فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال دهم/ شماره چهل‌ام/ زمستان ۱۴۰۰

بررسی اثر گذاری حجم نقدینگی و درآمد سرانه بر بازار مسکن (با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری)

شهرام واحدی
دانشجوی دکتری تخصصی مدیریت مالی، گروه مدیریت ، واحد امارات ، دانشگاه آزاد اسلامی، دبی، امارات متحده عربی
vahedi_sh@yahoo.com

فرهاد حنیفی
استادیار ، گروه بازرگانی، واحد تهران مرکز ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران ، ایران (نویسنده مسئول)
hanifi_farhad@yahoo.com

سیدجلال صادقی شریف
استادیار ، گروه مدیریت مالی ، دانشگاه شهید بهشتی ، تهران ، ایران
ssadeghisharif@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۴/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۷/۳۰

چکیده

بازار مسکن در ادوار گذشته، یکی پر نوسان‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور بوده و دوره‌های رکود و رونق بسیاری را تجربه کرده است. نکته حائز اهمیت آن است که بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط با دیگر بخش های اقتصاد است. با رکود آن مجموعه اقتصاد وارد بحران خواهد شد. همچنین بخش مسکن با توجه به این ویژگی‌ها، تاثیرپذیری شدیدتر سرمایه‌گذاری و قیمت مسکن از نوسانات اقتصادی در کوتاه‌مدت و همچنین گستردگی ارتباطات پسین و پیشین آن با سایر بخش‌ها، ظرفیت ایجاد رشد و توسعه در دیگر بخش‌های اقتصاد را دارد و می‌تواند به عنوان مشوق رشد درون‌زا ایفای نقش کند و به منظور محرک، جهت ایجاد رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و موتور محرک خروج از رکود مورد توجه قرار گیرد. بنابراین، لزوم تأمل بیشتر در این بخش ضروری است. لذا در این تحقیق با استفاده از الگوی تحلیل سری زمانی خود رگرسیون برداری (VAR) به بررسی تاثیر متقابل بین بازارهای قیمت مسکن برخی متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل حجم نقدینگی، درآمد سرانه، پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان داد که حجم نقدینگی سهم بسزایی در نوسانات بازار مسکن دارد. لذا سیاست‌گذاران حوزه اقتصادی به این توجه بیشتری نمایند.

واژه‌های کلیدی: بازار مسکن، خود رگرسیونی برداری، حجم نقدینگی، درآمد سرانه.

۱- مقدمه

در بسـیاری از کشـورهای توسـعه یافتـه شـاهد تغییـرات چرخـه‌ای عمـده‌ای و در قیمـت‌هـا و حجـم معاملات در بازار مسکن بـوده‌انـد. بطـور نمونـه بـازار مسـکن انگلسـتان در اواخـر دهـه ۱۹۸۰ بـه دلیـل آزاد سازی‌های مالی منجر به افزایش شـدید قیمـت‌هـا و ایجـاد التهـاب و حبـاب در بـازار مسـکن شـد. همچنـین در آمریکـا(۲۰۰۰-۲۰۰۵)، قیمتهـای داخلـی ملـک بـه بـیش از ۶۷٪ افـزایش یافتنـد، طـی سـال‌هـای ۲۰۰۷-۲۰۰۹ بشدت سقوط کردنـد. نمونـه‌هـای مشـابه‌ی در کشـورهای دیگـر مثـل ژاپـن، ایرلنـد، و اسـپانیا و سایر کشورهای اروپایی وجـود دارد. ایـن چرخـه هـا اغلـب بـه تغییـرات محـرک‌هـای اقتصـادی کـلان مثـل نرخهـای بهـره و رشـد اقتصـادی، درآمـد سـرانه و بخصـوص نقـدینگی مربـوطانـد. ماهیـت چرخـه‌ای بـازار واقعی مسکن برای مدت زیادی موضوع اصلی بحـث مسـائل اقتصـادی بـوده؛ عمـدتا بـه ایـن دلیـل کـه سـهم بزرگـی از متوسـط ثـروت خـانوار در ملـک سـرمایه گـذاری مـی‌شـود. بـازار مسـکن در آمریکـا بـیش از ۵۲٪ سـهام سـرمایه ثابـت کشـور را را تشـکیل مـی‌دهـد. تئـوری اقتصـادی بیـان مـی کنـد کـه ثـروت یکـی از محرکهای کلیدی مصرف کـل در هـر اقتصـاد اسـت. بنـابراین، افـت بـازار مسـکن احتمـالا بـا کـاهش سـطوح مصـرف خـانوار همـراه اسـت، کـه خـود ممکـن اسـت اثـرات مخربـی بـر نـرخ رشـد یـک اقتصـاد داشـته باشـد.(ینـگ و همکـاران[1]،۲۰۱۹). طـی دو دهـه اخیـر، اقتصـاد ایـران شـاهد پـر نوسـا نتـرین تغییـرات در قیمت مسکن بوده است و رکـود و رونـق شـدید بخـش مسـکن، آثـار زیانبـاری بـر ایـن بخـش و دیگـر بخـش هـای اقتصـادی بـه جـای گذاشـته اسـت. نوسـانات بخـش مسـکن در عـین حـال کـه از چرخـه‌هـای اقتصـاد کلان متـأثر مـی شـود، بـر آنهـا نیـز تـأثیر گـذارده و دوره هـای رکـود و رونـق را تشـدید مـی کنـد. در ابتـدا منابع عظیم مالی، بنا به دلایل مختلفـی کـه بـه طـور عمـده ناشـی از رشـد نقـدینگی در سـطح کـلان اسـت، بـه سـوی بخـش مسـکن و آن هـم بـه صـورت سـوداگرانه سـوق مـی یابـد. از آنجـا کـه ایـن فعالیـت هـای سوداگرانه تابع قانون بـازده نزولـی سـود نیسـتند، سـود در بخـش مسـکن همچنـان بـالا مـی مانـد، تـا زمـانی که اضافه عرضه در ایـن بخـش بـه یکبـاره انتظـارات را نسـبت بـه سـودآوری ایـن بخـش تغییـر داده و منـابع مالی را از آن خارج کـرده و بخـش مسـکن را بـا رکـود مواجـه مـی سـازد. بـا رکـود بخـش مسـکن، مجموعـه اقتصاد نیز به سمت رکود و کسادی پـیش خواهـد رفـت، زیـرا ایـن بخـش بیشـترین ارتبـاط پیشـین بـا دیگـر بخـش هـای اقتصـادی را دارا اسـت. (مهـرآرا و همکـاران،۱۳۹۱). بنـابراین تحلیـل صـحیح از وضـعیت بـازار مسکن و شـناخت درسـت از عوامـل کـلان تأثیرگـذار بـر آن و نیـز میـزان تأثیرگـذاری هـر یـک از آنهـا، مـی تواند برنامه ریـزان و مسـئولان امـر را در تحلیـل و پـیش بینـی درسـت وضـعیت آینـده کمـک و متناسـب بـا آن راه حل های مناسب را ارائه نماید.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

عملکـرد بـازار امـلاک و مسـتغلات و همچنـین سـرمایه گـذاری در بخـش مسـکن از دیـدگاه اقتصـاد کلان بسیار حائز اهمیت مـی باشـد، زیـرا بخـش مسـکن پرتحـرک تـرین و پویـاترین بخـش اقتصـاد ایـران در

چند دهه اخیر بوده است. زمانی که شوکی در بازار مسکن رخ می دهد آثار شو کها به بخش های مرتبط و کل اقتصاد ملی به وضوح قابل مشاهده است. در دهه گذشته به طور متوسط حدود ۲۰ درصد از کل سرمایه گذاری و ۳۰ درصد از کل نقدینگی کشور به بخش مسکن اختصاص یافته است. این نسبتها در مقایسه با نسبت های جهانی بیانگر اهمیت بخش مسکن در اقتصاد ملی است. (قلی‌زاده و براتی، ۱۳۹۰)

تغییرات بازار مسکن و بروز شوک‌های ادواری آن در کشورهای مختلف پدیده‌ای با تاثیرگذاری بسیار گسترده است، که عوامل متعددی بر آن موثرند. لزتراپس[۲] (۲۰۰۲) با استفاده از یک مدل خودتوضیحی برداری افزایش کوتاه مدت در قیمتهای مسکن را به شوکهای پولی مثبت نسبت می دهد. برونرمیر و جولیارد[۳] (۲۰۰۸) در تحقیقی به این نتیجه می‌رسد، که تورم و تغییر نرخ بهره واقعی بر نسبت قیمت به اجاره اثر می گذارد. همچنین وی با بررسی رابطه بین نوسانات کلان اقتصادی و قیمتهای بین المللی مسکن پرداخت و رابطه معنادار بین این نوسانات یافت، بلتراتی و مورانا[۴] (۲۰۰۹) برآورد کردند، که ۴۰٪ از تغییر قیمتهای مسکن در کشورهای G-7 حاصل از شوکهای کلان اقتصادی جهان هستند(هرمن و همکاران[۵]،۲۰۱۷). مطالعه آدامز و فاس[۶] (۲۰۱۰) شواهدی ذیگری در این باره ارائه می کند که متغیرهای مرتبط با فعالیت اقتصادی از قبیل تولید صنعتی، سطح بیکاری و عرضه پول بر تقاضای مسکن و قیمت آن تاثیر می گذارند. محققان همچون اینگلاند و لوانیدز[۷](۱۹۹۷)، تساتسارونیز و ژو[۸] (۲۰۰۴)، گلیندرو و همکاران[۹](۲۰۱۱) به بررسی رابطه اقتصادکلان و مسکن بر اساس مقیاس بین المللی پرداختند.(کاسپرنیه و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۶)

بازار مسکن به عنوان بخش بزرگی از بازار دارایی‌ها به‌واسطهٔ تسویه نکردن ادواری بازارهای عوامل تولید و پول، همواره در معرض تکانه‌های منظم مقطعی قرار دارد. همچنین این بازارها در معرض تکانه‌های ناشی از بی‌تعادلی‌های[۱۱] بخش‌های خارجی و عمومی، در کنار سیاست‌های پولی تورم‌زا قرار داشته است(اگرت و همکاران[۱۲]،۲۰۰۷). تکانه‌های منفی قیمت نفت (کاهش قیمت) به‌طور همزمان، تراز عملیاتی بودجهٔ دولت و موازنهٔ پرداخت‌های خارجی کشور را دچار عدم تعادل کرده است که عموماً با خالص دارایی خارجی و نیز خالص بدهی دولت به بانک مرکزی به‌ترتیب، زمینهٔ افزایش پایهٔ پولی، نقدینگی، تقاضای کل و سطح عمومی قیمت‌ها را فراهم کرده است(ود فورت[۱۳]،۲۰۱۰). افزایش سطح عمومی قیمت‌ها که بعضاً با ناپایداری نرخ رشد قیمت‌ها نیز همراه بوده است، با تغییر در هزینهٔ جایگزینی دارایی‌ها از یکسو، ترکیب سرمایه‌گذاری‌های حقیقی و مالی اقتصاد را متأثر کرده و از سوی دیگر، به‌علت اثر قیمتی تورم در ثروت، توزیع ثروت و درآمد را بین نهادهای مختلف اقتصادی (دولت، بنگاه و گروه‌های مختلف درآمدی خانوار) تحت تأثیر قرار داده است(تیوپنین و همکاران[۱۴]، ۲۰۱۷). در چنین شرایطی، بازار مسکن متأثر از بی‌تعادلی بخش‌های مختلف اقتصاد کلان (حقیقی، خارجی و اسمی) و نیز آثار انتقالی تکانه‌های قیمتی بین بازارهای مذکور (پول، ارز، طلا، سرمایه و کالا) همواره در معرض اختلال های ادواری قرار داشته است. اندازه، تواتر و طول دورهٔ

اخـتلال‌هـای مـذکور در شـرایط مختلـف اقتصـاد داخلـی و بـین‌المللـی همـواره متفـاوت بـوده اسـت کـه در کنـار سـاز و کـار آثـار انتقـالی تکانـه‌هـا، بـین بـازار مسـکن مختلـف بایـد بررسـی شـود. (بوجـان و همکاران[15]،۲۰۱۶)

۲-۱- نقدینگی

از عوامل اصلی تاثیر گـذار در نوسـانات بـازار مسـکن، وجـود تقاضـای سـرمایه‌ای مسـکن اسـت کـه خـود ریشه در مشکلات سـاختاری اقتصـاد کـلان از جملـه رشـد نقـدینگی و عـدم جـذب آن توسـط سـایر بخـش-هـای اقتصـاد اسـت. از آنجـایی کـه بـازار مسـکن بـر حسـب برخـی مطالعـات تجربـی اقتصـادی همـواره جـز سپر این نقـدینگی یـاد شـده اسـت. در واقـع مـی‌تـوان ادعـا کـرد کـه بخـش مسـکن بـه نـوعی هزینـه سـایر بخش‌های اقتصادی را به ویـژه بـه دلیـل عـدم وجـود ظرفیـت‌هـای مناسـب جـذب کامـل مـی‌پردازد(تسـی و همکـاران[16]، ۲۰۱۴). رشـد نقـدینگی افسـار گریختـه در اقتصـاد، کـه اگـر بسـمت مسـکن سـرایز شـود بـازار مسکن را از حالـت معمـول خـارج و باعـث تغییـرات در قیمتهـا مـی‌شـود. بـه ایـن دلیـل کـه سـرمایه طالـب سـود هرچـه بیشـتر اسـت. سیاسـت‌گـذاری‌هـای انبسـاطی پـولی دولـت بخـش مسـکن را هـم دچـار تحـرک کرده بالتبع قیمتها را بالا می‌برد. بطوری که منـابع عظـیم مـالی، بنـا بـه دلایـل مختلفـی کـه بـه طـور عمـده ناشـی از رشـد نقـدینگی ناشـی از انبسـاطی پـولی اسـت، بـه سـوی بخـش مسـکن و بـه صـورت تقاضـای سـوداگرانه سـوق مـی‌یابنـد(نینک و همکـاران[17]،۲۰۱۳). در شـرایط فقـدان سـازگارهای متشـکل و کـارآ، ورود نقـدینگی بـه تـدریج حالـت هجمـه‌ای بـه خـود مـی‌گیـرد. از آنجـایی کـه نگـاه سـوداگرانه تـابع قـانون بازده نزولی سود در اقتصاد نمی‌باشد، سـود در بخـش مسـکن اکیـدا مثبـت مـی‌مانـد، و تـا زمـانی کـه اضـافه عرضـه در بخـش بـه یکبـاره انتظـارات را نسـبت بـه سـودآوری ایـن بخـش تغییـر نگـردد، منـابع مـالی را از بخـش مسـکن خـارج نمـی‌شـود و بخـش مسـکن و بـه تبـع آن اقتصـاد کشـور را بـا حبـاب مواجـه مـی-سازد(چون[18]، ۲۰۱۶). بـر پایـه پژوهشـهای محققـان میـزان تـورم در اقتصـاد ایـران بیشـتر ناشـی از کسـری بودجـه دولـت و رشـد نقـدینگی اسـت. بررسـی وضـعیت اقتصـاد در چنـد دهـه اخیـر نشـان مـی‌دهـد کـه افزایش قیمت نفت با تاخیر شش تـا یـک سـال و نـیم بـر سـطح عمـومی قیمـت در بـازار مسـکن اثـر زیـادی داشـته اسـت. ایـن نکتـه نمـی‌توانـد چنـدان شـگفتی آور باشـد، چـرا کـه بخـش عظیمـی از تولیـد ناخـالص داخلی کشور از طریـق درآمـدهای نفـت و گـاز تـامین مـی‌شـود و زمـانی کـه دولـت درآمـدهای دلاری را بـه اقتصاد تزریـق نمـوده، عـاملی جـدی در فشـارهای تـورمی در حـوزه مسـکن بـوده اسـت. نیازهـای عمرانـی و اجـرای پـروژه هـای کـلان مسـکونی بـه همـراه تـامین بودجـه در سـطح کـلان از طریـق مخـارج ریـالی امکانپذیر است(شـی و همکـاران[19]، ۲۰۱۴). بـدین ترتیـب بـا افـزایش قیمـت نفـت و در پـی آن رشـد بودجـه عمومی کشور انتظار می‌رود که ایـن مخـارج بـه افـزایش قیمـت‌هـا در حـوزه مسـکون بیانجامـد. اکنـون رشـد نقـدینگی و افـزایش حجـم پـول زمینـه مسـاعدی را بـرای افـزایش قیمـت سـاختمان فـراهم مـی‌آورد(والـدز[20]،۲۰۱۰). ورود نقـدینگی بـه بخـش مسـکن مـی‌توانـد از آثـار مخـرب آن در سـایر بخـش هـای

اقتصادی و حتی شاخص کالاها و خدمات مصرفی (به جز مسکن) بکاهد. اما از نظر بخش مسکن هم به لحاظ افزایش شدید قیمت و کاهش تقاضای موثر و هم به لحاظ ایجاد نوسانات شدید در تولید مسکن آثار تخریبی غیرقابل جبرانی را باقی می گذارد. کاهش تقاضای موثر خانوارها به ویژه برای گروه‌های کم درآمد و متوسط جامعه از زیان بارترین آثار تورم مسکن محسوب می‌شود. تحت این شرایط دخالت و کمک دولت برای جبران بخشی از ضرر اقشار کم درآمد به عنوان هزینه مشکلات ساختاری اقتصاد کشور ضروری است. (ماندی و همکاران[۲۱]،۲۰۱۸). نقدینگی با انگیزه‌های مختلفی بسمت بازار مسکن حرکت می‌کند. بخشی از نقدینگی به انگیزه کسب و بازده حاصل از سرمایه بصورت یک فعالیت تولیدی در اقتصاد وارد بخش مسکن می‌شود و استفاده از تغییرات احتمالی قیمت مسکن و سایر دارائی‌های جایگزین و بخش دیگری از آن تحت تأثیر تقاضای خانوارها برای تامین تقاضای سرپناه وارد بازار می‌شوند. در مقابل تقاضای نقدینگی مربوط به وجه سوداگری مسکن تحت تاثیر چند عامل قرار می‌گیرد:۱- تغییر در ترکیب دارائی خانوارها در اثر رابطه بین ریسک و بازدهی و۲- انتظارات قیمتی در بازار دارائی است(فردیکو و همکاران[۲۲]، ۲۰۱۸). فعالیت‌های سوداگرانه در بخش مسکن موجب افزایش قیمت آن و افزایش قیمت، موجب تغییر انتظارات و پیآمد آن افزایش بیشتر قیمت می‌شود. این روند به همین صورت ادامه پیدا می‌کند، تا ناگهان بر اثر ازدیاد عرضه و فقدان تقاضای غیر سوداگرانه انتظارات معکوس شود و بخش مسکن وارد رکود شود (کلوبو و همکاران[۲۳]،۲۰۱۲). به دلیل اینکه بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط پیشین با بخش‌های اقتصادی است، با رکود بخش مسکن مجموعه اقتصاد به سمت رکود گسترده پیش خواهد رفت. بنابراین عدم شناخت دلائل ورود و خروج نقدینگی به بخش مسکن می‌تواند فرآیند تصحیح انتظارات در بازارهای دیگر را مختل سازد. اختلال در انتظارات موجب می‌شود که فرآیند تصحیح خودکار انتظارات مدت زیادتری به طول می‌انجامد و همین امر شدت نوسانات را افزایش می‌دهد. با کانالیزه شدن جریان نقدینگی به سمت بازار مسکن، نهادهای سیاست‌گذار به سادگی می‌توانند از این بازار به عنوان ابزار کنترلی نوسانات استفاده کنند.(جاجی و همکاران[۲۴]، ۲۰۱۷)

۲-۲- درآمد سرانه

از عوامل اصلی تاثیر گذار در نوسانات بازار مسکن، وجود تقاضای مصرفی مسکن است تقاضا مصرفی برای مسکن وابسته به درآمد است. با رشد اقتصادی بالاتر و افزایش درآمد، مردم می‌توانند برای خرید خانه هزینه ی بیشتری صرف کنند. این امر باعث افزایش تقاضا و افزایش قیمت مسکن می‌شود.(وی و همکاران[۲۵]، ۲۰۱۷)

افزایش درآمد باعث می‌شود مردم درصد بیشتری از درآمد خود را برای خرید خانه کنار بگذارند. به طور مشابه، در یک رکود اقتصادی، کاهش درآمدها به این معنی خواهد بود که مردم قادر به خرید نیستند و در نتیجه قیمت مسکن نیز کاهش می یابد چرا که تقاضا برای خرید خانه کم خواهد شد.

شـوک‌هـای بخـش مسـکن کـاهش قـدرت خریـد خانوارهـای کـم‌درآمـد و میـان‌درآمـد را بـدنبال دارد و ریسک سـرمایه‌گـذاری در بخـش مسـکن را بـه شـدت افـزایش مـی‌دهـد کـه بـه تبـع آن سـود مـورد انتظـار سرمایه‌گذاران را در سطح بالایی قرار می‌دهد.(این و همکاران[۲۶]، ۲۰۱۳)

همچنـین مطالعـات اخیـر نشـان داده اسـت در دوره رکـود قیمـت مسـکن در کشـورهای کـه سـهم سرمایه‌گذاری مسـکن بالاسـت، سـهم مسـکن از سـبد دارایـی‌هـا بـه حـداقل ممکـن مـی‌رسـد و بـه تبـع آن رکود گسترده در اقتصاد مسکن بـه وجـود مـی‌آیـد کـه خـود نشـانگر تـأثیر قابـل ملاحظـه‌ی تقاضـای دارایـی و بـورس‌بـازی بـر سـاختار بـازار و قیمـت مسـکن اسـت(ننجی و همکـاران[۲۷]،۲۰۱۳). همچنـین در دوره افزایش قیمت مسکن، ایـن دارایـی سـهم مسـلط سـبد دارایـی‌هـای خـانوار را بـه خـود اختصـاص مـی‌دهـد و دو اثر کاملا مخرب و اختلال‌زا بـه همـراه خواهـد داشـت: از طرفـی فشـارها شـدید بـر بـازار مسـکن و قیمـت اجاره‌ها وارد می‌سازد و از سوی دیگر در بازارهـا سـایر دارایـی‌هـا بـه ویـژه سـهام رکـود گسـترده حـاکم مـی-شود و این امر کاهش تولید و اشتغال را بدنبال دارد.(قلی زاده،۱۳۹۱)

بلکـی (۱۹۹۹)، فـولین (۱۹۷۹)، کنـی[۲۸](۱۹۹۹)، لـی وانـگ آنـگ[۲۹](۲۰۰۵) در تحقیقـاتی کـه انجـام دادند، بیان می‌کنند که افزایش درآمـد موجـب افـزایش در تقاضـای مسـکن مـی‌شـود. افـزایش درآمـد تقاضـا بـرای خانـه‌هـای بـزرگ‌تـر کـه مطلوبیـت بیشـتری دارد و در حومـه شـهر واقـع‌شـده را افـزایش داده و باعـث عدم تمرکز جمعیت در مرکـز شـهر مـی‌شـود، زیـرا بـا افـزایش درآمـد، خانوارهـا قـادر خواهنـد بـود از عهـده هزینه‌های ایاب و ذهاب جهت مراجعه به محل کار برآیند (فرانک جی و همکاران[۳۰]،۲۰۱۸)

۳- بیشینه تحقیق

۳-۱- پیشینه داخلی

قلـی‌زاده و ملاولـی (۱۳۹۱) در مطالعـه‌ای اثـر نقـدینگی بـر نوسـان قیمـت بـازار مسـکن در ایـران و بیست کشور عضو سـازمان همکـاری و توسـعه اقتصـادی کـه نوسـان‌هـای قیمـت مسـکن در دهـه‌هـای اخیـر در آن‌ها بیش از سـایر کشـورها بـه چشـم مـی‌خـورد را بـا اسـتفاده از مـدل پانـل دیتـا و بـا داده‌هـای فصـلی ۲۰۰۹ – ۱۹۸۰ بررسـی کـرده‌انـد. نتـایج تخمـین‌هـا حـاکی از آن اسـت کـه در مـدل موردمطالعـه نقـدینگی اثر مثبت و معنی‌داری بـر قیمـت مسـکن دارد و ضـریب یادشـده در گـروه اول بـه‌مراتـب بیشـتر بـوده، سـهم عمده‌ای از نوسانات قیمـت مسـکن از طریـق نقـدینگی موجـود در ایـن بخـش توضـیح داده مـی‌شـود. متغیـر درآمـد نفـت در کشـورهای گـروه اول اثـر مثبـت و کـاملاً معنـاداری بـر نوسـان قیمـت مسـکن دارد و شـدت آن بـر نوسـان قیمـت مسـکن بـه‌طـور مسـتقیم و غیرمسـتقیم (از طریـق نقـدینگی) ۳۶ درصـد بیشـتر از کشورهای فاقد درآمد نفت است.

خلیلـی عراقـی، مهـرآرا و عظیمـی (۱۳۹۱) بـه بررسـی عوامـل مـؤثر بـر قیمـت مسـکن در ایـران پرداخته‌اند. آن‌هـا تـلاش کـرده‌انـد تـا عوامـل سـمت عرضـه و تقاضـای مسـکن بـا اسـتفاده از اصـول اقتصـاد خـرد مـدل‌سـازی و اثـر متغیرهـای مخـارج مصـرفی خـانوار، تعـداد خانوارهـا، هزینـه اسـتفاده، تسـهیلات

بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت بر قیمت مسکن اندازه‌گیری شود. با توجه به مزیت داده‌های ترکیبی، آن‌ها از اطلاعات آماری نامتوازن دوره ۱۳۸۹ – ۱۳۷۰ مربوط به مناطق شهری ۳۰ استان ایران استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و قیمت زمین آثار مثبت و هزینه مالکیت اثر منفی بر قیمت حقیقی مسکن دارد. در کوتاه مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن، بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری مثبت و اثر هزینه مالکیت منفی است.

مهرآرا و شهاب لواسانی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن ابتدا به معرفی و نحوه اثرگذاری بیماری هلندی بر اقتصاد کشورهای دارای نفت پرداخته و سپس با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری به بررسی تعامل میان شش متغیر چرخه‌های قیمت مسکن، نرخ ارز واقعی، درآمدهای واقعی نفت، عرضه پول و نرخ بهره پرداخته‌اند. نتیجه بررسی آن‌ها حاکی از افزایش در بخش ادواری قیمت مسکن به دنبال بروز شوک-های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت است.

سوری، حیدری و افضلی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. برای این منظور از چندین الگوی خود رگرسیون برداری که شامل متغیرهای نرخ سود وام‌های بانکی و حجم پول در گردش و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده طرف تقاضا و هزینه‌های خدمات ساختمانی و نیز ساخت مسکن جدید به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده سمت عرضه می‌باشند، به‌صورت فصلی طی دوره ۱۳۸۶ – ۱۳۷۰ استفاده کرده‌اند. نتایج مدل‌ها نشان داد که با کاهش نرخ سود وام‌های بانکی هزینه استقراض از سیستم بانکی کاهش‌یافته و درنتیجه، تقاضا برای مسکن توسط خانوار افزایش‌یافته و به عبارتی، سیاست کنترل نرخ‌های سود تسهیلات بانکی که یکی از شیوه‌های سرکوب مالی در اقتصاد است موجب انتقال منابع به بخش مسکن و فرار منابع از بخش بانکی می‌شود.

اصلانی و خسروی (۱۳۹۱) به دنبال این بودند که پس از کشف وجود یا عدم وجود حباب قیمت مسکن در تهران با استفاده از مدل پوتربا[۳۱] و Q توبین در بازه سال‌های ۱۳۸۷ – ۱۳۷۱ به بررسی عوامل مؤثر بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن بپردازند. برای این منظور در مرحله اول قیمت بنیادی مسکن توسط الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی تخمین[۳۲] زده‌شده و پسماند مدل به‌عنوان مؤلفه حبابی در نظر گرفته‌شده است. در مرحله دوم به‌منظور بررسی اثر عملکرد سایر بازارها و همچنین نوسانات نقدینگی بر ایجاد یا تشدید حباب بازار مسکن تهران ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات نوسانات تصادفی متغیرها جداشده و مجدداً مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی برآورد شده است. روش کار به این صورت است که مؤلفه حبابی مدل اول به‌عنوان متغیر وابسته و جزء سیکلی متغیرهای مؤثر بر حباب متغیرهای مستقل وارد مدل شده‌اند. یافته اصلی

حـاکی از ایـن اسـت کـه در دوره موردبررسـی نوسـانات نقـدینگی از مهـم‌تـرین عوامـل مـؤثر در تشـکیل حباب قیمت در بازار مسکن تهران به شمار می‌رود.

۳-۲- پیشینه تحقیق خارجی

تسـه، رودگـرز و نیکلیوسـکی [۳۳](۲۰۱۴) در پژوهشـی بـه بررسـی رابطـه بـین نـرخ بهـره حقیقـی وام مسکن و قیمـت‌هـای حقیقـی مسـکن در انگلسـتان و ولـز بعـد بحـران مـالی جهـانی سـال ۲۰۰۷ پرداختنـد. نتیجـه اصـلی کـار آنـان بیـانگر ایـن اسـت کـه بحـران جهـانی مـالی دارای اثـر بلندمـدت بـین سیاسـت‌هـای پولی و قیمـت مسـکن مـی‌باشـد بـه‌گونـه‌ای کـه بـه ازای هـر یـک درصـد افـزایش در نـرخ بهـره حقیقـی وام مسکن، قیمت مسکن ۶/۴ درصد افزایش می‌یابد.

جانسـون[۳۴] (۲۰۱۴) بـه بررسـی وجـود رابطـه علیـت بـین قیمـت مسـکن و وضـعیت اشـتغال زنـان در آمریکا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پرداختـه اسـت. وی بـه دنبـال پاسـخ بـه ایـن سـؤال بـود کـه آیـا گران شدن مسکن موجب افـزایش اشـتغال زنـان مـی‌شـود یـا افـزایش اشـتغال زنـان و بـه دنبـال آن افـزایش درآمد خانوار موجـب افـزایش قیمـت مسـکن مـی‌شـود. نتیجـه مطالعـه وی نشـان مـی‌دهـد کـه هـیچ رابطـه علیت معناداری بین قیمت مسکن و اشتغال زنان در آمریکا وجود ندارد.

شـی، جـو و تریـپ[۳۵] (۲۰۱۴) بـه بررسـی تـأثیرات سیاسـت‌هـای بانـک مرکـزی در نـرخ بهـره بـر قیمـت مسکن در نیوزیلنـد طـی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۹ پرداختنـد. آن‌هـا بـه ایـن نتیجـه رسـیدند کـه افـزایش در نـرخ بهره موجب ایجـاد حبـاب در قیمـت مسـکن مـی‌شـود و پیشـنهاد مـی‌کننـد کـه بـا تغییـر در سیاسـت‌هـای نرخ بهره، سـازوکارهایی از سـوی بانـک مرکـزی اجـرا شـود تـا از ایجـاد حبـاب در قیمـت مسـکن جلـوگیری شود.

بالاسـوبرامانیان و کولسـون[۳۶](۲۰۱۳) بـه بررسـی قیمـت مسـکن بـر شـروع کسـب‌وکـار طـی دوره ۲۰۰۹ – ۲۰۰۵ پرداختند. برای نیل بـه ایـن هـدف ایـن رابطـه متقابـل را بـه‌صـورت کمّـی مـدل‌سـازی کـرده و بـه این نتیجه رسـیدند کـه رابطـه بـین قیمـت مسـکن و شـروع کسـب‌وکـار بـه‌انـدازه کسـب‌وکـار بسـتگی دارد. جمع‌بندی آن‌ها این بـود کـه ایـن ارتبـاط بـین قیمـت مسـکن و کسـب‌وکـار کوچـک بـه شـکل بسـیار قـوی وجود دارد درحالی‌که این مسأله در مورد شروع کسب‌وکار بزرگ به‌صورت قوی دیده نمی‌شود.

انجـی، بـروکس و وارد[۳۷](۲۰۱۳) در مقالـه‌ای بـه بررسـی تـأثیر اقتصـاد کـلان بـر پویـایی بـازار مسـکن و مسـتغلات در ایالـت متحـده آمریکـا طـی دوره ۲۰۱۱ – ۱۹۶۰ پرداختنـد. نتیجـه اولیـه کـار آن‌هـا ایـن بـود که حساسیت بازار مسکن نسـبت بـه تغییـرات کـلان اقتصـادی وابسـته بـه دوره‌هـای اقتصـادی اسـت و بیـان می‌کننـد کـه سیاسـت‌گـذاران از طریـق تغییـر در نـرخ بهـره مـی‌تواننـد موجـب تسـریع در تغییـر دوره‌هـای اقتصادی شوند.

بالتراتی و مورانا[۳۸](۲۰۱۰) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین شرایط عمومی اقتصاد کلان و بازار مسکن در منطقه G7 پرداختند. آن‌ها بیان می‌کنند که یک رابطه دوطرفه بین نوسانات قیمت مسکن و شوک‌های بخش عرضه جهانی وجود دارد.

۴-۱- معرفی الگوی تحقیق و متغیرها

محققان بسیاری به مسئله ارتباط بین بازار مسکن و شاخصهای اقتصادی پرداخته‌اند. نوع شیوه هر یک از این محققان نیز برای پیدا کردن رابطه بین بازار مسکن و شاخصهای اقتصادی، متفاوت از یکدیگر است. اما آنچه در مباحث اکثر این افراد به چشم میخورد، مورد بحث قرار گرفتن نقدینگی و درآمد سرانه به عنوان متغیر مستقل و اثرگذاری آن بر بازار مسکن به عنوان متغیر وابسته است. به همین علت در این تحقیق نیز بر اساس چارچوب کلی مطالعات انجام شده پیشین، نقدینگی و درآمد سرانه به عنوان متغیر مستقل و شاخصهای به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. به منظور با توّجه به ماهیت داده های سری زمانی و نوع مطالعه، جهت ارزیابی بازار مسکن و شاخصهای اقتصادی و نیز سایر متغیّرهای معرّفی شده در ادبیات موضوع در این مطالعه روش خود رگرسیون برداری[۳۹] (VAR)، مورد استفاده قرار گرفته است. این روش نسبت به سایر روش های ممکن دارای ویژگی های زیر است که استفاده از آن را توجیه پذیر می سازد: ۱-نیازی به نگرانی درباره تعیین درونزا و برونزا بودن متغیّرها نیست، زیرا تمامی متغیّرها در این مدل درون زا هستند.۲-تخمین مدل ساده بوده و می توان از روش متعارف حداقل مربعات معمولی برای هر یک از معادلات به صورت جداگانه استفاده کرد. و ۳-پیش‌بینی‌هایی که از این روش بدست می‌آید، در بسیاری از موارد بهتر از نتایج مدل‌های پیچیده مانند معادلات همزمان است در این راستا، از آن جا که بر اساس معیار شوارتز-بیزین[۴۰]، برای متغیرهای توضیحی بهترین معیار برای الگوسازی بوده است، بر اساس روش خودرگرسیون برداری الگوی مطالعه به صورت زیر است:

$$H_t=C_1+\sum_{t=1}^{2}[a_{1,t}H(-t)+\mathfrak{t}_{1,t}PC(-t)+\partial_{1,t}M2(-t)+e_1]$$
$$PC_t=C_2+\sum_{t=1}^{2}[\mathfrak{t}_{2,t}PC(-t)+a_{2,t}H(-t)+\partial_{2,t}M2(-t)+e_2]$$
$$M2_t=C_3+\sum_{t=1}^{2}[\partial_{3,t}M2(-t)+\mathfrak{t}_{3,t}PC(-t)+a_{3,t}H(-t)+e_3$$
$$POt=\gamma_{1,t}PO(-t)+e_5$$
$$INFt=\upsilon_{1,t}INF(-t)+e_5$$

که در آن:

H= نوسانات قیمت مسکن در بازار تهران،

PC= درآمد سرانه

M2= نرخ رشد نقدینگی

PO= نرخ رشد جمعیت

INF= نرخ تورم

e= پسماند مدل

۴-۳- روش برداری خودرگرسیونی[۴۱] (VAR)

می‌توان مـدل هـای کـلان را بـه صـورت، صـورت هـای تحویـل یافتـه[۴۲] غیـر مقیـد بـر آورد نمـود. البتـه برخی محدودیت‌ها، همانند طول وقفـه لازم اسـت. بنـابراین وقتـی مـی گـوییم غیـر مقیـد منظـور غیـر مفیـد بر مبنای دانـش نظـری اسـت، بـدین ترتیـب یـک گـروه مـدل هـای سـری زمـانی چنـد متغیـره توسـعه داده مـی شـود. آنچـه در ادامـه مـی آیـد یـک طـرح خـود رگرسـیونی بـرداری بـه عنـوان الگـوی پایـه است.(کوین[۴۳]،۲۰۱۱)

یـک فراینـد خودرگرسـیونی بـرداری از رتبـه [VAR(P)],P بـرای یـک سیسـتم بـا M متغیـر $Y_t = (Y_{lt}\ Y_{2t}...Y_{mt})$ به صورت فرایندتصادفی زیر نشان داده می شود. (اندرس،۲۰۱۰)[۴۴]

$$Y_t = V + \Theta_1 Y_{t-1} + \Theta_2 Y_{t-2} + ... + \Theta_p Y_{t-p} + V_t$$

$$\Theta_i = \begin{bmatrix} \theta_{11,i} & \theta_{12,i} & ... & \theta_{1n,i} \\ \theta_{M1,i} & \theta M_{2,i} & ... & \theta_{Mn,i} \end{bmatrix}$$

یـک مـاتریس $M \times M$ و $V_t = (V_{1t}, V_{2t}, ..., V_{mt})$ دارای همـان ویژگـی هـای استوکاسـتیک خطاهـای صـورت تحویـل یافتـه در یـک سیسـتم معـادلات هـم زمـان اسـت. بـه عبـارت دیگـر V_t دارای میـانگین صـفر $(E(V_t) = ۰)$ ومـاتریس واریـانس کواریـانس (غیـر منفـرد) $\Sigma_v = E[V_t V'_t]$ بـرای تمـام tهاسـت. بـه عـلاوه بـرای $t \neq s$ و V_t, V_s ناهمبسـته هسـتند. ایـن خـواص فراینـد اخـلال خـالص بـرداری[۴۵] را بـه دسـت مـی دهنـد. معمـولا پارامترهـای $\Sigma_v, \Theta_1, \Theta_2, ..., \Theta_p . V$ درعمـل ناشـناخته هستند وپیش از آن که بتوان از سیستم بـرای پـیش بینـی یـا مقاصـد تحلیلـی اسـتفاده نمـود بایـد آنهـا را تخمین زد.

پـیش از تخمـین سیسـتم VAR دسـتگاه فـوق بـه صـورت گسـترده، بـرای $M = 2$ بـه منظـور بـه دسـت آوردن درک روشـنی از آن بازنویسـی مـی گـردد. گیـریم $Y_1 = (Y_{1t} Y_{2t})$ بـه وسـیله یـک فراینـد مانـا[۴۶] بـا توزیـع نرمـال دو متغیـره ایجـاد شـده باشـد. آن گـاه فراینـد بـردار خـود رگرسـیونی مرتبـه P عبارت است از: (حاتمی و هاکر[۴۷]،۲۰۰۹)

$$\begin{bmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V_t \\ V_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,t} & \theta_{12,t} \\ \theta_{21,t} & \theta_{22,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2t-1} \end{bmatrix} + \ldots\ldots + \begin{bmatrix} \theta_{11,t} & \theta_{12,t} \\ \theta_{21,t} & \theta_{22,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-p} \\ Y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \end{bmatrix}$$

که در آن Θ_1 یک ماتریس 2×2 است $V=(V_1,V_2)$ یک برداری 2×1 ازعناصر ثابت و $V=(V_{1t},V_{2t})$ جزء اختلال خالص با امید ریاضی صفر وماتریس واریانس کواریانس 2×2 غیر منفرد برای تمام tها می باشد. پیش از آن که شیوه های برآورد و کاربرد الگوی VAR(P) بیان شود، مانایی فرایندهای VAR(P) مورد بحث قرار می گیرد. این ویژگی در استخراج ویژگی های جانبی[۴۸] تخمین زن های پارامترها سودمند می باشد.(آستیرو و همکاران[۴۹]، ۲۰۱۱)

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- بررسی نتایج آزمون های مانایی

پایایی و ناپایایی یک سری از داده ها می تواند تاثیر شدیدی روی رفتار و ویژگی های آن داشته باشد. اگر متغیر های مورد استفاده در برآورد مدل ناپایا باشند، در عین حال که ممکن است هیچ رابطه منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد ضریب تعیین به دست آمده آن به اشتباه می تواند بسیار بالا باشدو موجب گمراهی محقق گردد. آزمون مانایی عمدتاً به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب انجام می‌گیرد. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب بایستی متغیرها مانا باشند. در غیر اینصورت بایستی از تفاضل متغیرها که معمولاً مانا هستند، استفاده نمود. مانایی یا نامانایی یک سری زمانی می‌تواند تأثیر جدی بر رفتار و خواص آن داشته باشد. اگر متغیرهای مورد استفاده در برآورد مدل، ناپایا باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد ضریب تعیین به دست آمده آن می‌تواند بسیار بالا باشد و باعث شود تا محقق استنباط‌های نادرستی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها انجام دهد بنابراین استفاده از داده های نامانا می‌تواند منجر به رگرسیون‌های کاذب شود. در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل پایا بودن حداقل یک عضو پانل می باشد.

ریشه واحد وجود دارد و متغیر مورد نظر نامانا است $H0 : \theta = 0$

ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مورد نظر مانا است $H1 : \theta$

برای آزمون مانایی متغیرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی- فولر فرض بر این است که سری زمانی مورد بحث دارای یک فرآیند خود توضیح مرتبه اول است و سپس فرضیه $\rho = 1$ براساس آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. اکنون اگر سری زمانی تحت بررسی، دارای فرآیند خود توضیح مرتبهρ باشد، رابطه مورد برآورد برای آزمونρ از تصریح صحیحی برخوردار نخواهد بود و باید آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده شود تا توضیح حدی و کمیتهای بحرانی بدست آمده است. ابتدا آزمون

ریشه واحـد دیکـی- فـولر تعمـیم یافتـه از متغیرهـای اصـلی و بـدون در نظـر گـرفتن رونـد، صـورت میگیـرد . نتایج آزمون‌های ریشه واحد بـرای داده هـا را نشـان مـی دهـد. بـرای بررسـی مانـایی متغیرهـا ازآزمـون هـای دیکی فولر و آزمون های فیشر-ADF استفاده شده است.

جدول۱- نتایج آزمون های مانایی

متغیر	درجه مانایی	سطح اطمینان	آماره آزمون	مقدار احتمالی	نتیجه
نوسانات قیمت مسکن	سطح	٪۵	۱/۱۵	۰/۹۹	نامانا
	تفاضل مرتبه اول	٪۵	-۴/۹۵	۰/۰۰	مانا
درآمد سرانه	سطح	٪۵	۲/۷۶	۰/۹۹	نامانا
	تفاضل مرتبه اول	٪۵	-۳/۸۴	۰/۰۰	مانا
نرخ رشد نقدینگی	سطح	٪۵	-۲/۰۵	۰/۲۶	نامانا
	تفاضل مرتبه اول	٪۵	-۱۰/۲۰	۰/۰۰	مانا
نرخ رشد جمعیت	سطح	٪۵	۱/۹۳	۰/۹۹	نامانا
	تفاضل مرتبه اول	٪۵	-۴/۰۱	۰/۰۰	نامانا
نرخ تورم	سطح	٪۵	-۳/۴۹	۰/۰۰	مانا

توجـه بـه مقـادیر آمـاره آزمـون دیکـی فـولر تعمـیم یافتـه در جـدول۱، نتیجـه مـی‌شـود کـه داده‌هـای مربوط به همه متغیر جـز تـورم در سـطح تفاضـل مرتبـه اول مانـا مـی‌باشـد. بنـابراین اسـتفاده از ایـن متغیـر در بصورت تفاضـل مرتبـه اول مـدل مجـاز بـوده و امکـان بـروز رگرسـیون کـاذب وجـودن دارد. قـدر مطلـق مقادیر بحرانی آن در سطوح ۵ درصد خطا مـی‌باشـد، بـه ایـن معنـا کـه فرضـیه صـفر مبنـی بـر عـدم وجـود همجمعـی را مـی‌تـوان پـذیرفت، بنـابراین باقیمانـده‌هـا بـا مسـئله ریشـه واحـد مواجـه نیسـتند، ایـن نشـان دهنده‌ی مانا بودن جمـلات پسـماند اسـت. بنـابراین بـین متغیرهـا همگرایـی وجـود دارد. بـا توجـه بـه مبـانی نظـری مربـوط بـه روش علیـت تـودا و یامـاموتو، در ایـن روش بـه اطلاعـاتی در مـورد درجـه ی پایـایی متغیرهـا و وقفـه‌ی بهینـه نیازمنـدیم. بـر اسـاس نتـایج مربـوط بـه پایـایی متغیـر در بخـش قبـل؛ هـردو نوسانات قیمـت مسـکن، درآمـد سـرانه، نـرخ رشـد نقـدینگی و نـرخ رشـد جمعیـت پایـا در تفاضـل مرتبـه ی اول می باشند. از اینرو بزرگترین درجه‌ی پایایی مربوط به متغیرهای مزکور، درجه ی یک می باشد.

۵-۲- تعیین وقفه بهینه در الگویVAR

اولین مسئله در مدلهای خود رگرسیون برداری تعیین طول وقفه است. بطوری که قاعده تخمین مدل هـم-انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح بـرداری اسـت کـه در این بین به دست آوردن طول وقفه ی بهینه از مقدمات تخمین مدلها می باشد. چراکه تعیین تعداد وقفـه هـای مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید[۵۰] و در نتیجـه ایسـتا اسـت.

همچنین تخمین های روابط بلند مدت به طول وقفه ی انتخاب شده برای VAR خیلی حساس هستند. وقفه ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه‌ی انتخاب شود کـه مشـکل همبسـتگی پیـاپی وجـود نداشته باشد به منظور تعیین مقدار وقفه‌ی بهینه، از معیـار تعیـین وقفـه ی آکاییـک اسـتفاده شـده اسـت. کـه همانطورکه در جدول۲مشاهده می شود، وقفه بهینه‌ی انتخاب شده بر اساس این معیار نتایج جدول مربـوط بـه تعیین وقفه‌ی درسطح ۱ بهینه بر اساس معیار آکاییک را نشان می دهد.

جدول ۲ نتایج تعیین تعداد وقفه های بهینه در الگوی تحقیق

وقفه	معیار اطلاعاتی آکایک	معیار اطلاعاتی شواز	معیار اطلاعاتی هانن کوین
۰	۸۱/۵۳۷	۸۱/۷۷۹	۸۱/۶۳۵
۱	۷۵/۷۳۱	۷۶/۸۰۲	۷۶/۳۲۶
۲	۷۶/۲۵۷	۷۶/۹۸۳	۷۶/۵۵۰
۳	۷۶/۲۷۷	۷۷/۲۴۵	۷۶/۶۶۸
۴	۷۵/۸۸۰	۷۷/۰۹۰	۷۶/۳۶۹
۵	۷۵/۸۳۹	۷۷/۱۹۱	۷۶/۳۳۵

۵-۳- آزمون هم انباشتگی یوهانسن

بـرای بررسـی رابطـه بلندمـدت و باثبـات میـان متغیرهـای الگـو از آزمـون هـم انباشـتگی اسـتفاده مـی-شود. تحلیل‌هـای هـم انباشـتگی را مـی‌تـوان از روشـهای مختلفـی ماننـد حـداقل مربعـات معمـولی، حـداقل مربعات معمـولی پویـا، مـدل خـود رگرسـیونی بـا وقفـه‌هـای تـوزیعی[۵۱] و جوهانسـون جوسـیلیوس انجـام داد کـه در ایـن تحقیـق روش دوم اسـتفاده شـده اسـت. اسـتفاده از روش حـداکثر راسـتنمایی در بـرآورد ایـن مدل باعث رفع نقایص مـدل‌هـایی همچـون انگـل- گرنجـر در تعیـین بردارهـای همگرایـی شـده اسـت. بـرای انجام آزمـون همگرایـی از آزمـون-هـای یوهانسـن یعنـی آزمـون حـداکثر مقـدار ویـژه و آزمـون اثـر اسـتفاده شده است. که دارای مزیت‌های ذیل است:

۱) متغیرهای مورد نظر را از طریق OLS بر یکدیگر رگرس می کنیم. در این مرحله تقسیم بندی متغیرها به توضیحی و وابسته ضروری می باشد.

۲) با استفاده از آزمون دیکی فولر به تعیین درجه انباشتگی باقیمانده رگرسیون فوق می پردازیم.

۳) اگر انباشته بودن باقیمانده ها رد شد، آنگاه می توان به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها امیدوار بود.

نتایج این دو روش که در جدول ۳ آورده شده است حاکی از وجود یک بردار بلندمدت در سطح احتمال ۵ درصد بین متغیرهای مدل می‌باشد.

جدول۳ -نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسن

هم انباشتگی یوهانسن	مقادیر	آماره	مقدار بحرانی	مقدار احتمالی
آزمون اثر				
حداقل یک بردار همگرایی تراس	۰/۴۶	۱۱۸/۵۴	۷۹/۳۴	۰/۰۰
حداقل دو بردار همگرایی تراس	۰/۲۵	۵۸/۰۴	۵۵/۲۴	۰/۰۲
آزمون حداکثر مقادیر ویژه				
حداقل یک بردار همگرایی حداکثر مقادیر ویژه	۰/۴۶	۶۰/۴۹	۳۷/۱۶	۰/۰۰
حداقل دو بردار همگرایی حداکثر مقادیر ویژه	۰/۲۵	۳۸/۹۸	۳۰/۸۱	۰/۰۲

نتایج نشان می‌دهد طبق آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه بردار همگرایی بین متغیرهای مدل وجود دارد. براساس نتایج آزمون جوهانسون نیز، نشان داده می شود که تخمین انجام شده مشکل خاصی نداشته و استفاده از روش VAR قابل قبول میباشد و طبق نتایج جدول بین متغیرها مدل، وجود یک بردار تایید می‌شود، و رابطه بلند مدت بین متغیرها برقرار می‌باشد. بنابراین براساس این آزمون فرض تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تائید قرار می‌گیرد و نشان دهنده این است که تمام متغیرهای مدل با هم رابطه تعادلی بلندمدت دارند

۵-۴- نتایج مدل خودرگرسیو برداری

در جدول ۴ نتایج برازش مدل خود رگرسیون برداری ارائه شده است. ستون اول، دوم و سوم متغیر نوسانات قیمت مسکن، درآمد سرانه و نرخ رشد نقدینگی است. ضرایب آن نشان دهنده این است که وقفه اول نوسانات قیمت مسکن، درآمد سرانه و نرخ رشد نقدینگی بر خودش تاثیر معنادار داشته و افزایش نوسانات قیمت مسکن، درآمد سرانه و نرخ رشد نقدینگی در وقفه اول منجر به افزایش دوباره خودش می‌شود.

نتایج متغیرهای درونی شامل درآمد سرانه و نرخ رشد نقدینگی بر نوسانات قیمت مسکن دارد. نتایج به دست آمده از آماره t (t=۰/۰۵) برای متغیر درآمد سرانه و آماره t (t=-۲/۹۹) برای متغیر نرخ رشد نقدینگی ناشی از خروجی جدول۴در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد، t محاسبه شده برای متغیر درآمد سرانه از t(بحرانی) از مقادیر قدر مطلق ۱/۹۶ کوچکتر و برای متغیر نرخ رشد نقدینگی از t(بحرانی) از مقادیر قدر مطلق ۱/۹۶ بزرگتر است. همچنین نتایج به دست آمده از آماره t (t=۳/۳۳) برای متغیر نرخ رشد جمعیت و آماره t (t=-۰/۶۳) برای متغیر نرخ تورم ناشی از خروجی جدول۴در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد، t محاسبه شده برای متغیر تورم از t(بحرانی) از مقادیر قدر مطلق ۱/۹۶ کوچکتر و برای متغیر نرخ رشد جمعیت از t(بحرانی) از مقادیر قدر مطلق ۱/۹۶

بزرگتر است. بنابراین نرخ رشد نقدینگی بعنوان متغیر درونی و نرخ رشد جمعیت بعنوان متغیر بیرونی بر نوسانات قیمت مسکن موثر است. ضریب تعیین نشان می دهد تقریبا ۸۹٪ تغییرات در متغیر وابسته توسط تغییرات در متغیرهای مستقل توضیح داده می شود.

جدول۴: نتایج حاصل از تخمین الگو

تعداد وقفه (۱)		نوسانات قیمت مسکن	درآمد سرانه	نرخ رشد نقدینگی
نوسانات قیمت مسکن	ضریب	۰/۹۹۲	-۱۲/۹۳	۱۰/۹۴
	انحراف معیار	۰/۰۱	۱/۷۲	۳/۱۲
	آماره t	-۵۴/۹۶	-۷/۷۹	۳/۵۰
درآمد سرانه	ضریب	-۰/۰۰۵	۰/۷۸	۰/۲۰
	انحراف معیار	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۰۴
	آماره t	-۰/۰۵	۱۰/۸۲	۵/۰۴
نرخ رشد نقدینگی	ضریب	۰/۰۰۰۳	۰/۷۹	۰/۹۵
	انحراف معیار	۰/۰۰۰۱	۰/۰۹	۰/۰۵
	آماره t	۲/۹۹	۸/۷۷	۱۸/۸۰
نرخ رشد جمعیت	ضریب	۲/۶۷	-۲۱۷۶۶/۱۱	۸۴۰۵
	انحراف معیار	۰/۸۸	۱۳۳۱/۶۹	۷۴۵۶/۷۵
	آماره t	۳/۳۳	-۱۶/۳۴	۱/۱۲
نرخ تورم	ضریب	۹/۵۷	۶۴۵۷/۴۱	۵۲/۸۳
	انحراف معیار	۱۵/۶۸	۱۱۰۶/۳۵	۱۵/۴۹
	آماره t	۰/۶۱	۵/۸۳	۳/۴۱
ضریب تعیین		۰/۸۹	۰/۷۰	۰/۸۴
آماره فیشر		۲۴۲۰/۹۲	۴۴/۵۷	۱۰۱/۷۶
مقدار احتمالی فیشر		۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

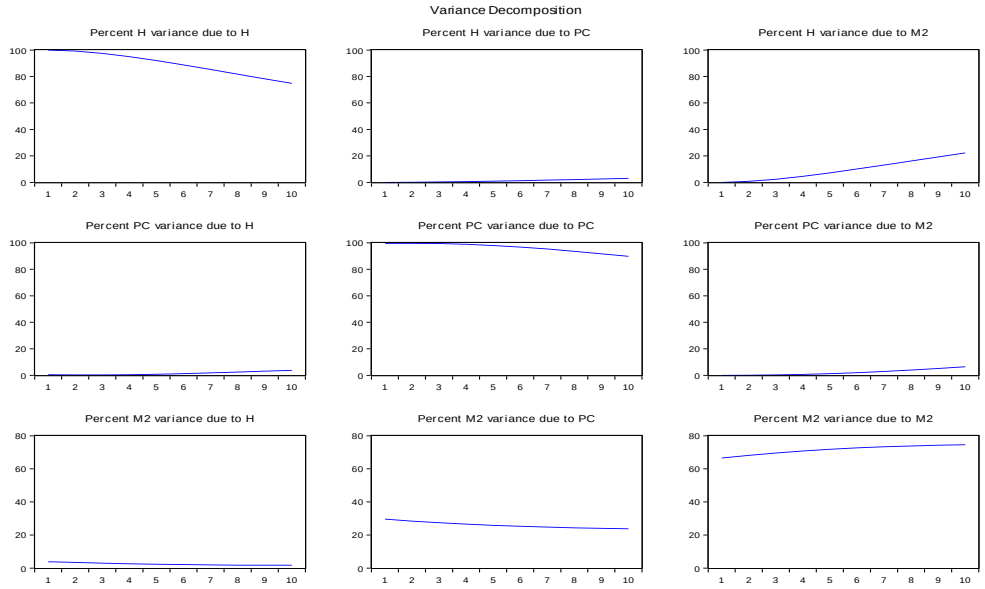
۵-۵- تجزیه واریانس[۵۲]

در بخش قبلی تنها جهت تاثیر علیت بین متغیرها مشخص شد و اطلاعاتی در مورد خواص پویایی و میزان تأثیر هر متغیر در رابطه علیت بدست نیامد. لیکن با استفاده از روش تجزیه واریانس می‌توان قدرت نسبی تاثیر علیت را بررسی و درجه برون‌زای متغیرها را محاسبه نمود. با استفاده از

ایـن روش سـهم تکانـه‌هـای وارد شـده بـه متغیرهـای مـدل، در واریـانس خطـای پـیش‌بینـی یـک متغیـره کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد.

بدین ترتیب سهم هر متغیـر بـر روی تغییـرات متغیرهـای دیگـر الگـو در طـول زمـان انـدازه‌گیـری مـی-شود. نمودار ۱نتـایج تجریـه واریـانس بـرای یـک ۱۰دوره زمـانی نشـان داده شـده اسـت. طبـق نتـایج بدسـت آمده، رشد نقدینگی در توجیـه بـی‌ثبـاتی خـود بیشـترین مقـدار را در طـول زمـان داردکـه بـا گذشـت زمـان از میـزان آن ارتقـا یافتـه و بـه تـدریج بـرنقش سـایر متغیرهـا کاسـته مـی‌شـود بطـوری کـه در دوره ۷ سـهم رشد نقدینگی به ۴۰ درصد می‌رسد.

بنابراین در دوره‌های اولیـه اعمـال یـک شـوک، سـهم بـی‌ثبـاتی سـایر متغیرهـای توضـیحی بـر نوسـانات قیمت مسکن کـم بـوده و عامـل اصـلی نوسـانات بوجـود آمـده، نـرخ رشـد نقـدینگی اسـت لـیکن بـه تـدریج نقش سـایر متغیرهـای مـدل افـزایش یافتـه بـه گونـه‌ای کـه سـهم نـرخ رشـد جمعیـت پایـان دوره ۴ بـه ۱۵ درصد می‌رسد.

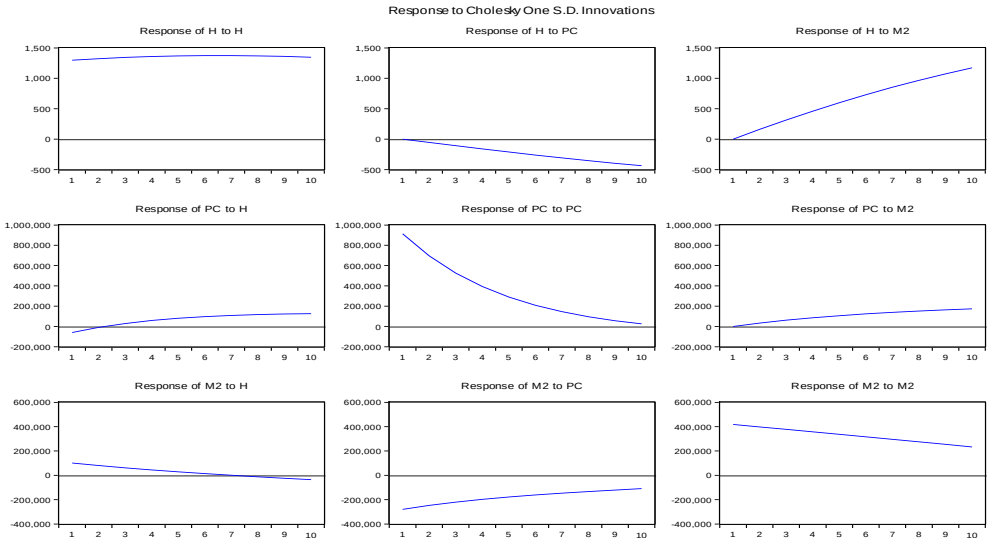


۵-۶- تابع عکس العمل[۵۳] آنی(ضربه - پاسخ)

همچنـین در ادامـه مطـابق نمـودار۲ واکـنش نوسـانات قیمـت مسـکن نسـبت بـه شـوک‌هـای وارده از طـرف متغیرهای درآمد سرانه و نرخ رشد نقـدینگی و بـه انـدازه‌ی یـک انحـراف معیـاربرای ۱۰دوره بـر اسـاس توابـع عکس العمل ضربهای آورده شده است. ایـن توابـع یکـی از ابزارهـای مطـرح در بررسـی حرکـات پویـای متغیـر است.

در این توابع بروز یک انحراف معیار شوک در هریک از متغیرهای انتخابی سیستم بر کل متغیرهای سیستم ارزیابی می شود و با استفاده از این معیار می توان مدت زمان تاثیر شوک و حداکثر تاثیر شوک را پس از وقوع شوک مشخص نمود. بدین ترتیب سیاست‌گذاران می توانند تاثیر شوکها را بر سیستم اقتصادی شناسایی کنند و از آنها جهت سیاست‌گذاری استفاده نمایند(خنجری و همایونیفر، ۱۳۹۰).

همانطور که در نمودار مذکور مشاهده می شود، شوک وارد شده از طرف متغیر نرخ رشد نقدینگی تا از دوره‌ی دوم باعث افزایش متغیر نوسانات قیمت مسکن شده است. شوک وارد شده از طرف درآمد سرانه نیز همواره تاثیر منفی بر نوسانات قیمت مسکن تا پایان دوره داشته است.



۶- جمع بندی و پیشنهادات

همواره در شرایط تورمی و نااطمینانی در مورد وضعیت آتی اقتصادی هر کشوری، حفظ ارزش دارایی‌ها و پس‌اندازهای فردی از اهمیت دوچندانی برخوردار می‌شود. در کشور ما نیز رشد نقدینگی، تورم، تحریم، اقتصاد تک‌محصولی و ... از جمله مسائلی است که در دوره‌هایی از زمان به نااطمینانی مردم و تلاش برای حفظ ارزش پس‌اندازشان بیش از پیش دامن زده است. با عنایت به ورود حجم بالایی از پول به بخش مسکن و همچنین رشد سایر بازارهای موازی این بازار وارد دوره رونق شد. سایر بازارهای موازی نیز به تناسب عوامل اثرگذار، از دوره‌های رونق و رکود بسیاری طی دوره مورد بررسی برخوردار بوده‌اند. با توجه به ماهیت بازار مسکن و اینکه نیاز درصد بالایی از افراد جامعه را شامل می شود، سطح درآمد قابل تصرف جامعه در تقاضای موثر بخش مسکن دارای اثر مستقیم است. بر اساس نتایج تحقیق محاسبات مربوط به استخراج نتایج جدول ۴ میزان تاتیر بصورت ضریب درآمد

سرانه۰/۰۰۵-، نرخ رشـد نقـدینگی، ۰/۰۰۰۳، نـرخ رشـد جمعیـت۲/۶۷ مـی باشـد کـه معنـادار نمـی‌باشـد، و ضـریب نـرخ رشـد نقـدینگی، ۰/۰۰۰۳، نـرخ رشـد جمعیـت۲/۶۷ معنـاداری را نشـان مـی‌دهـد. همچنـین، نتـایج حـاکی از وجـود همحرکتـی قابـل ملاحظـه و معنیـدار بـین نوسـانات بخـش مسـکن بـا نقـدینگی در بلندمدت است. با توجه به نتایج بیان شـده، پیشـنهاد مـی‌شـود ذیـل از بـین متغیرهـای بـه کـار گرفتـه شـده، رشـد نقـدینگی همبسـتگی قـویتری بـه صـورت هـم بـا قیمـت مسـکن دارد، لازم اسـت، سیاسـتگذاران در سیاستگذاری برای کنترل قیمت مسکن، به کنترل نرخ نقدینگی تأکید و توجه بیشتری نمایند.

فهرست منابع

* اصـلانی، پروانـه؛ خسـروی، تقـوا. (۱۳۹۱). تحلیـل عوامـل مـؤثر بـر حبـاب قیمـت مسـکن در تهـران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۰(۶۱)، ۱۳۲- ۱۰۵.
* خلیلـی عراقـی، سـید منصـور؛ مهـرآرا، محسـن و عظیمـی، سیدرضـا. (۱۳۹۱). بررسـی عوامـل مـؤثر بـر قیمـت مسـکن در ایـران بـا اسـتفاده از داده هـای ترکیبـی. فصـلنامه پـژوهش‌هـا و سیاسـت‌هـای اقتصادی، ۲۰(۶۳)، ۵۰- ۳۳.
* خنجـری، سـمیه؛ همـایونی فـر، مسـعود (۱۳۹۰). بررسـی اثـرات شـوک‌هـای اسـمی بـر دسـتمزد واقعـی در بخش صنعتی ایران .پژوهشنامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی دوم، صص ۹۷-۱۱۰.
* سوری، امیررضـا؛ حیـدری، حسـن و افضـلی، حسـین. (۱۳۹۱). بررسـی رابطـه متغیرهـای طـرف تقاضـا و عرضـه مـؤثر بـر بخـش مسـکن بـر قیمـت مسـکن در ایـران. فصـلنامه پـژوهش‌هـای اقتصـادی، ۱۲(۱)، ۱۴۰- ۱۱۳.
* عباسـی‌نـژاد، حسـین؛ یـاری، حمیـد. (۱۳۸۷). تـأثیر شـوک‌هـای نفتـی بـر قیمـت مسـکن در ایـران. فصلنامه، پژوهش‌های اقتصادی، ۹(۱)، ۷۷- ۵۹.
* قلی‌زاده علی‌اکبر، براتی جواد. تـأثیر سیاسـت‌هـای پـولی و مـالی بـر سـرمایه‌گـذاری مسـکونی در اقتصـاد باز . فصلنامه پژوهش ها وسیاست های اقتصادی. ۱۳۹۰; ۱۹ (۵۸) :۳۱-۵۰
* مهرآرا، محسن؛ شهاب لواسـانی، کیـوان. (۱۳۹۱). آثـار تکانـه‌هـای نفتـی و سیاسـت‌هـای پـولی بـر رفتـار چرخه‌ای قیمت مسکن. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۷، ۲۶- ۱.
* یدری، حسن؛ سـوری، امیررضـا. (۱۳۸۹). بررسـی رابطـه نـرخ سـود سـپرده‌هـای بـانکی و قیمـت مسـکن در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۵(۳)، ۹۲- ۶۵.
* Asteriou, Dimitrios; Hall, Stephen G. (2011). Vector Autoregressive (VAR) Models and Causality Tests. Applied Econometrics (Second ed.). London: Palgrave MacMillan. pp. 319–333.
* Balasubramanyan, L., & Coulson, E. (2013). Do House Prices Impact Business Starts?. Journal of Housing Economics, 22(1), 36-44.
* Beltratti, A., & Morana, C. (2010). International House Prices and Macroeconomic Fluctuations. Journal of Banking & Finance, 34(3), 533-545.

* Bojan Grum, Darja Kobe Govekar(2016),Influence of Macroeconomic Factors on Prices of Real Estate in Various Cultural Environments: Case of Slovenia, Greece, France, Poland and Norway,Procedia Economics and Finance, Volume 39, Pages 597-604
* Bouchouicha, R., Ftiti, Z., 2012. Real estate markets and the macroeconomy: a dynamic coherence framework. Economic Modelling 29, 1820–1829.
* Chun Tsai(2016),Relationships among regional housing markets: Evidence on adjustments of housing burden, Economic Modelling, In press, corrected proof, Available online 3 October 2018
* Del Negro, M., & Otrok, C. (2007). 99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across US States. Journal of Monetary Economics, 54(7), 1962-1985.
* Enders, Walter (2010). Applied Econometric Time Series (Third ed.). New York: John Wiley & Sons. pp. 272–355. ISBN 978-0-470-50539-7.
* Federico Camerin, Francesco Gastaldi(2018),Italian military real estate assets re-use issues and opportunities in three capital cities, Land Use Policy, Volume 78, Pages 672-681
* Frank J. Fabozzi, Keli Xiao(2018),Explosive rents: The real estate market dynamics in exuberance,The Quarterly Review of Economics and Finance, Volume 66, Pages 100-107
* Golob, K., M. Bastiˇc, and I. Pšunder. (2012). Analysis of Impact Factors on the Real Estate Market: Case Slovenia. Engineering Economics 23 (4): 357–67.
* Hatemi-J, A.; Hacker, R. S. (2009). Can the LR test be helpful in choosing the optimal lag order in the VAR model when information criteria suggest different lag orders? . Applied Economics. 41 (9): 1489–1500.
* Herman Donner, Han-Suck Song, Mats Wilhelmsson. (2016). Forced sales and their impact on real estate prices,Journal of Housing Economics, Volume 34, December 2016, Pages 60-68
* Jiaqi Ge(2017),Endogenous rise and collapse of housing price: An agent-based model of the housing market,Computers, Environment and Urban Systems, Volume 62, March 2017, Pages 182-198
* Johnson, W. R. (2014). House Prices and Female Labor Force Participation. Journal of Urban Economics, 82, 1- 11.
* Liyin Shen, Zhenyu Zhang, Xiaoling Zhang. (2017).Key factors affecting green procurement in real estate development: a China study,Journal of Cleaner Production, Volume 153, Pages 372-383
* Mandy H. M. Lau, Xueji Wei. (2018). Housing size and housing market dynamics: The case of micro-flats in Hong Kong, Land Use Policy, Volume 78, Pages 278-286
* Ning, C., & Hoon, O. D. (2012). Case studies of the effects of speculation on real estate price bubble forming: Beijing and Shanghai (2001-2010). Australia: PRESS Adelaide
* Nneji, O , Chris Brooks, Charles W.R. Ward .(2013). House price dynamics and their reaction to macroeconomic changes, Economic Modelling 32 (2013) 172–178
* Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. (2013). House Price Dynamics and Their Reaction to Macroeconomic Changes. Economic Modelling, 32, 172-178.
* Qin, Duo (2011). Rise of VAR Modelling Approach. Journal of Economic Surveys. 25 (1): 156–174.
* Shi, S., Jou, J. B., & Tripe, D. (2014). Can Interest Rates Really Control House Prices? Effectiveness and Implications for Macroprudential Policy. Journal of Banking & Finance, 47, 15- 28.
* Tse, C. B., Rodgers, T., & Niklewski, J. (2014). The 2007 Financial Crisis and the UK Residential Housing Market: Did the Relationship Between Interest Rates and House Prices Change?. Economic Modelling, 37, 518-53

* Valadez, R. M. (2010). The Housing Bubble and The GDP: a correlation perspective. Journal of Case Research in Business and Economics, 1-18.
* Wei Tang, Yuan Wang. (2017). Incomplete information and real estate development strategy: Evidence from Hangzhou, China,Habitat International, Volume 63, Pages 1-10
* Woodford, M. (2010). Financial intermediation and macroeconomic analysis. The Journal of Economic Perspectives, 24(4):21-44.
* Ying Fan, Zan Yang, Abdullah Yavas. (2019). Understanding real estate price dynamics: The case of housing prices in five major cities of China,Journal of Housing Economics, Volume 43, Pages 37-55.

یادداشت‌ها

[1] Ying Fan, Zan Yang, Abdullah Yavas
[2] Lastrapes
[3] Brunnermeier and Julliard
[4] Beltratti and Morana
[5] Herman Donner, Han-Suck Song, Mats Wilhelmsson
[6] Adams and Füss
[7] Englund and Ioannides
[8] Tsatsaronis and Zhu
[9] Glindro et al.
[10] Gasparėnienė, L., Remeikienė, R., & Skuka, A
[11] Imbalance
[12] Égert, B., and D. Mihaljek
[2] Woodford, M.
[14] Tupenaite, L., Kanapeckiene, L., & Naimaviciene, J
[15] Bojan Grum, Darja Kobe Govekar
[16] C.-B. Tse, T. Rodgers, J. Niklewski
[17] Ning, C., & Hoon, O. D
[18] Chun Tsai
[19] Shi, S., Jou, J. B., & Tripe, D
[20] Valadez, R. M
[21] Mandy H. M. Lau, Xueji Wei
[22] Federico Camerin, Francesco Gastaldi
[23] Golob, K., M. Basti˘c, and I. Pšunder
[24] Jiaqi Ge
[25] Wei Tang, Yuan Wang
[26] Liyin Shen, Zhenyu Zhang, Xiaoling Zhang
[27] Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C
[28] Kenny
[29] Lee and Eng Ong
[30] Frank J. Fabozzi, Keli Xiao
[31] Poterba
[32] Autoregressive Distributed lag
[33] Tse, C. B., Rodgers, T., & Niklewski, J.
[34] Johnson, W. R
[35] Shi, S., Jou, J. B., & Tripe, D
[36] Balasubramanyan, L., & Coulson, E
[37] Nneji, O , Chris Brooks, Charles W.R. Ward
[38] Beltratti, A., & Morana, C.
[39]Vector Auto Regression
[40]SBC

[41]Vector Auto Regression
[42] Reduced Forms
[43] Qin, Duo
[44] Enders, Walter
[45] vector white noise
[46] stationary
[47] Hatemi-J, A.; Hacker, R. S.
[48] Asmptotic Propertes
[49] Asteriou, Dimitrios; Hall, Stephen G.
[50] White noise
[51] ARDL
52. Variance Decomposition.
53. Impulse Response.