The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 166-201

Comparative analysis of housing prices using Black-Scholes and jump diffusion models: A case study of the provincial centers in Iran

Salaheddin Manochehri[1], Fateh Habibi[*2]

Received: 02-09-2023 Accepted: 04-11-2023

Extended Abstract

Purpose: During the last two decades, housing price fluctuations in some countries including Iran have been a main challenge of the housing market and the country's economy. In one period, there was a significant increase in housing prices and, in another period, it decreased or stabilized. Relatively high and widespread, it governs the price of housing, as a result of which significant developments have occurred in the housing sector and in the entire economy. In new theories, housing prices can fluctuate over time, and housing price fluctuations can be divided into two important categories. First, minor fluctuations result from market structure based on fundamentals. The housing market is based on the housing supply and demand conditions and the endogenous factors of the housing sector. Hence, the gradual and slow changes in the housing price over time are caused by the basic and underlying factors of the housing market and through changes in the total cost. Housing production changes housing prices. Second, housing cyclical shocks or impulses, are the exogenous factors that create cyclical shocks in the housing sector, and the monetary policy's effect on asset prices, including real estate and housing, is determined. The capital market, household asset portfolio composition and macroeconomic variables are among them.

Methodology: We assume that (Ω, F, P) is the probability space, $\{F_t : t \succ 0\}$ is a filter created by Brownian W_t and Poisson process N_t with λ is intensity. We also assume that Brownian process W_t, Poisson process N_t and price jump y_t are independent of one another. H_t housing prices are based on time $t \in [0, T]$. In the Black-Scholes model (BSM), housing prices at time t are modeled by the following geometric Brownian process:

[1]. Postdoctoral in Economics at University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Email: salah.manochehri@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: f.habibi@uok.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P: 166-201

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2\right)t + \delta W_t\right)$$

where μ is the average and δ standard deviation of housing prices. In the jump diffusion model (JDM), housing prices are calculated by the following equation:

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2 - \lambda k\right)t + \delta W_t + \sum_{i=1}^{N_t} Y_i\right)$$

where μ is the expected growth rate, δ is the turbulence of the Brownian process, and H_t is the housing price at time t and before the jump.

Results and discussion: In this research, using GEM algorithm, the five parameters of jump diffusion model were estimated and then two parameters of Black-Scholes model were estimated using the maximum likelihood method. Next, the simulation of the future housing price was done based on the Monte-Carlo method. The simulation was done in 100,000 repetitions, and then the best model was selected. The housing price was simulated based on the real price, so that the price at time t could be calculated with its next monthly price, i.e. t+1. This method was repeated until the last data. In this research, many models were simulated with random numbers generated for housing prices to get the best model with the least error. In three cases of 6 months, 12 months and 24 months, housing prices were simulated and predicted. One way to calculate the accuracy of the model was based on the confidence interval with the assumption of normal approximation. One way to check the stability of the obtained coefficients of the models was to repeat the simulation with different random numbers and calculate the average performance of each model. In this research, in order to avoid bringing a large number of estimated models, 25 models with the best performance and the least error, and among these 25 models, the best models were identified.

The results of the models show that, in most of the provincial centers of Iran, the jump diffusion model yields better results than the Black-Scholes model. Also, in some provincial centers, the 6-month performance is better, and, in some others, 12-month or 24-month performance is better. On the other hand, some provincial centers perform better in 6 months, 12 months and 24 months. The results of the average jump frequency in the centers of the provinces of Iran in the housing market show that, for most of the provinces, the average jump frequency is a high number, which indicates high fluctuations and the high impact of internal and external shocks in the Iranian housing market.

Conclusions and policy implications: Accurate modeling of the pricing of various assets, including the housing market, as well as its fluctuations, has always been one of the concerns of researchers and policymakers. Therefore, this research aimed at the comparative analysis of housing prices using Black-Scholes asset pricing models and

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 30, Autumn and Winter 2023, P P: 166-201

jump diffusion in the provincial centers of Iran. This study used the monthly housing price data in the provincial centers of Iran for a period from March 2009 to March 2023. In addition, through the GEM algorithm, the jump diffusion model and the maximum likelihood method, the Black-Scholes model was fulfilled, and then the future housing prices in the centers of the provinces of Iran were simulated by the Monte Carlo method. The research results show that, in most provinces of Iran, the jump diffusion model has better and more accurate results than the Black-Scholes model in 6, 12 and 24 months of performance. It is worth mentioning that, in some provincial centers, the results of the Black-Scholes model were better than the jump diffusion model. According to the results of the average jump frequency, it is clear that the highest and lowest average jump frequencies belong to Khorasan Razavi and Kohgiluyeh-Boyer Ahmad Provinces with values of 0.58 and 0.09, respectively.

Keywords: Housing prices, Iran, Black-Scholes model, Jump diffusion model

JEL Classification: R32, C61, G12.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره سی‌ام، پاییز و زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۶۶-۲۰۱

تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن: مراکز استان‌های ایران[۱]

صلاح‌الدین منوچهری[۲]، فاتح حبیبی*[۳]

دریافت: ۱۱-۰۶-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۳-۰۸-۱۴۰۲

چکیده

هدف پژوهش، مدل سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ است. در این مطالعه از مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل سازی قیمت مسکن استفاده شده که مدل بلک-شولز با به‌کارگیری روش حداکثر درستنمایی و مدل انتشار پرش با الگوریتم (GEM) برآورد شد. برای شبیه سازی قیمت آتی مسکن و انتخاب بهترین مدل از روش مونت-کارلو با عملکرد ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه استفاده‌شده است. بر اساس نتایج مشخص است که در اکثر مراکز استان‌های ایران عملکرد ۶ ماهه بهتر بوده و در بعضی از مراکز استان‌ها هم عملکرد ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه بهتر بوده است. با توجه به نتایج مشخص شد که الگوی انتشار پرش در توضیح‌دهندگی رفتار قیمت مسکن عملکرد بهتری نسبت به الگوی بلک-شولز داشته است. نتایج الگوی انتشار پرش نشان می‌دهد که قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران دارای پرش بوده و با توجه به شرایط و ساختار بازار مسکن هر استان، پرش قیمت متفاوت است که در بعضی استان‌ها ازجمله شهرهای بزرگ و کلان‌شهرها پرش قیمتی بالا و در شهرهای کوچک کمتر بوده است. با توجه به نتایج الگوی انتشار پرش، بیشترین و کمترین پرش قیمت مسکن مربوط به مراکز استان‌های خراسان رضوی و کهگیلویه و بویراحمد بوده که مقدار آن به ترتیب برابر ۰/۵۸ و ۰/۰۹ درصد است.

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، ایران، مدل بلک-شولز، مدل انتشار پرش

طبقه‌بندی JEL: G12, C61, R32

---

[۱]. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی دوره پسادکتری علوم اقتصادی با حمایت مالی معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه کردستان است که بدینوسیله از حمایت‌های این معاونت تشکر و قدردانی می‌شود.

[۲]. پژوهشگر پسادکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران s.manochehri@uok.ac.ir

[۳]. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. f.habibi@uok.ac.ir

۱- مقدمه

بحران اگرچه موضوع مسکن قبل از بحران مالی جهانی در ادبیات اقتصاد کلان مطرح بود، اما به‌عنوان جزئی فرعی از مباحث اقتصاد دیده می‌شد که به‌طور ویژه مورد توجه قرار نگرفته است (پیاززی و اشنایدر[1]، ۲۰۱۶). علت این موضوع این تصور بود که تحلیل سرمایه‌گذاری، سطح قیمت و سطح تولید بخش مسکن متفاوت از سرمایه‌گذاری، سطح قیمت و تولید کل کالاها و خدمات نیست تا نیاز به توجه ویژه داشته باشد. بااین‌حال، از زمان بحران بزرگ مالی، نقش و اهمیت موضوع مسکن در ادبیات اقتصاد کلان توجه بیشتری را به خود جلب کرده است. ویژگی بارز مسکن این است که هم دارایی و هم کالای مصرفی است. به‌عنوان یک کالای مصرفی، خدمات مسکن بیشترین وزن را در سبد مصرفی خانوارها دارد و برای اکثر خانوارها، خانه آن‌ها مهم‌ترین دارایی آن‌ها است (دیاس و همکاران[2]، ۲۰۱۹).

یکی از مشکلات اساسی سیاست‌گذاری در بخش مسکن نوسان قیمت مسکن است (چو[3]، ۲۰۱۰). قیمت مسکن همانند سایر دارایی‌های مالی دارای نوسان قیمت در طول زمان است که می‌توان این نوسان را به دو دسته مهم تقسیم‌بندی نمود (ملکی، ۱۳۹۵؛ قلی‌زاده و همکاران، ۱۴۰۰): نخست، نوسان جزئی که ناشی از ساختار بازار و مبتنی بر پایه‌های بازار مسکن است که در شرایط عرضه و تقاضای مسکن و عوامل درون‌زای بخش مسکن ریشه دارد (آدلاید و دتکن[4]، ۲۰۰۷)، ازاین‌رو تغییرات تدریجی و بطئی قیمت مسکن در طول زمان ناشی از عوامل اساسی و زیربنایی بازار مسکن است و از طریق تغییر در هزینه تمام‌شده تولید مسکن، قیمت مسکن را دستخوش تغییر قرار می‌دهد. دوم، شوک‌ها یا تکانه‌های ادواری مسکن که عوامل برون‌زا، شوک‌های ادواری در بخش مسکن را به وجود می‌آورد (نام و اوه[5]، ۲۰۲۰).

الگوسازی قیمت دارایی‌ها همواره موردتوجه اقتصاددان‌ها، آماردان‌ها و فعالین در بازار مالی بوده است. در دهه‌های اخیر پژوهش‌های فراوانی در زمینه توسعه و آزمون الگوهای رفتار قیمت

---

1. Piazzesi and Shneider
2. Dias et al.
3. Chu
4. Adalid and Detken
5. Nam and Oh

دارایی‌های مختلف ازجمله مسکن انجام شده است. الگوی گام تصادفی یکی از مهم‌ترین الگوهای شبیه‌سازی رفتار قیمت دارایی‌های مالی است. محققین حوزه اقتصاد مالی با افزودن برآیند براونی به معادلات دیفرانسیل معمولی موفق به شبیه‌سازی رفتار قیمت دارایی‌ها شده‌اند، به این معادلات، معادلات دیفرانسیل تصادفی یا فرآیند انتشار[1] گفته می‌شود. در چند دهه اخیر، فرآیندهای انتشار بخش مهمی از ادبیات اقتصاد مالی را به خود اختصاص داده است.

الگوسازی قیمت دارایی‌های مالی با استفاده از مدل‌های انتشار بخش اصلی از ادبیات اقتصاد مالی را به خود اختصاص داده است. به‌ویژه، در هسته اقتصاد مالی مانند الگوسازی نرخ بهره، قیمت‌گذاری دارایی‌ها ازجمله مسکن، قیمت‌گذاری مشتقات، ارزش‌گذاری ریسک و انتخاب سبد بهینه از مدل‌های انتشار استفاده می‌شود. الگوسازی قیمت دارایی‌های مالی بر اساس الگوهای نوین قیمت‌گذاری منجر به کاهش خطای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی ازجمله مسکن می‌شود. ازاین‌رو امکان آربیتراژ در بازارهای مالی کاهش‌یافته و به‌علاوه قیمت‌گذاری دقیق دارایی‌های مالی منجر به کاهش وقوع بحران‌های مالی می‌شود (مولایی و همکاران، ۱۳۹۵). نخستین الگوی قیمت‌گذاری دارایی توسط ریاضی‌دان فرانسوی لویس باشولیه[2] ارائه شده است. قیمت دارایی پایه از فرآیند براونی با میانگین صفر پیروی می‌کند. در برخی از الگوهای قیمت‌گذاری مانند بلک-شولز، دارایی پایه دارای مسیر پیوسته در طی زمان است و در برخی از الگوهای قیمت‌گذاری مانند انتشار پرش، دارایی پایه دارای مسیر گسسته همراه با پرش قیمتی است. بنابراین در این پژوهش برای بررسی و توضیح رفتار قیمت مسکن از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بلک-شولز و انتشار پرش استفاده‌شده است. بنابراین در این رابطه می‌توان سوالاتی را مطرح کرد؛ این‌که کدام‌یک از الگوهای قیمت‌گذاری دارایی زمان پیوسته مانند بلک-شولز و زمان گسسته همراه با پرش مانند انتشار پرش می‌تواند رفتار قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را توضیح دهد؟ کارایی کدام‌یک از الگوهای مذکور بیشتر است؟ آیا در بازار مسکن ایران پرش قیمتی اتفاق افتاده است؟

در بازارهای کارا، اطلاعات به‌صورت تصادفی انعکاس یافته و تأثیر فوری بر قیمت‌ها دارند. با کاهش کارایی بازار، اطلاعات به‌مرور در بازار انعکاس می‌یابد و تغییرات قیمت نیز شدید نیست.

---

1. Diffusion Process
2. Louis Bachelier

تأثیر اطلاعات بر قیمت در قالب الگوهای قیمت‌گذاری همراه با عنصر پرش بیان می‌شود. وضعیت بازار مسکن ایران در طول دهه‌های گذشته نشان می‌دهد که قیمت مسکن در کل کشور و از همه مهم‌تر در استان‌های ایران همواره دارای نوسانات و تغییرات زیادی بوده است و در مواقع زمانی مختلف شوک‌ها و پرش‌های قیمتی در بازار مسکن ایران اتفاق افتاده است. در این مطالعه با توجه به ماهیت بازار مسکن و وجود پرش‌ها و نوسانات قیمتی در این بازار و هم‌چنین اثرگذاری زیاد اطلاعات و اخبار مختلف بر بازار مسکن و با در نظر گرفتن رفتار منطقه‌ای، فرآیند قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران با استفاده از الگوهای قیمت‌گذاری دارایی بلک-شولز و انتشار پرش، الگوسازی شده که در پژوهش‌های پیشین این مهم بررسی نشده وپس این مطالعه ازاین‌جهت دارای نوآوری است. از طرفی در اکثر پژوهش‌های قبلی از داده‌های سالانه قیمت مسکن برای تحلیل قیمت مسکن استفاده‌شده که در این پژوهش جهت توضیح‌دهندگی دقیق‌تر الگوها و کاهش خطای برآورد و پیش‌بینی، از داده‌های ماهانه قیمت مسکن برای مراکز استان‌های ایران استفاده شده است. از طرفی، اکثر پژوهش‌ها به بررسی عوامل مؤثر و تعیین‌کننده‌های قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند که در این پژوهش‌ها از روش‌های رگرسیونی معمولی مانند روش هدانیک و گاهی از روش‌های تعادل عمومی استفاده شده است. در هیچ‌کدام از پژوهش‌ها، تحلیل و مدل‌سازی قیمت مسکن با استفاده از مدل‌های تلاطمی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها انجام نشده است. پس در مطالعه حاضر سعی شده تا با پوشش خلأ موجود، روند تلاطمی قیمت مسکن با استفاده از مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش برای مراکز استان‌های ایران بررسی و کارایی این دو مدل مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد. درعین‌حال این سؤال پاسخ داده شود که آیا در بازار مسکن ایران بالأخص مراکز استان‌های ایران پرش قیمتی اتفاق افتاده است یا خیر؟ اگر پاسخ مثبت است؛ در کدام استان‌ها پرش بیشتر و در کدام استان‌ها کمتر بوده است؟ یافته‌های جدید این پژوهش در قیاس با یافته‌های پژوهش‌های قبلی، الگوسازی رفتار قیمت مسکن با استفاده از الگوی انتشار پرش و برآورد میزان پرش قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران است. گرایش تقاضا در بازار مسکن، الگوی متفاوتی را بر روند قیمت مسکن تحمیل می‌کند. درواقع، با افزایش قیمت مسکن ناشی از ورود نقدینگی، تقاضای مصرفی کاهش و تقاضای سوداگری به دلیل کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در بخش مسکن افزایش‌یافته و با توجه به تداوم افزایش تقاضای سوداگرانه، قیمت مسکن به روند صعودی خود ادامه می‌دهد تا جایی که رونق و

رکود در فعالیت‌های بخش مسکن ظاهرشده و سبب ایجاد نوسان در این بخش می‌شود. بنابراین افزایش سریع قیمت مسکن، موجب عدم ثبات مالی اقتصاد و آشفتگی در بازار مسکن می‌شود. لذا، الگوسازی رفتار قیمت مسکن می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا از روش‌ها و سیاست‌های کارآمد جهت کنترل و بهبود عملکرد بازار مسکن استفاده کنند که ازجمله آن‌ها می‌توان ایجاد سامانه شفاف اطلاعاتی مسکن، مالکیت دولتی و عمومی زمین‌های شهری، تخصیص بهینه زمین شهری با اخذ مالیات بر ارزش زمین، اصلاح قوانین و برنامه‌ریزی اصولی کاربری‌های زمین شهری و بهره‌گیری از روش اصلاح مجدد زمین‌های شهری را نام برد. این پژوهش هم در محتوا و هم درروش دارای نوآوری است، زیرا تاکنون مطالعه‌ای به تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت مسکن، نپرداخته است و از طرفی برای اولین بار است که از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها مانند بلک-شولز و انتشار پرش برای بررسی رفتار تلاطمی قیمت مسکن در ایران استفاده‌شده که در مطالعات قبلی این مهم بررسی نشده است.

۲- مبانی نظری

اولین و مهم‌ترین کانال ارتباطی بخش مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی از طریق اثر نوسان‌های قیمت مسکن است که به‌عنوان منبع اصلی نوسان ثروت مسکن تلقی می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۹۸). تغییر قیمت مسکن به دلیل تغییر عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن صورت می‌گیرد (گلائسر و همکاران[1]، ۲۰۰۸). کانال‌های اثرگذاری قیمت مسکن بر فعالیت‌های اقتصادی عبارت است از: اول، اثر نوسان قیمت مسکن برساخت و ساز واحدهای مسکونی، افزایش قیمت مسکن در مقایسه با هزینه ساخت مسکن موجب می‌شود سازندگان مسکن در برنامه تولید خود تغییراتی ایجاد کنند. انتظار می‌رود که اثر نوسان قیمت مسکن برساخت و ساز واحدهای مسکونی، به‌صورت تدریجی بر پروژه‌های سرمایه‌گذاری (در حال اجرا و تکمیل‌شده) ظاهر شود. دوم، اثر نوسان قیمت مسکن بر ثروت مسکن است که می‌تواند بر مصرف کالاهای غیرمسکن و هم‌چنین تقاضای کل

[1]. Glaeser et al.

اقتصاد اثرگذار باشد (سید نورانی، ۱۳۹۳؛ اوه و همکاران[1]، ۲۰۲۲؛ ژنگ و اوزمر[2]، ۲۰۱۹).

قیمت مسکن از دو بخش تشکیل‌شده است: بخش اول، شامل هزینه‌های تمام‌شده ساخت بنا و بخش دوم، ارزش زمین و موقعیت مکانی است (هونگ و لی[3]، ۲۰۱۹). ارزش مکانی به نزدیکی به مرکز شهر، عوامل فرهنگی و اجتماعی، سرمایه‌گذاری در امور زیربنایی محلی و کمیت و کیفیت راه‌ها و جاده‌ها، آموزش و چشم‌انداز رشد و توسعه منطقه و طرح‌های عمرانی شهری و... بستگی دارد. بازار مسکن از ویژگی‌های محلی برخوردار بوده و تفاوت‌های منطقه‌ای می‌تواند به میزان معنی‌داری قیمت مسکن را تغییر دهد. علاوه بر متغیرهای نام‌برده شده عواملی مثل: ساختار هزینه معاملاتی، مالیات بر ارزش‌افزوده، مقررات ثبت املاک و مالیات بر ارث و عوامل مربوط به شرایط رایج در تأمین مالی جهت خرید مسکن می‌تواند تا اندازه زیادی الگوی تغییر در قیمت مسکن را توضیح دهد (اتروک و ترونس[4]، ۲۰۱۷؛ چن و وانگ[5]، ۲۰۲۱).

در نظریه اقتصاد مسکن سه الگوی تعیین قیمت قابل‌تفکیک است: نخست، الگوی فضایی تعیین قیمت مسکن جهت تبیین رفتار قیمت مسکن در مناطق مختلف یک شهر و یا محله‌های آن. دوم، الگوی تعیین قیمت مسکن جهت توضیح تفاوت قیمت در میان شهرهای مختلف یک کشور. سوم، الگوی تعیین رفتار قیمت مسکن در طول زمان. الگوی اول و دوم قیمت مسکن بر اساس داده‌های مقطعی تجزیه‌وتحلیل می‌شود و تحلیل الگوی سوم مبتنی بر داده‌های سری زمانی خواهد بود. همان‌طور که گفته شد در اقتصاد مسکن نظریه‌های مختلفی برای تعیین قیمت و تحلیل و توضیح نوسان‌ها و تغییرات قیمت مسکن ارائه‌شده است. اول، نظریه عوامل بنیادی بازار مسکن است که با توجه به نیروهای عرضه و تقاضا تلاش می‌کند الگوی نوسان‌ها و تغییرات قیمت مسکن را توضیح دهد. دوم، نظریه کیفیت خدمات مسکن است که در اقتصاد مسکن به تابع هدانیک قیمت مسکن معروف است و در آن الگوی تغییرات قیمت مسکن بین مناطق محله‌ها و ساختمان‌های مسکونی توضیح داده می‌شود. تابع هدانیک قیمت برگرفته از عوامل بنیادی بازار مسکن در سطح بازارهای

---

1. Oh et al.
2. Zheng and Osmer
3. Hong and Li
4. Otrok and Terrones
5. Chen and Wang

خرد برای هر یک از ویژگی‌هایی است که تفاوت قیمت مسکن در سطح مناطق و محله‌ها را توضیح می‌دهد. سوم، نظریه جغرافی‌دانان است که در آن مکان عنصر کلیدی تعیین قیمت مسکن است و کاربرد آن در الگوهای اول و دوم است. چهارم، نظریه سبد دارایی‌های خانوار و نظریه آربیتراژ در بازار دارایی‌ها است که روشی برای تحلیل قیمت مسکن در طول زمان مطابق الگوی سوم خواهد بود. پنجم، نظریه حباب شکل بودن قیمت مسکن است و اعتقاد بر آن است که در برخی از اجزاء بازار دارایی‌ها مثل بازار بورس و مسکن دخالت عوامل غیربنیادی باعث می‌شود قیمت مسکن از رفتار حباب شکل تبعیت کند؛ قیمت مسکن رشد می‌کند به اوج می‌رسد و سپس منفجر می‌شود و به نقطه حضیض می‌رسد. هدف اصلی پژوهش حاضر این است تا قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران بر اساس مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مانند بلک-شولز و انتشار پرش مدل‌سازی شود و تعیین شود که کدام‌یک از مدل‌های مذکور، روند تغییرات قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را به‌خوبی توضیح داده و با ساختار بازار مسکن ایران همخوانی بیشتری دارد (چن و وانگ، ۲۰۲۱).

۳- پیشینه پژوهش

در ادامه، مهم‌ترین پژوهش‌ها که به‌نوعی با موضوع موردمطالعه این پژوهش ارتباط دارند به ترتیب داخلی و خارجی آورده شده است.

۳-۱- پژوهش‌های داخلی

بالونژاد نوری و فرهنگ (۱۴۰۱) در پژوهشی هم‌گرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را با استفاده از روش هم‌گرایی نسبی و رگرسیون لاجیت طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ به‌صورت ماهانه مورد بررسی قراردادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در شهرهای تهران، اصفهان، ایلام و یاسوج رفتار هم‌گرایی در قیمت مسکن وجود نداشته ولی در سایر شهرها وجود دارد.

جعفری و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای عوامل مؤثر بر قیمت مسکن شهر ارومیه را از بعد فضایی و اجتماعی بررسی کردند. پژوهش آن‌ها از لحاظ هدف، کاربردی بوده که به روش توصیفی-تحلیلی انجام شده است. در این مطالعه، از الگوریتم رقابت استعماری و برای فضایی سازی شاخص‌های موردمطالعه از روش ابزار تحلیل ردیابی[1] استفاده شده است. طبق نتایج، بیش از

[1]. Tracking Analyst Tools

۵۰درصد الگوی توزیع جمعیت در سطح محدوده‌ای برابر ۱۵۸۵۸۰۱ مترمربع با عملکرد خوشه‌ای و پهنه‌ای سکونت داشته‌اند. در ارتباط باقیمت مسکن، ۴۱/۷ درصد از سطوح کاربری‌های مسکونی در بازه قیمت بین ۵ تا ۱۰ میلیون تومان توزیع‌شده‌اند. شاخص جهت جغرافیایی توزیع جمعیت و خوشه‌های قومی و فرهنگی بر اساس اکثریت ساکنان محلات به‌عنوان مهم‌ترین عوامل اجتماعی مؤثر بر رشد قیمت مسکن شهری شناخته‌شده‌اند.

رزبان و خدادادکاشی (۱۳۹۳) در مقاله‌ای اثر سوداگری بر تغییرات قیمت مسکن در ایران را موردبررسی قراردادند. این مقاله طی دوره ۱۷ ساله (۱۳۸۷ - ۱۳۷۰) با استفاده از معادله تعادلی قیمت و تکنیک شبیه‌سازی انجام‌شده است. در این بررسی برای تخمین ضرایب معادلات از تکنیک الگوریتم ژنتیک استفاده شده و نتایج با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار متلب شبیه‌سازی‌شده است. نتایج حاکی از آن است که انگیزه سفته‌بازی نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته توسط سرمایه‌گذاران بوده که به‌صورت تقاضای سفته‌بازانه در بازار نمود پیدا کرده است.

۳-۲- پژوهش‌های خارجی

اوه و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای، به بررسی ساختار قیمت بازارهای مسکن شهری با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های مرتون با الگوریتم حداکثر سازی انتظارات پرداخته‌اند. آن‌ها بیان کردند، ازآنجایی‌که اطلاعات جهش قیمت در خود تغییر قیمت پنهان است، باید از روش مناسب برای مقابله با داده‌های پنهان استفاده شود. آن‌ها اعتبار مدل‌ها را در شش شهر با استفاده از شبیه‌سازی‌های مونت‌کارلو در فاصله زمانی آتی بررسی کردند. نتایج نشان داد که مدل انتشار پرش برای تحلیل بازار مسکن و ساختار قیمت در اکثر موارد مناسب است.

آلوارز و گارسیا[1] (۲۰۲۱) در پژوهشی ارتباط قیمت واقعی مسکن با متغیرهای درآمد واقعی سرانه، نرخ بیکاری و تراکم جمعیت در اسپانیا را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که در بیشتر استان‌های اسپانیا در سال ۲۰۰۷ در اوج گسترش بخش مسکن، قیمت مسکن بیش‌ازحد ارزش‌گذاری شده است. در مقابل، در پایان سال ۲۰۱۸، قیمت‌های واقعی مسکن در اکثر استان‌ها نسبت به قیمت‌های بنیادی خود تا حدودی کمتر ارزش‌گذاری شده‌اند.

[1]. Alvarez and Garcia

ماینو و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به تعیین همگرایی در قیمت مسکن در نمونه‌ای از اقتصادهای اروپایی منطقه یورو با استفاده از داده‌های دوازده کشور پرداخته‌اند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که در طول دوره بحران اقتصادی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ واگرایی در قیمت مسکن در کشورهای اتحادیه اروپا رخ‌داده است.

اتروک و ترونس[2] (۲۰۱۷) ویژگی‌های پویای قیمت مسکن، نرخ‌های بهره و عوامل اقتصاد کلان را در کشورهای مختلف مطالعه کردند. علیرغم این‌که مسکن دارائی غیرقابل‌مبادله است اما درجه‌ای از هم‌زمانی نرخ رشد قیمت واقعی مسکن در کشورهای مختلف وجود دارد. نتایج این پژوهش نشان داد که نرخ بهره، نقش زیادی در پویایی‌های قیمت مسکن و سایر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای مختلف داشته است. این مطالعه وجود درجه زیادی از هم‌زمانی در عوامل اقتصاد کلان مثل تولید واقعی، مصرف و سرمایه‌گذاری مسکن را تائید می‌کند. همچنین نتایج بیانگر این است که شوک‌های سیاست پولی تأثیر قوی ولی با وقفه، بر رشد قیمت مسکن دارد.

٤- روش پژوهش و داده‌ها

در این بخش، ابتدا روش پژوهش و سپس، داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، توضیح داده شده است.

٤-١- روش پژوهش

براساس الگوی بلک-شولز، قیمت دارایی از فرآیند براونی هندسی پیروی می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، مسیر قیمت دارایی در طی زمان به‌صورت پیوسته و تغییرات قیمت دارایی به‌صورت تصادفی است، تلاطم آن در زمان ثابت و دارای توزیع لگاریتمی نرمال است. این مدل پرش‌های قیمتی را در نظر نمی‌گیرد. بر اساس الگوی انتشار پرش اخبار خوب و بد مرتبط با دارایی مالی باعث پرش قیمتی می‌شوند و اخبار خوب و بد تأثیر متفاوتی بر دارایی مالی می‌گذارند. از ویژگی‌های مهم این الگو می‌توان به ۱) در نظر گرفتن کشیدگی بیش‌ازحد و چولگی منفی توزیع بازده دارایی و ۲) قابلیت توضیح‌دهندگی تصادفی بودن تلاطم قیمت دارایی، اشاره کرد. فرض می‌شود که (Ω, F, P) فضای احتمالات و $\{F_t : t \succ 0\}$ یک فیلتر است که توسط حرکت براونی W_t و

[1]. Maynou et al.
[2]. Otrok and Terrones

فرآیند پواسن N_t با شدت λ ایجاد می‌شود. فرض می‌شود که فرآیند براونی W_t، فرآیند پواسن N_t و جهش قیمت y_t مستقل از همدیگر هستند. H_t قیمت مسکن در زمان $t \in [0,T]$ است (بروس[1]، ۲۰۱۰؛ هال[2]، ۲۰۱۴). در مدل بلک-شولز (BSM)[3]، قیمت مسکن H_t در زمان t به‌وسیله فرآیند براونی هندسی طبق رابطه (۱) مدل‌سازی می‌شود:

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2\right)t + \delta W_t\right) \qquad (۱)$$

که درآن، μ میانگین و δ انحراف معیار قیمت مسکن است. در مدل انتشار پرش (JDM)[4]، قیمت مسکن به وسیله معادله (۲) محاسبه می‌شود:

$$H_t = H_0\, exp\left(\left(\mu - \frac{1}{2}\delta^2 - \lambda k\right)t + \delta W_t + \sum_{i=1}^{N_t} Y_i\right) \qquad (۲)$$

که در آن، μ نرخ رشد انتظاری، δ تلاطم فرآیند براونی و H_t قیمت مسکن در زمان t و قبل از پرش است. ارزش انتظاری پرش قیمت $(y_t - 1)$ برابر $k = E[y_t - 1] = \exp\left(\mu_j + \frac{1}{2}\delta_j^2\right) - 1$ بوده و لگاریتم اندازه پرش برابر $Y_t = log\, y_t \sim N(\mu_j, \delta_j^2)$ است.

پارامترهای مدل بلک- شولز را می‌توان با ا ستفاده از روش حداکثر در ستنمایی (MLE)[5] به دست آورد. اما برای مدل انتشار پرش، نمی‌توان بین حرکت قیمت ناشی از پرش یا فرآیند وینر[6] تمایز قائل شد. الگوریتم[7] (EM) یکی از راه های حل این مسئله در رابطه با روش حداکثر درستنمایی با داده‌های ناقص (داده‌های حذف‌شده یا سانسور شده) است. از آنجا که در این پژوهش، حرکت قیمت مسکن ناشی از جهش قیمت و حرکت براونی هندسی[8] (GBM) قابل تمیز نیست، پس ا ستفاده از الگوریتم (EM) مفید خواهد بود. یک جواب الگوریتم (EM) به نقطه زینی همگرا می‌شود. به‌جای استفاده از الگوریتم (EM) پایه، می‌توان از الگوریتم (GEM)[9] استفاده کرد

1. Berros
2. Hull
3. Black–Scholes Model
4. Jump Diffusion Model
5. Maximum Likelihood Estimation
6. Wiener Process
7. Expectation–Maximization Algorithm
8. Geometric Brownian Motion
9. Gradient Expectation Maximization

زیرا از مشتق مرتبه دوم استفاده می‌کند (لانگ[1]، ۱۹۹۵؛ چن و همکاران[2]، ۲۰۱۰).

فرض می‌شود که $Y=(Y_1,Y_2,...,Y_T)$ داده‌های مشاهده شده و $Z=(Z_1,Z_2,...,Z_T)$ داده‌های پنهان باشد. بنابراین بردار $X=(Y,Z)$ کل داده‌ها خواهد بود. پس از انتخاب پارامتر اولیه $\theta^{(0)}$، الگوریتم (EM) دو مرحله زیر را تکرار می‌کند تا mامین پارامتر به یک آستانه از پیش تعیین‌شده می‌رسد.

مرحله اول: با توجه به Y و n امین پارامتر برآوردی $\theta^{(n)}$، می‌توان تابع چگالی احتمال را برای داده‌های کامل X به‌صورت زیر نوشت:

$$f(X|Y:\theta^{(n)}) \qquad (۳)$$

سپس تابع Q به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$Q(\theta|\theta^{(n)}) = E_{X|Y,\theta^{(n)}}[log\, f\,(X|\theta)] \qquad (۴)$$

مرحله دوم: تابع Q با توجه به $\theta:\theta^{(n+1)} = argmax_\theta\, Q\,(\theta|\theta^{(n)})$ حداکثر می‌شود. در مورد تعداد تکرارها و انتخاب مقادیر پارامتر اولیه مدل توافقی وجود ندارد. ابراهیم و همکاران[3] (۲۰۰۸) در مورد توقف تکرارها (تعداد تکرارها) بحث می‌کنند و کارلیس و خکالاکی[4] (۲۰۰۳) پیشنهاد می‌دهند که در یک ترکیب ساده چطور مقادیر اولیه پارامترها انتخاب شود. اگرچه این پژوهش‌ها شهود و راهنمایی برای اجرای الگوریتم (EM) ایجاد می‌کند، اما نگرانی اصلی در مورد پیچیدگی محاسبات با اضافه کردن دوره بی‌نهایت است. بنابراین می‌توان جمع بینهایت را با ۵۰ جمع جایگزین کرد زیرا هر جمله به‌سرعت به صفر می‌رسد (هونور[5]، ۱۹۹۸؛ دانکن و همکاران[6]، ۲۰۰۹). بنابراین، ابتدا یک پارامتر اولیه μ، σ را با استفاده از روش حداکثر درستنمایی در مدل بلک-شولز به‌عنوان پارامتر در نظر می‌گیریم. برای سایر پارامترهای μ_j، σ_j و λ، یک عدد دلخواه قرار داده و الگوریتم (EM) را اجرا می‌کنیم تا زمانی که اعداد با ارزش واقعی[7] با آزمون و خطا به دست آید.

---

1. Lange
2. Chen et al.
3. Ibrahim et al.
4. Karlis and Xekalaki
5. Honoré
6. Duncan et al.
7. Real-Value Numbers

با توجه به مطالعه آبی و همکاران[1] (۲۰۰۸)، برای محاسبه خطا در الگوریتم (EM) از حالت بی‌نهایت (L^{∞}) استفاده شده است. برای n امین پارامتر $\theta^{(n)}$ داریم:

$$\varepsilon_{(n)} = max\,|\,\theta^{(n)} - \theta^{(n-1)}| \qquad (۵)$$

با توجه به مطالعه آبی و همکاران (۲۰۰۸)، الگوریتم (EM) را برای مقدار از پیش تعیین‌شده 10^{-4} آن‌قدر تکرار می‌کنیم تا شرط $\varepsilon_{(n)} \geq 10^{-4}$ هنگامی‌که تکرار کوچک‌تر و مساوی ۱۰۰۰۰۰ است، برقرار نباشد. دانکن و همکاران (۲۰۰۹) به‌طور هم‌زمان مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش را با استفاده از الگوریتم (EM) در نظر می‌گیرند. اما چن و همکاران (۲۰۱۰) فرض می‌کنند که مدل انتشار پرش برای تحلیل داده‌ها و استخراج پارامترها با استفاده از الگوریتم (GEM) مناسب‌تر است. با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی می‌توان درستی یا نادرستی فرضیه را بررسی کرد. در این پژوهش، با فرض درست بودن مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش، برای برآورد پارامترهای مدل بلک-شولز از روش حداکثر درست‌نمایی و برای برآورد پارامترهای مدل انتشار پرش از روش الگوریتم (GEM) استفاده شده است. سپس با استفاده از شبیه‌سازی، مناسب بودن هرکدام از روش‌ها بررسی شده است. مطالعه چن و همکاران (۲۰۱۰) جهت توضیحات تکمیلی این روش می‌تواند کمک‌کننده باشد.

با توجه به این که nامین پارامتر برآوردی $\theta^{(n)} = \left(\mu_{(n)}, \delta^2_{(n)}, \mu_{j(n)}, \delta^2_{j(n)}, \lambda_{(n)}\right)$ بوده، داریم:

$$\theta^{(n+1)} = \theta^{(n)} - H\left(\theta^{(n)}|\theta^{(n)}\right)^{-1}\nabla\left(\theta^{(n)}|\theta^{(n)}\right) \qquad (۶)$$

که، $H\left(\theta|\theta^{(n)}\right) = \frac{\partial^2 Q(\theta|\theta^{(n)})}{\partial\theta\,\partial\theta^T}$ ماتریس هشین و $\nabla\left(\theta|\theta^{(n)}\right) = \frac{\partial Q(\theta|\theta^{(n)})}{\partial\theta}$ مشتق مرتبه اول تابع Q است.

٤-۲- داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های متوسط قیمت هر مترمربع واحد مسکونی در مراکز استان‌های ایران استفاده شده است. دوره زمانی پژوهش از فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ است. داده‌های موردنظر از مراکز آماری مانند مرکز آمار ایران، وزارت راه و شهرسازی، سری‌های زمانی بانک

[1]. Abbi et al.

مرکزی و آمارنامه‌های موجود در استانداری‌های کشور به‌دست‌آمده است. در پیوست ۱ و نمودار ۱ تغییرات لگاریتم قیمت مسکن مراکز استان‌های ایران آورده شده است. همان‌طور که با توجه به نمودار ۱ مشخص است، در تمامی استان‌های ایران قیمت مسکن نوسانات زیادی در طول دوره موردبررسی داشته، به‌طوری‌که در تهران و استان‌های مرکزی نزدیک تهران نوسانات قیمت مسکن شدیدتر بوده است. بر اساس نمودار۱ مشخص است که در اواخر دهه ۹۰ یعنی از سال ۹۷ به بعد، نوسان قیمت مسکن در اکثر مراکز استان‌های ایران بیشتر از سال‌های دیگر است که این امر می‌تواند ناشی از نوسانات ارزی بالا به خاطر شرایط سیاسی کشور ازجمله تحریم‌ها در این برهه زمانی باشد. نرخ رشد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران نشان‌دهنده روندهای متفاوت در طول دوره موردبررسی است و یک‌روند کلی برای آن قابل‌تصور نیست، به‌طوری‌که در بعضی از ماه‌ها نرخ رشد قیمت مسکن منفی و در بعضی از ماه‌ها مثبت بوده است و تمام مراکز استانی این نرخ رشد منفی قیمت مسکن را در بعضی از ماه‌های سال به درجات مختلف تجربه کرده‌اند. عوامل مختلف ازجمله کاهش معاملات مسکن به دلیل کاهش انتظارات تورمی در آن زمان یا کاهش قدرت خرید متقاضیان می‌تواند باعث منفی شدن نرخ رشد قیمت مسکن باشد. طبق نظریه مرکز-پیرموان، روند حرکت قیمت ابتدا از شهر تهران شروع شده و سپس با یک وقفه به سایر استان‌ها و شهرهای دیگر سرایت می‌کند. همان‌طور که با توجه به نمودار۱ مشخص است مراکز استان‌های نزدیک تهران مانند قم و قزوین دارای نوسانات شدیدی در قیمت مسکن بوده است. از طرفی استان‌هایی مانند استان‌های غربی که دارای موقعیت کوهستانی بوده و جای رشد زیادی در بخش مسکن ندارند، با کمبود عرضه بیشتری نسبت به سایر استان‌ها ازجمله استان‌های مرکزی و کویری که فضا و زمین بیشتری جهت ساخت‌وساز مسکن در اختیاردارند، مواجه هستند و در نتیجه با مازاد تقاضای مسکن روبرو می‌شوند و باوجود نوسانات زیاد نرخ رشد قیمت مسکن، متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در طول کل دوره مورد بررسی مثبت است.

٤-۳- شوک‌های ادواری بازار مسکن ایران

شوک‌های مختلف بازار مسکن از چند ویژگی برخوردار بوده است: اول، این‌که نقطه شروع شوک بازار مسکن از شهر تهران شروع‌شده و در مرحله بعد به بازار مسکن شهرهای بزرگ و سپس به سایر نقاط شهری انتقال‌یافته است. دوم، به‌طورمعمول در هر دهه معمولاً دو سیکل اتفاق افتاده

است. بنابراین هر شوک بازار مسکن تقریباً ۵ سال به طول انجامیده است. سوم، بازار مسکن بعد از افزایش شوک‌های قیمت، با رکود چندساله مواجه شده است. در ادامه خلاصه شوک‌های ادواری بازار مسکن ایران در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱: شوک‌های ادواری بازار مسکن ایران

شوک	سال	دلایل ایجاد شوک
اول	۱۳۶۹	جنگ تحمیلی
دوم	۱۳۷۵	اصلاحات ساختاری در کشور و افزایش نرخ ارز
سوم	۱۳۸۰	تثبیت ارزش پول ملی و قیمت ارز، تثبیت قیمت برخی از دارایی‌های منقول مثل اتومبیل، سکه و تلفن همراه، سیاست‌های پولی اجراشده در برنامه سوم توسعه در جهت کنترل تورم و کسب موفقیت‌های دولت در این زمینه، کاهش نرخ سود بانکی در اثر کاهش تورم و جذب نقدینگی از طریق انتشار اوراق مشارکت
چهارم	۱۳۸۵	افزایش تسهیلات اعتباری بخش مسکن و همچنین اعتبارات اعطایی به سایر بخش‌های اقتصادی، افزایش برنامه تولید از طریق فشار هزینه‌ها، شرایط نامناسب بازار دارایی‌ها ازجمله بورس، ارز، سپرده‌های بانکی در اثر کاهش سود آن‌ها، ورود خانوارهای مربوط به انفجار جمعیتی دهه ۱۳۶۰ به جمع تقاضاکنندگان مسکن
پنجم	۱۳۹۱ و ۱۳۹۷	اجرای فاز اول قانون هدفمندی یارانه‌ها و اعمال تحریم‌های بین‌المللی در کنار بی‌انضباطی در سیاست پولی، خروج آمریکا از برجام و افزایش شدید نرخ ارز

منبع: منوچهری، ۱۴۰۱

٤-٤- متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران

در جدول (۲) متوسط نرخ رشد قیمت مسکن با توالی ماهانه در مراکز استان‌های ایران در طول دوره فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ آورده شده است.

جدول ۲: متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران (درصد)

مرکز استان	متوسط نرخ رشد	مرکز استان	متوسط نرخ رشد	مرکز استان	متوسط نرخ رشد
آذربایجان شرقی	۰/۱۸۸	تهران	۰/۱۹۲	سمنان	۰/۰۰۹
آذربایجان غربی	-۰/۲۲۰	چهارمحال و بختیاری	-۳/۳۳۴	فارس	۰/۱۸۰
اردبیل	۰/۱۴۹	خراسان جنوبی	-۰/۷۱۰	قزوین	۰/۱۹۶
اصفهان	۰/۱۶۳	خراسان رضوی	۰/۴۴۷	قم	۰/۱۴۲
ایلام	۰/۱۵۶	خراسان شمالی	۰/۴۵۳	خوزستان	۰/۲۲۱
بوشهر	۰/۴۸۰	زنجان	-۰/۰۴۸	سیستان و بلوچستان	۱/۷۷۹
کردستان	۰/۰۷۹	کرمانشاه	۰/۱۸۹	گلستان	۰/۱۵۸
کرمان	۰/۴۹۴	کهگیلویه و بویراحمد	-۲/۶۱۹	گیلان	۰/۱۶۰
لرستان	-۰/۶۸۴	مازندران	-۰/۰۴۶	مرکزی	۰/۱۴۱
هرمزگان	-۰/۲۵۵	همدان	۰/۱۹۷	یزد	۱/۲۲۱

منبع: وزارت راه و شهرسازی (۱۴۰۱) و یافته‌های پژوهش

همان‌طور که با توجه به جدول (۲) مشخص است در اکثر مراکز استان‌های بزرگ و کلان‌شهرها متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در طی دوره مورد بررسی مثبت بوده است. بر اساس نتایج مشخص است که در بعضی از مراکز استانی، متوسط نرخ قیمت مسکن منفی بوده که بیشتر مربوط به مراکز استانی کوچک‌تر می‌شود. بیشترین متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در طی این دوره مربوط به سیستان و بلوچستان و یزد با مقادیر به ترتیب ۱/۷۷۹ و ۱/۲۲۱ درصد بوده است. از طرفی، کمترین متوسط نرخ رشد قیمت مسکن متعلق به مراکز استان‌های چهارمحال و بختیاری و کهگیلویه و بویراحمد با مقادیر به ترتیب ۳/۳۳۴- و ۲/۶۱۹- درصد است.

۵- یافته‌ها

در این پژوهش، با استفاده از الگوریتم (GEM)، پنج پارامتر مدل انتشار پرش و سپس با استفاده از روش حداکثر درستنمایی، دو پارامتر مدل بلک-شولز برآورد شده است. در ادامه شبیه‌سازی قیمت آتی مسکن بر اساس روش مونت-کارلو انجام شده است که در پژوهش‌های زیادی ازجمله (تاشمن[1]، ۲۰۰۰؛ استوک و واتسون[2]، ۲۰۰۲) مورد استفاده قرار گرفته است. شبیه‌سازی با استفاده از ۱۰۰۰۰۰ تکرار انجام شده و سپس بهترین مدل انتخاب شده است. قیمت مسکن بر اساس قیمت واقعی شبیه‌سازی‌شده، به‌طوری‌که شبیه‌سازی قیمت در زمان (t+1) با استفاده از قیمت در زمان t انجام شده (یعنی شبیه‌سازی قیمت مسکن در زمان آتی بر اساس زمان قبل آن انجام شده است) و این روش تا داده آخر تکرار شده است. سپس با مقایسه میانگین مربعات خطا[3] (MSE) و میانگین قدر مطلق خطا[4] (MAE) برای هر مدل، بهترین مدل (دارای خطای کمتر) انتخاب‌شده است. میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق خطا برای داده مشاهده‌شده Y و مقدار پیش‌بینی آن با استفاده از رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$MSE = E\left[\left(Y - \hat{Y}\right)^2\right] \ , \ MAE = E\left[|Y - \hat{Y}|\right] \qquad (۷)$$

1. Tashman
2. Stock and Watson
3. Mean Squared Error
4. Mean Absolute Error

در این پژوهش مدل‌های زیادی با اعداد تصادفی تولیدشده برای قیمت مسکن شبیه‌سازی‌شده تا بهترین مدل با کمترین خطابه دست آید. در سه حالت ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه، قیمت مسکن شبیه‌سازی و پیش‌بینی‌شده و نتایج در جدول شماره (۴) آورده شده است. یک روش محاسبه دقت مدل، استفاده از فاصله اطمینان با فرض تقریب نرمال است. یک روش بررسی پایداری[1] ضرایب به‌دست‌آمده مدل‌ها، تکرار شبیه‌سازی با اعداد تصادفی مختلف و محاسبه میانگین عملکرد هر مدل است. در این پژوهش، جهت پرهیز از تعداد زیاد مدل‌های برآوردی، ۲۵ مدل با بهترین عملکرد و کمترین خطا در جدول شماره (۴) آورده شده و در بین این ۲۵ مدل، بهترین مدل‌ها مشخص‌شده است. همچنین، با استفاده مدل‌های قیمت‌گذاری بلک-شولز و انتشار پرش قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران مدل‌سازی شده و شوک‌های داخلی در مدل قیمت مسکن لحاظ شده است.

جدول ۳: پارامترهای برآوردی مدل‌های بلک-شولز و انتشار پرش

شهر	مدل	μ	б	μ_j	$Б_j$	λ
اردبیل	JDM	۰/۰۳۱۲	۰/۰۳۱۵	۰/۰۰۱۵	۰/۰۱۵۶	۱/۴۹۱۴
	BSM	۰/۰۳۶۲	۰/۰۳۴۹	–	–	–
بوشهر	JDM	۰/۰۲۲۱	۰/۰۲۶۸	۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۲۱	۱/۷۴۶۵
	BSM	۰/۰۱۶۲	۰/۰۲۶۹	–	–	–
چهارمحال و بختیاری	JDM	۰/۰۳۳۱	۰/۰۰۳۱	۰/۰۲۱۶	۰/۰۳۶۷	۱/۴۵۸۷
	BSM	۰/۰۴۲۸	۰/۰۰۴۵	–	–	–
آذربایجان شرقی	JDM	۰/۰۰۵۱	۰/۰۶۹۸	۰/۰۳۶۵	۰/۰۱۶۷	۲/۳۶۱۴
	BSM	۰/۰۰۷۶	۰/۰۶۹۹	–	–	–
آذربایجان غربی	JDM	۰/۰۲۹۸	۰/۰۵۶۴	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۱۴	۳/۶۰۱۸
	BSM	۰/۰۲۶۵	۰/۰۵۶۶	–	–	–
اصفهان	JDM	۰/۰۳۵۹	۰/۰۳۱۹	۰/۰۲۳۸	۰/۰۵۱۸	۴/۰۱۲۴
	BSM	۰/۰۳۲۷	۰/۰۳۲۶	–	–	–
فارس	JDM	۰/۰۶۵۷	۰/۰۰۵۶	۰/۰۴۹۷	۰/۰۰۳۱	۵/۵۶۸۴
	BSM	۰/۰۵۹۸	۰/۰۰۶۶	–	–	–
قزوین	JDM	۰/۰۰۱۵	۰/۰۹۵۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۹۰۲	۲/۰۱۵۸
	BSM	۰/۰۰۴۸	۰/۰۹۷۸	–	–	–
قم	JDM	۰/۰۶۵۷	۰/۰۲۶۴	۰/۰۵۲۹	۰/۰۰۳۶	۵/۳۳۲۴
	BSM	۰/۰۶۱۸	۰/۰۳۴۸	–	–	–
گیلان	JDM	۰/۰۰۶۱	۰/۰۳۹۸	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۵۹	۱/۲۸۸۹

[1]. Robustness

شهر	مدل	μ	б	μ_j	$Б_j$	λ
	BSM	۰/۰۰۵۹	۰/۰۴۶۲	–	–	–
ایلام	JDM	۰/۰۴۹۶	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۸۹	۰/۰۲۳۷	۴/۶۵۹۸
	BSM	۰/۰۴۲۸	۰/۰۰۶۹	–	–	–
هرمزگان	JDM	۰/۰۰۰۲	۰/۰۳۵۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۲/۶۹۹۸
	BSM	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۶۸	–	–	–
گلستان	JDM	۰/۰۳۶۵	۰/۰۱۶۸	۰/۰۲۹۴	۰/۰۳۶۸	۳/۳۶۳۶
	BSM	۰/۰۲۹۶	۰/۰۴۹۷	–	–	–
همدان	JDM	۰/۰۱۹۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۲۵	۰/۰۳۶۷	۱/۲۷۸۳
	BSM	۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۰۶	–	–	–
کرمان	JDM	۰/۰۵۹۸	۰/۰۳۶۴	۰/۰۴۶۷	۰/۰۶۴۹	۲/۳۴۱۶
	BSM	۰/۰۵۶۳	۰/۰۳۶۹	–	–	–
کرمانشاه	JDM	۰/۰۷۶۵	۰/۰۴۶۷	۰/۰۶۳۱	۰/۰۳۱۴	۶/۳۲۷۶
	BSM	۰/۰۸۶۹	۰/۰۴۹۸	–	–	–
خوزستان	JDM	۰/۰۸۶۹	۰/۰۳۶۹	۰/۰۳۲۷	۰/۰۱۲۲	۳/۱۵۲۴
	BSM	۰/۰۸۱۶	۰/۰۳۷۹	–	–	–
کهگیلویه و بویراحمد	JDM	۰/۰۰۲۸	۰/۰۳۳۶	۰/۰۰۱۹	۰/۰۳۱۶	۱/۱۵۱۶
	BSM	۰/۰۰۳۶	۰/۰۴۶۸	–	–	–
کردستان	JDM	۰/۰۴۶۲	۰/۰۴۶۹	۰/۰۳۱۷	۰/۰۰۳۶	۴/۳۶۹۱
	BSM	۰/۰۴۲۸	۰/۰۵۴۷	–	–	–
لرستان	JDM	۰/۰۶۹۸	۰/۰۶۷۸	۰/۰۲۱۹	۰/۰۰۰۳	۳/۷۲۹۰
	BSM	۰/۰۶۵۸	۰/۰۷۶۴	–	–	–
مرکزی	JDM	۰/۰۳۶۷	۰/۰۲۶۵	۰/۰۲۱۸	۰/۰۱۶۸	۲/۸۴۹۳
	BSM	۰/۰۳۴۹	۰/۰۲۹۱	–	–	–
مازندران	JDM	۰/۰۰۵۶	۰/۰۵۶۱	۰/۰۳۱۵	۰/۰۰۲۶	۱/۱۲۰۵
	BSM	۰/۰۰۳۸	۰/۰۶۴۹	–	–	–
خراسان شمالی	JDM	۰/۰۲۶۸	۰/۰۹۱۴	۰/۰۱۲۹	۰/۰۰۰۹	۵/۲۲۱۶
	BSM	۰/۰۲۱۷	۰/۰۹۲۴	–	–	–
خراسان رضوی	JDM	۰/۰۳۶۹	۰/۰۳۶۷	۰/۰۳۵۵	۰/۰۰۲۲	۶/۹۶۱۳
	BSM	۰/۰۳۶۴	۰/۰۴۱۲	–	–	–
خراسان جنوبی	JDM	۰/۰۴۶۹	۰/۰۰۳۱	۰/۰۳۹۹	۰/۰۰۳۱	۱/۹۶۷۷
	BSM	۰/۰۴۵۹	۰/۰۰۴۵	–	–	–
سمنان	JDM	۰/۰۹۴۷	۰/۰۳۸۹	۰/۰۷۲۶	۰/۱۱۹۷	۲/۶۳۶۴
	BSM	۰/۰۸۶۴	۰/۰۳۹۰	–	–	–
سیستان و بلوچستان	JDM	۰/۱۲۵۹	۰/۰۳۴۶	۰/۰۲۳۵	۰/۰۱۲۶	۱/۳۲۱۵
	BSM	۰/۱۱۲۵	۰/۰۳۷۹	–	–	–

شهر	مدل	μ	б	μ_j	$Б_j$	λ
تهران	JDM	۰/۰۰۳۷	۰/۰۲۴۹	۰/۰۰۲۳	۰/۲۱۶۸	۵/۳۲۱۴
	BSM	۰/۰۰۴۶	۰/۰۲۶۶	–	–	–
یزد	JDM	۰/۰۶۷۸	۰/۰۶۱۸	۰/۰۵۳۱	۰/۰۰۱۶	۳/۹۲۹۸
	BSM	۰/۰۵۹۷	۰/۰۶۴۸	–	–	–
زنجان	JDM	۰/۰۰۲۱	۰/۰۳۴۶	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۲	۳/۳۲۸۹
	BSM	۰/۰۰۳۹	۰/۰۴۰۰	–	–	–

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤: نتایج شبیه‌سازی و انتخاب بهترین مدل

شهر	مدل	٦ ماهه		۱۲ ماهه		۲٤ ماهه	
		MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE
اردبیل	JDM	°۱۵	°۱۸	۱۲	۱۱	۱۲	۱۰
	BSM	۱۲	۱۵	۱۴	۹	۵	۱۲
بوشهر	JDM	۱۲	۱۲	°۱۵	۸	۸	°۱۵
	BSM	۱۰	۱۰	۱۲	۱۴	°۱۶	۱۰
چهارمحال و بختیاری	JDM	۱۱	۱۰	°۲۱	°۱۵	۱۲	۱۲
	BSM	°۱۶	۱۲	۱۱	۱۲	۱۱	۱۰
آذربایجان شرقی	JDM	°۱۸	°۲۰	°۲۴	۱۲	°۲۲	۱۲
	BSM	۱۰	۱۴	۱۰	۱۳	۱۴	۱۰
آذربایجان غربی	JDM	۲۱	°۲۰	۱۲	۱۱	°۱۸	۱۱
	BSM	°۲۲	۱۹	۱۳	۱۰	۱۷	۱۰
اصفهان	JDM	°۱۵	°۱۷	۹	°۲۰	°۱۹	۱۲
	BSM	۱۲	۱۵	۸	۱۰	۹	۱۴
فارس	JDM	°۱۹	۱۴	۱۴	۲۱	۱۰	°۱۸
	BSM	۱۳	۱۲	۱۵	°۲۲	۱۲	۱۷
قزوین	JDM	۱۲	°۲۱	۱۲	۲۳	°۲۱	°۱۹
	BSM	۱۰	۱۰	۱۱	°۲۵	۱۱	۱۶
قم	JDM	۱۰	°۱۹	۱۲	۱۱	°۲۵	۱۵
	BSM	۱۱	۱۴	۱۰	۱۵	۱۳	۱۲
گیلان	JDM	۱۵	°۲۰	۱۰	۱۷	۱۰	°۲۲
	BSM	۱۴	۱۰	۱۱	°۱۸	۱۶	۲۱
ایلام	JDM	۱۷	°۲۲	۱۲	°۱۹	°۱۸	۱۳
	BSM	°۱۸	۱۰	۱۳	۹	۱۱	°۱۶
هرمزگان	JDM	۱۶	°۱۸	۱۵	۸	۱۴	°۱۹
	BSM	۱۷	۱۷	°۱۸	۶	۱۷	۱۸
گلستان	JDM	۲۱	۵	۸	۴	°۱۸	°۱۷

شهر	مدل	٦ ماهه		۱۲ ماهه		۲٤ ماهه	
		MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE
	BSM	°۲۲	۶	۶	۷	۱۰	۱۴
همدان	JDM	°۲۵	۹	۷	۱۰	۱۲	°۱۵
	BSM	۱۶	۷	۱۲	۱۲	۱۱	۱۲
کرمان	JDM	۱۷	۱۴	°۲۱	۱۱	۹	۱۱
	BSM	۱۲	۱۲	۱۱	۱۶	۸	۱۰
کرمانشاه	JDM	°۲۰	۱۰	°۱۸	۱۳	۷	۱۰
	BSM	۱۴	۱۰	۱۴	۱۴	۱۰	°۲۰
خوزستان	JDM	۱۰	۱۲	°۲۰	°۱۸	۱۲	۱۰
	BSM	۱۱	۱۰	۱۸	۱۷	۱۱	۱۱
کهگیلویه و بویراحمد	JDM	۸	۱۱	۷	°۱۹	۱۳	۱۲
	BSM	۱۲	°۱۵	°۲۴	۱۳	۱۴	۹
کردستان	JDM	۹	۱۰	°۲۵	۱۴	°۱۶	۸
	BSM	۷	۱۲	۱۷	۱۵	۱۵	۷
لرستان	JDM	۵	۱۸	°۲۰	۱۲	°۱۷	۶
	BSM	۶	°۲۰	۱۹	۱۰	۱۰	۱۱
مرکزی	JDM	۱۴	°۲۳	°۱۹	°۲۰	°۱۹	۵
	BSM	۱۵	۱۱	۱۸	۲۱	۱۶	۱۲
مازندران	JDM	°۱۵	۷	۱۴	°۲۳	۱۰	۱۰
	BSM	۱۰	۶	°۱۵	۱۰	۱۰	۱۱
خراسان شمالی	JDM	۱۰	۷	۱۲	۲۲	۱۱	۱۲
	BSM	۱۲	۸	۱۳	°۲۵	°۱۵	۱۳
خراسان رضوی	JDM	۱۰	۹	۱۱	°۲۴	۱۶	۱۵
	BSM	°۱۵	۱۰	۱۰	۱۰	°۲۱	°۱۸
خراسان جنوبی	JDM	°۱۶	۱۲	۱۰	°۱۵	°۲۲	°۱۷
	BSM	۱۵	۱۵	۱۲	۱۲	۲۰	۱۶
سمنان	JDM	۱۷	۱۱	۱۸	۹	°۲۰	۱۰
	BSM	°۱۹	۱۴	°۲۰	۸	۱۴	°۲۰
سیستان و بلوچستان	JDM	°۲۰	۱۶	°۲۰	۷	۱۲	°۲۱
	BSM	۸	۱۹	۱۶	۱۲	۱۴	۱۴
تهران	JDM	۹	°۲۰	°۱۷	۱۰	۱۰	°۱۵
	BSM	۱۲	۲۱	۱۴	۱۱	۹	۱۲
یزد	JDM	۱۴	°۲۲	۱۲	۱۲	°۱۷	۱۱
	BSM	۱۳	۱۵	۱۳	°۱۶	۱۲	۱۰
زنجان	JDM	۱۴	۹	۹	۱۵	۱۰	۱۲

شهر	مدل	٦ ماهه		۱۲ ماهه		۲٤ ماهه	
		MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE
	BSM	*۱۸	۸	۱۱	*۱۷	۱۱	۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش **یادداشت:** علامت * بهترین مدل را نشان می‌دهد.

در جدول (۳) پارامترهای الگوی بلک-شولز و انتشار پرش برای قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران ارائه شده است. با کمک این پارامترها می‌توان قیمت مسکن را به‌وسیله مدلی که ارائه شده، تخمین زد. در این مقاله شبیه‌سازی مونت‌کارلو جهت ایجاد تخمین زننده‌های ناریب استفاده‌شده که نتایج آن در جدول (۴) آورده شده است. علاوه بر این، شبیه‌سازی مونت‌کارلو یک چارچوب مناسب جهت تقریب پرش در قیمت دارایی مسکن را ارائه می‌کند. در هنگام استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو، تعداد زیادی مسیر نمونه از متغیرها ایجاد می‌شود و عایدی دارایی برای هر مسیر محاسبه می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از مدل‌ها در جدول ۴ مشخص است که در اکثر مراکز استان‌های ایران، مدل انتشار پرش نسبت به مدل بلک-شولز نتایج بهتری را داشته است که در بعضی از مراکز استانی عملکرد بازه زمانی ۶ ماهه و در بعضی از مراکز استانی عملکرد بازه زمانی ۱۲ ماهه و یا ۲۴ ماهه بهتر است که یکی از مهم‌ترین دلایل آن می‌تواند این نکته باشد که مدل بلک-شولز پرش‌های قیمتی را در نظر نمی‌گیرد اما مدل انتشار پرش هر دو عامل (ارزش انتظاری پرش (Y) و مقدار پرش قیمت ($\lambda\Delta t$) را در نظر می‌گیرد. نتایج حاصل از مدل انتشار پرش، نشان می‌دهد که در بازار مسکن ایران بالأخص در اکثر مراکز استان‌ها، پرش‌های قیمتی وجود دارد که نشان از وضعیت تلاطمی بازار مسکن ایران است. بنابراین استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی همراه با پرش ازجمله مدل‌های انتشار پرش مرتون، مرتون-هستون و الگوی پرش دوگانه در مدل‌سازی قیمت مسکن در ایران نسبت به مدل‌های رگرسیونی معمولی می‌تواند نتایج قابل‌قبول‌تری را ارائه دهد. بنابراین استفاده از این مدل‌ها در بخش مسکن، می‌تواند به غنای نظری این بخش افزوده و کاستی‌های سایر مدل‌ها ازجمله در نظر نگرفتن پرش‌های قیمتی و تصادفی نبودن رفتار قیمت مسکن را پوشش دهند. در ادامه عملکرد هرکدام از الگوهای بلک-شولز و انتشار پرش بر اساس نتایج برآوردی در بازه‌های زمانی ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه تحلیل می‌شود. هدف از انتخاب دوره‌های ۶، ۱۲ و ۲۴ ماهه این است که بتوان تحلیل دقیق‌تری از برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت این الگوها داشت. معیار قضاوت در مورد الگوی مناسب‌تر در مدل‌سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌ها، بر

اساس نتایج شاخص‌های میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق خطا است که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج مشخص است که در اردبیل، نتایج شبیه‌سازی مدل در بازه زمانی ۶ ماهه عملکرد بهتری نسبت به شبیه‌سازی مدل در بازه زمانی ۱۲ و ۲۴ ماهه داشته است و نتایج مدل انتشار پرش بهتر بوده است. بوشهر در بازه زمانی ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه بر اساس مدل انتشار پرش نتایج بهتری داشته ولی در بازه زمانی ۱۲ ماهه بر اساس مدل بلک شولز نتایج بهتر بوده است. چهارمحال و بختیاری، آذربایجان شرقی و غربی بر اساس مدل انتشار پرش نتایج قابل قبولی داشته‌اند. اصفهان در بازه زمانی ۶ ماهه، ۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه بر اساس مدل انتشار پرش نتایج بهتری داشته اما فارس در بازه زمانی ۶ ماهه و ۱۲ ماهه بر اساس مدل انتشار پرش بهتر بوده ولی در بازه زمانی ۱۲ ماهه مدل بلک–شولز نتایج بهتری داشته است. قزوین، قم و گیلان هم بر اساس مدل انتشار پرش در بازه زمانی ۶ ماهه و ۲۴ ماهه نتایج خوبی داشته‌اند اما قزوین و گیلان در بازه زمانی۱۲ ماهه بر اساس مدل بلک–شولز نتایج قابل‌قبول بوده است. با توجه به نتایج، در مرکز استان ایلام روند قیمت‌ها بر اساس مدل انتشار پرش اندکی نسبت به مدل بلک–شولز بهتر بوده به‌طوری‌که در بازه زمانی۶ ماهه و ۲۴ ماهه بر اساس معیار خطای مختلف، نتایج متفاوت است. در مراکز استانی هرمزگان، گلستان، همدان و کرمان مدل انتشار پرش نتایج مناسب‌تری داشته است. در بازه زمانی ۶ ماهه و ۱۲ ماهه در کرمانشاه مدل انتشار پرش نسبت به مدل بلک–شولز نتایج بهتری داشته اما در بازه زمانی ۲۴ ماهه مدل بلک–شولز بهتر بوده است. در کهگیلویه و بویراحمد نتایج مدل بلک–شولز بهتر از نتایج مدل انتشار پرش بوده ولی در خوزستان و کردستان نتایج مدل انتشار پرش بهتر از نتایج مدل بلک–شولز است. در لرستان در بازه زمانی ۶ ماهه نتایج مدل بلک–شولز بهتر بوده ولی در بازه زمانی۱۲ ماهه و ۲۴ ماهه نتایج مدل انتشار پرش بهتر است. از طرفی، در مراکز استان‌های مرکزی و مازندران نتایج مدل انتشار پرش بر اساس معیارهای خطای میانگین و قدر مطلق بهتر بوده ولی در مازندران در بازه زمانی۱۲ ماهه و میانگین مربعات خطا، نتایج مدل بلک–شولز بهتر بوده است. در مراکز استان‌های خراسان شمالی و رضوی نتایج مدل انتشار پرش نتایج بهتری داشته ولی در خراسان جنوبی نتایج مدل بلک–شولز بهتر است. در سمنان و زنجان نتایج مدل بلک–شولز بهتر از نتایج مدل انتشار پرش بوده ولی در سیستان و بلوچستان و تهران در هر سه بازه زمانی۶، ۱۲ و ۲۴ ماهه نتایج مدل انتشار پرش بهتر از نتایج مدل بلک–شولز است. در مرکز استان یزد، در بازه زمانی۱۲ و ۲۴ ماهه نتایج مدل انتشار پرش

مناسب‌تر بوده ولی در بازه زمانی ۱۲ ماهه نتایج مدل بلک-شولز بهتر بوده است. در جدول ۵، نتایج میانگین فرکانس پرش برای مراکز استان‌های ایران آورده شده است.

در این پژوهش از الگوی قیمت‌گذاری دارایی انتشار پرش استفاده شده است. برای این منظور و با در نظر گرفتن الگوی نوسانات تصادفی، ابتدا معادلات مشتقات جزئی به دست آمد و سپس جهت در نظر گرفتن پرش‌ها، تابع مشخصه‌ای از فرآیند ترکیبی پواسن اصلاح‌شده به آن افزوده شد. نتایج حاصل از الگوی انتشار پرش در جدول ۵ نشان می‌دهد که الگوی ارائه‌شده در قیمت‌گذاری و توضیح رفتار قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران، نسبت به الگوی بلک-شولز نتایج بهتری داشته است. یعنی الگوی انتشار پرش رفتار قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران را با سطح خطای کمتری توضیح داده است.

جدول ۵: میانگین فرکانس پرش

شهر	میانگین فرکانس پرش ($\lambda\Delta t$)	شهر	میانگین فرکانس پرش ($\lambda\Delta t$)	شهر	میانگین فرکانس پرش ($\lambda\Delta t$)
اردبیل	۰/۱۲	ایلام	۰/۳۸	مرکزی	۰/۲۳
بوشهر	۰/۱۴	هرمزگان	۰/۲۲	مازندران	۰/۰۹
چهارمحال و بختیاری	۰/۱۲	گلستان	۰/۲۲	خراسان شمالی	۰/۴۳
آذربایجان شرقی	۰/۱۹	همدان	۰/۱۰	خراسان رضوی	۰/۵۸
آذربایجان غربی	۰/۳۰	کرمان	۰/۱۹	خراسان جنوبی	۰/۱۶
اصفهان	۰/۳۳	کرمانشاه	۰/۵۲	سمنان	۰/۲۱
فارس	۰/۴۶	خوزستان	۰/۲۶	سیستان و بلوچستان	۰/۱۱
قزوین	۰/۱۶	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۰۹	تهران	۰/۴۴
قم	۰/۴۴	کردستان	۰/۳۶	یزد	۰/۳۲
گیلان	۰/۱۰	لرستان	۰/۳۱	زنجان	۰/۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج مشخص است که برای اکثر استان‌ها میانگین فرکانس پرش عدد بالایی است که نشان از نوسانات زیاد و اثرگذاری زیاد شوک‌های داخلی و خارجی در بازار مسکن ایران است. با توجه به نتایج مشخص است که بیشترین و کمترین میانگین فرکانس پرش مربوط به خراسان رضوی و کهگیلویه و بویراحمد است. اکثر مراکز استان‌های بزرگ در ایران میانگین فرکانس پرش

بالایی در بازار مسکن داشته‌اند ازجمله، تهران، اصفهان، خراسان رضوی، آذربایجان غربی، قم، کرمانشاه و آذربایجان شرقی که به ترتیب برابر ۰/۴۴، ۰/۳۳، ۰/۵۸، ۰/۳۰، ۰/۴۴، ۰/۵۲ و ۰/۱۹ است. کمترین میانگین فرکانس پرش هم مربوط به کهگیلویه و بویراحمد، مازندران، اردبیل، گیلان، چهارمحال و بختیاری، همدان و سیستان و بلوچستان بوده که به ترتیب برابر ۰/۰۹، ۰/۰۹، ۰/۱۲، ۰/۱۰، ۰/۱۲، ۰/۱۰ و ۰/۱۱ بوده است.

۵-۱- تفسیر نتایج

الگوی قیمت‌گذاری بلاک-شولز تا قبل از بحران مالی ۱۹۸۷، یکی از دقیق‌ترین الگوها برای قیمت‌گذاری دارایی بود، اما در بحران مالی ۱۹۸۷، مطالعات انجام‌شده نشان‌دهنده اریب قابل‌توجه این الگوی قیمت‌گذاری بود. الگوی بلاک-شولز دارایی‌ها را بیش‌ازحد قیمت‌گذاری کرده بود. در سال ۱۹۷۶ مرتون[1]، عنصر پرش را به الگوی بلاک-شولز اضافه کرد. اما الگوی بلاک-شولز مرتون نیز دارای معایبی ازجمله ثابت در نظر گرفتن نوسانات قیمت دارایی بود. بنابراین در سال ۱۹۹۳ هستون[2] فرض نمود قیمت دارایی دارای نوسانات تصادفی است و تا حدودی معایب الگوی بلاک-شولز مرتون را برطرف نمود (مولایی و همکاران، ۱۳۹۵).پس در این پژوهش از الگوهای بلاک-شولز و انتشار پرش استفاده‌شده که تمرکز اصلی نتایج مقاله بر الگوی انتشار پرش است. نتایج برآورد الگوهای بلک-شولز و انتشار پرش نشان می‌دهد که به‌طورکلی الگوی انتشار پرش دارای خطای کمتری در توضیح رفتار قیمت مسکن در اکثر مراکز استان‌های ایران است. همان‌طور که نتایج منعکس‌شده در جدول (۵) نشان می‌دهد میانگین فرکانس پرش در تمامی مراکز استان‌ها مثبت بوده و نشان‌دهنده این واقعیت است که در تمامی مراکز استان‌های کشور شاهد پرش قیمتی در بازار مسکن بوده‌ایم به‌طوری‌که پرش قیمت مسکن در بعضی از مراکز استانی بالا و در بعضی از مراکز استانی پرش قیمت مسکن کم بوده است. مرکز استان خراسان رضوی بیشترین پرش قیمتی و مرکز استان کهگیلویه و بویراحمد و مازندران کمترین پرش قیمتی در بازار مسکن را با مقادیر به ترتیب ۰/۵۸، ۰/۰۹ و ۰/۰۹ درصد تجربه کرده‌اند. اکثر مراکز استان‌های بزرگ در ایران و کلان‌شهرها پرش قیمتی بالایی در بازار مسکن داشته‌اند ازجمله این مراکز استانی می‌توان تهران،

[1]. Merton
[2]. Heston

اصفهان، خراسان رضوی، آذربایجان غربی، قم، کرمانشاه و آذربایجان شرقی به ترتیب با مقادیر پرش قیمتی ۰/۴۴، ۰/۳۳، ۰/۵۸، ۰/۳۰، ۰/۴۴، ۰/۵۲ و ۰/۱۹ درصد را نام برد. از آنجایی که این مراکز استانی بزرگ نسبت به مراکز استان‌های کوچک‌تر همواره با ورودی مهاجران زیادی از اطراف و سایر استان‌های کم برخوردار جهت کار و کسب درآمد مواجه هستند، بنابراین تقاضای مسکن با شتاب بیشتری افزایش می‌یابد و عرضه مسکن پاسخگوی این حجم تقاضا نخواهد بود و باعث افزایش یک‌باره قیمت مسکن و پرش‌های قیمتی در بازار مسکن خواهد بود. از طرفی عوامل دیگری که در طول این سال‌ها اثر زیادی برافزایش قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران داشته و پرش‌های قیمتی در بازار مسکن را تقویت کرده است، افزایش شدید قیمت‌های بین‌المللی کالاهای فلزی (فلزات مورداستفاده در بخش ساختمان مانند فولاد، آلومینیوم، تیتانیوم، مس، برنج و فولاد نرم) و جهش‌های ارزی ناشی از تحریم‌ها و شرایط سیاسی کشور بوده است. از عوامل دیگری که بر بازار مسکن ایران بالأخص بازار مسکن در مراکز استان‌های بزرگ کشور اثرگذار بوده و باعث پرش‌های قیمتی شده، افزایش هزینه‌های دستمزد و قیمت مصالح ساختمانی و خدمات شهرداری نسبت به استان‌های کوچک‌تر بوده است و این امر بنا به افزایش بیشتر هزینه‌ها و سطح بالاتر درآمد در این مراکز استانی بزرگ اتفاق افتاده است. در مراکز استان‌هایی مانند کهگیلویه و بویراحمد، مازندران، اردبیل، گیلان، چهارمحال و بختیاری، همدان و سیستان و بلوچستان پرش قیمتی در بازار مسکن کمتر و به ترتیب برابر ۰/۰۹، ۰/۰۹، ۰/۱۲، ۰/۱۰، ۰/۱۲، ۰/۱۰ و ۰/۱۱ درصد بوده است که می‌توان به دلایلی مانند حجم کمتر تقاضا و پاسخگوی بهتر عرضه مسکن به تقاضای مسکن درنتیجه جمعیت کمتر این مراکز استانی در قیاس با مراکز استانی بزرگ و سطح کمتر دستمزدها اشاره کرد. نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از میانگین فرکانس پرش، نوسانات زیاد قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران که در نمودار ۱ در پیوست ۱ آورده شده است را تائید می‌کند. بر اساس نمودار ۱، متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در اکثر مراکز استان‌های ایران مثبت بوده که عوامل زیادی ازجمله سیاست‌های دولت، نا اطمینانی زیاد در بازارهای مالی موازی، انتظارات تورمی آتی و ... می‌تواند در این زمینه مؤثر باشد.

از دیگر نتایج قابل‌توجه الگوی انتشار پرش می‌توان به وجود پرش‌های قیمت مسکن در مراکز استان‌های مرزی کشور اشاره کرد که هر بلوک از این مراکز استانی می‌تواند دلایل متفاوتی

را داشته باشد. در مراکز استان‌های شرق و شمال شرق پرش قیمت مسکن زیاد بالا بوده و مرکز استان خراسان رضوی بالاترین پرش قیمتی به مقدار ۰/۵۸ درصد را داشته است و بعدازآن مراکز استان‌های خراسان شمالی، گلستان و خراسان جنوبی به ترتیب با مقادیر ۰/۴۳، ۰/۲۲ و ۰/۱۶ درصد بوده است. از مهم‌ترین دلایل پرش قیمتی در مرکز استان خراسان رضوی می‌توان به وجود مرقد امام رضا (ع) و سایر اماکن متبرکه اشاره کرد که سالانه جمعیت زیادی از مردم به شهر مشهد مهاجرت کرده و آنجا ماندگار خواهند شد که به طبع تقاضای زیادی را برای مسکن ایجاد خواهد کرد. یعنی افزایش تقاضا مهم‌ترین عامل پرش قیمت مسکن در این مرکز استان است. از طرفی مشهد مانند مرکز و سایر مراکز استان‌های گلستان، خراسان شمالی و جنوبی به‌عنوان پیرامون مشهد قرار می‌گیرند. بنابراین افزایش قیمت مسکن در مشهد با وقفه کوتاهی به این مراکز استانی سرایت کرده و منجر به افزایش قیمت و در ادامه پرش‌های قیمتی می‌شود. در بلوک استان‌های غرب و شمال غرب کشور پرش قیمت مسکن بالا بوده و در مرکز استان کرمانشاه بالاترین پرش قیمتی با مقدار ۰/۵۲ درصد بوده و بعدازآن مراکز استان‌های ایلام، کردستان و آذربایجان غربی به ترتیب با مقادیر ۰/۳۸، ۰/۳۶ و ۰/۳۰ درصد بوده است. از مهم‌ترین دلایل پرش قیمتی در بازار مسکن این مراکز استانی، می‌توان به وضعیت کوهستانی، عدم زمین مسکونی کافی، تراکم جمعیتی بالا و مهاجرت زیاد از روستا به شهر اشاره کرد. وضعیت جغرافیایی و توپوگرافی این مراکز استانی نشان‌دهنده کمبود زمین مناسب جهت ساخت‌وساز مسکن است که باعث می‌شود تا عرضه مسکن نتواند جوابگوی حجم زیاد تقاضا برای مسکن باشد این تقاضای زیاد برای مسکن می‌تواند ناشی از تراکم جمعیتی بالا و مهاجرت از روستا به شهر باشد.

در جدول (۶) تعداد مهاجران واردشده به هر استان بر اساس آمارهای سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۹۵ آورده شده است. همان‌طور که آمار جدول (۶) نشان می‌دهد، بیشترین تعداد مهاجر ورودی متعلق به استان تهران با ۶۲۱۹۹۸ نفر و کمترین تعداد مهاجر ورودی متعلق به استان سمنان با تعداد ۴۰۰۱۴ نفر است.

مراکز استان‌های جنوبی مانند فارس، هرمزگان و بوشهر هم پرش‌های قیمتی زیادی در بازار مسکن را تجربه کرده‌اند که مرکز استان فارس با مقدار ۰/۴۶ درصد بیشترین و مرکز استان بوشهر با مقدار ۰/۱۴ درصد کمترین مقدار بوده‌اند. از مهم‌ترین دلایلی که منجر به پرش‌های قیمتی در بازار

مسکن این مراکز استانی شده، می‌توان به آب‌وهوای معتدل زمستانی، وجود اماکن تاریخی، وجود مرزهای آبی، تجاری و بندری بودن این مراکز استانی اشاره کرد که مرکز استان فارس از جنبه آب و هوایی معتدل و وجود اماکن تاریخی و مراکز استان‌های هرمزگان و بوشهر از جنبه تجاری و بندری بودن دارای اهمیت هستند. در بین بلوک‌های مختلف شرق، جنوب، غرب و شمال، مراکز استان‌های شمالی مازندران و گیلان دارای کمترین پرش قیمت در بازار مسکن بوده‌اند که از مهم‌ترین دلایل این پرش کم‌قیمت مسکن، می‌توان به تراکم کم‌جمعیتی و وضعیت هموار و دارای زمین‌های مرغوب مسکونی زیاد اشاره کرد. نتایج حاصل از الگوی انتشار پرش در مراکز استان‌های ایران می‌تواند اطلاعات خوبی را در اختیار سیاست‌گذاران ملی و محلی قرار دهد. به این صورت که با اتخاذ سیاست‌های مناسب و پیشگیرانه چه در سطح ملی و چه در سطح محلی، مانع از اثرگذاری بالای عوامل مؤثر در ایجاد نوسانات قیمتی و به طبق آن پرش‌های قیمتی در بازار مسکن شود.

جدول ٦: تعداد مهاجران واردشده

استان	تعداد (نفر)	استان	تعداد (نفر)	استان	تعداد (نفر)
آذربایجان شرقی	۱۷۱۷۳۰	تهران	۶۲۱۹۹۸	سمنان	۴۰۰۱۴
آذربایجان غربی	۱۳۷۶۳۱	چهارمحال و بختیاری	۶۷۹۸۴	فارس	۲۶۵۰۰۶
اردبیل	۷۶۰۱۶	خراسان جنوبی	۶۴۶۵۶	قزوین	۹۴۴۸۷
اصفهان	۲۶۴۸۹۰	خراسان رضوی	۳۰۱۲۳۲	قم	۴۸۱۴۲
ایلام	۴۰۲۷۳	خراسان شمالی	۶۴۶۵۰	خوزستان	۲۴۰۰۷۶
بوشهر	۶۹۰۹۰	زنجان	۶۱۹۱۹	سیستان و بلوچستان	۱۱۲۰۵۰
کردستان	۱۲۳۵۱۲	کرمانشاه	۱۲۸۵۵۹	گلستان	۱۰۶۶۵۹
کرمان	۱۱۲۶۸۶	کهگیلویه و بویراحمد	۶۵۶۴۵	گیلان	۱۴۳۵۹۷
لرستان	۱۲۱۲۶۹	مازندران	۱۳۶۳۰۷	مرکزی	۸۶۶۵۵
هرمزگان	۹۵۰۱۸	همدان	۱۱۱۶۱۳	یزد	۴۳۳۲۰

منبع: مرکز آمار ایران

٦- نتیجه‌گیری

مدل‌سازی دقیق قیمت‌گذاری دارایی‌های مختلف ازجمله مسکن و همچنین تلاطم آن، همیشه یکی از دغدغه‌های محققان و سیاست‌گذاران بوده است. بنابراین هدف از این پژوهش، تحلیل مقایسه‌ای کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بلک-شولز و انتشار پرش در مدل‌سازی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران است. در این مطالعه از داده‌های ماهانه قیمت مسکن در

مراکز استان‌های ایران برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۴۰۱ استفاده شده است. تمامی داده‌های پژوهش از پایگاه‌های آماری مرکز آمار ایران، آمارنامه‌های استانداری‌های کشور، سری‌های زمانی بانک مرکزی و وزارت راه و شهرسازی استخراج‌شده است. در این پژوهش، با استفاده از الگوریتم (GEM) مدل انتشار پرش و با استفاده از روش حداکثر درستنمایی مدل بلک-شولز برآورده شده و در ادامه قیمت آتی مسکن در مراکز استان‌های ایران با روش مونت-کارلو شبیه‌سازی‌شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در اکثر استان‌های ایران در عملکرد ۶، ۱۲ و ۲۴ ماهه، مدل انتشار پرش نتایج بهتر و دقیق‌تری را نسبت به مدل بلک-شولز داشته است که با نتایج مطالعات (موس و سکابورسکیس[1]، ۲۰۱۰ و گریگوریا و لی[2]، ۲۰۱۹) سازگار است. شایان‌ذکر است که در بعضی از مراکز استانی مانند کهگیلویه و بویراحمد، خراسان شمالی، خراسان رضوی و زنجان نتایج مدل بلک-شولز از مدل انتشار پرش بهتر است. با توجه به نتایج میانگین فرکانس پرش، مشخص است که بیشترین و کمترین میانگین فرکانس پرش مربوط به خراسان رضوی و کهگیلویه و بویراحمد بوده که مقدار آن به ترتیب برابر ۰/۵۸ و ۰/۰۹ است.

نتایج الگوی انتشار پرش نشان می‌دهد که در تمامی مراکز استان‌های ایران پرش قیمت مسکن وجود داشته ولی در بعضی از مراکز استان‌های بزرگ مانند تهران و سایر کلان‌شهرها، پرش قیمت مسکن زیاد بوده و در سایر مراکز استانی کمتر بوده است. این پراکندگی پرش قیمت مسکن که در مراکز استان‌های مختلف دلایل متفاوتی دارد که ازجمله می‌توان به مواردی مانند تراکم جمعیتی بالا، مرزی بودن، وضعیت جغرافیایی و کوهستانی بودن، وجود اماکن مذهبی و تاریخی، تجاری و دارای مرزهای آبی اشاره کرد، نیازمند برنامه‌ریزی دقیق ملی و محلی جهت جلوگیری از به وجود آمدن پرش‌های قیمت در بازار مسکن است. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان به این ناهمگنی و وجود دلایل متعدد پرش قیمت مسکن در مراکز استان‌های مختلف توجه ویژه داشته باشند و بر اساس شرایط مرکز هر استان برای بخش مسکن آن، برنامه‌ریزی کنند. مثلاً، برای استان‌هایی که با کمبود زمین مناسب جهت ساخت‌وساز مواجه هستند، زمین مناسب و ارزان‌قیمت در اطراف آن مرکز استان یا شهرهای مجاور در اختیار متقاضیان قرار گیرد و یا جهت کنترل

1. Moos and Skaburskis
2. Grigoryeva and Ley

مهاجرت به مرکز استان تهران، سیاست‌های توسعه‌ای متوازن مراکز اطراف تهران بالأخص در بخش مسکن مدنظر قرار گیرد. هر چه بیشتر به توسعه شهرهای اطراف تهران و کلان‌شهرها توجه شود، مهاجرت به این شهرها کمتر شده و باعث کاهش تقاضای مسکن می‌شود که می‌تواند باعث کاهش پرش‌های قیمت مسکن شود.

References

Abbi, R. El-Darzi, E. Vasilakis, C. & Millard, P. (2008). Analysis of Stopping Criteria for the Em Algorithm in the Context of Patient Grouping According to Length of Stay. *In: 2008 4th International IEEE Conference Intelligent Systems*. 3–9–3–14.

Adalid, R. & Detken, C. (2007). Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles. *Working Paper Series from European Central Bank*, **730**: 1-52.

Álvarez-Román, L. & García-Posada, M. (2021). Are House Prices Overvalued in Spain? A Regional Approach. *Economic Modelling*, **99**: 105499.

Balounejad Nouri, R. & Farhang, A. (2022). Investigating the Convergence of Housing Prices in Provincial Centers of Iran: Relative Convergence Approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, **9**(1): 27-51 (In Persian).

Berros, J. (2009). American Option Pricing in a Jump-Diffusion Model. Doctoral Dissertation, *University of Florida, Florida*.

Chen, M.C. Chang, C.C. Lin, S.K. & Shyu, S.D. (2010). Estimation of Housing Price Jump Risks and Their Impact on the Valuation of Mortgage Insurance Contracts. *Risk Insurance*, **77**: 399–422.

Chen, Z. & Wang, C. (2021). Effects of Intervention Policies on Speculation in Housing Market: Evidence from China. *Journal of Management Science and Engineering*, **7**(2): 233-242.

Chu, Y. (2010). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Owner-Occupied Housing. *Real Estate Econ*. **38**: 427–465.

Dias, D. A. and Duarte, J. B. (2019). Monetary Policy, Housing Rents, and Inflation Dynamics. *Journal of Applied Econometrics*, **34**(5): 673-687.

Duncan, J. Randal, J. & Thomson, P. (2009). Fitting Jump Diffusion Processes using the EM Algorithm. In *Contributed Talk at the Australasian Meeting of the Econometric Society*. Canberra, Australia.

Gafary, A. Ezatpanah, B. & Beygbabaye, B. (2024). Spatial and Social Assessment of the Affecting Housing Prices Factors The Case Study of Urmia City. *Geographical Planning of Space*, **12**(4): 145-161. (In Persian).

Gholizadeh, A. A. (2019). Housing Price Theory in Iran. *Nore Elm Publication*, Tehran, Iran (In Persian).

Gholizadeh, A. A. Manochehri, S. & Fatemi Zardan, Y. (2022). Modeling of Speculation in the Housing Market of Tehran. *Journal of Economics and Modelling*, **12**(4): 137-179 (In Persian).

Glaeser, E. L. Gyourko, J. & Saiz, A. (2008). Housing Supply and Housing Bubbles. *Journal of Urban Economics*, **64**(2): 198-217.

Grigoryeva, I. & Ley, D. (2019). The Price Ripple Effect in the Vancouver Housing Market. *Urban Geogr*. **40**: 1168–1190.

Heston, S. (1993). A Closed- Formed Solution for Options with Stochastic Applications to Bond and Currency Options. *The Review of Financial Studies*, **6**(2): 327-343.

Hong, Y. & Li, Y. (2019). Housing Prices and Investor Sentiment Dynamics: Evidence from China using a Wavelet Approach. *Finance Research Letters*, **35**: 101300.

Honoré, P. (1998). Pitfalls in Estimating Jump-Diffusion Models. *Available at SSRN 61998*, **18**: 1-36.

Hull, J. C. (2014). *Options, Futures, and Other Derivatives*. Pearson Education India.

Ibrahim, J.G. Zhu, H. & Tang, N. (2008). Model Selection Criteria for Missing-Data Problems using the EM Algorithm. *J. Amer. Statist. Assoc*. **103**: 1648–1658.

Karlis, D. & Xekalaki, E. (2003). Choosing Initial Values for the EM Algorithm for Finite Mixtures. *Comput. Statist. Data Anal*. **41**: 577–590.

Khodadad Kashi, F. & Razban, N. (2014). The Effect of Speculation in Housing Market Volatility in Iran (1991-2008). *qjerp*, **22**(71): 5-28 (In Persian).

Maleki, B. (2015). *Analysis of Iran's Housing Market*. Industrial Management Organization Publications, Tehran. (In Persian).

Manochehri S, Gholizadeh A. (2022). The Response of Speculation in the Housing Market to Exogenous Shocks in Iran. *QJER*, **22**(2): 7(In Persian).

Maynou, L. Monfort, M. Bruce Morley, B. & Ordonez, J. (2021). Club Convergence in European Housing Prices: The Role of Macroeconomic and Housing Market Fundamentals, *Economic Modelling*, **103**: 1-22.

Merton, R. (1973). Theory of Rational Option Pricing, *the Bell Journal of Economics and Management Science*, **4**: 141-183.

Molaei, S. Vaez Barzani, M. & Samadi, S. (2016). An Empirical Analysis of Price Jump and Asymmetric Information in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, **4**(2): 65-81 (In Persian).

Moos, M. & Skaburskis, A. (2010). The Globalization of Urban Housing Markets: Immigration and Changing Housing Demand in Vancouver. *Urban Geogr*. **31**: 724–749.

Nam, T. Y. & Oh, S. (2020). Non-recourse Mortgage Law and Housing Speculation. *Available at SSRN 2316539*.

Oh, S. Ku, H. & Jun, D. (2022). A Comparative Analysis of Housing Prices in Different Cities using the Black–Scholes and Jump Diffusion Models. *Finance Research Letters*, **46**: 102241.

Otrok, C. & Terrones, M. E. (2017). Global House Price Fluctuations: Synchronization and Determinants. *In NBER International Seminar on Macroeconomics* (Vol. 9, No. 1, pp. 119-166). Chicago, IL: University of Chicago Press.

Piazzesi, M. and Schneider, M. (2016). Housing and Macroeconomics. *In Handbook of Macroeconomics*, **2**: 1547-1640.

Seyed Nourani, S. M. (2014). An Examination of Housing Bubble and Speculation in Urban Areas of Iran. *Economics Research*, **14**(52): 68-49 (In Persian).

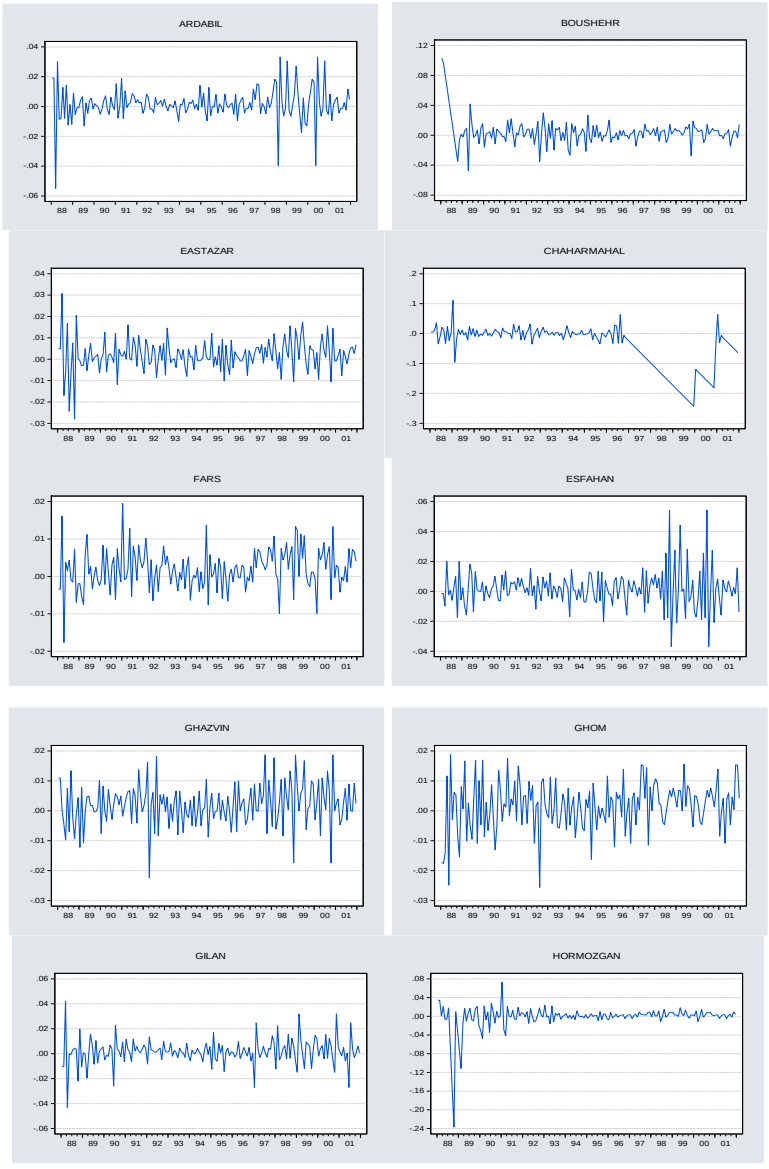
Stock, J.H. & Watson, M.W. (2002). Macroeconomic Forecasting using Diffusion Indexes. *J. Bus. Econom. Statist.* **20**: 147–162.

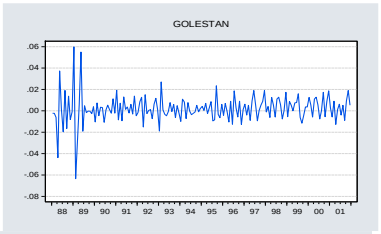
Tashman, L.J. (2000). Out-of-Sample Tests of Forecasting Accuracy: An Analysis and Review. *Int. J. Forecast*. **16**: 437–450.

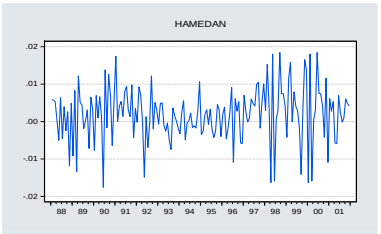
Zheng, Y. & Osmer, E. (2019). Housing Price Dynamics: The Impact of Stock Market Sentiment and the Spillover Effect. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **80**: 854-867.

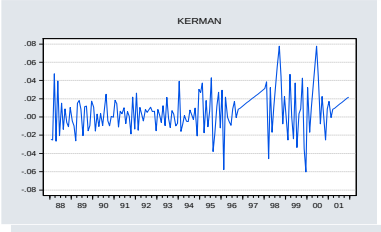
پیوست ۱

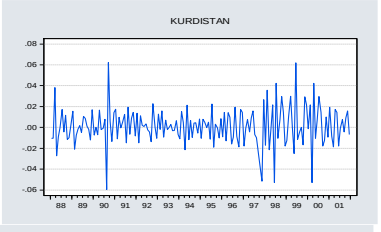
نمودار ۱: تغییرات لگاریتم قیمت مسکن مراکز استان‌های ایران

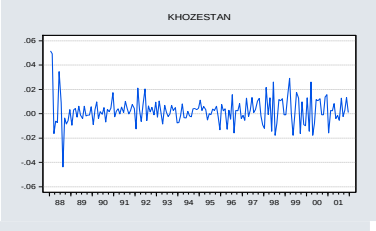


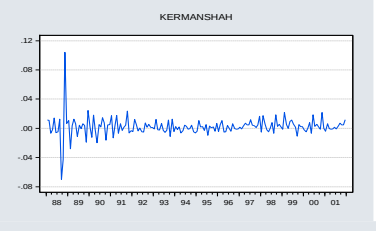

GOLESTAN

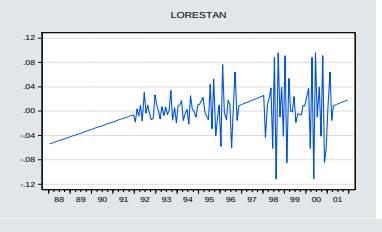

HAMEDAN

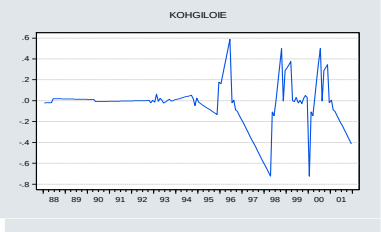

KERMAN

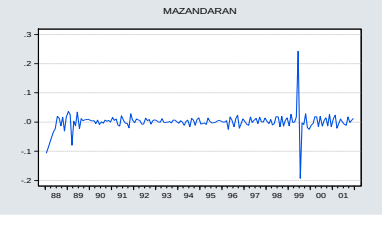

KURDISTAN

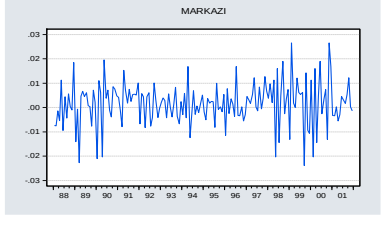

KHOZESTAN

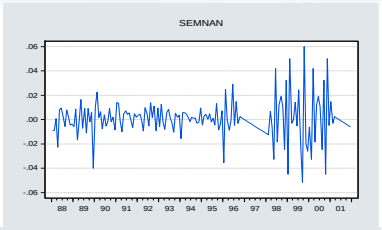

KERMANSHAH

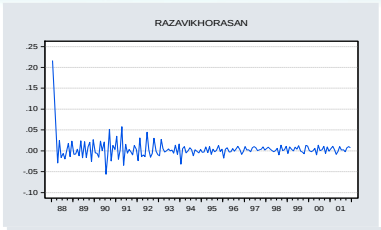

LORESTAN

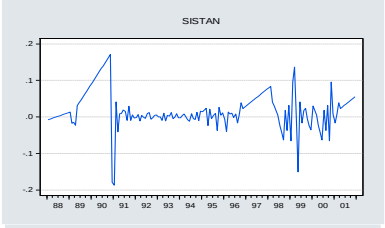

KOHGILOIE

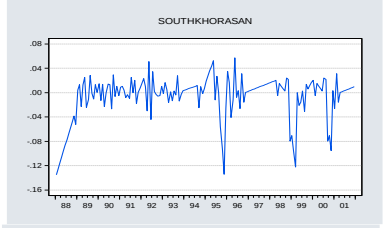

MAZANDARAN

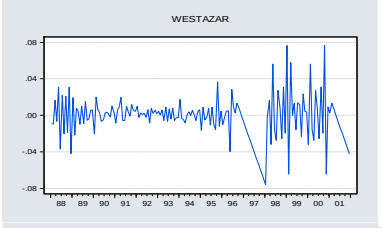

MARKAZI

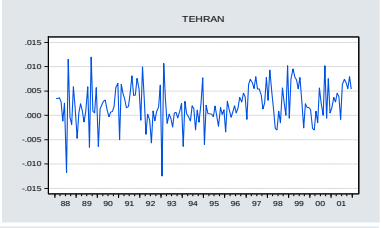

SEMNAN

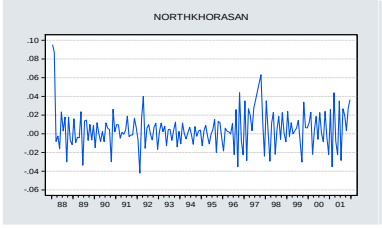

RAZAVIKHORASAN

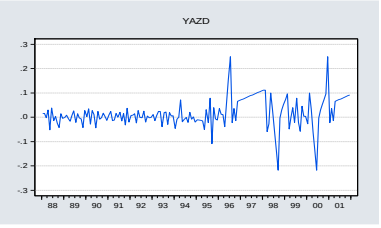

SISTAN

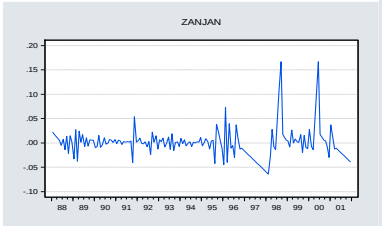

SOUTHKHORASAN

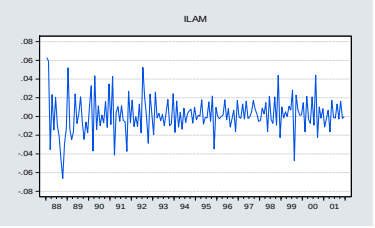

WESTAZAR


TEHRAN


NORTHKHORASAN


YAZD


ZANJAN


ILAM