فصلنامه علمی- پژوهشی اقتصاد و مدیریت شهری، ۷(۱(پیاپی ۲۵))، ۱۱۱-۹۵
www.iueam.ir
نمایه در ISC، EconLit، Econbiz، EBZ، GateWay-Bayern، SID، Google Scholar، Noormags، Magiran، Civilica، RICeST، Ensani
شاپا: ۲۳۴۵-۲۸۷۰

شوک‌های قیمت نفت و ادوار تجاری مسکن در ایران: رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ

سید پرویز جلیلی کامجو* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیتا... العظمی بروجردی (ره)، بروجرد، ایران

یونس نادمی استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیتا... العظمی بروجردی (ره)، بروجرد، ایران

دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۰۵

چکیده: بازار مسکن، یکی از مهم‌ترین زیربخش‌های بازارهای سرمایه است که بیشترین ارتباطات را با سایر بخش‌های اقتصادی دارد. به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، شوک‌های قیمت نفت می‌تواند بر بازار مسکن تأثیر بگذارد. هدف این پژوهش، تحلیل ادوار تجاری بازار مسکن ایران با تأکید بر تأثیر شوک‌های نفتی بر بازدهی مسکن است. براساس مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بدون توجه به سبد سهام انتخاب شده، عوامل متعددی بر بازدهی دارایی مسکن مؤثر هستند که در این پژوهش، ریسک و شوک عواملی اقتصاد کلان شامل: حجم پول، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تسهیلات اعطایی بانک تخصصی مسکن و درآمدهای ارزی نفتی، بر بازدهی دارایی مسکن با استفاده از مدل سه رژیمی مارکوف سوئیچینگ گارچ در دوره ۱۳۹۴-۱۳۶۰ تحلیل شده است. نتایج نشان دادند که بازدهی مسکن در ایران دارای سه رژیم بازدهی بالا، بازدهی متوسط و بازدهی پایین است؛ به طوری که تلاطم بازدهی مسکن در هر یک از این سه رژیم، متفاوت است. تلاطم بازدهی مسکن در رژیم بازدهی پایین، بیش از تلاطم بازدهی در رژیم‌های بازدهی متوسط و بالا است. علاوه‌بر آن در ۳۵ سال بازه زمانی پژوهش، بازار مسکن ۱۳ سال را در رژیم بازدهی متوسط، ۲۰ سال را در رژیم بازدهی پایین و تنها دو سال را در رژیم بازدهی بالا قرار داشته است. همچنین نتایج نشان دادند که براساس فرضیه بیماری هلندی، شوک نفتی، نقدینگی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تأثیر مثبت و تسهیلات بانک مسکن، تأثیر منفی و معنی‌دار بر بازدهی مسکن دارد.

واژگان کلیدی: شوک‌های قیمت نفت، ادوار تجاری، رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ، بازار مسکن ایران

طبقه‌بندی JEL: L71, R31, C22, F17

* نویسنده مسئول: Parviz.jalili@abru.ac.ir

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

۱- مقدمه

یکی از ویژگی‌های بازار مسکن در کشورهای صادرکننده نفت، تأثیر درآمدهای نفتی بر بخش مسکن مبتنی بر فرضیه بیماری هلندی می‌باشد (Yiqi, 2017). اقتصاد ایران نیز تحت‌تأثیر رانت منابع ناشی از نفت است و نفت از کانال‌های مختلف بر اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارد؛ به طوری که کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل مبادله طبق فرضیه بیماری هلندی تحت تأثیر چرخه‌های نفتی هستند (Demary, 2010). بازار مسکن به عنوان ارائه‌دهنده کالای سرمایه‌ای غیرقابل مبادله می‌تواند به صورت مستقیم از سمت عرضه و تقاضا تحت‌تأثیر ادوار درآمدهای نفتی قرار گیرد (Gareis & Mayer, 2013). بخش مسکن در سال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ به ترتیب ۳/۱۸ و ۲/۸ درصد از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده و در سال‌های اخیر به عنوان دارایی که در مقابل تورم ارزش سرمایه‌های بخش خصوصی را حفظ نموده، مورد توجه بوده است (نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران، ۱۳۹۵). سهم بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص ساختمان، تقریباً ۷۶ درصد است در صورتی که سهم بخش خصوصی از کل تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، ۴۷ درصد است (حساب‌های ملی، ۱۳۹۵) که این امر بیانگر توجه ویژه بخش خصوصی به این دارایی یا سرمایه است. متغیرهای مؤثر بر ادوار تجاری مسکن، به دو دسته متغیرهای اقتصاد خرد و کلان تقسیم می‌گردد (Gareis & Mayer, 2013). در سطح کلان، بازار مسکن با حباب‌های قیمتی مکرر، پناهگاه مناسبی برای نقدینگی ۱۲۰۰ میلیارد تومانی (مانده‌حساب سپرده‌های بانکی بخش مسکن) بوده است (نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی، ۱۳۹۵). ارزیابی اطلاعات دهه‌های اخیر اقتصاد ایران نشان می‌دهد قیمت نفت و نقدینگی دارای همبستگی بالایی هستند که قابل‌تعمیم به رابطه نقدینگی و قیمت مسکن نیز است (آرام و همکاران، ۱۳۹۰). نتایج برخی از مطالعات نشان می‌دهند که بخش ساختمان تقریباً ۲۵ درصد نقدینگی در کشور را جذب می‌نماید (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). همچنین رابطه بین ادوار تجاری تولید ناخالص داخلی و ادوار تجاری مسکن در بیشتر کشورهای جهان وجود دارد (Funke & Paetz, 2013). در سطح اقتصاد خرد، سهم مسکن در هزینه خانوار شهری از ۲۷/۶ درصد در سال ۱۳۸۴ به ۳۵ درصد در سال ۱۳۹۴رسیده که این نسبت در دهک‌های پایین شدیدتر شده است. نرخ کمبود آپارتمان نیز از ۲۷ در سال ۱۳۵۷ به ۴ در سال ۱۳۹۴ رسید، البته تعداد خانوارها نیز در همین دوره رشد ۲۶۰ درصدی (۳/۶ برابری) داشت. به این ترتیب نرخ سرانه خانوار کمبود آپارتمان در چهار دهه اخیر، ۱/۸۷ برابر کاهش یافته است. در سال ۱۳۸۵، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، به ترتیب نرخ اجاره‌نشینی در بین خانوارهای ایرانی ۲۲/۹، ۲۶/۶ و ۳۰/۷ درصد بوده است و ۶۷/۹، ۶۲/۷ و ۶۰/۵ درصد خانوارهای ایرانی مالک بوده‌اند که نشان می‌دهد مسکن یک کالای سرمایه‌ای در سبد مصرفی خانوار است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۵). در تعیین سبد حداقل معیشت در برآورد خط فقر مطلق، مسکن یک نیاز اساسی (خباززاده ابرقویی و نفیسی، ۱۳۹۱) و همچنین یک نیاز مصرفی لوکس نیز است. به این ترتیب، تقاضای مسکن به عنوان یک کالای سرمایه‌ای، تابعی از نرخ بازگشت سرمایه در بخش مسکن در قیاس با نرخ بازدهی انواع دیگر سرمایه‌گذاری‌ها است (نصرالهی و آزادغلامی، ۱۳۹۲). در برخی اقتصادهای توسعه‌یافته مانند ایرلند بخش مسکن بیشترین ارتباط را با بازدهی بازار پول دارد؛ به طوری که بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و بازده مسکن در کوتاه‌مدت و بلندمدت، همبستگی بالایی وجود دارد (Gareis & Mayer, 2013). همچنین در اقتصاد ایران رابطه علّی یک طرفه از طرف تسهیلات به قیمت مسکن برقرار است (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱). اقتصاد ایران دارای دو ویژگی مهم است: سهم گسترده نفت در اقتصاد ایران و حضور چشمگیر دولت در بخش‌های مختلف اقتصادی؛ لذا این

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

پژوهش در پی ارزیابی تأثیر این دو ویژگی مهم بر بخش مسکن است. براساس مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بدون توجه به ماهیت سبد سهام، عوامل متعدد برون‌زا[۱] در بازار بر بازدهی دارایی مسکن مؤثر هستند. هدف این پژوهش ارزیابی ریسک و شوک عوامل برون‌زای اقتصاد کلان مانند: حجم پول، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تسهیلات اعطایی بانک تخصصی مسکن و درآمدهای ارزی نفتی بر بازدهی دارایی سرمایه‌ای مسکن با استفاده از مدل سه رژیمی مارکوف سوئیچینگ گارچ[۲] در دوره ۱۳۶۰-۱۳۹۴ است. فرضیه اصلی این پژوهش این است که بازدهی بازار مسکن تحت تأثیر شوک‌های درآمد نفتی قرار دارد. همچنین سؤالات این پژوهش عبارتند از:

آیا درآمدهای نفتی منجر به افزایش بازدهی بخش مسکن شده است؟ یا به بیانی دیگر آیا مسکن نیز به عنوان یک کالای غیرقابل مبادله تحت‌تأثیر بیماری هلندی قرار دارد؟ آیا بازدهی بخش مسکن اسمی است و رشد نقدینگی منجر به افزایش بازدهی بازار مسکن شده است؟ آیا افزایش حضور بخش خصوصی در بازار مسکن طبق تئوری‌های اقتصاد کلاسیک و اقتصاد آزاد، منجر به افزایش بازدهی بخش مسکن شده است؟ و افزایش حضور بخش خصوصی منجر به بازدهی بیشتر در بازار مسکن می‌گردد؟ یا اینکه در مقابل آیا بخش دولتی با استفاده از ابزار تسهیلات توانسته است تأثیر مثبتی بر بازدهی بخش مسکن داشته باشد؟

۲- پیشینه پژوهش

الف) پژوهش‌های خارجی

ییکی[۳] (۲۰۱۷) با استفاده از یک مدل تجربی، به ارزیابی تأثیر نفت بر قیمت مسکن در مناطق مختلف نروژ پرداخت. نتایج نشان دادند در مناطقی که درآمدهای نفتی سرمایه‌گذاری می‌شوند تأثیر درآمدهای نفتی بر قیمت مسکن بیشتر از سایر مناطق و حتی در سطح ملی بوده است.

الموالی[۴] و همکارانش (۲۰۱۶) به ارزیابی تأثیر بخش نفت بر بازدهی مسکن با استفاده از یک مدل اقتصاد خرد در عمان پرداختند. نتایج نشان دادند که شوک‌های بخش نفت بیشترین تأثیر را بر شوک‌های مسکن و کشاورزی دارد.

فونک و پتز[۵] (۲۰۱۳) به ارزیابی رابطه بین ادوار تجاری تولید ناخالص داخلی و ادوار تجاری مسکن در هنگ‌کنگ پرداختند. نتایج نشان دادند که نوسانات قیمت مسکن می‌تواند منجر به نوسانات تولید ناخالص داخلی گردد.

کاتراکلیدیس و تراچاناس[۶] (۲۰۱۲)، با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی به تعیین عوامل تأثیرگذار بر پویایی‌های قیمت مسکن در یونان پرداختند. نتایج نشان دادند تغییرات مثبت و منفی متغیرهای اقتصاد کلان تأثیر زیادی بر قیمت مسکن بلندمدت و کوتاه‌مدت دارد.

بلترانی و مورانا[۷] (۲۰۱۰) در تحقیقی نشان دادند که شوک‌های جهانی طرف عرضه اقتصاد، عامل مهمی در نوسانات قیمت مسکن در کشورهای عضو گروه هفت است و علیت دوطرفه بین قیمت واقعی مسکن و عوامل کلان اقتصادی وجود دارد.

سیز[۸] (۲۰۱۰) به ارزیابی تأثیر متغیرهای جغرافیایی بر بازده مسکن در ایالات متحده پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد متغیرهای زمین، جمعیت، موقعیت جغرافیایی مسکن و نزدیکی به مرکز شهر و استان، تأثیر مستقیمی بر بازدهی مسکن دارند.

ب) پژوهش‌های داخلی

ابوالحسنی و همکارانش (۱۳۹۵) در پژوهشی با هدف شناسایی نوسانات قیمت و تولید در بخش مسکن، سعی کردند یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

۱- در این پژوهش فرض شده است که متغیرهای ذکر شده برون‌زا هستند و رابطه علی دو طرفه بین این متغیرها و متغیرهای بخش مسکن وجود ندارد.

2- Markov Switching Multifractral

3- Yiqi

4- Al-Mawali

5- Funke and Paetz

6- Katrakilidis and Trachanas

7- Beltratti and Morana

8- Saiz

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

نیوکینزی را با در نظر گرفتن بخش مسکن برای اقتصاد ایران طراحی کنند تا از طریق آن تأثیر، تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی را بر نوسانات این بخش شناسایی کنند. نتایج تحقیق نشان دادند که درآمدهای نفتی از طریق افزایش نقدینگی و تقاضای بخش خصوصی و خانوارها، باعث افزایش تورم در اقتصاد می‌شوند و بروز یک تکانه نفتی، باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیر مسکن می‌شود، با این تفاوت که اثر تورمی این شوک، بیشتر از تولید می‌باشد. در مجموع، نتایج توابع عکس‌العمل آنی و مقایسه گشتاورهای مدل با داده‌های واقعی نشان می‌دهد که مدل ارائه شده تا حد زیادی می‌تواند نوسانات سیکلی متغیرهای کلان اقتصادی بخش مسکن و غیرمسکن را تبیین نماید.

نصرالهی و آزادغلامی (۱۳۹۲) در پژوهشی به منظور ارزیابی عواملی که می‌تواند بر نوسانات قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران اثر بگذارد، از داده‌های تابلویی از روش رگرسیون گام‌به‌گام استفاده کردند. براساس این مدل سلسله‌مراتبی، متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران به ترتیب اهمیت عبارتند از: وام مسکن، اجاره‌بهای مسکن، تولید ناخالص منطقه‌ای، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی که ضرایب تمامی متغیرها به لحاظ آماری، معنادار هستند.

منجذب و مصطفی‌پور (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی تأثیر طرح مسکن مهر بر بازار مسکن در ایران با استفاده از داده‌های پنل و استفاده از مدل ARDL[1] نامتقارن پیشنهاد شده پرداختند. برای این منظور از داده‌های ۹ استان در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ استفاده شده است. متغیرها از الگوی پوتربا و توبین[2] استخراج شده‌اند و متغیر در نظر گرفته شده برای بررسی تأثیر مسکن مهر بر قیمت مسکن، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره است. نتایج بیانگر تأثیر بالای متغیر تعداد خانوار (جمعیت) و نقدینگی بر قیمت مسکن بودند. نتایج نشان دادند که طرح مسکن مهر نتوانسته است کاهشی را در روند افزایش قیمت مسکن ایجاد نماید و فقط اجرای این طرح از طریق تأثیر بر انتظارات آتی مردم باعث ایجاد رکودی در بخش معاملات مسکن شده که این رکود، کاهش نسبی قیمت مسکن را به دنبال داشته است.

خبازراده ابرقویی و نفیسی (۱۳۹۱) با استفاده از مدل پانل، به ارزیابی رابطه قیمت مسکن با نرخ تورم و تولید ناخالص ملی در کلان‌شهرهای ایران (۱۱ استان) و در دوره ۸۵-۱۳۷۹ پرداختند. نتایج نشان دادند رشد اقتصادی و تورم دارای تأثیر مثبتی بر قیمت مسکن است.

قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) با استفاده از مدل گریف و هاوس[3] (۲۰۰۰) نشان دادند که رابطه مثبت و معنی‌داری بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و قیمت مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت وجود دارد و همچنین رابطه علّی یک‌طرفه از طرف تسهیلات به قیمت مسکن برقرار است.

قلی‌زاده و اکبریان (۱۳۸۹) با استفاده از مدل ARDL در دوره ۸۵-۱۳۷۱ نشان دادند که رابطه مثبت و معنی‌داری بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مسکونی و غیرمسکونی در ایران وجود دارد.

عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸) با استفاده از یک مدل ARDL در دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۴ نشان دادند که متغیرهای رشد جمعیت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات و شوک‌های مثبت و منفی درآمدهای نفتی بر رشد قیمت مسکن، معنی‌دار و موافق تئوری است و تأثیر نرخ تورم معنی‌دار نیست.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) با کاربرد نسبت قیمت به اجاره به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن نشان دادند که سیاست‌های پولی و قیمت دارایی‌ها، از متغیرهای مهم مؤثر بر شکل‌گیری حباب قیمت مسکن هستند.

1- Auto Regressive Distributed Lag
2- Poterba and Tobin
3- Greef and Haas

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

شوک‌های قیمت نفت و ادوار تجاری مسکن در ایران .../ سید پرویز جلیلی کامجو، یونس نادمی ـــ

نمودار ۱- سهم بخش ساختمان از اشتغال در ایران (۱۳۹۵-۱۳۳۵)

منبع: (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و گزارش‌های مختلف اقتصادی)

سلطانی (۱۳۸۱) با استفاده از یک مدل OLS چهارمتغیره نشان داد که درآمدهای نفتی بیشترین سهم را بر شوک‌های قیمت مسکن در ایران در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۰ دارند.

۳- مبانی نظری

بازده قیمت مسکن، از مجموع اجاره و تغییرات نسبی قیمت مسکن محاسبه می‌گردد (Goodhart & Hofmann, 2008). متغیرهای متعددی بر بازده مسکن تأثیر دارند؛ به طوری که رابطه علّی دوطرفه بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده مسکن در سطح بین‌الملل وجود دارد (Funke & Paetz, 2013). اهمیت بخش ساختمان در حدی است که به ازای ساخت هر ۵۲ مترمربع مسکن، یک شغل در یک‌سال به صورت مستقیم ایجاد می‌شود (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). نمودار ۱، سهم بخش ساختمان از اشتغال در ایران را نشان می‌دهد.

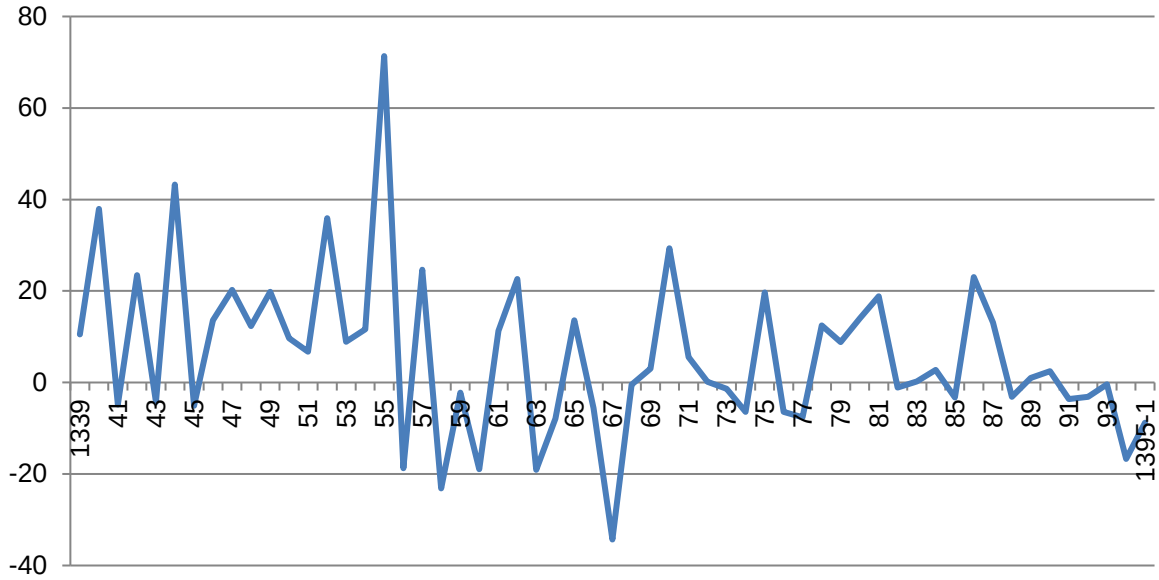
در طول دهه‌های اخیر، بازده بخش مسکن، بیشترین نوسان را در بین دارایی‌های مختلف مالی داشته است (خباززاده ابرقویی و نفیسی، ۱۳۹۱). نوسانات بازده مسکن می‌تواند ناشی از نوسانات سایر بخش‌های اقتصادی باشد (Goodhart & Hofmann, 2008). در اقتصاد ایران، بخش نفت، بیشترین شوک را بر بخش مسکن به خصوص قیمت مسکن وارد نموده است (سلطانی، ۱۳۸۱). آمارها نشان می‌دهند که در طول دوره ۹۵-۱۳۷۰، چهار دوره جهش در قیمت مسکن اتفاق افتاده است (ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵). مسأله بی‌ثباتی و نوسانات گسترده قیمت‌ها و بازده مسکن به ویژه در کلان‌شهرها را می‌توان بارزترین ویژگی این بخش مهم اقتصادی دانست (نصرالهی و آزادغلامی، ۱۳۹۲) که بخش عمده آن، ناشی از گسترش ساختار سکونتی شهری و تغییر ساختار جمعیتی در ایران است. نوسان ادواری سرمایه‌گذاری مسکن و اقتصاد ملی، تغییر رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، انحراف در تخصیص منابع اقتصادی، تشدید نقل‌وانتقال سرمایه در بازار دارایی‌ها، تغییر الگوی توزیع درآمد و عدم‌توازن منابع و مصارف نظام بانکی، پیامدهای مهم نوسان قیمت مسکن (حباب مسکن) است که تأثیر مستقیمی بر بازده مسکن دارد (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۹). مازاد تقاضا در دهه‌های اخیر منجر به رشد فزاینده همراه با چندین دوره حباب در قیمت و بازده مسکن شده است. تداوم مازاد تقاضا در بازار مسکن در دوره‌هایی به دلیل کاهش قدرت خرید متقاضیان به بازار

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

اجاره انتقال پیدا کرده است؛ به طوری که با وجود رکود در معاملات مسکن و حتی کاهش قیمت مسکن، شاخص اجاره مسکن، روند فزاینده‌ای داشته است (ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵). نمودار ۲ رشد بخش ساختمان در دوره ۱۳۳۹-۱۳۹۵ را نشان می‌دهد.

تسهیلات اعطایی به بازار مسکن در اقتصاد ایران دارای هدف مشخصی نیست و هدف قرار گرفتن سمت عرضه و تقاضا در تخصیص این تسهیلات شفاف نیست. مهم‌ترین عوامل ایجادکننده نوسانات نامتعارف در قیمت مسکن (حباب مسکن)، استمرار نرخ‌های بسیار پایین بهره برای مدت طولانی (حیدری و سوری، ۱۳۸۹)، رشد وام‌های رهنی پرخطر به علت تسهیلات بیش از حد در اعطای این وام‌ها و ایجاد فضای سفته‌بازی در بازار مسکن است (درخشان، ۱۳۸۷). تسهیلات مسکن منجر به تحریک تقاضای سفته‌بازی مسکن شده است (Goodhart & Hofmman, 2008). اجماع‌نظر وجود دارد که یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده افزایش قیمت‌های مسکن در بسیاری از کشورها در چند سال گذشته، کاهش نرخ‌های بهره در رکود اقتصادی اخیر است (Gimeno & Martinez-Carrascal, 2010).



نمودار ۲- رشد ارزش‌افزوده بخش ساختمان به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳ در دوره ۱۳۹۵ -۱۳۳۹

منبع: (مرکز ملی آمار)

افزایش نقدینگی منجر به کاهش ارزش ریال و افزایش قیمت کالاهای قابل‌مبادله می‌گردد که در نهایت باعث حرکت سرمایه از بخش کالاهای قابل‌مبادله به بخش کالاهای غیرقابل مبادله می‌شود که در صورت وجود شرایط سفته‌بازی، افزایش قیمت و بازده مسکن را در پی خواهد داشت (Apergis, 2003). نقدینگی فزاینده، یکی از دلایل اصلی حباب قیمت مسکن در ایران است (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۹). مهم‌ترین تئوری در مورد رابطه مثبت بین نقدینگی و قیمت‌های دارایی و به ویژه قیمت مسکن، تئوری پول‌گرایان است. طبق تئوری تخصیص بهینه دارایی‌ها در پرتفلیو براساس قیمت‌های نسبی، افزایش عرضه پول منجر به افزایش قیمت کالاها می‌شود. کارگزاران اقتصادی عقلایی درک می‌کنند که ارزش حقیقی پول در حال کاهش است و برای جلوگیری از کاهش ارزش پول، آن را به دارایی‌های فیزیکی تبدیل می‌کنند و به این ترتیب، افزایش تقاضای دارایی‌های فیزیکی مانند: زمین و ساختمان، قیمت آنها را افزایش می‌دهد (Elbourne,

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

(2008. شاید یکی از دلایل استقبال بخش خصوصی از سرمایه‌گذاری در مسکن در ایران، میانگین تورم ۱۹/۵۹ درصدی بخش مسکن در ۲۵ سال اخیر بوده است، البته در حاشیه شهرها به دلیل تغییر کاربری اراضی کشاورزی و جنگلی به زمین شهری، رشد قیمت زمین و ساختمان بسیار شدیدتر بوده است. نتایج مطالعات متعددی، رابطه مثبت بین ادوار تجاری تولید ناخالص داخلی و ادوار تجاری مسکن را نشان می‌دهند (Leamer, 2007). همچنین با توجه به سهم تقریباً ۲۰ درصدی نفت در تولید ناخالص داخلی ایران در چند دهه اخیر (نماگرهای اقتصادی، ۱۳۹۵)، رابطه مثبت بین ادوار بخش نفت و ادوار تجاری تولید ناخالص داخلی قابل مشاهده است؛ به این ترتیب طبق اصل انتقال‌پذیری، رابطه مثبت بین ادوار تجاری نفت و ادوار تجاری مسکن را نیز نمی‌توان رد کرد (Egert & Leonard, 2008). بازار مسکن به دلیل ارائه کالا و خدمات غیرقابل مبادله می‌تواند تحت فرضیه بیماری هلندی مورد تحلیل قرار گیرد، به طوری که مسکن و زمین، در اقتصاد دچار بیماری هلندی و فرضیه نفرین منابع، از یک کالای مصرفی به یک کالای سرمایه‌ای پربازده تبدیل می‌گردند (بهرامی و اصلانی، ۱۳۹۰). مطابق فرضیه بیماری هلندی با افزایش ارزش پول ملی در دوره افزایش درآمدهای حاصل از منابع طبیعی مانند: نفت و گاز، قیمت کالاهای قابل‌مبادله شامل: صادرات غیرنفتی و تولیدات صنعتی و کشاورزی به دلیل واردات، کاهش یافته و تولید داخلی آنها تحت‌تأثیر واردات ارزان تقریباً متوقف می‌گردد و سرمایه‌های داخلی سرگردان به سمت کالاهای غیرقابل مبادله عمدتاً شامل خدمات و مسکن سوق می‌یابد و قیمت آنها افزایش می‌یابد. همچنین با کاهش درآمدهای نفتی و کاهش واردات کالاهای قابل‌مبادله، قیمت این کالاها افزایش می‌یابد و چون تولید داخلی نیز در مرحله قبل متوقف شده بود، تورم و کاهش ارزش پول ملی، باعث افزایش تقاضای کالاهای سرمایه‌ای مانند زمین و مسکن می‌گردد که دوباره قیمت این کالاهای غیرقابل مبادله را افزایش می‌دهد و در صورتی که این روند منجر به حباب قیمت مسکن گردد، می‌تواند با تخلیه حباب رکود عمیق به این بازار تزریق نماید. لذا نوسانات درآمدهای نفتی می‌تواند با ورود دوره‌ای کالاهای مصرفی، دامن زدن به سرمایه‌گذاری‌های کم‌بازده، گسترش فعالیت‌های رانت‌جویی و ضعف تولید ملی در بلندمدت، کارایی و رشد اقتصادی را تهدید کند و باعث نوسانات گسترده‌ای در بازار مسکن شود (Egert & Leonard, 2008). در سمت تولید نیز نیروی کار و سرمایه، جذب بخش نفت و تجارت کالاهای قابل‌مبادله می‌شود و عرضه کالاهای غیرقابل مبادله کاهش می‌یابد. همچنین بازدهی کاذب و کوتاه‌مدت بالا در بخش نفت و کالاهای غیرقابل مبادله، هزینه دستمزد و اجاره سرمایه را افزایش می‌دهد؛ به طوری که هزینه تولید در بخش ساختمان، افزایش می‌یابد. در مجموع، قیمت زمین و ساختمان شدیداً صعودی می‌گردد؛ به طوری که می‌تواند در دوره کاهش درآمدهای نفتی، سرمایه‌ها و نیروی کار را جذب نماید تا آنجا که اثر درآمدی مسکن، مثبت می‌گردد که به آن، اثر مخارج گفته می‌شود (نصرالهی و همکاران، ۱۳۸۹). به عبارتی، اثر مخارج، بیانگر آن است که افزایش قیمت‌های ناشی از افزایش مخارج کل کشور که به دلیل افزایش درآمد نفتی به وجود آمده، در کالاهای قابل‌مبادله و به وسیله افزایش واردات، تا حدودی جبران می‌شود اما در کالاهای غیرقابل مبادله‌ای که امکان واردات وجود ندارد، این افزایش قیمت، شدیدتر و گسترده‌تر است. کوردن[1] (۱۹۸۴) پدیده بیماری هلندی را اثر تحرک منابع نامیده است و بیان می‌دارد که رشد بخش نفتی در کشورهای نفت‌خیز، دو اثر عمده دارد: ابتدا اثر مستقیم ضدصنعتی و دوم اثر ضدصنعت که باعث افزایش قیمت کالاهای غیرقابل مبادله می‌شود (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). البته رابطه علّی از بخش مسکن به عنوان یک بخش پیش‌رو به رشد اقتصادی و سایر بخش‌های اقتصادی، در مطالعات مختلف، رد نشده

1- Corden

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

است (قلی‌زاده و اکبریان، ۱۳۸۹). سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن، تحت‌تأثیر نرخ بازدهی نسبی است (Gareis & Mayer, 2013). بازدهی بازار مسکن تحت‌تأثیر نرخ بازدهی بازارهای موازی؛ مانند بازار پول (به خصوص سپرده‌های بانکی)، بازار سرمایه، بازار ارز و بازار طلا است (نصرالهی و آزادغلامی، ۱۳۹۲). کاهش نرخ بهره بازار پول به دنبال اعمال سیاست پولی انبساطی، میزان پس‌اندازها در بانک‌ها را کاهش و در مقابل، افراد قدرت مالی و سرمایه‌گذاری خود را با وام‌گیری از بانک و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی افزایش می‌دهند (Calza et al., 2013). سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن نسبت به غیرمسکن، تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی دارد. در رویکرد کینزی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، به صورت مستقیم، تقاضای مؤثر را افزایش می‌دهد و از سمت عرضه اقتصاد نیز با افزایش تقاضای نیروی کار و خدمات عرضه مسکن نوساز، منجر به جابه‌جایی روی منحنی عرضه کل کینزی به سمت بالا می‌شود که در مجموع، رشد اقتصادی را تقویت می‌نماید (Funke & Paetz, 2013). همچنین در رویکرد نئوکلاسیکی، افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن منجر به تقویت سلامت جسمانی، موفقیت آموزشی و کاهش فقر مطلق به دلیل تأمین سرپناه برای کارگزاران اقتصادی و بهبود انتظارات مثبت نسبت به آینده اقتصاد به دلیل مالکیت مسکن می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار و جابه‌جایی منحنی عرضه کل کلاسیکی به سمت راست شود. مسکن، کالایی اساسی و بدون جانشین است و عموماً کارگزاران اقتصادی به منظور عدم‌پذیرش ریسک‌های بالاتر در سایر بازارهای مالی، به نگهداری از آن مبادرت می‌ورزند (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). ارتباط بین قیمت و بازده مسکن و تسهیلات اعتباری، یکی از مهم‌ترین نتایج مورد نظر سیاست‌گذاران در اجرای سیاست‌های پولی در بخش مسکن است. اجرای سیاست‌های تسهیلات اعتباری بدون توجه به مبانی نظری و اثرات آن بر تورم و رشد بخش مسکن می‌تواند نتایج زیان‌باری را در اقتصاد مسکن و کل اقتصاد کشور به دنبال داشته باشد (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱). طبق نظریه‌های اقتصاد مسکن، تسهیلات مسکن براساس تأثیری که بر سمت عرضه یا تقاضای مسکن نوساز می‌گذارد، می‌تواند اثر متضادی بر بازده مسکن ایجاد نماید. تسهیلات مسکن می‌تواند منجر به تقویت قدرت خرید و افزایش تقاضا برای مسکن شود. در مقابل، تسهیلات می‌تواند منجر به افزایش عرضه و کاهش قیمت مسکن گردد که بر بازده مسکن تأثیر منفی دارد (Calza et al., 2013). بازار مسکن، محل مناسبی برای تمرکز سرمایه‌های سرگردان، سفته‌بازی، اقتصاد زیرزمینی و به‌خصوص پولشویی است. همچنین اثرات اقتصاد رفتاری در تحلیل بازده مسکن نیز در این بازار مشهود است؛ مانند اثر مقاومت در مقابل ضرر؛ به طوری که سرمایه‌گذاران مسکن، ضرر را بیشتر از فایده تحمل می‌نمایند.

۴- روش تحقیق

با توجه به مطالعات تجربی به خصوص مطالعات عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸)، قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹)، شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱) و قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱)، مدل بازدهی مسکن به صورت زیر تصریح شده است:

$$\mathrm{Return}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Return}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{OilShock}_t + \alpha_3 \mathrm{gm2}_t + \alpha_4 \mathrm{grinvest}_t + \alpha_5 \mathrm{gfin}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن بازدهی مسکن (Return_t)، تابعی از یک وقفه خود (Return_{t-1})، شوک قیمت نفت ($\mathrm{OilShock}_t$)، رشد نقدینگی ($\mathrm{gm2}_t$)، رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن ($\mathrm{grinvest}_t$) و رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن (gfin_t) است. همچنین ε_t جزء خطا یا پسماند رگرسیون است. متغیر بازدهی مسکن، از نرخ رشد اجاره‌بهای مسکن به‌دست آمده است. شوک قیمت نفت با استفاده از فیلتر

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

شوک‌های قیمت نفت و ادوار تجاری مسکن در ایران .../ سید پرویز جلیلی کامجو، یونس نادمی ـــ
هودریک- پرسکات[1] استخراج شده است که براساس این فیلتر روند قیمت نفت خام ایران از چرخه‌های آن جدا شده و چرخه‌های قیمت نفت به عنوان شوک قیمت نفت در نظر گرفته شده است. رشد نقدینگی نیز براساس نرخ رشد از تعریف گسترده پول (M_2) به دست آمده است. داده‌های مورد استفاده از مرکز آمار، بانک مرکزی و سازمان برنامه و بودجه استخراج شده است. به دلیل اینکه بازار مسکن در ایران مانند سایر بازارهای مالی و دارایی‌ها دارای ادوار تجاری است و نوسانات یا تلاطم‌های متفاوتی را در سال‌های مختلف تجربه نموده است؛ لذا برای مدل‌سازی آن و لحاظ نمودن نوسانات بازدهی، از تصریح مارکوف سوئیچینگ گارچ برای معادله بازدهی مسکن استفاده شده است.

$$\mathrm{Return_t}^{\mathrm{i}} = \alpha_0{}^{\mathrm{i}} + \alpha_1 \mathrm{Return}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{OilShock_t} + \alpha_3 \mathrm{gm2_t} + \alpha_4 \mathrm{grinvest_t} + \alpha_5 \mathrm{gfin_t} + \vartheta_t^{\mathrm{i}} \sqrt{\mathrm{h_t^i}} \quad (۲)$$

$$\mathrm{h_t^i} = \rho_0{}^{\mathrm{i}} + \rho_1{}^{\mathrm{i}} \varepsilon_{t-1}^2 + \rho_2{}^{\mathrm{i}} \mathrm{h_{t-1}^i} \quad (۳)$$

که در آن h_{t-1} یک میانگین مستقل از وضعیت واریانس‌های شرطی گذشته است. در واقع، در بحث رژیم سوئیچینگ، اگر h_{t-1} نیز وابسته به وضعیت‌های گذشته $\tilde{s}_{t-1}$ باشد؛ یعنی اگر $h_{t-1}^{(i)}$ نیز دارای اندیس i باشد، باید n پارامتر برآورد کرد؛ زیرا در آن صورت $h_{t-1}^{(i)}$ نیز وابسته به $h_{t-2}^{(i)}$ و $h_{t-2}^{(i)}$ نیز وابسته به $h_{t-3}^{(i)}$ و ... خواهد شد که برآورد پارامترها در این حالت، امکان‌ناپذیر است. بنابراین یک ساده‌سازی برای اجتناب از این‌که واریانس شرطی یک تابع از تمام وضعیت‌های گذشته شود، مورد نیاز است. کلاسن[2] (۲۰۰۲) برای اجتناب از این مشکل، جمله زیر را برای واریانس شرطی معرفی کرد:

$$\mathrm{h_t^{(i)}} = \rho_0^{(i)} + \rho_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \rho_2^{(i)} \mathrm{E}_{t-1}\left\{\mathrm{h_{t-1}^{(i)}} \middle| \mathrm{s_t}\right\} \quad (۴)$$

امید انتظاری جمله فوق، به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$E_{t-1}\left\{\mathrm{h_{t-1}^{(i)}} \middle| \mathrm{s_t}\right\} = \tilde{\mathrm{p}}_{\mathrm{ii},t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(i)}\right)^2 + \mathrm{h_{t-1}^{(i)}}\right] + \tilde{\mathrm{p}}_{\mathrm{ji},t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(j)}\right)^2 + \mathrm{h_{t-1}^{(j)}}\right] - \left[\tilde{\mathrm{p}}_{\mathrm{ii},t-1}\mu_{t-1}^{(i)} + \tilde{\mathrm{p}}_{\mathrm{ji},t-1}\mu_{t-1}^{(j)}\right]^2 \quad (۵)$$

احتمالات نیز به‌صورت ۶ محاسبه می‌شوند:

$$\tilde{p}_{\mathrm{ji,t}} = \Pr(\mathrm{s_t = j | s_{t+1} = i}, \zeta_{t-1}) = \frac{p_{ji}Pr(\mathrm{s_t = j}|\zeta_{t-1})}{Pr(\mathrm{s_{t+1} = i}|\zeta_{t-1})} = \frac{p_{ji}p_{j,t}}{p_{i,t+1}} \quad (۶)$$

چون همبستگی سریالی در بازدهی‌ها وجود ندارد، پیش‌بینی h مرحله به جلو نوسانات در زمان T-1 می‌تواند به‌صورت رابطه ۷ محاسبه گردد:

$$\hat{h}_{T,T+h} = \sum_{\tau=1}^{h} \hat{h}_{T,T+\tau} = \sum_{\tau=1}^{h}\sum_{i=1}^{2} \Pr(\mathrm{s_\tau = i}|\zeta_{T-1})\, \hat{h}_{\mathrm{T,T+\tau}}^{(\mathrm{i})} \quad (۷)$$

که در آن $\hat{h}_{T,T+h}$، پیش‌بینی نوسانات انباشت شده زمان T برای h مرحله بعد و $\hat{h}_{T,T+\tau}^{(i)}$، نشان‌دهنده پیش‌بینی نوسانات τ مرحله به جلو در رژیم i ساخته شده در زمان T است که می‌تواند به شکل بازگشتی محاسبه شود:

$$\hat{h}_{\mathrm{T,T+\tau}}^{(\mathrm{i})} = \alpha_0^{(\mathrm{i})} + \left(\alpha_1^{(\mathrm{i})} + \beta_1^{(\mathrm{i})}\right) E_T\left\{\hat{h}_{\mathrm{T,T+\tau-1}}^{(\mathrm{i})} \middle| \mathrm{s_{T+\tau}}\right\} \quad (۸)$$

بنابراین، پیش‌بینی‌های چندمرحله جلو نوسانات به‌صورت یک میانگین وزنی از پیش‌بینی‌های نوسانات چندمرحله جلو در هر رژیم محاسبه می‌شوند؛ به‌طوری‌که وزن‌ها، احتمالات پیش‌بینی هستند. پیش‌بینی نوسانات هر رژیم با یک فرمول به شکل گارچ به دست می‌آید به‌طوری‌که امید نوسانات دوره قبل به‌وسیله وزن دادن نوسانات رژیم قبلی با احتمالات معادله ۶ مشخص می‌شود. در حالت کلی برای محاسبه پیش‌بینی نوسانات، احتمال فیلتر (هموار شده) τ دوره جلو مورد نیاز است (نادمی، ۱۳۹۲). در ادبیات مارکوف، رژیم سوئیچینگ عنصری ضروری برای برآورد ماکزیمم درست‌نمایی احتمال

1- Hodrick-Perscott
۲- Klaassen

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

پیش‌بینی می‌باشد. احتمال قرار گرفتن در رژیم اول در زمان t با اطلاعات مفروض در زمان t-1 به‌صورت زیر تصریح می‌شود (Marcucci, 2005):

$$p_{0,t} = Pr[s_t = 0|\zeta_{t-1}]$$
$$p_{1,t} = Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}]$$
$$p_{2,t} = Pr[s_t = 2|\zeta_{t-1}]$$

تابع لگاریتم درست‌نمایی را می‌توان به‌صورت رابطه ۹ نوشت:

$$l = \sum_{t=-R+w+1}^{T+w} log\big[p_{0,t} f(return_t|s_t = 0) + p_{1,t} f(return_t|s_t = 1) + p_{2,t} f(return_t|s_t = 2)\big] \quad (۹)$$

به‌طوری‌که w=0,1,…,n و توزیع شرطی بازدهی مسکن به شرط رخ دادن رژیم i در زمان t می‌باشد. تابع درست‌نمایی ۹ با استفاده از روش‌های محاسبات عددی ماکزیمم می‌شود. در این مقاله بازه زمانی، سال‌های ۱۳۶۰ الی ۱۳۹۴ را شامل می‌شود. قلمرو مکانی پژوهش نیز بازار مسکن اقتصاد ایران است.

۵- یافته‌های تحقیق

قبل از برآورد مدل لازم است از مانایی متغیرهای مدل اطمینان حاصل نمود. بدین منظور از آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز[1] استفاده شده است که نتایج این آزمون در جدول ۱ ارائه شده است. دلیل انتخاب این آزمون، در نظر گرفتن شکست ساختاری در آزمون ریشه واحد است؛ زیرا اقتصاد ایران و به تبع آن، بازار مسکن دچار رخدادهای مختلفی از قبیل: جنگ، تحریم، شوک‌های نفتی و ... بوده است؛ لذا استفاده از یک آزمون با لحاظ شکست ساختاری می‌تواند نسبت به سایر آزمون‌ها عملکرد دقیق‌تری داشته باشد.

جدول ۱- نتایج آزمون زیوت- اندروز

متغیر	P-Value	نتیجه آزمون
بازدهی مسکن	۰/۰۰	مانایی
وقفه اول بازدهی مسکن	۰/۰۲	مانایی
شوک نفتی	۰/۰۰	مانایی
رشد نقدینگی	۰/۰۳	مانایی
رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن	۰/۰۰	مانایی
رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن	۰/۰۴	مانایی

نتایج آزمون مانایی زیوت- اندروز نشان می‌دهد تمامی متغیرهای مدل در سطح معنای ۵ درصد، مانا هستند؛ لذا می‌توان مدل بازدهی مسکن را با روش مارکوف سوئیچینگ گارچ برآورد نمود. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ در جدول ۲ نشان داده شده است.

1- Zivot & Andrews

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

جدول ۲- نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ

متغیر	ضریب برآورد شده	P-Value
عرض از مبدأ معادله بازدهی (معادله میانگین شرطی) در رژیم ۰	۰/۰۴۰	۰/۰۰
عرض از مبدأ معادله بازدهی (معادله میانگین شرطی) در رژیم ۱	۰/۰۲۰	۰/۰۰
عرض از مبدأ معادله بازدهی (معادله میانگین شرطی) در رژیم ۲	۰/۱۱۲	۰/۰۰
وقفه اول بازدهی اجاره مسکن	۰/۵۸	۰/۰۰
شوک نفتی	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰
رشد نقدینگی	۰/۱۰۴	۰/۰۰
رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن	۰/۰۸۷	۰/۰۰
رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن	-۰/۰۳۶	۰/۰۰
عرض از مبدأ معادله گارچ (واریانس شرطی) در رژیم ۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰
عرض از مبدأ معادله گارچ (واریانس شرطی) در رژیم ۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰
عرض از مبدأ معادله گارچ (واریانس شرطی) در رژیم ۲	۰/۰۰۰۰۰۲	۰/۰۰
ε_{t-1}^2 در رژیم ۰	۰/۰۰۰۰۱۶	۰/۰۰
ε_{t-1}^2 در رژیم ۱	۰/۰۰۰۰۱۷	۰/۰۰
ε_{t-1}^2 در رژیم ۲	۰/۰۰۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰
$E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)} \middle\| s_t\right\}$ در رژیم ۰	۰/۸۵۹	۰/۰۰
$E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)} \middle\| s_t\right\}$ در رژیم ۱	۰/۸۶۳	۰/۰۰
$E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)} \middle\| s_t\right\}$ در رژیم ۲	۰/۲۲۲	۰/۰۰
لگاریتم درستنمایی	۹۱/۳۶	
آزمون نسبت درستنمایی هانسن	P-Value=۰/۰۰ Chi^2= ۴۳/۳۱	
آزمون نرمال بودن خطاها	P-Value=۰/۲۷ Chi^2= ۲/۶۲	
آزمون ناهمسانی واریانس ARCH	P-Value=۰/۶۱ F= ۰/۲۷	
آزمون خودهمبستگی Portmanteau	P-Value=۰/۳۰ Chi^2= ۴/۸۳۷	

نتایج برآورد مدل بازدهی مسکن با روش مارکوف سوئیچینگ گارچ را می‌توان در موارد زیر خلاصه نمود:

بازدهی مسکن در ایران دارای سه رژیم بازدهی بالا (رژیم ۲ با میانگین بازدهی ۱۱/۲ درصد)، بازدهی متوسط (رژیم ۰ با میانگین بازدهی ۴ درصد) و بازدهی پایین (رژیم ۱ با میانگین بازدهی ۲ درصد) بوده است. همچنین واریانس بازدهی مسکن یا تلاطم بازدهی مسکن- (نوسانات بازدهی)- نیز در هر یک از سه رژیم مذکور متفاوت بوده است که به صورت سه معادله گارچ متفاوت در این سه رژیم مدل‌سازی شده است. به طوری که تلاطم بازدهی مسکن در رژیم بازدهی پایین مسکن بیش از تلاطم بازدهی در رژیم‌های بازدهی متوسط و بالا بوده است. به عبارت دیگر، در هنگام بازدهی پایین مسکن که در دوران رکود بازار مسکن تجلی پیدا می‌کند نوسانات یا تلاطم بازدهی نیز بسیار بالاست و اگر تلاطم بازدهی به عنوان معیاری از ریسک سرمایه‌گذاری مسکن در نظر گرفته شود- که در ادبیات مالی، امری متداول است- می‌توان گفت ریسک سرمایه‌گذاری در رژیم بازدهی پایین یا در دوران رکود مسکن، بسیار بالاست. در مقابل، ریسک سرمایه‌گذاری در مسکن در دوران رونق (رژیم بازدهی بالا) و دوران بازدهی متوسط مسکن، ارقام بسیار کوچکی را نشان می‌دهند؛ لذا در مجموع می‌توان گفت با افزایش متوسط بازدهی در بازار مسکن و حرکت در مسیر رونق بازار، ریسک بازدهی مسکن به میزان چشمگیری کاهش می‌یابد؛ لذا سرمایه‌گذاری در مسکن در دوران بازدهی متوسط و بالا، یک سرمایه‌گذاری جذاب محسوب می‌شود. از نظر آماری نیز نتایج آزمون نسبت درستنمایی هانسن[1] (۱۹۹۲) نشان می‌دهد فرضیه سه رژیمی بودن بازدهی مسکن در ایران فرضیه‌ای قابل‌اتکا است؛ زیرا فرضیه خطی بودن یا تک‌رژیمی بودن بازدهی مسکن در سطح معنای ۵ درصد

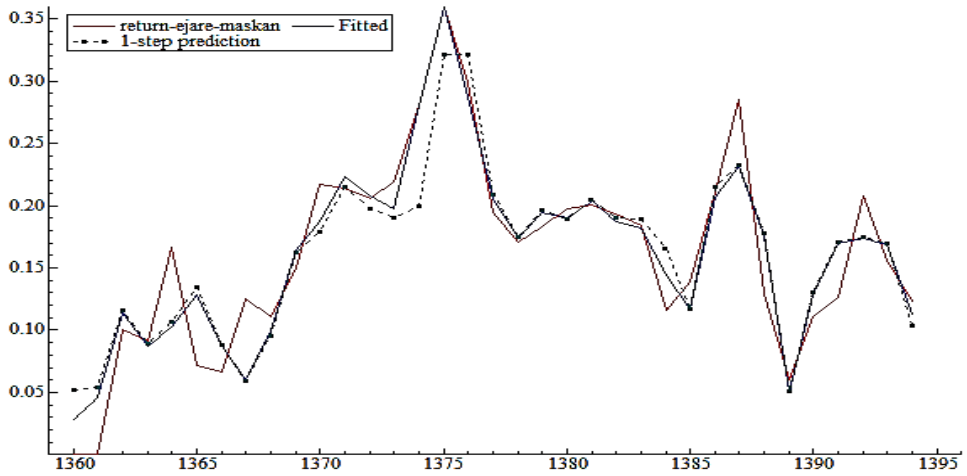
۱- Hansen

[Downloaded from ieeam.ir on 2025-07-04]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

را نمی‌توان پذیرفت. همچنین رژیم‌های سه‌گانه بازار مسکن به واسطه یک حلقه مارکوف، به یکدیگر متصل شده‌اند که احتمال انتقال بین رژیم‌های سه‌گانه در ماتریس احتمالات انتقال زیر نشان داده شده است:

$$\begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} & p_{20} \\ p_{01} & p_{11} & p_{21} \\ p_{02} & p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.71 & 0.06 & 0.44 \\ 0.19 & 0.93 & 0.06 \\ 0.10 & 0.01 & 0.50 \end{bmatrix}$$

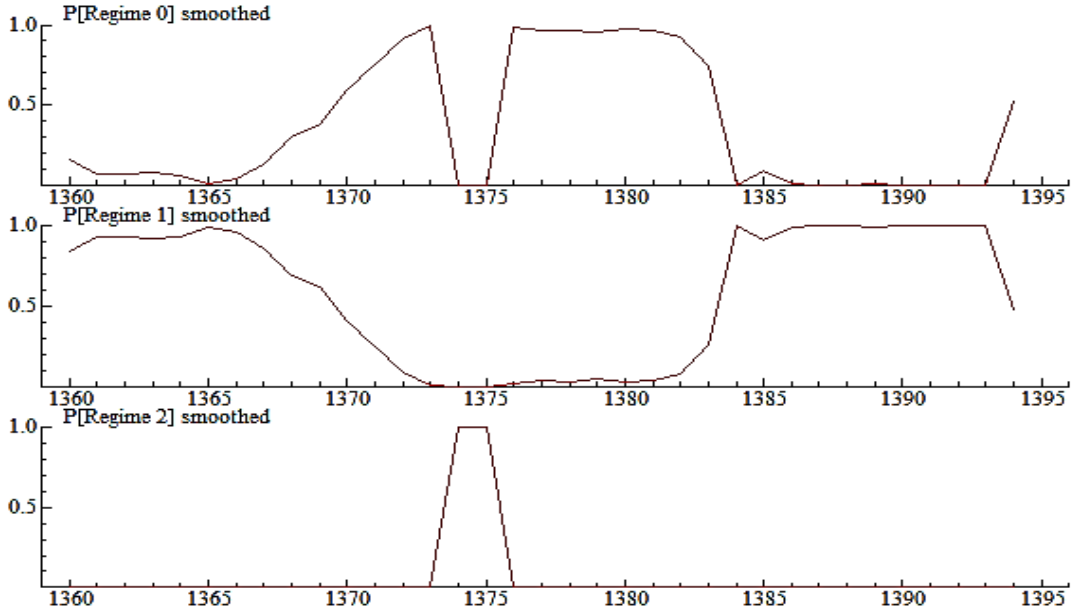
این ماتریس نشان می‌دهد که احتمال ماندن در رژیم بازدهی متوسط مسکن (p_{00})، احتمال ماندن در رژیم بازدهی پایین (p_{11}) و احتمال ماندن در رژیم بازدهی بالا (p_{22}) به ترتیب ۷۱ درصد، ۹۳ درصد و ۵۰ درصد است. همچنین احتمال انتقال از رژیم بازدهی پایین به بالا (p_{12})، ۱ درصد به دست آمده و احتمال عکس آن؛ یعنی انتقال از رژیم بازدهی بالا به پایین (p_{21})، ۶ درصد برآورد شده است. همچنین احتمال انتقال از رژیم بازدهی متوسط به رژیم بازدهی بالا (p_{02})، ۱۰درصد و احتمال عکس آن؛ یعنی احتمال انتقال از رژیم بازدهی بالا به رژیم بازدهی متوسط (p_{20})، ۴۴ درصد برآورد شده است. در نهایت احتمال انتقال از رژیم بازدهی متوسط به پایین (p_{01})، ۱۹ درصد و احتمال عکس آن؛ یعنی انتقال از رژیم بازدهی پایین به متوسط (p_{10})، ۶ درصد برآورد شده است. همچنین از ۳۵ سال بازده زمانی پژوهش، ۱۳ سال آن را بازدهی مسکن در رژیم بازدهی متوسط بوده است که متوسط مدت زمان ماندن در بازدهی، اندکی بیش از چهار سال بوده است. در این بازه، بازار مسکن به مدت ۲۰ سال در رژیم بازدهی پایین بوده است که متوسط مدت زمان ماندن در بازدهی پایین، حدود ۱۰ سال بوده است. در نهایت بازار مسکن تنها در دو سال (سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵) در رژیم بازدهی بالا قرار داشته است. این احتمالات و سال‌های قرار گرفتن در رژیم‌های مختلف در نمودار ۳ نشان داده شده است. نمودار ۳، احتمالات قرار گرفتن در هر رژیم را در هر لحظه از زمان نشان می‌دهد و منعکس‌کننده آن است که در هر لحظه از زمان با چه احتمالی بازار مسکن در کدام یک از رژیم‌های بازدهی پایین، متوسط یا بالا قرار می‌گیرد.



نمودار ۳- نمودار احتمالات هموار شده قرار گرفتن در رژیم‌های بازدهی متوسط (رژیم ۰)، بازدهی پایین (رژیم ۱) و بازدهی بالا (رژیم۲)

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]



نمودار ۴- بازدهی واقعی و برآورد شده مسکن

نمودار ۴ نیز نشان‌دهنده بازدهی واقعی و برآورد شده (توسط مدل پژوهش) است که از نظر شهودی حرکت درست بازدهی برآورد شده با مقادیر واقعی بازدهی مسکن را نشان می‌دهد که منعکس‌کننده توان بالای مدل مارکوف سوئیچینگ در تبیین پویایی‌های سری پرتلاطم بازدهی مسکن است.

وقفه اول بازدهی مسکن، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مسکن داشته که حاکی از پویایی مدل بازدهی مسکن است. به عبارت دیگر در صورتی که بازدهی مسکن در سال جاری، مثبت باشد انتظار می‌رود در سال آتی نیز بازدهی مثبت باشد و در صورتی که بازدهی در سال جاری، منفی باشد انتظار می‌رود بازدهی مسکن در سال آتی نیز منفی باشد. به عبارت دیگر، دوره‌های رکود و رونق، حافظه‌هایی بیش از یک دوره دارند که این واقعیت در احتمالات انتقال نیز مورد تأیید قرار گرفت. همچنین بازدهی دوره جاری به عنوان معیاری از انتظارات آتی بازار مسکن می‌تواند راهنمایی برای تصمیمات آتی سرمایه‌گذاران باشد که نوعی از انتظارات تطبیقی فعالان اقتصادی در بازار مسکن را منعکس می‌کند.

شوک نفتی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مسکن داشته است؛ اگرچه تأثیر مثبت آن اندک بوده است. به عبارت دیگر، شوک‌های مثبت نفت که می‌توانند به صورت افزایش قیمت نفت در بازار تجلی یابند از طریق بیماری هلندی، به رونق بازار مسکن و افزایش بازدهی مسکن منجر می‌شود. زمانی که شوک نفتی مثبت رخ می‌دهد دولت از طریق تزریق دلارهای نفتی به اقتصاد از طریق مکانیسم افزایش مخارج دولت، موجب افزایش تقاضای کل اقتصاد می‌شود و این افزایش تقاضا هر دو نوع کالاهای قابل‌تجارت و غیرقابل تجارت را شامل می‌شود اما به دلیل آنکه کالاهای قابل‌تجارت را می‌توان وارد نمود قیمت آنها افزایش چندانی در شرایط نرخ ارز کنترل شده به واسطه وجود منابع ارزی زیاد در نتیجه شوک مثبت نفتی ندارد و واردات کالاهای متنوع مازاد تقاضای ایجاد شده در بخش قابل‌تجارت اقتصاد را برطرف می‌سازد اما در بخش غیرقابل تجارت همچون مسکن و زمین به دلیل امکان‌ناپذیر بودن واردات آنها و عرضه محدود آنها، مازاد تقاضای ایجاد شده از تزریق درآمدهای نفتی به افزایش شدید قیمت مسکن و زمین و در کل بخش غیرقابل تجارت اقتصاد منجر می‌شود و

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]
[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

لذا قیمت نسبی بخش غیرقابل تجارت نسبت به بخش قابل تجارت، افزایش قابل‌توجهی یافته که به معنای سودآوری و بازدهی نسبی بالای مسکن و بخش غیرقابل تجارت نسبت به سایر بخش‌ها است؛ بنابراین شوک نفتی مثبت موجب افزایش بازدهی مسکن نیز می‌شود.

رشد نقدینگی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مسکن داشته است. رشد نقدینگی از طریق افزایش تقاضای کالاها و خدمات به ویژه تقاضای مسکن و زمین، موجب افزایش سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات به خصوص بخش مسکن می‌شود؛ زیرا افزایش تقاضای کالاهای غیرقابل مبادله مانند مسکن به دلیل کشش‌ناپذیر بودن عرضه، منجر به افزایش قابل توجه قیمت این کالاها در مقایسه با کالاهای قابل‌تجارت شده و لذا بازدهی نسبی بخش مسکن در مقایسه با سایر بخش‌ها به دلیل رشد بیشتر قیمت آن افزایش می‌یابد.

رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مسکن داشته که نشان‌دهنده پتانسیل بالای بخش مسکن برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است؛ زیرا افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این بخش نه تنها بازدهی مسکن را کاهش نداده بلکه از طریق رونق بیشتر به مبادلات مسکن، موجب افزایش بازدهی این بخش نیز شده است. البته دلیل ساختاری اینکه بخش مسکن علی‌رغم سرمایه‌گذاری زیاد همچنان سودآور است به همان بحث بیماری هلندی اقتصاد ایران بازمی‌گردد که می‌تواند بیش از هر عاملی به تقویت بازدهی این بخش منجر شود.

رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن، تأثیر منفی و معنی‌داری بر بازدهی مسکن داشته است. رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن می‌تواند از طریق افزایش تقاضای مسکن، موجب رونق بازار مسکن و بازدهی بالای مسکن شود اما دلیل منفی شدن تأثیر این متغیر بر بازدهی مسکن بیش از هر چیز به تسهیلات عظیم پروژه مسکن مهر بازمی‌گردد که کلید آن از سال ۱۳۸۶ زده شد و تا به امروز، تکمیل آن ادامه دارد. این پروژه با حجم سرمایه‌گذاری بسیار بالا و اعطای تسهیلات ارزان‌قیمت دولتی به اقشار گوناگون مردم، موجب افزایش شدید ساخت‌وساز مسکن در تمام شهرهای کشور شد و به یک‌باره حجم عظیمی از مسکن را به متقاضیان آن ارائه کرد که این افزایش شدید عرضه و پاسخ‌دهی ارزان به حجم تقاضای زیاد مسکن، موجبات تأثیرات منفی بر بازدهی مسکن را فراهم نموده است.

آزمون‌های تشخیصی مدل؛ شامل آزمون نرمال بودن خطاها، آزمون ناهمسانی واریانس ARCH و آزمون خودهمبستگی Portmanteau به ترتیب بیانگر نرمال بودن سری خطاهای رگرسیون، همسانی واریانس خطاها و نبود خودهمبستگی بین خطاها هستند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با توجه به اهمیت بازار مسکن در ایران، این پژوهش به دنبال تحلیل ادوار تجاری مسکن با تأکید بر تأثیر شوک‌های نفتی بر بازدهی مسکن است. بدین منظور با توجه به مطالعات و تحقیقات انجام شده، عوامل مؤثر بر بازدهی مسکن، مدل‌سازی شدند. همچنین به منظور تحلیل ادوار تجاری مسکن و با در نظر گرفتن دوره‌های رکود و رونق و تلاطم بازدهی بازار مسکن، از تصریح مارکوف سوئیچینگ گارچ استفاده شد. در این تصریح مبتنی بر آزمون خطی بودن هانسن، سه رژیمی بودن بازدهی مسکن فرض شده است. از بُعد تئوریک نیز این سه رژیم به دلیل وجود سه نوع بازدهی بالا، متوسط و پایین و همچنین تلاطم متناظر با هر بازدهی در بازار مسکن ایران تصریح شد. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ نشان می‌دهد که بازدهی مسکن در ایران دارای سه رژیم بازدهی بالا، بازدهی متوسط و بازدهی پایین است. همچنین واریانس بازدهی مسکن یا تلاطم بازدهی مسکن- نوسانات بازدهی- نیز در هر یک از سه رژیم مذکور متفاوت است که به صورت سه معادله گارچ متفاوت در این سه رژیم، مدل‌سازی شد. به طوری که تلاطم بازدهی مسکن در رژیم بازدهی پایین مسکن،

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

بیش از تلاطم بازدهی در رژیم‌های بازدهی متوسط و بالا بوده است. همچنین از ۳۵ سال بازده زمانی پژوهش؛ یعنی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۹۴، بازار مسکن سیزده سال را در رژیم بازدهی متوسط، ۲۰ سال را در رژیم بازدهی پایین و تنها ۲ سال را (سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵) در رژیم بازدهی بالا قرار داشته است. شوک‌های نفتی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مسکن داشته است که با یافته‌های سلطانی (۱۳۸۱) و ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۵) هم‌خوانی دارد. به عبارت دیگر شوک‌های مثبت نفت که می‌تواند به صورت افزایش قیمت نفت در بازار تجلی یابد از طریق بیماری هلندی، به رونق بازار مسکن و افزایش بازدهی مسکن منجر می‌شود. همچنین متغیرهای وقفه اول بازدهی مسکن، رشد نقدینگی و رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مسکن دارند که این نتایج با مطالعات اپرگیز[1] (۲۰۰۳) و قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) همخوانی دارد در حالی که رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن به دلیل تأثیر قابل توجه مسکن مهر، تأثیر منفی و معنی‌داری بر بازدهی مسکن دارد که این نشان می‌دهد دخالت دولت از طریق تسهیلات تکلیفی یا ترجیحی در بازار مسکن طبق تئوری‌ها اقتصاد کلاسیک تأثیر منفی بر سودآوری این بازار دارد که این یافته با نتایج مطالعه قلی‌زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) مغایر اما با نتایج مطالعه کالزا[2] و همکارانش (۲۰۱۳) هم‌خوان است. به این ترتیب، فرضیه اصلی پژوهش، رد نمی‌شود و درآمدهای نفتی که به صورت شوک‌های برون‌زا بر بازار مسکن تأثیر می‌گذارد باعث کاهش بازدهی مسکن می‌گردد و ریسک سبد سرمایه‌گذاری در مسکن را افزایش می‌دهد.

با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌شود که دولت با مدیریت شوک‌های قیمت نفت از طریق احیای صندوق ذخیره ارزی، مانع انتقال شوک‌های شدید به بازار مسکن شود و به جای دخالت مستقیم از طریق طرح‌هایی مانند مسکن مهر که به کاهش بازدهی مسکن منجر شده است سعی کند از طریق تقویت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به رونق بازار مسکن کمک نماید.

1- Apergis
2 - Calza

تشکر و قدردانی

این پژوهش برگرفته از طرح تحقیقاتی با همین عنوان است که تحت حمایت مالی دانشگاه آیت ا... بروجردی (ره) قرار دارد و با کد ۱۶۱۸۷۲ -۱۵۶۶۴، در سامانه سمات ثبت شده است.

۷- منابع

ابوالحسنی، اصغر؛ ابراهیمی، ایلناز؛ پورکاظمی، محمدحسین؛ بهرامی‌نیا، ابراهیم. (۱۳۹۵). اثر تکانه‌های پولی و نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، *۷*(۲۵)، ۱۳۲-۱۱۳.

آرام، عبدالرحمن، آرام، صدیقه؛ قنبری، علی. (۱۳۹۰). بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل تأثیرگذار بر حباب قیمت مسکن در ایران. *اولین کنفرانس اقتصاد شهری ایران*، مشهد، دانشگاه فردوسی مشهد.

بهرامی، جاوید؛ اصلانی، پروانه. (۱۳۹۰). بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، *۱* (۴)، ۸۲-۵۷.

حیدری، حسن؛ سوری، امیر. (۱۳۸۹). بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، *۴۵* (۹۲)، ۶۵-۹۲.

خباززاده ابرقویی، محمد؛ نفیسی، سودابه. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن با استفاده از داده‌های پانل. *اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

درخشان، مسعود. (۱۳۸۷). *ماهیت و علل بحران مالی ۲۰۰۸ و تأثیر آن بر اقتصاد ایران*. تهران: مرکز تحقیقات استراتژیک مجمع تشخیص مصلحت نظام.

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

سلطانی، لیلا. (۱۳۸۱). *بررسی نوسانات اقتصادی در بخش مسکن و آثار آن بر ادوار تجاری در ایران*. رساله کارشناسی‌ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه تهران.

شهبازی، کیومرث؛ کلانتری، زهرا. (۱۳۹۱). اثر شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)، ۱۰۴-۷۷.

عباسی‌نژاد، حسین؛ یاری، حمید. (۱۳۸۸). تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی*، ۹(۱)، ۷۷-۵۹.

قلی‌زاده، اکبر؛ اکبریان، حمید. (۱۳۸۹). سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)*، ۷(۱)، ۱۳۳-۱۰۵.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ بختیاری‌پور، سمیرا. (۱۳۹۱). اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی*، ۱(۳)، ۱۷۹-۱۵۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ کمیاب، بهناز. (۱۳۸۹). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۳)، ۲۱-۱.

منجذب، محمدرضا؛ مصطفی‌پور، مصطفی. (۱۳۹۲). بررسی اثرات مسکن مهر بر بازار مسکن در ایران. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱(۳)، ۱۵-۱.

نادمی، یونس. (۱۳۹۲). *مدل‌سازی نوسانات بازدهی بازار سهام تهران با روش مارکوف سوئیچینگ گارچ*. رساله دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران.

نصرالهی، خدیجه؛ آزادغلامی، اعظم. (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران. *فصلنامه روند*، ۲۰(۶۳)، ۳۸-۱۵.

نصرالهی، خدیجه؛ طیبی، کمیل؛ شجری، هوشنگ؛ فروتن، محمد. (۱۳۸۹). بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL). *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۴۵، ۵۰-۲۹.

Adams, Z., & Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, *19*(1), 38-50.

Al-Mawali, N., Hasim, H. M., & Al-Busaidi, K. (2016). Modelling the impact of the oil sector on the economy of sultanate of Oman. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *6*(1), 120-127.

Apergis, N. (2003). Housing prices and macroeconomic factors: prospects within the European Monetary Union. *International real estate review*, *6*(1), 63-74.

Beltratti, A., & Morana, C. (2010). International house prices and macroeconomic fluctuations. *Journal of Banking & Finance*, *34*(3), 533-545.

Calza, A., Monacelli, T., & Stracca, L. (2013). Housing finance and monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, *11*(suppl_1), 101-122.

Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: survey and consolidation. *oxford economic Papers*, *36*(3), 359-380.

Demary, M. (2010). The Interplay between Output, Inflation, Interest Rates and House Prices: International Evidence. *Journal of Property Research*, *27*(1), 1-17.

Egert, B., & Carol S. (2008). Dutch Disease Scare in Kazakhstan: Is it real?, *Open Economies Review*, *19*(2), 147-156.

Elbourne, A. (2008). The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach. *Journal of Housing Economics*, *17*(1), 65-87.

Funke, M., & Paetz, M. (2013). Housing prices and the business cycle: An empirical application to Hong Kong. *Journal of Housing Economics*, *22*(1), 62-76.

Gimeno, R., & Martinez-Carrascal, C. (2010). The relationship between house prices and house purchase loans: The Spanish case. *Journal of Banking & Finance*, *34*(8), 1849-1855.

Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, *24*(1), 180-205.

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]

Hansen, B. E. (1992). The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov switching Model of GNP. *Journal of Applied Econometrics, 7*(1), 61-82.

Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling, 29*(4), 1064-1069.

Klaassen, F. (2002). Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH. *Empirical Economics, 27*, 363-394.

Leamer, E. (2007). *Housing is the Business Cycle*. Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, 149-233.

Marcucci, J. (2005). Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *9*(4).

Mayer, E., & Gareis, J. (2013). What drives Ireland's housing market? A Bayesian DSGE approach. *Open Economies Review, 24*(5), 919-961.

Padilla, M. A. (2005). *The effects of oil prices and other economic indicators on housing prices in Calgary, Canada* (Doctoral dissertation, Massachusetts Institute of Technology).

Saiz, A. (2010). The geographic determinants of housing supply. *The Quarterly Journal of Economics*, *125*(3), 1253-1296.

Yiqi, Y. (2017). *The effect of oil prices on housing prices in the Norwegian market* (Master's thesis).

[Downloaded from iueam.ir on 2025-07-04]

[DOR: 20.1001.1.23452870.1397.7.25.6.8]