

تحلیل دوره‌های رونق و رکود سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن (روش الگوی خود توضیح برداری تناوبی مارکوف)

نعمت الله اکبری - دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی اصفهان، اصفهان، ایران.
ناصر یارمحمدیان* - دانشجوی دکتری اقتصاد شهری و منطقه ای دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.

Analyzing of business cycle of private residential investment (Markov-switching vector auto regression model)

Business cycles are the characteristics of the real estate market that get less attention in economics literature. Real estate market on the one hand is relatively high affected by economic business cycle and on the other hand significantly can affect economic as it can cause big financial crisis. Such importance of house market makes analyzing of real estate market Inevitable. In this paper close attention is paid to business cycle in real estate market in Iran and private residential investment behavior using Markov-switching VAR model is analyzed. Results achieved from Iran economy shows probability of staying in boom period is more than transition from it (95% vs. 5%) and probability of transition of stagnation period is more than staying in that (73% vs. 27%). According to these results expected duration of boom period is five time longer than expected duration of stagnation period.

Keyword: real estate business cycle, private residential investment, Markov switching vector auto regression model

چکیده

از جمله ویژگی‌های بارز بخش مسکن و دارای تاثیر بر سایر بخش‌های اقتصاد هر کشوری، وجود دوره‌های رونق و رکودی در این بخش است که در ادبیات اقتصادی کمتر به آن پرداخته شده است. وجود برخی ویژگی‌های خاص در کالای مسکن باعث شده است؛ از یک سو این بخش مهم اقتصاد بطور نسبتاً زیادی تحت تاثیر شوک‌های اقتصادی قرار گیرد و از سوی دیگر بتواند اقتصاد را تحت الشعاع خود قرار دهد بطوری که حتی موجب بحران‌های عظیم مالی شود. چنین اهمیتی تحلیل رفتار بازار مسکن را اجتناب ناپذیر می‌کند. در این مقاله دوره‌های رونق و رکود بازار مسکن در ایران مورد توجه است و رفتار سرمایه‌گذاری مسکونی بخش خصوصی با بکارگیری الگوی خود توضیح برداری تناوبی مارکوف^۱ تجزیه و تحلیل می‌شود. نتایج بدست آمده از مطالعه اقتصاد ایران نشان می‌دهند احتمال باقی ماندن در دوره رونق بیش از احتمال انتقال به وضعیت رکودی است (۹۵٪ در مقابل ۵٪) و احتمال خروج از دوران رکود بیش از باقی ماندن در آن است (۷۳٪ در مقابل ۲۷٪). بر این اساس مدت زمان انتظاری دوره رونق بیش از ۵ برابر مدت زمان رکود است.

واژگان کلیدی: دوره‌های رونق و رکود بازار مسکن، سرمایه‌گذاری خصوصی مسکونی، الگوی خود توضیح برداری تناوبی مارکوف.

* نویسنده مسئول مکاتبات، شماره تماس: ۰۹۱۳۱۷۰۱۶۱۳، رایانامه: n.yarmohammadian@ase.ui.ac.ir

۱- مقدمه

مسکن دارای ویژگی های خاصی است که این کالا را با سایر کالاهای مصرفی و سرمایه ای متفاوت می کند. اولین ویژگی آن همین دو وجهی بودن کالای مسکن است که هم دارای خصیصه مصرفی است و هم به عنوان دارایی با آن برخورد می شود. علت اینکه مسکن نوعی دارایی است با دوام بودن این کالا و استهلاک بسیار پایینی است که دارد. برای مثال جین^۲ و زنگ^۳ (۲۰۰۳) نرخ استهلاک ساختمان را ۰/۰۱۵ برآورد کردند در حالی که همین نرخ را برای سایر سرمایه ها ۰/۰۶۵ تخمین زدند. بنابراین از یک طرف تحت تاثیر شوک های اقتصادی قرار می گیرد و از طرف بدلیل اینکه بخش عظیمی از تشکیل سرمایه ناخالص هر اقتصادی را شکل می دهد موجب بروز شوک به اقتصاد می شود.

شوکه های اقتصادی باعث بروز چرخه های رونق و رکود در بخش مسکن می شود و ویژگی دارایی بودن مسکن موجب بروز نوسانات شدید قیمتی در این بخش می شود. از آن جایی که مسکن حجم عظیمی از این دارایی ها و سرمایه های جامعه را شکل می دهد با نوسانات خود می تواند لطمات جبران ناپذیری بر اقتصاد وارد کند و موجب بروز بحران های مالی و اقتصادی شود. نمونه بارز آن بحران مالی ۲۰۰۸ میلادی است که با افزایش تقاضای مسکن قیمت ها افزایش یافت و پس از پیشی گرفتن عرضه پس از چند دوره قیمت ها سقوط کرد و موجب از بین رفتن دارایی جامعه شد. عرضه با وقفه از دیگر ویژگی های مسکن است که در شکل گیری بحران مالی اخیر بی تاثیر نبوده است. نوسانات قیمت مسکن و زمین تأثیر مستقیمی نیز روی سطح فعالیت های اقتصاد کلان دارد چرا که هم مصرف و هم سرمایه گذاری را به طور همزمان متأثر می سازد.

همچنین تحولات بخش مسکن باید مورد توجه سیاست گذاران بانک مرکزی قرار بگیرد. به این دلیل که هنگام فرو پاشیدن حساب مسکن و افت قیمت

آن، خانوارها با بدهی سنگینی مواجه خواهند شد و پس انداز کاهش می یابد، مصرف و سرمایه گذاری کاهش می یابد، و نقدینگی بانک ها منقبض می شود. در این شرایط بانکها با بی ارزش شدن وثیقه ها مواجه می شوند، که موجب کاهش بیشتر سطح قیمت ها می شود و سودشان کاهش می یابد. در نتیجه تعداد ورشکستگیها افزایش خواهد یافت و بانکها با بحران مالی مواجه خواهند شد. مایسل^۴ (۱۹۶۷) نشان داده است که سرمایه گذاری مسکونی نقش مهمی در تأثیر گذاری سیاست پولی بر اقتصاد دارد.

اهمیت دیگر مسکن در ارتباط با تورم است. برخی اقتصاددانان اعتقاد دارند قیمت دارایی ها باید در شاخص تورم استفاده شود، طرفداران تعدیل شاخص تورم به این دلیل طرفدار ورود قیمت دارایی در شاخص تورم هستند که قیمت دارایی نه تنها نشان دهنده هزینه های تورم است بلکه می تواند روند تورم های آتی را نشان دهد. فیشر (۱۹۱۱) معتقد است افزایش عرضه پول ابتدا موجب افزایش قیمت دارایی ها می شود و سپس سایر کالاها را تحت تأثیر قرار می دهد. در ایران نیز وزن شاخص جزئی مسکن در شاخص قیمت های کالا بیش از ۲۵٪ می باشد.

در ادامه الگوی نظری مقاله و روش تحقیق ارائه می شود، در بخش سوم مبانی نظری و ادبیات موضوع مربوط به چرخه های بازار مسکن بحث می شود و در حین آن مطالعات خارجی و داخلی مرور می شود. سپس دوران رکود و رونق بازار مسکن ایران مورد دقت قرار می گیرد و شواهد آشکار شده از آمارهای موجود بررسی می شود. در بخش آخر یافته های بدست آمده تحلیل و پیشنهادات ارائه می گردند.

۲- مواد و روش ها

در این مقاله از الگوهای خود توضیح برداری تناوبی مارکوف استفاده شده است. این الگوها که نوعی از الگوهای خود توضیح برداری است تمام متغیرها را بر روی وقفه های سایر متغیرها بطور سیستمی در

2. Jin
3. Zeng

4. Maisel

نظر می‌گیرد و ضرایب را برای دو حالت تخمین می‌زند. همیلتون^۵ (۱۹۸۹) برای اولین بار این الگو را برای چرخه‌های تجاری ایالات متحده بکاربرد و نشان داد این الگو توانایی نشان دادن برخی خواص ادوار تجاری را دارد که الگوهای ساده قادر به نشان دادن آن نیست. ایوانز^۶ و لويس^۷ (۱۹۹۵) رابطه بلند مدت فیشر را با تعیین فرایند تناوبی مارکوف برای تورم آزمون کردند. کلمنت^۸ و کروزلیگ^۹ (۲۰۰۱) از این الگو برای تکرار چرخه‌های تجاری ایالات متحده با تاکید بر متغیرهای مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید استفاده کردند به این نتیجه رسیدند که این الگوها دارای قابلیت بهتری برای استفاده از ویژگی‌های سری زمانی در مقایسه با الگوهای خطی است. وارگاس^{۱۰} (۲۰۰۹) از الگوی خودتوضیح برداری تناوبی مارکوف استفاده کرده و به کمک آن سیستم هشدار پیش از وقوع بحران مالی را طراحی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند این الگو می‌تواند بحران‌های مالی آسیا را بخوبی از طریق افزایش احتمال بحران، قبل از دوره وقوع پیش‌بینی کند. جانکزورا^{۱۱} و ورون^{۱۲} (۲۰۱۰) در مورد کارایی الگوهای تناوبی مارکوف در بازار خرده‌فروشی برق بحث کرده‌اند. بک^{۱۳} و همکاران (۲۰۱۱) با مقایسه الگوی تناوبی مارکوف با الگوهای پارامتر پایدار فرضیه پایداری پارامترها را در دوران رکود و رونق بطور قوی رد کرد.

در الگوی خود توضیح تناوبی مارکوف از رابطه زیر استفاده می‌شود تا میان دو وضعیت تفکیک قائل شود. اگر به جای متغیر با برداری از متغیرها کار کنیم الگوی خودتوضیح برداری می‌شود و به تعداد متغیرهای الگو معادله داریم. در این الگو S_t یک متغیر تصادفی است که در نتیجه تغییرات ساختاری تغییر می‌کند. فرض می‌شود S_t می‌تواند مقدار ۱ یا

۲ را به خود بگیرد. برای مثال در دوران رکود عدد ۱ و در دوران رونق عدد ۲ باشد.

(۱)

$$y_t = \alpha_{s_t} + \sum_{i=1}^{\rho} \varphi_{i,s_t} y_{t-i} + \varepsilon_{s_t}$$

که در آن y_t متغیر وابسته، α_{s_t} و φ_{i,s_t} به ترتیب عرض از مبدا و ضریب متغیر با وقفه در وضعیت S_t و ε_{s_t} جزء خطا است که دارای توزیع نرمال، میانگین صفر و انحراف معیار ثابت در وضعیت $S_t=i$ و متفاوت با وضعیت $S_t=j$ است. تصور کنید S_t برای زمان‌های ۱، ۲، ...، t برابر است با i و در زمان $(t+1)$ وضعیت تغییر کند، بنابر این برای زمان‌های $(t+1)$ ، $(t+1)$ ، ...، T_{st} برابر می‌شود با j . با این فروض می‌توان با متغیر S_t مانند یک متغیر مجازی رفتار کرد اما بدلیل غیر قابل مشاهده بودن S_t نمی‌توان به سادگی با این متغیر برخورد کرد. از آنجایی که S_t قابل مشاهده نیست باید احتمالی را تعریف کرد که بر اساس آن تغییر وضعیت از ۱ به ۲ رخ دهد. ساده‌ترین کار این است که به کمک زنجیره مارکوف یک ماتریس احتمال برای متغیر S_t تعریف شود که در طول زمان ثابت است.

$$pr(s_t = j | s_t = i) = p_{ij}$$

که در آن p_{ij} احتمال تغییر وضعیت از i به j می‌باشد. چون S_t غیر قابل مشاهده است احتمالات زنجیره مارکوف از طریق رژیم^{۱۴} داده‌های گذشته و تاریخچه متغیرها کشف می‌شود. ماتریس انتقال وضعیت مارکوف به این صورت است:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{pmatrix}$$

این ماتریس یکی از اصلی‌ترین خصیصه‌های الگوی

5. Hamilton

6. Evans

7. Lewis

8. Clements

9. Krolzig

10. VARGAS

11. Janczura

12. Weron

13. Bec

۱۴. به الگوهای خود توضیح برداری تناوبی مارکوف، الگوهای رژیم متناوب نیز گفته می‌شود که رژیم اشاره به k وضعیت مختلف دارد $(k \dots 1 = S_t = j, z)$ و تناوب اشاره به چرخش تصادفی از وضعیت i به وضعیت j دارد

خود توضیحی تناوبی مارکوف است که تناوب در دوره های رکود و رونق را با احتمال بیان می کند.

با متغیر گرفتن ماتریس در طول زمان به پیچیدگی الگو افزوده خواهد شد اما در این مقاله فرض می شود زنجیره مارکوف در طول زمان ثابت است. برای جزئیات بیشتر در مورد ماتریس انتقال وضعیت متغیره ونگ^{۱۵} (۲۰۰۳) مراجعه کنید.

رابطه شماره ۱، بدون متغیر خود توضیحی، اولین بار توسط لیندگرن^{۱۶} (۱۹۷۸) و بام^{۱۷} (۱۹۸۰) تحلیل شد. این رابطه با حضور متغیر با وقفه توسط پوریتس^{۱۸} (۱۹۸۲) معرفی و شناخته شد.

تابع چگالی احتمال متغیر Y_t برابر است با:

$$f(y_t | s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(-\frac{y_t - \mu_{s_t}}{2\sigma_{s_t}^2}\right)$$

که در آن μ_{s_t} میانگین متغیر در وضعیت s_t می باشد. اگر می دانستیم s_t چه زمانی تغییر می کند می توانستیم شبیه متغیر مجازی با آن برخورد کنیم و در وضعیت ۱ عدد صفر دهیم و در وضعیت ۲ عدد ۱، در این حالت می بایست از تابع چگالی احتمال مشترک نسبت به $\alpha_1, \alpha_2, \phi_1, \phi_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ مشتق بگیریم. اما همانطور که تاکید شد نمی توان تشخیص داد s_t در دوره $t \in [1, 2, \dots, T]$ چگونه تغییر می کند به همین خاطر فرایند زیر باید طی شود.

اول تابع احتمال مشترک Y_t و s_t را محاسبه می شود و سپس بر روی وضعیت های مختلف، وضعیت ۱ و ۲، جمع زده می شود:

$$f(y_t, s_t | y_{t-1}) = f(y_t | s_t, y_{t-1}) pr(s_t | y_{t-1})$$

$$f(y_t | y_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^2 f(y_t | s_t, y_{t-1}) pr(s_t | y_{t-1})$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{1_t}^2}} \exp\left(-\frac{y_t - \mu_{1_t}}{2\sigma_{1_t}^2}\right) \times pr(s_t = 1 | y_{t-1}) + \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{2_t}^2}} \exp\left(-\frac{y_t - \mu_{2_t}}{2\sigma_{2_t}^2}\right) \times pr(s_t = 2 | y_{t-1})$$

در گام بعد لگاریتم تابع درست نمایی نوشته می شود:

$$LnL = \sum_t Ln\{ \sum_{s_t=1}^2 f(y_t | s_t, y_{t-1}) pr(s_t | y_{t-1}) \} \quad (4)$$

که در واقع میانگین وزنی تابع چگالی احتمال مشروط است. برای بدست آوردن تخمین زننده های حداکثر درست نمایی باید از لگاریتم تابع درست نمایی نسبت به $\alpha_1, \alpha_2, \phi_1, \phi_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, P_1$ و P_2 مشتق گرفته شود. همیلتون (۱۹۸۴) اثبات می کند برآورد کننده های بدست آمده بدون تورش و سازگار می باشند. از جمله روش های معرفی شده برای تخمین پارامترها، روش فیلترینگ توسط همیلتون (۱۹۸۹) است^{۱۹}.

۳- پیشنهاد تحقیق در زمینه چرخه های تجاری و بخش مسکن

۳-۱ - مطالعات خارجی

شواهد آماری مبنی بر وجود پدیده رونق و رکود دوره های در فعالیت های اقتصاد، توجه اقتصاددانان را به پدیده ادوار تجاری جلب کرد. در ابتدا بدلیل ناتوانی اقتصاد کلاسیک برای توضیح این پدیده علل آن برونزا در نظر گرفته می شد و حتی به عواملی از جمله عوامل طبیعی مانند سیل، زلزله و خشکسالی و یا عامل جنگ اشاره می شد. حتی گفته می شود استانیلی جونز^{۲۱} (۱۸۳۵-۱۸۸۲) علل این پدیده را در آسمان ها و پدیده های نجومی جست و جو می کرده است. شومپتر (۱۹۳۴) با بیان نردبان خلاقیت، ترقی و سپس افول در اقتصاد را به فعالیت های کارآفرینان متصل کرد. کینز سال ها بعد تحت تاثیر بحران دهه ۳۰ شوک تقاضا را در رخداد رکود مورد توجه قرار داد و بعد ها ساموئلسون بدنبال طراحی مدل ریاضی برای چرخه های تجاری برآمد.

در دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ همزمان باشکل گیری جریان پولگرایان، پدیده ادوار تجاری بدلیل انقباض های پولی شناخته شد. و پس از آن با مکتب کلاسیک های

۱۹. از جمله سایر روش های معرفی شده در ادبیات روش بیزی و روش انتظارات عقلایی می باشد.

۲۰. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به کتاب اقتصاد سنجی سربهای زمانی همیلتون (۱۹۹۴).

21. -w. S. jeuons

جدید، لوکاس پدیده انتظارات عقلایی را در شکل گیری ادوار تجاری موثر می‌داند. با گسترش مباحث مربوط به ادوار تجاری، نظریات جدید، پدیده ادوار تجاری را ذاتی اقتصاد سرمایه داری دانسته‌اند و مکتب ادوار تجاری واقعی^{۲۲} با این ایده شکل گرفت. از اقتصاددانان پیشرو در نظریه ادوار تجاری واقعی کیدلن^{۲۳} و پریسکات^{۲۴} (۱۹۸۲) هستند. و از مخالفان این تئوری می‌توان به اقتصاددانان کینزی جدید، کروگمن^{۲۵} و سامرز^{۲۶} نام برد که چرخه های تجاری را به جای شوک‌های طرف عرضه ناشی از شوک های طرف تقاضا دانسته‌اند.

شاید اولین نظریه ای که پدیده ادوار تجاری را بطور درونزا و در ارتباط با مستغلات بیان کرده تئوری هنری جورج^{۲۷} باشد (۱۸۷۹). از نظر او علت بوجود آمدن ادوار تجاری بازار مستغلات است. نظریه هنری جورج به بورس‌بازان زمین نقش اساسی می‌دهد. فولدوری^{۲۸} (۱۹۹۱) با در نظر گرفتن بورس بازی در زمین و صنعت ساخت و ساز نشان داد که تئوری هنری جورج در مورد ادوار تجاری مطابق با نظریات جدید اقتصادی است و با شواهد موجود نمی‌توان آن را رد کرد. او نتیجه می‌گیرد که چرخه های موجود در صنعت ساخت و ساز علت پدیده ادوار تجاری در اقتصاد است.

اگر چه در ادبیات تمرکز کمی بر بخش مسکن و چرخه‌های تجاری شده، اما ادبیات زیادی در ارتباط با سرمایه گذاری مسکونی و ادوار تجاری شده است: از جمله آبرتس^{۲۹} (۱۹۶۲)، فر^{۳۰} (۱۹۷۲)، لو و گرملیچ^{۳۱} (۱۹۶۹). این مطالعات، ادوار تجاری را داده شده در نظر گرفته و تاثیر درآمد بر چرخه‌های سرمایه گذاری مسکونی را مورد توجه قرار داده‌اند.

لامونت^{۳۲} و استین^{۳۳} (۱۹۹۹) در ایالات متحده، و

مایلز^{۳۴} و اندرو^{۳۵} (۱۹۹۷) در انگلستان نشان داده‌اند که قیمت دارایی‌ها واکنش شدیدی نسبت به شوک‌های درآمدی نشان می‌دهد. پوتربا^{۳۶} (۱۹۹۱)، اسمیت^{۳۷} و تسارک^{۳۸} (۱۹۹۱)، مایر^{۳۹} (۱۹۹۳) و ارلی^{۴۰} (۱۹۹۶) شواهدی آورده‌اند که قیمت دارایی در دوران رکود کاهش می‌یابد و در دوران رونق افزایش می‌یابد. اورتالو-ماگن و رایدی^{۴۱} (۲۰۰۴ و ۲۰۰۶) شواهدی بر وجود این رابطه در طی زمان آورده‌اند و با استفاده از الگوی چرخه های زندگی تاثیر شوک های درآمدی را بر تقاضای مسکن مطالعه کرده‌اند. دیویس^{۴۲} و همکاران (۲۰۰۵) به کمک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی^{۴۳} به دو نتیجه رسیدند: ۱- آن‌ها یافتند که انحراف معیار سرمایه گذاری مسکونی در دوره های چرخه های تجاری دو برابر سرمایه گذاری غیر مسکونی است؛ و ۲- مقدار مصرف، تولید ناخالص داخلی، سرمایه گذاری غیر مسکونی و سرمایه گذاری مسکونی با یکدیگر در یک جهت حرکت می‌کنند.

دیویس و هیت کوت^{۴۴} (۲۰۰۳) با مطالعه اقتصاد امریک با استفاده از مدل تعادل عمومی و روش کالیبراسیون به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری مسکونی دارای ویژگی چرخه ای می‌باشد و خود عامل چرخه‌های-تجاری در اقتصاد است.

ساتن^{۴۵} (۲۰۰۲) با مطالعه بازارهای مسکن کشورهای مختلف نشان داده است که یک درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص ملی می‌تواند قیمت مسکن را بین یک تا چهار درصد افزایش دهد. مکانیزم تاثیر رشد درآمد حقیقی بر قیمت مسکن به این صورت است که افزایش درآمد، تقاضای مصرفی مسکن را افزایش می‌دهد و بنابراین قیمت مسکن افزایش می‌یابد. از طرف دیگر با افزایش درآمد، تقاضای

22. Real business cycle
23. Kydland
24. Prescott
25. Krugman
26. Summers
27. Henry George
28. Foldvary
29. Alberts
30. Fair

31. Leeuw and Gramlich
32. Lamont
33. Stein
34. Miles
35. Andrew
36. Poterba
37. Smith
38. Tesarek
39. Mayer

40. Earley
41. Ortalo-Magné and Rady
42. Davis
43. Dynamic stochastic general equilibrium
44. Heathcote
45. Sutton

سرمایه ای مسکن نیز افزایش می‌یابد، که خود منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود. افزایش تقاضا منجر به جریان سرمایه گذاری بیشتر در بخش مسکن خواهد شد.

متغیر تاثیر گذار دیگری که موجب تحریک بازار مسکن و نوسان در آن می‌شود نقدینگی است. رشد نقدینگی در ابتدا موجب انتقال منابع عظیم پولی، به صورت سوداگرانه، به سوی بخش مسکن می‌شود. سپس دلیل ویژگی غیر تجاری بودن کالای مسکن تقاضا موجب افزایش قیمت مسکن بیش از سایر کالاهای تجاری می‌شود، همین عامل، انگیزه سوداگرایی در بخش مسکن را تحریک کرده و نقدینگی را با انگیزه کسب سود به بخش مسکن وارد می‌کند. با افزایش سرمایه گذاری در بخش مسکن، اضافه عرضه در این بخش به یکباره انتظارات را نسبت به سود آوری در این بخش تغییر داده و منابع مالی را از این بخش خارج کرده و بخش مسکن و به تبع آن اقتصاد کشور را بارکود مواجه می‌سازد. در واقع به علت اینکه امکان وارد کردن کالای غیر مبادله‌ای زمین به منظور افزایش عرضه آنها و کاهش قیمت آن وجود ندارد، با افزایش حجم نقدینگی قیمت این کالا می‌تواند شدیدتر افزایش یابد.

به این ترتیب رشد نقدینگی به همراه انگیزه های سوداگرانه موجب شکل گیری ادوار رونق و رکودی در بخش مسکن می‌شود. مطالعات متعددی در زمینه سیاست پولی و بازار مسکن صورت گرفته است. برای مثال لاکاولو^{۴۶} (۲۰۰۵) با استفاده از یک الگوی چرخه‌های تجاری پولی نشان داد قیمت مسکن هم سو با شاخص قیمت ها در واکنش به شوک طرف تقاضا با شدت بیشتری در طول زمان تغییر می‌کند. همچنین در آخر پیشنهاد کرد بانک مرکزی شاخص قیمت مسکن را در قاعده سیاست گذاری مورد ملاحظه قرار دهد.

به عنوان جمع‌بندی می‌توان بیان کرد که برخی مطالعات آثار شوک ها از بیرون بخش مسکن و برخی آثار شوک های بخش مسکن به بخش های دیگر و

اقتصاد کلان را مورد توجه قرار دادند. بررسی شوک های بخش مسکن و یا به عبارتی دیگر متغیر پیشرو در این بخش گاهی تقاضای مسکن، گاهی قیمت دارایی مسکن و غالباً سرمایه گذاری بخش مسکن انتخاب شده است. صرف نظر از طرف علیت، اثر گذاری از بیرون بخش مسکن و یا از بخش مسکن بر اقتصاد، شواهد بیانگر این حقیقت است که بخش مسکن دارای چرخه های رونق و رکودی است و این حقیقت بیشتر با در نظر گرفتن متغیر سرمایه گذاری بخش مسکن مشهود است. متغیر های مهمی که در ارتبا با بخش مسکن مورد توجه قرار گرفته است شامل سرمایه گذاری بخش خصوصی در این بخش، تولید کل اقتصاد، نرخ بهره و نقدینگی می‌باشند.

در این مقاله ارتباط چهار متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن، تولید ناخالص داخلی، تورم و نقدینگی مورد توجه قرار گرفته است. تورم به عنوان جانشین نرخ بهره و بازدهی سرمایه‌گذاری از طریق نقدینگی حقیقی مورد توجه است.

۳-۲- مطالعات داخلی بخش مسکن

اکبری و توسلی (۱۳۸۷) تاثیر عوارض شهرداری ها بر قیمت مسکن را مطالعه کردند. قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۷) اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره های رونق و رکود در ایران را به روش ARDL بررسی کردند. جعفری صمیمی و دیگران (۱۳۸۶) تاثیر متغیر های کلان از جمله درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم را بر رفتار قیمت مسکن مورد بررسی قرار داده اند. الگوی مورد استفاده در مقاله ایشان ARDL بوده است. اکبری و همکاران (۱۳۸۳) عوامل موثر بر قیمت مسکن را به روش قیمت هدانیک با تکنیک اقتصاد سنجی فضایی برای خانوارهای ساکن مشهد آزموده‌اند. خیابانی (۱۳۸۲) به روش ARDL تعدیل یافته اثر متغیر های کلان از جمله رشد نقدینگی، نرخ واقعی ارز، تولید و شاخص قیمت سهام را بر نوسانات

قیمت مسکن بررسی کرده‌اند.

صادر شده توسط شهرداری ها است. به کمک داده های پروانه های ساختمانی صادر شده می توان سرمایه گذاری بخش مسکن پس از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۷۶ را به چهار دوره طبقه بندی کرد.

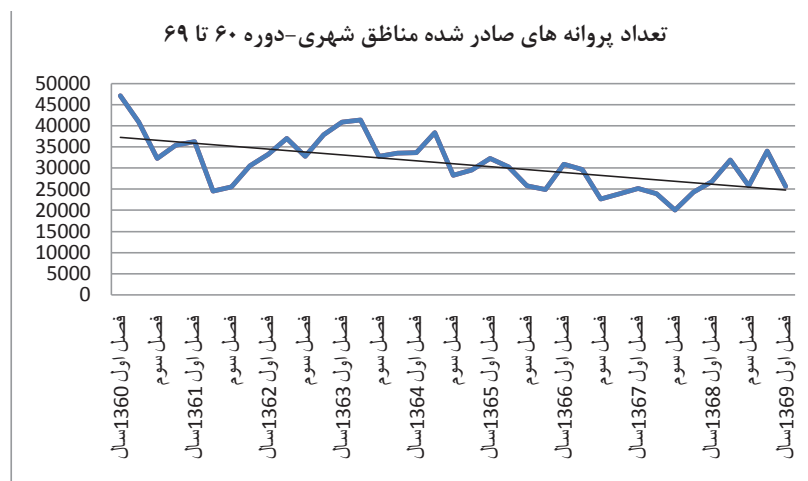
دوره رکودی ۶۰ تا پایان ۶۹ که با وجود نوسانات کوتاه مدت اما روند نزولی نمایان است. این روند تا پایان جنگ ادامه دارد. به علاوه داده های مربوط به سرمایه گذاری فصلی در مسکن نشان می‌دهد متوسط رشد سرمایه گذاری بخش خصوصی در در سال ۶۴ در ساختمان های شروع شده ۱۱/۷٪ بوده در حالی که متوسط رشد سرمایه گذاری بخش خصوصی در دوره هفت ساله قبل از ۶۴ حدود ۶/۵٪ بوده است.

دوره رونق بلند مدت ۷۰ تا پایان ۸۱ که دارای ویژگی روند صعودی کم شیب طی ۱۱ سال می باشد. این

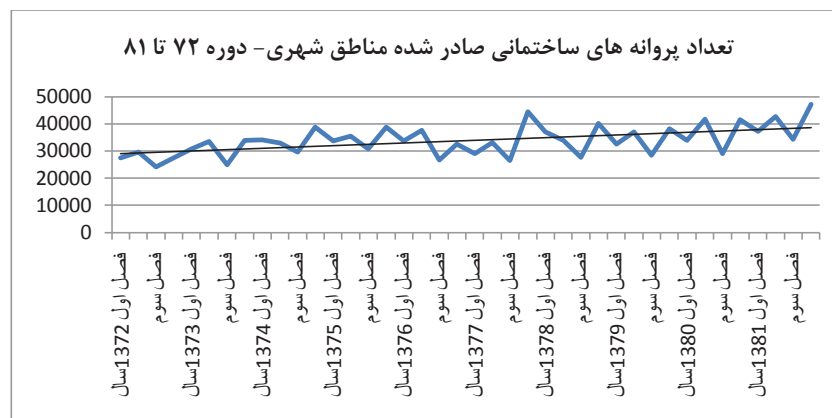
فرزین‌وش و محسنی زنوری (۱۳۸۰) با استفاده از الگوی SVAR اهمیت تغییرات قیمت مسکن را در مکانیزم انتقال پولی در ایران ارزیابی کردند و به این نتیجه رسیدند که مسکن بطور مستقیم تحت تاثیر شوک های پولی انبساطی قرار می‌گیرد و عامل معناداری در انتقال شوک پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی هستند.

۴- دوران رونق و رکود سرمایه‌گذاری مسکن در ایران

یکی از راه‌های تحلیل رفتار عاملان در بخش مسکن ارزیابی تقاضای سرمایه‌گذاری مسکونی توسط بخش خصوصی است و یکی از شاخص های مناسب و در دسترس در کشور ایران مطالعه پروانه های ساختمانی



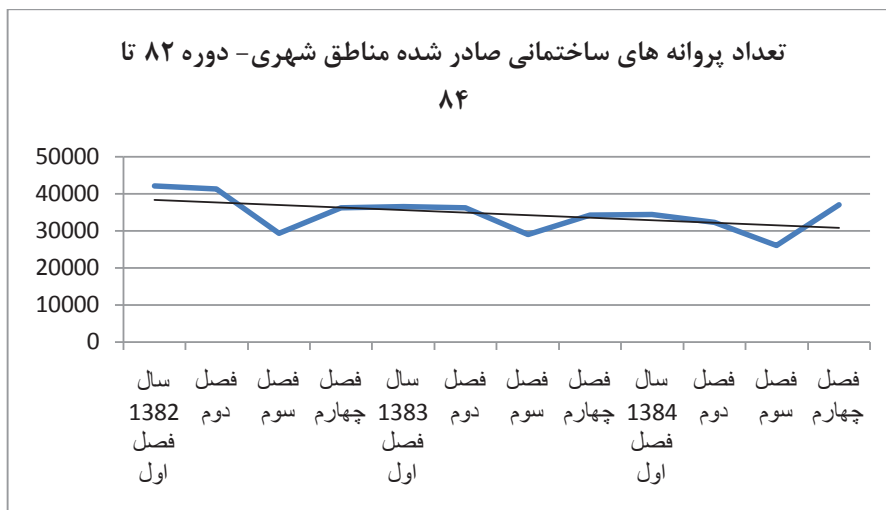
نمودار ۱. پروانه های ساختمانی صادر شده دوره ۶۰ تا ۶۹؛ ماخذ: سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.



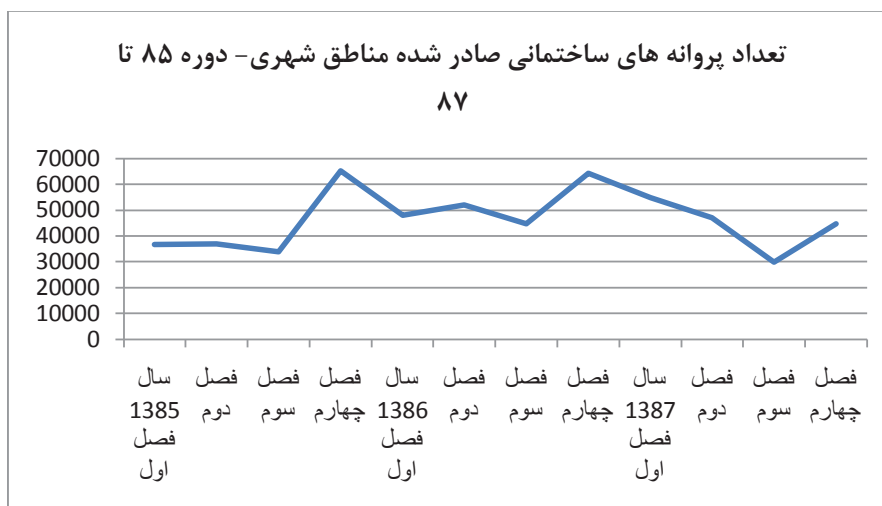
نمودار ۱. پروانه های ساختمانی صادر شده دوره ۷۲ تا ۸۱؛ ماخذ: سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

سرمایه گذاری مسکونی آشکار می‌سازد. اول اینکه بخش مسکن دارای دوره‌های رونق و رکود است. دوم اینکه دوره‌های رونق بلندمدت‌تر از دوره‌های رکودی می‌باشند. البته طولانی شدن دوره رکودی ۶۰ تا ۶۹ بی تاثیر از هشت سال دفاع مقدس نبوده است. سومین مساله آشکار شده این است که بیش از اینکه رکود عمیق بر بازار حاکم باشد، محیط سرمایه گذاری از ثبات و رونق نسبی برخوردار است. و آخرین مورد حاکی از وجود عدم تقارن در دوره های رکود و رونق بخش مسکن با اقتصاد است. در بخش پنجم مقاله این موارد از طریق آزمون الگوی خودتوضیح برداری تناوبی مارکوف مورد تدقیق قرار می‌گیرند.

دوران همزمان با دوران سازندگی پس از جنگ نیز می باشد. دوره رکود خفیف و باثبات در دوره کوتاه ۸۲ تا ۸۴ که دارای ویژگی روند نزولی کم شیب، با ثبات، و کوتاه مدت می باشد، این دوران همزمان با رونق اقتصادی می باشد بطوری که متوسط رشد ۵٪ بوده است. دوران رونق سال های ۸۵ تا ۸۶. در این دوران رشد پروانه های ساختمانی مشهود است و تقاضای سرمایه گذاری در مسکن افزایش داشته است تا اوایل سال ۸۷ که شروع رکود عمیق مسکن در ایران می باشد و تا سال های بعد ادامه پیدا می کند. شواهد آماری چند نکته را در مورد بازار مسکن و



نمودار ۱. پروانه های ساختمانی صادر شده دوره ۸۲ تا ۸۴؛ ماخذ: سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.



نمودار ۱. پروانه های ساختمانی صادر شده دوره ۸۵ تا ۸۷، ماخذ: سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۵- بیان یافته ها

در این بخش نتایج مربوط به تخمین سه معادله سرمایه گذاری خصوصی مسکن، تولید ناخالص داخلی و نقدینگی تعدیل شده با شاخص قیمت‌ها از روش الگوی خود توضیح برداری تناوبی مارکوف به تفصیل ارائه شده است. داده‌های استفاده شده در این مقاله از سایت بانک مرکزی برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ استخراج شده است، محدودیت‌های آماری مانع توسعه دوره مورد مطالعه گردیده است. الگو با نرم افزار MATLAB برآورد شده است.

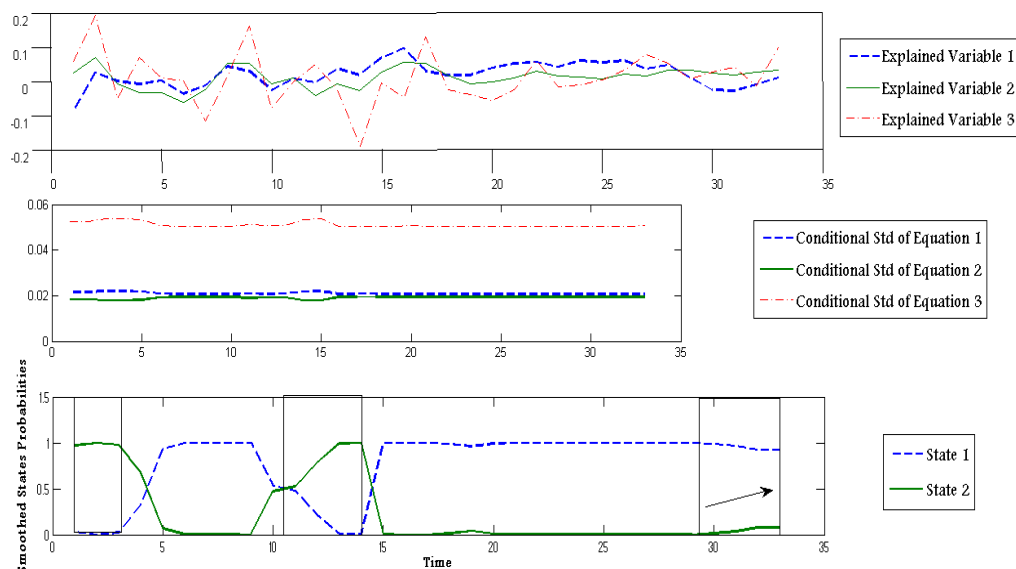
بطور کل ۲۸ پارامتر تخمین زده شده است: ۳ انحراف معیار مربوط به معادلات؛ ۴ پارامتر مربوط به احتمال انتقال وضعیت؛ و ۱۸ پارامتر مربوط به ضرایب با وقفه در الگو. در اینجا الگوی خود توضیح برداری تناوبی مارکوف با یک وقفه ($\rho=1$) و دو وضعیت ($S_t=1,2$) برای ضرایب و انحراف معیارها تخمین زده شده است.

انحراف معیار معادلات در وضعیت های مختلف در جدول شماره ۱ ارائه گردیده است. انحراف معیار معادله سرمایه گذاری خصوصی مسکن (معادله اول)

جدول ۱. انحراف معیار معادلات در وضعیت های مختلف، ماخذ: نتایج مطالعه.

معادله	وضعیت	انحراف معیار پسماندها
اول: سرمایه گذاری خصوصی مسکن (i)	وضعیت ۱	۰/۰۰۰۴۲
	وضعیت ۲	۰/۰۰۰۵۰
دوم: تولید ناخالص داخلی (y)	وضعیت ۱	۰/۰۰۰۳۸
	وضعیت ۲	۰/۰۰۰۳۰
سوم: حجم نقدینگی به شاخص قیمت (m)	وضعیت ۱	۰/۰۰۰۲۵۰
	وضعیت ۲	۰/۰۰۰۳۰۳

نمودار اول نمایانگر متغیرهای وابسته الگو می‌باشد، نمودار دوم انحراف معیار شرطی معادلات الگو را نمایان کرده است و نمودار سوم احتمالات هموار شده وضعیت ۱ و ۲ را در دوره مورد مطالعه رسم کرده است. دوره مورد مطالعه از سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ می باشد. دوره های ۵۳ تا ۸۶ در نمودار زیر ترسیم شده است. در نمودار سوم دوره های ۵۳ تا ۵۶، ۶۴ تا ۶۷ و پس از ۸۳ با کادر مستطیلی مشخص شده است. مشاهده می‌شود پس از دوره ۸۳ احتمال هموارشده وضعیت دوم رو به افزایش است.



نشان می‌دهد که نوسانات در وضعیت ۲ بیش از نوسانات در وضعیت ۱ است. همین معیار می‌تواند به عنوان سنجش برای تفکیک دوران رکود و رونق در بخش مسکن قرار بگیرد. انحراف معیار معادله تولید ناخالص داخلی نتیجه‌ای برعکس معادله اول دارد که شاهدهی است بر ادعای عدم تقارن دوره‌های رکود و رونق بخش مسکن و اقتصاد است. نمودار انحراف معیار شرطی دوره‌های مختلف هر سه معادله در پیوست قابل مشاهده است.

احتمالات مربوط به انتقال وضعیت در ماتریس انتقال وضعیت، P، نشان می‌دهد که احتمال باقی ماندن در وضعیت ۱ برابر ۹۵٪ می‌باشد بنابراین احتمال انتقال وضعیت ۱ به وضعیت ۲ برابر ۵٪ می‌باشد. ستون دوم ماتریس بیانگر احتمال باقی ماندن در وضعیت ۲ و احتمال انتقال وضعیت ۲ به وضعیت ۱ می‌باشد که به ترتیب برابر ۲۷٪ و ۷۳٪ است.

$$\hat{P} = \begin{pmatrix} 0.95 & 0.27 \\ 0.05 & 0.73 \end{pmatrix}$$

احتمال‌های هموار شده وضعیت‌های رکود و رونق در پیوست آمده است. نتایج نشان می‌دهد، این الگو، سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۵۶ و سال‌های ۱۳۶۴ تا ۱۳۶۷ را به عنوان دوران رکودی شناخته است.

همچنین احتمال هموار شده وضعیت رکودی پس از سال ۸۳ رو به افزایش است که به معنای حرکت بازار مسکن به وضعیت رکودی است، اما به دلیل

در دسترس نبودن داده‌های پس از سال ۸۶ رکود بی‌سابقه مسکن در سال‌های ۸۷ و ۸۸ از چشم الگو به دور مانده است. الگو در شناسایی رکود خفیف دوره ۸۲ تا ۸۴ نا موفق بوده است. دوران انتظاری رونق و رکود با استفاده از ماتریس احتمال انتقال وضعیت قابل محاسبه است. مدت زمان انتظاری دوره رکود ۳/۷۶ سال محاسبه شده است، یعنی انتظار می‌رود پس از حدود ۴ سال بخش مسکن از رکود خارج شود.

جدول ۲. مدت زمان انتظاری دوره‌های رونق و رکود؛ ماخذ: نتایج مطالعه.

زمان انتظاری دوره رونق (وضعیت ۱)	۱۹/۰۸
زمان انتظاری دوره رکود (وضعیت ۲)	۳/۷۶

ضرایب متغیرهای با وقفه در جدول شماره ۳ ارائه شده است. از میان ضرایب معادله سرمایه گذاری خصوصی مسکن، ضریب متغیر وابسته با وقفه در وضعیت ۱ (دوره رونق) معنادار شده است. تغییر علامت ضریب متغیر با وقفه سرمایه گذاری خصوصی مسکن در معادله اول نشان می‌دهد که ادوار رونق و رکود بخش مسکن در ایران دارای ثبات نسبی است بگونه‌ای که کاهش سرمایه‌گذاری در دوران رکود موجب افزایش سرمایه گذاری در دوره‌های بعدی می‌شود. ضرایب سایر متغیرها در معادله اول بی معنی است.

در میان ضرایب معادله دوم (Y) وقفه تولید ناخالص

جدول ۳. ضرایب متغیرهای با وقفه الگوی خود توضیح برداری تناوبی مارکوف (اعداد داخل پرانتز سطح معناداری می‌باشند)؛ ماخذ: نتایج مطالعه

معادله	وقفه متغیر (i)	وقفه متغیر (y)	وقفه متغیر (m)
سرمایه گذاری خصوصی مسکن (i)	وضعیت ۱	۰/۹ (۰/۰۰)	-۰/۱۷ (۰/۰۸)
	وضعیت ۲	-۰/۱۹ (۰/۴۵)	-۰/۱۷ (۰/۴۳)
تولید ناخالص داخلی (y)	وضعیت ۱	۰/۱۱ (۰/۴۲)	-۰/۲۱ (۰/۰۳)
	وضعیت ۲	-۰/۷۵ (۰/۰۱)	۰/۰۵ (۰/۷۱)
نقدینگی به شاخص قیمت (m)	وضعیت ۱	۰/۰۰ (۱/۰۰)	-۰/۲۹ (۰/۲۶)
	وضعیت ۲	-۲/۴۲ (۰/۰۱)	-۰/۱۵ (۰/۶۹)

داخلی و نقدینگی در دوران رونق، و وقفه متغیر سرمایه گذاری خصوصی مسکن در دوران رکود معنادار شده است. ضریب سرمایه گذاری خصوصی مسکن در معادله دوم (۰/۷۵-) به معنای تاثیر منفی سرمایه گذاری در بخش مسکن در دوران رکود است. این نتیجه سازگار با نتیجه‌ای است که در جدول شماره ۱ در مورد نامتقارن بودن دوره‌های رکود و رونق بخش مسکن و اقتصاد گرفته شد.

در میان ضرایب معادله سوم (m) ضریب با وقفه متغیر تولید ناخالص داخلی در دوران رونق و ضریب سرمایه گذاری خصوصی مسکن در دوران رکود معنادار شده است. بی معنی بودن ضرایب معادله سوم نشان از بی‌اهمیت بودن وضعیت کلان اقتصادی از جمله ادوار تجاری بخش مسکن در سیاست‌های پولی بانک مرکزی دارد در حالی که اهمیت این امر در ادبیات اقتصادی مورد تاکید قرار گرفته است. در نهایت می توان یافته های این مقاله را در موارد زیر خلاصه کرد.

۱- نوسانات سرمایه گذاری در بخش مسکن دارای رابطه نامتقارن با نوسانات اقتصادی است. به این معنا که دوره های رونق مسکن با دوره های رکود اقتصاد همزمان است و بطور مشابه دوره های رکود مسکن با دوره های رونق اقتصاد همراه است. یکی از دلایل این پدیده، مدت دار بودن سرمایه‌گذاری در بخش مسکن است بطوری که در شرایط انتقال به وضعیت رکود اقتصادی تکمیل سرمایه‌گذاری‌های نیمه تمام باقی مانده از دوران رونق، بهتر است از صرف نظر کردن از تکمیل این سرمایه‌گذاری‌ها در دوران رکود. ۲- بخش مسکن در اقتصاد ایران بیش از اینکه از وضعیت رکود رنج ببرد دارای ثبات نسبی است، بطوری که احتمال باقی ماندن در دوره رونق بیش از انتقال به وضعیت رکودی و احتمال خروج از وضعیت رکودی بیش از باقی ماندن در آن است. این حقیقت نیز از شواهد آماری مربوط به تقاضای پروانه های ساختمانی قابل مشاهده بود. ۳- دوره های ثبات بخش مسکن در اقتصاد ایران

بطور متوسط طولانی تر از دوره های بی ثباتی است بطوری که شواهد نشان می‌دهند، طول دوره رونق بطور متوسط ۵ برابر دوره رکود است.

۴- بانک مرکزی باید در تعیین سیاست‌های خود توجه بیشتری به بازار دارایی‌ها، چه در سمت عرضه و چه در سمت تقاضا، داشته باشد. زیرا همانطور که گفته شد بخش مسکن دارای تاثیرات مهمی بر وضعیت اقتصاد است و سیاست های پولی بدون توجه به وضعیت بازار مسکن می تواند خنثی باشد.

منابع و ماخذ

۱- اکبری، نعمت الله، مصطفی عماد زاده، سید علی رضوی (۱۳۸۳) بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد فصلنامه پژوهشهای اقتصادی شماره ۱۱ و ۱۲ بهار و تابستان ۱۳۸۳.

۲- اکبری، نعمت الله، ناهید توسلی (۱۳۸۷) تحلیل تاثیر عوارض شهرداری ها بر قیمت مسکن: مطالعه ی موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی) بررسیهای اقتصادی (۱): ۶۴-۴۷

۳- جعفری صمیمی، احمد و زهرا علمی و آرشه ادی زاده (۱۳۸۶)، عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران، پژوهش های اقتصادی ایران، (۳۲): ۵۳-۳۱

۴- خیابانی، ناصر (۱۳۸۲) عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران، دفتر برنامه ریزی و اقتصاد مسکن، فصلنامه اقتصاد مسکن، ۵۲-۴۶

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

۶- فرزین‌وش، اسد الله و سید جمال محسنی زنوری (۱۳۸۸) نقش دارایی ها در مکانیزم انتقال پولی، نامه اقتصادی مفید، ۷۲، ۵، ش ۱، تیر ۱۳۸۸، ص ۳-۳۲.

۷- قلی زاده، علی اکبر، بهناز کمیاب (۱۳۸۷) بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره های رونق و رکود در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۳،

- Abiad, Abdul (2003) , early-warning systems: a survey and a regime-switching approach, IMF working paper, WP/03/32.
- Alberts, William w. (1962), "business cycles, residential consumption cycle, and the mortgage market," the journal of political economy, vol. 70, no. 3, pp. 263-281.
- Bec, Frédérique and Othman BOUAB-DALLAH (2011), «The Possible Shapes of Recoveries in Markov-Switching Models,» Working Papers Laurent FER-RARA 2011-02, Centre de Recherche en Economie et Statistique
- Davis A. Morris, and Jonathan Heathcote, (2005) "Housing and the Business Cycle." International Economic Review, Vol. 46, No. 3
- De leeuw, frank, and Edward M. Gramlich, (1968), "the channels of monetary policy: A further report on federal reserve- M.I.T. Model, , the journal of finance, vol. 24, no. 2, pp. 265-290
- Del Negro, M. & C. Otrok. (2007). Monetary Policy and the House Price-Boom across US States. Journal of Monetary Economics, 54: 1962-1985.
- EARLEY, F. (1996), "Leap-frogging in the UK Housing Market", Housing Finance, 32, 7-15.
- Evans, martin d, and Karen k. lewis (1995) "do expected shifts in inflation affect estimates of the long run discher re-

lation?. Journal of finance, vol. 1, no. 1, pp. 225-253

- Fair, Ray C. , (1972), "Disequilibrium in Housing Models," The Journal of Finance, Vol. 27, No.2, Papers and Proceedings of the Thirtieth Annual Meeting of the American Finance Association, New Orleans, Louisiana, December 27-29, 1971. , pp. 207-221.
- Foldvary E. Fred, (1991), "Real Estate and Business Cycles: Henry George's Theory of the Trade Cycle", Latvia University of Agriculture Presented at the Lafayette College Henry George Conference, June 13, 1991
- Hamilton. (1988), «Rational Expectations Econometrics Analysis of Changes in Regime: an Investigation of the Term Structure of Interest Rates», Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, : 385-423.
- Hamilton. (1989), «A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle», Econometrica, Vol. 57, : 357-84.
- Hamilton, (1990), «Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime», Journal of Econometrics, Vol. 45, :39-70.
- Hamilton, james, (1994) «A time series analysis» New jerecy, prinstton universtity press
- Hamilton, (1996), «Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models», Journal of Econometrics, Vol. 70, :127-57.



- Hamilton and Jorda. (2002), «A Model of the Federal Funds Rate Target», *Journal of Political Economy*, Vol. 110, 11:35-67.
- Janczura, Joanna and Rafał Weron (2010), Efficient estimation of Markov regime-switching models: An application to electricity wholesale market prices, MPRA Paper No. 26628
- Jin, Yi and Zhixiong Zeng (2004), “Residential investment and house prices in a multi-sector monetary business cycle model”, *Journal of Housing Economics* 13 (2004) 268–286
- Kearl, J. (1979). Inflation, mortgage, and housing. *Journal of Political Economy* 87 (5), 1115–1138.
- Kydland, Finn E.; Prescott, Edward C. (1982). «Time to Build and Aggregate Fluctuations». *Econometrica* 50 (6): 1345–1370. doi:10.2307/1913386
- Krolzig, H.-M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis: Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, 454. Springer-Verlag, Berlin.
- Krolzig, H.-M., and Toro, J. (1998). A new approach to the analysis of shocks and the cycle in a model of output and employment. Working paper eco 99/30, EUI, Florence.
- Krolzig, H.-M., and Sensier, M. (2000). A disaggregated Markov-switching model of the business cycle in UK manufacturing. *Manchester School*, 68(3), 442–460.
- Iacoviello, Matteo (2005), “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle”, *The American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, pp. 739-764
- LAMONT, O. and STEIN, J. C. (1999), “Leverage and House-Price Dynamics in U.S. Cities”, *RAND Journal of Economics*, 30, 498–514.
- Leamer E. Edward (2007), “HOUSING IS THE BUSINESS CYCLE”, *NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH*, Working Paper 13428.
- Lucas, R. (1990). Liquidity and interest rates. *Journal of Economic Theory* 50, 237–264.
- Maisel, Sherman J. (1967), “the effects of monetary policy on expenditures in specific sectors of the economy” *the journal of political economy*. Vol. 76, no. 4, part. 2, pp 796-814
- MAYER, C. J. (1993), “Taxes, Income Distribution, and the Real Estate Cycle: Why All Houses Do Not Appreciate at the Same Rate”, *New England Economic Review*, May/June, 39–50.
- Michael P. Clements, Hans-Martin Krolzig (2001), “Can Regime-Switching Models Reproduce The Business Cycle Features of US aggregate consumption, investment and output? *Econometrics Journal*, 1, C47–75.
- MILES, D. and ANDREW, S. (1997), “The Merrill Lynch Model of the UK Housing Market” (Mimeo, Global Fun-

damental Equity Research Department, Merrill Lynch, London).

- Ortalo-Magne, F., Rady, S. (2001). Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints, CEPR Working Paper 3015.
- ORTALO-MAGNÉ, F. and RADY, S. (2004). "Housing Transactions and Macroeconomic Fluctuations: A Case Study of England and Wales", Journal of Housing Economics, 13, 288–304.
- ORTALO-MAGNÉ, F. and RADY, S. (2006). Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints, Review of Economic Studies (2006) 73, 459–485
- Platania, J., Schlagenhauf, D., (2000). Housing and Asset Holding in a Dynamic General Equilibrium Model, working paper, Florida State University.
- POTERBA, J. N. (1991). "House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography", Brookings Papers on Economic Activity, 2, 143–203.
- SMITH, B. A. and TESAREK, W. P. (1991). "House Prices and Regional Real Estate Cycles: Market Adjustments in-Houston", AREUEA Journal, 19, 396–416.
- Summers, Lawrence H. (1986). «Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory». Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 10 (Fall): 23–27.
- Sutton, Gregory D. (2002). «Explaining changes in house prices» BIS Quarterly

Review, vol.32, pp.46-60

- TOPEL, R., AND S. ROSEN, (1988). "Housing Investment in the United States," Journal of Political Economy 96 :718–40.
- Vargas, Gregorio III Alfredo, (2009). «Markov Switching Var Model of Speculative Pressure: An Application to the Asian Financial Crisis». Dissertations and Theses Collection. Paper 27. http://ink.library.smu.edu.sg/etd_coll/27

مدیریت شهری

دوفصلنامه مدیریت شهری

Urban Management

شماره ۳۰ پاییز و زمستان ۹۱

No.30 Autumn & Winter

■ ۲۵۲ ■