۵ درصد محصور مانده‌اند. این یافته گویای ثبات ساختاری ضرایب در طول دوره برآورد و قابلیت اتکای توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته (*GIRF*) است.

بررسی توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته در جداول (۳) تا (۵) و نمودارهای مربوطه، رفتار نامتقارن و ساختاریافته بازار اجاره را در بستر شبکه شهری آشکار می‌سازد که بیشترین واکنش‌های آنی در تمامی سطوح شهری مربوط به پاسخ‌های خودی است که نشان‌دهنده چسبندگی درونی و اثرات اینرسی قیمت‌گذاری در بازار مسکن استیجاری است. یک انحراف معیار تکانه مثبت در بازار اجاره تهران، پاسخی بزرگی ایجاد می‌کند. واکنش خودی در سایر مناطق شهری نیز به همین صورت است. با این حال، پایداری شوک درون‌زا در تهران بسیار فراتر از سایر مناطق است و اثرات آن تا افق ۱۱ معنادار باقی می‌ماند که بازتاب‌دهنده عمق نقدینگی، انتظارات تطبیقی قوی و کشش‌ناپذیری تقاضای استیجاری در پایتخت است. نکته بعدی استقلال نسبی بخش بندی بازار کلان شهرهاست. شوک مثبت اجاره در تهران، واکنشی بسیار ضعیف و مثبت در شهرهای بزرگ بر جای می‌گذارد که فاصله اطمینان ۹۵ درصدی آن از همان افق آغازین خط صفر را قطع می‌کند. این عدم معناداری آماری بیانگر وجود نوعی «بخش‌بندی ساختاری بازار» است؛ به این معنا که کلان‌شهرهای منطقه‌ای (نظیر مشهد، اصفهان، شیراز و تبریز) به عنوان کانون‌های اقتصادی نسبتاً مستقل عمل می‌کنند و تغییرات اجاره در آن‌ها بیشتر از عوامل بنیادین محلی و شوک‌های

درون منطقه‌ای متأثر است تا سیگنال‌های کوتاه‌مدت پایتخت. بروز یک شوک مثبت در بازار اجاره تهران، واکنشی منفی و از نظر آماری معنادار بر شاخص اجاره در شهرهای کوچک بر جای می‌گذارد که این اثر معنادار تا حدود ۵ دوره تداوم دارد. از منظر تئوریک و با توجه به ماهیت غیرساختاری توابع GIRF عدم سنجش مستقیم جریان سرمایه، این هم‌حرکتی معکوس بر مبنای دو سازوکار قابل تبیین است:

- با شتاب‌گیری بازدهی اسمی در کانون شهر تهران منابع مالی و اعتباری بالقوه به سمت بهره‌برداری از فرصت‌های بازدهی در پایتخت متمایل شده و فشار تقاضای مؤثر در بازارهای پیرامونی به طور موقت تضعیف می‌گردد.
- شوک‌های هزینه‌ای در هسته متمرکز کشور هم‌زمان با فشارهای تورمی، به علت پایین‌تر بودن سطح دستمزدها و انعطاف‌ناپذیری درآمدی در شهرهای پیرامونی، کشش توان پرداخت مستأجران را محدود کرده و بازار اجاره این مناطق را در کوتاه‌مدت با رکود تقاضا و مقاومت در برابر افزایش شاخص مواجه می‌سازد. پدیده‌ای که در اقتصاد منطقه‌ای هم‌راستا با نظریه «اثرات پس‌ران» میردال تعبیر می‌شود.

به‌طور متقابل، شوک شاخص اجاره در شهرهای کوچک نیز پاسخی منفی و معنادار بر بازار اجاره تهران تحمیل می‌کند که نشان‌دهنده تعامل رقابتی میان دو قطب سلسله‌مراتب شهری در جذب منابع و چرخش ادوار تجاری است. پس از دوره پنجم، تمامی این سرریزهای متقابل مستهلک شده و سیستم به سمت تعدیل ساختاری میل می‌کند. در انتها می‌توان براساس یافته‌های بالا، به سوالات پژوهش به صورت زیر پاسخ داد:

سوال (۱) چگونه شوک‌های بازار اجاره تهران از طریق شبکه شهری به سایر طبقات شهری ایران منتقل می‌شوند؟

شواهد تجربی مدل $GVAR$ نشان می‌دهد که سرریز نوسانات بازار اجاره تهران در شبکه شهری ایران از الگوی سنتی و متقارن «انتشار موجی خطی» تبعیت نمی‌کند. در مقابل، فرآیند انتقال شوک ماهیتی نامتقارن، غیرخطی و بخش‌بندی شده دارد:

- سرریز شوک تهران به شهرهای بزرگ از حیث آماری غیرمعنادار است؛ امری که نشان‌دهنده خودمختاری ساختاری و تاب‌آوری کلان‌شهرها در برابر نوسانات کوتاه‌مدت پایتخت است.

- سرریز شوک تهران به سایر مناطق شهری (شهرهای کوچک و متوسط) ماهیتی معکوس و واگرا دارد. بنابراین شوک‌های پایتخت نه به شکل گسترش همگن تورم اجاره، بلکه از کانال بازتخصیص مکانی تقاضای سرمایه‌گذاری و ناهمگنی توان پرداخت درآمدی، پویایی‌های متفاوتی را در لایه‌های زیرین سلسله‌مراتب شهری تحریک می‌نماید.

سوال ۲) شدت و پایداری سرریزهای بازار اجاره بین سطوح مختلف سلسله‌مراتب

شهری چگونه است؟

شدیدترین واکنش‌های آنی مربوط به پاسخ‌های درون‌منطقه‌ای شوک تهران به خود با ضریب است که بازتاب‌دهنده ماندگاری بالای انتظارات در بازار استیجاری است. شدیدترین سرریز متقابل بین منطقه‌ای، واکنش معکوس اجاره تهران به نوسانات شهرهای کوچک‌است؛ درحالی‌که ضعیف‌ترین پیوند کوتاه‌مدت متقابل میان تهران و کلان‌شهرها مشاهده می‌شود. تکانه‌های خودی بازار اجاره تهران با افق تعدیل طولانی (تا ۱۱ دوره معنادار)، بالاترین درجه ماندگاری را ثبت می‌کنند. در مقابل، سرریزهای متقابل بین شهری دارای پایداری میان‌مدت (بین ۴ تا ۵ دوره) هستند. این دوره بازتاب‌دهنده سرعت بازتنظیم پرتفوی تقاضا و استهلاك نوسانات در شبکه شهری است، به گونه‌ای که پس از افق پنجم، سیستم به شرایط تعادلی خود بازمی‌گردد.

۶. سیاست‌های پیشنهادی

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که بازار اجاره مسکن در ایران فاقد یک الگوی انتشار فضایی یکنواخت و متقارن است؛ بنابراین اتخاذ سیاست‌های پولی و اعتباری یکپارچه در سطح ملی ناکارآمد بوده و سیاست‌گذار مسکن باید رویکردی منطقه‌محور و مبتنی بر تفکیک ماهیت بازارها در پیش گیرد. در کلان‌شهرهایی مانند تهران که محرک اصلی نوسانات، تقاضای سوداگران و انتظارات تورمی دارایی‌محور است، اولویت سیاست‌گذاری باید بر مهار سفته‌بازی از طریق ابزارهای مالیاتی هوشمند (نظیر مالیات بر عایدی سرمایه و خانه‌های خالی) و پایش جریان‌های سفته‌بازانه متمرکز شود؛ در مقابل، از آنجا که پویایی بازار مسکن و اجاره در شهرهای کوچک عمیقاً به درآمد واقعی جاری و قدرت پرداخت خانوارها وابسته است و در کوتاه‌مدت دچار رکود ناشی از سرکوب تقاضا می‌شود، سیاست حمایتی دولت باید به سمت تسهیلات ارزان‌قیمت ساخت، تقویت قدرت

خرید مستأجران کم‌درآمد و توسعه مسکن استیجاری محلی بدون ایجاد انگیزه سفته‌بازی بازتنظیم گردد.

قدردانی

نویسندگان مایلند مراتب قدردانی خود را از داوران ناشناس و ویراستار مسئول به خاطر بازخوردهای سازنده و نظرات راهگشایشان ابراز دارند؛ نظراتی که به‌طور قابل‌توجهی کیفیت و دقت علمی این مقاله را ارتقا بخشیدند.

References

- Alam al-Hoda, N., Damankeshideh, M., Amiri, M., & Keyghobadi, A. (2026). Analyzing speculator behavior in the Iranian housing market through agent-based modeling and genetic algorithms. *Iranian Journal of Economic Research*.. doi: 10.22054/ijer.2026.86895.1379.(In Persian).
https://ijer.atu.ac.ir/article_۲۰۸۴۷.html
- Borgersen, T. A., & Emblem, A. W. (2022). Mortgage market induced booms and busts in the housing market in a modified DiPasquale-Wheaton Model. *International Real Estate Review*, 25(3), 281-306.
<https://ideas.repec.org/a/ire/issued/v25n032022p281-306.html>
- Cipollini, A., & Parla, F. (2020). Housing market shocks in Italy: a GVAR approach. *Journal of Housing Economics*, 50, 101707.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1051137720300437>
- Dees, S., Mauro, F. D., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis. *Journal of applied econometrics*, 22(1), 1-38.
<https://doi.org/10.1002/jae.932>
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1992). The markets for real estate assets and space: A conceptual framework. *Real Estate Economics*, 20(2), 181-198. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00579>
- Gorjian, M. (2025). Integrating machine learning and hedonic regression for housing price prediction: A systematic international review of model performance and interpretability.
<https://ideas.repec.org/p/pramprapa/125676.html>
- Gu, Q., Wang, J., & Xu, J. (2026). Unveiling the link between rising house prices and household debt: insights from Chinese household-

- level survey data. *Applied Economics*, 1-17.
<https://doi.org/10.1080/00036846.2025.2609838>
- Kashkooli, H. N., Hajipoor, K., Arasteh, M., & Soltani, A. (2024). The impact of subway station proximity on apartment prices in shiraz. *Transportation in Developing Economies*, 10(2), 16. 10:16
<https://doi.org/10.1007/s40890-024-00198-x>
- Łaszek, J. (2025). The contemporary DPW model for the commercial real estate sector and its analytical capabilities. *Real Estate Management and Valuation*, 33(3), 87-100.
<https://doi.org/10.2478/remav-2025-002>
- Lisi, G. (2020). Tweaking the DiPasquale–Wheaton–Colwell model. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 13(2), 201-208. DOI: 10.1007/s12076-020-00253-2.
https://ideas.repec.org/a/spr/lsprsc/v13y2020i2d10.1007_s12076-020-00253-2.html
- Marcuse, P., & Madden, D. (2024). *In defense of housing: The politics of crisis*. Verso Books, page: 1-2.
- Meng, J., Liu, P., & Li, M. (2025). Multidimensional Urbanization and Housing Price Changes: Evidence from 35 Large-and Medium-Sized Cities in China. *Buildings*, 15(17), 3177.
<https://www.mdpi.com/2075-5309/15/17/3177>
- Mirzaei, H., Razban, N., Mohammadi, T., & Morovat, H. (2023). Network analysis of the housing market among Iranian provinces: New results using forecast error variance decomposition analysis. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e Eghtesadi)*, 23(88), 120–157doi: 10.22054/joer.2024.75890.1159. (In Persian).
<https://joer.atu.ac.ir/article/۱۶۸۹۹.html>
- Najafi Shalamzari, A., Nasr Isfahani, R., & Saffari, B. (2026). Spatial analysis of the housing price bubble in Iran using a spatial lag model. *Quarterly Journal of Economic Research*, 61(1), 129–159.(In Persian). doi: ۱۰,۲۲۰۵۹/jte. ۲۰۲۶,۲۵۶۲۶۹,۱۰۰۷۸۹۷
<https://jte.ut.ac.ir/article/۱۰۶۷۴۴.html?lang=fa>
- Nikpey Pesian, V., Mohammadzadeh, P., Rezazadeh, A., Ansari Samani, H., & Morovat, H. (2025). Analysis of herd behavior driven by the culture of dependency in Iran's housing market. *Economic Research*

- and Prospects, 25(3), e13639.(In Persian). e.۱۳۶۳۹
https://ecor.modares.ac.ir/article_۱۳۶۳۹.html
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129-162. <https://www.jstor.org/stable/1392171>
- Shirafkan Lamso, M., Seyedhashemi, F., & Sistani Badooei, Y. (2024). Mutual shocks of housing price index and housing transaction volume in Iranian provinces: A GVAR approach. *Stable Economy Journal*, 5(2), 55-92.(In Persian).
<https://doi.org/10.22111/sedj.2024.47179.1411>
- Valdez Gómez de la Torre, F. M., & Chen, X. (2024). Housing price determinants in Ecuador: A spatial hedonic analysis. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 17(6), 1461-1487.
<https://www.emerald.com/insight/content/doi/۱۰.۱۱۰۸/ijhma--۰۹۰۱۲۱-۲۰۲۳>