

عبور نامتقارن اثر سیاست پولی بر بازار مسکن

فرزاد ساقی*

کامبیز هژبر کیانی**

اکبر میرزاپور باباجان***

بیت‌الله اکبری مقدم****

چکیده

مطالعات صورت گرفته در سال‌های اخیر نشان داده‌اند که قیمت مسکن دارای یک رفتار غیرخطی است و به خاطر ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران می‌تواند دارای چسبندگی رو به پایین باشد. چنین ویژگی غیرخطی می‌تواند باعث شود که متغیرهایی نظیر سیاست پولی دارای اثر نامتقارن بر بازار مسکن باشند. بر این اساس در این مطالعه، تأثیر نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در این راستا از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در بازه بهار ۱۳۷۲ تا تابستان ۱۳۹۷ و از روش‌های هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۹۱) و اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱) استفاده شده است. تفاوت اصلی‌ای که بین دو روش مذکور وجود دارد این است که آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن مبتنی بر یک رویکرد خطی بوده و روش اندرز و سیکلوس یک آزمون هم‌انباشتگی غیرخطی به‌شمار می‌آید. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن (روش خطی) حاکی از عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای حجم پول و قیمت حقیقی مسکن است. این در حالی است که بر اساس آزمون اندرز و سیکلوس (روش غیرخطی) متغیرهای تحقیق دارای رابطه بلندمدت هستند. دلیل به دست آمدن چنین نتیجه‌ای وجود رابطه بلندمدت غیرخطی بین سیاست پولی و سطح حقیقی قیمت‌ها در بازار مسکن است. رابطه بلندمدت برآورد شده نیز حاکی از تأثیر مثبت

* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران

farsaghi@yahoo.com

** استاد گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد واحد علوم و تحقیقات تهران (نویسنده مسئول)

kianikh@yahoo.com

*** استادیار گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران

Akbar.Mirzapour@gmail.com

**** استادیار گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران

akbari.beitollah@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۳/۲۶

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۲/۲۰

فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال هفتم، شماره بیست و چهارم، بهار ۱۳۹۷، صص ۹۳-۶۱

و معنی دار حجم پول بر قیمت حقیقی مسکن است. تخمین رابطه تصحیح خطای کوتاه مدت غیرخطی نشان می‌دهد که خطای کوتاه مدت تنها در یکی از رژیم‌ها تصحیح می‌شود. به عبارت دیگر، رابطه بلندمدت تنها در یکی از رژیم‌ها برقرار است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که قیمت در بازار مسکن دارای چسبندگی رو به پایین بوده و بنابراین صرفاً از سیاست‌های انبساطی پولی تأثیر می‌پذیرد.

واژه‌های کلیدی: آزمون هم‌انباشتگی غیرخطی، حجم پول، مسکن، اثرات نامتقارن،

چسبندگی قیمت

طبقه‌بندی JEL: C22, E51, R30

مقدمه

تحولات بازار مسکن در اقتصاد ایران، همواره از جایگاه ویژه‌ای برخوردار بوده و اقتصاددانان و سیاست‌مداران و حتی مردم عادی همواره توجه خاصی به این بخش داشته‌اند. البته توجه ویژه به این بخش هیچ‌گاه بی‌دلیل نبوده است. این بخش از سیستم اقتصادی کشور، همواره سهم بسیار بزرگی در اشتغال و تولید کشور داشته و یکی از مقاصد اصلی سرمایه‌های فعالان اقتصادی بوده است (مهرگان، ۱۳۹۳)؛ بنابراین دور از انتظار نیست که تغییرات این بخش از اقتصاد، وضعیت کلی اقتصاد کشور را تحت‌تأثیر قرار دهد. با نگاهی به روند متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی و رشد ارزش افزوده بخش مسکن، می‌توان به راحتی متوجه شد، که حرکت این دو متغیر، در اکثر مواقع کاملاً هم‌جهت بوده و به نظر می‌رسد که بازار مسکن نقش مهمی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران داشته است. از سوی دیگر، مطالعات و تجربیات اخیر کشورها (خصوصاً بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸) نشان داده‌اند که بخش مسکن، برخلاف تصورات سنتی، یک بخش برون‌زای اقتصاد نبوده و خود از دیگر متغیرهای اقتصادی متأثر می‌شود. در این میان، پس از وقوع بحرانی مالی اخیر در کشورهای توسعه‌یافته، مشخص شد که سیاست پولی از آنچه پیش‌تر تصور می‌شد، نقش مهم‌تری در بازار مسکن دارد و می‌تواند به‌طور کلی روند این بازار را تحت‌تأثیر قرار دهد (تیلور، ۲۰۰۷؛ یاکوویلو و مینتی،^۱ ۲۰۰۸؛ ایکمیر و هافمن،^۲ ۲۰۱۳ از میان سایرین). پس از وقوع

1. Taylor

2. Iacoviello and Minetti

3. Eickmeier and Hofmann

بحران مالی، نگاه محققین مجدداً به بخش مسکن معطوف شد و مطالعات بسیار زیادی در این حوزه و نحوه اثرپذیری این بخش، از سایر متغیرهای اقتصادی (علی‌الخصوص سیاست پولی) و اثرگذاری آن بر سایر بخش‌های اقتصاد انجام شده و همچنان در حال انجام است. در این بین، برخی مطالعات علاوه بر اینکه بر نقش مؤثر سیاست پولی بر بازار مسکن باور دارند، بر این نکته تأکید دارند که رابطه بین سیاست پولی و بازار مسکن می‌تواند یک رابطه غیرخطی و نامتقارن باشد (سیموکنگنه^۱ و همکاران، ۲۰۱۳؛ تی‌سی^۲، ۲۰۱۳ از میان سایرین). تی‌سی (۲۰۱۳) عنوان می‌کند که قیمت‌ها در بازار مسکن دارای چسبندگی رو به پایین است و این موضوع می‌تواند سبب تأثیر نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن شود. در صورتی که چنین رابطه‌ای بین این دو متغیر وجود داشته باشد، استفاده از روش‌های رایج اقتصادسنجی مانند آزمون‌های هم‌انباشتگی خطی به دلیل نادیده گرفتن رابطه غیرخطی بین دو متغیر مذکور دارای خطای تصریح خواهند بود و به نتایج تورش‌داری منجر خواهند شد. برای رفع این مشکل، می‌بایست از روش‌هایی استفاده کرد که امکان لحاظ رابطه غیرخطی بین متغیرها را داشته باشد. در این مطالعه برای رفع این محدودیت تجربی از آزمون هم‌انباشتگی اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱) استفاده شده است. این آزمون برخلاف آزمون‌های انگل-گرنجر (۱۹۸۷) و جوهانسن (۱۹۹۱) که دارای نگاه خطی به روابط بلندمدت بین متغیرها هستند دارای نگاه غیرخطی به مسئله هم‌انباشتگی است و از این رو می‌تواند پاسخگوی نیازهای تجربی محققین در حوزه روابط غیرخطی باشد.

با توجه به اینکه احتمال وجود رابطه غیرخطی بین سیاست پولی و بازار مسکن وجود دارد، هدف اصلی این تحقیق، پاسخ به این سؤال اساسی است که آیا رابطه بین سیاست پولی و بازار مسکن در اقتصاد ایران نامتقارن است یا خیر؟ برای پاسخ به سؤال اصلی این مطالعه، این تحقیق در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه حاضر، مبانی نظری تحقیق آورده شده و کانال نرخ بهره، کانال

1. Simo-Kengne

2. Tsai

اعتبارات به عنوان مسیرهای اثرگذاری سیاست پولی بر بخش مسکن تشریح شده است. در بخش سوم، به ادبیات تحقیق و مطالعات تجربی داخلی و خارجی اشاره شده است. بخش چهارم به روش تحقیق و داده‌های تحقیق اختصاص یافته است که دربرگیرنده توضیحاتی در مورد داده‌های تحقیق، روش برآورد مدل و مدل اصلی تحقیق است. در بخش پنجم و ششم نیز به ترتیب نتایج تجربی و نتیجه‌گیری آورده شده است.

۱. مبانی نظری

در زیر ابتدا به کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر بازار مسکن اشاره شده و سپس در ادامه، به مطالعاتی که به مسئله ریسک‌گریزی و چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در بازار مسکن توجه داشته‌اند، پرداخته شده است. در واقع در این مطالعه، به این دلیل به مسئله ریسک‌گریزی و چسبندگی قیمت‌ها در بازار مسکن توجه شده است که وجود چنین پدیده‌هایی در بازار، همان‌طور که پیش‌تر نیز عنوان شد، می‌تواند منجر به عبور نامتقارن سیاست پولی بر سطح قیمت‌ها در بازار مسکن شود.

۱-۱. کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر بازار مسکن

سیاست پولی از کانال‌های مختلف می‌تواند بازار مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. در زیر به مهم‌ترین کانال‌هایی که سیاست پولی بازار مسکن را از طریق آن تحت تأثیر قرار می‌دهد، اشاره شده است.

۱-۱-۱. کانال نرخ بهره (سود بانکی)

تغییر در نرخ بهره یکی از عواملی است که می‌تواند بازار مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. برخلاف سایر کانال‌ها، کانال نرخ بهره بازار مسکن را به صورت مستقیم متأثر می‌سازد. به عنوان مثال، کاهش در نرخ بهره، هزینه سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و سبب افزایش تقاضا در بازار مسکن می‌شود. به بیان بهتر، چون در کوتاه مدت، سطح عمومی قیمت‌ها ثابت است تغییر در نرخ بهره اسمی، سبب تغییر در نرخ بهره حقیقی می‌شود. تغییر در نرخ بهره حقیقی نیز، تصمیمات

سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داده و سبب تغییر تقاضای آن‌ها برای مسکن می‌شود. (برنانکه و گرترلر؛ ۱۹۹۵).

۱-۲-۱. کانال اعتبارات^۲

تئوری مکانیسم انتقال پولی، توسط برنانکه و گرترلر (۱۹۹۵) ارائه شده و قصد دارد مکانیسم انتقال پولی را از کانال اعتبارات، مدل‌سازی کند. گرچه این تئوری، حالت کلی دارد و نحوه اثرگذاری سیاست پولی را بر بخش واقعی اقتصاد مدل‌سازی می‌کند. اما به راحتی می‌توان استدلال‌ات این تئوری را در خصوص بخش مسکن نیز ارائه داد.

براساس مکانیسم انتقال پولی از کانال اعتبارات، تغییرات در سیاست‌های پولی بانک مرکزی روی حجم اعتبارات بانک‌ها (که به شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان اعطا می‌شود) اثر می‌گذارد و از این طریق بخش حقیقی اقتصاد، من جمله بخش مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

کانال اعتباری سیاست پولی در واقع عنوان می‌کند که اثرات یک سیاست پولی که به صورت رایج سبب تغییر در نرخ بهره و حجم پول می‌شود، توسط تغییرات درون‌زا که در متغیری به اسم مازاد هزینه تأمین مالی خارجی^۳ ایجاد می‌گردد، تقویت می‌شود. معنی این عبارت این است که کانال اعتباری در مقابل کانال نرخ بهره (که در بخش قبلی به آن اشاره شد) نیست، بلکه کانالی است که در موازات با کانال نرخ بهره کار کرده و سبب تقویت آثار سیاست پولی می‌شود. مازاد هزینه تأمین مالی خارجی، شکافی است که منعکس‌کننده هزینه اضافی‌ای است که بنگاه‌ها مجبور هستند برای تأمین مالی خارجی (به عنوان مثال از طریق بازار دارایی یا بدهی) در مقایسه با تأمین مالی داخلی (به عنوان نمونه از طریق تقسیم نکردن سود) بپردازند.

اندازه مازاد هزینه تأمین مالی خارجی، متأثر از سیاست‌های پولی است که

1. Bernanke and Gertler
2. Credit Channel
3. External Finance Premium

توسط بانک مرکزی اجرا می‌شود. تغییر در اندازه مازاد هزینه تأمین مالی خارجی (یا همان کانال اعتباری سیاست پولی)، از طریق دو مجرا به وقوع می‌پیوندد: کانال ترازنامه^۱ و کانال وام‌دهی بانکی^۲.

۱-۱-۳. کانال ترازنامه

کانال ترازنامه بیان می‌دارد که اندازه مازاد هزینه تأمین مالی خارجی می‌بایست با ثروت خالص وام‌گیرنده رابطه عکس داشته باشد. به عنوان مثال، هرچقدر که ثروت خالص وام‌گیرنده بیشتر باشد، احتمال این موضوع بالاتر می‌رود که فرد، قسمت اعظمی از سرمایه‌گذاری خود را با منابع داخلی انجام دهد. همچنین، وام‌گیرنده‌هایی که دارای ثروت خالص بیشتری هستند، در صورتی که از تأمین مالی خارجی استفاده کنند، وثیقه‌های معتبرتر و کامل‌تری را می‌توانند درازای تضمین وام دریافت شده، در اختیار وام‌دهنده قرار دهند. این موضوع باعث می‌شود که وام‌دهندگان با ریسک کمتری مواجه باشند و در نتیجه، هزینه‌های کمتری را صرف مقابله با مسائلی مانند کژمنشی و ... بکنند. از این رو، هزینه‌های تأمین مالی خارجی برای عوامل اقتصادی که از ثروت خالص بیشتری برخوردار هستند، کمتر خواهد بود. از آنجاکه وضعیت مالی وام‌گیرندگان، مازاد هزینه تأمین مالی خارجی و به دنبال آن شرایط دریافت وام و اعتبار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، تغییرات در کیفیت ترازنامه وام‌گیرنده، به شکل مشابهی می‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاری (من جمله سرمایه‌گذاری در بخش مسکن) و مخارج آن را تحت تأثیر قرار دهد. کانال ترازنامه‌ای سیاست پولی به این دلیل به وجود می‌آید که تغییرات در سیاست پولی بانک مرکزی، نه تنها نرخ‌های بهره را تغییر می‌دهد، بلکه وضعیت مالی وام‌گیرندگان را هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد.

1. Balance Sheet Channel

2. Bank Lending Channel

۱-۴. کانال وام‌دهی بانکی

سیاست پولی، علاوه بر تأثیری که بر ترانزنامه بنگاه‌ها دارد، می‌تواند از طریق تغییر در عرضه اعتبارات، خصوصاً از طریق کاهش در وام‌هایی که بانک‌های تجاری اعطا می‌کنند، متغیر مازاد هزینه تأمین مالی خارجی را تحت تأثیر قرار دهد. به این کانال، اصطلاحاً کانال وام‌دهی بانکی گفته می‌شود. کانال وام‌دهی بانکی، اساساً همان کانال ترانزنامه‌ای است که این بار به جای بنگاه‌ها یا وام‌گیرنده‌ها، وام‌دهندگان یا بانک‌ها را تحت تأثیر قرار داده است. بانک‌ها در بسیاری از کشورهای جهان، یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی و اعطای وام و اعتبار هستند. سیاست پولی انقباضی ممکن است سبب کاهش در عرضه منابعی شود که بانک‌ها با اتکا به آن اقدام به اعطای وام می‌کنند (دارایی‌های بانک‌ها)؛ این موضوع سبب می‌شود که تعداد و مقدار وام‌هایی که بانک‌ها اعطا می‌کنند، کمتر شده و بنگاه‌ها در تأمین مالی با مشکل مواجه شوند. بنگاه‌های کوچک و متوسطی که اغلب برای تأمین مالی به بانک‌ها متکی هستند، ممکن است در کوتاه‌مدت نتوانند به اعتبارات دسترسی پیدا کنند یا ممکن است با صرف هزینه‌های بیشتری به دنبال یک وام‌دهنده جدید باشند. عدم دسترسی بنگاه‌ها به اعتبارات سیستم بانکی باعث می‌شود که مازاد هزینه تأمین مالی خارجی افزایش یابد و در نتیجه آن، فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری (من جمله بخش مسکن) با کاهش روبه‌رو شود.

۱-۲. مکانیسم تعدیل بهینه پورتفولیو^۱

مکانیسم تعدیل بهینه پورتفولیو اساس تئوری پولیون در خصوص مکانیسم انتقال پولی به بازارهای دارایی و کل اقتصاد را تشکیل می‌دهد. بر اساس این تئوری می‌توان چگونگی اثرگذاری شوک‌های پولی بر بازار مسکن را تشریح کرد. افزایش در عرضه پول سبب می‌شود تا حجم و مطلوبیت نهایی دارایی‌های نقد نسبت به حجم و مطلوبیت نهایی سایر دارایی‌ها تغییر پیدا کند. عوامل اقتصادی پس از مشاهده این موضوع، تلاش خواهند کرد تا مجدداً تعادل را بازیابی کنند. برای

1. Optimal portfolio adjustment mechanisms

بازیابی تعادل، لازم خواهد بود تا عوامل اقتصادی حجم دارایی‌هایی را که در اختیار دارند و همچنین میزان مصرف‌شان را به گونه‌ای تغییر دهند که نسبت مطلوبیت‌های نهایی مجدداً برابر با نسبت قیمت‌ها شود. این موضوع به این معنی خواهد بود که با افزایش در حجم پول، قیمت بسیاری از دارایی‌ها مانند مسکن افزایش یافته و قیمت دارایی‌های نقد (انواع نرخ بهره) کاهش خواهد یافت. در واقع، در چارچوب این تئوری پولیون معتقدند که افزایش در حجم پول، سبب تغییر در قیمت دارایی‌ها (و قیمت نسبی آن‌ها) شده و از این طریق تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری عوامل اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (ملترز^۱، ۱۹۹۵؛ نلسون^۲، ۲۰۰۳).

۱-۳. ریسک‌گریزی^۳ و چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در بازار مسکن

گنسوف و مایر^۴ (۲۰۰۱) اولین محققینی هستند که به بررسی چسبندگی قیمت در بازار مسکن و رابطه آن با ریسک‌گریزی پرداختند. این دو محقق عنوان می‌کنند که بازار مسکن دارای ویژگی‌های معماگونه‌ای است. زمانی که بازار مسکن در رونق قرار دارد، فروشندگان معمولاً دارایی خود را در قیمتی که خود پیشنهاد داده بودند یا حتی بالاتر به فروش می‌رسانند. در دوران رکود نیز، علی‌رغم اینکه انتظار بر این است که قیمت‌ها کاهش پیدا کند، اما چنین اتفاقی رخ نمی‌دهد. در دوران رکود، فروشندگان، معمولاً حاضر نیستند به کاهش قیمت تن بدهند و معمولاً مدت زمان زیادی را در بازار منتظر فروش دارایی خود می‌مانند که البته در بسیاری از اوقات نیز دارایی آن‌ها به فروش نمی‌رسد و این موضوع باعث کاهش قابل توجه در حجم معاملات در دوران رکود می‌شود. محققین برای توضیح این پدیده از نظریه دورنمای کاهنمن و تورسکی^۵ (۱۹۹۲) استفاده می‌کنند. بر مبنای تئوری دورنما، افراد هنگام تصمیم‌گیری به جای اینکه به ارزش حاصل شده از یک تصمیم مالی

1. Meltzer

2. Nelson

3. Loss Aversion

4. Genesove and Mayer

5. Kahneman and Tversky

توجه داشته باشند، ارزش حاصل شده از یک تصمیم را با یک نقطه مرجع مقایسه می‌کنند. تصمیماتی که دارای ارزش احتمالی کمتر از نقطه مرجع مذکور باشند به عنوان نقاط زیان و تصمیماتی که دارای برآمد بیشتری در مقایسه با نقطه مرجع باشند به عنوان نقاط سود در نظر می‌گیرند. تابع ارزش افراد نیز در نقاط سود مقعر و در نقاط ضرر محدب است. این موضوع باعث می‌شود که افراد از زیان، احساس عدم مطلوبیت بیشتری (در مقایسه با مطلوبیت حاصل از سود هم‌اندازه) داشته باشند. در واقع، بر اساس تئوری دورنما، افراد زیان‌گریز هستند و زیان احساس عدم مطلوبیت زیادی را به آن‌ها القا می‌کند. گنسوف و مایر (۲۰۰۱)، عنوان می‌کنند که افراد در بازار مسکن به دلیل زیان‌گریزی حاضر به فروش دارایی خود به قیمت پایین‌تر نیستند و این موضوع باعث می‌شود در دوران رکود علی‌رغم اینکه قیمت انتظاری کاهش می‌یابد، فروشندگان قیمت‌های پیشنهادی خود را کاهش ندهند و مدت طولانی را در بازار منتظر بمانند تا در قیمتی نزدیک به قیمت پیشنهادی خود، دارایی خود را به فروش برسانند. گنسوف و مایر (۲۰۰۱) به لحاظ تجربی نیز، رابطه ریسک‌گریزی و چسبندگی رو به پایین قیمت بازار مسکن را مورد ارزیابی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که ریسک‌گریزی عامل اصلی چسبندگی در بازار بوده است.

در مطالعه‌ای مشابه، انگل‌هاردت^۱ (۲۰۰۳) به این نتیجه رسید که ریسک‌گریزی عامل اصلی چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در بازار مسکن است. دوبرینسکایا^۲ (۲۰۰۸) نیز تلاش کرد تا براساس یک مدل رفتاری وجود چسبندگی قیمت در بازار مسکن را توضیح دهد. وی برای اینکه براساس مدل طراحی شده، به نتیجه موردنظر خود دست پیدا کند، از ریسک‌گریزی فعالان بازار مسکن به‌عنوان یک واقعیت سبک شده^۳ استفاده کرده است.

همان‌طور که در بالا توضیح داده شد، بازار مسکن، حداقل از سه کانال مختلف، می‌تواند از سیاست‌های پولی بانک مرکزی متأثر شود. اما از سوی دیگر،

-
1. Engelhardt
 2. Dobrynskaya
 3. Stylized Fact

مطالعه رفتار بازار مسکن توسط محققین مختلف نشان داده است که این بازار دارای چسبندگی قیمتی رو به پایین است. به عبارت دیگر، زمانی که بازار در وضعیت رکودی قرار می‌گیرد، قیمت‌ها در بازار یا کاهش پیدا نمی‌کنند یا مقدار این کاهش بسیار ناچیز است. بنابراین براساس آنچه گفته شد، به نظر می‌رسد که سیاست‌های پولی انقباضی که انتظار می‌رود سبب کاهش قیمت در بازار مسکن شود، چندان مؤثر نباشند و نتوانند به دلیل چسبندگی قیمت، بازار مسکن را تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که رابطه بین سیاست پولی و بازار مسکن به احتمال زیاد یک رابطه غیرخطی و نامتقارن است و انتظار می‌رود که بیشتر در دوران رونق، بین سیاست پولی و بازار مسکن رابطه وجود داشته باشد.

۲. ادبیات تحقیق

۱-۲. مطالعات خارجی

سیموکنگنه و همکاران^۱ (۲۰۱۳) اثرات نامتقارن سیاست پولی را بر بازار مسکن مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه که برای اقتصاد آفریقای جنوبی انجام شده است، محققین از روش خودتوضیح برداری مارکوف سویچینگ (MSVAR) استفاده کردند. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد که سیاست پولی بر بازار مسکن مؤثر بوده و دارای اثرات نامتقارن بر این بازار است. یافته‌های محققین همچنین حاکی از آن است که سیاست پولی در دوره رکود بازار مسکن، اثر بیشتری بر این بازار داشته است.

تی‌سی^۲ (۲۰۱۳) اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی را بر بازار مسکن بریتانیا مورد بررسی قرار داده است. وی تأکید می‌کند که زیان‌گریزی فروشندگان ممکن است منجر به عدم فروش آن‌ها در قیمت‌های انتظاری خریداران شود و سبب پیدایش چسبندگی قیمتی در بازار رکودی مسکن شود. چنین وضعیتی می‌تواند سبب پیدایش رفتار نامتقارن در بازار مسکن شود. وی در این مطالعه حجم پول را

1. Simo-Kengne

2. Tsai

به عنوان معیار سیاست پولی و از قیمت‌های حقیقی مسکن به عنوان نماینده این بازار استفاده کرده است. محقق در ادامه، برای اینکه اثر سیاست پولی را بر بازار مسکن ارزیابی کند، ابتدا از روش تصحیح خطای معمولی انگل گرنجر^۱ (۱۹۸۷) و سپس از روش تصحیح خطای آستانه‌ای هنسن و سئو^۲ (۲۰۰۲) استفاده کرده است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر (که یک روش خطی است) نشان می‌دهد که این متغیرها در بلندمدت رابطه‌ای با هم ندارند. اما نتایج آزمون هم‌انباشتگی هنسن و سئو، کمی متفاوت‌تر است. براساس این آزمون بین متغیرهای مدل (سیاست پولی و بازار مسکن) رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که رابطه هم‌انباشتگی بین دو متغیر، یک رابطه غیرخطی بوده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در دوران رکود بازار مسکن (که انتظار می‌رود در نتیجه سیاست انقباضی پولی رخ دهد) در مقایسه با دوران رونق بازار مسکن (که انتظار می‌رود در نتیجه سیاست انبساطی پولی رخ دهد) این بازار به سیاست‌های پولی، واکنش کمتری نشان می‌دهد.

چاودوری و مک‌لنن^۳ (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای اثرات نامتقارن سیاست پولی را بر بازار مسکن بریتانیا مورد ارزیابی قرار دادند. محققین برای بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن از یک مدل مارکوف سویچینگ خودتوضیح برداری (MSVAR) استفاده کرده‌اند. رویکرد این محققین، مشابه روشی است که توسط سیموکنگنه و همکاران (۲۰۱۳) به کار گرفته شده است. نتایج مطالعه ایشان، حاکی از آن است که اثر سیاست پولی در دوره‌های رکود و رونق متفاوت است یا به عبارت دیگر، سیاست پولی دارای اثرات نامتقارن بر بازار مسکن است. مضاف بر این، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست پولی انبساطی در دوران رکود، اثر کمتری بر بازار مسکن در مقایسه با دوران رونق دارد.

فیری^۴ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای مشابه با مطالعه تی‌سی (۲۰۱۳)، اثرات نامتقارن

-
1. Engle and Granger
 2. Hansen and Seo
 3. Chowdhury and Maclennan
 4. Phiri

سیاست پولی را بر بازار مسکن آفریقای جنوبی مورد ارزیابی قرار داده است. وی در این مطالعه از روش خودرگرسیون آستانه‌ای گشتاوری^۱ و تصحیح خطای آستانه‌ای^۲ مربوط به آن استفاده کرده است. نتایج این مطالعه کاملاً مشابه با نتایج تی‌سی (۲۰۱۳) است و نشان می‌دهد که سیاست پولی و بازار مسکن، در دوران رونق، در مقایسه با دوران رکود، رابطه قوی‌تری با هم دارند و شوک وارد شده به سیستم (کاهش نرخ بهره در اثر سیاست پولی انبساطی) در دوران رونق، با سرعت بیشتری تعدیل شده و رابطه بلندمدت بین سیاست پولی و بازار مسکن مجدداً برقرار می‌شود. حال آنکه چنین رابطه‌ای در دوران رکود، ضعیف‌تر است. دلیل آن نیز چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در دوران رکود است.

آستویت و آنوندسن^۳ (۲۰۱۶) اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی را بر بازار مسکن مورد بررسی قرار داده‌اند. برخلاف مطالعات سیموکنگنه و همکاران (۲۰۱۳) و تی‌سی (۲۰۱۳) که اثرات سیاست پولی را در دوره‌های رکود و رونق بازار مسکن ارزیابی کرده‌اند، محققین این مطالعه معتقدند که سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی دارای اثر نامتقارن هستند. نتایج این مطالعه، مؤید ادعای اولیه محققین است و نشان می‌دهد که در مجموع، اثر سیاست پولی انبساطی برای اغلب بازارهای مسکن منطقه‌ای ایالات متحده آمریکا (که دارای کشش‌های متفاوت هستند) بیشتر بوده است. البته برای مناطقی که دارای کشش خیلی بالاتری بودند، اثر سیاست انقباضی بیشتر از سیاست پولی انبساطی بوده است.

هوانگ^۴ (۲۰۱۹) با استفاده از یک مدل آستانه‌ای نشان داد که بین سیاست پولی و قیمت بازار مسکن آمریکا یک رابطه غیرخطی وجود دارد. در این مطالعه که برای بازه زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۰ انجام شده، محقق نشان داده است که بین نرخ بهره و بازدهی چرخه‌ای مسکن در رژیم رکودی بازار مسکن یک رابطه معنی‌دار وجود دارد. به عبارت دیگر، سیاست پولی، بازار مسکن را در دوره‌های رکود بازار

1. Momentum Threshold Autoregressive
2. Threshold Error Correction
3. Aastveit and Anundsen
4. Huang

مسکن تحت تأثیر قرار می‌دهد.

دینگ و همکاران^۱ (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی علیت غیرخطی بین سیاست پولی و بازار مسکن چین پرداختند. در این مطالعه، محققین از داده‌های منطقه‌ای بازار مسکن چین و همچنین از روش علیت غیرخطی کوانتایل استفاده کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سیاست پولی به صورت غیرخطی بازار مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این تأثیرگذاری، بیشتر در کوانتایل‌های پایین و بالا است. به عبارت دیگر، سیاست پولی بازار مسکن را زمانی تحت تأثیر قرار می‌دهد که قیمت آن یا بسیار بالا یا بسیار پایین است.

۲-۲. مطالعات داخلی

تنها مطالعه‌ای که در داخل کشور به بررسی رابطه نامتقارن سیاست پولی و بازار مسکن پرداخته است، مطالعه ساقی و همکاران (۱۳۹۷) است. ایشان در این مطالعه، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری مارکوف سویچینگ (MS-VAR) به بررسی اثر سیاست پولی بر بازار مسکن در وضعیت‌های رونق و رکودی این بازار پرداخته‌اند. محققین در این مطالعه از داده‌های فصلی در بازه سال ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۶ استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست پولی بر بازار مسکن نامتقارن بوده و در دوران رکود در مقایسه با دوران رونق، دارای تأثیر بیشتری بر این بازار بوده است.

به غیر از مطالعه فوق‌الذکر در هیچ‌یک از مطالعات اثر سیاست پولی بر بازار مسکن به صورت غیرخطی بررسی نشده است. از میان مطالعاتی که به صورت خطی رابطه سیاست پولی و بازار مسکن را مورد ارزیابی قرار داده‌اند، می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد.

قلی‌زاده و ملاولی (۱۳۹۱) در تحقیق خود، اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن را در کشورهای نفتی و غیرنفتی مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه اثر نقدینگی بر نوسان قیمت بازار مسکن در ایران و ۲۰ کشور OECD که نوسان‌های قیمت مسکن در دهه‌های اخیر در آن‌ها بیش از سایر کشورها به چشم می‌خورد،

1. Ding et al.

بررسی شده است. برآوردهای این تحقیق، با استفاده از مدل داده‌های تابلویی و با داده‌های فصلی (۲۰۰۹-۱۹۸۰) انجام شده است. نتایج تخمین‌ها حاکی از آن است که نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن داشته است.

مهرآرا و شهاب لواسانی (۱۳۹۱) در مطالعه خود آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی را بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن موردبررسی قرار دادند. در این مطالعه برای استخراج رفتار چرخه‌ای مسکن از فیلتر هودریک پرسکات استفاده شده و برای تحلیل روابط بین متغیرها، از تحلیل ضریب همبستگی متقاطع و مدل خودتوضیح برداری (VAR) استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که رفتار ادواری یا چرخه‌های قیمت مسکن در ایران، با نوسانات درآمد‌های نفتی و بعضی متغیرهای اقتصاد کلان، مثل تولید ناخالص داخلی واقعی و عرضه پول و نرخ ارز واقعی مرتبط است.

موسوی و درودیان (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر بازار مسکن تهران پرداختند. برای این منظور از روش سری‌های زمانی ساختاری و الگوریتم کالمن فیلتر استفاده شده است. در این مطالعه از متغیر نقدینگی و همچنین نرخ بهره حقیقی به‌عنوان نماینده سیاست پولی استفاده شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نرخ بهره حقیقی دارای اثر منفی و معنی‌دار و رشد نقدینگی دارای اثر بی‌معنی بر بازار مسکن است.

ابوالحسینی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تکانه‌های پولی و نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن پرداخته‌اند. در این مطالعه از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است که بخش مسکن را در مدل اقتصاد ایران وارد کرده است. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که شوک پولی باعث افزایش موقت تولید و تورم در هر دو بخش مسکن و غیر مسکن می‌شود. البته با توجه به کشش پایین عرضه در بخش مسکن، افزایش تولید در بخش غیر مسکن (در نتیجه شوک پولی) بیشتر از افزایش تولید در بخش مسکن بوده است.

مرور مطالعات تجربی همچنین حاکی از آن است که در سال‌های اخیر، موضوع اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی در بازار مسکن برای محققین جذاب

شده است. اولین مطالعات در این حوزه، از سال ۲۰۱۳ شروع شده و تعداد این مطالعات در سال‌های اخیر با افزایش روبه‌رو بوده است. در میان مطالعات داخلی انجام‌شده، تنها یک مطالعه وجود دارد که اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی را در بخش مسکن مورد بررسی قرار داده است. تفاوت مطالعه حاضر با مطالعه مذکور در این است که اولاً در مطالعه ساقی و همکاران (۱۳۹۷)، صرفاً رابطه کوتاه‌مدت بین سیاست پولی و بازار مسکن مورد توجه بوده است و رابطه بلندمدت و همچنین غیرخطی بودن رابطه بلندمدت بین سیاست پولی و بازار مسکن مورد بررسی قرار نگرفته است. ثانیاً در مطالعه مذکور، چسبندگی رو به پایین قیمت‌ها در بازار مسکن نیز مورد بررسی قرار نگرفته است. مطالعه حاضر تلاش خواهد کرد با استفاده از روش هم‌انباشتگی اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱) محدودیت‌های تجربی مطالعه ساقی و همکاران (۱۳۹۷) را برطرف کند.

۳. داده‌ها و روش تحقیق

داده‌های استفاده شده در این تحقیق شامل داده‌های حجم پول (در این مطالعه از متغیر M1 به‌عنوان نماینده سیاست پولی استفاده شده است)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (سال پایه ۱۳۹۰) و قیمت اسمی مسکن هستند که به‌صورت فصلی و برای بازه بهار ۱۳۷۲ تا تابستان ۱۳۹۷ جمع‌آوری شده‌اند. منبع استخراج داده‌ها به‌جز قیمت اسمی مسکن، برای دو متغیر دیگر از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بوده است. داده‌های قیمت اسمی مسکن (قیمت یک مترمربع واحد مسکونی) نیز از مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند.

برای اینکه بتوانیم اثر بلندمدت سیاست پولی بر بازار مسکن را ارزیابی کنیم، از رابطه زیر بهره گرفته شده است (همانند تی‌سی، ۲۰۱۳ و فیری، ۲۰۱۸):

$$LHP_t = \beta_0 + \beta_1 LM1 + \mu_t$$

که در آن، $LM1$ لگاریتم حجم پول و LHP_t ، لگاریتم قیمت حقیقی مسکن است که از تقسیم قیمت اسمی مسکن بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به دست آمده است. μ_t نیز در معادله فوق، نشان‌دهنده جملات خطای مدل است.

برای بررسی هم‌انباشتگی بین دو متغیر حجم پول و قیمت حقیقی مسکن در

این تحقیق از دو رویکرد هم‌انباشتگی خطی و غیرخطی استفاده شده است. همان‌طور که پیش‌تر نیز ذکر شد، اثر سیاست پولی بر بازار مسکن، می‌تواند یک رابطه غیرخطی و نامتقارن باشد. بنابراین در این مطالعه، به جای اتکا به مدل‌های خطی که ممکن است منجر به نتایج اشتباه شود، از هر دو روش هم‌انباشتگی خطی و غیرخطی استفاده شده است. رویکرد هم‌انباشتگی خطی که در این مطالعه از آن استفاده شده است، رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۹۱) و رویکرد هم‌انباشتگی غیرخطی استفاده شده، رویکرد هم‌انباشتگی اندرزو و سیکلوس (۲۰۰۱) است. در زیر ابتدا به توضیح روش هم‌انباشتگی ارائه‌شده توسط اندرزو و سیکلوس (۲۰۰۱) پرداخته شده است، سپس در ادامه در بخش بعدی نتایج تجربی حاصل شده، آورده شده است.^(۱)

۳-۱. آزمون هم‌انباشتگی اندرزو و سیکلوس

یکی از مشکلاتی که در الگوهای سری‌زمانی و در مواجهه با متغیرهای نایستا ممکن است به وجود آید، رگرسیون کاذب است؛ به این معنی که ممکن است با استفاده از رگرسیون، رابطه معنی‌داری بین یک سری از متغیرهای نایستا کشف شود که در واقع چنین رابطه‌ای وجود نداشته باشد. چنین نتیجه‌ای در خصوص برقراری رابطه معنی‌دار بین متغیرها نه به دلیل وجود رابطه واقعی، بلکه به دلیل وجود روند تصادفی مشترک بین آن‌ها حاصل می‌شود. انگل و گرنجر^۱ (۱۹۸۷) برای آزمون واقعی بودن رابطه متغیرها (کاذب نبودن آن)، آزمون هم‌انباشتگی دو مرحله‌ای را معرفی کرده‌اند که مرحله اول آن با تخمین رابطه رگرسیونی زیر و به دست آوردن جملات اخلاص آن آغاز می‌شود:

$$x_{it} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + L + \beta_n x_{nt} + \mu_t \quad (۱)$$

که در آن، x_{it} ها متغیرهای انباشته از مرتبه اول (I(1)) هستند و β_i ها پارامترهای برآورد شده و μ_t جزء اخلاص مدل است که می‌تواند دارای خودهمبستگی باشد.

مرحله دوم آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر بررسی ایستایی جملات

خطای معادله فوق یا همان μ_t است. برای این منظور از رابطه زیر برای بررسی ایستایی استفاده می‌شود. معادله زیر، در واقع همان معادله آزمون ریشه واحد دیکی فولر^۱ در حالت بدون عرض از مبدأ و روند است.

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن ε_t جزء اخلاص با ویژگی نوفه سفید بوده و ρ پارامتری است که باید برآورد شود. در صورتی که ρ به لحاظ آماری کوچک‌تر از صفر باشد ($-2 < \rho < 0$)، به این معنی خواهد بود که جملات خطای معادله ۱ ایستا بوده و متغیرهای مدل هم‌انباشته هستند (رگرسیون مذکور کاذب نیست). در صورتی که سری‌های مورد بررسی در رابطه ۱، هم‌انباشته باشند، همواره یک مدل تصحیح خطا می‌توان به شکل زیر بین متغیرها متصور بود:

$$\Delta x_{it} = \alpha_i(x_{1t} - \beta_0 - \beta_2 x_{2t-1} - \beta_3 x_{3t-1} - \dots - \beta_n x_{nt-1}) + \sum_{j=1}^p \Delta x_{it-j} + \sum_{j=1}^{q_1} \Delta x_{1t-j} + \dots + \sum_{j=1}^{q_n} \Delta x_{nt-j} + v_{it} \quad (۳)$$

مشکلی که در رویکرد پیشنهاد شده توسط انگل و گرنجر وجود دارد، این است که زمانی که تعدیل خطای کوتاه‌مدت از یک فرآیند غیرخطی نامتقارن پیروی کند، هم آزمون هم‌انباشتگی (معادله ۲) و هم معادله تصحیح خطا (معادله ۳) با خطای تصریح روبه‌رو خواهد بود. برای رفع این مشکل، اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱) آزمون هم‌انباشتگی و فرم تصحیح خطای مبتنی بر رویکرد مدل خودرگرسیونی آستانه‌ای^۲ (TAR) را معرفی کرده‌اند که به شکل زیر قابل تصریح است:

$$\Delta\mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

معادله چهارم، همان آزمون هم‌انباشتگی است که در معادله ۲ معرفی شد، با این تفاوت که در معادله ۴، آزمون هم‌انباشتگی مبتنی بر یک فرآیند خودرگرسیونی آستانه‌ای است. در این معادله، I_t به شکل زیر قابل تصریح است:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (۵)$$

1. Dickey and Fuller

2. Threshold Autoregressive Model

که در آن، τ همان مقدار آستانه است. پتروسلی و وولفورد^۱ (۱۹۸۴) نشان داده‌اند که شرط لازم برای ایستایی متغیر μ_t بر اساس معادلات ۴ و ۵ این است که $\rho_1 < 0$ ، $\rho_2 < 0$ و $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ باشد. در صورتی که این شروط برقرار باشند، در بلندمدت μ_t برابر صفر خواهد بود و رابطه بلندمدت $x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + L + \beta_n x_{nt} + \mu_t$ برقرار خواهد بود. برای آزمون رابطه هم‌انباشتگی بر اساس رابطه ۴، از آزمون والد استفاده می‌شود و فرضیه صفر به صورت $\rho_1 = \rho_2 = 0$ در مقابل $\rho_1 < 0$ or $\rho_2 < 0$ آزمون می‌شود. توزیع این آزمون، توزیع رایج F نپوده (همانند آزمون دیکی-فولر که توزیع آماره آزمون آن دارای توزیع رایج t نیست) و مقادیر بحرانی آن از وین و سایرین^۲ (۲۰۰۴) قابل استخراج است. همچنین برای آزمون برابری ضرایب‌های معادله ۴ در دو رژیم نیز می‌توان بر اساس آزمون والد، فرضیه صفر $\rho_1 = \rho_2$ را در مقابل فرضیه مخالف $\rho_1 \neq \rho_2$ آزمون نمود.

در حالت کلی لازم است که τ (مقدار آستانه‌ای) به همراه پارامترهای ρ_1 و ρ_2 تخمین زده شود. اما می‌توان برای برخی از کاربردهای تجربی مقدار τ را برابر صفر در نظر گرفت. در این صورت، اگر مقدار متغیر وابسته در دوره قبل، بیشتر از مقدار بلندمدت باشد، $\mu_{t-1} > 0$ سرعت تعدیل برابر $\rho_1 \mu_{t-1}$ و اگر عکس این حالت صادق باشد، سرعت تعدیل برابر $\rho_2 \mu_{t-1}$ خواهد بود.

در صورتی که یک رابطه بلندمدت همانند معادله ۱ داشته باشیم و روابط ۴ و ۵ نیز، وجود این رابطه را تأیید کنند، در این صورت تعدیل خطای کوتاه‌مدت که به صورت نامتقارن و غیرخطی انجام می‌شود به شکل زیر صورت خواهد پذیرفت:

$$\Delta x_{it} = \rho_{1,i} I_t \mu_{t-1} + \rho_{2,i} I_t (1 - \mu_{t-1}) + L + v_{it} \quad (6)$$

که در آن، $\rho_{1,i}$ و $\rho_{2,i}$ ضرایب تعدیل خطای کوتاه‌مدت به بلندمدت برای متغیر Δx_{it} هستند. از آنجایی که تعدیل غیرخطی و نامتقارن در معادله ۶ امکان‌پذیر است، هیچ نیازی وجود ندارد که $\rho_{1,i}$ و $\rho_{2,i}$ باهم برابر باشند. خطای کوتاه‌مدت

1. Petrucelli and Woolford

2. Wane et al.

در هر رژیم، می‌تواند با سرعت متفاوت تعدیل شود. رویکرد هم‌انباشتگی که در بالا معرفی شد، رویکرد هم‌انباشتگی است که تصحیح خطا در آن از نوع TAR است. می‌توان با اندکی تغییرات تصریح متفاوتی را برای معادله ۵ در نظر گرفت که به مدل تصحیح خطا و هم‌انباشتگی^۱ M-TAR شهرت دارد. معادله ۵، برای این مدل به شکل زیر است:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (7)$$

تنها تفاوت این حالت با حالت قبلی این است که در این‌جا، متغیر آستانه‌ای به‌جای متغیر μ_{t-1} ، متغیر $\Delta\mu_{t-1}$ است. در واقع، در این حالت، مقدار آستانه‌ای به‌جای اینکه براساس مقدار خطای کوتاه‌مدت در دوره گذشته تعیین شود، براساس مقدار تغییرات خطا در دوره گذشته تعیین می‌شود.

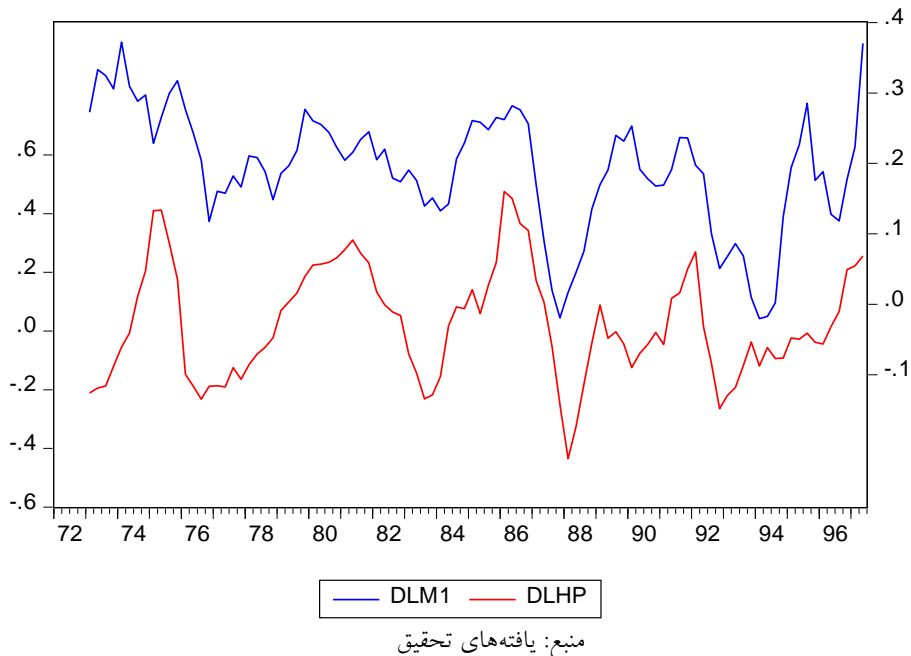
برای اینکه بتوانیم از میان دو تصریح TAR و M-TAR بهترین حالت را انتخاب کنیم، ابتدا لازم است که هر دو مدل برآورد شوند و براساس هر دو مدل، مقدار آماره اطلاعاتی آکاییک محاسبه شود. هر مدل که دارای کمترین مقدار آماره اطلاعاتی آکاییک باشد، به این معنی است که دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری است و رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی را به شکل بهتری توضیح می‌دهد.

۴. نتایج تجربی

نمودار ۱، روند متغیرهای رشد قیمت حقیقی مسکن و رشد حجم پول نسبت به فصل مشابه سال قبل را نشان می‌دهد. در این نمودار، محور عمودی سمت راست مربوطه به متغیر رشد حجم پول (نسبت به فصل مشابه سال قبل) و محور عمودی سمت چپ، مربوط به متغیر رشد قیمت حقیقی مسکن (نسبت به فصل مشابه سال قبل) است. همان‌طور که در این نمودار مشخص است، به نظر می‌رسد که در اکثر دوره موردبررسی این دو متغیر مسیر هم‌جهتی را طی کرده‌اند. این موضوع نشان‌دهنده رابطه مثبت احتمالی بین دو متغیر است. برای اینکه بتوانیم به‌طور یقین در خصوص وجود رابطه بین این دو متغیر اظهار نظر کنیم، ابتدا لازم است که درجه

انباشتگی متغیرها (ایستایی) مشخص شود و سپس در صورت نایستا بودن متغیرها، از آزمون هم‌انباشتگی برای بررسی وجود رابطه بین این دو متغیر بهره گرفته شود. همان‌طور که پیش‌تر در بخش روش تحقیق عنوان شد، در این مطالعه از دو روش هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۹۱) و اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱) استفاده شده است.

نمودار ۱. روند متغیرهای رشد قیمت حقیقی مسکن و رشد حجم پول نسبت به فصل مشابه سال قبل



همان‌گونه که در بالا اشاره شد، اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی، بررسی وضعیت ایستایی متغیرها است. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد KPSS و ADF ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول ارائه می‌شوند. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای اصلی تحقیق در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق در فرم لگاریتمی

متغیر	ADF	KPSS
	سطح	
LHP_t	-۱/۷۶	۰/۱۸۷**
$LM 1_t$	-۱/۳۷	۰/۲۸۳***
	تفاضل مرتبه اول	
LHP_t	-۶/۷۳***	۰/۰۵۶
$LM 1_t$	-۴/۵۳***	۰/۰۷۶

* معنی دار در سطح ۱۰ درصد (مقدار بحرانی آزمون KPSS: ۰/۱۱۹ / مقدار بحرانی آزمون ADF: -۳/۱۵)

** معنی دار در سطح ۵ درصد (مقدار بحرانی آزمون KPSS: ۰/۱۴۶ / مقدار بحرانی آزمون ADF: -۳/۴۶)

*** معنی دار در سطح ۱ درصد (مقدار بحرانی آزمون KPSS: ۰/۲۱۶ / مقدار بحرانی آزمون ADF: -۳/۱۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول ۱ نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح نایستا هستند و هر دو متغیر با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. لازم به ذکر است که در آزمون ریشه واحد KPSS برخلاف سایر آزمون‌های ریشه واحد مانند دیکی-فولر تعمیم یافته، فرضیه صفر آزمون بر ایستایی متغیر دلالت دارد. بنابراین رد شدن فرضیه صفر در آزمون KPSS به معنی نایستایی متغیرها است.

با توجه به اینکه متغیرهای تحقیق در سطح نایستا هستند، برای اطمینان از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها و کاذب نبودن رابطه برآورد شده، در بخش‌های بعدی به بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرهای اصلی تحقیق پرداخته می‌شود.

۴-۱. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۹۱)

از آنجایی که روش هم‌انباشتگی جوهانسن بر مبنای مدل خودتوضیح برداری^۱ بنا شده است، پیش از اینکه بتوانیم آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن را انجام دهیم، لازم است که ابتدا مدل خودتوضیح برداری را برآورد کنیم.

اولین مرحله در برآورد مدل خودتوضیح برداری، تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل است. تعیین تعداد وقفه بهینه، از این جهت حائز اهمیت است که استفاده از وقفه‌های بیش از اندازه (بیشتر از تعداد وقفه‌هایی که در فرآیند تولید داده‌ها در

1. Vector Autoregressive

جامعه وجود دارد) باعث تحمیل پارامترهای اضافی به مدل شده و سبب از دست رفتن درجه آزادی می‌شود. تعیین تعداد وقفه‌ها به تعداد کمتر از مقدار بهینه نیز، سبب کاهش قدرت توضیح‌دهندگی مدل می‌شود. بنابراین به‌عنوان نقطه شروع در مدل خودتوضیح برداری، ضروری است که تعداد وقفه‌های بهینه مدل تعیین شود. برای تعیین تعداد وقفه بهینه، معمولاً از آزمون نسبت راستنمایی^۱ یا از آماره‌های اطلاعاتی نظیر آکاییک، شوارتز و هنان-کوئین استفاده می‌شود. نتایج شبیه‌سازی‌ها نشان داده‌اند که آماره‌های اطلاعاتی در تعیین وقفه بهینه موفق‌تر عمل می‌کنند. از میان آماره‌های اطلاعاتی مذکور، آماره اطلاعاتی شوارتز یک آماره اطلاعاتی سازگار است و در تعیین وقفه‌های بهینه مدل عملکرد موفق‌تری دارد^(۲) (بروکس^۳، ۲۰۱۹). نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه برای مدل برآوردی بین دو متغیر لگاریتم قیمت حقیقی مسکن و لگاریتم حجم پول، نشان می‌دهد که بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز تعداد ۵ وقفه و بر اساس آماره اطلاعاتی آکاییک تعداد ۶ وقفه حائز شرایط وقفه بهینه برای مدل هستند. به دلیل سازگاری آماره اطلاعاتی شوارتز که در بالا به آن اشاره شد، ابتدا مدل بر اساس وقفه ۵، برآورد شد و آزمون‌های برقراری فروش کلاسیک برای مدل برآورد شده انجام شد. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که مدل برآورد شده با ۵ وقفه، دارای خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس است. بنابراین نمی‌توان از این مدل به‌عنوان مبنا برای آزمون جوهانسن استفاده کرد. در مرحله بعدی، مدل با ۶ وقفه (بر اساس آماره اطلاعاتی آکاییک) برآورد شد، نتایج مدل تخمین زده شده با این وقفه نشان می‌دهد که فروض کلاسیک برای این مدل برقرار است. بنابراین آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن بر اساس این وقفه انجام می‌شود. البته با توجه به اینکه برای انجام آزمون، لازم است که مدل خود توضیح برداری (VAR) تبدیل به مدل تصحیح خطای برداری (VECM) شود، آزمون با یک وقفه کمتر، یعنی با ۵ وقفه انجام می‌شود. دلیل اینکه برای آزمون از یک وقفه کمتر استفاده می‌شود، این است که برای تبدیل مدل

1. Likelihood Ratio Test

2. Brooks

VAR به مدل VECM از متغیرها تفاضل گیری می شود؛ موقع تفاضل گیری نیز یک وقفه از بین می رود.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن براساس آماره آزمون اثر^۱ و آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه^۲ در جدول ۲ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج این جدول نشان می‌دهد، براساس هر دو آماره آزمون، هیچ بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق وجود ندارد.

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن

تعداد بردار هم‌انباشتگی (فرضیه صفر)	آماره آزمون اثر		آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه	
	مقدار آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد
۰	۱۰/۸۳	۱۵/۴۹	۸/۳۴	۱۴/۲۶
۱	۲/۴۹	۳/۸۴	۲/۴۹	۳/۸۴

*** معنی دار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

گرچه نتایج به دست آمده توسط روش پیشنهادی جوهانسن نشان می‌دهد که بین دو متغیر حجم پول و قیمت حقیقی مسکن، هیچ رابطه بلندمدتی وجود ندارد. اما ممکن است این نتیجه به این دلیل حاصل شده باشد، که رابطه بلندمدت بین این دو متغیر یک رابطه غیرخطی و نامتقارن است. برای اینکه بتوانیم بر این مشکل فائق آییم در بخش بعدی به نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱) پرداخته می‌شود.

۴-۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱)

همان‌طور که پیش‌تر نیز ذکر شد، در آزمون هم‌انباشتگی اندرز و سیکلوس امکان لحاظ کردن تعدیل غیرخطی و نامتقارن در آزمون وجود دارد. بنابراین در صورتی که رابطه بین متغیرهای حجم پول و قیمت حقیقی مسکن، غیرخطی باشد، این آزمون در کشف چنین رابطه‌ای می‌تواند کمک شایانی بکند. جدول ۳، نتایج آزمون هم‌انباشتگی اندرز و سیکلوس را نشان می‌دهد. یکی از مهم‌ترین

1. Trace Statistic

2. Maximum Eigenvalue Statistic

مسائلی که در آزمون اندرز و سیکلوس وجود دارد، تعیین نقطه آستانه‌ای است. این نقطه آستانه‌ای هم به صورت برونزا (توسط محقق) و هم به صورت درونزا (برآورد شده در داخل مدل) قابل تعیین است. در این مطالعه، مشابه سایر مطالعات تجربی، نقطه آستانه‌ای هم به صورت درونزا و هم به صورت برونزا (برای هر دو مدل TAR و M-TAR) تعیین شده و سپس براساس آماره اطلاعاتی آکاییک، از بین حالت‌های مختلف، حالتی که دارای بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی باشد به‌عنوان حالت بهینه انتخاب شده است.

مقدار آستانه‌ای که معمولاً به صورت برونزا در مطالعات در نظر گرفته می‌شود و در بخش روش تحقیق نیز به آن اشاره شد، عدد صفر است. در این حالت، اگر مقدار متغیر وابسته در دوره قبل، بیشتر از مقدار بلندمدت باشد، $\mu_{t-1} > 0$ سرعت تعدیل برابر $\rho_1 \mu_{t-1}$ و اگر عکس این حالت صادق باشد، سرعت تعدیل برابر $\rho_2 \mu_{t-1}$ خواهد بود.

مطابق نتایج جدول ۳، مدل M-TAR با مقدار آستانه‌ای درونزا دارای کمترین مقدار آماره اطلاعاتی آکاییک است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، فرضیه صفر آزمون هم‌انباشتگی، مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد رد شده است. به عبارت دیگر براساس نتایج به دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که دو متغیر قیمت حقیقی مسکن و حجم پول دارای رابطه بلندمدت هستند. لازم به ذکر است که مقادیر بحرانی این آزمون از مطالعه وین و سایرین (۲۰۰۴) استخراج شده است. مقدار آستانه‌ای به دست آمده برای مدل M-TAR درونزا حدود ۰/۰۱۱ است. به عبارت دیگر، زمانی که مقدار تغییرات خطای مدل در دوره گذشته بزرگ‌تر از این رقم است، در رژیم یک و زمانی که عکس این حالت برقرار است در رژیم دو قرار خواهیم داشت.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی اندرز و سیکلوس

	TAR	TAR	M-TAR	M-TAR
نحوه تعیین مقدار آستانه‌ای	برونزا	درونزا	برونزا	درونزا
τ	۰/۰۰۰	۰/۱۷۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱
ρ_1	-۰/۱۲۹	-۰/۱۶۴	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۸
ρ_2	-۰/۰۶۴	-۰/۰۴۲	-۰/۱۴۳	-۰/۱۵۱
$\rho_1 = \rho_2 = 0$	۵/۲۳	۶/۷۹*	۵/۸۴۷	۶/۹۹*
$\rho_1 = \rho_2$	۱/۰۹	۳/۹۴۶	۲/۲۱۶	۴/۲۹**
AIC	-۲/۶۰۴	-۲/۶۳۳	-۲/۶۱۵	-۲/۶۳۷

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

** معنی‌دار در سطح ۵ درصد /

منبع: یافته‌های تحقیق

مقدار ضریب تعدیل برآورد شده برای رژیم بالا (رژیم یک)، برابر ۰/۰۱۸- و برای رژیم پایین (رژیم دو) برابر ۰/۱۵۱- است. این نتیجه نشان می‌دهد که در صورتی که به جزء خطای مدل یک شوک وارد شود، پایداری این شوک در رژیم یک (رژیم بالا) بیشتر خواهد بود (هرچقدر ضریب تعدیل محاسبه شده نزدیک به عدد صفر باشد، به معنی پایداری بیشتر شوک در آن رژیم است).

حال برای اینکه بتوانیم در خصوص غیرخطی بودن رابطه هم‌انباشتگی اظهار نظر کنیم باید آزمونی مبنی بر برابری ضریب تعدیل در دو رژیم انجام دهیم ($\rho_1 = \rho_2$). همان‌طور که در جدول ۳ قابل مشاهده است، فرضیه صفر این آزمون که دلالت بر برابری ضرایب تعدیل در دو رژیم دارد، در سطح معنی‌داری پنج درصد رد شده است. به این معنی که رابطه هم‌انباشتگی موجود بین دو متغیر از نوع غیرخطی است. در واقع دلیل اینکه آزمون جوهانسن، نتوانست وجود رابطه هم‌انباشتگی بین دو متغیر را کشف کند، این است که رابطه موجود از نوع غیرخطی است و این آزمون در خصوص چنین روابطی نمی‌تواند به درستی اظهار نظر کند.

با توجه به اینکه نتایج جدول ۳، وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق را مورد تأیید قرار می‌دهد، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (مرحله اول هردو آزمون انگل و گرنجر و اندرز و سیکلوس) رابطه بلندمدت بین این دو متغیر برآورد می‌شود. همان‌طور که در جدول ۴ نشان داده شده است،

سیاست پولی بر قیمت حقیقی مسکن، در بلندمدت دارای اثر مثبت و معنی دار است. مقدار ضریب به دست آمده برای این متغیر برابر ۰/۱۸۷ است که نشان می دهد، با افزایش یک درصدی در حجم پول، قیمت حقیقی مسکن در بلندمدت، ۰/۱۸۷ درصد افزایش پیدا می کند.

جدول ۴. نتایج تخمین رابطه هم انباشستگی

متغیر	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t
C	۸/۵۸۰***	۰/۱۸۸	۴۵/۶۶۱
$LM 1_t$	۰/۱۸۷***	۰/۰۱۵	۱۲/۴۶۶

*** معنی دار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته های تحقیق

اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱)، استدلال می کنند که در صورت وجود رابطه هم انباشستگی از نوع غیرخطی، به طور حتم یک رابطه تصحیح خطای کوتاه مدت وجود خواهد داشت که در آن ضرایب تصحیح خطا در رژیم ها می توانند متفاوت از هم باشند. نتایج مدل تصحیح خطای غیرخطی در جدول ۵ گزارش شده است. مطابق نتایج به دست آمده، ضریب مربوط به وقفه اول متغیر تفاضل حجم پول، در سطح ۵ درصد معنی دار بوده و دارای علامت مثبت است. این بدان معنی است که در کوتاه مدت نیز متغیر حجم پول دارای اثر معنی دار بر قیمت حقیقی مسکن است. البته باید توجه داشت که علیت موجود بین این دو متغیر در کوتاه مدت از نوع علیت همزمان نبوده و صرفاً علیت گرنجری (وقفه متغیر حجم پول بر متغیر قیمت حقیقی مسکن اثرگذار است) است.

مهم ترین قسمت نتایج حاصل شده از برآورد مدل تصحیح خطای کوتاه مدت، نتایج مربوط به ضرایب تصحیح خطا است. همان طور که در جدول ۵ مشاهده می شود، ضریب تصحیح خطای مدل در رژیم بالا برابر ۰/۰۴۸- و در رژیم پایین برابر ۰/۰۹۲- است. به لحاظ علامت، هر دو ضریب دارای علامت مورد انتظار (منفی) بوده و در محدوده صفر و منفی یک است. نکته ای که وجود دارد، این است که ضریب تصحیح خطا در رژیم بالا معنی دار نیست. معنی دار نبودن ضریب تصحیح خطا در این رژیم نشان می دهد که در صورت فاصله گرفتن از رابطه بلندمدت در این رژیم به رابطه بلندمدت بازمی گردیم. در واقع این موضوع،

نشان دهنده عدم برقراری رابطه بلندمدت در رژیم بالا و برقراری رابطه بلندمدت در رژیم پایین است.

بر اساس نتایج به دست آمده، زمانی که یک شوک مثبت تقاضا به بازار مسکن وارد می شود، قیمت حقیقی مسکن به شوک وارد شده پاسخ نشان داده و شروع به تعدیل کرده و به مرور افزایش پیدا می کند تا رابطه بلندمدت مجدداً برقرار شود. عکس این حالت اما برای شوک منفی تقاضا رخ نمی دهد. زمانی که شوک منفی تقاضا رخ می دهد، قیمت حقیقی مسکن کاهش پیدا نمی کند (بی معنی بودن ضریب تصحیح خطا در رژیم بالا).

به عنوان مثال، زمانی که به متغیر حجم پول وارد می شود (سیاست انبساطی) قیمت حقیقی مسکن روند اصلاحی پیش گرفته (افزایش می یابد) و به سمت رابطه بلندمدت حرکت می کند. اما زمانی که شاهد شوک انقباضی سیاست پولی هستیم، قیمت حقیقی مسکن کاهش نمی یابد و قیمت حقیقی مسکن بر اساس رابطه بلندمدت تعیین نمی شود. در واقع، بر اساس آنچه به دست آمده است، قیمت حقیقی مسکن دارای چسبندگی رو به پایین است که البته با واقعیات اقتصادی و همچنین نتایج مطالعات پیشین (تی سی، ۲۰۱۳) نیز همخوانی دارد.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل تصحیح خطا[‡]

متغیر	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t
ECM_{t-1} در رژیم بالا	-۰/۰۴۸	۰/۰۵۲	-۰/۴۰۴
ECM_{t-1} در رژیم پایین	-۰/۰۹۲***	۰/۰۳۸	-۲/۴۰۰
$DLHP_{t-1}$	۰/۳۹۵***	۰/۰۹۲	۴/۳۰۴
$DLM 1_{t-1}$	۰/۱۷۰**	۰/۰۸۶	۱/۹۸۸
c	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	-۰/۴۰۴

**معنی دار در سطح ۵ درصد

***معنی دار در سطح ۱ درصد

‡: تعداد وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها در مدل کوتاه مدت، بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز تعیین شده است. بر اساس این معیار، تعداد یک وقفه از تفاضل مرتبه اول متغیرها در مدل وارد شده است.

منبع: یافته های تحقیق

نتیجه گیری

هدف اصلی این مطالعه، بررسی عبور نامتقارن سیاست پولی بر قیمت های حقیقی

بازار مسکن است. در این راستا از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در بازه بهار سال ۱۳۷۲ تا تابستان سال ۱۳۹۷ استفاده شده است. از آنجایی که بررسی رابطه نامتقارن بین سیاست پولی و بازار مسکن، مستلزم استفاده از رویکردهای غیرخطی است در این مطالعه از روش هم‌انباشتگی سیکلوس و اندرز (۲۰۰۱) بهره گرفته شده است. البته به منظور مقایسه نتایج حاصل شده از این روش با رویکردهای خطی از روش جوهانسن (۱۹۹۱) که یک روش هم‌انباشتگی خطی است نیز استفاده شده است. مزیت روش اندرز و سیکلوس (۲۰۰۱) نسبت به روش جوهانسن (۱۹۹۱) این است که در این روش امکان لحاظ کردن تعدیل خطای نامتقارن و غیرخطی در آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد و بر این اساس، در صورتی که رابطه بین متغیرها از نوع غیرخطی باشد، این روش امکان کشف رابطه مذکور را داراست.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی بر اساس روش جوهانسن نشان داد که هیچ رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق وجود ندارد. به عبارت دیگر، سیاست پولی در بلندمدت نمی‌تواند بر بازار مسکن اثرگذار باشد. این در حالی است که براساس روش پیشنهادی سیکلوس و اندرز (۲۰۰۱) وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها مورد تأیید قرار گرفت. نتایج برآورد رابطه بلندمدت نیز نشان داد که سیاست پولی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت حقیقی مسکن است. یکی از مهم‌ترین ابزارهایی که در روش سیکلوس و اندرز، امکان استفاده از آن وجود دارد، بررسی تصحیح خطای کوتاه‌مدت غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای تحقیق است. نتایج برآورد رابطه تصحیح خطای کوتاه‌مدت حاکی از آن است که رابطه بلندمدت بین متغیرهای حجم پول و قیمت حقیقی مسکن، صرفاً در رژیم پایین وجود دارد. به عبارت دیگر، زمانی که لازم است برای برقراری رابطه بلندمدت (در پاسخ به یک سیاست پولی انقباضی) قیمت‌ها در بازار مسکن کاهش یابند، این اتفاق نمی‌افتد و تصحیح خطای کوتاه‌مدت صورت نگرفته و رابطه بلندمدت برقرار نمی‌شود. اما زمانی که قیمت‌های حقیقی لازم است در پاسخ به یک سیاست پولی انبساطی افزایش یابند، خطای کوتاه‌مدت تصحیح شده و رابطه بلندمدت سیاست پولی و قیمت حقیقی مسکن، با افزایش قیمت حقیقی مسکن مجدداً برقرار می‌شود.

نتایج مطالعه حاضر دارای پیامدهای سیاستی مهمی است. براساس نتایج این مطالعه، سیاست‌گذاران پولی می‌توانند از طریق سیاست پولی، بازار مسکن را (به صورت هم‌جهت) تحت تأثیر قرار دهند. اما هنگام اعمال سیاست پولی باید در نظر داشته باشند که به دلیل وجود چسبندگی قیمت (رو به پایین) در این بازار، سیاست پولی دارای اثر نامتقارن بر بازار مسکن بوده و صرفاً سیاست‌های انبساطی می‌تواند بر این بازار اثرگذار باشد. به عبارت دیگر، اگر هدف سیاست‌گذاران کنترل قیمت‌ها در بازار مسکن است، نمی‌توانند از ابزار سیاست پولی برای کنترل این بازار استفاده کنند. به بیان بهتر، زمانی که شاهد افزایش سریع قیمت‌ها در بازار مسکن هستیم یا زمانی که در این بازار حباب شکل گرفته است، سیاست پولی نمی‌تواند به عنوان ابزاری برای ایجاد آرامش در بازار مسکن استفاده شود و استفاده از سیاست انقباضی، صرفاً می‌تواند به شکل‌گیری رکود در اقتصاد بینجامد. این در حالی است که اگر بازار مسکن مستعد شکل‌گیری حباب باشد، سیاست پولی انبساطی می‌تواند در تشدید افزایش قیمت‌ها و شکل‌گیری حباب مؤثر باشد. بنابراین، سیاست‌گذاران پولی، هنگام اجرای سیاست‌های موردنظر خود، حتماً باید به نامتقارن بودن تأثیر سیاست پولی بر بازار مسکن، توجه داشته باشد.

پی‌نوشت‌ها

۱. علاقه‌مندان برای مطالعه در خصوص آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن (۱۹۹۱) می‌توانند به کتاب‌های رایج اقتصادسنجی مانند همیلتون (۱۹۹۴) مراجعه کنند.
۲. البته اگر هدف مدل، پیش‌بینی باشد، بهتر است از آماره اطلاعاتی آکاییک استفاده شود.

منابع

- ابوالحسنی، اصغر. ابراهیمی، ایلناز. پورکاظمی، محمدحسین. بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۹۵). «اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی». *فصلنامه پژوهش‌های رشد توسعه اقتصادی*، ۷(۲۵): ۱۱۳-۱۳۲.
- اصلانی، پروانه. خسروی، تقوا (۱۳۹۱). «تحلیل عوامل مؤثر بر حساب قیمت مسکن در تهران». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱(۲۰): ۱۰۵-۱۳۲.
- خلیلی عراقی، سید منصور. مهرآرا، محسن. عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳): ۳۳-۵۰.
- ساقی، فرزاد. هژبر کیانی، کامبیز. میرزاپور باباجان، اکبر. اکبری مقدم، بیت‌الله (۱۳۹۷). «اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد غیرخطی MS-VAR». *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵(۳): ۷۵-۱۰۲.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر. کمیاب، بهناز (۱۳۸۹). «بررسی واکنش سیاست پولی نسبت به حساب قیمت مسکن (مطالعه موردی ایران)». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۴(۴۲): ۱۲۳-۱۴۷.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر. ملاولی، طاهره (۱۳۹۱). «بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۳): ۸۳-۱۰۴.
- کمیحانی، اکبر. گندلی علیخانی، نادیا. نادری، اسماعیلی (۱۳۹۲). «تحلیل پولی حساب بازار مسکن در اقتصاد ایران». *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۲(۷): ۷-۳۹.
- موسوی، میرحسین. درودیان، حسین (۱۳۹۴). «تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در

- شهر تهران». فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۹(۳۱)؛ ۱۰۳-۱۲۷.
- مهرآرا، محسن. شهاب لواسانی، کیوان (۱۳۹۱). «آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌سای قیمت مسکن». فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲(۷)؛ ۱-۲۶.
- مهرگان، نادر (۱۳۹۳). «شاخص‌های پیوند بین بخشی مسکن». فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۹؛ ۲۸-۱۱.
- Aastveit, K. A., and Anundsen, A. K. (2017). Asymmetric Effects of Monetary Policy in Regional Housing Markets. Norges Bank Working Paper 25/2017.
- Azad Chowdhury, R., & Maclennan, D. (2014). Regional house price cycles in the UK, 1978-2012: a Markov switching VAR. *Journal of European Real Estate Research*, 7(3), 345-366.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, money, and aggregate demand.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 27-48.
- Brooks, C. (2019). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.
- Ding, H., Liang, G., Qi, T., & Ying, J. (2020). Tail causalities between monetary supply and real estate prices in China. *Economic and Political Studies*, 8(1), 82-95.
- Dobrynskaya, V. (2008). Reference-dependent preferences, loss aversion and asymmetric price rigidity. In *Centre for Advanced Studies Russia Moscow Working Paper*.
- Eickmeier, S., & Hofmann, B. (2013). Monetary policy, housing booms, and financial (im) balances. *Macroeconomic dynamics*, 17(4), 830-860.
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Engelhardt, G. V. (2003). Nominal loss aversion, housing equity constraints, and household mobility: evidence from the United States. *Journal of urban Economics*, 53(1), 171-195.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The quarterly journal of economics*, 116(4),

1233-1260.

- Hamilton, J. D. (1994). Time Series Econometrics. *Princeton U. Press, Princeton.*
- Huang, M. (2019). A threshold unobserved components model of housing bubbles: timings and effectiveness of monetary policies. *Empirical Economics*, 1-22.
- Iacoviello, M., & Minetti, R. (2008). The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market. *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 69-96.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Meltzer, A. H. (1995). Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective. *Journal of economic perspectives*, 9(4), 49-72.
- Nelson, E. (2003). The future of monetary aggregates in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, 50(5), 1029-1059.
- Petrucelli, J. D., & Woolford, S. W. (1984). A threshold AR (1) model. *Journal of Applied Probability*, 21(2), 270-286.
- Phiri, A. (2018). Asymmetric Pass-through Effects from Monetary Policy to Housing Prices in South Africa. *Managing Global Transitions*, 16(2), 123-140.
- Simo-Kengne, B. D., Balcilar, M., Gupta, R., Reid, M., & Aye, G. C. (2013). Is the relationship between monetary policy and house prices asymmetric across bull and bear markets in South Africa? Evidence from a Markov-Switching Vector Autoregressive model. *Economic Modelling*, 32, 161-171.
- Taylor, J. B. (2007). *Housing and monetary policy* (No. w13682). National Bureau of Economic Research.
- Tsai, I. C. (2013). The asymmetric impacts of monetary policy on housing prices: A viewpoint of housing price rigidity. *Economic Modelling*, 31, 405-413.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and uncertainty*, 5(4), 297-323.
- Wane, A., Gilbert, S., & Dibooglu, S. (2004). Critical values of the empirical F-distribution for threshold autoregressive and momentum threshold autoregressive models.