اثر رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر تورم از کانال قیمت مسکن[1]

علی‌اکبر قلی‌زاده (نویسنده مسئول)
دانشیارگروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان
A.Gholizadeh@basu.ac.ir

شهلا صمدی‌پور
دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان
Sh.Smadipour@eco.basu.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۲۴

چکیده:
هدف مقاله حاضر تحلیل اثر رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر قیمت مسکن و تورم در ایران طی دوره ۱۳۹۹:۱- ۱۳۸۰:۱ است که بدین منظور از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) و محاسبه آماره سوبل استفاده شده است. نتایج برآورد تابع قیمت مسکن نشان می دهد رفتارتوده‌وار در رژیم اول و رژیم دوم بر قیمت مسکن اثر مثبت دارد. اطمینان بیش از حد در رژیم اول بر قیمت مسکن بی‌اثر بوده، اما در رژیم دوم اثر مثبت و معنی دار داشته‌است. نتایج برآورد الگوی تورم نیز حاکی از آن بود که قیمت مسکن در رژیم اول و دوم بر نرخ تورم اثر مثبت داشته است محاسبه آماره سوبل نیز انتقال اثر رفتار توده‌وار بر تورم از کانال قیمت مسکن را تأیید کرده و اثر اطمینان بیش از حد از کانال قیمت مسکن بر تورم را تایید نکرده است.

طبقه‌بندی JEL: E31، C40، G41

کلید واژه‌ها: رفتار توده‌وار، اطمینان بیش از حد، قیمت مسکن، تورم، اقتصاد مسکن

---

[1]. این مقاله از پایان نامه شهلا صمدی پور با عنوان بررسی ناهمگونی رفتار سرمایه گذاران مسکن به راهنمایی آقای دکتر علی‌اکبر قلی زاده مستخرج شده است.

۱. مقدمه

مسکن از یک‌سو نیاز اساسی خانوار به شمار می‌آید و از سوی دیگر به دلیل بالا بودن ارزش املاک و مستغلات و بازدهی قابل توجه این بخش، سرمایه‌گذاری در آن، به ویژه در کشورهایی که دارای بازار مالی کارآمد و پیشرفته‌ای نیستند، به سرعت توسعه یافته است. افرادی که وارد این بازار می‌شوند به راحتی می‌توانند از روش گمانه‌زنی تصمیم گیری نمایند. گمانه‌زنی‌های بیش از حد با ریسک سیستم مالی همراه خواهد بود. با این حال، تحقیقات موجود در مورد سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات و ریسک مالی به ندرت رفتار سرمایه‌گذاری خریداران انفرادی را تجزیه و تحلیل می‌کند. مطالعات اغلب بر پایه دیدگاه اقتصاد سنتی بنا شده‌اند که فرض می‌کند بازارها از الگوهای منطقی پیروی می‌کنند، افراد اطلاعات موجود را در فرآیند تصمیم‌گیری به درستی لحاظ می کنند و رفتار افراد در بازار نمی‌تواند روند بازدهی و ریسک بازار را تحت تأثیر قرار دهد (کیشور و مارفاتیا[1]، ۲۰۱۶). در مقابل تئوری اقتصاد رفتاری بر این باور است که پارامترهای رفتاری مانند؛ اطمینان بیش از حد به تصمیمات فردی نظیر: ترس، عدم شناخت و احساسات سرمایه‌گذاران بر استراتژی‌های و فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه گذاری موثر هستند. در این میان، مفهومی با عنوان ناهمگونی رفتاری مطرح شده که به عنوان الگویی از تنوع در قضاوت افراد در شرایط خاص تعریف می‌شود و ممکن است منجر به تغییر ادراک، قضاوت نادرست، تفسیر غیرمنطقی یا بروز رفتار غیرمنطقی شود. ناهمگونی رفتاری اغلب به‌دلیل ناهمگنی عقاید پدیدار می‌شود که ناشی از انتظارات افراد در مورد آینده است. این مفهوم در بازارهای مالی از انتظارات افراد درباره تغییر قیمت یا بازدهی در آینده، نشأت می‌گیرد (میرجعفری و همکاران، ۱۳۹۴).

تحلیلگران اقتصادی با پیروی از تئوری‌های مالی رفتاری و اقتصاد رفتاری دریافته‌اند که؛ افراد در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری معمولاً با توهم شناخت مواجه هستند بدین معنا که؛ سطح دانش، توانایی و مهارت کسب اطلاعات خود را بیش از حد ارزیابی کرده و به قضاوت خود اعتماد می‌کنند. از طرفی سرمایه‌گذاران با سوگیری یا جانب‌داری ناگاآهانه از نظریه خود و امتناع از پذیرش نظرات دیگران، موفقیت‌ها را به خود و شکست‌ها را به دیگران نسبت می‌دهند. نوع دیگری رفتار سرمایه‌گذاری، رفتار توده‌وار به معنای رفتار غیرمنطقی سرمایه گذاران در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعات است که در آن، سرمایه‌گذاران با سایرین همپوشانی اطلاعات پیدا می‌کنند. بنابراین جمع‌آوری و پردازش اطلاعات خود را رها می‌کنند و قضاوت و تصمیمات خود را به‌طور مستقیم بر پایه اقدامات دیگران انجام می‌دهند.

[1]. Kishor & Marfatia

ویژگی‌های رفتار توده‌وار شامل همگرایی به معنای پیروی از تصمیمات دیگران، بی‌ثباتی به معنای متاثر شدن تصمیمات سایرین از عوامل مختلف و ایجاد ناپایداری، و نسبی بودن به معنای مطلق نبودن رفتار توده و امکان بروز واکنش‌های متفاوت در شرایط مختلف، می‌باشد (روکسی[1]، ۲۰۱۹). با توجه به اینکه اکثر فعالان و بخش قابل توجهی از سرمایه‌گذاران بازار مسکن، سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای هستند که تجربه محدود و عدم آگاهی در مورد خرید و فروش املاک و مستغلات دارند، ممکن است با تکیه بر رفتار سایر افراد فعال در بازار، تکیه بیش از حد به دانسته‌های ناکارآمد خود، تعصب، اعتماد به بازار و غیره اقدام به سرمایه‌گذاری کنند. این امر می‌تواند نتایج نامطلوبی در بازار داشته باشد، زیرا ناآگاهی افراد هنگام معامله منجر به ارزش‌گذاری غیرواقعی دارایی در بازار و شکل‌گیری حباب در بازار مسکن می‌شود (گریفین[2] و همکاران، ۲۰۰۷). شکل گرفتن بازاری که در آن ارزش دارایی بیش از مبلغ واقعی آن است می‌تواند سرمایه‌گذاران در سایر دارایی‌ها را به سمت خود جذب کند و منجر به کاهش سرمایه در سایر بازارها، عدم استفاده از ظرفیت‌ها در سایر فعالیت‌ها و بازارهای مالی شود. بدین ترتیب انتظار می‌رود اطمینان بیش از حد و رفتار توده‌وار بتوانند بر قیمت مسکن اثرگذار باشند. همچنین، انتظار می‌رود که این پارامترهای رفتاری بتوانند بر اقتصاد در سطح کلان از طریق تغییر در قیمت مسکن اثر بگذارند. یکی از متغیرهای کلان اقتصادی که تحت تاثیر قیمت مسکن قرار می‌گیرد، نرخ تورم است. مطالعات بسیاری (گودهارت و هافمن[3]، ۲۰۰۰؛ کنتونیکاس و مونتاگنولی[4]، ۲۰۰۴؛ تکاکز و ویلکینز[5] ، ۲۰۰۸؛ کانگ و لیو[6]، ۲۰۱۵) قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای نظیر قیمت مسکن را دلیل اصلی بروز تورم در کشورها معرفی می کنند. در مقابل برخی مطالعات (فیلاردو[7]، ۲۰۰۰؛ گیلکریست و لیهی[8] ، ۲۰۰۲؛ تانگ[9] و همکاران، ۲۰۱۸) بی‌تأثیر بودن قیمت دارایی‌ها بر نرخ تورم را نتیجه گرفته‌اند. در ایران نیز همچون دیگر کشورهایی که با نوسان بالایی در بخش مسکن مواجه هستند، بانک مرکزی و دولت با چالش های فشار تورم روبرو هستند. تشکیل و انبساط و فروپاشی حباب های قیمتی در بازار مسکن منجر به بروز نوسان شدید در سطح قیمت کالاها و خدمات می‌شود (قلی زاده

---

1. Roxi
2. Griffin
3. Goodhart and Hofmann
4. Kontonikas and Montagnoli
5. Tkacz and Wilkins
6. Kuang and Liu
7. Filardo
8. Gilchrist and Leahy
9. Tang

و کمیاب، ۱۳۸۹). در ایران تورم مسکن طی ۱۲ سال گذشته روند بی سابقه ای را در سطح جهانی داشته است یه طوریکه بر اساس گزارش های مرکز آمار ایران متوسط قیمت مسکن در پاییز ۱۳۸۹ یک میلیون و ۱۸۳ هزار تومان بوده است و ۱۲ سال بعد یعنی در پاییز ۱۴۰۱ تا ۴۸ میلیون و ۲۸۸ هزار تومان رشد کرده است و به عبارتی حدود ۲۶ برابر شده و ۲۵۰۰ درصد افزایش قیمت داشته است. آمارها بیانگر آن است که نرخ تورم در ایران در سال ۱۳۸۹ برابر با ۱۲/۴ درصد بوده که در سال ۱۴۰۱ به ۴۶/۵ درصد رسیده است (مرکز آمار ایران).

با وجود تئوری‌هایی که در زمینه آثار رفتار سرمایه‌گذاران بر بازار مسکن و اثر این رفتار بر تورم از طریق افزایش قیمت مسکن مطرح شده، مطالعه‌ای برای بررسی اثرات رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بر متغیر کلان اقتصادی نرخ تورم از کانال قیمت مسکن انجام نشده است. بخش مسکن در ایران علاوه بر تأمین نیاز انسان به سرپناه، به دلیل توسعه نیافتگی و عدم کارآمدی بازارهای مالی و سرمایه، مشکلات اساسی در کسب و کار و تنگناهای تولید و سرمایه گذاری و همچنین سیاست های گسترده ای حمایتی دولت صرفنظر از نوع انگیزه تقاضای مسکن، به عنوان یک کالای سرمایه‌ای برای خانوار از اهمیت فراوانی برخوردار است و حلقه های گسترده پسین و پیشین با سایر بخش های اقتصادی و همچنین سیستم مالی برقرار کرده است. همچنین، در تعیین شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی(CPI) نیز اجاره مسکن دارای ضریب اهمیت بالا و همچنین نرخ رشد قابل توجه به ویژه در سال های اخیر بوده است. رفتار نامناسب و اشباع ناپذیر سرمایه‌گذاران بخش مسکن منجر به نوسانات شدید تولید و سرمایه گذاری و ادوار تجاری و وارد آمدن خسارات مالی، به‌ویژه به افراد کم درآمد و میان درآمد جامعه شده است که توانایی خرید مسکن توسط آن‌ها کاهش یافته و این امر می‌تواند منجر به افزایش شکاف اقتصادی در جامعه و آثار زیبانباری در اقتصاد کشور شود. از این رو، پرداختن به این مسأله که آیا ناهمگونی رفتار بازار مسکن به واسطه رفتار توده‌وار و اطمینان بیش از حد خریداران وجود دارد یا خیر و پرداختن به بررسی آثار آن بر تورم در ایران، می‌تواند قانونگذاران و سرمایه‌گذاران را نسبت به بازار آگاه ساخته و در صدد تدوین قوانین مناسب جهت کنترل و مدیریت رفتار توده وار و پارامترهای اقتصاد رفتاری شوند. بررسی‌ها نشان می دهد که اکثر مطالعات داخلی رفتار سرمایه گذاران در سایر بازارهای مالی همچون بازار سهام را مورد محاسبه و بررسی قرار داده اند و مطالعه ای که رفتار سرمایه گذاران را در بخش مسکن به ویژه به صورت غیرخطی بررسی کرده باشد، انجام نشده است. بدین ترتیب این مقاله به منظور تحلیل اثر رفتار ناهمگون سرمایه گذاران بر تورم از کانال قیمت مسکن در ۵ بخش ارائه می شود. پس از مقدمه، در بخش دوم به مبانی نظری موضوع پرداخته

می شود. بخش سوم به مروری بر مطالعات مرتبط داخلی و خارجی اختصاص دارد و بخش چهارم روش تحقیق و نتیجه برآوردها و آزمونهای آماری را ارائه می کند. در بخش پنجم نیز به بیان نتایج مقاله و توصیه‌های سیاستی مبتنی بر نتایج پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

در نظریه های اقتصاد متعارف، انسان اقتصادی به دنبال افزایش منفعت شخصی است و این اصطلاح در اقتصاد به مفهوم عقلانیت و رفتار عقلایی شناخته می شود. بر اساس این نگرش، با توجه به ترجیحات کامل، اطلاعات کامل و قدرت محاسبهٔ بدون خطا، فرد رفتاری را انتخاب می‌کند که ترجیحاتش به بهترین نحو تأمین شود و در این میان عقلانیت بهترین رویکرد برای رسیدن به این هدف است. انگیزهٔ انسان در این نگاه، تاحدودی، به انگیزهٔ مالی بستگی دارد. اما در دههٔ ۱۹۴۰، همزمان با گسترش اقتصاد رفتاری، بر این نظریه خدشه وارد شد؛ زیرا انگیزه‌هایی مهمتر از انگیزهٔ مالی مطرح شد (انصاری سامانی و همکاران، ۱۳۹۴).

اقتصاد رفتاری شاخه‌ای از اقتصاد است که با رویکرد بین‌رشته‌ای درصدد است تا بنیان‌های نظری، دستاوردها و ابزارهای سایر شاخه‌های علوم اجتماعی و انسانی نظیر روان‌شناسی، جامعه‌شناسی و انسان‌شناسی را با اقتصاد پیوند دهد و با اصلاح فروض اقتصاد متعارف و ارایه نظریات واقع‌گرایانه برای بررسی جنبه‌های مختلف رفتار انسان و پیش‌بینی‌های دقیق‌تر تحولات اقتصادی، سیاست‌های مناسب‌تری را نیز ارایه نماید (رهبر و همکاران، ۱۳۹۲). عبارت اقتصاد رفتاری اغلب با پژوهش پیشگامانه کاتونا[1] (۱۹۵۱) در ارتباط است. وی به واسطه مدرک دکتری خود در رشته روان‌شناسی و مطالعات گسترده بر روی موضوعات اقتصادی، کتابی را با عنوان «تحلیل‌های روان‌شناختی اقتصاد رفتاری» منتشر نمود. بر اساس فرض اساسی این کتاب، فرآیندهای اقتصادی به طور مستقیم از رفتارهای انسانی نشأت می‌گیرند (کاتونا، ۱۹۵۱). در ادامه به شرح دو متغیر رفتاری سرمایه‌گذاران شامل رفتار توده‌وار و اطمینان بیش از حد و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر تورم از کانال قیمت مسکن پرداخته می‌شود.

۲-۱-۱. اثر رفتار توده‌وار و اطمینان بیش از حد بر قیمت مسکن

رفتار توده‌وار[2] معرف همبستگی معاملات سرمایه‌گذاران و اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری با تبعیت از رفتار دیگر سرمایه‌گذاران و یا نمایش رفتار یکسان با رفتار سرمایه‌گذاری کل بازار

---

[1]. Katona
[2]. Herding behavioural

است (جعفری، ۱۳۹۸). منابع اطلاعاتی، ریسک از دست رفتن شهرت و ساختار پاداش (وابستگی پاداش به عملکرد) از مهمترین دلایل رفتار توده‌وار است. منابع اطلاعاتی مربوط به شرایطی است که افراد به دوستان و همکاران خود بیشتر از رسانه‌ها اعتماد دارند و بر اساس اخبار دریافتی از آنان سرمایه‌گذاری می‌کنند. بر اساس منابع اطلاعاتی، گروهی از سرمایه-گذاران به صورت متوالی از رفتار یکدیگر تبعیت می‌کنند و اطلاعات به صورت آبشاری و به شیوه دهان به دهان بین این گروه از افراد منتقل می‌شود. ریسک از دست رفتن شهرت به شرایطی اشاره دارد که افراد به دلیل عدم اطمینان از گزینه‌های انتخابی مناسب و به منظور حفظ شهرت، در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود از تصمیمات سایر افراد متخصص پیروی می-کنند. بر اساس وابستگی پاداش به عملکرد نیز، از آن‌جایی که سودآوری افراد وابسته به عملکرد آن‌ها است این امکان وجود دارد که فرد با پیروی و تبعیت از رفتار سایر افراد متخصص، باعث شکل‌گیری رفتارهای توده‌وار شود (پاکدلان و همکاران، ۱۳۹۹).

اثرات رفتار توده‌وار را می‌توان به اثرات مثبت و منفی تقسیم نمود. از اثرات مثبت آن می‌توان به افزایش سرعت انعکاس اطلاعات قابل اتکاء در قیمت بازار و جلوگیری از ارزش‌گذاری بیش از حد یا کمتر از حد اشاره نمود. از اثرات منفی رفتار توده‌وار ایجاد اختلال در نظم و عملکرد بازار است. خرید و فروش کورکورانه سرمایه‌گذاران به راحتی می‌تواند منجر به نوسانات قیمت و حباب قیمتی شود. در حقیقت فقدان رفتار منطقی در امر سرمایه‌گذاری باعث سردرگمی بازار می‌شود (چن[1]، ۲۰۲۱). به بیانی دیگر سرمایه‌گذاران با بروز رفتارهای توده‌وار و در نتیجه افزایش زنجیره‌وار تقاضای یک دارایی خاص، می‌توانند باعث شکل‌گیری قیمت‌کاذب و در نتیجه حباب‌های قیمتی گردند (بابالوس۲[2] و همکاران، ۲۰۱۵). محققان برای رفتارهای توده‌وار اهمیت خاصی قائل هستند، زیرا بروز چنین رفتارهایی به دنبال تأثیری که بر ریسک و بازدهی بازارها دارد، تأثیر معنی‌داری بر قیمت دارایی‌ها از جمله قیمت املاک و سهام نیز خواهد داشت (تان[3] و همکاران، ۲۰۰۸).

بسیاری از محققان این موضوع که رفتارهای توده‌وار تا چه حد بر رشد حباب تأثیر دارند را مورد بررسی قرار داده‌اند. از نتایج این تحقیقات می‌توان به اثرگذاری رفتارهای توده‌وار بر بازده سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات اشاره نمود. ژو و آندرسون[4] (۲۰۱۳) با بررسی ارتباط میان رفتار توده‌وار و بازار املاک و مستغلات ایالات متحده آمریکا نشان می‌دهند که افراد بیشتر در

---

1. Chen
2. Babalos
3. Tan
4. Zhou and Anderson

زمان‌هایی رفتار توده‌وار از خود نشان می‌دهند که بازار بی‌ثبات است. چنین بی‌ثباتی که معمولا به دلیل وقوع بحران‌های مالی رخ می‌دهد باعث ایجاد حباب در بازار املاک و مستغلات می‌شود (یانگ[۱] و همکاران، ۲۰۲۰).

اطمینان بیش از حد[۲] به عنوان اعتقادی بی‌اساس در مورد توانایی‌های شناختی، قضاوت‌ها و استدلال شهودی افراد تعریف می‌شود. مجموعه وسیعی از بررسی‌ها و آزمایش‌های روانشناسانه از نوع شناختی نشان می‌دهد که افراد نه تنها در مورد توانایی‌های خود در پیش‌بینی‌ها، برآوردی بیش از اندازه[۳] دارند، بلکه در تخمین احتمالات نیز عملکردی ضعیف دارند و رویدادهایی را قطعی تلقی می کنند که دارای احتمال بسیار کمتر از صددرصد است. از این رو می‌توان گفت که اغلب مردم خود را از آنچه واقعاً هستند، باهوش‌تر می‌پندارند و بر این باورند که نسبت به سایرین اطلاعات بهتری دارند (موسوی و آقابابائی، ۱۳۹۵).

برآورد غلط، توهم کنترل[۴]، خوش‌بینی نسبت به آینده، اثر بهتر از متوسط[۵] و تخمین نوسان-های آتی پنج عامل مؤثر بر اطمینان بیش از حد است. برآورد غلط بر روی قطعیتی که فرد در توانایی خود در عملکرد، سطح کنترل یا شانس موفقیت احساس می‌کند، تمرکز دارد. بر اساس توهم کنترل، افراد تصور می‌کنند که می‌توانند پیامدها را کنترل کرده و یا حداقل بر آن‌ها تأثیر بگذارند. خوش‌بینی نسبت به آینده یکی از بارزترین شاخصه‌ها در میان سوگیری-های ذهنی است که بر مبنای آن افراد در زندگی خود همواره احتمال وقوع اتفاقات ناگوار را کمتر از حد واقعی آن ارزیابی می کنند. اثر بهتر از متوسط به این موضوع اشاره دارد که یک فرد در موضوعی خاص و در میان گروهی از افراد، از حد وسط هم‌گروهان خود بالاتر باشد. تخمین نوسان‌های آتی نیز مفهومی است که به تفاوت آشکار بازه ارائه شده توسط افراد برای یک شاخص بازاری از مقدار واقعی شاخص در زمان مورد نظر اشاره دارد (موسوی و آقابابائی، ۱۳۹۵). افراد با اطمینان بیش از حد، معمولاً از حجم تجارت بالایی برخوردار هستند و حجم سرمایه‌گذاری آن‌ها در بازارهای مورد علاقه‌شان نیز قابل توجه است. این موضوع باعث می‌شود تا برخی از بازارها علی‌رغم مواجه بودن با ریسک بالا، پویایی خود را حفظ کنند. در این بین بررسی‌های مدان و سین[۶] (۲۰۱۹)؛ ماشینادا و ولوری[۷] (۲۰۱۸) و فن[۸] و همکاران (۲۰۱۸)

---

1. Yang
2. Overconfidence
3. Overestimattion
4. illusion of control
5. Better-than-average effects
6. Madaan & Singh
7. Mushinada & Veluri
8. Phan

حاکی از افزایش حجم معاملات به دنبال اطمینان بیش از حد است. مطالعه مالیک و همکاران (۲۰۲۱) نیز با تمرکز بر بازار املاک و مستغلات، حاکی از افزایش قیمت املاک به دنبال اطمینان بیش از حد سرمایه‌گذاران در این زمینه می‌باشد (مالیک[1] و همکاران> ۲۰۲۱). بوچیانری[2] (۲۰۱۱) نیز معتقد است سوگیری‌های رفتاری همچون اطمینان بیش از حد در بازار مسکن، این بازار را با بحران مواجه می‌سازد. در حقیقت سرمایه‌گذاری‌های مخاطره‌آمیز بدون پشتوانه منطقی در قلمرو مسکن و به دنبال آن ناتوانی در برآورد میزان ریسک واقعی مشارکت در بازار مسکن می‌تواند منجر به فعالیت‌های بیش از حد و در نتیجه ایجاد حباب قیمتی در بخش مسکن گردد (دیسکاک[3]، ۲۰۱۷).

۲-۱-۲. اثر رفتار سرمایه‌گذاران بر تورم از کانال قیمت مسکن

بر اساس دیدگاه منکیو و تیلور[4] (۲۰۱۱)، کانال‌های انتقال پولی شامل کانال‌های نرخ سود، نرخ ارز، قیمت دارایی و کانال اعتباری است. سیاستگذاری از طریق مکانیسم انتقال پولی به ویژه مسکن به عنوان کانال قیمت دارایی و تأثیر آن بر اقتصاد، یکی از موضوعات جالب توجه اکثر سیاست‌گذاران است. مک لنان[5] و همکاران (۲۰۰۰)، استدلال می‌کنند که سیاست‌گذاری مربوطه از طریق کانال های مستقیم (کانال نرخ بهره کینز) و کانال غیر مستقیم (کانال اعتباری) بر قیمت مسکن تأثیر می گذارد. اثر مستقیم یا کانال نرخ بهره کینز، سیاستگذاری‌های منجر به کاهش نرخ بهره، در نهایت باعث کاهش هزینه های سرمایه می-شود که افزایش تقاضا و قیمت مسکن را به دنبال دارد. اثر غیر مستقیم یا کانال اعتباری نیز از طریق کانال وام بانکی و ترازنامه بر قیمت و تقاضای مسکن موثر خواهد بود (عربیان‌مهدی[6] و همکاران، ۲۰۱۷).

قیمت و اجاره مسکن جزء متغیرهای اقتصادی هستند که می‌توانند تحت تاثیر انتظارات تورمی قرار گیرند یا اینکه بر آن موثر واقع شوند. بالا رفتن قیمت مسکن به افزایش ثروت می‌انجامد و از این طریق می‌تواند منجر به افزایش مصرف شود. در نتیجه هزینه‌های زندگی افزایش یافته و در افزایش سطح قیمت انعکاس می‌یابد. این تأثیر با عنوان اثر ثروت- مصرف شناخته می‌شود (افشاری و همکاران، ۱۳۹۷). در چنین شرایطی چنانچه محدودیت‌ها و تنگنای اقتصادی مانع از افزایش عرضه مسکن شود، به طوری‌که میزان مسکن عرضه شده پاسخگوی افزایش تقاضا

---

1. Malik
2. Bucchianeri
3. Descak
4. Mankiw & Taylor
5. MacLennan
6. Arabian Mahdi

نباشد، فشارهای تورمی تشدید می‌شود. افزایش قیمت مسکن به سرعت منجر به افزایش انتظارات تورمی در بخش خصوصی می‌شود، که این امر به نوبه خود به دنبال تشدید تورم واقعی حاصل می‌شود. در نهایت افزایش قیمت مسکن می‌تواند منجر به علامت‌دهی به بانک مرکزی در مورد افزایش انتظار تورم در بخش خصوصی شود و در نتیجه بر انتظارات بانک مرکزی از تورم آینده اثر بگذارد (دماری[1] و همکاران، ۲۰۰۹).

از طرفی با افزایش انتظارات تورمی، ممکن است تولیدکننده و مصرف‌کننده مسکن احساس کنند که قیمت مسکن در آینده افزایش می‌یابد. عکس‌العمل تولیدکننده و مصرف‌کننده مسکن به این امر می‌تواند موجب تشدید قیمت مسکن شود، زیرا مصرف‌کننده برای جلوگیری از زیان حاصل از افزایش قیمت، سریع‌تر به خرید مسکن اقدام می‌کنند و تولیدکننده تلاش می‌کند با تأخیر در زمان فروش در دوره اوج‌گیری قیمت مسکن سود بیشتری بدست آورد (قلی‌زاده، ۱۳۸۹).

افزایش خالص ارزش دارایی‌هایی مانند مسکن می‌تواند از طریق گنجانده شدن در مخارج، بر تورم اثرگذار باشد. به‌عنوان مثال، افزایش قیمت دارایی از طریق بهبود ترازنامه می‌تواند منجر به افزایش قدرت وام گرفتن بنگاه‌ها و افراد از طریق وثیقه‌گذاری شود. این اثر به عنوان اثر ترازنامه‌ای شناخته می‌شود. به عبارتی افزایش خالص ارزش دارایی‌ها، رغبت وام‌دهندگان را برای وام دادن و قرض‌دهندگان را به قرض دادن افزایش می‌دهد. افزایش خالص دارایی‌ها، توسعه مخارج عمومی و همچنین توسعه مخارج در ساخت و ساز را نیز تسهیل می‌کند (ریزوی[2]، ۲۰۱۳).

از طرفی شوک‌های تقاضای مسکن ممکن است به طور مستقیم (از طریق افزایش اجاره بها که جز CPI است) و به طور غیرمستقیم (از طریق مصرف)، بر تورم فشار افزایشی وارد نمایند. به عقیده آلچیان و کلاین[3] (۱۹۷۳) چون قیمت دارایی‌ها منعکس‌کننده ارزش مصرف فعلی و آینده است، شاخص تورم باید مشتمل بر قیمت دارایی‌ها نیز باشد. اسمیت[4] (۱۹۹۷) نیز معتقد است که تغییرات غیرمنتظره در قیمت دارایی‌ها (همچون مسکن) انتظارات تورمی بر اساس مکانیسم انتقال و افشای اطلاعات قیمت، تحت تأثیر قرار می‌دهد.

بدین ترتیب قیمت مسکن می‌تواند از کانال‌هایی همچون انتظارات تورمی، رفتار توده‌وار، اطمینان بیش از حد، اثرات وثیقه‌ای، اثر ثروت، سرمایه‌گذاری و تقاضای بیش از اندازه،

---

1. Demary
2. Rizvi
3. Alchian and Klein
4. Smet

تشدید نوسانات در دوره‌های رکود و رونق، و ....بر نرخ تورم تاثیر بگذارد. بدین ترتیب عواملی که بر قیمت مسکن موثر هستند نیز می‌توانند از طریق قیمت مسکن بر نرخ تورم موثر باشند.

۲-۲. پیشینه تحقیق

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

باصری و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای با عنوان جذابیت مسکن به عنوان یک دارایی مالی در برابر پوشش تورم و اثرگذاری آن بر تقاضای مسکن در ایران، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۹۰) و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) با تمرکز بر مسکن به عنوان یک دارایی مالی به منظور پوشش تورم، جذابیت آن را با نگاهی به تجارب کشورها ارزیابی و کشش درآمدی تقاضای مسکن در ۳۱ استان را برآورد و عوامل اثرگذار را شناسایی نموده‌اند. بر اساس یافته‌ها، عواملی همچون بازدهی مسکن در مقایسه با سایر دارایی‌ها، نوپا بودنو عمق کم بازارهای مالی و نوسانات شدید قیمتی در آن‌ها و همچنین دانش‌محور بودن بازارهای مالی، در انتخاب مسکن به عنوان یک دارایی و سرمایه‌گذاری در آن موثر بوده است. علاوه بر این، عوامل فرهنگی و تاریخی نیز در انتخاب این دارایی به عنوان هدف سرمایه گذاری نقش داشته است.

قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای با عنوان پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، در دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۷۰) به بررسی رابطه بین قیمت مسکن، سرمایه‌گذاری و نوسانات اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. شواهد آماری نشان دهنده هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری‌های تجاری تحت تاثیر پویایی‌های قیمت مسکن در اقتصاد کلان است. از طرفی لحاظ کردن قیمت مسکن به عنوان یک دارائی وثیقه‌ای می‌تواند به عنوان عاملی برای افزایش ارزش دارائی بنگاه‌ها و به تبع آن افزایش استقراض و سرمایه‌گذاری‌های آتی شود که در نهایت منجر به هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری و نوسانات اقتصادی می‌شود.

پدرام و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با عنوان نقش قیمت مسکن در ساز و کار انتقال پولی: رویکرد SVAR و شبیه‌سازی وضعیت ناقص، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۱۳۶۹-۱۳۸۷) به بررسی میزان نقش قیمت مسکن در انتقال شوک‌های پولی به مصرف و سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که تغییرات قیمت مسکن در

حدود ۳۸ درصد افزایش در مصرف و ۶۷ درصد افزایش در سرمایه‌گذاری مسکونی به دنبال شوک مثبت پولی را توضیح می‌دهد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با عنوان ارتباط بلندمدت بازار مسکن و تورم در ایران، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۱۳۷۳:۱-۱۳۸۷:۲) و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به تحلیل ارتباط تورم و بخش مسکن پرداخته‌اند. نتایج گویای تأثیر مثبت و معنی‌دار تورم بر اجاره واقعی مسکونی می‌باشد. از دیگر نتایج این پژوهش تأثیر بیشتر تورم انتظاری بر اجاره مسکن در مقایسه با تورم غیر انتظاری است. علاوه بر این نتیجه آزمون‌های هم انباشتگی جوهانسون و انگل- گرنجر مؤید ارتباط بلندمدت میان متغیرهای نام‌برده و نتیجه آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود علیت یک طرفه از سوی انتظارات تورمی به اجاره واقعی مسکن می‌باشد.

قلی زاده و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه ای تحت عنوان اثرات متغیر با زمان عوامل مؤثر بر سفته بازی در باطار مسکن ایران: مدل های فضا – حالت به بررسی رفتار سفته بازان در توضیح پدیده های بازار مسکن پرداخته اند که نتایج حاکی از آن است که شوک ناشی از سفته بازی در بازارهای موازی بازار مسکن (بازار ارز، سهام) باعث افزایش سفته بازی در بازار مسکن شده است و شوک ناشی از نرخ بازدهی واقعی مسکن اثرات متقاوتی بر سفته بازی بازار مسکن داشته است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

موزیندوتسی و همکاران[1] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان تاثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر قیمت مسکن و نوسانات شاخص سهام املاک در آفریقای جنوبی، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۲۰-۲۰۰۴) و با استفاده از مدل‌های گارچ (GARCH) و خودرگرسیون برداری مارکوف سویچینگ[2] (MS-VAR) به ارزیابی تأثیر تمایلات سرمایه‌گذاران بر بازده املاک مسکن و نوسانات شرطی شاخص‌های قیمت مسکن تحت شرایط بازارهای مختلف پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تمایلات سرمایه‌گذاران بر صرف ریسک بازده دارایی[3] تأثیرگذار است، به طوری که با تغییرات مثبت در احساسات سرمایه‌گذاران، بازده دارایی افزایش و نوسانات مشروط بازده دارایی کاهش می‌یابد.مالیک و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با عنوان نقش سوگیری‌های رفتاری در قیمت املاک و مستغلات پاکستان، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۲۰:۳-۲۰۱۹:۱۱) و با استفاده از ابزار پرسشنامه و آزمون آلفای کرونباخ[4] به بررسی تأثیر

---

1. Muzindutsi
2. Markov-switching VAR
3. risk premium of the property returns
4. Cronbach′s alpha

سوگیری‌های رفتاری بر تصمیم‌گیری‌های مالی در بخش املاک و مستغلات پاکستان پرداخته‌اند. آن‌ها به این منظور تأثیر متغیرهایی همچون اطمینان بیش از حد و رفتارهای توده‌وار بر قیمت املاک و مستغلات را مورد تحلیل قرار داده‌اند. نتایج مؤید آن است که اطمینان بیش از حد تأثیر بیشتری بر قیمت املاک و مستغلات پاکستان دارد به طوری که با افزایش اطمینان بیش از حد سرمایه‌گذاران، قیمت املاک و مستغلات افزایش می‌یابد.

نینگا و کگیری[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر قیمت املاک و مستغلات در کنیا[2] (مطالعه موردی: شهر کیامبو[3]) با در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۱۴:۳-۲۰۰۰:۱) و با استفاده از تحلیل واریانس (ANOVA) به بررسی تأثیر برخی از سوگیری‌های رفتاری همچون اطمینان بیش از حد، رفتارهای توده‌وار، سوگیری‌های شناختی[4] و سوگیری-های حسرت‌گریزی[5] بر قیمت املاک و مستغلات شهر کیامبو پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که اطمینان بیش از حد و رفتارهای توده‌وار بر قیمت املاک و مستغلات تأثیر مثبت دارند.عربیان‌مهدی و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با عنوان اثر سرمایه‌گذاری مسکن به عنوان یک کانال قیمت دارایی بر تورم، با در نظر گرفتن داده‌های فصلی مربوط به دوره زمانی (۱۳۹۵-۱۳۶۹) و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری مارکوف سویچینگ (MS-VAR) به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مسکن به عنوان یک کانال قیمت دارایی بر تورم در ایران پرداخته-اند. نتایج نشان داده است که سرمایه گذاری مسکن به عنوان کانال قیمت دارایی در دوران رکود و رونق باعث افزایش تورم می‌شود.

۳. روش تحقیق

۳-۱. تصریح الگو و معرفی متغیرها

با توجه به اینکه مقاله حاضر با هدف تحلیل اثر رفتارهای ناهمگون سرمایه‌گذاران در بخش مسکن بر تورم در ایران از کانال قیمت مسکن طی فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل اول سال ۱۳۹۹ انجام می‌شود، رگرسیون انتقال ملایم (STR) که یک روش تعیین حدآستانه است و اثرات ناهمگون متغیرها در رژیم‌های مختلف را ارزیابی می‌کند، مورد استفاده قرار می‌گیرد. بدین منظور در مرحله اول متغیرهای رفتاری شامل رفتار توده‌وار و اطمینان بیش از حد

[1]. Njenga & Kagiri
[2]. Kenya
[3]. Kiambu
[4]. Gambler's fallacy
[5]. Regret aversion

سرمایه‌گذاران در بخش مسکن محاسبه می‌شود و روش اندازه‌گیری توضیح داده می‌شود. در این مقاله برای محاسبه رفتار توده‌وار از روشی که توسط مانخ-یولزی و همکاران[1] (۲۰۱۸) ارائه شده است، به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$HB_t = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} |\pi_t - \pi_m| \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، HB_t بیانگر رفتارتوده‌وار، π_t نشان‌دهنده بازده مسکن در زمان t (نرخ رشد شاخص قیمت مسکن) و π_m نیز بیانگر متوسط بازده بازار مسکن می‌باشد. تغییرات قابل توجه بازده مسکن رفتار هیجانی و توده‌وار در بخش مسکن را شکل می‌دهد. داده‌های مربوط به شاخص قیمت مسکن از سایت وزارت راه و شهرسازی استخراج شده و بازده مسکن با محاسبه نرخ رشد شاخص قیمت مسکن بدست آمده است.

شاخص‌های مختلفی برای محاسبه اطمینان بیش از حد ارائه شده است که از میان آن‌ها می توان به شاخص‌های زیر اشاره کرد:

۱- مقدار مبادلات مسکن ضرب در قیمت مسکن، ۲- سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شروع شده تقسیم بر سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی تکمیل شده، و ۳- تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده تقسیم بر سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شروع شده (هانگ و گوو[2]، ۲۰۰۸). در مقاله حاضر از سومین شاخص برای محاسبه اطمینان بیش از حد به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$OC_t = \frac{A_t}{B_t} \qquad (۲)$$

در معادله (۲)، OC_t بیانگر اطمینان بیش از حد، A_t نشان‌دهنده تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده است که داده های آن از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده است. B_t بیانگر میزان سرمایه‌گذاری در واحد مسکونی شروع شده است که داده های آن از سایت وزارت راه و شهرسازی استخراج شده است.

در مرحله بعدی برای تحلیل اثر ناهمگون رفتار سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر قیمت مسکن بر اساس الگوی گنه[3] و همکاران (۲۰۱۷) متغیرهای رفتاری محاسبه شده به عنوان عوامل موثر بر قیمت مسکن وارد مدل می شوند و الگوی غیرخطی (آستانه‌ای) زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta HOP_t = [\theta_0 + \theta_1 HB_t + \theta_2 OC_t] + [\theta_0' + \theta_1' HB_t + \theta_2' OC_t].Q_{HOP}(s_t \quad \gamma_{HOP} \quad c_{HOP}) + \epsilon_t \qquad (۳)$$

[1]. Munkh-Ulzii
[2]. Huang & Goo
[3]. Ngene

در الگوی (۲)، Δ بیانگر تفا ضل مقادیر جاری از مقادیر گذ شته، HOP_t ن شان‌دهنده قیمت مســکن، OC_t اطمینان بیش از حد و HB_t رفتارتوده‌وار اســت. Q_{HOP} نشــان‌دهنده تابع انتقال قیمت مسـکن اسـت که به صـورت تابعی پیوسـته از متغیر انتقال s_t، سـرعت انتقال γ_{HOP} و ارزش آ ستانه c_{HOP} ا ست. θ_iها بیانگر ضرایب بخش خطی مدل و θ_i' ضرایب بخش غیرخطی مدل را نشان می‌دهند. ϵ_t نیز بیانگر جملات پسماند است.

در مرحله بعدی به منظور اندازه گیری اثر قیمت مسکن بر تورم الگوی کانگ و لیو[1] (۲۰۱۵) بکار گرفته می‌شود. معادله تورم به فرم رگرسیون انتقال ملایم به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\Delta Inf_t = [\lambda_0 + \lambda_1 \Delta HOP_t] + [\acute{\lambda_0} + \acute{\lambda_1} \Delta HOP_t].\, G_{inf}\left(u_t\ \gamma_{inf}\ \ c_{inf}\right) + \eta_t \qquad (۴)$$

در الگوی (۴)، Inf_t متغیر وابسته نرخ تورم است که به صورت درصد تغییر سالانه در شاخص قیمت مصرف‌کننده اندازه‌گیری می‌شود و داده‌های مربوط به آن ازسایت بانک جهانی استخراج شده است. λ_i ها ضرایب بخش خطی و λ_i' ضرایب بخش غیرخطی است. η_t جزء پسماند الگو است. G_{inf} تابع انتقال متغیر تورم است که تابعی پیوسته از متغیر انتقال u_t، سرعت انتقال γ_{inf} و ارزش آستانه c_{inf} است.

انتقال اثرات ناهمگون رفتار سرمایه‌گذاران بازار مسکن بر تورم از کانال قیمت مسکن، با استفاده از آماره سوبل[2] به صورت زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$Sobel = \frac{\alpha \times \beta}{\sqrt{s_\alpha^2 s_\beta^2 + \alpha^2 s_\beta^2 + \beta^2 s_\alpha^2}} \qquad (۵)$$

در معادله (۵)، α ضریب اثر متغیر مستقل (متغیرهای رفتاری) بر متغیر واسطه (قیمت مسکن)، β ضریب اثر متغیر واسطه به متغیر نهایی مد نظر (نرخ تورم) می‌باشد. s_α بیانگر انحراف استاندارد ضریب α و s_β نشان‌دهنده انحراف استاندارد ضریب β می‌باشد. چنانچه قدرمطلق آماره سوبل محاسباتی از عدد ۱/۹۶ بزرگتر باشد، انتقال اثر متغیر مستقل (متغیرهای رفتاری) بر متغیر نهایی (تورم) از کانال متغیر واسطه (قیمت مسکن) مورد تأیید قرار می‌گیرد (سوبل، ۱۹۸۲).

---

[1]. Kuang & Liu
[2]. Sobel

۴. برآورد مدل

۴-۱. نتایج آزمون مانایی

با توجه به اینکه در مقاله حاضر از تواتر فصلی داده‌های مربوط به متغیرهای الگوها طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۸۰ استفاده می‌شود، آزمون مانایی متغیرها به روش هگی[1] انجام می‌شود.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش به روش هگی

فرضیه صفر: نامانا بودن متغیر				
نام متغیر	نماد متغیر	tآماره	احتمال آماره	نتیجه آزمون
تفاضل قیمت مسکن	ΔHOP_t	۵۰/۰۶	۰/۰۰۰	مانا
تفاضل رفتار توده‌وار	ΔHB_t	۲۱/۵۰	۰/۰۰۰	مانا
تفاضل اطمینان بیش از حد	ΔOC_t	۴۲/۴۸	۰/۰۰۰	مانا
تفاضل تورم	ΔInf_t	۳۵/۱۶	۰/۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۱) حاکی از رد شدن فرضیه صفر آزمون مانایی کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. در نتیجه تمامی متغیرهای پژوهش مانا هستند.

برای برآورد الگوی رگر سیون انتقال ملایم (STR) در ابتدا لازم ا ست وقفه بهینه متغیرهای مورد استفاده در الگو با استفاده از معیارهای؛ آکائیک، شوارتز و حنان کویین تعیین شود (راسخی و منتظری، ۱۳۹۴). از آنجا که معیار شوارتز از اصل صرفه‌جویی در تعیین وقفه پیروی می‌کند، در این مقاله به منظور از د ست ندادن درجه آزادی از معیار شوارتز ا ستفاده می شود.

بدین منظور برای هر یک از متغیرهای الگوهای (۳) و (۴)، ۴ وقفه بهینه تعیین می‌گردد و وقفه بهینه با توجه به معناداری بالاترین وقفه تعیین می شود. بر این اساس وقفه بهینه در الگوی قیمت م سکن (معادله (۳)) برای متغیر وا ب سته قیمت م سکن برابر با ۱ و وقفه بهینه متغیرهای مستقل رفتار توده‌وار و اطمینان بیش از حد برابر با ۱ حاصل شده است. در معادله تورم (معادله (۴)) نیز وقفه بهینه برای متغیر وابسته تورم برابر با صفر و وقفه بهینه متغیر مستقل تفاضل قیمت مسکن برابر با ۱ بدست آمده است.پس از تعیین وقفه بهینه، باید نسبت به آزمودن وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد استفاده در الگوها، انتخاب

[1]. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY) Test

متغیر انتقال مناسب، تعیین نوع الگو و تعیین تعداد رژیم‌ها اقدام نمود. آزمون‌های مذکور بر اساس آماره‌های آزمون F، F_2، F_3 و F_4 انجام می‌شوند (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۷).

۴-۲. نتایج آزمون غیر خطی بودن

بر اساس نتایج جدول (۲) احتمال آماره آزمون F از رد شدن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن الگوی قیمت مسکن برای تمامی متغیرها و تأیید رابطه غیر خطی حکایت دارد. در مورد الگوی تورم نیز فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن برای متغیرهای مستقل رد می شود و رابطه غیر خطی تأیید می شود.

جدول (۲): نتیجه آزمون غیرخطی بودن، تعیین متغیر انتقال و نوع مدل در الگوهای قیمت مسکن و تورم

الگو	نام متغیر انتقال	نماد متغیر	احتمال F	احتمال F_2	احتمال F_3	احتمال F_4	مدل پیشنهادی
الگوی (۳) متغیر وابسته: قیمت مسکن	وقفه اول قیمت مسکن	ΔHOP_{t-1}	۰/۰۰۰	۰/۲۹۰	۰/۰۰۰	۰/۲۵۰	ESTR
	رفتار توده‌وار	ΔHB_t	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۵۶۴	۰/۰۰۰	$LSTR_1$
	وقفه اول رفتار توده‌وار*	ΔHB_{t-1} *	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	$LSTR_1$
	اطمینان بیش از حد	ΔOC_t	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰	۰/۰۰۰	$LSTR_1$
	وقفه اول اطمینان بیش از حد	ΔOC_{t-1}	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$LSTR_1$
الگوی (۴) متغیر وابسته: تورم	قیمت مسکن*	ΔHOP_t	۰/۰۲۷	۰/۰۱۷	۰/۱۹۱	۰/۰۱۷	LSTR1
	وقفه اول قیمت مسکن	ΔHOP_{t-1}	۰/۰۶۰	۰/۰۴۵	۰/۲۰۸	۰/۳۱۰	LSTR1

* متغیر انتقال مناسب را نشان می‌دهد

.منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳): نتایج آزمون فروض کلاسیک برای الگوی قیمت مسکن و تورم

نوع آزمون	فرضیه صفر	الگو	آماره آزمون	احتمال آماره	نتیجه آزمون
آزمون بروش-پاگان[1] برای تشخیص خودهمبستگی اجزای پسماند	عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندهای الگو	قیمت مسکن	۰/۱۰	۰/۹۰۴	عدم خودهمبستگی
		تورم	۱۳/۴۷	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی
آزمون وایت[2] برای تشخیص		قیمت مسکن	۰/۷۲	۰/۷۳۷	عدم ناهمسانی واریانس

[1]. Breusch–Pagan test
[2]. White test

ناهمسانی واریانس اجزای پسماند	عدم وجود ناهمسانی واریانس بین پسماندهای الگو	تورم	۴/۵۰	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) نشان می دهد که پسماندهای الگوی قیمت مسکن از ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی برخوردار نیستند. نتایج در مورد الگوی تورم حاکی از آن است که اجزای پسماند دارای مشکل خودهمبستگی سریالی و همچنین ناهمسانی واریانس هستند، بنابراین برآورد الگوی تورم پس از برطرف کردن مشکلات مذکور انجام خواهد شد. جدول (۴) نتایج حاصل از برآورد الگوهای قیمت مسکن و تورم را به روش STR نشان می‌دهد.

۴-۳. نتایج آزمون تخمین الگوها

بر ا ساس جدول (۴) مقدار حد آ ستانه متغیر انتقال (ΔHB_{t-1}) برای الگوی قیمت م سکن برابر با ۰/۰۰۵ درصد می‌باشد. این حد بیانگر آستانه انتقال تابع قیمت مسکن و گذر از رژیم اول و شروع رژیم دوم است. بر این اساس زمانی‌که تفاضل رفتار توده‌وار دوره قبل به آستانه ۰/۰۰۵ در صد نر سیده ا ست، تابع تفا ضل قیمت م سکن در رژیم حدی اول ا ست و پس از رسیدن تفاضل رفتار توده‌وار دوره قبل به آستانه ۰/۰۰۵ درصد، تابع قیمت مسکن وارد رژیم حدی دوم می شود. به عبارتی تفا ضل قیمت مسکن با گذر وقفه اول تفا ضل رفتار توده‌وار از حدآستانه، تغییر رژیم می‌دهد. از طرفی شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به دوم می‌باشد، برابر با ۷/۲۹۵ است که نشان از سرعت مناسب انتقال تابع قیمت مسکن دارد.

در روش STR ضریب هر متغیر از برآیند ضرایب معنادار متغیر و وقفه‌های آن حاصل می شود (را سخی و منتظری، ۱۳۹۴). نتایج جدول (۴) حاکی از آن ا ست که در رژیم اول قیمت مسکن یا به عبارتی در بخش خطی الگو، برآیند متغیر رفتار توده‌وار و وقفه‌های آن برابر با ۰/۱۵ است. در رژیم دوم یا به عبارتی در بخش غیرخطی الگو برآیند ضریب متغیر رفتارتوده‌وار و ضرایب وقفه‌های آن که معنادار هستند برابر با ۰/۲۳۵ است. ملاحظه می‌شود که اثر متغیر رفتارتوده‌وار بر قیمت مسکن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول تقویت شده است. از طرفی وقفه اول تفاضل قیمت مسکن در رژیم اول اثری برابر با ۰/۶۷۸ و در رژیم دوم اثری برابر با ۰/۲۶۱ بر تفا ضل قیمت م سکن دا شته ا ست. برآیند ضرایب متغیر اطمینان بیش از حد در رژیم اول اثر معناداری بر قیمت مسکن نداشته اما در رژیم دوم اثر مثبتی برابر با ۰/۲۹۵ بر قیمت مسکن داشته است.

جدول (۴): نتیجه تخمین الگوی (۲) و (۳) به روش STR

الگو	نام متغیر	نماد متغیر	بخش خطی (رژیم حدی اول)		بخش غیرخطی (رژیم حدی دوم)	
			ضریب	احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره
الگوی (۱) متغیر وابسته: قیمت مسکن	وقفه اول قیمت مسکن	ΔHOP_{t-1}	۰/۶۷۸	۰/۰۰۰	۰/۲۶۱	۰/۰۰۲
	رفتار توده‌وار	ΔHB_t	۰/۵۴۳	۰/۰۰۰	-۰/۴۷۴	۰/۰۰۲
	وقفه اول رفتار توده‌وار*	$^*\Delta HB_{t-1}$	-۰/۳۹۳	۰/۰۰۶	۰/۴۱۸	۰/۰۰۹
	اطمینان بیش از حد	ΔOC_t	۰/۰۸۵	۰/۶۰۱	-۰/۰۶۶	۰/۷۱۱
	وقفه اول اطمینان بیش از حد	ΔOC_{t-1}	-۰/۱۰۱	۰/۴۹۷	۰/۲۹۵	۰/۰۹۳
	عرض از مبدأ	C	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۲	۰/۳۴۲
	۷/۲۹۵= γ_{Hp}	$q_t = \Delta HB_{t-1}$			۰/۰۰۵ C_{HP}=	
	=۰/۷۷۵$\bar{R}^2$				=۰/۸۱۴ R^2	

الگو	نام متغیر	نماد متغیر	بخش خطی (رژیم حدی اول)		بخش غیرخطی (رژیم حدی دوم)	
			ضریب	احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره
الگوی (۲) متغیر وابسته: تورم	قیمت مسکن*	ΔHOP_t^*	۰/۳۱۲	۰/۴۸۰	-۴/۲۲۴	۰/۰۰۰
	وقفه اول قیمت مسکن	ΔHOP_{t-1}	۱/۰۰۰	۰/۰۵۰	۳۱/۷۶۰	۰/۰۰۰
	عرض از مبدأ	C	-۰/۰۱۳	۰/۰۹۷	-۰/۷۹۷	۰/۰۱۰
	روند زمانی	trend	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۵	۰/۱۱۴۱
	/۵۶۹= γ_{inf}	$u_t = \Delta HP_{t-1}$			C_{inf}=۰/۰۲۸۹	
	$\bar{R}^2$=۰/۱۲۹				=۰/۲۳۵ R^2 [1]	

بیانگر متغیر انتقال است.*

منبع: یافته‌های پژوهش

بر ا ساس جدول (۴) مقدار حد آ ستانه متغیر انتقال (ΔHB_{t-1}) برای الگوی قیمت م سکن برابر با ۰/۰۰۵ درصد می‌باشد. این حد بیانگر آستانه انتقال تابع قیمت مسکن و گذر از رژیم اول و شروع رژیم دوم است. بر این اساس زمانی‌که تفاضل رفتار توده‌وار دوره قبل به آستانه ۰/۰۰۵ در صد نر سیده ا ست، تابع تفا ضل قیمت م سکن در رژیم حدی اول ا ست و پس از رسیدن تفاضل رفتار توده‌وار دوره قبل به آستانه ۰/۰۰۵ درصد، تابع قیمت مسکن وارد رژیم حدی دوم می شود. به عبارتی تفا ضل قیمت مسکن با گذر وقفه اول تفا ضل رفتار توده‌وار از

[1] برای مدل های تفاضل اول ضریب تعیین به اندازه ۰/۲ تا ۰/۲۵ مناسب است.

حدآستانه، تغییر رژیم می‌دهد. از طرفی شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به دوم می‌باشد، برابر با ۷/۲۹۵ است که نشان از سرعت مناسب انتقال تابع قیمت مسکن دارد.

در روش STR ضریب هر متغیر از برآیند ضرایب معنادار متغیر و وقفه‌های آن حاصل می شود (را سخی و منتظری، ۱۳۹۴). نتایج جدول (۴) حاکی از آن ا ست که در رژیم اول قیمت مسکن یا به عبارتی در بخش خطی الگو، برآیند متغیر رفتار توده‌وار و وقفه‌های آن برابر با ۰/۱۵ است. در رژیم دوم یا به عبارتی در بخش غیرخطی الگو برآیند ضریب متغیر رفتارتوده‌وار و ضرایب وقفه‌های آن که معنادار هستند برابر با ۰/۲۳۵ است. ملاحظه می‌شود که اثر متغیر رفتارتوده‌وار بر قیمت مسکن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول تقویت شده است. از طرفی وقفه اول تفاضل قیمت مسکن در رژیم اول اثری برابر با ۰/۶۷۸ و در رژیم دوم اثری برابر با ۰/۲۶۱ بر تفا ضل قیمت م سکن دا شته ا ست. برآیند ضرایب متغیر اطمینان بیش از حد در رژیم اول اثر معناداری بر قیمت مسکن نداشته اما در رژیم دوم اثر مثبتی برابر با ۰/۲۹۵ بر قیمت مسکن داشته است.

نتایج ارائه شده در جدول (۴) برای الگوی تورم حاکی از آن است که مقدار حد آستانه متغیر انتقال (ΔHOP_t) برابر با ۰/۰۲۸۹ درصد حاصل شده است. بنابراین زمانی‌که تفاضل قیمت مسکن هنوز به مقدار ۰/۰۲۸۹ درصد نرسیده است، تابع تورم در رژیم حدی اول قرار دارد و پس از رسیدن تفاضل قیمت مسکن به مقدار ۰/۰۲۸۹ درصد، تابع تورم در رژیم حدی دوم قرار می‌گیرد. شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به دوم می‌با شد نیز برابر با ۹/۵۶ حاصل شده است. از طرفی در بخش خطی الگو یا به عبارتی در رژیم اول متغیر تفاضل قیمت مسکن اثر معناداری بر تورم نداشته است اما وقفه اول آن دارای ضرایبی برابر با ۱ می‌با شد. بدین ترتیب متغیر تفا ضل قیمت م سکن به طور کلی اثری برابر با ۱ در صد بر تورم دا شته ا ست. در رژیم دوم تفا ضل قیمت م سکن و وقفه اول آن دارای ضرایبی برابر با ۴/۲۲۴- و ۳۱/۷۶۰ هستند. برآیند این دو ضریب برابر با ۲۷/۵۳۶ است. بدین ترتیب افزایش قیمت مسکن در رژیم دوم، بر تورم اثر مثبتی به اندازه ۲۷/۵۳۶ داشته است و به عبارتی باعث افزایش تورم در کشور شده است. اثر این متغیر در هر دو رژیم مثبت است اما در رژیم دوم به شدت تقویت شده است.

برای اطمینان از درستی نتایج حاصل از برآورد الگوها، لازم است عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترهای الگوی برآوردی در رژیم‌های مختلف آزمون شود ((راسخی و منتظری، ۱۳۹۴). نتایج حاصل از این دو آزمون در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵): نتایج آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترهای الگوی قیمت مسکن و تورم

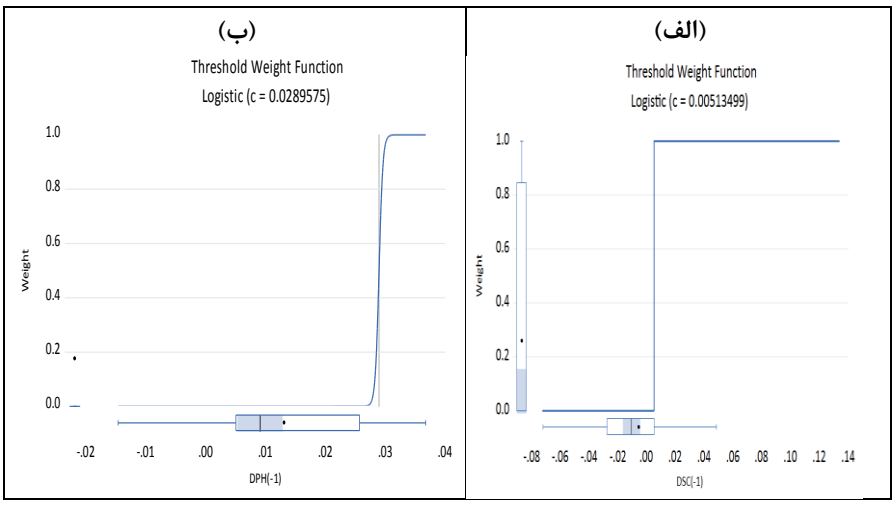
نوع آزمون	فرضیه صفر	الگو	Fآماره	احتمال آماره	نتیجه آزمون
آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها	عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها	قیمت مسکن	۰/۱۰۳	۰/۷۵۰	باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندها
		تورم	۱/۲۴۰	۰/۲۹۱	باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندها
آزمون ثبات پارامترها	عدم ثبات در پارامترها	قیمت مسکن	۴۶/۷۴	۰/۰۰۰	ثبات پارامترها
		تورم	۱/۶۸۰	۰/۰۴۵	ثبات پارامترها

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) حاکی از آن است که با توجه به احتمال آماره F ، فرضیه صفر مبنی بر باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای هر دو الگوی قیمت مسکن و تورم را نمی‌توان رد کرد. از طرفی احتمال آماره F آزمون ثبات پارامترها نیز از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر عدم ثبات پارامترهای هر دو الگو حکایت دارد. بدین ترتیب می‌توان از درستی برآورد الگوی قیمت مسکن و تورم به روش STR مطمئن بود.

شکل (۱- الف) تابع انتقال الگوی قیمت مسکن و شکل (۱-ب) تابع انتقال الگوی تورم را نشان می‌دهد.

شکل (۱): تابع انتقال لاجستیک الگوی قیمت مسکن و الگوی تورم



منبع: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز ۱۰

۴-۴. نتایج محاسبه آماره سوبل

اکنون برای دستیابی به هدف اصلی مقاله که تحلیل اثر رفتارهای ناهمگون سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر تورم از کانال قیمت مسکن می‌باشد، مطابق با رابطه (۴) اقدام به محاسبه آماره سوبل برای هر دو متغیر رفتاری سرمایه گذاران بخش مسکن می‌شود.

جدول (۶): نتایج محاسبه آماره سوبل برای انتقال اثرات ناهمگون رفتار سرمایه گذاران بخش مسکن بر تورم

گذاران بخش اثر ناهمگون رفتار سرمایه مسکن بر تورم از کانال قیمت مسکن	آماره سوبل	حد بحرانی	نتیجه آزمون
اثر ناهمگون رفتار توده‌وار بر تورم از کانال قیمت مسکن	۱/۹۷۸	۱/۹۶	تأیید اثر
اثر ناهمگون اطمینان بیش از حد بر تورم از کانال قیمت مسکن	۰/۷۷۶۵	۱/۹۶	عدم تأیید اثر

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۶) نشان می‌دهد آماره سوبل محاسباتی برای سنجش انتقال اثر رفتار توده‌وار بر تورم از کانال قیمت مسکن، از حد بحرانی (۱/۹۶) بزرگتر است. این آماره برای انتقال اثر اطمینان بیش از حد بر تورم از کانال قیمت مسکن، از حد بحرانی کوچکتر است. بدین ترتیب آماره سوبل انتقال اثر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بخش مسکن بر تورم را از کانال قیمت مسکن مورد تأیید قرار می‌دهد. مطابق با آماره سوبل انتقال اثر اطمینان بیش بر تورم از کانال قیمت مسکن تأیید نمی‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مقاله حاضر که با هدف تحلیل اثر رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بخش مسکن در ایران بر تورم، از کانال قیمت مسکن طی دوره زمانی ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۹:۱ انجام شد، نتایج با به‌کارگیری روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) به شرح زیر می‌باشد:

- در تابع قیمت مسکن قبل از اینکه تغییرات رفتارتوده‌وار سرمایه‌گذاران بخش مسکن با یک وقفه به حد آستانه‌ای برابر با ۰/۰۰۵ درصد برسد، تابع تغییرات قیمت مسکن در رژیم حدی اول قرار داشته، اما با گذر متغیر مذکور از حد آستانه، تابع قیمت مسکن به رژیم دوم منتقل شده است. در رژیم اول رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بخش مسکن اثری مثبت به اندازه ۰/۱۵ درصد بر قیمت مسکن داشته است، اما اطمینان بیش از حد اثر معناداری بر قیمت مسکن

نداشته است. در رژیم دوم اثر متغیر رفتارتوده‌وار مشابه با رژیم اول مثبت است اما این اثر تقویت شده و به مقدار ۰/۲۳۵ درصد رسیده است. از طرفی در رژیم دوم اثر اطمینان بیش از حد معنادار شده و برابر با ۰/۲۹۵ درصد بوده است. با توجه به شدت یافتن اثر رفتار توده وار و معنادار شدن اثر اطمینان بیش از حد در رژیم دوم، نتیجه گرفته می‌شود که رفتارهای سرمایه‌گذاران بخش مسکن در ایران طی دوره مورد بررسی، دارای اثرات نامتقارنی بر قیمت مسکن بوده‌است.

- در تابع تورم زمانیکه تغییرات قیمت مسکن به حدآستانه‌ای برابر با ۰/۰۲۸۹ درصد رسیده است، تابع تورم از رژیم اول گذر کرده و در رژیم دوم قرار می‌گیرد. در رژیم اول، افزایش یک درصدی قیمت مسکن منجر به یک درصد افزایش در نرخ تورم شده است، این در حالی است که با گذر از حدآستانه و قرارگیری در رژیم دوم، اثر یک درصد تغییرات در قیمت مسکن به افزایش ۲۷/۵۳۶ درصدی در نرخ تورم منجر شده است که افزایش قابل توجهی را نشان می دهد.

- محاسبه آماره سوبل برای سنجش انتقال اثر رفتار سرمایه گذاران بخش مسکن بر تورم از کانال قیمت مسکن نیز حاکی از آن است که رفتار توده وار سرمایه گذاران از کانال قیمت مسکن بر تورم موثر بوده است. این درحالی است که اطمینان بیش از حد سرمایه‌گذاران بخش مسکن از کانال قیمت مسکن بر تورم اثر نگذاشته است.

ملاحظه شد که رفتار توده وار یا به عبارتی پیروی از تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران بخش مسکن در دوره زمانی ۱ :۱۳۹۹-۱:۱۳۸۰ منجر به افزایش قیمت مسکن در ایران شده است. اثر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران توانسته از کانال قیمت مسکن، تورم را تحت تاثیر قرار دهد و به افزایش نرخ تورم بیانجامد. از طرفی با وجود اینکه اطمینان بیش از حد نتوانسته از کانال قیمت مسکن، نرخ تورم را متاثر سازد، اما اثر این متغیر بر قیمت مسکن در رژیم دوم تابع قیمت مسکن مثبت بوده است. بدین ترتیب و با توجه به اهمیت بخش مسکن به عنوان کالای مصرفی و سرمایه ای، انجام اقداماتی در زمینه کنترل اینگونه رفتارهای احساسی و غیرمنطقی سرمایه‌گذاران در اقتصاد ایران امری الزامی است. در راستای کنترل رفتارهای مذکور که می تواند منجر به افزایش قیمت مسکن و همچنین افزایش نرخ تورم شده و بر رفاه اقتصادی اثر منفی داشته باشد، اقداماتی همچون افزایش دانش مالی افراد از طریق آموزش در مدارس و دانشگاه‌ها، احتیاط مسئولان و رسانه‌ها و شبکه های اجتماعی در اعلام و تحلیل اقدامات و سیاست های جدید دولت در بخش مسکن، تقویت اعتماد به نفس فرزندان و پرورش استعدادها و ایجاد شخصیت متکی به اطلاعات و مهارت‌های مبتنی بر دانش کسب شده از

سوی خانوار از جمله اقداماتی است که می‌تواند به کاهش رفتار توده‌وار افراد در مورد سرمایه‌گذاری در بخش مسکن منجر شود. اما اقدامات فوق باید به گونه‌ای انجام شود که به بروز رفتار اطمینان بیش از حد نیز منجر نشود، زیرا اعتماد به نفس بیش از حد افراد می‌تواند به اطمینان بیش از حد و سوگیری افراد به سمت تصمیمات خود بیانجامد و از این طریق به افزایش قیمت مسکن منجر شود. بدین ترتیب ایجاد تعادل در اعتماد به نفس افراد از سوی پرورش‌دهندگان افراد جامعه که همانا خانوار، موسسات آموزشی و دولت می‌باشند، می‌تواند به کاهش اتخاذ تصمیمات غیرمنطقی کمک کند و در پی آن از بروز حباب‌های قیمتی و نوسان در قیمت مسکن جلوگیری نماید و به تبع آن از اثرات فزاینده آن بر نرخ تورم جلوگیری نماید.

منابع

افشاری، زهرا، توکلیان، حسین و بیات مرضیه (۱۳۹۷)، بررسی تأثیر شوک شاخص کل قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از رویکرد DSGE، پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). ۱۸ (۲) :۱۰۳-۸۱.

انصاری سامانی، حبیب، پورفرج، علی‌رضا، زارع، مسعود و امینی، عباس (۱۳۹۴)، مقدمه‌ای بر اقتصاد رفتاری: مفهوم، روش‌شناسی و شیوه‌های استخراج ترجیحات، اقتصاد تطبیقی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، ۲(۱): ۳۷-۶۹.

باصری، بیژن، کیانی، غفار و ملکی پور، محمود (۱۴۰۰)، جذابیت مسکن به عنوان یک دارایی مالی در برابر پوشش تورم و اثرگذاری آن بر تقاضای مسکن در ایران، اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۵(۵۵): ۱۰۵- ۷۹.

پاکدلان، سعید، ودیعی، محمدحسی، آذربراهمان، علیرضا و سلیم، سمیرا (۱۳۹۹)، بررسی رابطه تورش رفتار توده‌وار با ارزش شرکت‌های موجود در صنعت محصولات شیمیایی بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری، ۱(۱): ۱۹-۳۶.

پدرام، مهدی، شیرین بخش، شمس‌اله و افشار، آذین (۱۳۹۰)، نقش قیمت مسکن در ساز و کار انتقال پولی: رویکرد SVAR و شبیه‌سازی وضعیت ناقص، پژوهش‌های پولی-بانکی، ۳(۷): ۷۷-۱۰۸.

جعفری، علی. (۱۳۹۸)، بررسی شدت و ضعف رفتار توده‌وار با شیوه مبتنی بر ارزش بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران، راهبرد مدیریت مالی، ۷(۲۶): ۸۳-۱۰۷.

خانزادی، آزاد، حیدری، سمیرا، وفامند، علی و درخشان، محمدحسین. (۱۳۹۷)، بررسی و تحلیل اثر تورم بر رابطه بین توسعه مالی و اشتغال در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی لاجستیک LSTR (STR). پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۸(۲)؛ ۲۰-۱.

راسخی، سعید و منتظری شورکچالی، مجتبی (۱۳۹۴)، اثر بی ثباتی اقتصاد کلان بر عبور نرخ ارز: شواهدی از رگرسیون انتقال ملایم (STR). تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۲۲(۶): ۷-۳۲.

رهبر، فرهاد، متوسلی، محمود و امیری، میثم (۱۳۹۲)، اقتصاددانان رفتاری و نظریه‌های آن‌ها، برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۸(۱): ۱۳۳-۱۶۵.

شهاب لواسانی، کیوان و ورهرامی، ویدا (۱۳۹۵)، بررسی نقش قیمت مسکن در هدف‌گذاری تورم با استفاده از روش برنامه‌ریزی پویای تصادفی، تحقیقات اقتصادی، ۵۱(۴): ۸۵۹-۸۸۵.

قلی زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۹)، ارتباط بلند مدت بازار مسکن و تورم ایران، مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، (۲)۶: ۵۱-۶۸.

قلی زاده، علی اکبر، منوچهری، صلاح الدین و جعفری سرشت،داود (۱۴۰۱)، اثرات متغیر با زمان عوامل موثر بر سفته‌بازی در بازار مسکن ایران: مدل‌های فضا – حالت. مدلسازی اقتصادسنجی، (۷)۴، ۱۱۹-۱۴۲.

قلی‌زاده، علی اکبر و نوروزی نژاد، مریم (۱۳۹۸)، پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، (۳۶)۹: ۷۴-۳۷.

قلی‌زاده، علی اکبر و صمدی پور، شهلا. (۱۴۰۰)، بررسی رابطه بین شوک سرمایه انسانی, رشد اقتصادی و قیمت مسکن با استفاده از الگوی خودرگرسیونی برداری پانل. اقتصاد باثبات (اقتصاد باثبات و توسعه پایدار)، ۲(۳)، ۳۱-۵۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر(۱۴۰۱)، نظریه قیمت مسکن در ایران به زبان ساده.(چاپ سوم). همدان: انتشارات نور علم.

قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۴۰۰)، اقتصاد مسکن: نظریه‌ها و کاربردها. همدان: انتشارات نور علم.

موسوی، سیدمرتضی و آقابابائی، محمدابراهیم (۱۳۹۵)، تأثیر اطمینان بیش از حد بر رفتار سرمایه‌گذاران: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۰(۳۴): ۲۵-۳۷.

میرجعفری، زینب السادات، دموری، داریوش و احمدخانی، مسعود (۱۳۹۴)، تحلیل و بررسی عوامل رفتاری موثر بر عملکرد سرمایهگذاران حقیقی فعال در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل معادلات ساختاری،دومین کنفرانس بین المللی پژوهش های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری.

Ahearne, A. G., Ammer, J., Doyle, B. M., Kole, L. S. & Martin, R. F. (2005), House prices and monetary policy: A cross-country study, International Finance Discussion Papers, No. 841.

Arabian Mahdi. A., Khosravinejad, A. A., Pedram, M., Nazarian, R. & Mohammadi, T. (2017), The Influence of Housing Investment as an Asset Price Channel on Inflation, Journal of Money and Economy, 12(2): 123-143.

Babalos, V., Balcilar, M. & Gupta, R. (2015), Herding behavior in real estate markets: novel evidence from a Markov-switching model, Journal of Behavioral and Experimental Finance, 8: 40-43.

Chen, Z. (2021), Research and Analysis on Herd Behavior of Individual Investors. In 6th International Conference on Financial Innovation and Economic Development (ICFIED 2021) (pp. 190-194).

Descak, I. (2017), The role of behavioral economics in the real estate market: Example of Croatia.

Filardo, A. J. (2000), Monetary policy and asset prices, Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City, 85(3): 11-38.

Gilchrist, S., & Leahy, J. V. (2002), Monetary policy and asset prices, Journal of monetary Economics, 49(1): 75-97.

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.

Goodhart, C. & Hofmann, B. (2000), Asset prices and the conduct of monetary policy, In Sveriges Riksbank and Stockholm School of Economics conference on Asset Markets and Monetary Policy, Stockholm, June.

Huang, C. L. & Goo, Y. J. (2008), Are happy investors likely to be overconfident?, Emerging Markets Finance and Trade, 44(4): 33-39.

Kishor, K. & Marfatia, H. (2016), The Dynamic Relationship Between Housing Prices and the Macroeconomy: Evidence from OECD Countries, The Journal of Real Estate Finance and Economics, 54(2): 237–268.

Kontonikas, A. & Montagnoli, A. (2004), pHas Monetary Policy Re% acted to Asset Price Movements, Evidence from the UK. qEkonomia, 7(1).

Kuang, W. & Liu, P. (2015), Inflation and house prices: theory and evidence from 35 major cities in China, International Real Estate Review, 18(1): 217-240.

Katona, G. (1951), Psychological analysis of economic behavior. York New: McGraw Hill.

Madaan, G. & Singh, S. (2019), An analysis of behavioral biases in investment decision-making, International Journal of Financial Research, 10(4): 55-67.

Mushinada, V. N. C. & Veluri, V. S. S. (2018), Investors overconfidence behaviour at Bombay stock exchange, International Journal of Managerial Finance, 14(5): 613-632.

Malik, M. A. S., Zafar, M., Ullah, S. & Ullah, A. (2021), Role of behavioral biases in real estate prices in Pakistan, Real Estate Management and Valuation, 29(1): 41-53.

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.

Muzindutsi, P. F., Apau, R., Muguto, L. & Muguto, H. T. (2023), The Impact of Investor Sentiment on Housing Prices and the Property Stock Index Volatility in South Africa, Real Estate Management and Valuation, 31(2): 1-17.

Njenga, E. N. & Kagiri, A. (2018), Effect Of Behavioral Bias On Real Estate Prices In Kenya (A Case Of Real Estates In Kiambu County), The Strategic Journal of Business & Change Management, 5(2): 1360-1386.

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(4): 482-514.

Phan, T. C., Rieger, M. O. & Wang, M. (2018), What leads to overtrading and under-diversification? Survey evidence from retail investors in an emerging market, Journal of Behavioral and Experimental Finance, 19: 39-55.

Rizvi, K., Naqvi, B. & Mirza, N. (2013), Asset prices, financial stability and monetary policy. Journal of Basic and Applied Scientific Research, ISSN 2090-4304

Ruoxi, Q. (2019), Behavior Analysis of Real Estate Investors.Sobel, M. E. (1982), Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. Sociological methodology, 13: 290-312.

Statman, M., Thorley, S. & Vorkink, K. (2006), Investor overconfidence and trading volume, The Review of Financial Studies, 19(4):, 1531-1565.

Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R. & Nelling, E. (2008), Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares, Pacific-Basin finance journal, 16(1-2): 61-77.

Tkacz, G. & Wilkins, C. (2008), Linear and threshold forecasts of output and inflation using stock and housing prices, Journal of Forecasting, 27(2): 131-151.

Tang, M. L., Chen, S. N., Lai, G. C. & Wu, T. P. (2018), Asset allocation for a DC pension fund under stochastic interest rates and inflation-protected guarantee. Insurance: Mathematics and Economics, 78: 87-104.

Tkacz, G. & Wilkins, C. (2008), Linear and threshold forecasts of output and inflation using stock and housing prices, Journal of Forecasting, 27(2): 131-151.

Yang, J., Cashel-Cordo, P. & Kang, J. G. (2020), Empirical research on herding effects: case of real estate markets, Journal of Accounting and Finance, 20(1): 122-130.