رونق و رکود قیمت‌های مسکن در ایران: رویکرد جابه‌جایی مارکف–خودرگرسیون‌برداری

ناصر خیابانی | naser.khiabani@atu.ac.ir
دانشیار، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول).

شقایق شجری پورجابری | shagha.shri@gmail.com
دانشجوی دکتری، رشته اقتصاد مالی، دانشگاه علامه طباطبایی.

دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۰۹ | پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۱۷

چکیده: بازار مسکن ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱ شاهد چندین دورهٔ رونق و رکود در قیمت‌های مسکن بوده است. این نوسانات در قیمت مسکن از یک‌سو، منجر به تغییر در ثروت خانوارها و درنتیجه، تغییرات سطح مصرف و پس‌انداز کل در اقتصاد می‌شود و از سوی دیگر، به دلیل تغییرات در ارزش وثیقهٔ مسکن خانوار می‌تواند بر عملکرد نظام بانکی در کشور اثر گذارد. این اثرات، ضرورت شناخت ماهیت ادوار قیمت مسکن و نقش این ادوار را در بخش حقیقی اقتصاد بیش از پیش آشکار می‌سازد. این پژوهش با استفاده از مدل MSIAH-VARX به بررسی رونق و رکود قیمت‌های مسکن ایران طی دورهٔ زمانی پیش‌گفته می‌پردازد. با استفاده از این روش، رژیم‌های گوناگون در بازار مسکن ایران شناسایی شده و احتمال ماندن در هر رژیم و همچنین احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر برآورد می‌گردد. براساس یافته‌های این پژوهش، طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، دو رژیم رونق و رکود قیمت‌های مسکن قابل‌شناسایی است. همچنین، احتمال ماندگاری در رژیم رکود، بیش‌تر ازاحتمال ماندگاری در رژیم رونق بوده است.

کلیدواژه‌ها: قیمت‌های مسکن، رونق و رکود، جابه‌جایی مارکف، مدل خودرگرسیون‌برداری، اعتبارات.

طبقه‌بندی JEL: E32, C32, R21.

مقدمه

بازار مسکن ایران، همانند بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، طی دهه‌های اخیر، شاهد دوره‌های رونق و رکود بسیاری در قیمت‌های مسکن بوده است. پس از پایان جنگ ایران و عراق، طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱، پنج دورهٔ رونق در قیمت مسکن مشاهده می‌گردد. نقاط اوج متناظر با این دوره‌های رونق، به‌ترتیب در ۱۳۷۱:۱، ۱۳۷۵:۲ ، ۱۳۸۲:۳ ،۱۳۸۷:۱ و ۱۳۹۱:۲ هستند. همچنین پنج نقطه فرود (حضیض) در قیمت‌های مسکن وجود دارد که شامل ۱۳۶۸:۱، ۱۳۷۴:۱، ۱۳۷۸:۴، ۱۳۸۴:۱ و ۱۳۹۰:۴ هستند. بالاترین نرخ رشد قیمت مسکن در این دوره، زمانی به میزان ۲۶ درصد در فصل نخست سال ۱۳۹۱ و کم‌ترین به میزان ۲۰/۵- درصد در فصل نخست سال ۱۳۹۲ است. این نوسانات در قیمت مسکن از یک‌سو، منجر به تغییر در ثروت خانوارها و درنتیجه، تغییرات سطح مصرف و پس‌انداز کل در اقتصاد می‌شود و از سوی دیگر، به‌دلیل تغییرات در ارزش وثیقهٔ مسکن خانوار می‌تواند بر عملکرد نظام بانکی در کشور اثر گذارد. این اثرات، ضرورت شناخت ماهیت ادوار قیمت مسکن و نقش این ادوار را در بخش حقیقی اقتصاد بیش از پیش آشکار می‌سازد.

بررسی ادوار قیمت مسکن و شناخت چرایی و چگونگی آن، همواره یکی از مباحث مطرح‌شده در ادبیات اقتصاد مسکن به‌ویژه پس از بحران مالی سال ۲۰۰۷ بوده است. لیمر[1] (۲۰۰۷) در مقالهٔ خود با عنوان «مسکن، همان ادوار تجاری است»[2] به نقش و اهمیت بخش مسکن در ایجاد یا تشدید ادوار تجاری کل در اقتصاد می‌پردازد. براساس یافته‌های لیمر (۲۰۰۷) سرمایه‌گذاری مسکن، هدایت‌کنندهٔ ادوار تجاری است و کاهش در این نوع سرمایه‌گذاری، نشانگری مطمئن از رکود است. پژوهش دیویس و هیت کات[3] (۲۰۰۵) نیز بر نقش پیش‌برندهٔ سرمایه‌گذاری مسکن در ادوار تجاری اقتصاد تأکید می‌کند.

ادوار مسکن، بیش‌تر با جهش در قیمت‌های مسکن که همراه با افت و سقوط قیمت‌های مسکن است، مشخص می‌گردد (Nneji *et al*, 2013). در توضیح علل این پدیده، عواملی گوناگون در ادبیات اقتصاد مسکن مطرح شده‌اند. از جملهٔ این عوامل می‌توان به اعتبارات (گودهارت و هافمن [4](۲۰۰۸)، اویکارینن[5] (۲۰۰۹) و آنندسن و جانسن[6](۲۰۱۳)) تکانه‌های سمت عرضه (دیویس و هیت کات (۲۰۰۵)

1. Leamer
2. Housing is the Business Cycles
3. Davis & Heathcote
4. Goodhart & Hofmann
5. Oikarinen
6. Anundsen & Jansen

و بلتراتی و مورانا[1] (۲۰۰۹))، درآمد (کیس و شیلر[2] (۲۰۰۳))[3] و تورم (برونر مایر و جولیارد[4] (۲۰۰۸)) اشاره نمود.

یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن، بر اساس ادبیات موجود، اعتبارات است. براساس نظریهٔ تقاضای مسکن، دسترسی بیش‌تر به اعتبارات، در حالتی که خانوارها با محدودیت وام‌گیری روبه‌رو باشند، تقاضا برای مسکن را افزایش داده و منجر به افزایش قیمت‌های مسکن می‌گردد (Oikarinen, 2009). از سوی دیگر، قیمت‌های مسکن از کانال‌هایی گوناگون (کانال اعتباری و شتاب‌دهندهٔ مالی) بر میزان وام‌گیری خانوارها اثر می‌گذارد (Bernanke & Gertler, 1995). نتیجه این دو فرایند، همزمانی چرخه‌های اعتبارات با چرخه‌های قیمت مسکن است. اویکارینن (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که افزایش در میزان اعتبارات دریافتی خانوارها، منجر به کاهش نرخ‌های تنزیل و افزایش جریان‌های آتی نقدی تنزیل‌یافته شده که این امر سرانجام باعث رشد قیمت‌های مسکن می‌گردد.

در مورد ماهیت ارتباط ادوار قیمت مسکن با چرخه‌های اعتبارات، پژوهش‌های بسیاری انجام شده است. بیش‌تر این مطالعات، یک رابطهٔ خطی را میان نوسانات قیمت مسکن و چرخه‌های اعتبارات در نظر گرفته‌اند. فرضیهٔ وجود رابطهٔ خطی میان متغیرها، بسیار محدودکننده است. زیرا، مهم‌ترین ویژگی ادوار تجاری، غیرخطی و نامتقارن بودن آن است. نامتقارنی ادوار تجاری در بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی مثل تولید، سرمایه‌گذاری ثابت و ساعات کار مشاهده می‌شود. چون بخشی مهم از سرمایه‌گذاری ثابت را سرمایه‌گذاری مسکونی تشکیل می‌دهد و قیمت‌های مسکن عموماً تحت تأثیر فعالیت‌های اقتصادی قرار می‌گیرند، انتظار می‌رود که رفتار قیمت‌های مسکن غیرخطی و نامتقارن باشد. ازاین‌رو، استفاده از مدل‌های خطی برای تعیین رونق و رکود بازار مسکن مناسب نبوده و می‌تواند منجر به نتایج گمراه‌کننده‌ای گردد. رفتار غیرخطی و نامتقارنی، سبب می‌شود که واکنش بازار مسکن به تکانه‌های مثبت در اقتصاد، متفاوت از واکنش به تکانه‌های منفی باشد (Katrakilidis & Trachanas, 2012). بنابراین، برای بررسی این رفتار نامتقارن و غیرخطی، ضروری است که از رویکردها و مدل‌هایی که امکان بررسی این خصوصیت را فراهم می‌سازند، استفاده کرد.

1. Beltratti & Morana
2. Case & Shiller

۳. براساس مقاله کیس و شیلر (۲۰۰۳) رشد درآمد به تنهایی قادر به توضیح الگوی رشد قیمت‌های مسکن در بیش‌تر ایالت‌های امریکا طی دوره مورد بررسی است.

4. Brunnermeier & Julliard

یکی از مهم‌ترین این مدل‌ها، مدل جابه‌جایی مارکف-خودرگرسیون برداری (MS-VAR)[1] است. با استفاده از این مدل می‌توان رژیم‌های موجود را شناسایی کرده و همچنین احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را برای سری‌های زمانی هم‌انباشته، برآورد و محاسبه کرد. از سایر خصوصیات این مدل، می‌توان به امکان بررسی پویایی‌های سری‌های زمانی در رژیم‌های گوناگون و آشکارسازی درون‌زایی‌های موجود در روابط میان سری‌های زمانی اشاره کرد (Simo-Kengne *et al*, 2012)، با توجه به نوسانات موجود در بازار مسکن ایران و وجود رژیم‌های رونق و رکود در آن و نیز نامشخص بودن زمان تغییر رژیم، مدل MS-VAR رویکردی مناسب برای بررسی و تحلیل ادوار قیمت مسکن است.

در این راستا، این پژوهش با هدف بررسی ادوار قیمت مسکن در اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی (۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱) با استفاده از رویکرد MSIAH(2)-VARX(4) انجام شده است. به این منظور، رژیم‌های گوناگون در بخش مسکن ایران شناسایی شده و احتمال ماندگاری هر رژیم و همچنین احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر مورد بحث و بررسی واقع می‌شود. این پژوهش، نخستین پژوهشی است که با استفاده از مدل جابه‌جایی مارکف-خودرگرسیون برداری، به بررسی ادوار قیمت مسکن در ایران پرداخته است. براساس یافته‌های این پژوهش، دو رژیم رونق و رکود قیمت‌های مسکن طی دورهٔ زمانی مورد بررسی قابل‌شناسایی است. عرض از مبدأ و واریانس‌های وابسته به رژیم، تفاوتی معنادار را میان دو رژیم رونق و رکود نشان می‌دهد. بررسی واریانس‌های وابسته به رژیم نشانگر آنست که همه واریانس‌های وابسته به رژیم رکود غیر از واریانس نرخ بهره بزرگتر از واریانس‌های وابسته به رژیم رونق هستند. همچنین نتایج تحقیق گویای بیشتر بودن احتمال ماندگاری در رژیم رکود (۸۷/۵ درصد) نسبت به احتمال ماندگاری در رژیم رونق(۷۹/۹ درصد) است.

این مقاله، ابتدا به ارائهٔ مبانی نظری پژوهش می‌پردازد. در ادامه، تصویری از بازار مسکن ایران و رونق و رکود آن ارائه می‌شود. سپس، خلاصه‌ای از ادبیات تجربی در بخش سوم مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌گیرد. مدل پژوهش و رژیم‌های بازار مسکن ایران در بخش چهارم ارائه شده و بخش پایانی به نتیجه گیری می‌پردازد.

1. Markov-switching Vector Auto-regressive

مدل نظری

در ادبیات اقتصاد مسکن، دیدگاه‌های نظری گوناگونی به بررسی علل رونق و رکود قیمت‌های مسکن پرداخته‌اند. این نظریات را می‌توان به دو دستهٔ کلی عوامل بنیادی بازار مسکن و عوامل غیربنیادی (حباب‌های مسکن) تفکیک نمود. از جمله نظریات پیشرو و مطرح در دسته نخست می‌توان به نظریهٔ هزینهٔ سرمایهٔ کاربر[1] پاتربا[2] (۱۹۸۴)، هندری[3] (۱۹۸۴) و مین[4] (۱۹۸۹، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۵) اشاره نمود. شاخهٔ دوم، بخشی بزرگ از ادوار و نوسانات مسکن را ناشی از وجود حباب‌های مسکن می‌داند. از این گروه مطالعات می‌توان به کیس و شیلر (۲۰۰۳)، هیملبرگ و همکاران[5] (۲۰۰۵)، و گرانزیرا و کازیسکی[6] (۲۰۱۲) اشاره نمود.

در نظریهٔ هزینهٔ سرمایه کاربر، براساس بیشینه‌سازی تابع مطلوبیت میان‌دوره‌ای مصرف‌کننده[7]، تابع تقاضای مسکن به‌صورت معادله (۱) استخراج می‌گردد:

$$P_h(t) = \frac{R(t)}{\left[(1-\theta)r(t) + \delta - \pi^e - \frac{P_h^{\cdot}(t)}{P_h(t)} + \frac{\lambda_t}{\mu_c}\right]} \qquad (۱)$$

در این معادله، مخرج کسر نشانگر هزینهٔ سرمایهٔ کاربر، $P_h(t)$ قیمت حقیقی مسکن و $R(t)$ اجارهٔ ضمنی حقیقی[8] مسکن است. هزینهٔ سرمایه کاربر که برابر با نرخ نهایی جانشینی میان مسکن و سایر کالاها و خدمات مصرفی است، در حقیقت هزینهٔ اجارهٔ خدمات مسکن برای مالکان مسکن است. این هزینه، تابعی از θ نرخ نهایی مالیات بردرآمد خانوار، $r(t)$ نرخ بهره اسمی، δ نرخ استهلاک مسکن، π^e نرخ تورم انتظاری، $\frac{P_h^{\cdot}(t)}{P_h(t)}$ عایدی اسمی انتظاری قیمت‌های مسکن و λ_t محدودیت اعتباری برای گرفتن وام مسکن است. برای محاسبه و اندازه‌گیری $R(t)$، به دلیل غیرقابل‌مشاهده بودن و فقدان اطلاعات در مورد آن، از متغیرهای تعیین‌کننده آن استفاده می‌گردد که به‌صورت رابطهٔ (۲) است:

$$R = f(DY, W, H) \qquad (۲)$$

در این رابطه، DY درآمد قابل‌تصرف W حقیقی خانوار، H ثروت حقیقی خانوار و موجودی سرمایه

1. User Cost of Capital
2. Poterba
3. Hendry
4. Meen
5. Himmelberg *et al.*
6. Granziera and Kozicki
7. Intertemporal Consumer Utility Maximization Problem
8. Real Imputed Rental Price

مسکن است. بنابراین، تابع تقاضای معکوس مسکن در تعادل بلندمدت را می‌توان به‌صورت معادله (۳) ارائه نمود:

$$Ph = g(Y, H, D, RR) \qquad (۳)$$

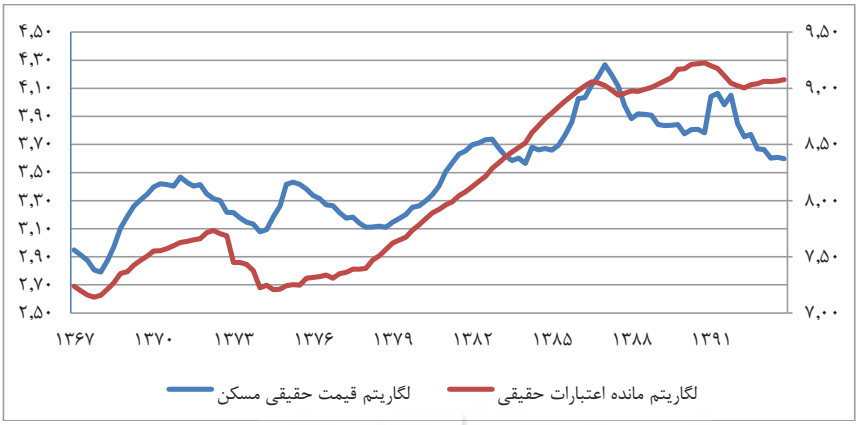
در این معادله، Ph قیمت حقیقی مسکن، Y درآمد حقیقی خانوار، H موجودی سرمایهٔ مسکن، D تسهیلات اعطایی به خانوار و RR نرخ بهرهٔ حقیقی وام است. انتظار می‌رود که با افزایش سطح درآمد و تسهیلات، تقاضا برای مسکن افزایش یافته و درنتیجه، قیمت حقیقی مسکن بالا رود ($\frac{\partial g}{\partial y} > 0, \frac{\partial g}{\partial D} > 0$). در مقابل افزایش موجودی مسکن، به‌دلیل بالابردن میزان عرضهٔ مسکن باعث کاهش در سطح قیمت حقیقی مسکن می‌گردد ($\frac{\partial g}{\partial H} < 0$). تأثیر افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی بر قیمت حقیقی مسکن نامشخص است ($\frac{\partial g}{\partial RR} <> 0$).

تحولات قیمت مسکن و اعتبارات در ایران

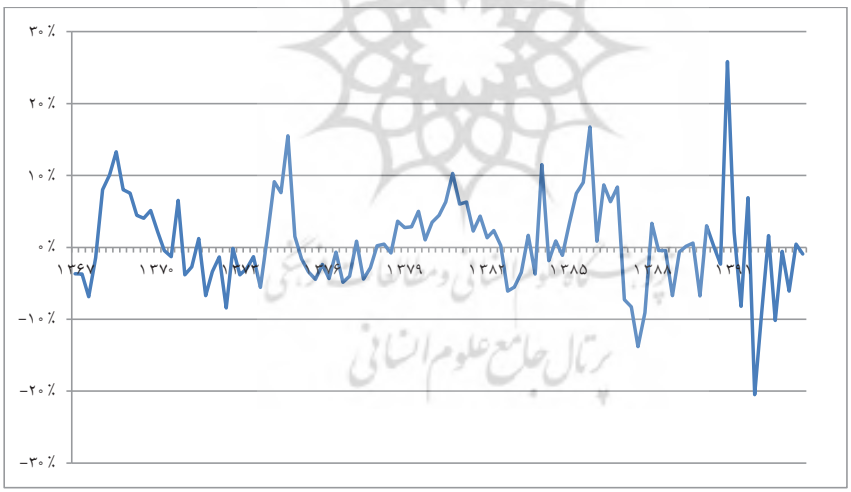
بررسی قیمت‌های حقیقی مسکن و اعتبارات حقیقی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱، نشانگر رابطهٔ نزدیک میان این دو متغیر است (نمودار ۱). براساس این نمودار، طی این دورهٔ زمانی، پنج رونق در بازار مسکن مشاهده می‌گردد. نقاط فراز (اوج) متناظر با این دوره‌های رونق، به‌ترتیب در ۱۳۷۱:۱، ۱۳۷۵:۲، ۱۳۸۲:۳، ۱۳۸۷:۱ و ۱۳۹۱:۴ هستند. قیمت‌های مسکن یک فصل پس از افزایش اعتبارات حقیقی در ۱۳۶۷:۴، شروع به افزایش می‌کنند. نخستین رونق از فصل نخست سال ۱۳۶۸ که همزمان با دورهٔ پس از جنگ تحمیلی و شروع برنامهٔ نخست توسعه است، آغاز می‌شود. این رونق، بعد از گذشت سه سال در فصل نخست سال ۱۳۷۱، به اوج خود می‌رسد. طی این رونق، بالاترین نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن، بر اساس نمودار (۲) به میزان ۱۳/۳٪ در اواخر سال ۱۳۶۸ است. نقطهٔ فراز اعتبارات حقیقی، طی رونق نخست در فصل دوم سال ۱۳۷۲ است. به بیان دیگر، قیمت‌های مسکن در این رونق، رشدی سریع‌تر نسبت به اعتبارات دارند. براساس نمودار (۳)، طی این رونق، نرخ رشد اعتبارات از ۴-٪ در فصل سوم سال ۱۳۶۷ به ۸/۲۳٪ در فصل آخر سال ۱۳۶۸ می‌رسد. رونق دوم که مدت زمان آن یک سال است، در فصل نخست سال ۱۳۷۴ آغاز می‌شود. رونق دوم اعتبارات، دو فصل پس از شروع رونق دوم مسکن، یعنی در فصل سوم سال ۱۳۷۴ آغاز می‌گردد. همزمان با شروع رونق دوم مسکن، نرخ رشد اعتبارات ۱۴/۳-٪ است که به ۲ درصد در فصل دوم سال ۱۳۷۵ می‌رسد. در نقطهٔ فراز این رونق که در فصل دوم سال ۱۳۷۵ رخ می‌دهد، نرخ رشد قیمت مسکن به میزان ۱۵/۲٪ است. در سال ۱۳۷۴ که همزمان با شروع رونق دوم مسکن است، نرخ رشد اعتبارات ۱۴/۳- درصد

است که به ۲ درصد در نقطه فراز دومین رونق قیمت‌های مسکن در فصل دوم سال ۱۳۷۵ می‌رسد. طولانی‌ترین رونق قیمت‌های مسکن طی این دوره از فصل چهارم سال ۱۳۷۸ آغاز شده و در فصل سوم سال ۱۳۸۲ به نقطهٔ فراز می‌رسد. در ابتدای این رونق، نرخ رشد قیمت مسکن به میزان ۰/۷۷-٪ بوده و در نقطه فراز رونق به میزان ۲/۳٪ می‌رسد. طی این دوره، نرخ رشد اعتبارات کاهش یافته و از ۵/۷٪ در فصل چهارم سال ۱۳۷۸ به ۴/۶٪ در ۱۳۸۲:۳ می‌رسد. از نخستین فصل سال ۱۳۸۴، بازار مسکن وارد چهارمین رونق خود طی این دورهٔ زمانی می‌گردد. این رونق نیز مانند رونق نخست، پس از۳ سال به نقطهٔ فراز می‌رسد. نرخ رشد قیمت مسکن در نقطهٔ فراز این رونق به میزان ۸/۴٪ است. از شروع این رونق تا پایان دورهٔ مورد بررسی، ارتباطی مشخص میان قیمت‌های مسکن و اعتبارات مشاهده نمی‌گردد؛ به‌صورتی که در نقطهٔ فراز قیمت‌های مسکن، نرخ رشد اعتبارات کاهش یافته و به ۲/۸- درصد می‌رسد؛ ولی این نرخ، دوباره افزایش یافته و در فصل چهارم سال ۱۳۸۹، به ۷/۵ درصد می‌رسد. آخرین رونق، طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، از فصل چهارم سال ۱۳۹۰ شروع می‌شود. این رونق پس از گذشت یک سال، به نقطهٔ فراز می‌رسد. بالاترین و پایین‌ترین نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱، طی این رونق مشاهده می‌گردد که به‌ترتیب برابر با ۲۵/۸٪ (در فصل نخست سال ۱۳۹۱) و ۲۰/۵-٪ (در فصل نخست سال ۱۳۹۲) است. نرخ رشد اعتبارات طی این رونق، از ۰/۵٪ در ۱۳۹۰:۴ به ۰/۲۴- درصد در ۱۳۹۱:۲ می‌رسد.

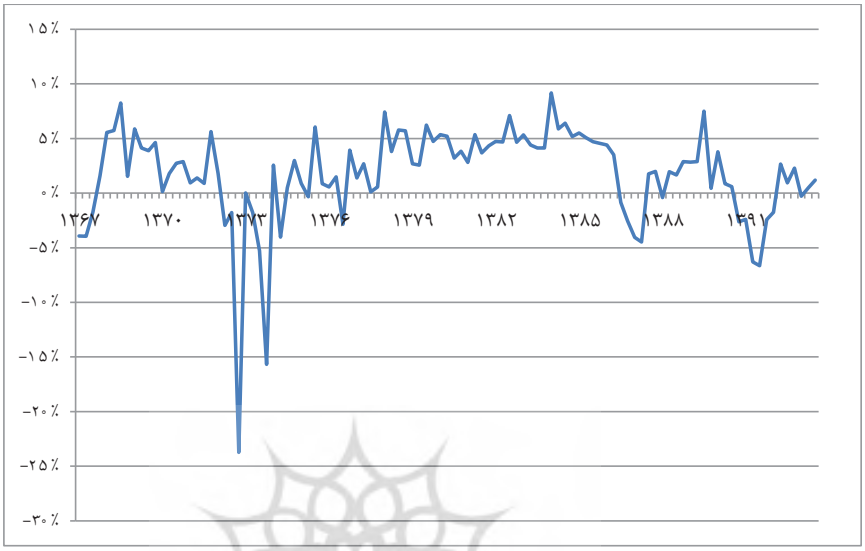
بررسی دوره‌های شروع رونق مسکن، نشانگر همزمانی آن‌ها با برنامه‌های پنج‌سالهٔ توسعه است. افزایش حجم اعتبارات عمرانی دولت و افزایش حجم پول طی این دوره‌های زمانی، منجر به رشد سرمایه‌گذاری مسکونی و همچنین افزایش فعالیت‌های سوداگرانه در بخش مسکن و درنتیجه، رشد قیمت مسکن می‌گردد. بخش عمدهٔ افزایش قیمت مسکن از رونق سوم تا اواسط سال ۱۳۹۰ را می‌توان به افزایش در قیمت‌های نفت ارتباط داد. افزایش قیمت‌های نفت و درنتیجه افزایش درآمدهای نفتی، منجر به افزایش سطح درآمد و افزایش جریان ورودی ارز خارجی و حجم پول شده و از طریق اثر وثیقه‌ای باعث رشد بیش‌تر قیمت‌های مسکن می‌گردد.



نمودار ۱: لگاریتم قیمت‌های حقیقی مسکن و اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱



نمودار ۲: نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۷



نمودار ۳: نرخ رشد اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۷

پیشینه تحقیق

بیش‌تر مطالعاتی که به بررسی علل نوسانات قیمت مسکن پرداخته‌اند، رابطهٔ خطی را میان قیمت‌های مسکن و سایر متغیرهای مورد بررسی در نظر گرفته‌اند. به بیان دیگر، ویژگی بسیار مهم ادوار مسکن، یعنی نامتقارن بودن و غیرخطی بودن، مورد توجه واقع نشده است. یکی از نخستین مطالعاتی که نامتقارنی ادوار تجاری مسکن را براساس رویکرد مارکف مورد بررسی قرار داد، پژوهش هال و همکاران[1] (۱۹۹۷) در بریتانیا است. در این مطالعه، یک مدل تصحیح خطای قیمت‌های حقیقی مسکن طراحی شده است که در آن، ضریب تعدیل به طور تصادفی میان یک رژیم پایدار که تصحیح بی‌تعادلی در آن رخ می‌دهد و یک رژیم ناپایدار که فاقد این تصحیح است، حرکت می‌کند. سازوکار ایجادکنندهٔ این انتقال و حرکت، براساس یک فرایند مارکف مدل‌سازی شده است که در آن، احتمالات انتقال یا ثابت نسبت به زمان بوده یا بستگی به میزان دوری سیستم از حالت تعادل دارد. نتایج پژوهش نشانگر آن است که رونق‌های مشاهده‌شده در قیمت‌های حقیقی مسکن مرتبط با رژیم ناپایدار است. همچنین، با افزایش انحراف از تعادل، احتمال ماندن سیستم در یک رژیم ناپایدار کاهش می‌یابد.

1. Hall *et al*.

سیمو-کنگن و همکاران (۲۰۱۳) نامتقارنی‌های موجود در شیوهٔ اثرگذاری سیاست پولی بر بازار مسکن در آفریقای جنوبی را با استفاده از رویکرد جابه‌جایی مارکف-خودرگرسیون برداری مورد بررسی قرار داده‌اند. درآفریقای جنوبی، بازار مسکن براساس قیمت این دارایی به سه زیرگروه بازار لوکس، میانی و قابل‌استطاعت تقسیم شده است. در این پژوهش، بخش میانی این بازار که خود براساس اندازهٔ مسکن شامل ۳ زیر بخش کوچک، متوسط و بزرگ است، مورد تجزیه و تحلیل واقع شده است. براساس یافته‌های پژوهش، سیاست پولی در زمانی که رشد قیمت‌های مسکن کاهش می‌یابد، به‌ویژه هنگام رخداد شوک منفی سیاست پولی (سیاست پولی انقباضی)، خنثی نبوده و اثر این سیاست بر قیمت‌های مسکن در رژیم رکود، بزرگ‌تر از این اثر در رژیم رونق است. این امر، نقش نامتقارنی اطلاعات را در تقویت و تحکیم محدودیت مالی[1] کارگزاران اقتصادی نشان می‌دهد. همچنین، واکنش سیاست پولی به شوک مثبت قیمت مسکن در رژیم رونق، بزرگ‌تر است. این یافته نشانگر آن است که مقامات بانک مرکزی برای پیشگیری از بحران‌های بالقوهٔ مرتبط با رکود بعدی، در حباب‌های قیمت مسکن که در زمان رونق بازار احتمال وجود آن می‌رود، واکنش بیش‌تری از خود در رژیم رونق نشان می‌دهند.

نجی و همکاران[2] (۲۰۱۳) یک مدل جابه‌جایی مارکف با سه رژیم رونق، رکود و تعادل پایدار را برای بررسی واکنش بازار مسکن در آمریکا به تغییرات اقتصاد کلان به‌کار برده اند. ایشان اثرات وابسته به رژیم تغییرات در نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت، تفاوت نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت[3]، تورم و تولید ناخالص داخلی را بر قیمت‌های مسکن مورد مشاهده و بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در طول دورهٔ رکود مسکن، پویایی‌های بازار مسکن و مستغلات از متغیرهای کلان اقتصادی مجزا می‌گردد. در حالی‌که طی دورهٔ رونق مسکن، حساسیت بازار مسکن به متغیرهای کلان اقتصادی بسیار بیش‌تر می‌گردد. احتمال انتقال از رژیم رونق به رژیم رکود، از یک فصل به فصل دیگر، ۵ درصد است. پایدارترین رژیم، مربوط به رژیم تعادل پایدار است که برابر با ۹۸ درصد است. براساس نتایج پژوهش، کاهش تفاوت نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت، احتمال ماندن در رژیم رکود را کاهش می‌دهد. با این وجود، نرخ‌های بهره و عرضهٔ پول نمی‌توانند باعث انتقال از یک رژیم رکود به سایر رژیم‌ها گردند.

1. Financial Constraint
2. Nneji *et al*.
3. Interest Rate Spread (Term Spread)

لی و همکاران[1] (۲۰۱۳) نقاط عطف ادوار مستغلات[2] را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری دومتغیره (MS-ARX) و مدل MS-VAR چندمتغیره، در تایوان تصریح و تعیین نمودند. در این پژوهش، دو شاخص پیشرو ترکیبی و چرخهٔ مرجع[3] که در برگیرندهٔ فعالیت‌های مرتبط با بخش مستغلات، ازجمله سرمایه‌گذاری، تولید، مبادلات و مصرف هستند، به‌عنوان شاخص‌های تعیین‌کنندهٔ ادوار مستغلات در تایوان درنظر گرفته شدند. براساس نتایج پژوهش، هم عرض از مبداهای مدل و هم واریانس‌ها، تحت تأثیر متغیرهای مشاهده‌نشده هستند. در مدل MS-ARX با هشت وقفه، عرض از مبداها و واریانس‌های مدل، با تغییر رژیم تغییر می‌کنند. همچنین، این مدل در دوره‌هایی که رکود طولانی‌تر از رونق است، ویژگی‌هایی مناسب‌تر دارد. در میان مدل‌های MS-VAR چندمتغیره، بهترین برازش مربوط به مدل MSIAH (2)- VAR (8)[4] است که در آن، همهٔ عرض از مبداها، واریانس‌ها و ضرایب، تحت تأثیر رژیم هستند. این مدل، این فرضیه را تقویت می‌کند که ادوار تجاری مستغلات در تایوان پایدار بوده و همچنین این بازار، بیش از آن‌که در رژیم رونق باشد، دست‌خوش رکود است. احتمال این‌که یک چرخهٔ تجاری در وضعیت رکود باشد، ۵۵/۵۹ درصد با دورهٔ متوسط ماندگاری ۶/۰۳ فصل است. در حالی‌که در رژیم رونق، احتمال ماندگاری، ۴۴/۴۱ درصد با دورهٔ متوسط ماندگاری ۴/۶۶ فصل است.

آکسکی و همکاران[5] (۲۰۱۴) اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار مسکن ترکیه را با استفاده از یک مدل MS-VAR با دو رژیم پایدار (نرخ‌های رشد بالا و نرخ‌های تورم کم) و ناپایدار (نرخ رشد پایین و تورم بالا)، طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۲ مورد تحلیل و بررسی قرار داده‌اند. متغیرهای این مدل، شامل تولید صنعتی، حجم پول، نرخ بهرهٔ بین بانکی، شاخص‌های قیمت و مجوزهای ساخت‌وساز مسکن است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که واکنش مجوز ساخت‌وساز مسکن به متغیرهای کلان اقتصادیِ وابسته به رژیم موجود است. همچنین، در رژیم پایدار، متغیرهای حجم پول و نرخ بهرهٔ بین بانکی، بیش از نیمی از نوسانات در مجوزهای مسکن را توضیح می‌دهد. علاوه برآن، تجزیهٔ واریانس حجم پول، رابطه‌ای قوی‌تر میان حجم پول و مجوز مسکن را نسبت به رابطهٔ موجود میان مجوز مسکن با نرخ بهرهٔ بین بانکی نشان می‌دهد.

در ایران، مطالعاتی اندک به بررسی رونق و رکود مسکن پرداخته‌اند و در میان این پژوهش‌ها

1. Lee *et al*.
2. Real Estate Cycle Turning Points
3. Composite Leading Index and Reference Cycle Index
4. Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroscedasticity-VAR
5. Akseki *et al*.

فقط یک مطالعه در سال ۱۳۹۱ براساس مدل MS-VAR، رونق و رکود بخش مسکن را مورد تجزیه و تحلیل قرارداده است.

اکبری و یارمحمدیان (۱۳۹۱) دوره‌های رونق و رکود سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن را طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ با استفاده از روش الگوی خودتوضیح برداری جابه‌جایی مارکف مورد بررسی قرار داده‌اند. سه متغیر مورد مطالعه در این پژوهش، سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن، تولید ناخالص داخلی و حجم نقدینگی هستند. ماتریس احتمال انتقال در دو وضعیت رونق و رکود برآورد شده است. براساس ماتریس برآوردشده، احتمال باقی‌ماندن در دورهٔ رونق ، ۹۵ درصد و احتمال انتقال از رونق به رکود، ۵ درصد است. همچنین، احتمال خارج‌شدن از رکود، بیش از باقی‌ماندن در آن است (۷۳ درصد در برابرِ ۲۷ درصد). براساس نتایج احتمالات هموارشده، سال‌های ۱۳۵۶-۱۳۵۴ و ۱۳۶۷-۱۳۶۴، دوران رکود مسکن هستند. مدت زمان انتظاری دورهٔ رونق و رکود، به‌ترتیب ۱۹/۰۸ سال و ۳/۷۶ سال است. به بیان دیگر مدت زمان انتظاری دورهٔ رونق، ۵ برابر مدت زمان رکود است.

رویکرد جابه‌جایی مارکف-خودرگرسیون برداری (MS-VAR)

در بررسی ادوار تجاری، به‌طور عام و ادوار مسکن به‌طور خاص، رویکردهایی متفاوت به‌کار رفته است. بیش‌ترِ مطالعه‌های انجام‌شده در این زمینه، رویکرد خطی را به‌کار برده‌اند. به بیان دیگر، این مطالعه‌ها، نامتقارنیِ ادوار تجاری را که ویژگی کلیدی آن است، مورد بررسی قرار نداده‌اند. این نامتقارنی، منجر به ایجاد روابط غیرخطی میان متغیرهای مدل، در وضعیت‌های (رژیم های) گوناگون و درنتیجه، تغییرات در طبیعت این روابط می‌گردد. بنابراین، استفاده از مدل‌های خطی، منجر به ارائهٔ تصویری درست از ادوار تجاری نمی‌گردد (Ghent & Owyang, 2009).

روش‌های شناسایی ادوار تجاری و نقاط عطف، به دو دستهٔ روش‌های پارامتری و ناپارامتری تقسیم می‌شوند. بیش‌ترِ روش‌های پارامتری، براساس رویکردهای جابه‌جایی رژیم هستند. از سوی دیگر، روش‌های ناپارامتری، معمولاً بر الگوریتم‌های شناسایی الگو تأکید دارند. الگوریتم برای ـ بوکان[1] (۱۹۷۱) برای تحلیل ادوار بخش مسکن، با هدف تجزیهٔ نوسانات به دو جزء روند و چرخه، استفاده شده است. برای نمونه، لیمر (۲۰۰۷) کِرنِل‌های خطی[2] ، فرارا و ویگنا [3] (۲۰۰۹) فیلترِ هادریک-پرسکات،

1. Bry-Boschan's Algorithm
2. Linear Kernels
3. Ferrara & Vigna

بالیگان[1] (۲۰۰۹) فیلتر باکستر و کینگ[2] و آلوارز و کابررو[3] (۲۰۰۹) فیلتر باترورث[4] را به‌کار برده‌اند (آلوارز و همکاران، ۲۰۱۰).

برخلاف روش‌های ناپارامتری، مدل‌های جابه‌جایی رژیم، این امکان را فراهم می‌سازند که بخشی از مدل، وابسته به وضعیت اقتصاد (رژیم) باشد. برای نمونه، میانگین یک مدل رگرسیونی، میان رکودها و رونق‌ها متفاوت است. از انواع مدل‌های جابه‌جایی رژیم، می‌توان به مدل خودرگرسیون آستانه‌ای خودهیجانی[5] (SETAR, Tong, 1990)، مدل‌های انتقال هموار[6] (LSTAR, Teräsvirta, 1994) و مدل جابه‌جایی مارکف اشاره نمود (Doornik, 2013).

یکی از مهم‌ترین روش‌ها برای انعکاس نامتقارنیِ سری‌های زمانی، رویکرد جابه‌جایی مارکف است. در این رویکرد، حرکت و پویایی‌های سری‌های زمانی، تحت تأثیر یک متغیر تصادفی و پنهان (مشاهده‌نشده) به نام رژیم یا وضعیت[7] است. متغیر رژیم، خود توسط فرایند مارکف ایجاد می‌گردد. رویکرد جابه‌جایی مارکف، به توضیح رفتارهای گوناگون سری‌های زمانی در وضعیت‌های (رژیم‌های) گوناگون اقتصادی می‌پردازد و همچنین، احتمال حرکت و جابه‌جایی از یک رژیم به رژیم دیگر را برآورد می‌کند. این رویکرد، نخستین‌بار توسط گلدفلد و کوانت[8] (۱۹۷۳) به شکل رگرسیون‌های جابه‌جا شونده[9] به‌کار رفت. همیلتون[10] (۱۹۸۹و۱۹۹۰) ادوار تجاری امریکا را با استفاده از مدل خودرگرسیونی جابه‌جایی مارکف (MS-AR) و با فرض وجود احتمالات انتقال ثابت[11] (FTP) میان دو رژیم رونق و رکود، تولید ناخالص داخلی حقیقی را مورد بررسی قرار داد. کرالزیگ (۱۹۹۸) با ترکیب مدل خودرگرسیون برداری و جابه‌جایی مارکف، مدل MS-VAR را ارائه نمود. مدل MS-VAR از یک‌سو امکان بررسی پویایی‌های سری‌های زمانی را در رژیم‌های گوناگون فراهم ساخته و از سوی دیگر، به شناسایی و تحلیل درونزایی‌های موجود در روابط میان متغیرهای مدل می‌پردازد (Simo-kengne *et al.*, 2013).

ویژگی اصلی مدل جابه‌جایی مارکف، آن است که فرض می‌شود رژیم غیرقابل‌مشاهده

1. Bulligan
2. Baxter & King's Filter
3. Álvarez & Cabrero
4. Butterworth's Filter
5. Self-exciting Threshold Autoregressive
6. Smooth-transition Models
7. Regime or State
8. Goldfeld & Quant
9. Switching Regressions
10. Hamilton
11. Fixed Transition Probabilities

$S_t \in \{1,...,M\}$ توسط یک فرایند تصادفی ناپیوسته به نام فرایند مارکف تولید شده که در آن، احتمالات انتقال، به‌صورت رابطه (۴) تعریف می‌گردند:

$$p_{ij} = \Pr[S_t = j \mid S_{t-1} = i] \qquad (۴)$$

در این رابطه، p_{ij} نشانگر احتمال انتقال از رژیم i به رژیم j، در بازهٔ زمانی t-1 و t است. همچنین، فرض می‌شود که رابطهٔ (۵)، میان احتمالات انتقال وجود دارد:

$$\sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \qquad (۵)$$

در رابطهٔ (۵)، M نشانگر تعداد رژیم‌های ممکن است. مجموعهٔ احتمالات انتقال ممکن را می‌توان توسط ماتریس زیر نشان داد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{M1} \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & \cdot & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & \cdot \\ p_{1M} & \cdot & \cdot & \cdot & p_{MM} \end{bmatrix}$$

مدل جابه‌جایی مارکف-خودرگرسیون برداری تعدیل‌شده، نسبت به میانگین با p وقفه و M رژیم، به‌صورت رابطه (۶) نشان داده می‌شود:

$$y_t - \mu(s_t) = \delta_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + ... + \delta_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \qquad (۶)$$

که در این رابطه، $u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ بوده و $\mu(s_t)$، $\delta_1(s_t) ... \delta_p(s_t)$ و $\Sigma(s_t)$ پارامترهای وابسته به رژیم هستند.

مدل به‌کاررفته در این پژوهش، حالتی خاص از مدل MS-VAR، به نام مدل MSIAH(m)-VARX(p)[1] است که در آن، همهٔ پارامترهای مدل، شامل میانگین، واریانس و ضرایب خودرگرسیونی، وابسته به رژیم هستند. همچنین، در این مدل، بخشی از متغیرها برونزا هستند.

در این پژوهش، فرض می‌گردد که بردار y_t در مدل به صورت رابطه (۷) است:

$$Y_t' = [ph_t, l_t, GDP_t, rr_t, h_t] \qquad (۷)$$

که شامل پنج متغیر درونزای ph_t (قیمت حقیقی مسکن)، l_t (اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی)، GDP_t (تولید ناخالص داخلی حقیقی)، rr_t (نرخ بهرهٔ حقیقی) و h_t (موجودی مسکن) است. داده‌های مربوط به قیمت مسکن (قیمت یک متر مربع واحد مسکونی) از دفتر برنامه‌ریزی

1. Markov-switching Intercept Auto-regression and Heteroscedasticity

مسکن وزارت راه‌وشهرسازی به‌دست آمده است. در مورد متغیر تسهیلات، از داده‌های مربوط به تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی استفاده گردید؛ از جمله دلایل استفاده از این متغیر، سهم اندک تسهیلات بانک مسکن از تأمین منابع مالی بازار مسکن و همچنین، رابطهٔ هم‌سوی تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی با قیمت‌های مسکن بود (براساس نمودار ۱) که در مورد تسهیلات بانک مسکن، این رابطه مشاهده نگردید. منبع این اطلاعات، پایگاه داده‌های بانک مرکزی است. نرخ بهرهٔ به‌کاررفته در این پژوهش، برابر با میانگین وزنی نرخ‌های بهرهٔ تسهیلات اعطاشده به بخش‌های اقتصادی، در دورهٔ زمانی مورد بررسی است که وزن‌های به‌کارگرفته‌شده، براساس میزان تسهیلات اعطایی به بخش‌ها از کل تسهیلات اعطاشده است. آمار لازم برای محاسبهٔ این متغیر، از بانک اطلاعات سری زمانی و نشریهٔ نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است. اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی حقیقی با سال پایهٔ ۱۳۸۳ و موجودی مسکن[1] نیز از پایگاه داده‌های بانک مرکزی استخراج شده است. برای حقیقی‌سازی متغیرها، از شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ سال پایهٔ ۱۳۸۳ استفاده شده است. همهٔ متغیرها، به‌جز نرخ بهره، تبدیل لگاریتمی شده‌اند. بردار X_t نیز شامل متغیرهای برونزای سیستم است که در این مدل، تنها دربرگیرندهٔ oil_t (درآمد حقیقی نفت) است. داده‌های مربوط به این متغیر نیز از پایگاه داده‌های بانک مرکزی استخراج گردیده است.

مدل تصریح‌شده، به‌صورت MSIAH(2)-VARX(4) است که شامل دو رژیم رونق و رکود، قیمت مسکن و چهار وقفه است. این مدل، به‌صورت رابطه (۸) ارائه می‌گردد:

$$u_{(s_t)} \sim NID(0, \Sigma(s_t)) \qquad (۸)$$

در این رابطه، $\mu(s_t)$ و $\Sigma(s_t)$ به‌ترتیب نشانگر میانگین و واریانس وابسته به رژیم هستند. $\delta_{1(s_t)}$ تا $\gamma_{6(s_t)}$ نیز بردار ضرایب خودرگرسیونی مدل هستند که وابسته به رژیم هستند. s_t بردار رژیم است که شامل دو رژیم یک (رژیم رونق قیمت‌های مسکن) و رژیم دو (رژیم رکود قیمت‌های مسکن) است. برای برآورد پارامترهای مدل از بیشینه‌سازی تابع درستنمایی استفاده می‌شود. در ادبیات پژوهش، معمولاً از دو الگوریتم EM[2] ارائه‌شده توسط دمپستر و همکاران[3] (۱۹۷۷) و الگوریتمFSQP[4]

۱. این متغیر براساس داده‌های ساختمان‌های تکمیل شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری ارائه شده توسط بانک مرکزی محاسبه گردیده است. برآورد این متغیر براساس رویکرد موجودی دائمی با فرض نرخ استهلاک سالانه ۵ درصد برای مسکن است.

2. Expectation-Maximization
3. Dempster *et al*.
4. Feasible Sequential Quadratic Programming

ارائه‌شده توسط لارنس و تیتز[1] (۲۰۰۱) استفاده شده است. همان‌گونه که دورنیک (۲۰۱۳) خاطر نشان می‌سازد، الگوریتم FSQP نسبت به الگوریتم EM، سریع‌تر به همگرایی رسیده و دارای استحکام بالاتری است. بنابراین، در این پژوهش، از الگوریتم FSQP برای برآورد پارامترها و استنتاج در مورد رژیم‌ها استفاده شده است.

نتایج پژوهش

متغیرهای ارائه‌شده در این پژوهش، شامل قیمت حقیقی مسکن، اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی، درآمد حقیقی نفت، تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳، موجودی مسکن و نرخ بهرهٔ حقیقی هستند. انتخاب این متغیرها براساس اهمیتی که آن‌ها از بُعد نظری و همچنین مطالعات تجربی در ایجاد نوسان‌های قیمت مسکن دارند، انجام شده است. این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به دورهٔ زمانی (۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱) انجام شده است. در ابتدا به‌منظور بررسی درستی مدل، نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیصی در جدول (۱) ارائه شده است:

جدول ۱: آزمون‌های تشخیصی

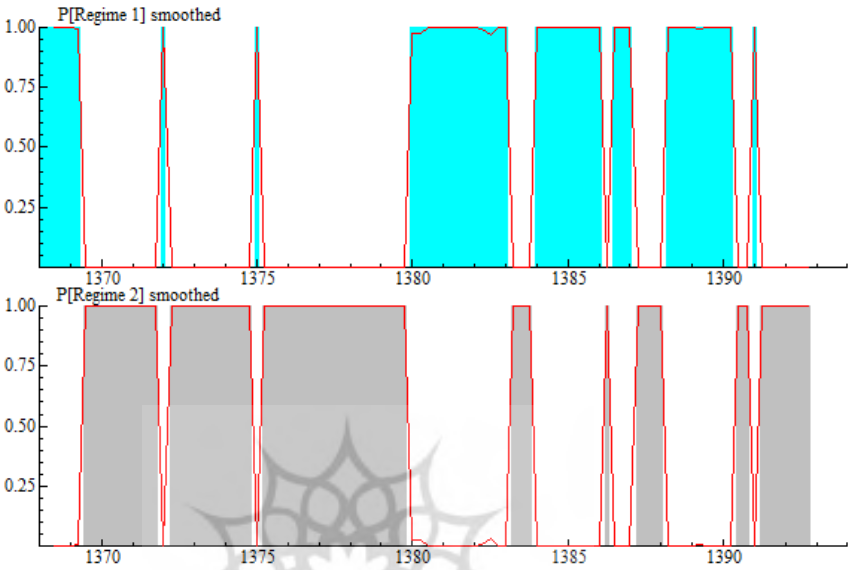
	خطی بودن LR-test Chi^2(22)	نرمال بودن Vector Normality test: Chi^2(10)	خودهمبستگی Vector Portmanteau (12): Chi^2(275)
مقدار آماره	۳۶۱۷/۵ /[۰/۰۰۰۰] **	۱۰/۳۱۵[۰/۴۱۳۳] **	۲۷۲/۰۳[۰/۸۷۵۴]
**[۰/۰۰۰۰]:کران بالایی تقریبی			

(اعداد داخل کروشه، نشان‌دهندهٔ p- مقدارهای آماره‌ها هستند)

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

در جدول (۱)، براساس آمارهٔ LR و کران بالایی تقریبی دیویس[2] (۱۹۸۷) که p- مقدار این آماره را نشان می‌دهد، فرضیهٔ صفر مبتنی بر خطی‌بودن مدل به‌صورت قوی رد شده و در نتیجه، استفاده از مدل‌های خطی برای بررسی ادوار قیمت مسکن نمی‌تواند حقایق موجود در مورد رفتار این متغیر را آشکار سازد. بنابراین، استفاده از مدل جابه‌جایی مارکف- خودرگرسیون برداری، دارای توجیه کافی خواهد بود. از نتایج دیگر آزمون‌های تشخیصی می‌توان به نرمال بودن و عدم خود همبستگی جملات اخلال اشاره نمود.

1. Lawrence & Tits
2. Davies



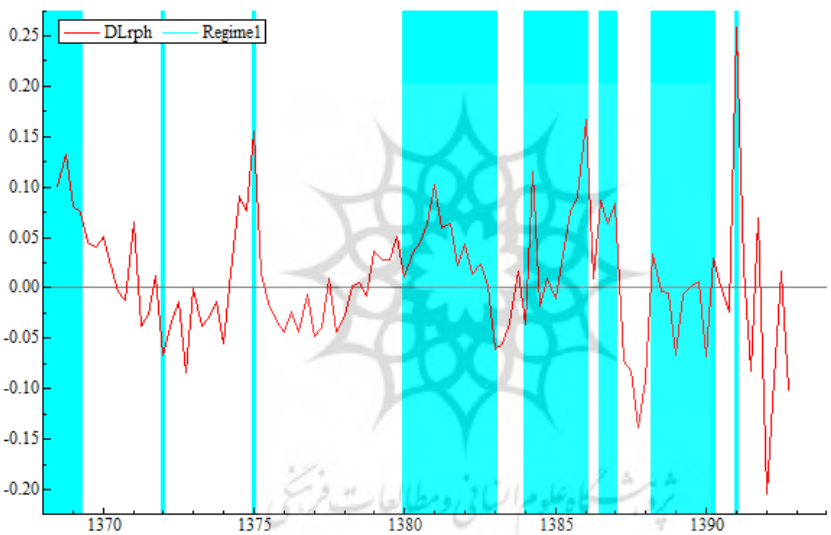
نمودار۴: احتمالات گذار هموارشده برای رژیم‌های ۱ و ۲

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

براساس نمودار (۴)، طی دوره‌های زمانی ۱۳۶۹-۱۳۶۸ (پایان جنگ تحمیلی و شروع برنامهٔ نخست توسعه)،۱۳۷۲ و ۱۳۷۵ احتمال گذار به رژیم یک بالاتر رفته است. از سوی دیگر، طی سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۷۰ و ۱۳۷۵-۱۳۷۲ (کاهش درآمد صادراتی نفت با شکست عراق مقابل کویت) و ۱۳۸۰-۱۳۷۵ (کاهش درآمد نفتی و بحران مالی جنوب‌شرقی آسیا) احتمال گذار به رژیم دو بیش‌تر شده است. ازاین‌رو، با توجه به نمودار (۲) می‌توان نتیجه‌گیری کرد که رژیم یک، رژیم رونق قیمت‌های مسکن و رژیم دو، رژیم رکود قیمت‌های مسکن هستند. افزایش سطوح درآمدهای نفتی از طریق سازوکار بیماری هلندی، منجر به افزایش جریان ارز خارجی به داخل کشور و بالا رفتن سطح درآمد حقیقی می‌گردد. با افزایش سطح درآمد حقیقی، میزان تقاضا برای مسکن افزایش یافته و درنتیجه، قیمت‌های مسکن بالا می‌رود؛ درحالی‌که کاهش درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی، منجر به اُفت تقاضای مسکن شده و قیمت‌های مسکن را کاهش می‌دهد.

از اواخر ۱۳۷۹ تا اوایل ۱۳۸۳، دوباره احتمال گذار به رژیم رونق قیمت مسکن بالاتر می‌رود.

از اواسط ۱۳۸۳ تا اوایل ۱۳۸۴ (کاهش درآمدهای نفتی) احتمال گذار به رژیم رکود قیمت مسکن بیش‌تر می‌شود. از سال ۱۳۸۴ تا اوایل ۱۳۸۷ (افزایش درآمدهای نفتی)، احتمال گذار به رژیم رونق بیش‌تر می‌شود. از سال ۱۳۸۷ تا اوایل ۱۳۸۸، احتمال حرکت به سمت رژیم رکود افزایش می‌یابد. از اوایل ۱۳۸۸ تا اواسط ۱۳۹۰، بازار مسکن وارد آخرین رونق خود طی دورهٔ زمانی مورد بررسی می‌گردد. از این زمان به بعد، وقوع تحریم‌ها و سایر شرایط اقتصادی، منجر به بالارفتن احتمال گذار به رژیم دو می‌گردد.

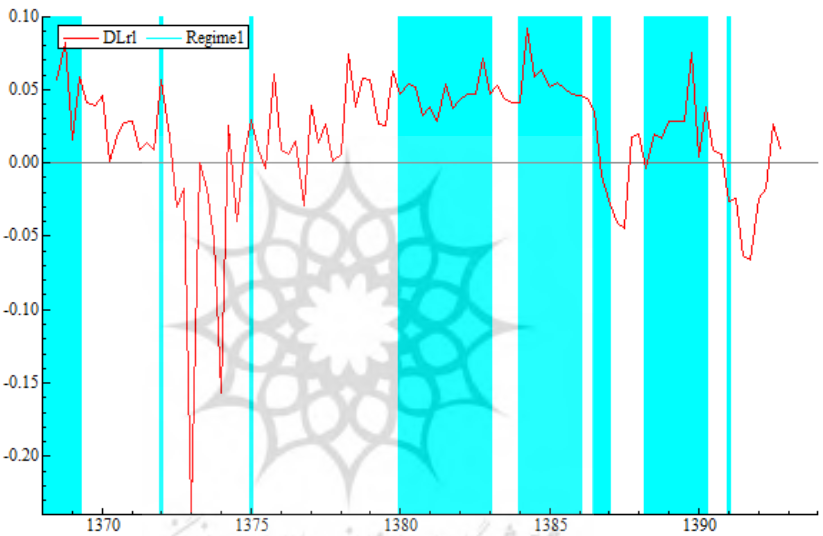


نمودار ۵: نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن و رژیم رونق محاسبه شده طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

در نمودار (۵)، تحولات نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن با دوره‌های رونق محاسبه‌شده برای این متغیر، طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸ مقایسه شده است. نمودار (۵)، نشانگر سازگاری نتایج به‌دست‌آمده با مشاهدات واقعی است. رونق نخست قیمت‌های مسکن، طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹-۱۳۶۸ مشاهده می‌گردد. پس از این دوره، بازار مسکن وارد دورهٔ رکود شده و نقطهٔ اوج رونق دوم در سال ۱۳۷۵ رخ می‌دهد. رونق سوم که طولانی‌ترین رونق در دورهٔ زمانی مورد بررسی است، از اواخر سال

۱۳۷۹ آغاز شده و در اوایل سال ۱۳۸۳ پایان می‌پذیرد. رونق بعدی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۴ رخ می‌دهد. رونق پنجم از اوایل سال ۱۳۸۸ شروع شده و تا اواسط سال ۱۳۹۰ ادامه می‌یابد. از این دوره به بعد، به‌جز فصل نخست سال ۱۳۹۱ که همزمان با وقوع بالاترین نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن (۲۶ درصد) است، بازار مسکن وارد رژیم رکود می‌گردد. پایین‌ترین نرخ رشد قیمت حقیقی مسکن (۲۰/۵- درصد) نیز در آخرین دورهٔ رکود مشاهده می‌شود.



شکل ۶. نمودار نرخ رشد اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی و رژیم رونق محاسبه‌شده طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

مقایسهٔ رژیم رونق قیمت حقیقی مسکن با نرخ رشد اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸ که در نمودار (۶) ارائه گردیده نیز نشانگر ارتباط نزدیک میان این دو متغیر است. کم‌وبیش طی همهٔ دوره‌هایی که در آن‌ها نرخ رشد اعتبارات حقیقی مثبت است (به‌جز دورهٔ زمانی ۱۳۸۰-۱۳۷۵)، همزمانی با رژیم رونق قیمت مسکن مشاهده می‌گردد. براساس اثر شتاب‌دهندهٔ مالی و اثر وثیقه‌ای، اثرات بازخوردی میان قیمت‌های مسکن و اعتبارات موجود است. تغییرات در سطح اعتبارات، منجر به تغییر ارزش وثیقهٔ مسکن خانوار و درنتیجه، تغییر در قیمت مسکن می‌شود. از

سوی دیگر، تغییر در قیمت‌های مسکن، منجر به تغییر در سطح ثروت خانوارها شده و از طریق تغییر در ارزش وثیقه، بر میزان اعتبارات دریافتنیِ خانوار اثر می‌گذارد.

در جدول (۱) مقادیرعرض از مبدا و واریانس‌های وابسته به رژیم در مدل MSIAH(2)-VARX(4) شده است. براساس این جدول، همه عرض از مبدأهای وابسته به رژیم یک (رونق) به جز عرض از مبدأ تولید ناخالص داخلی در سطح ۵ درصد معنادار هستند. در مورد رژیم دو (رکود) تنها عرض از مبدأ تولید ناخالص داخلی حقیقی معنادار است. بررسی واریانس‌های وابسته به رژیم نشانگر آنست که همه واریانس‌های وابسته به رژیم رکود غیر از واریانس نرخ بهره بزرگتر از واریانس‌های وابسته به رژیم رونق هستند.

جدول ۲: برآورد عرض‌ازمبدأها و واریانس‌های وابسته به رژیم در مدل MSIAH(2)-VARX(4)

	Dph_t	Dl_t	$DGDP_t$	Drr_t	Dh_t
			عرض‌ازمبدأ وابسته به رژیم		
C_1	۰/۰۸۸۴	-۰/۰۴۸۳	-۰/۰۱۹	۰/۵۲۳۸	۰/۰۰۴۷
	(۲/۹۹)	(-۵/۴۳)	(-۱/۲۵)	(۳/۷۷)	(۲/۹۳)
C_2	۰/۰۲۴۶	۰/۰۲۳۵	۰/۰۸۰۶	۰/۰۲۱۴	۰/۰۰۱
	(۱/۴۰)	(۱/۲۷)	(۳/۴۳)	(۱/۵۵)	(۱/۴۶)
			واریانس وابسته به رژیم		
ω_1	۰/۰۰۰۴	$۳/۸۲\times۱۰^{-۵}$	۰/۰۰۰۱۱	۰/۰۰۹۸	$۱/۲۹\times۱۰^{-۶}$
ω_2	۰/۰۰۰۷۸	۰/۰۰۰۸۶	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۴	$۱/۳۲\times۱۰^{-۶}$

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۳: برآورد ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم در مدل MSIAH(2)-VARX(4)

	Dph_t	Dl_t	$DGDP_t$	Drr_t	Dh_t
ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم ۱					
$Doil_{t-1}$	-۰/۰۹۴	۰/۰۲۸۵	۰/۰۲۵۵	-۰/۱۰۵۱	۰/۰۰۰۴
	(-۲/۹۹)	(۳/۰۱)	(۱/۵۷)	(-۰/۷۱۲)	(۰/۲۶۱)
$Doil_{t-2}$	-۰/۱۳۹۴	-۰/۰۰۴۸	-۰/۰۱۱۸	۰/۲۹۸۲	-۰/۰۰۱۵
	(-۵/۲)	(-۰/۵۹۲)	(-۰/۷۴۹)	(۲/۳۷)	(-۱/۰۴)
$Doil_{t-3}$	-۰/۰۴۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۷۶	۰/۳۳۱	-۰/۰۰۴
	(-۴/۱۱)	(-۰/۲۶)	(۰/۵۷۸)	(۲/۷۳)	(-۲/۸۷)
$Doil_{t-4}$	۰/۰۶۳	۰/۰۸۵۱	۰/۰۳۰۳	-۰/۰۱۹۸	-۰/۰۰۱۳
	(۲/۱۳)	(۹/۵۶)	(۱/۹۶)	(-۰/۱۴۲)	(-۰/۸۵۹)
$Doil_{t-5}$	۰/۱۷۶۲	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۴۸۷	-۰/۰۰۹۷	-۰/۰۰۱۱
	(۴/۶۷)	(۰/۰۵۶۱)	(-۲/۴۳)	(-۰/۰۵۷)	(-۰/۵۴۳)
$Doil_{t-6}$	۰/۰۹۵۶	۰/۰۰۹	-۰/۰۲۰۹	-۰/۰۲۸۹	۰/۰۰۱۹
	(۳/۷۳)	(۱/۱۹)	(-۱/۵۷)	(-۰/۲۴)	(۱/۳۶)
Dph_{t-1}	-۰/۵۴۴	۰/۰۹۵۸	۰/۸۴۵۶	۱/۱۴۲۵	-۰/۰۲۸۹
	(-۳/۲۳)	(۱/۸۳)	(۹/۴۹)	(۱/۴۸)	(-۳/۱۵)
Dph_{t-2}	-۰/۶۹۸۲	۰/۰۹۹۷	-۰/۱۱۷۸	-۰/۷۸۷۹	۰/۰۰۵۶
	(-۶/۰۲)	(۲/۸۶)	(-۱/۹۶)	(-۱/۴۳)	(۰/۸۹۵)
Dph_{t-3}	۰/۳۷۶۶	-۰/۲۶۵۶	-۰/۲۱۲۶	-۰/۳۶۰۲	۰/۰۰۹۱
	(۲/۸۸)	(-۶/۰۸)	(-۳/۸۸)	(-۰/۵۷۷)	(۱/۲۷)
Dph_{t-4}	-۰/۸۲۰۳	۰/۰۳۱۷	۰/۱۲۸	۰/۹۳۸۲	-۰/۰۰۴۶
	(-۶/۴۸)	(۰/۸۲۸)	(۱/۹۴)	(۱/۵)	(-۰/۶۶۴)
Dl_{t-1}	-۲/۰۶۱۴	۰/۵۶۶۱	-۰/۰۰۵۱	-۰/۴۹۵۳	۰/۰۲۹۸
	(-۴/۸۲)	(۴/۳۸)	(-۰/۰۲۳)	(-۰/۲۴۵)	(۱/۲۷)
Dl_{t-2}	-۰/۴۸۷۰	-۰/۳۶۰۹	۰/۴۳۱۴	۰/۴۳۲۲	-۰/۰۵۸۹
	(-۱/۲۴)	(-۳/۰۰)	(۲/۱)	(۰/۲۴۳)	(-۲/۷۵)
Dl_{t-3}	۰/۷۸۷۱	۰/۵۹۳۲	-۰/۶۳۷۳	-۶/۵۶۲۲	۰/۰۱۰۹
	(۲/۳۸)	(۵/۲۷)	(-۳/۷)	(-۴/۲۷)	(۰/۶۰۳)
Dl_{t-4}	-۰/۳۲۸۱	-۰/۱۰۳۸	۰/۱۸۷۴	۰/۵۷۸۴	۰/۰۲۹۴

ادامه جدول ۳: برآورد ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم در مدل MSIAH(2)-VARX(4)

	Dph_t	Dl_t	$DGDP_t$	Drr_t	Dh_t
ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم ۱					
	(-۱/۴۴)	(-۱/۴۹)	(۱/۵۴)	(۰/۵۴۱)	(۲/۳۶)
GDP_{t-1}	۰/۰۸۱	۰/۱۷۰۸	-۰/۳۷۶۱	۲/۳۶۰۱	۰/۰۰۳۴
	(۰/۴۴۱)	(۳/۰۹)	(-۳/۹۵)	(۲/۷۵)	(۰/۳۳۸)
GDP_{t-2}	-۰/۲۵۱۶	۰/۳۴۱۲	۰/۱۱۵۹	۱/۷۳۸۹	-۰/۰۱۴۳
	(-۱/۲۶)	(۵/۷۳)	(۱/۱۳)	(۱/۸۳)	(-۱/۳۱)
GDP_{t-3}	۰/۵۸۱۷	۰/۱۰۷۸	۰/۱۵۷۸	-۰/۵۹۴۸	۰/۰۲۱۵
	(۲/۳۹)	(۱/۴۳)	(۱/۲۲)	(-۰/۵۳۴)	(۱/۶۲)
GDP_{t-4}	-۰/۲۱۱۸	-۰/۴۸۹۱	۰/۰۴۲۵	۰/۹۸۵۶	-۰/۰۰۷۷
	(-۱/۳۲)	(-۱۰/۱)	(۰/۵۱۱)	(۱/۳)	(-۰/۸۷۵)
Drr_{t-1}	-۰/۱۱۹۵	۰/۰۱۴۷	۰/۰۳۳۱	-۰/۱۸۲۳	-۰/۰۰۴
	(-۲/۹۲)	(۱/۲۱)	(۱/۵۷)	(-۰/۹۳۵)	(-۱/۸)
Drr_{t-2}	۰/۰۱۵۲	-۰/۰۳۱۴	-۰/۰۵۲	-۰/۱۱۶۴	۰/۰۰۷۳
	(۰/۳۷۹)	(-۲/۵۶)	(-۲/۴۸)	(-۰/۶۲۴)	(۳/۳۵)
Drr_{t-3}	-۰/۲۶۷	۰/۰۲۰۱	۰/۱۰۲۷	۰/۱۲۱۱	-۰/۰۰۵۴
	(-۶/۳۳)	(۱/۵۸)	(۴/۶۹)	(۰/۶۱۸)	(-۲/۳۶)
Drr_{t-4}	۰/۹۵۳	۰/۰۲۱۴	۰/۰۸۸۶	۰/۴۴۳۱	-۰/۰۰۳۹
	(۲/۱۴)	(۱/۶۲)	(۳/۹)	(۲/۱۳)	(-۱/۶۳)
Dh_{t-1}	۱۴/۲۵	۶/۱۹۰۵	-۳/۳۹۰۴	-۷/۹۷۲۷	۰/۷۶۷۹
	(۴/۰۸)	(۶/۹۲)	(-۲/۲)	(-۰/۵۶۷)	(۴/۷)
Dh_{t-2}	-۴/۳۱۲۵	-۴/۶۶۴۳	۱/۲۷۸۵	-۵/۱۴۷۰	۰/۲۰۳۸
	(-۱/۵۵)	(-۵/۵۹)	(۰/۸۸۹)	(-۰/۳۹)	(۱/۳۲)
Dh_{t-3}	-۱۳/۲۲۲۸	۴/۱۰۴۰	۱/۶۴۷۹	-۱۸/۰۵۹	-۰/۳۶۳۷
	(-۴/۱۹)	(۴/۲۵)	(۰/۹۹۹)	(-۱/۲۴)	(-۲/۱)
Dh_{t-4}	۳/۹۵۵۹	-۱/۰۹۳۴	۲/۱۵۷۸	۱/۸۳۷۴	۰/۰۴۲۲
	(۱/۲۹)	(-۱/۱۶)	(۱/۳۴)	(۰/۱۳۰)	(۰/۲۵۲)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول ۳: برآورد ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم در مدل MSIAH(2)-VARX(4)

	Dph_t	Dl_t	$DGDP_t$	Drr_t	Dh_t
ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم ۲					
$Doil_{t-1}$	۰/۱۰۲۷	۰/۰۰۹۱	۰/۰۶۶۸	۰/۰۰۴۷	-۰/۰۰۲۴
	(۳/۳۴)	(۰/۲۸۸)	(۱/۶۴)	(۰/۱۹۴)	(-۱/۸۹)
$Doil_{t-2}$	-۰/۰۰۳۱	-۰/۰۱۲۶	-۰/۰۰۳۱	۰/۰۴۷۶	-۰/۰۰۰۱
	(-۰/۰۹۶۶)	(-۰/۳۸۸)	(-۰/۰۷۶۷)	(۱/۸۵)	(-۰/۰۸۵)
$Doil_{t-3}$	۰/۲۳۴۵	۰/۱۴۱۳	۰/۰۷۱۸	۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۱۱
	(۱/۴۶)	(۳/۷۳)	(۱/۴۸)	(۰/۵۲۹)	(۰/۶۹۲)
$Doil_{t-4}$	۰/۰۴۸۴	-۰/۰۸۴۴	-۰/۰۲	-۰/۰۵۴۴	-۰/۰۰۰۶
	(۱/۲۵)	(-۲/۱۹)	(-۰/۴۰۶)	(-۱/۷۲)	(-۰/۴۱۳)
$Doil_{t-5}$	-۰/۰۲۸۴	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۴۵۴	۰/۱۰۰۶	۰/۰۰۰۹
	(-۰/۷۶)	(۰/۰۰۴۷۵)	(۰/۹۳۴)	(۳/۲۸)	(۰/۶۲۵)
$Doil_{t-6}$	۰/۱۰۴۸	-۰/۰۳۷۱	۰/۱۷۴۴	-۰/۰۰۲۹	-۰/۰۰۳۲
	(۲/۷۸)	(-۰/۹۴)	(۳/۴۷)	(-۰/۰۹۹۷)	(-۲/۰۸)
Dph_{t-1}	۰/۲۲۲	-۰/۰۴۰۷	-۰/۰۷۴۶	-۰/۰۹۵۷	۰/۰۰۰۲
	(۳/۲۷)	(-۰/۵۹)	(-۰/۸۴۷)	(-۱/۷۵)	(۰/۰۸۰۴)
Dph_{t-2}	-۰/۱۵۷۳	-۰/۲۲۶۷	-۰/۲۲۸۴	-۰/۰۲۲۳	۰/۰۰۴۷
	(-۲/۱۴)	(-۳/۰۴)	(-۲/۴)	(-۰/۳۷۲)	(۱/۵۴)
Dph_{t-3}	۰/۲۳۴۵	۰/۰۹۳۲	۰/۰۰۷۵	۰/۱۶۱۲	۰/۰۰۱
	(۳/۱۸)	(۱/۲۳)	(۰/۰۷۸)	(۲/۷۱)	(۰/۳۳۵)
Dph_{t-4}	-۰/۳۷۷۳	۰/۱۰۲۹	۰/۱۲۶۳	-۰/۱۳۷۹	-۰/۰۰۱۱
	(-۴/۹۰)	(۱/۳)	(۱/۲۵)	(-۲/۱۸)	(-۰/۳۵۵)
Dl_{t-1}	۰/۲۱۱۸	۰/۰۹۴	۰/۲۱۸۸	-۰/۱۲۴۲	-۰/۰۰۳۲
	(۲/۱۴)	(۰/۹۳۲)	(۱/۷)	(-۱/۵۷)	(-۰/۷۷۷)
Dl_{t-2}	۰/۰۲۸۲	۰/۲۱۰۸	۰/۰۰۰۲	-۰/۱۷۸۵	۰/۰۰۶۲
	(۰/۲۹۴)	(۲/۱۳)	(۰/۰۰۱۸)	(-۲/۳۲)	(۱/۵۷)
Dl_{t-3}	-۰/۲۲۸	۰/۰۶۹۶	۰/۰۴۵۴	۰/۰۹۹۷	۰/۰۰۲۸
	(-۲/۳۸)	(۰/۷۰۷)	(۰/۳۶۱)	(۱/۲۸)	(۰/۷۱۲)
Dl_{t-4}	۰/۰۳۷	۰/۲۹۵۶	-۰/۳۵۲	-۰/۲۷۴۵	-۰/۰۰۹۳

ادامه جدول ۳: برآورد ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم در مدل MSIAH(2)-VARX(4)

	Dph_t	Dl_t	$DGDP_t$	Drr_t	Dh_t
ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم ۲					
	(۰/۳۵۹)	(۲/۷۹)	(-۲/۶۱)	(-۳/۲۸)	(-۲/۱۶)
GDP_{t-1}	۰/۱۶۶۴	۰/۰۰۹۵	-۰/۳۰۶۰	-۰/۰۴۲۶	۰/۰۰۰۴
	(۱/۷۹)	(۰/۰۹۸)	(-۲/۴۷)	(۰/۵۷۸)	(۰/۱۰۶)
$D\,GDP_{t-2}$	۰/۰۷۶۴	۰/۲۵۴۷	-۰/۲۷۷۲	۰/۰۷۲۲	۰/۰۰۵۵
	(۰/۸۹۸)	(۲/۸۸)	(-۲/۴۶)	(۱/۰۵)	(۱/۵۶)
$D\,GDP_{t-3}$	۰/۰۳۰۸	۰/۱۰۸۸	-۰/۷۱۳۹	۰/۱۲۷۵	۰/۰۰۷۸
	(۰/۳۱۴)	(۱/۰۷)	(-۵/۴۹)	(۱/۶۳)	(۱/۹۳)
$D\,GDP_{t-4}$	-۰/۰۷۲۵	۰/۰۷۳۱	-۰/۳۷۸۳	۰/۱۹۵۸	۰/۰۰۳۵
	(-۰/۷۲۳)	(۰/۶۹۶)	(-۲/۸۳)	(۲/۴۷)	(۰/۸۶۴)
Drr_{t-1}	۰/۰۰۹۶	-۰/۰۱۱۶	۰/۲۱۸۸	-۰/۱۸۲۳	-۰/۰۰۱۵
	(۰/۲۳۴)	(-۰/۲۷۲)	(۱/۷)	(-۰/۹۳۵)	(-۰/۹۰۳)
Drr_{t-2}	-۰/۰۲۹۳	-۰/۰۷۴۳	۰/۰۰۰۲	۰/۱۱۸۱	$-۲/۰۳\times۱۰^{-۵}$
	(-۰/۶)	(-۱/۵۱)	(۰/۰۰۱۸)	(۲/۹۹)	(-۰/۰۰۹۹)
Drr_{t-3}	۰/۵۵۷	-۰/۰۰۶۷	۰/۰۴۵۴	۰/۰۱۲۸	۰/۰۰۰۹۶
	(۱/۱۳)	(-۰/۱۳۵)	(۰/۳۶۱)	(۰/۳۲۱)	(۰/۴۶۵)
Drr_{t-4}	۰/۰۸۶	-۰/۲۳۹۹	-۰/۳۵۲	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۲۱
	(۱/۸۲)	(-۵/۲۸)	(-۲/۶۱)	(-۰/۰۳۰۳)	(۱/۱۴)
Dh_{t-1}	-۴/۱۵۳۲	۲/۸۲۴۷	-۱/۷۸۶۲	۳/۸۷۱۱	۰/۶۷۸۱
	(-۱/۴۴)	(۰/۹۳۸)	(-۰/۴۶۶)	(۱/۶۹)	(۵/۶۹)
Dh_{t-2}	۲/۷۴۴	-۲/۸۴۰۲	-۰/۵۶۷	-۳/۹۵۲۶	۰/۳۹۸
	(۰/۸۶۵)	(-۰/۸۵۹)	(-۰/۱۳۵)	(-۱/۵۷)	(۳/۰۳)
Dh_{t-3}	۰/۲۵۴۸	-۳/۶۷۳۲	۳/۶۹۸۸	-۱/۶۷۴۷	۰/۲۵۴
	(۰/۰۷۵۳)	(-۱/۰۴)	(۰/۸۲۲)	(-۰/۶۲۴)	(۱/۸۲)
Dh_{t-4}	-۳/۲۴۵۹	۱/۲	-۸/۶۹۷۳	۰/۱۹۴۲	-۰/۴۵۵
	(-۱/۱۰)	(۰/۳۹۴)	(-۲/۲۴)	(۰/۰۸۲۹)	(-۳/۷۳)
log-likelihood: ۱۳۶۸/۹۹۸۳					

(اعداد داخل پرانتز، مقادیر آماره‌های t هستند)

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

نتایج مربوط به برآورد ضرایب خود رگرسیونی وابسته به رژیم در جدول (۱۵) ارائه شده است. براساس این جدول، بیشتر ضرایب در سطح پنج درصد معنادار هستند. در معادله قیمت حقیقی مسکن در رژیم رونق همه وقفه‌های متغیر درآمدهای حقیقی نفتی معنادار هستند در حالی که در رژیم رکود این متغیر تنها در وقفه اول و ششم معنادار است. در معادله قیمت حقیقی مسکن، همه وقفه‌های متغیر قیمت حقیقی مسکن در هر دو رژیم رونق و رکود معنادار هستند. متغیر اعتبارات در هر دو رژیم در دووقفه اول و سوم معنادار است. تولید ناخالص داخلی حقیقی در رژیم رونق تنها در وقفه سوم معنادار است. این متغیر در رژیم رکود معنادار نیست. متغیر نرخ بهره حقیقی در رژیم رونق وقفه‌های اول، سوم و چهارم معنادار است. در رژیم رکود تنها وقفه چهارم این متغیر معنادار است. در رژیم رونق موجودی مسکن در وقفه‌های اول و سوم معنادار است. در رژیم رکود این متغیر معنادار نیست.

در جدول (۴) احتمالات ماندگاری هر رژیم و همچنین احتمالات گذار به رژیم دیگر ارائه شده است. براساس این جدول، احتمال ماندن در رژیم رونق، P{1|1}، ۷۹/۹ درصد و احتمال ماندگاری در رژیم رکود، P{2|2}، ۸۷/۵ درصد است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت رژیم‌ها به‌طور نسبی پایدار بوده و همچنین احتمال ماندن در رژیم رکود حدود ۷/۶ درصد بیشتر از احتمال ماندگاری در رژیم رونق می‌باشد. احتمال گذار از رژیم رکود به رونق، P{2|1}، حدود ۱۲/۴۹ درصد و احتمال جابجایی از رژیم رونق به رکود، P{1|2}، ۲۰/۹ درصد است.

جدول۴: احتمالات ماندگاری و گذار رژیم‌های رونق و رکود

۰/۷۹۹۰۷	P{1|1}
۰/۲۰۰۹۳	P{2|1}
۰/۸۷۵۰۱	P{2|2}
۰/۱۲۴۹۹	P{1|2}

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

در جدول (۵)، طبقه‌بندی رژیم‌های رونق و رکود براساس احتمالات هموارشده ارائه گردیده است. براساس این جدول، طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، در ۳۹ فصل رژیم رونق در بازار مسکن ایران حاکم بوده است که طول مدت ماندن در این رژیم، به‌طور متوسط ۴/۸۸ فصل است. طولانی‌ترین رونق، طی این دوره، در فاصلهٔ زمانی (۱)۱۳۸۳ - (۱)۱۳۸۰ مشاهده شده است که مدت آن ۱۳ فصل بوده است. رشد

درآمدهای نفتی در این دورهٔ زمانی، نقشی عمده در ایجاد این رونق داشته است. افزایش قیمت نفت و درنتیجه افزایش جریان ارز خارجی و حجم پول از طریق دو سازوکار عمدهٔ بیماری هلندی و اثر وثیقه‌ای، منجر به رشد قیمت‌های مسکن و ایجاد رونق در این بخش شده است. رونق‌های مشاهده‌شده طی دو دورهٔ زمانی (۱)۱۳۸۶ - (۱)۱۳۸۴ و (۲)۱۳۹۰ - (۲)۱۳۸۸ نیز به مدت ۹ فصل ادامه داشته است. کوتاه‌ترین رونق‌ها نیز در سه دورهٔ زمانی (۱)۱۳۷۲ - (۱)۱۳۷۲، (۱)۱۳۷۵ - (۱)۱۳۷۵ و (۱)۱۳۹۱ - (۱)۱۳۹۱ رخ داده‌اند که مدت زمان آن‌ها فقط یک فصل بوده است.

در ۵۸ فصل از دورهٔ زمانی مورد بررسی، رژیم رکود مشاهده شده است. به‌طور متوسط، طول مدت ماندن در این رژیم، ۷/۲۵ فصل است. طولانی‌ترین رکود که به مدت ۱۹ فصل به درازا کشیده است، در فاصلهٔ زمانی (۴)۱۳۷۹ - (۲)۱۳۷۵ رخ داده است. رکودهای مربوط به دوره‌های زمانی (۴)۱۳۷۴ - (۲)۱۳۷۲ و (۴)۱۳۷۱ - (۳)۱۳۶۹ نیز به‌ترتیب ۱۱ و ۱۰ فصل ادامه داشته‌اند. کوتاه‌ترین رکود نیز در فصل دوم سال ۱۳۸۶ مشاهده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۵: طبقه‌بندی رژیم‌های رونق و رکود، براساس احتمالات هموارشده

تعداد فصول	رژیم رونق
۲	۱۳۶۸(۴)-۱۳۶۹(۱)
۱	۱۳۷۲(۱)-۱۳۷۲(۱)
۱	۱۳۷۵(۱)-۱۳۷۵(۱)
۱۳	۱۳۸۰(۱)-۱۳۸۳(۱)
۹	۱۳۸۴(۱)-۱۳۸۶(۱)
۳	۱۳۸۶(۳)-۱۳۸۷(۱)
۹	۱۳۸۸(۲)-۱۳۹۰(۲)
۱	۱۳۹۱(۱)-۱۳۹۱(۱)
طول مدت ماندن در رژیم رونق: ۵/۱۳ فصل	
تعداد فصول	**رژیم رکود**
۱۱	۱۳۶۹(۲)-۱۳۷۱(۴)
۱۱	۱۳۷۲(۲)-۱۳۷۴(۴)
۱۹	۱۳۷۵(۲)-۱۳۷۹(۴)
۳	۱۳۸۳(۲)-۱۳۸۳(۴)
۱	۱۳۸۶(۲)-۱۳۸۶(۲)
۴	۱۳۸۷(۲)-۱۳۸۸(۱)
۲	۱۳۹۰(۳)-۱۳۹۰(۴)
۷	۱۳۹۱(۲)-۱۳۹۲(۴)
طول مدت ماندن در رژیم رکود: ۷/۱۳ فصل	

(منبع: محاسبات پژوهشگر)

نتیجه‌گیری

بازار مسکن ایران، همانند بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، طی دهه‌های اخیر، شاهد دوره‌های رونق و رکود بسیاری در قیمت‌های مسکن بوده است. پس از پایان جنگ ایران و عراق، طی دورهٔ زمانی (۱۳۶۷:۱-۱۳۹۳:۴)، پنج دورهٔ رونق در قیمت مسکن مشاهده می‌شود. همچنین، پنج نقطهٔ فرود (حضیض) در قیمت‌های مسکن وجود دارد.

این نوسانات در قیمت مسکن، از یک سو منجر به تغییر در ثروت خانوارها و درنتیجه تغییرات

سطح مصرف و پس‌انداز کل در اقتصاد شده و از سوی دیگر، به‌دلیل تغییرات در ارزش وثیقهٔ مسکن خانوار، می‌تواند بر عملکرد نظام بانکی در کشور اثر گذارد. این اثرات، ضرورت شناخت ماهیت ادوار قیمت مسکن و نقش این ادوار را در بخش حقیقی اقتصاد، بیش از پیش آشکار می‌سازد.

با توجه به ماهیت نامتقارن و غیرخطی ادوار قیمت مسکن، استفاده از مدل‌های خطی نمی‌تواند ویژگی‌های متمایز و خاص این ادوار را توضیح دهد. در این راستا، این پژوهش با استفاده از مدل MSIAH(2)-VARX(4)، رونق و رکود قیمت مسکن در ایران را طی دورهٔ زمانی (۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱) مورد بررسی قرار می‌دهد.

در این مدل، فرض شده است که دو رژیم رونق و رکود در بازار مسکن وجود داشته و مدل خودرگرسیون برداری، شامل چهار وقفه است. متغیرهای پژوهش، دربرگیرندهٔ شش متغیرِ درآمد حقیقی نفت، قیمت حقیقی مسکن، اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ بهرهٔ حقیقی و موجودی مسکن است.

براساس نتایج حاصل از احتمالات هموارشده در دوره‌های زمانی‌ای که درآمدهای نفتی افزایش می‌یابد، احتمال ورود به رژیم رونق بالا می‌رود. این امر ناشی از آن است که با بالارفتن سطوح درآمدهای نفتی، براساس سازوکار بیماری هلندی، جریان ارز خارجی به داخل کشور افزایش یافته و سطح درآمد حقیقی بالا می‌رود. با افزایش سطح درآمد حقیقی، میزان تقاضا برای مسکن افزایش یافته و درنتیجه، قیمت‌های مسکن بالا می‌رود. در مقابل، کاهش درآمدهای نفتی از طریق کاهش تولید ناخالص داخلی، منجر به اُفت تقاضای مسکن و درنتیجه، کاهش قیمت‌های مسکن شده و احتمال ورود به رژیم رکود بالا می‌رود.

یافته‌های مربوط به برآورد مدل، حاکی از وابستگی پارامترهای مدل به رژیم‌های رونق و رکود است، به‌گونه‌ای‌که که تفاوتی معنادار را میان دو رژیم رونق و رکود از خود نشان می‌دهند. برآورد احتمالات هموارشده، نشانگر آن است که طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، احتمال ماندگاری در رژیم رکود، بالاتر از احتمال ماندگاری در رژیم رونق است. همچنین، احتمال گذار از رژیم رونق به رکود، بیش‌تر از احتمال جابه‌جایی از رژیم رکود به رونق است.

با توجه به یافته‌های این مقاله در مورد نقش درآمدهای نفتی در تشدید رونق و رکود قیمت‌های مسکن، پیشنهاد می‌گردد برای حفظ ثبات در قیمت‌های مسکن و کنترل نوسانات آن، سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی در راستای مدیریت بهتر درآمدهای نفتی، انجام گردد. از جملهٔ سیاست‌های مالی برای رسیدن به این هدف، ایجاد و توسعهٔ صندوق‌های پس‌انداز و ذخیرهٔ درآمدهای نفتی نظارت شده است. در زمینهٔ سیاست پولی نیز با درنظرگرفتن نقش مسکن در سازوکار انتقال پولی و نقش وثیقه‌ای آن،

ضروری است که بانک مرکزی در اجرای این سیاست‌ها، ارزیابی دقیقی از بازار دارایی‌ها، به‌ویژه مسکن داشته باشد و ادوار رونق و رکود قیمت‌های مسکن را مورد توجه کامل قراردهد.

منابع

الف) فارسی

اکبری، نعمت‌الله و یارمحمدیان، ناصر (۱۳۹۱). تحلیل دوره‌های رونق و رکود سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن (روش الگوی خود توضیح‌برداری تناوبی مارکف)، *مدیریت شهری*، شماره ۳۰ صص. ۲۵۲-۲۳۹.

ب) انگلیسی

Akseki, U., A, Çatık & Gök, B. (2014). A Regime-dependent Investigation of the Impact of Macroeconomic Variables on the Housing Market Activity in Turkey. *Economics Bulletin*. 34(2), pp.1081-1090.

Álvarez, L. J.; Bulligan, G.; Cabrero, A.; Ferrara, L. & Stahl, H. (2009). Housing and Macroeconomic Cycles in the Major Euro Area Countries. *Banque de France, Working Paper*, No. 269.

Álvarez, L.J., & Cabrero, A. (2009a). Does Housing Really Lead the Business Cycle?, *Mimeo, Banco de España*.

Anundsen, A. & Jansen, E.(2013). Self-Reinforcing Effects Between Housing Prices and Credit. *Journal of Housing Economics*, 22(3), pp.192-212.

Bernanke, B. & Gertler, M.(1995). Inside the Black box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp.27-48.

Beltratti A. & Morana , C. (2010). International House Prices and Macroeconomic Fluctuations. *Journal of Banking & Finance*, 34, pp.533-545.

Brunnermeier, M & Julliard, C. (2006). Money Illusion and Housing Frenzies. *NBER WORKINPAPER SERIES*, Vol.12810.

Bulligan, G. (2009). *Housing and the Macroeconomy: The Italian Case*. Mimeo, Banca d'Italia.

Burns, Arthur F. & Mitchell, Wesley C. (1946). *Measuring Business Cycles*. National Bureau of Economic Research, New York.

Case , K. E. & Shiller, R. J. (2003). *Is There a Bubble in the Housing Market?*. Cowles Foundation Paper (No. 1089). New Haven, Connecticut: Yale University

Claussen, C. A. (2013). An Error-Correction Model of Swedish House Prices. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 6(2), pp.180-196.

Davis, M. A. & Heathcote, J. (2005). Housing and the Business Cycle. *International Economic Review*, 46, pp.751-784.

Doornik, J. A. (2013). *Econometric Analysis with Markov-Switching Models*. London: Timberlake Consultants.

Frühwirth-Schnatter., S. (2006). *Finite Mixture and Markov Switching Models*. New York: Springer.

Dufrénot, G. & Malik, S. (2012). The Changing Role of House Price Dynamics over the Business Cycle. *Economic Modelling*, 29(5), pp.1960–1967.
Ferrara, L., & Vigna, O. (2009). *Evidence of Relationships between Macroeconomic and Housing Cycles in France*. Mimeo, banque de France.
Ghent, A. C. & Owyang, M. T. (2009). Is Housing the Business Cycle? Evidence from U.S. Cities.Federal Reserve Bank of Saint Louis, *Working Paper 2009-007BGerdesmeier*.
Goodhart, C. & Hofmann, B. (2008). House Prices, Money, Credit and the Macro-economy. In ECB (Ed.), *Working Paper Series No. 888*.
Granziera, E. & Kozicki, S. (2012) House Price Dynamics: Fundamentals and Expectations. Bank of Canada, *Working Paper/Document de Travail*, No. 2012-12.
Hans-Eggert, D., R., &Barbara, R. (2015). *Consumer and Asset Prices: Some Recent Evidence*. Wismarer Diskussionspapiere, No. 01/2015.
Hall, S.; Psaradakis, Z. & Sola, M. (1997). Switching Error-correction Models of House Prices in the United Kingdom. *Economic Modelling* 14, pp.517–527.
Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), pp. 357–384.
Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
Himmelberg, C.; Mayer, C. & Sinai, T. (2005). Assessing High House Prices: Bubbles Fundamentals, and Misperceptions, *Journal of Economic Perspectives*, 19(4). pp. 67-92.
Katrakilidis, C & Trachanas, E. (2012). What Drives Housing Price Dynamics in Greece: New Evidence From Asymmetric ARDL. *Economic Modelling* (29), pp.1064-1069.
Kim, C. J. & Nelson, C. R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge. MA: MIT Press.
Krolzig, H. M. (1997). *Markov Switching Vector Auto-regressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer Verlag.
Leamer, E. (2007). *Housing is the Business Cycle*. Paper Presented at the Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City.
Lee, C.; Liang, C. & Chou, H. (2013). Identifying Taiwan Real Estate Cycle Turning Points- An Application of the Multivariate Markov-switching Autoregressive Model, *Advances in Management & Applied Economics*, 3(2), pp.1-23.
Nneji, O.; Brooks, C. & Ward, C.W.R. (2013). House Price Dynamics and their Reaction Tomacroeconomic Changes. *Economic Modelling*, 32, pp.172-178.
Oikarinen, E. (2009). Interaction between Housing Prices and Household Borrowing: The Finnish Case. *Journal of Banking & Finance*, 33, pp.747-756.
Simo-Kengne B.; Balcilar, M.; Gupta, R.; Reid, M. & Aye, G. (2012). Is the Relationship between Monetary Policy and House Prices Asymmetric in South Africa? Evidence from a Markov-Switching Vector Autoregressive Model. *Department of Economics Working Paper Series*: 2012-22.

Boom-Bust Cycles in Iran's Housing Prices: An Ms-Var Approach

Naser Khiabani[1] | naser.khiabani@atu.ac.ir
Shaghayegh Shajari Pourjaberi[2] | Shagha.shri@gmail.com

Abstract The economy of Iran has witnessed a couple of booms and busts in housing prices over the period of 1981(1)-2014(4). Since the fluctuations in housing prices affect household wealth, and consequentially, total consumption, saving and even banking, it is of crucial importance to analyze the impact of such fluctuations on real economy. This study, utilizing the MSIAH -VARX model, examines booms and busts in housing prices in Iran over the aforementioned period. This approach offers the possibility to identify different regimes in Iran's housing market. Moreover, the probability of staying in one regime as well as that of transition from one regime to another could be estimated. The findings indicate that during the aforementioned period, there are two regimes of boom and bust in housing prices. Furthermore, the probability of staying in a bust regime is greater than that of a boom regime.

Keywords: Housing Price, Boom-Bust Cycles, Moving Markov, MSIAH -VARX Model, Credits

JEL Classification: R21, C32 & E32.

1. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
2. Ph.D. Student of Financial Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Indexed In ISC | ISSN: 2251-9092
Vol. 22 | No. 1 | Spring 2017 | PP 3-32