



University of
Sistan and Baluchestan



The role of housing price mediation behavioral economics housing on Iran's economic growth

Aliakbar Gholizadeh¹ | Shahla Samadipour²

1. Corresponding Author, Associate Prof., Faculty of Economics and social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. a.gholizadeh@basu.ac.ir

2. Ph.D. in Economics, Faculty of Economics and social Sciences of Bu-Ali Sina university, Hamedan, Iran. sh.samadipour@eco.basu.ac.ir

Article Info	ABSTRACT
<p>Article type: Research Article</p> <p>Article history: Received: 29 December 2023 Revised in revised form: 25 March 2024 Accepted: 30 March 2024 Published online: 3 April 2024</p> <p>JEL: E29, G41, C33, R31</p> <p>Keywords: Behaviour economic Hosing economic, Economic growth, Smooth transition regression</p>	<p>The purpose of this article is to analyze the effect of the heterogeneous behavior of investors in the housing sector on housing prices and finally on Iran's economic growth during the period 2001:3-2020:3. For this purpose, first, the effect of herding behavior and overconfidence of investors on housing prices and then the effect of housing prices on economic growth was estimated by Smooth Transition Regression (STR) method. Then, by calculating the Sobel statistic, the mediating role of the housing price in the transmission of the investors' behavior in the housing sector on economic growth was tested. The results showed that the housing price and economic growth functions have one threshold and two regimes. The imitative behavior of a previous period is the transition variable of the housing price function with one threshold equal to 0.0051%. The housing price is also a variable of economic growth function transfer with a threshold equal to 0.0266%. The estimated coefficients of the first and second regimes indicate the asymmetric behavior of investors on housing prices. The estimation of the economic growth function showed that housing prices had a negative effect on economic growth in the first and second regimes, but this effect was strengthened in the second regime. The calculation of Sobel's statistic also showed that the housing price had a mediating role in transferring the effect of herding behavior on economic growth, but it did not act as a mediator in transferring the effect of overconfidence on economic growth.</p>

Article: Gholizadeh, A. & Samadipour, Sh. (2024). The role of housing price mediation in transferring the effect of heterogeneous behavior of investors in the housing sector on Iran's economic growth. *Stable Economy Journal*, 5(1), 150-179. DOI: 10.22111/SEDJ.2024.47093.1406



© The Author(s).

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

DOI: 10.22111/SEDJ.2024.47093.1406

Introduction

In addition to being an essential need as a shelter for humans, housing becomes a capital asset that allows owners to save wealth for reasons such as durability and the relative correlation of its price with economic foundations (Benjamin et al., 2004)

Empirical studies indicate that in recent years, investing in real estate is one of the most appropriate investment options due to the combination of risk and return of housing in the medium and long term, and it becomes an alternative to other capital assets such as gold, stock, currency and interest on bank deposits.

Behavioural economics considers behavioural aspects such as herding behaviour and overconfidence are Efficacious factors in people's investment decisions; therefore, the housing market and the national economy are affected. According to the mentioned materials, it is predictable that investors' Overconfidence and Herding behaviour can affect the price in the housing market, and the purpose of this article will be to investigate this issue. Housing as an asset and durable consumer goods can play a significant role in economic growth. Therefore, it is predictable that the behavioural characteristics of investors can also affect economic growth through changes in housing prices. (Najimidani et al., 2011).

The housing market and economic growth are affected by investors' behaviour and the increase in housing prices. However, there is a lack of research examining the effects of investors' behaviour in the housing market and macroeconomics, particularly regarding overconfidence and herding behaviour. This study aims to investigate the impact of behavioural economics on economic growth, addressing this research gap. The study will cover the period from the first quarter of 2010 to the first quarter of 2019 in Iran.

Method

To analyse the non-linear effects of investor behaviour in the housing market on housing prices using the model proposed by Negneh et al. (2017) and Lan (2014). Two behavioural variables, overconfidence and herding behaviour in the housing market, are considered. Thus, the proposed non-linear model is:

$$\Delta HP_t = [\alpha_0 + \alpha_1 CS_t + \alpha_2 EO_t] + [\alpha_0' + \alpha_1' CS_t + \alpha_2' EO_t] \cdot G_{HP}(q_t \gamma_{HP} c_{HP}) + \varpi_t \quad (1)$$

In pattern (1), Δ represents the remainder of current values from past values, HP_t represents the housing prices, EO_t is Overconfidence, and CS_t is herding behaviour. G_{HP} is the housing price transmission function that includes a continuous function of the transmission variable q_t , the transmission speed, and the threshold value c_{HP} . The study utilizes the model developed by Lin et al. (2019) to examine the impact of housing prices on economic growth. The growth equation for employing smooth transition regression is:

$$\Delta GDP_t = [\beta_0 + \beta_1 CS_t + \beta_2 TU_t] + [\beta_0' + \beta_1' CS_t + \beta_2' TU_t] \cdot G_{HP}(q_t \gamma_{HP} c_{HP}) + \xi_t \quad (2)$$

In model (2), GDP_t measures the dependent variable of economic growth and is equal to the percentage increase in gross domestic product or gross domestic income. HP_t is the independent variable of housing price β_0 intercept, β_i are the coefficients of the linear part, and β_i' are the coefficients of the non-linear part. ξ_t represents the model error component. G_{GDP} is the economic growth transfer function, a continuous function of the transfer variables s_t , the transfer rate of γ_{GDP} , and the threshold value of c_{GDP} .

The heterogeneous effects of housing market investors' behaviour through housing prices on economic growth are measured using Sobel's statistic:

$$\text{Sobel} = \frac{ab}{\sqrt{s_a^2 s_b^2 + a^2 s_b^2 + b^2 s_a^2}} \quad (1)$$

In equation (1), a is the coefficient of the path from the independent variable to the mediator, b is the coefficient of the path from the mediator to the dependent variable, s_a is the standard deviation of the coefficient a (the ratio of the coefficient to the statistic t_a) and s_b is the standard deviation of the coefficient b (the ratio of the coefficient to the statistic t_b).

In this research, to ensure the stationary of the variables of the patterns, the seasonal stationary test was performed by the Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY) method, using Eviuse 10 software, and its results are listed in Table (1).

Table 1. The results of the stationary test of research variables using Hylleberg, Engle, Granger, Yoo (HEGY) method (source: research findings)

STATISTICAL PROBABILITY	T STATISTIC	VARIABLE SYMBOL	VARIABLE NAME
0.0000	17.144	ΔGDP_t	Gross domestic product remainder
0.0000	50.064	ΔHP_t	The remainder in housing prices
0.0000	21.505	ΔCS_t	remainders in herding behavior
0.0002	42.482	ΔTU_t	Remainder in overconfidence

Source: Research findings

Table 2. The result of estimating pattern by STR method (source: research findings)

The non-linear part of the pattern second austerity plan		The linear part of the pattern the first austerity plan		variable symbol	Variable name	Pattern
Statistical probability	Coefficient	Statistical probability	Coefficient			
0.0021	0.261	0.0000	0.678	ΔHP_{t-1}	The first break in housing prices	1
0.0019	-0.474	0.0002	0.543	ΔCS_t	herding behavior	
0.0091	0.418	0.0056	-0.393	$*\Delta CS_{t-1}$	first break herding *behaviour	
0.7114	-0.066	0.6012	0.085	ΔTU_t	overconfidence	
0.0930	0.295	0.4969	-0.101	ΔTU_{t-1}	first break overconfidence	
0.3417	-0.002	0.0075	0.005	C	intercept	
$R^2=0.814$ $\bar{R}^2=0.775$		$CHP=0.0051$ $q_t = \Delta CS_{t-1}$		$\gamma_{Hp} = -7.2952$		
The non-linear part of the pattern second austerity plan		The linear part of the pattern the first austerity plan		variable symbol	Variable name	Pattern
Statistical probability	Coefficient	Statistical probability	Coefficient			
0.0000	0.711	0.0000	-0.311	ΔGDP_{t-1}	The first break in economic growth	2

0.0973	6.918	0.0701	-7.683	* ΔHP_t	*House price
0.0000	-9.788	0.0000	5.271	ΔHP_{t-1}	The first break in housing prices
0.9469	0.008	0.6656	0.053	C	Intercept
0.0000	-0.008	0.0000	0.005	Trend	Time process
$R^2=0.531$	$\bar{R}^2=0.449$	$c_{GDP}=0.0266$	$s_t = \Delta HP_t$		$\gamma_{GDP}=9.735$

represents the transfer variable *

Table 3. The results of calculating the Sobel statistic to determine the heterogeneous effects of the behavior of investors in the housing sector on economic growth (source: research findings)

critical limit	Sobel statistics	Heterogeneous effect of housing investors' behavior on economic growth
1.96	2.058	Heterogeneous effect of herding behaviour on economic growth through housing prices
1.96	0.537	Heterogeneous effect of overconfidence on economic growth through housing prices

Results

According to the results of table (1), all variables of the probability of t statistic, at the 99% level, reject the null hypothesis of a unit root. In this way, all the variables are at the level of stationary.

The results of the table(2) are as follows, the Threshold value of the transfer variable (ΔCS_{t-1}) for the housing price model is equal to 0.0051 per cent. Thus, when the remainder of the Herding behaviour of a previous period has not yet reached the value of 0.0051%, the housing price differential function is in the first austerity plan. After the remainder of the herding behaviour of a previous period has reached the value of 0.0051%, the above function will be placed in the second austerity plan.

In other words, the housing price remainder changes the austerity after passing the first break of the *Herding* behaviour remainder from the threshold. The slope of the transfer function, which indicates the transfer speed from the first to the second austerity, is also equal to 7.29527, which shows the appropriate transfer speed.

In the STR model, each variable's coefficient is the sum of its significant coefficients and intervals. Table (4) results show that in the linear part of the housing price pattern, specifically before crossing the threshold, the herding behaviour variable and its interruptions yield a positive result of 0.15. In the non-linear part of the model or other words, in the second austerity (after crossing the threshold), the result of the variable coefficients of herding behaviour is positive and equal to 0.235. Thus, the effect of this variable on housing prices has increased in the second austerity compared to the first austerity. On the other hand, the first break of the housing price remainder in the first austerity has an effect equal to 0.678, and in the second austerity, there is an effect *equivalent* to 0.261 on the housing price remainder. The result of variable coefficients of *overconfidence* in the first austerity did not have a critical effect on housing prices. In the second austerity, the result of the significant coefficients of the over-optimism variable had a positive effect equal to 0.295 on housing prices.

Table (2) shows the results of this analysis, the Threshold of the transition variable(ΔHP_t) of the economic growth pattern is equivalent to 0.0266 per cent. This value shows the transition point of the economic growth function and the beginning of the second limit austerity.

Thus, when the housing price remainder has not reached 0.0266%, the economic growth function is in the first austerity plan. After the housing price remainder is closed to 0.0266%, the above function is in the second austerity plan. The slope of the transfer function, which indicates the speed transfer from the first to the second *austerity*, is equal to 9.7352.

The results of Table (4) indicate that in the linear part of the economic growth pattern, or other words, in the first austerity, the result of the variable coefficients of the housing price is negative and equal to -2.412. In the non-linear part of the model, or other words, in the second austerity, the coefficients of the mentioned variable are negative and

equal to -2.870. Also, the first break of economic growth in the first austerity had an effect equivalent to -0.311, and in the second austerity plan, an effect equal to 0.711 on economic growth.

If the absolute value of the calculated Sobel statistic exceeds 1.96, it confirms the presence of a mediation relationship. Based on the results of Table (3), it is evident that the Sobel statistic exceeds 1.96 only for the heterogeneous effect of herding behaviour on economic growth through housing prices.

Thus, housing prices have only acted as a mediator of the impact of herding behaviour on economic growth, while it doesn't mediate the effect of overconfidence behaviour on economic growth

Conclusion:

The present article aimed to analyze the effect of the investors' heterogeneous behaviour in the housing sector in Iran from 1:1380 to 1:399. The results of estimating the housing price model using the smooth transition regression (STR) estimator are as follows:

- When the herding behaviour of the investors in the housing sector in the previous period reached a threshold of 0.0051%, the function of the housing price was transferred and placed in another austerity.

In the first austerity and before reaching the threshold, the increase in herding behaviour of housing sector investors led to a 0.15% increase in housing prices, and the rising overconfidence did not affect housing prices.

In the second austerity, the mentioned effect on the herding behaviour variable remains positive at 0.235%, with an accompanying increase. Additionally, the impact of overconfidence has become significant in the second austerity, reaching 0.295%.

- According to the estimated coefficients of the first and second austerity measures, the asymmetric effects on housing prices in Iran during the period under review were due to the heterogeneous behaviour of investors in the housing sector.

The result of estimating the economic growth pattern using the smooth transition regression method is as follows:

-When the housing price changes reach a threshold equal to 0.0266%, the function of economic growth is transferred and placed in another austerity.

In the first austerity, rising one per cent in housing prices resulted in a 2.412 per cent decline in the economic growth rate. In the second austerity, the negative impact of housing prices on economic growth amplified, such that a one per cent increase in housing prices caused a 2.870 per cent decrease in Iran's economic growth.

The results of the Sobel statistic calculation showed that the housing price could mediate the herding behaviour of housing sector investors on economic growth but not the effect of the overconfidence of housing sector investors on economic growth.

نقش میانجی‌گری اقتصاد رفتاری مسکن بر رشد اقتصادی ایران

علی اکبر قلی‌زاده^۱ | شهلا صمدی‌پور^۲

۱. نویسنده مسئول، دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. a.gholizadeh@basu.ac.ir

۲. دکترای اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. sh.samadipour@eco.basu.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	هدف مقاله حاضر تحلیل اثر رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر قیمت مسکن و نهایتاً بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۹:۱-۱۳۸۰:۱ می‌باشد. بدین منظور ابتدا اثر رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد سرمایه‌گذاران بر قیمت مسکن بررسی می‌شود سپس اثر قیمت مسکن بر رشد اقتصادی با روش رگرسیون انتقال ملایم برآورد می‌گردد. اندازه‌گیری ضرایب مولفه‌های اقتصاد رفتاری مسکن، میزان اثر گذاری این متغیرها بر رشد اقتصادی را برآورد می‌کند. نتایج نشان می‌دهد توابع قیمت مسکن و رشد اقتصادی دارای سطح آستانه و دو رژیم حدی هستند. حد آستانه‌ای رفتار تقلیدگونه متغیر انتقال تابع قیمت مسکن کمیّت ۰/۰۰۵۱ درصد اختیار می‌کند. کمیّت سطح آستانه‌ای قیمت مسکن به عنوان متغیر انتقال تابع رشد اقتصادی برابر با ۰/۰۲۶۶ درصد می‌باشد. در تابع قیمت مسکن، رفتار تقلیدگونه در رژیم اول و دوم بر قیمت مسکن اثر مثبت دارد اما این ضریب در رژیم دوم بزرگتر است. خوش‌بینی بیش از حد نیز در رژیم اول بر قیمت مسکن بی‌تأثیر بوده، اما در رژیم دوم اثر مثبت دارد. ضرایب برآوردی رژیم‌های اول و دوم حاکی از نامتقارن بودن رفتار سرمایه‌گذاران بر قیمت مسکن است. برآورد تابع رشد اقتصادی نشان می‌دهد؛ قیمت مسکن در رژیم اول و دوم اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد، اما این اثر در رژیم دوم تقویت شده است. کمیّت آماره سوئیل بیانگر آن است؛ قیمت مسکن در انتقال اثر رفتار تقلیدگونه بر رشد اقتصادی نقش میانجی‌گرانه داشته، اما در انتقال اثر خوش‌بینی بیش از حد بر رشد اقتصادی نقش میانجی‌گری ایفاء نمی‌کند.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۸	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۳/۱/۶	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱/۱۱	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۱/۱۵	
JEL: : E29, G41, C33, R31	
واژه‌های کلیدی: اقتصاد رفتاری، اقتصاد مسکن، رشد اقتصادی، رگرسیون انتقال ملایم	

استناد: نام قلی‌زاده، علی‌اکبر و صمدی‌پور، شهلا (۱۴۰۲). نقش میانجی‌گری اقتصاد رفتاری مسکن بر رشد اقتصادی ایران. *اقتصاد باثبات*، ۵ (۱)، ۱۷۹-۱۵۰

DOI: 10.22111/SEDJ.2024.47093.1406



حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان

۱. مقدمه

مسکن علاوه بر یک نیاز ضروری به عنوان سرپناه برای انسان، به دلایلی از جمله بادوام بودن و ارتباط قیمت آن با بنیان‌های اقتصادی، به یک دارایی سرمایه‌ای نیز تبدیل شده که امکان ذخیره ثروت را برای مالکان فراهم می‌آورد (Benjamin et al, 2004). بررسی‌های تجربی حاکی از آن است که طی سال‌های اخیر، سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات به دلیل ترکیب ریسک و بازدهی مسکن در میان مدت و بلندمدت، از مناسب‌ترین گزینه‌های سرمایه‌گذاری است و به جایگزینی برای سایر دارایی‌های سرمایه‌ای همچون طلا، سهام، ارز و سود سپرده‌های بانکی تبدیل شده است. این امر سبب تسلط نقش سفته‌بازی در بازار مسکن و افزایش قیمت مسکن شده و اثرات اقتصادی و تبعات اجتماعی زیانباری در جامعه به دنبال داشته که منجر به توجه ویژه سیاست‌گذاران بدان شده است (یزدانی و همکاران، ۱۳۹۴).

بر اساس نظریه مالی سنتی که مبتنی بر فرضیه بازار کارآمد است، فرض می‌شود افراد فعال در بازار کاملاً منطقی هستند، رفتار یک فرد بر بازار نمی‌تواند اثرگذار باشد و قیمت دارایی‌ها در بازار به‌طور کامل اطلاعات موجود را منعکس می‌کند. با این حال، در دهه‌های بعد، مشخص شد مدل نظریه مالی سنتی با رفتار سرمایه‌گذاری واقعی سرمایه‌گذاران در بازار مالی سازگاری ندارد. این در حالی است که در دنیای واقعی، همراه با توسعه بازار املاک و مستغلات، پدیده‌های زیادی در چهارچوب نظریه مالی سنتی قابل تحلیل و توضیح نیستند. این امر باعث شده که نظریه مالی رفتاری، به دلیل این که می‌تواند ناهنجاری‌های بازار را توضیح دهد، توجه زیادی را به خود جلب کرده است. اقتصاد رفتاری بیان می‌کند که، رفتار سرمایه‌گذاری سه فرآیند شناخت بازار، احساسات و اراده را شامل می‌شود. احساسات دیدگاه خوش‌بینانه یا بدبینانه سرمایه‌گذاران نسبت به بازار را نشان می‌دهد و درک، انتظارات فعالان بازار از وضعیت فعلی بازار مسکن را که بر عرضه، تقاضا، قیمت و سرمایه‌گذاری اثرگذار است را منعکس می‌کند. در دیدگاه رفتاری، علت تغییرات و نوسانات بیش‌ازحد در بازار، به ناهمگونی رفتار سرمایه‌گذاران نسبت داده می‌شود و شامل واکنش بیش‌ازحد و کم‌تر از حد سرمایه‌گذاران نسبت به شرایط بازار خواهد بود. (Rubio, 1990; Plastun and Mynhardt, 2013). اقتصاد رفتاری، ابعاد مختلف رفتار از جمله رفتار تقلیدی^۱، اعتماد و خوش‌بینی بیش‌ازحد^۲ را بر تصمیمات سرمایه‌گذاری افراد مؤثر می‌داند و از این طریق بازار مسکن و اقتصاد ملی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. رفتار تقلیدی به آن جنبه از رفتار فرد

¹ Herding behavior

² Overconfidence

اشاره دارد که منطقی نیست؛ در شرایطی که تقارن اطلاعات وجود ندارد، تعریف می‌شود که فرد رفتاری را به پیروی از رفتار سایر افراد جامعه انجام می‌دهد، چون تصور می‌کند دیگران نسبت به او، به شرایط اقتصادی و سرمایه‌گذاری آگاهی بیشتری دارند و موفقیت در گرو تقلید از دیگران است. بدین ترتیب افراد ناآگاه اغلب اطلاعات شخصی را نادیده می‌گیرند و از تصمیم‌های اکثریت پیروی می‌کنند که این امر می‌تواند باعث ناهنجاری در بازارهای مالی و مسکن شود (Yongdong & Riqing, 2006).

خوش‌بینی بیش‌ازحد نیز جنبه‌ای از تصورات ذهنی فرد است که نسبت به توانایی‌های ذاتی و تصمیم‌گیری‌هایش دارد. این ویژگی بیان می‌کند که؛ فرد متصور می‌شود که پیامد تصمیم‌های او قطعاً با موفقیت همراه است و اگر منجر به موفقیت نشود ناشی از محیط پیرامون و تغییر شرایط محیط کسب‌وکار است. به عبارت دیگر سرمایه‌گذار با خوش‌بینی بیش‌ازحد، صحت اطلاعات خصوصی خود را بیش‌ازحد ارزیابی می‌کند و از اطلاعات موجود در بازار، غفلت می‌کند که ممکن است منجر به سرمایه‌گذاری غیرمنطقی شود و در نهایت سبب هزینه‌های معاملاتی بالا و عملکرد ضعیف در بازار مسکن شود (Ruoxi, ۲۰۱۹).

با توجه به مطالب مطرح‌شده، انتظار می‌رود خوش‌بینی بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران و رفتار تقلیدگونه بتوانند بر قیمت در بازار مسکن تأثیرگذار باشد و بررسی این موضوع هدف این مقاله است. مسکن به‌عنوان یک دارایی و نیز کالای مصرفی بادوام می‌تواند بر رشد اقتصادی نقش داشته باشد. از این رو انتظار می‌رود مشخصه‌های رفتاری سرمایه‌گذاران نیز بتوانند از طریق تغییر در قیمت مسکن بر رشد اقتصادی اثرگذار باشند (Naji Meidani et al, 2011). علی‌رغم تئوری‌های مطرح‌شده در زمینه‌ی آثار رفتار سرمایه‌گذاران بر بازار مسکن و نیز اثر این رفتار بر رشد اقتصادی از طریق افزایش قیمت مسکن، مطالعه‌ای که به بررسی آثار اقتصادی رفتار سرمایه‌گذاران در بازار مسکن و به تبع آن بر رشد اقتصادی در ایران و با در نظر گرفتن خوش‌بینی بیش‌ازحد و رفتار تقلیدگونه پرداخته باشد، از این رو، هدف مقاله حاضر آن است با بررسی اثر اقتصاد رفتاری بر رشد اقتصادی، خلأ تحقیقاتی موجود را پوشش دهد. بازه زمانی این مطالعه فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل اول ۱۳۹۹ ایران است. مقاله حاضر در ۵ بخش ارائه می‌شود. پس از مقدمه، در بخش دوم به مبانی نظری موضوع پرداخته می‌شود. در

بخش سوم مروری بر مطالعات پیشین انجام خواهد شد. در بخش چهارم روش تحقیق و نتایج برآورد الگو ارائه می‌شود. بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها سیاستی اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱. اقتصاد رفتاری

در قرن ۱۹ میلادی میل^۱ علم اقتصاد را با این فرض که انسان کاملاً منطقی است و منافع شخصی انگیزه حاکم بر فعالیت‌های اقتصادی انسان و به حداکثر رساندن رفاه است پایه‌گذاری نمود. میل چنین انسانی را همواکونومیکوس^۲ نامید که به دو دلیل همواره منطقی رفتار می‌کند، اول اینکه از تمام اطلاعاتی که برای تصمیم‌گیری بهینه مطلع است و دوم این که می‌تواند همه گزینه‌ها را به همراه هزینه‌ها و منافع آن‌ها بررسی نماید. بدین ترتیب فرد منطقی که قوانین احتمال را می‌داند و آن برای تصمیم‌گیری به کار می‌گیرد. همچنین این شخص مانند بقیه افراد، اطلاعات را صرفاً از طریق منطق و عقل پردازش می‌کند به‌نوعی که عوامل روانی بر آن مؤثر نیستند و زمانی که بازار توسط اطلاعات جدیدی تخت تأثیر قرار می‌گیرد، فرد انتظارات خود را تطبیق داده و به‌روز می‌کند (Kapor, 2014).

در مقابل آدام اسمیت بنیان‌گذار رفتارگرایی در اقتصاد یک قرن پیش در کتاب خود با عنوان "نظریه احساسات اخلاقی" رویکرد متفاوتی از رفتار انسان را نظریه‌پردازی نموده و افراد را به‌گونه‌ای معرفی می‌کند که به دلایلی نوع‌دوستانه عمل می‌کنند، بر اساس احساسات و شفقت تصمیم می‌گیرند و صرفاً در تلاش برای به حداکثر رساندن منافع خود نیستند. به‌بیان دیگر، اقتصاد رفتاری، اثر روانشناسی را بر روند تصمیم‌گیری‌های اقتصادی بررسی می‌کند. مولاناتان و تالر^۳ (۲۰۰۰) بیان می‌کنند "اقتصاد رفتاری ترکیب اقتصاد و روانشناسی است که به بررسی آنچه در بازارها اتفاق می‌افتد را بررسی می‌نماید همچنین، تلاش می‌شود دلایل و نحوه‌ی خطاهای شرکت‌کنندگان را که در بازار بر تخصیص منابع و قیمت بازار مؤثر است را اثبات نماید". برخلاف نظریه اقتصادی "متعارف"، هسته

¹ Mill

² Homo Economicus

³ Mullainathan and Thaler

اصلی مطالعه در این زمینه، غیرمنطقی بودن نمایندگان اقتصادی است. به عقیده دی‌بانت و تالر^۱ (۱۹۸۵) رفتارهای سرمایه‌گذاران می‌تواند منجر به انحراف قیمت بازار شده و به شکل‌گیری بازارهای ناکارآمد بیانجامد. سرمایه‌گذاران هنگام تصمیم‌گیری بازده متوسط در بلندمدت را فراموش می‌کنند. این امر واکنش بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران به بازده گذشته را نشان می‌دهد. دو بانت و تالر (۱۹۸۵) و آلونسو و روییو (۱۹۹۰) فرضیه واکنش بیش‌ازحد را تأیید نمودند به‌نوعی که برخی از سرمایه‌گذاران نسبت به دارایی که در گذشته عملکرد خوبی داشته، واکنش بیش‌ازحد نشان می‌دهند، چون معتقدند که این دارایی در آینده عملکرد خوب خود را حفظ می‌کند لذا شروع به خرید آن نموده و منجر می‌شود این دارایی بیش‌ازحد قیمت‌گذاری شود. به‌طور مشابه در دارایی با عملکرد پایین عکس این روند اتفاق می‌افتد. (Plastun and Mynhardt, 2013).

۲-۲. اثر خوش‌بینی بیش‌ازحد بر قیمت مسکن

این‌که فرد بیش‌ازحد خوش‌بین باشد را می‌توان تمایل فرد برای ارزیابی بیش‌ازحد احتمال دستیابی به نتایج مثبت و یا دست‌کم گرفتن احتمال رخداد نتایج منفی در مقایسه با سایرین تعریف کرد. که این مفهوم زمانی می‌تواند پیامد مثبتی داشته باشد که دریافت اطلاعات و علامت‌دهی از بازار دشوار باشد، لذا وقتی خانوار با این رویکرد خود قضاوت غلط می‌کنند و بر اساس آن تصمیم می‌گیرند احتمال ایجاد نتایج نامطلوب زیاد است (Hirshleifer, 2015). مطالعات تجربی حاکی از آن است که خانوارها بر این باورند که ریسک خرید مسکن زیاد نیست و هر ساله قیمت مسکن به‌طور متوسط افزایش می‌یابد. به‌طور کلی، خانوارها از سطوح آینده نرخ بهره ارزیابی‌های بسیار خوش‌بینانه‌ای دارند و به ریسک تغییرات نرخ بهره کمتر واکنش نشان می‌دهند. در بازار املاک و مستغلات خریداران، سازندگان املاک و مستغلات و سازمان‌های سرمایه‌گذار در بخش مسکن خوش‌بینی بیش‌ازحد می‌تواند وجود داشته باشد آن‌ها تمایل دارند نسبت به آینده خوش‌بینی داشته باشند و معتقدند که برای رشد قیمت مسکن در آینده ظرفیت زیادی وجود خواهد داشت پس به انبوه خریداران مسکن ملحق می‌شوند و از این طریق حجم معاملات، نوسان بازار را افزایش می‌دهند. در همین زمان، آینده‌نگری سازندگان املاک و مستغلات در مورد آینده منجر می‌شود که زمین‌های زیادی به کاربری

¹ De Bondt and Thaler

مسکونی تغییر داده شود و سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد در بخش مسکن ریسک عملیاتی و ریسک نقد شوندگی خود را به شدت افزایش یابد و این روند به تشدید نوسان قیمت بازار املاک و مستغلات کمک می‌کنند. از طرفی رسانه‌ها در تهییج احساسات سرمایه‌گذاران در بازار مسکن و ایجاد حباب مؤثر هستند. فارلو^۱ (۲۰۰۴) بیان می‌کند که رسانه‌ها خوش‌بینان را بر بدبینان ارجح می‌دانند و از پیامدهای زیان‌بار اشاعه اطلاعات خوش‌بینی افراطی برای سرمایه‌گذاران عادی، غفلت می‌کنند. در فرآیند تصمیم‌گیری، سرمایه‌گذاران موفقیت عملکرد گذشته خود را به جای شانس، به توانایی خود نسبت می‌دهند لذا به رفتار غیرمنطقی خود در مبادلات و سرمایه‌گذاری در مسکن ادامه می‌دهند (Statman et al, 2006). از نظر عملکرد بازار، خوش‌بینی بیش‌ازحد می‌تواند نوسانات بازار را تشدید کند و منجر به معاملات بیش‌ازحد و حباب‌های سوداگرانه شود (Griffin et al, 2007). لذا با توجه به مطالب مطرح‌شده می‌توان نتیجه گرفت که در تصمیمات سرمایه‌گذاری و قیمت‌داری مسکن خوش‌بینی بیش‌ازحد می‌تواند نقش بسزایی داشته باشد.

۳-۲. اثر رفتار تقلیدگونه بر قیمت مسکن

علاوه بر خوش‌بینی بیش‌ازحد در بازار مسکن می‌توان، به متغیر رفتاری مبتنی بر تقلید از دیگران با عنوان "رفتار تقلیدگونه" اشاره نمود. به بیان گراهام^۲ (۱۹۹۹) رفتار تقلیدگونه هنگامی رخ می‌دهد که بسیاری از افراد رفتار یکسانی را از خود بروز می‌دهند. اسکوبا^۳ (۲۰۰۰) نیز رفتار تقلیدگونه را الگوهای رفتاری مشابه در افراد تعریف می‌کند. به عقیده چانگ^۴ و همکاران (۲۰۰۰) رفتار تقلیدگونه فرآیندی است که در آن فعالان بازار تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را تنها بر اساس پیروی از رفتار جمعی و کنار گذاشتن اعتقادات شخصی، قرار می‌دهند. سینها^۵ (۲۰۱۵) تأیید کرد که سرمایه‌گذاران بر این باورند که کیفیت اطلاعات خودشان نسبت به سرمایه‌گذاران دیگر پایین است لذا برای نظرات خودشان ارزش کمتری قائل هستند. رفتار تقلیدگونه، عمدتاً نتیجه نبود اطلاعات و یا عدم اعتمادی

¹ Farlow

² Graham

³ Sciubba

⁴ Chang

⁵ Sinha

ذاتی به اطلاعات خود است (2011, Venezia) برخی بیان می‌کنند رفتار تقلیدی نوعی تأثیر اجتماعی در انسان است که در آن، افراد تمایل دارند با انطباق تصمیماتش با سایرین، احساس بهتری نسبت به خود داشته باشد (2014, Andersson et al). رویدر و واسکورت^۱ (۲۰۱۶) نشان دادند که سرمایه‌گذاران تمایل روانی دارند تا در تصمیمات سرمایه‌گذاری به نظرات اطرافیان خود اهمیت زیادی بدهند. وینیزی^۲ و همکاران (۲۰۱۱) نیز بیان داشتند، شواهد زیادی وجود دارد که "رفتار توده وار"^۳ نه تنها در بین سرمایه‌گذاران معمولی، بلکه در بین متخصصان و تحلیلگران نیز وجود دارد. با این حال، ونزیا و همکاران^۴ (۲۰۱۱) دریافتند که تمایل کمتری به رفتار تقلیدگونه در میان سرمایه‌گذاران حرفه‌ای وجود دارد، که می‌تواند به آموزش مالی آن‌ها نسبت داده شود. با این وجود، گرایش به رفتار تقلیدگونه در میان متخصصان نیز وجود دارد که ناشی از دانش رایج، ترجیحات و سلیقه حاکم بر خرید دارایی، یا سبک‌های رایج سرمایه‌گذاری است و عملاً اجتناب‌ناپذیر است (Andersson et al, 2014). شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد تحلیل‌گران در حالی که پیش‌بینی‌های خود را با اطرافیان خود تنظیم می‌کنند، تحت تأثیر یکدیگر قرار می‌گیرند، بدین ترتیب اگر در تصمیمات خود اشتباه کنند به اعتبار آن‌ها آسیبی وارد نمی‌شود، زیرا همه اطرافیان‌شان اشتباه کرده‌اند. این در حالی است که اگر تصمیمی متفاوت از اطرافیان خود بگیرند و دچار اشتباه شوند، ممکن است شغل خود را از دست بدهند و یا به اعتبار آن‌ها آسیب وارد شود. بدین ترتیب در بازار دارایی، سرمایه‌گذاران تقلیدکننده، تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را بر اساس تصمیمات توده‌وار در خرید یا فروش دارایی اتخاذ می‌کنند و باعث ایجاد وضعیتی ناکارآمد در بازار می‌شوند که معمولاً توسط حباب‌های سوداگرانه تشخیص داده می‌شود. در مقابل سرمایه‌گذاران آگاه و منطقی معمولاً از پیروی از جریان عمل توده‌وار چشم‌پوشی می‌کنند که این امر باعث کار آبی بازار می‌شود (Roider and Voskort, 2016).

۲-۴. کانال‌های اثرگذاری مؤلفه‌های اقتصاد رفتاری بر رشد اقتصادی

اکثر شرکت‌های سهامی در حیطه املاک و مستغلات و سرمایه‌گذاری در این حوزه فعالیت می‌کنند با توجه به حیاتی بودن بخش املاک و مستغلات، بررسی ارتباط بین بخش مسکن و رشد اقتصادی

¹ Roider and Voskort

² Venezia

³ Herding behaviour

⁴ Venezia

حائز اهمیت است. دو روشی برای اندازه‌گیری تقاضای املاک و مستغلات مورد استفاده قرار می‌گیرد. ارزیابی سرمایه‌گذاری‌های املاک و مستغلات و قیمت املاک است. هرچقدر رابطه رشد اقتصادی و قیمت املاک و مستغلات قوی‌تر باشد، نقش بخش املاک و مستغلات و مدیریت این بخش تأثیرگذار در عملکرد اقتصادی اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. با افزایش تقاضا املاک و مستغلات، قیمت آن‌ها افزایش می‌یابد و سرمایه‌گذاران برای کسب سود بیشتر و پاسخگویی به تقاضا، سرمایه‌گذاری‌های خود را توسعه می‌دهند از این رو قیمت مسکن علت سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات بوده و با تقاضای املاک و مستغلات رابطه مستقیم دارد (Chui & Chau, ۲۰۰۵).

در ادامه تلاش می‌شود اثر زنجیره‌ای مؤلفه‌های رفتاری بر رشد اقتصادی از طریق قیمت مسکن توضیح داده شود. به همین منظور ابتدا کانال‌های اثرگذاری قیمت مسکن بر رشد اقتصادی و سپس مکانیسم اثرگذاری رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش‌ازحد بر قیمت مسکن بررسی می‌شود. رابطه بین رشد اقتصادی و سهم مسکن از اقتصاد ملی پیچیده‌تر از آن چیزی است که اقتصاددانان کلاسیک یا منتقدان آن‌ها بیان می‌کنند. در کشورهای درحال توسعه از جمله ایران، مالکیت املاک و مستغلات از مالکیت سایر دارایی‌ها اهمیت بیشتری دارد لذا رشد سهم بخش املاک و مستغلات به‌طور کلی پیامدهای مهمی برای تمرکز ثروت دارد. فرضیه درآمد دائمی فریدمن یکی از اولین استدلال‌ها برای نشان دادن اثر ثروت بازار املاک است که بیان می‌کند تغییرات قیمت مسکن می‌تواند بر سطح مخارج در اقتصاد تأثیر بگذارد. (Miller et al, 2011). درعین حال، بد شدن بازار مسکن هزینه‌ها را کاهش می‌دهد که ممکن است اثر زیان‌باری بر رشد اقتصادی داشته باشد. علاوه بر این، اقتصاددانانی که اثر قیمت مسکن را بیان می‌کنند، به افزایش مصرف واقعی خانوار کمک می‌کند، چراکه ثروت مسکن ماهیت وثیقه بودن دارد. (Nneji, 2013).

علاوه بر اثر ثروت قیمت مسکن، مکانیسم‌هایی وجود دارد که از طریق آن، قیمت مسکن به‌طور مستقیم بر تولید اقتصادی اثرگذار است. اول این‌که افزایش قیمت مسکن ممکن است نشان‌دهنده تقویت بازار مسکن یا تقاضای بیش‌ازحد باشد که می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری مسکونی بیشتر می‌شود. همچنین، افزایش قیمت مسکن می‌تواند با افزایش قیمت زمین همراه باشد، که ممکن است بر تصمیمات سرمایه‌گذاری اثرگذار باشد. سرمایه‌گذاری مسکونی و تجاری می‌توانند مستقیماً بر تولید تأثیر بگذارد. مورد دوم این‌که، قیمت مسکن که افزایش یابد معمولاً با افزایش حجم معاملات همراه است که می‌تواند خدمات آژانس‌های املاک و وام‌دهندگان رهنی را افزایش دهد. سوم، کاهش قیمت مسکن احتمال نکول برای رهن را افزایش می‌دهد، که به نوبه خود بازار مالی را آشفته می‌کند و بنابراین بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد. از طرفی شوک‌های قیمت مسکن می‌تواند مصرف را

افزایش دهد و بر تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی داشته باشد. همچنین، با توجه به اثر ارزشی، قیمت مسکن افزایش یابد چون می‌تواند ارزش بازار آن‌ها بالاتر از هزینه‌های ساخت آن‌ها باشد، بنگاه‌ها را ترغیب می‌شوند که در ساخت مسکن بیشتر سرمایه‌گذاری کنند که به نوبه خود بر رشد واقعی را مؤثر است (Naji Meidani et al, 2015).

با توجه به مطالب بیان‌شده، قیمت مسکن می‌تواند بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد. در نتیجه عوامل مؤثر بر قیمت مسکن نیز می‌توانند از طریق ایجاد تغییر در قیمت مسکن بر رشد اقتصادی مؤثر باشد. متغیرهای رفتاری سرمایه‌گذاران در بخش مسکن نیز از این امر مستثنا نیستند. به عبارتی رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران از جمله رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش‌ازحد می‌توانند از کانال قیمت مسکن، رشد اقتصادی را متأثر نمایند.

رشد قیمت مسکن سرمایه‌گذاری در بازار مسکن را افزایش می‌دهد زیرا ترکیب ریسک و بازدهی سرمایه‌گذاری مسکن در مقایسه با سایر گزینه وضعیت مناسب‌تری دارد که به جذابیت بازار مسکن می‌افزاید. دارایی مسکن علاوه بر تقاضای مصرفی می‌تواند تولید و اشتغال بخش مسکن رشد اقتصادی را تقویت نماید. اثر وثیقه‌ای مسکن کانال دیگر تأثیرگذاری قیمت مسکن بر رشد اقتصادی است. افزایش قیمت مسکن و در نتیجه دارایی مسکن موجب می‌شود خانوارها قادر باشند به استناد رهن مسکن وام بیشتری دریافت نمایند که این امر افزایش تقاضای کل از طریق مخارج مصرفی یا سرمایه‌گذاری را به دنبال دارد و موجب تقویت رشد اقتصادی می‌شود.

افزایش قیمت مسکن می‌تواند آثار زیانباری بر اقتصاد کشور داشته باشد. افزایش بلندمدت قیمت مسکن تصمیمات سرمایه‌گذاری را دستخوش تغییر قرار می‌دهد. شکل‌گیری تقاضای دارایی و نیز تقاضای سفته‌بازی یکی از نتایج قطعی افزایش قیمت مسکن افزایش است. شکل‌گیری تقاضای دارایی و سفته‌بازی و گسترش سهم آن از بازار مسکن منجر به سرمایه‌گذاری بیش‌ازاندازه در این بخش می‌شود و دو نتیجه مهم به دنبال دارد؛ نخست اینکه ضمن جذب بخش مهم منابع، فرصت‌های سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های محدود می‌گردد. کاهش سرمایه‌گذاری ماشین‌آلات و ساختمان‌های غیرمسکونی می‌تواند موجب محدود شدن رشد اقتصادی شود. دوم، وقتی سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد در بخش مسکن رخ دهد و ساختمان‌های مسکونی و تجاری و اداری به مراتب بیشتر از تقاضای مصرفی باشند و انگیزه‌های دارایی و سفته‌بازی سهم مهمی در ساختار تقاضای املاک و مستغلات به خود اختصاص دهد، که می‌تواند ناشی از رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش‌ازحد باشد، می‌تواند به شکل‌گیری بحران‌های اقتصادی مشابه بحران جنوب شرقی آسیا و بحران ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷ آمریکا و اروپا شود (قلی‌زاده، ۱۴۰۱)

ملاحظه شد که رفتارهای برخی از سرمایه‌گذاران مبتنی بر تقلید از دیگران است که ناشی از اعتماد به اطلاعات و تصمیمات دیگران بیش از اطلاعات شخصی است و از کمبود اعتماد به نفس افراد ناشی می‌شود. از طرفی برخی از سرمایه‌گذاران با اعتماد بیش‌ازحد به اطلاعات و تصمیمات خود رفتار بیش‌ازحد خوش‌بینانه دارند که ناشی از اعتماد به نفس بیش‌ازحد آن‌ها است. از آنجاکه در بازار دارایی از جمله بازار مسکن، ترکیبی از انواع سرمایه‌گذاران دارای رفتارهای تقلیدگونه و همچنین سرمایه‌گذارانی که بیش‌ازحد خوش‌بین هستند وجود دارد، لازم است این دو متغیر رفتاری در الگوهای ارزیابی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن گنجانده شوند.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

هرچند بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن به‌عنوان کالای مصرفی و سرمایه‌ای مهم در ایران همواره مورد توجه محققان قرار گرفته است، اما به‌طور خاص به تحلیل اثر رفتارها و احساسات سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر قیمت آن و به‌تبع آن بر رشد اقتصادی پرداخته نشده است. باین‌حال به برخی از پژوهش‌های داخلی که ارتباط بیشتری به مقاله حاضر دارند اشاره می‌شود.

قلی‌زاده و صمدی‌پور (۱۴۰۲) به تحلیل عوامل رفتاری و غیررفتاری مؤثر بر قیمت مسکن و تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ پرداختند و بدین نتیجه دست یافتند که رفتار توده‌وار بر قیمت مسکن و تورم اثر مثبت داشته و خوش‌بینی بیش‌ازحد اثر معناداری بر متغیرهای مذکور نداشته است. مظفری و احمدزاده (۱۴۰۱) به تحلیل اثر سرمایه‌گذاری در مسکن بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۹۸ پرداختند و نشان دادند که رابطه علیت یک‌طرفه از سمت سرمایه‌گذاری در مسکن به‌سوی رشد اقتصادی برقرار است. از طرفی سرمایه‌گذاری در مسکن بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبت داشته است.

قلی‌زاده و صمدی‌پور (۱۴۰۰) رابطه بین شوک رشد اقتصادی، سرمایه انسانی و قیمت مسکن را در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۱ بررسی نمودند. نتایج بیانگر آن بود که ارتقاء سرمایه انسانی تقاضا برای مسکن را افزایش می‌دهد و منجر به بالا رفتن قیمت آن می‌شود. از طرفی واکنش سرمایه انسانی به نوسان‌های قیمت مسکن و واکنشی که تولید به نوسان‌های سرمایه انسانی دارد بیشتر از دیگر متغیرها است. بدین ترتیب رونق بازار مسکن می‌تواند تأثیر مثبتی بر اقتصاد داشته باشد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۴) ارتباط بلندمدت تورم و بازار مسکن در ایران را بررسی نمودند که نتایج حاکی از آن بود که تورم بر اجاره واقعی مسکونی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد و آزمون هم‌انباشتگی

جوهانسون و انگل - گرنجر مؤید ارتباط بلندمدت این متغیر است و جهت علیت یک طرفه انتظارات تورمی به اجاره واقعی مسکن است.

قلی زاده و طهوری متین (۱۳۹۰) طی پژوهشی، انتخاب سید دارایی خانوار با توجه به بازار مسکن را در ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۰ بررسی نمودند. نتایج حاکی از آن بود که مسکن در سید دارایی در دوره رونق قیمت مسکن دارایی مهمی است که می‌توانند منجر به انتقال مرز کار آبی شود.

۲-۳. مطالعات خارجی

از مطالعات خارجی مرتبط با مقاله حاضر نیز می‌توان به مطالعه سونگ و همکاران^۱ (۲۰۲۳) اشاره کرد که به بررسی عوامل مختلف مؤثر بر قیمت مسکن پرداختند و نشان دادند که قیمت مسکن تحت تأثیر عواملی همچون تنوع محیطی، ترافیک و رفتار تقاضاکنندگان مسکن قرار می‌گیرد. ژو^۲ (۲۰۱۸) به بررسی تعامل بین رفتارهای احساسی و هیجانی سرمایه‌گذاران در بازار مسکن بر بازده بازار و نقش مداخلات دولت در بخش مسکن کشور چین پرداختند. نتایج بیانگر آن بود که بازده بازار مسکن هم‌زمان با رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران تغییر می‌کند، به طوری که تبعیت بیشتر از احساسات به‌ویژه خوش‌بینی بیش‌ازحد در زمینه سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، به کاهش بازده مسکن می‌انجامد. از طرفی سیاست‌های اتخاذ شده از سوی دولت نیز نمی‌تواند خوش‌بینی را کاهش دهد.

نجنگا و کاگیری^۳ (۲۰۱۸) با تحلیل اثر رفتارهای مالی بر قیمت املاک و مستغلات در شهرستان کیامبو کشور کنیا، نشان دادند که خوش‌بینی بیش‌ازحد و رفتار تقلیدگونه بر قیمت بازار املاک و مستغلات تأثیر مثبت داشته است.

نگنه و همکاران^۴ (۲۰۱۷) با بررسی اثر رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن ایالات متحده طی سال‌های ۱۹۷۵-۲۰۱۶، نتیجه گرفتند که رفتار تقلیدگونه سرمایه‌گذاران تا حدی ناشی از شرایط بازار، عدم اطمینان در بازارهای مالی، رکود اقتصادی و عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی است و اثر رفتار تقلیدگونه بر بازدهی مسکن نامتقارن بوده است.

براچا و اسکیا^۵ (۲۰۱۴) به بررسی اثر رفتارهای احساسی و عوامل عاطفی در تصمیم برای سرمایه‌گذاری در بخش املاک و مستغلات و بازارهای مالی در ایالات متحده پرداختند. نتایج حاکی

¹ Song et al

² Zhou

³ Njenga & Kagiri

⁴ Ngene et al

⁵ Beracha & Skiba

از آن بود که رفتارهایی همچون اعتماد به نفس در تصمیم‌گیری‌های مربوط به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بیش از سایر بازارهای مالی مؤثر بوده است. از طرفی در بازارهای مالی اعتماد به نفس بیش از حد سرمایه‌گذاران و تعصب نسبت به تصمیمات خود ممکن است به افزایش قیمت بیانجامد و بی‌توجهی به زیان‌هایی که ممکن است بر اثر عدم آگاهی از وضع موجود ایجاد شود، می‌تواند منجر به کاهش قیمت‌ها شود.

لان^۱ (۲۰۱۴) رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن چین را برای ۳۰ استان چین از سال ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داد و بدین نتیجه دست یافت که رفتار تقلیدگونه بیش از آنکه به رکود بازار مسکن بیانجامد موجب رونق آن شده است. از طرفی اثر رفتارهای تقلیدگرایانه بر قیمت مسکن در استان‌های چین نامتقارن بوده است.

ژو و اندرسون^۲ (۲۰۱۳) نیز دریافتند که رفتار تقلیدگونه سرمایه‌گذاران بازار مسکن در ایالات متحده بر ثبات این بازار اثر گذاشته و از این روی این‌گونه رفتارها بر قیمت مسکن مؤثر بوده است.

۴. روش تحقیق

به منظور تحلیل اثر غیرخطی رفتار سرمایه‌گذاران بازار مسکن بر قیمت مسکن بر اساس مدل نگنه و همکاران^۳ (۲۰۱۷) و لان (۲۰۱۴) دو متغیر رفتاری خوش‌بینی بیش از حد و رفتار تقلیدگونه در بازار مسکن در نظر گرفته می‌شود. بدین ترتیب الگوی غیرخطی زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta HP_t = [\alpha_0 + \alpha_1 CS_t + \alpha_2 EO_t] + [\alpha_0' + \alpha_1' CS_t + \alpha_2' EO_t]. G_{HP}(q_t \gamma_{HP} c_{HP}) + \varpi_t \quad (1)$$

در الگوی (۱)، Δ نشان دهنده‌ی تفاضل مقادیر جاری از مقادیر گذشته، HP_t بیانگر قیمت مسکن که شاخص قیمت مسکن است، EO_t متغیر خوش‌بینی بیش از حد و CS_t متغیر رفتار تقلیدی است. G_{HP} بیانگر تابع انتقال قیمت مسکن است.

برای اندازه‌گیری متغیر رفتار تقلیدگونه، مانخ-یولزی و همکاران^۴ (۲۰۱۸) از فرمول زیر استفاده

می‌کنند:

$$CS_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |R_t - R_m| \quad (2)$$

¹ Lan

² Zhou & Anderson

³ Ngene et al

⁴ Munkh-Ulzii

در رابطه (۲)، CS_t بیانگر رفتار تقلیدگونه (نحوه محاسبه در ادامه شرح داده می‌شود)، R_t بازده مسکن در زمان t (نرخ رشد شاخص قیمت مسکن) و R_m متوسط بازده بازار مسکن است. داده‌های مربوط به شاخص قیمت مسکن از سایت وزارت راه و شهرسازی استخراج شده و بازده مسکن با محاسبه نرخ رشد شاخص قیمت مسکن به دست آمده است.

برای بررسی و سنجش خوش‌بینی بیش‌ازحد شاخص‌های مختلفی ارائه شده است. از جمله این شاخص‌ها می‌توان به حاصل ضرب تعداد معاملات مسکن در قیمت مسکن، سرمایه‌گذاری در واحد مسکونی شروع‌شده به سرمایه‌گذاری در واحد مسکونی تکمیل‌شده و یا نسبت درصد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر سرمایه‌گذاری در واحد مسکونی شروع‌شده بیان نمود در پژوهش حاضر برای سنجش خوش‌بینی بیش‌ازحد معادله (۳) مورد استفاده قرار می‌گیرد (هانگ و همکاران^۱، ۲۰۰۸):

$$TU_t = \frac{BOI_t}{IRS_t} \quad (3)$$

در معادله (۳) TU_t نشان‌دهنده‌ی خوش‌بینی بیش‌ازحد، BOI_t پروانه‌های ساختمانی صادرشده، IRS_t بیانگر سرمایه‌گذاری در واحد مسکونی شروع‌شده که داده‌های آن از سایت وزارت راه و شهرسازی جمع‌آوری شده است، می‌باشد.

به‌منظور بررسی اثر قیمت مسکن بر رشد اقتصادی الگوی لین و همکاران^۲ (۲۰۱۹) بکار گرفته می‌شود. معادله رشد برای استفاده از رگرسیون انتقال ملایم به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\Delta GDP_t = [\beta_0 + \beta_1 CS_t + \beta_2 TU_t] + [\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 CS_t + \hat{\beta}_2 TU_t] \cdot G_{HP}(q_t \gamma_{HP} c_{HP}) + \xi_t \quad (4)$$

در الگوی (۴)، GDP_t رشد اقتصادی را اندازه‌گیری می‌کند که درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی یا درآمد ناخالص داخلی است که داده‌های آن از سایت بانک جهانی جمع‌آوری شده است. HP_t متغیر مستقل قیمت مسکن، β_0 عرض از مبدأ، β_i ها ضرایب بخش خطی و β_i' ضرایب بخش غیرخطی است. ξ_t جزء خطای الگو است. G_{GDP} تابع انتقال رشد اقتصادی است با استفاده از آماره سو بل اثرات ناهمگون رفتار سرمایه‌گذاران بازار مسکن بر رشد اقتصادی از طریق قیمت مسکن اندازه‌گیری می‌شود:

¹ Huang et al

² Lin et al

$$Sobel = \frac{ab}{\sqrt{s_a^2 s_b^2 + a^2 s_b^2 + b^2 s_a^2}} \quad (5)$$

در معادله (۵)، ضریب مسیر از متغیر مستقل به میانجی با a نشان داده شده است، ضریب مسیر از متغیر میانجی به وابسته با b ، انحراف استاندارد ضریب a (نسبت ضریب به آماره ta) و انحراف استاندارد ضریب b (نسبت ضریب به آماره tb) است. روش انجام تحقیق با استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی و کتابخانه‌ای است. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای مورد استفاده مستخرج از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی است هدف این مقاله تحلیل اثر غیرخطی رفتارهای سرمایه‌گذاران در بخش مسکن بر قیمت مسکن و همچنین بر رشد اقتصادی به روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) است. بدین ترتیب ابتدا اثر رفتار سرمایه‌گذاران بر قیمت مسکن برآورد می‌شود. سپس اثر قیمت مسکن بر رشد اقتصادی برآورد می‌شود.

۱-۴. آزمون‌های آماری و برآورد الگو

در این پژوهش از داده‌های سری زمانی فصلی مربوط به سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. در این پژوهش برای بررسی مانا بودن متغیرهای الگوها از آزمون هایلیبرگ، انگل، گرنجر، یو ($HEGY$)، استفاده شده که نتایج آن در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی ($HEGY$) (منبع: یافته‌های تحقیق)

نام متغیر	نماد متغیر	آماره t	احتمال آماره
تفاضل تولید ناخالص داخلی	ΔGDP_t	۱۷/۱۴۴	۰/۰۰۰۰
تفاضل قیمت مسکن	ΔHPI_t	۵۰/۰۶۴	۰/۰۰۰۰
تفاضل رفتار تقلیدگونه	ΔCS_t	۲۱/۵۰۵	۰/۰۰۰۰
تفاضل خوش‌بینی بیش‌ازحد	ΔTU_t	۴۲/۴۸۲	۰/۰۰۰۲

مطابق نتایج جدول (۱) برای کلیه متغیرها احتمال آماره t در سطح ۹۹ درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را رد می‌کند. بدین ترتیب همه متغیرها در سطح مانا می‌باشند. برای برآورد الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) لازم است ابتدا وقفه‌های متغیرهای مورد استفاده در الگو تعیین شود لذا از معیارهای حنان کویین، شوارتز و آکائیک برای انجام این مهم استفاده

می‌شود (راسخی و منتظری، ۱۳۹۴). در این پژوهش از معیار شوارتز شده است. وقفه بهینه در الگوی قیمت مسکن (معادله (۱)) برای متغیر قیمت مسکن برابر با یک و وقفه بهینه متغیر رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش‌ازحد برابر با یک به دست آمد در معادله رشد اقتصادی (معادله (۴)) نیز وقفه بهینه برای متغیر وابسته و متغیر مستقل یک است.

مرحله بعد در روش STR به ترتیب آزمون وجود ارتباط غیرخطی بین متغیرها، تعیین متغیر انتقال مناسب و نوع و تعداد رژیم‌های الگو غیرخطی است. در این آزمون‌ها از آماره‌های آزمون F_3, F_2, F و F_4 استفاده می‌شود (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۷). نتایج آزمون‌های عنوان شده برای الگوهای قیمت مسکن و رشد اقتصادی در جدول (۲) درج شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون مشخص نمودن متغیر انتقال و نوع الگو و آزمون غیرخطی بودن (منبع: یافته‌های

تحقیق)

الگو	نام متغیر انتقال	نماد متغیر	آماره F	آماره F_2	آماره F_3	آماره F_4	مدل پیشنهاد شده
الگوی (۱)	وقفه اول قیمت مسکن	ΔHP_{t-1}	۰/۰۰۰	۰/۲۸۷	۰/۰۰۰	۰/۲۴۸	$ESTR$
	رفتار تقلیدگونه	ΔCS_t	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۵۶۴	۰/۰۰۰	$LSTR_1$
	وقفه اول رفتار تقلیدگونه*	ΔCS_{t-1}^*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	$LSTR_1$
	خوش‌بینی بیش‌ازحد	ΔTU_t	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰	۰/۰۰۰	$LSTR_1$
	وقفه اول خوش‌بینی بیش‌ازحد	ΔTU_{t-1}	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$LSTR_1$
الگوی (۲)	وقفه اول رشد اقتصادی	ΔGDP_{t-1}	۰/۰۰۰۰	۰/۶۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	$ESTR$
	قیمت مسکن ⁺	ΔHP_t	۰/۰۰۰۰۵	۰/۳۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲	$ESTR$
	وقفه اول قیمت مسکن	ΔHP_{t-1}	۰/۱۴۹	۰/۲۹۰	۰/۳۰۹	۰/۱۳۰	$Linear$

* متغیر انتقال مناسب.

با توجه مقدار احتمال آماره آزمون F درج شده در جدول (۳) فرضیه صفر این آزمون برای کلیه متغیرها رد می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگوی قیمت مسکن است. در الگوی رشد اقتصادی نیز برای متغیرهای وقفه اول رشد اقتصادی و قیمت مسکن فرضیه صفر را می‌توان رد نمود ولی در رابطه با خطی بودن الگو متغیر وقفه اول قیمت مسکن فرضیه صفر رد نمی‌شود.

مرحله بعد انتخاب متغیر انتقال مناسب برای مدل غیرخطی است که برای این امر متغیر انتقالی که فرضیه صفر آزمون F آن قوی‌تر رد می‌شود در اولویت قرار دارد. (راسخی و منتظری، ۱۳۹۴). بر این اساس متغیر انتقال برای الگوی رشد اقتصادی با توجه به جدول (۲) وقفه اول متغیر رفتار تقلیدگونه (ΔCS_{t-1}) انتخاب می‌شود و با توجه به جدول (۲) در ارتباط با الگوی ذکرشده متغیر انتقال مناسب، متغیر قیمت مسکن (ΔHP_t) است که الگوی مناسب با استفاده از آماره‌های F تعیین می‌شود. با توجه به جدول (۲) الگوی پیشنهادشده برای قیمت مسکن، $LSTR_1$ یا همان تابع لاجستیک است که یک نقطه آستانه‌ای و دو رژیم حدی دارد. در ارتباط با الگوی رشد اقتصادی با توجه به ارزش احتمال آماره‌های F الگوی پیشنهادی مناسب $ESTR$ یا همان مدل نمایی است که دارای یک نقطه آستانه‌ای و دو رژیم حدی است.

با توجه به این‌که ماهیت این الگو غیرخطی است، از الگوی نیوتن-رافسون و همچنین حداکثر سازی تابع LM برای برآورد استفاده شده است. بعد از برآورد الگو فروض کلاسیک بررسی شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فروض کلاسیک برای الگوی قیمت مسکن و رشد اقتصادی (منبع: یافته‌های تحقیق)

نوع آزمون	الگو	آماره	احتمال آماره
خودهمبستگی اجزای خطا آزمون بروش-پاگان	الگوی قیمت مسکن	۰/۱۰۱	۰/۹۰۴
	الگوی رشد اقتصادی	۰/۵۴۷	۰/۵۸۱۲
ناهمسانی واریانس اجزای خطا آزمون وایت	الگوی قیمت مسکن	۰/۷۱۹	۰/۷۳۷
	الگوی رشد اقتصادی	۳/۱۰۸	۰/۰۰۲۱

مطابق با نتایج جدول (۳)، اجزای خطای الگوی قیمت مسکن دارای مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی نیستند. نتایج در مورد الگوی رشد اقتصادی هم حاکی از آن است که اجزای خطای الگوی رشد اقتصادی دارای خودهمبستگی سریالی ندارد، اما مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد. نتایج حاصل از تخمین الگوهای قیمت مسکن و رشد اقتصادی به روش STR در جدول (۴) ارائه شده است.

۵- ارزیابی الگو

با توجه به نتایج جدول (۴) حد آستانه متغیر انتقال برای الگوی قیمت مسکن $0/005$ درصد است زمانی که تفاضل رفتار تقلیدگونه یک دوره قبل به $0/005$ درصد نرسیده باشد، تابع تفاضل قیمت مسکن در رژیم حدی اول قرار گرفته و بعد از رسیدن آن به $0/005$ درصد، تابع مذکور در رژیم حدی دوم قرار می‌گیرد. شیب تابع انتقال از رژیم اول به دوم برابر با $7/29527$ است که نشان‌دهنده‌ی سرعت مناسب انتقال است.

در الگوی رگرسیون آستانه‌ای ملایم برای ضریب هر متغیر ضرایب معنادار آن متغیر و وقفه‌هایش جمع می‌شود. نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که قبل از عبور از حد آستانه، برآیند متغیر رفتار تقلیدگونه و وقفه‌های آن $0/15$ و مثبت است. بعد از عبور از حد آستانه، برآیند ضرایب متغیر رفتار تقلیدگونه $0/235$ و مثبت است. با این تفاسیر تأثیر این متغیر مذکور بر قیمت مسکن در رژیم اول نسبت به رژیم دوم کاهش یافته است. وقفه اول تفاضل قیمت مسکن در رژیم اول اثری برابر با $0/67$ و در رژیم دوم اثرش برابر با $0/26$ بر تفاضل قیمت مسکن بوده است. برآیند ضرایب متغیر خوش‌بینی بیش از حد اثر معناداری بر قیمت مسکن در رژیم اول نداشته و در رژیم دوم برآیند آن اثر مثبتی برابر با $0/295$ بر قیمت مسکن داشته است.

با توجه به جدول (۴) مقدار حد آستانه متغیر انتقال الگوی رشد اقتصادی ($\Delta H P_t$) برابر با $0/026$ درصد است. این حد نشان‌دهنده شروع رژیم حدی دوم است. بدین ترتیب زمانی که تفاضل قیمت مسکن به مقدار $0/026$ درصد نرسیده باشد، تابع رشد اقتصادی در رژیم حدی اول قرار دارد و پس از این مقدار تابع فوق در رژیم حدی دوم قرار می‌گیرد. شیب تابع انتقال از رژیم اول به دوم برابر با $9/73$ است نتایج جدول (۴) حاکی از آن است که در بخش خطی الگوی رشد اقتصادی یا به عبارتی در رژیم اول، برآیند ضرایب متغیر قیمت مسکن منفی و برابر با $-2/412$ است. در بخش غیرخطی الگو یا به عبارتی در رژیم دوم برآیند ضرایب متغیر مذکور منفی و برابر با $-2/870$ است. همچنین اثر وقفه اول رشد اقتصادی در رژیم اول $-0/31$ و در رژیم دوم $0/71$ است

جدول ۴. نتیجه تخمین الگوها به روش *STR* (منبع: یافته‌های تحقیق)

* بیانگر متغیر انتقال است.

بخش غیرخطی مدل		بخش خطی مدل		نماد	متغیر	مدل
احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره	ضریب			
۰/۰۰۲۱	۰/۲۶۱	۰/۰۰۰۰	۰/۶۷۸	$\Delta H P_{t-1}$	وقفه اول قیمت مسکن	مدل (۱)
۰/۷۱۱	-۰/۰۶۶	۰/۶۰۱	۰/۰۸۵	$\Delta T U_t$	خوش بینی بیش از حد	
۰/۰۹۳۰	۰/۲۹۵	۰/۴۹۶	-۰/۱۰۱	$\Delta T U_{t-1}$	وقفه اول خوش بینی بیش از حد	
۰/۰۰۱	-۰/۴۷۴	۰/۰۰۰۲	۰/۵۴۳	$\Delta C S_t$	رفتار تقلید گونه	
۰/۰۰۹۱	۰/۴۱۸	۰/۰۰۵۶	-۰/۳۹۳	$^* \Delta C S_{t-1}$	وقفه اول رفتار تقلید گونه*	
۰/۳۴۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	C	عرض از مبدا	
$R^2=۰/۸۱۴$	$\bar{R}^2=۰/۷۷۵$	$C_{HP}=۰/۰۰۵۱$	$q_t = \Delta C S_{t-1}$	$H_p \gamma = ۷/۲۹۵$		
بخش غیرخطی مدل		بخش خطی مدل		نماد	نام متغیر	مدل (۲)
احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره	ضریب			
۰/۰۹۷	۶/۹۱	۰/۰۷۰	-۷/۶۸	$^* \Delta H P_t$	قیمت مسکن*	مدل (۲)
۰/۰۰۰۰	۰/۷۱۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۳۱۱	$\Delta G D P_{t-1}$	وقفه اول رشد اقتصادی	
۰/۰۰۰	-۹/۷۸	۰/۰۰۰	۵/۲۷	$\Delta H P_{t-1}$	وقفه اول قیمت مسکن	
۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	$trend$	روند زمانی	
۰/۹۴۶	۰/۰۰۸	۰/۶۶۵	۰/۰۵۳	C	عرض از مبدا	
$R^2=۰/۵۳۱$	$\bar{R}^2=۰/۴۴۹$	$C_{GDP}=۰/۰۲۶$	$S_t = \Delta H P_t$	$GDP \gamma = ۹/۷۳$		

با توجه به جدول (۴) می‌توان این‌گونه استنباط نمود که با افزایش یک درصد رفتار تقلید گونه ۰/۳۵

درصد رشد اقتصادی کاهش می‌یابد:

$$\frac{\partial g}{\partial C S} = \frac{\partial g}{\partial H P} \times \frac{\partial H P}{\partial C S} = -0.7 \times 0.5 = -0.35$$

سپس نبود رابطه غیرخطی در پسماندهای الگوهای قیمت مسکن و رشد اقتصادی و همچنین ثبات پارامترهای الگوی برآورد شده در رژیم‌های مختلف آزمون می‌شود تا اطمینان حاصل شود که نتایج به‌دست‌آمده به‌درستی به دست آمده‌اند. نتایج این دو آزمون برای الگوهای مذکور در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون ثبات پارامترهای الگوی قیمت مسکن و رشد اقتصادی و آزمون عدم وجود رابطه

غیرخطی در پسماندها (منبع: یافته‌های تحقیق)

نوع آزمون	الگو	آماره F	احتمال آماره
آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها	الگوی قیمت مسکن	۰/۱۰۳	۰/۷۴۹۷
	الگوی رشد اقتصادی	۱/۲۱۱	۰/۳۰۱۲
آزمون ثبات پارامترها	الگوی قیمت مسکن	۴۶/۷۳۸	۰/۰۰۰۰
	الگوی رشد اقتصادی	۲/۰۳۱	۰/۰۲۳۱

مطابق با جدول (۵) فرضیه صفر آزمون را با توجه به احتمال آماره F ، نمی‌توان رد کرد از طرفی با توجه به احتمال آماره F آزمون ثبات پارامترها نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم ثبات پارامترهای هر دو الگو رد می‌شود. لذا می‌توان از اطمینان داشت که الگوی قیمت مسکن و رشد اقتصادی به روش رگرسیون انتقال ملایم به‌درستی برآورد شده است.

اکنون به‌منظور بررسی انتقال اثر رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش‌ازحد بر رشد اقتصادی از کانال قیمت مسکن، مطابق با رابطه (۵) آماره سوئل برای هر دو متغیر رفتاری سرمایه‌گذاران بخش مسکن محاسبه و نتایج آن در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ۶. نتایج محاسبه آماره سوئل برای تعیین اثرات ناهمگون رفتار سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر رشد

اقتصادی از طریق قیمت مسکن (منبع: یافته‌های تحقیق)

اثر ناهمگونی رفتار سرمایه‌گذاران	آماره سوئل	حد بحرانی
رفتار تقلیدگونه	۲/۰۵	۱/۹۶
خوش‌بینی بیش‌ازحد	۰/۵۳	۱/۹۶

همان‌طور که گفته شد، چنانچه قدر مطلق آماره سوئلی که محاسبه می‌شود از مقدار ۱/۹۶ بیشتر باشد، رابطه میانجی‌گری وجود خواهد داشت. با توجه به نتایج جدول (۶) آماره سوئل محاسبه‌شده

برای اثر ناهمگونی رفتار تقلیدگونه ۲/۰۵ است که از عدد ۱/۹۶ بزرگ‌تر است. پس قیمت مسکن فقط در مورد رفتار تقلیدگونه بر رشد اقتصادی میانجی بوده است اما در انتقال اثر رفتار بیش‌ازحد خوش‌بینانه بر رشد اقتصادی چنین تأثیری نداشت.

۶. نتیجه‌گیری

مقاله حاضر باهدف تحلیل اثر رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بخش مسکن در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۹:۱ انجام شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی قیمت مسکن با استفاده از تخمین زنده رگرسیون انتقال ملایم (*STR*) به شرح زیر است:

- با رسیدن رفتار تقلیدگونه سرمایه‌گذاران بخش مسکن در دوره قبل به حد آستانه‌ای برابر با ۰/۰۵۱ درصد، تابع قیمت مسکن انتقال یافته و در رژیم دیگری قرار می‌گیرد.

در رژیم اول و قبل از رسیدن به آستانه، افزایش رفتار تقلیدی سرمایه‌گذاران بخش مسکن منجر به افزایش ۰/۱۵ درصد در قیمت مسکن شد، درحالی‌که افزایش خوش‌بینی بیش‌ازحد تأثیری بر قیمت مسکن نداشت. در رژیم دوم، این تأثیر بر متغیر رفتار تقلیدی همچنان مثبت است، اما افزایش یافت و به ۰/۲۳۵ درصد رسید. اثر خوش‌بینی بیش‌ازحد در رژیم دوم معنادار شد و به ۰/۲۹۵ درصد رسید.

- ضرایب برآوردی در رژیم‌های اول و دوم این امر نشان می‌دهد که رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران در بخش مسکن اثرات نامتقارن بر قیمت مسکن در ایران در دوره مورد بررسی بر جای گذاشته است. نتیجه برآورد مدل رشد اقتصادی با روش *STR* به شرح زیر است:

- با رسیدن تغییرات قیمت مسکن به حد آستانه‌ای برابر با ۰/۰۲۶۶ درصد، تابع رشد اقتصادی انتقال یافته و در رژیم دیگری قرار می‌گیرد.

- در رژیم اول، یک درصد افزایش قیمت مسکن منجر به کاهش ۲/۴۱ درصد در نرخ رشد اقتصادی شد. در رژیم دوم تأثیر قیمت مسکن بر رشد اقتصادی منفی است که این اثر به‌گونه‌ای است که یک درصد افزایش قیمت مسکن موجب ۲/۸۷ کاهش در رشد اقتصادی کشور ایران شد.

با توجه به نتایج حاصل از محاسبه آماره سوپل، قیمت مسکن در مورد رفتار تقلیدگونه سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر رشد اقتصادی توانسته رفتار میانجی‌گرانه‌ای داشته باشد، اما در مورد انتقال اثر خوش‌بینی بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر رشد اقتصادی به صوت میانجی عمل نکرده است.

بر اساس نتایج این تحقیق، رفتار تقلیدی سرمایه‌گذاران در بخش مسکن تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن در ایران در دوره زمانی ۱۳۹۹:۱-۱۳۸۰:۱ داشته است. از سوی دیگر، انتقال اثر رفتار تقلیدی از طریق قیمت مسکن به رشد اقتصادی که منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود، ضرورت کنترل و کاهش چنین رفتاری را در بین سرمایه‌گذاران روشن می‌کند. بر اساس مبانی نظری، یکی از دلایل رفتار تقلیدی در افراد، تمایل به پذیرفته شدن توسط دیگران است. این امر در مورد خرید دارایی و سرمایه‌گذاری در بازارهای مختلف نیز صدق می‌کند. پیروی از رفتار دیگران حتی اگر آن را منطقی نداند اتفاق می‌افتد. این مشکل ممکن است از اعتمادبه‌نفس پایین و اضطراب افراد در مورد قضاوت شدن توسط آن‌ها ناشی شود.

علاوه بر این، دانش محدود افراد، آن‌ها را به پیروی از رفتار دیگران سوق می‌دهد. به‌خصوص افرادی که در صنعت املاک و مستغلات فعالیت دارند نسبت به سایر افراد جامعه از اطلاعات بیشتری در رابطه با بازار مسکن و املاک دارند. این عدم وجود تقارن اطلاعاتی میان افراد و سرمایه‌گذاران عادی می‌تواند منجر شود آن‌ها رفتار افراد مطلع را تقلید نمایند. اخبار و اطلاع‌رسانی‌های رسانه‌ها مبنی بر پیش‌بینی افزایش قیمت مسکن، نیز از عواملی است که رفتارهای تقلیدی افراد در بخش مسکن و ایجاد نوسان و حباب قیمتی در این بخش را تشدید می‌کنند.

چنین رفتاری که افراد در خرید دارایی‌هایی مانند املاک و مستغلات، تئوری‌های استاندارد اقتصادی رفتار منطقی بازیگران بازار را نقض می‌کند. به‌این ترتیب رفتار تقلیدی از عوامل روانی مانند کمبود اطلاعات شخصی، عدم اعتماد به اطلاعات خود، عدم اعتمادبه‌نفس و میل به حضور در جمع ناشی می‌شود. آموزش مالی به افراد جامعه یکی از اقداماتی است که می‌تواند بر کاهش رفتارهای تقلیدی و در نتیجه کاهش اثر آن بر قیمت مسکن به‌عنوان سرپناه مؤثر باشد تقویت اعتمادبه‌نفس در دوران کودکی افراد یکی از جنبه‌های روانی مؤثر بر رفتارهای تقلیدی است که می‌تواند در جهت

کاهش این‌گونه رفتارها کمک کند که با ارزش دادن به کودکان، تقویت توانایی‌های آن‌ها و با ایجاد روحیه پذیرش اشتباه و تلاش برای رفع آن می‌توان به آن دست یافت و به رشد شخصیت مستقل و میل به دانش و مهارت برای تصمیم‌گیری صحیح کمک می‌کند. از این نظر خانواده‌ها، رسانه‌ها، دولت و نهادهای آموزشی می‌توانند نقش مثبتی داشته باشند.

بر اساس نتایج تحقیق، اگرچه خوش‌بینی بیش‌ازحد نمی‌تواند از طریق قیمت مسکن بر رشد اقتصادی ایران تأثیر بگذارد، اما با انتقال ملایم تابع قیمت مسکن در بلندمدت از رژیم اول به رژیم دوم، تأثیر مثبت خود را بر قیمت مسکن دارد.

این امر ضرورت اتخاذ تصمیمات سیاسی برای کاهش خوش‌بینی بیش‌ازحد در بخش سرمایه‌گذاری مسکن را نشان می‌دهد. خوش‌بینی بیش‌ازحد به تمایل فرد برای دست کم گرفتن احتمال نتایج مثبت و دست کم گرفتن احتمال نتایج منفی اشاره دارد. زمانی که اطلاعات و سیگنال‌های بازار به‌سختی به دست می‌آیند، خوش‌بینی در مورد سرمایه‌گذاری در بازار می‌تواند مفید باشد. اما توقع زیاد می‌تواند با افزایش احتمال اشتباه در تصمیم‌گیری‌های فرد، شرایط بدی را برای خانوارها و جامعه به همراه داشته باشد.

یکی از دلایلی که مردم به بازده سرمایه‌گذاری در حوزه مسکن امید زیادی دارند، انتشار اطلاعات خوش‌بینانه از رسانه‌ها است. یکی دیگر از عواملی که بر خوش‌بینی بیش‌ازحد تأثیر می‌گذارد، اعتماد بیش‌ازحد افرادی است که موفقیت‌های گذشته خود را با توانایی‌های برتر خود مرتبط می‌دانند و واقعیت‌ها را نادیده می‌گیرند، بر این اساس تصمیمات نابخردانه درزمینه‌ی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌گیرند و منجر به تشدید نوسانات قیمت مسکن می‌شوند و زمینه را برای ایجاد حباب‌های قیمتی در بخش مسکن فراهم می‌کنند.

بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که اعتمادبه‌نفس بیش‌ازحد، همچون کم بودن اعتمادبه‌نفس می‌تواند در بازار دارایی‌هایی مانند مسکن نوساناتی ایجاد نماید لذا پیشنهاد می‌شود خانواده، مدارس، مؤسسات آموزشی آموزش‌های لازم را برای ایجاد تعادل در اعتمادبه‌نفس افراد را در اختیارشان قرار دهند همچنین رسانه‌ها نیز برای کنترل رفتارهای مضر سرمایه‌گذاران در بازار مسکن و املاک در پخش اخبار و پیش‌بینی‌های مالی احتیاط لازم را داشته باشند.

با توجه به تأثیر نامتقارن تأیید شده رفتار سرمایه‌گذاران مسکن بر قیمت مسکن، توصیه می‌شود سیاست‌گذاران با دقت بیشتری قیمت‌ها و شرایط بازار مسکن را پیش‌بینی کرده و راهکارهای مناسبی برای پیشگیری اتخاذ کنند. این نوسانات بازار، الگوهای پیش‌بینی قیمت مسکن و رفتار سرمایه‌گذاران را با خوش‌بینی بیش‌ازحد و رفتار تقلیدی در نظر بگیرید. این امر مانع از خطای سیاست‌گذاران در مدل‌های تصمیم‌گیری می‌شود و منجر به پیش‌بینی دقیق‌تر قیمت مسکن می‌شود.

References

- Alonso, A., & Rubio, G. (1990). Overreaction in the Spanish equity market. *Journal of Banking & Finance*, 14(2-3), 469-481. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(90\)90060-F](https://doi.org/10.1016/0378-4266(90)90060-F)
- Andersson, M., Hedesstrom, M., & Garling, T. (2014). A social-psychological perspective on herding in stock markets. *Journal of Behavioral Finance*, 15(3), 226-234. DOI: 10.1080/15427560.2014.941062
- Benjamin, John D, Chinloy, Peter, Jud G. Donald (2004), Why Do Household Concentrate Their Wealth in Housing?. *Journal of Real Estate Research*, 26(4), 329-344.
- Beracha, E., & Skiba, H. (2014). Real Estate Investment Decision Making in Behavioral Finance. *Investor behavior: The psychology of financial planning and investing*, 555-572.
- Chui, L. H. T., & Chau, K. W. (2005). 'An empirical study of the relationship between economic growth, real estate Prices and real estate in Hong Kong.[online], vol 16 (2), pp19-32.
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact?. *The Journal of finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- Gholi Zadeh A A, Asgari M, Jafari Seresht D.(2019). Income Inequality and Housing Affordability in Selected Metropolises of Iran: A Pseudo-Panel Approach. *Journal of Economic Research and Policies*; 27 (90) :103-136.(In Persian).
- Gholizadeh, A. A., & Kamyab, B. (2010). A Long-Term Analysis of Housing Markets and Inflation in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 0(18), 51-68. doi: 10.22096/esp.2010.26221. (In Persian)
- Gholizadeh, A., & Akbarian, H. (2010). Housing Investments and Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 7(1), 105-133. doi: 10.22055/jqe.2010.10660. (In Persian)

- Gholizadeh, A., & Kamyab, B. (2015). Optimal Asset Allocation in the Presence of Macroeconomic Uncertainties and International sanctions against Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 50(4), 959-988. doi: 10.22059/jte.2015.56154. (In Persian)
- Gholizadeh, A., & Samadipour, S. (2021). Investigating the relationship between human capital shock, economic growth and housing prices using the panel vector autoregressive model. *Stable Economy Journal*, 2(3), 31-59. doi: 10.22111/sedj.2021.40368.1131. (In Persian)
- Griffin, J. M., Nardari, F., & Stulz, R. M. (2007). Do investors trade more when stocks have performed well? Evidence from 46 countries. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 905-951.
- Hirshleifer, D. (2015). Behavioral finance. *Annual Review of Financial Economics*, 7(1), 133-159.
- <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-092214-043752>
- Kapor, P. (2014). Bihevioralne finansije, Megatrend revija, 11(2), 73-94. <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-092214-043752>
- Khanzadi A, Heidari S, Vafamand A, Derakhshan M H.(2018). Analyzing the Effects of Inflation on Relationship between Financial Development and Employment in Iran by Using STR Logistic Model (LSTR). *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*; 18 (2) :1-20 (In Persian)
- Lan, T. (2014). Herding behavior in China housing market. *International Journal of Economics and Finance*, 6(2), 115-124.
- Lin, T. C., Hsu, S. H., & Lin, Y. L. (2019). The effect of housing prices on consumption and economic growth—the case of Taiwan. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 24(2), 292-312. DOI: 10.1080/13547860.2019.1584958
- Miller, N., Peng, L., & Sklarz, M. (2011). House prices and economic growth. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 42(4), 522-541. <https://doi.org/10.1007/s11146-009-9197-8>
- Mozaffari Z, Ahmadzadeh K.(2022) The Effect of Investment in Housing on Economic Growth in Iran: An application of the GMM time series approach *Journal of sustainable growth and development (the economic research)*; 22 (2):9. (In Persian)
- Mullainathan, S., & Thaler, R. H. (2000). Behavioral economics.
- Munkh-Ulzii, B. J., McAleer, M., Moslehpour, M., & Wong, W. K. (2018). Confucius and herding behaviour in the stock markets in China and Taiwan. *Sustainability*, 10(12), 4413. <https://doi.org/10.3390/su10124413>

- Naji Meidani, E., Pishghadam, R., & Ghazanfari, M. (2015). The Role of Home Culture in English Language Classes: Comparison of Three Different Viewpoints. *Language and Translation Studies (LTS)*, 47(4), 91-105. doi: 10.22067/lts.v47i4.23890
- Naji Meidani, E., Pishghadam, R., & Ghazanfari, M. (2015). The Role of Home Culture in English Language Classes: Comparison of Three Different Viewpoints. *Language and Translation Studies (LTS)*, 47(4), 91-105. doi: 10.22067/lts.v47i4.23890
- Ngene, G. M., Sohn, D. P., & Hassan, M. K. (2017). Time-varying and spatial herding behavior in the US housing market: Evidence from direct housing prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 54, 482-514. DOI: [10.1007/s11146-016-9552-5](https://doi.org/10.1007/s11146-016-9552-5)
- Njenga, E. N., & Kagiri, A. (2018). Effect Of Behavioral Bias On Real Estate Prices In Kenya (A Case Of Real Estates In Kiambu County).
- Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. (2013). House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes. *Economic Modelling*, 32, 172-178. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.007>.
- Plastun, A., & Mynhardt, R. (2013). The overreaction hypothesis: The case of Ukrainian stock market. Mynhardt, RH, Plastun, A." The overreaction hypothesis: The case of Ukrainian stock market" *Corporate Ownership and Control*, 11(1), 406-422.
- Qolizadeh, Ali Akbar & Samadipour, Shahla. (2023) Analysis of Behavioral and Non-Behavioral Factors Affecting Housing Prices and Inflation in Iran. *The Journal of The Economic Research*. (In Persian)
- Qolizadeh, Ali Akbar (2023) Housing price theory in Iran in simple language. (Third edition). Hamedan: Noor Alam Publications. (In Persian)
- Qolizadeh, ali akbar, & Tahuri Matin, Masoud. (2011). Portfolio selection with housing market boom and bust. *Journal of sustainable growth and development (the economic research)*, 11(3), 71-92. (In Persian)
- Qolizadeh, Ali Akbar. (2022). Housing economics: theories and applications. Hamedan: Noor Alam Publications. (In Persian)
- Rasekhi S, Montazeri M.(2015) The Impact of Macroeconomic Instability on Exchange Rate Pass Through: Some Evidence from Smooth Transition Regression (STR) Model. *Journal of Economic Modeling Research*; 6 (22) :7-31. (In Persian). Doi: [10.18869/acadpub.jemr.6.22.7](https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.6.22.7)
- Roider, A., & Voskort, A. (2016). Reputational herding in financial markets: A laboratory experiment. *Journal of Behavioral Finance*, 17(3), 244-266. DOI: 10.1080/15427560.2016.1203322
- Ruoxi, Q. (2019). Behavior Analysis of Real Estate Investors.

- Song, Y., Zhang, S., & Deng, W. (2023). Nonlinear Hierarchical Effects of Housing Prices and Built Environment Based on Multiscale Life Circle—A Case Study of Chengdu. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, 12(9), 371.
- Statman, M., Thorley, S., & Vorkink, K. (2006). Investor overconfidence and trading volume. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1531-1565. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj032>
- Yazdani, Mohammad Hassan and Hassanzadeh, Mohammad and Nazm Far, Dr. Hossein and Yazdan Panah, Mehbobeh, 2014, study of the impact of oil energy price fluctuations on housing prices in Iran, the third national conference on environment, energy and biodefense, Tehran. (In Persian)
- Yongdong, Sh., & Riqing, Ch. (2006). Information Asymmetry, Herding Behavior and the Bankruptcy of Residents in the Real Estate Market, *Research on Financial and Economic Problems*, (12), 40-46
- Zhou, J., & Anderson, R. I. (2013). An empirical investigation of herding behavior in the US REIT market. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 47(1), 83-108. <https://doi.org/10.1007/s11146-011-9352-x>
- Zhou, Z. Y. (2018). Housing market sentiment and intervention effectiveness: Evidence from China. *Emerging Markets Review*, 35, 91–110. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.12.005>