فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هفتم، شماره ۱ «پیاپی ۲۱»، بهار ۱۳۹۲، صفحات ٦٨-٥١)

یک مدل ساده برای حباب سوداگرانه‌ی بازار مسکن تهران[۱]

حبیب مروت* جاوید بهرامی**

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۲/۲٤ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰٤/۳۰

چکیده

وقوع حباب‌های سوداگرانه در بازار مسکن تهران در مطالعات مختلف نشان داده شده است اما کمتر مطالعه‌ای به شناسایی علل اصلی شکل‌گیری حباب سوداگرانه در این بازار پرداخته است. در این مقاله تلاش می‌شود با ارایه یک مدل ساده برای تقاضای سوداگری بخش مسکن، نقش انتظارات ناهمگن در شکل‌گیری حباب سوداگرانه بررسی شود. در این مدل برخی از عوامل دارای تقاضای بی ثبات‌کننده یا برون‌یابانه می‌باشند (نمودارگراها) و برخی از آنها دارای تقاضای تثبیت‌کننده یا برگشت به میانگین می‌باشند (بنیادگراها). نتایج مدل‌سازی نشان می‌دهد که حساسیت نسبی تقاضای خریداران با انتظارات مختلف نسبت به تغییرات قیمت، و سهم نسبی آنها از کل تقاضای سوداگرانه نقش مهم و معناداری در شکل‌گیری حباب سوداگرانه در مسکن تهران دارند. از سوی دیگر سهم نمودارگراها از کل تقاضای سوداگرانه در طی دو دهه‌ی گذشته بیش از ۹۰ درصد بوده است.

طبقه‌بندی JEL: R32, C15

واژگان کلیدی: پویایی‌های غیرخطی، بازار مسکن تهران، حباب‌های سوداگرانه.

---

۱. مقاله فوق برگرفته از پایان نامه دکتری حبیب مروت به راهنمایی دکتر جاوید بهرامی در دانشگاه علامه طباطبایی است.

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: habibmorovat@yahoo.com

** استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران، پست الکترونیکی: javid_bahrami@yahoo.com

۱. مقدمه

به دلیل اهمیت بخش مسکن در اقتصاد کشورها[1]، محققان تلاش نموده‌اند در مطالعات نظری و تجربی، علل وقوع رونق و رکود و نوسانات قیمتی در بازار مسکن را تبیین نمایند. بررسی سری زمانی مربوط به شاخص قیمت‌های حقیقی بازار مسکن تهران در طی دو دهه‌ی گذشته وجود چرخه‌های رونق و رکود در این بازار و وقوع حباب قیمتی مسکن را تایید می‌کند. حباب قیمتی مسکن از یک سو به دلیل تحریف قیمت‌های نسبی دارایی‌ها، مانع تخصیص بهینه منابع مالی و اقتصادی می‌شود. از سوی دیگر، فروپاشی آن فعالیت‌های حقیقی موسسات مالی وخانوارها در اقتصاد را تحت تاثیر قرار داده و کاهش می‌دهد. بنابراین برای اقتصاددانان مهم است که بدانند حباب‌های قیمتی مسکن چرا و چگونه شکل می‌گیرند و چرا قیمت‌ها به طور سیستماتیک از ارزش بنیادی منحرف می‌شوند.

در این مقاله تلاش می‌شود تا با استفاده از رهیافت اقتصاد رفتاری که علت افزایش شدید قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب قیمتی مسکن را در عواملی غیر اقتصادی (مانند اندیشه سوداگرانه[2] در بین سرمایه‌گذاران، انتظارات برون‌یابانه (بی‌ثبات کننده)[3]، روانشناسی بازار در شکل بدبینی و خوش‌بینی، رفتار توده‌ای[4]) می‌دانند، نحوه‌ی شکل‌گیری و فروپاشی حباب قیمتی مسکن تهران مدلسازی شود. بنابراین هدف این مقاله عبارت است از ارایه یک مدل ساده برای بررسی نقش تقاضای سوداگرانه در نوسانات قیمت بازار مسکن تهران. بدین منظور تقاضای مسکن به دو گروه کلی تقاضای مصرفی و تقاضای سوداگری تقسیم شده و تقاضای سوداگری با فرض وجود ناهمگنی رفتاری به زیرگروه تقاضای برون‌یابانه یا بی‌ثبات‌کننده

---

۱. مسکن از دید کلان و خرد برای سیاستگذاران و خانوارها اهمیت فراوانی دارد. از دید کلان، این بخش به طور مستقیم و غیرمستقیم (داشتن روابط پسین و پیشین گسترده با سایر بخش‌های اقتصادی) سهم عمده‌ای در ارزش افزوده، اشتغال، و رشد اقتصادی کشورها دارد. از منظر خرد نیز، از آنجا که تامین مسکن یکی از نیازهای اساسی خانوارها بوده، و هزینه‌ی مسکن در بسیاری از کشورها بیش‌ترین سهم را در کل هزینه خانوارها دارد (مخصوصا سهم هزینه مسکن در خانوارهایی که در دهک‌های پایین درآمدی قرار دارند بسیار بالا است)، تغییر و تحولات در این بخش مستقیما قدرت خرید و سطح رفاه خانوارها را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

2 . Speculative Thinking
3 . Extrapolative Expectations
4 . Herd Behavior

(تقاضای نمودارگراها[1]) و تقاضای برگشت به میانگین[2] یا تثبیت‌کننده (تقاضای بنیادگراها) تقسیم می‌شود. سهم هر یک از این عوامل از کل تقاضای سوداگرانه تابع شرایط بازار و نوسانات قیمت می‌باشد[3]. برای مدل‌سازی از رهیافت اقتصاد مبتنی بر عامل[4] استفاده خواهد شد. قیمت‌های تولید شده توسط مدل با قیمت‌های واقعی بازار مسکن مقایسه شده و بهترین مدل انتخاب خواهد شد. در ادامه با استفاده از مدل شبیه‌سازی شده فرضیه‌های تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرند. فرضیه‌های تحقیق عبارتند از: نخست، شدت نسبی واکنش نمودارگراها در مقایسه با بنیادگراها نسبت به تغییرات قیمت اثر معناداری شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار مسکن تهران دارد. دوم، افزایش سهم تقاضای برون‌یابانه از کل تقاضای سوداگرانه در شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار مسکن تهران موثر است.

در ادامه مقاله، در بخش دوم مبانی نظری موضوع و طراحی مدل ارایه می‌شود. در بخش سوم ادبیات تجربی موضوع و مطالعات انجام شده بررسی خواهد شد. در بخش چهارم مدل‌سازی تجربی برای بازار مسکن تهران انجام می‌شود، و در نهایت در بخش پنجم جمع‌بندی و نتیجه گیری ارایه خواهد شد.

۲. مبانی نظری و طراحی مدل

مدلی که در ادامه مطرح می‌شود مدلی ساده و استاندارد می‌باشد که در اکثر مطالعاتی که به بررسی نقش عوامل و تقاضاهای ناهمگن در شکل‌گیری قیمت دارایی‌ها می‌پردازند از روایتی از این مدل استفاده می‌شود. دی یچی و وسترهف[5] (۲۰۱۲) نوعی از این مدل را در بازار مسکن استفاده نموده و تلاش نموده‌اند تا نقش ناهمگنی رفتاری تقاضای سوداگرانه در نوسانات قیمت مسکن و رونق و رکود در این بخش را بررسی نمایند. رهیافت اصلی این مدل

---

1 . Chartists

2 . Mean- Reverting Demand

۳. عواملی که تقاضای برون‌یابانه دارند با افزایش قیمت تقاضای خود را افزایش می‌دهند زیرا انتظار دارند قیمت مجددا افزایش یافته و می‌توانند با فروش مسکن در قیمت بالاتر سود ببرند. اما کسانی که تقاضای برگشت به میانگین دارند انتظار دارند قیمت به مقدار بنیادی آن بازگردد. بنابراین با افزایش قیمت نسبت به قیمت بنیادی تقاضای خود را به منظور ممانعت از زیان ناشی از فروش در قیمت پایین‌تر کاهش می‌دهند.

4 .Agent-Based Economics

5 .Diechi & Westerhoff

از مطالعات اخیر در مورد کاربرد اقتصاد مبتنی بر عامل در مالیه (هومس[1] ، ۲۰۰٦ و لی بارون[2] ، ۲۰۰٦) الهام گرفته است. در این مدل‌ها، پویایی‌های بازارهای مالی به نحوه شکل‌گیری انتظارات و قواعد رفتاری عوامل دارای عقلانیت محدود[3] که با یکدیگر تراکنش دارند بستگی دارد.

ساختار مدل به شکل زیر است: فرض می‌کنیم که قیمت‌های واحدهای مسکونی طبق روال با توجه به مازاد تقاضا تعیین می‌شود. بنابراین قیمت با توجه با مازاد تقاضا طی زمان تغییر می‌کند. با استفاده از تابع تعدیل خطی استاندارد، قیمت مسکن P در زمان $t+1$ به شکل زیر مدل می‌شود:

$$P_{t+1} = P_t + a(D_t - S_t) \qquad (۱)$$

که در این رابطه $a>0$ پارامتر تعدیل قیمت، D و S به ترتیب تقاضا و عرضه کل واحدهای مسکونی می‌باشد. مشخص است که اگر مازاد تقاضا مثبت باشد قیمت واحدهای مسکونی افزایش خواهد یافت و بر عکس. برای سادگی مدل‌سازی فرض می‌کنیم $a=1$. از آنجا که کشش قیمتی عرضه واحدهای مسکونی مخصوصا در کوتاه‌مدت بسیار پایین است عرضه واحدهای مسکونی را ثابت در نظر می‌گیریم و بنابراین تقاضای واحدهای مسکونی تعیین کننده پویایی‌های قیمت مسکن خواهد بود.

تقاضای کل برای واحدهای مسکونی از دو جزء تشکیل شده است:

$$D_t = D_t^R + D_t^S, \qquad (۲)$$

در رابطه فوق D_t^R تقاضای حقیقی (مصرفی) مسکن و D_t^s تقاضای دارایی (سوداگری) مسکن می‌باشد. معادله تقاضای حقیقی مسکن عبارت است از:

$$D_t^R = b - cP_t \qquad (۳)$$

پارامترهای b و c هر دو مثبت هستند. همان طور که ملاحظه می‌شود تقاضای حقیقی مسکن طبق قاعده رابطه منفی با قیمت مسکن دارد. اگر تقاضای دارایی وجود نداشته باشد،

1 .Hommes
2 .Lebaron
3 .Bounded Rationality

تقاضای حقیقی به تنهایی تعیین‌کننده قیمت خواهد بود. در این حالت رابطه ۳-۱ برابر خواهد بود با:

$$P_{t+1} = P_t + D_t^R = P_t + b - cP_t \qquad (٤)$$

با اعمال شرط $P_t = P_{t+1}$ در رابطه فوق می‌توان مقدار تعادلی بلندمدت قیمت را به دست آورد که برابر خواهد بود با ارزش بنیادی مسکن. بنابراین ارزش بنیادی مسکن در این مدل ساده برابر است با $F = \frac{b}{c}$. در واقع اگر در بازار مسکن تقاضای سوداگرانه وجود نداشته باشد قیمت بازار برابر قیمت بنیادی مسکن بوده و تنها منعکس کننده اثرات عوامل بنیادی در مسکن می‌باشد.

تقاضای سوداگرانه مسکن به دو جزء تقاضای برون‌یابانه[1] (تقاضای نمودارگراها یا تقاضاکنندگان تکنیکی) و تقاضای برگشت به میانگین[2] (تقاضای بنیادگراها) تقسیم می‌شود. رابطه جزء تقاضای برون‌یابانه از تقاضای سوداگرانه به شکل زیر می‌باشد:

$$D_t^E = f(P_t - F), \quad f \geq 0 \qquad (٥)$$

پارامتر واکنش (f) مثبت است. هنگامی که قیمت فعلی مسکن از قیمت بنیادی آن (F) بیشتر باشد رابطه (۳-۵) نشان می‌دهد که عواملی که این نوع تقاضا را دارند نسبت به افزایش قیمت مسکن خوش‌بین بوده و با افزایش قیمت فعلی نسبت به قیمت بنیادی تقاضای خود را افزایش می‌دهند و بر عکس اگر قیمت فعلی از قیمت دوره‌ی قبل کمتر باشد تقاضای خود را کاهش خواهند داد. به عبارت دیگر آنها معتقدند که حباب قیمت مسکن در دوره‌ی بعدی نیز ادامه داشته و بنابراین تقاضای خود را با افزایش قیمت افزایش می‌دهند.

رابطه‌ی جزء تقاضای برگشت به میانگین از تقاضای سوداگرانه به شکل زیر می‌باشد:

$$D_t^{MR} = g(F - P_t), \quad g \geq 0 \qquad (٦)$$

در رابطه‌ی فوق g مثبت است که عبارت است از پارامتر واکنش تقاضای برگشت به میانگین نسبت به قیمت مسکن. بر اساس رابطه فوق اگر به عنوان مثال قیمت مسکن از قیمت بنیادی آن پایین‌تر باشد آنگاه تقاضای این گروه از تقاضا کنندگان افزایش خواهد یافت زیرا آنها انتظار

1 . Extrapolative
2 . Mean- Reverting

دارند در آینده قیمت مسکن افزایش یافته و به ارزش بنیادی خود میل نماید در نتیجه آنها با فروش مسکن با قیمت بالاتر سود خواهند برد و بر عکس.

بنابراین با توجه به روابط فوق تقاضای کل سوداگرانه برابر خواهد بود با:

$$D_t^s = W_t f(P_t - F) + (1 - W_t) g(F - P_t) \qquad (۷)$$

در رابطه فوق W_t و $(1-W_t)$ به ترتیب وزن‌ها یا سهم تقاضاکنندگان دارای تقاضای برون‌یابانه و تقاضاکنندگان دارای تقاضای برگشت به میانگین را نشان می‌دهد. برای تعیین سهم و وزن هر یک از انواع تقاضاهای سوداگرانه در ادبیات اقتصادی و مالی از روش‌های مختلفی استفاده شده است (کرمن[1] ۱۹۹۳، برنساید و دیگران[2]، ۲۰۱۱).

اما دی چی و وسترهف (۲۰۱۲)، سهم نمودارگراها W_t را از تقاضای سوداگرانه، تابع زنگوله‌ای شکل از شکاف قیمت مسکن نسبت به قیمت بنیادی آن در نظر گرفته‌اند:

$$W_t = \frac{1}{1 + h(P_t - F)^2} \qquad (۸)$$

بر اساس رابطه فوق هر چه شکاف قیمت مسکن از قیمت بنیادی بیشتر شود سهم نمودارگراها از تقاضای سوداگرانه کاهش و سهم بنیادگراها افزایش می‌یابد. زیرا، هر چه شکاف قیمتی بیشتر شود نمودارگراهای بیشتری به این نتیجه می‌رسند که حباب خواهد ترکید و قیمت جاری به قیمت بنیادی میل خواهد نمود بنابراین سهم نمودارگراها کاهش خواهد یافت. کاهش در سهم نمودارگرایان تقاضای برون‌یابانه را کاهش داده و بنابراین منجر به کاهش قیمت‌ها خواهد شد. کاهش قیمت‌های جاری، شکاف قیمتی را کاهش داده بنابراین سهم نمودارگراها را مجددا افزایش خواهد داد در نتیجه ممکن است منجر به افزایش قیمت‌ها شود. بنابراین افزایش یا کاهش قیمت در این مدل بستگی به سهم معامله‌گران از کل تقاضا دارد.

در رابطه فوق h پارامتر مثبت می‌باشد. این پارامتر حساسیت یا شدت عکس العمل سهم گروه‌های مختلف را به تغییرات قیمت نشان می‌دهد. هر چه مقدار این پارامتر کوچک‌تر باشد

1 . Kirman
2 . Burnside et al

(مثلا اگر به صفر میل نماید) سهم نموداگرایان از کل تقاضای سوداگرانه بیشتر خواهد شد و برعکس. در نتیجه این پارامتر نقش مهمی در تحلیل رونق و رکود در این مدل بازی می‌کند.

از طریق جایگذاری رابطه (۸) در معادله (۷) و سپس در معادله (۱) و با در نظر گرفتن $\pi_t = P_t - F$ و $F = \frac{b}{c}$، به رابطه‌ی زیر خواهیم رسید که نحوه پویایی شکاف قیمتی یا تغییرات حبابی قیمت را نشان می‌دهد:

$$\pi_{t+1} = (1-c)\pi_t + \frac{f\pi_t - gh\pi_t^3}{1+h\pi_t^2} \qquad (۹)$$

رابطه‌ی فوق نحوه پویایی جزء چرخه‌ای قیمت مسکن (قیمت جاری منهای قیمت بنیادی) را نشان می‌دهد. از آنجا که معادله فوق یک معادله تفاضلی مرتبه یک با درجه سه می‌باشد دارای سه نقطه ثابت[1] (سه قیمت چرخه‌ای تعادلی بلندمدت) می‌باشد که برابر خواهند بود با:

$$\bar{\pi}_1 = 0, \quad \bar{\pi}_{2,3} = \pm\sqrt{\frac{c-1-f}{h(c-1+g)}}$$

در بخش مدلسازی تجربی با استفاده از رابطه‌ی (۹) قیمت چرخه‌ای تولید شده و با قیمت چرخه‌ای واقعی مقایسه می‌شود. آنگاه با تغییر پارامترهای مدل میزان و نحوه اثرگذاری آنها را بر قیمت‌های چرخه ای ارزیابی و آزمون آماری صورت می‌گیرد.

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

بسیاری از مطالعات رفتار غیرعقلایی و عوامل روانشناختی خریداران را عامل اصلی شکل‌گیری حباب‌های بخش مسکن می‌دانند. به عنوان مثال شیلر[2](۲۰۰۷) رونق در بازار مسکن امریکا در اواخر دهه ۱۹۹۰ را یک حباب سوداگرانه دانسته و علت اصلی آن را انتظارات شدید برای افزایش قیمت‌های آتی در نظر می‌گیرد. وی بیان می‌کند که این حباب در نهایت ترکیده و بحران اقتصادی به وجود آورده است. جن سوو و می یر[3] (۲۰۰۰) یکی از عوامل اصلی موثر در نوسانات قیمت مسکن و حباب‌های سوداگرانه را رفتار زیان گریزی[4]

1 . Fixed point
2 . Shiller
3 . Genesove & Mayer
4 . loss aversion

خریداران می‌دانند. شینک من و ژیانگ[1] (۲۰۰۳) عوامل روانشناختی مخصوصا اعتماد به نفس بیش از اندازه عوامل را عامل اصلی شکل‌گیری حباب‌های سوداگرانه می‌دانند.

با وجود این که بسیاری از مطالعات نظری علت اصلی شکل‌گیری حباب سوداگرانه در بخش مسکن را عوامل غیربنیادی و روانشناختی می‌دانند، اما مطالعات اندکی به مدل‌سازی نظری و تجربی نحوه تاثیر عوامل روانشناختی و انتظارات ناهمگن در شکل‌گیری حباب سوداگرانه پرداخته‌اند. در ادامه به سه نمونه از این مطالعات اشاره شده است.

دی یچی و وسترهف[2] (۲۰۱۲) مدل ساده‌ای را برای بازار سوداگرانه مسکن ارایه نموده‌اند. در این مدل تقاضا برای مسکن تابع انتظارات خریداران از قیمت‌های آتی مسکن می‌باشد. آنها نشان دادند تغییر نسبی سهم تقاضاکنندگان با انتظارات مختلف در طی زمان باعث ایجاد رونق و رکود در بازار مسکن می‌شود.

برنساید و همکاران (۲۰۱۱) مدلی برای توضیح رونق و رکود در بازار مسکن ارایه داده‌اند که در آن، افراد انتظارات ناهمگن در مورد عوامل بنیادی مسکن در آینده دارند. این مدل امکان پویایی اجتماعی را فراهم می‌کند. آنها با استفاده از این مدل و بکارگیری داده‌های مربوط به شاخص حقیقی قیمت مسکن در کشورهای OECD توانستند رونق و رکود اخیر در این بازارها را به خوبی توضیح دهند. این مدل علت اصلی رونق‌ها را ورود عوامل جدید برای خرید بازار می‌داند.

پیازسی و اشنایدر[3] (۲۰۰۹) رفتار خانوارها در رونق اخیر بازار مسکن امریکا را مطالعه نمودند. آنها برای مشخص نمودن ناهمگنی در دیدگاه‌های عوامل از تحلیل خوشه‌ای استفاده نمودند. آنها با استفاده از تحلیل خوشه‌ای [4] نشان دادند که خوشه سوم (خوش‌بین‌ها[5]) با این که بخش کوچکی از عوامل بازار را تشکیل اما سهم عمده‌ای در توضیح رونق مسکن را بر عهده دارند.

---

1 . Scheinkman and Xiong
2 . Dieci & Westerhoff
3 . Piazzesi & Schneider
4 . cluster Analysis
5 . optimisties

تاکنون در داخل کشور مطالعه‌ای به مدل‌سازی نقش عوامل غیربنیادی و انتظارات در شکل‌گیری رونق و رکود در بازار مسکن (شکل‌گیری حباب) نپرداخته است اما برخی مطالعات تلاش نموده‌اند با بکارگیری مدل‌های اقتصادسنجی و توجه ویژه به عوامل بنیادی نوسانات بازار مسکن را توضیح دهند که می‌توان به مطالعات خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱)، عاشری (۱۳۸۸)، قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۷) اشاره کرد.

تمامی مطالعات تلاش نموده‌اند نوسانات قیمت مسکن ایران و تهران را به وسیله عوامل و متغیرهای بنیادی مانند نرخ بهره حقیقی، قیمت سهام و حجم نقدینگی توضیح دهند اما در این مطالعه تلاش می‌شود نقش عوامل غیربنیادی (مانند انتظارات ناهمگن خریداران در مورد تغییرات آتی قیمت مسکن) در شکل‌گیری رونق و رکود و حباب سوداگرانه بازار مسکن تهران مدلسازی و شبیه‌سازی شده و نقش تقاضای سوداگرانه و سهم نسبی تقاضای برون‌یابانه در مقایسه با سهم تقاضای برگشت به میانگین در شکل‌گیری حباب قیمتی در مسکن تهران مورد آزمون و ارزیابی قرار گیرد.

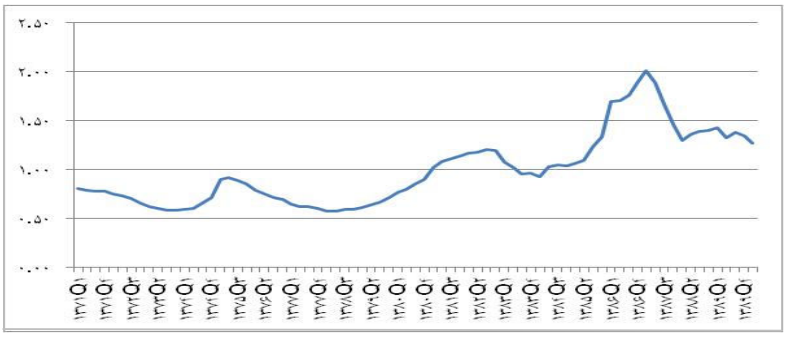
٤. مدلسازی تجربی

در این قسمت تلاش می شود با استفاده از ادبیات نظری و مدلسازی مطرح شده در بخش قبل، رونق و رکود و حباب سودگرانه در بازار مسکن تهران طی دو دهه‌ی گذشته بررسی و مدل‌سازی شود. در این قسمت ابتدا مشخصات و ویژگی‌های نوسانات شاخص فصلی قیمت حقیقی مسکن تهران شناسایی و بیان می‌شود. از آنجا که برای ارزیابی دقت مدل و اثرگذاری پارامترهای مدل بر نوسانات قیمت به قیمت چرخه ای واقعی نیاز است، از فیلتر هدریک-پرسکات برای استخراج جزء چرخه‌ای قیمت استفاده می‌شود.

٤-١. مشخصات شاخص حقیقی مسکن تهران

نمودار (۱) شاخص فصلی قیمت حقیقی مسکن در تهران از فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل اول سال ۱۳۹۰ را نشان می‌دهد. از شاخص قیمت مصرف کننده برای حقیقی کردن شاخص قیمت مسکن استفاده شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود شاخص حقیقی قیمت مسکن در طی این دوره دارای روند صعودی بوده و نوسانات زیادی داشته است. به وضوح می‌توان چندین دوره رونق و رکود را در این دوره در بازار مسکن تهران شناسایی نمود.

نمودار ۱. روند تغییرات فصلی شاخص حقیقی مسکن تهران ۱۳۹۰-۱۳۷۱



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

٤-۲. تفکیک روندها از چرخه ها

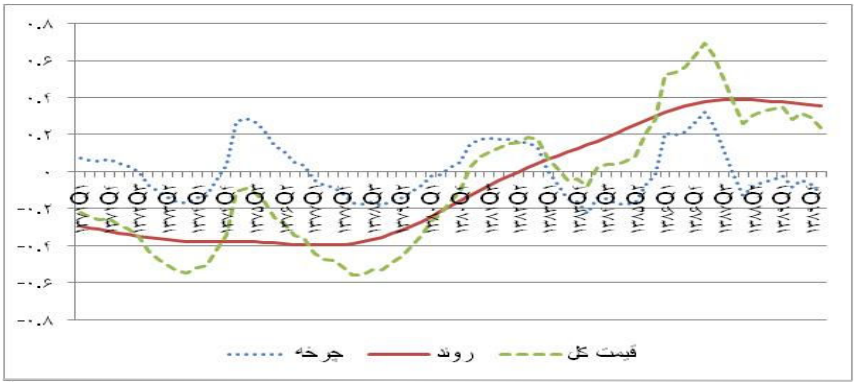
عوامل بنیادی و غیربنیادی مهم‌ترین نقش را در رونق و رکود و نوسانات بازار مسکن ایفا می‌کنند. بر مبنای ادبیات نظری، عوامل بنیادی منجر به شکل‌گیری روندها[1] و عوامل غیربنیادی منجر به شکل‌گیری چرخه‌ها[2] در دوره‌های رونق و رکود می‌شوند. بنابراین به منظور بررسی نقش عوامل غیربنیادی در شکل‌گیری حباب باید چرخه‌ها و روندها از یکدیگر تفکیک شوند. روش‌های مختلفی برای تفکیک روندهای بلندمدت و چرخه‌های موقتی وجود دارد. برخی از این روش‌ها عبارتند از فیلتر هدریک- پرسکات[3] (۱۹۸۰)، روش بوریج- نلسون (۱۹۸۱) و روش بلنچارد - کوآ[4] (۱۹۸۹). در این مطالعه از روش هدریک- پرسکات استفاده می‌شود.

به منظور تفکیک روندها از چرخه، از آنجا که شاخص مورد استفاده در این تحقیق شاخص فصلی است، ابتدا اثرات فصلی از شاخص حقیقی قیمت مسکن حذف شده و سپس از آن لگاریتم طبیعی گرفته شد. نمودار (۲) لگاریتم شاخص فصلی حقیقی قیمت مسکن فصلی‌زدایی شده به همراه اجزای روندها و چرخه‌ها آن را نشان می‌دهد. همان طور که نمودار مربوط به چرخه‌ها نشان می‌دهد سه رونق و رکود ناشی از تغییرات انتظارات عوامل (سه

1 . Trends
2 . Cycles
3 . Hodrick- Prescott Filter
4 . Blanchard- Quah

چرخه) در این نمودار قابل تمییز است. در ادامه تلاش می‌شود نحوه شکل‌گیری این چرخه‌ها با استفاده از مدل یاد شده در بخش‌های قبلی توضیح داده شود.

نمودار ۲. تفکیک روندها و چرخه های لگاریتم شاخص قیمت حقیقی مسکن تهران (فصلی‌زدایی‌شده)



منبع: محاسبات تحقیق

٤-٣. شبیه سازی فرایند تولید قیمت چرخه ای و آزمون فرضها

در این قسمت با استفاده از معادله (۹) و شبیه‌سازی ایستا قیمت چرخه‌ای تولید می‌شوند. فرایند تولید قیمت‌ها وابستگی زیادی به مقادیر پارامترهای مدل خواهد داشت. مقادیر پارامترهای مدل از طریق کالیبراسیون استخراج خواهد شد. پارامترها به گونه‌ای تعیین می‌شوند که ضریب نابرابری تیل[1] که معیاری است برای اندازه‌گیری دقت پیش‌بینی یا شبیه‌سازی یک مدل، حداقل گردد.

- **تعیین مقادیر پارامترهای مدل**

مدل چهار پارامتر دارد که عبارتند از c، f ، g و h. در صورتی که از لگاریتم قیمت‌ها برای تعیین این پارامترهای استفاده شود، c کشش قیمتی تقاضای مصرفی، f کشش قیمتی تقاضای برون‌یابانه (تقاضای نموداگراها)، g کشش قیمتی تقاضای برگشت به میانگین (تقاضای بنیادگراها) و h حساسیت سهم نمودارگراها و بنیادگراها نسبت به تغییرات قیمت را نشان

1 . Theil Inequality Coefficient

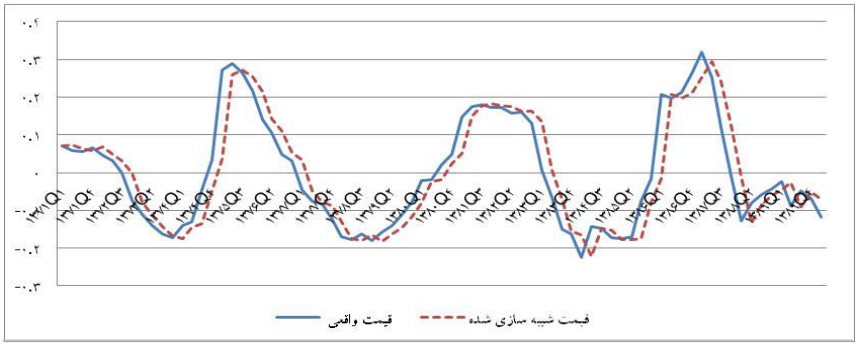
می‌دهد. برای شروع کالیبراسیون مقدار اولیه پارامترها برابر یک قرار داده شد[۱]. مقدار ضریب تیل در این حالت برابر ۰/۲۰۷٦ شد. حال با تغییر مقادیر پارامترها بهترین مدلی که می‌تواند تغییرات قیمت حقیقی مسکن را توضیح دهد، انتخاب می‌شود.

جدول۱. تعیین مقادیر پارامترهای مدل

پارامترها	c	g	f	h	U-Theil
سناریوی۱	۱	۱	۱	۱	۰/۲۰۷٦
سناریوی۲	۰/۹۲	۱	۱	۱	۰/۲۰٤٤
سناریوی۳	۰/۹۲	۰/۷	۱	۱	۰/۲۰٤۳
سناریوی٤	۰/۹۲	۰/۷	۰/۹۸	۱	۰/۲۰٤۲
مدل پایه و اصلی	۰/۹۲	۰/۷	۰/۹۸	۰/۹	/۲۰٤۱

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار۳. قیمت‌های شبیه‌سازی شده با استفاده از مدل پایه $(c = ۰/۹۲, f = ۰/۹۸, g = ۰/۷, h = ۰/۹)$



منبع: محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول (۱) نشان داده شده است در بهترین حالت، مقادیر پارامترهایc، g، f و h به ترتیب برابر ۰/۹۲، ۰/۷، ۰/۹۸ و ۰/۹ می‌باشد. این مدل، در ادامه به عنوان مدل پایه

۱- از آنجا که مطالعه ای در کشور به شبیه سازی حباب قیمتی مسکن نپرداخته است بنابراین اخذ مقادیر اولیه متغیرها از مطالعه داخلی امکان‌پذیر نبود. لذا، برای تعیین مقادیر اولیه پارامترهای مدل از مطالعه دی یچی و وسترهف (۲۰۱۲) استفاده شده است. باید به این نکته نیز توجه داشت که این شبیه سازی یک شبیه سازی آزمایشگاهی (experimental) بوده و شبیه سازی تجربی (empirical) نیست، لذا می توان مقادیر اولیه پارامترها را تعیین نموده و در طی شبیه سازی مقادیر منطقی آنها را با استفاده از مقادیر شبیه سازی شده و داده‌های حقیقی به دست آورد.

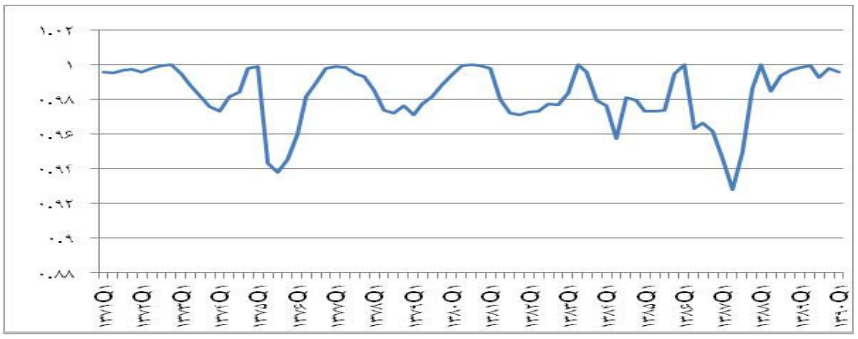
برای آزمون فرضیه‌های مختلف استفاده خواهد شد. نمودار (۳) ، قیمت شبیه سازی شده با استفاده از مدل پایه را در مقایسه با قیمت حقیقی نشان می‌دهد.

- تفسیر مقادیر پارامترها

مقدار کشش تقاضای مصرفی مسکن تهران (c) برابر ۰/۹۲ تعیین شد. بنابراین ۱درصد افزایش قیمت مسکن منجر به ۰/۹۲ درصد کاهش تقاضای حقیقی و مصرفی مسکن تهران خواهد شد. مقادیر کشش تقاضای برگشت به میانگین و برون‌یابانه به ترتیب برابر ۰/۷ و ۰/۹۸ تعیین گردد. در نتیجه ، شدت واکنش نمودارگراها به تغییرات قیمت چرخه‌ای شدیدتر از بنیادگراها است. به عبارت دیگر اگر قیمت چرخه‌ای مسکن ۱ درصد افزایش یابد تقاضای بنیادگراها ۰/۷ درصد کاهش و تقاضای نمودارگراها ۰/۹۸ درصد افزایش خواهد یافت. در نتیجه هنگامی که قیمت مسکن از قیمت بنیادی فاصله می‌گیرد احتمال افزایش این اختلاف به دلیل واکنش بیشتر نمودارگراها در مقایسه با بنیادگراها به تغییرات قیمت افزایش می‌یابد.

مقدار پارامتر h که یک پارامتر اصلی در تعیین سهم نمودارگراها و بنیادگراها از تقاضای سوداگری می‌باشد در بهترین حالت برابر ۰/۹ تعیین گردید. هر چه مقدار این پارامتر کوچک‌تر شود سهم نمودارگراها افزایش یافته و سهم بنیادگراها کاهش می‌یابد. بنابراین در بازار مسکن تهران بیشتر افرادی که تقاضای سوداگری دارند جزو نمودارگراها بوده و دارای تقاضای برون‌یابانه می‌باشند. برای شفاف‌تر نمودن این موضوع سهم نمودارگراها با مقدار $h = 0.9$ در دوره مورد مطالعه در نمودار (٤) ارایه شده است. همان طور که نمودار مذکور نشان می‌دهد در طی دو دهه گذشته بیش از ۹۰ درصد تقاضای سوداگری از نوع تقاضای برون‌یابانه و بی‌ثبات‌کننده بوده است که این موضوع می‌تواند دلیلی بر نوسانات زیاد قیمت مسکن تهران و بی‌ثباتی این بازار در دو دهه گذشته باشد.

نمودار٤. سهم نمودارگراها در تقاضای مسکن تهران دوره ۱۳۷۱-۱۳۹۰



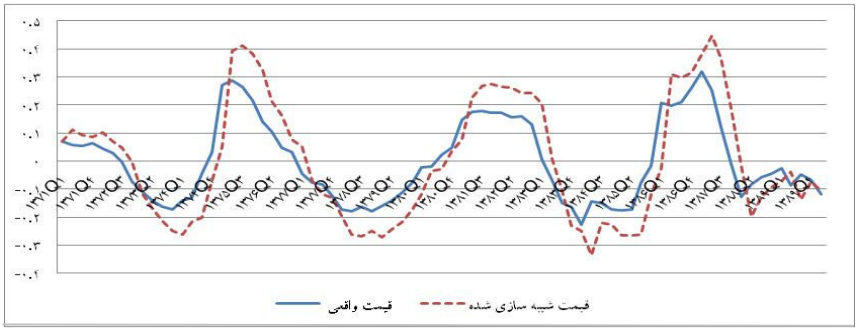
منبع: محاسبات تحقیق

حال به منظور آزمون معنادار بودن آثار تغییرات هر یک از پارامترها در نوسانات قیمت و شکل گیری حباب سوداگرانه پارامترهای مدل را تغییر داده و قیمت‌های جدید را با مدل پایه از نظر آماری مقایسه می‌کنیم .

٤-۳-۱. بررسی نقش نسبت پارامتر f به g در شکل‌گیری حباب سوداگرانه

پارامتر f و g به ترتیب شدت واکنش نمودارگراها و بنیادگراها را به تغییرات قیمت نشان می‌دهد. بر اساس این نظریه، هر چه نسبت f به g بزرگ‌تر باشد دامنه حباب سوداگرانه بیش‌تر خواهد شد. حال به منظور بررسی معناداری این فرضیه مقدار پارامتر f را که در مدل پایه ۰/۹۸ بود به عدد ۱/۵ تغییر می‌دهیم. با اعمال این تغییر مقدار ضریب نابرابری تیل که برای مدل پایه برابر ۰/۲۰٤۱ بود به ۰/۲۷۹۳ افزایش می‌یابد که بیانگر دقت کمتر مدل جدید در تولید چرخه‌های قیمتی مشابه قیمت‌های حقیقی است. نمودار مربوط به قیمت شبیه‌سازی شده با مقدار جدید پارامتر f در مقایسه با قیمت‌های واقعی در نمودار (۵) ارایه شده است. همانطور که از نمودار مشخص است با افزایش مقدار پارامتر f دامنه نوسانات افزایش یافته است.

نمودار ۵. قیمت‌های شبیه‌سازی شده $(c = ۰/۹۲, f = ۱/۵, g = ۰/۷, h = ۰/۹)$ در برابر قیمت‌های حقیقی



منبع: محاسبات تحقیق

به منظور آزمون آماری مبنی بر معنادار بودن اثر تغییر پارامتر f بر شکل‌گیری حباب سوداگرانه از آمار دیبلد- ماریانو[1] (DM) استفاده شده است.

مقدار آماره (DM) محاسبه شده برای مدل جدید در مقایسه با مدل پایه برابر ۳/۱٤ می‌باشد که در سطح ۱درصد نیز معنادار می‌باشد. بنابراین نسبت f به g در شکل‌گیری حباب سوداگرانه اثر معنادار دارد. یعنی اگر نسبت کشش قیمتی تقاضای برون‌یابانه برای نمودارگراها نسبت به کشش قیمتی تقاضای بنیادگراها بزرگ‌تر از ۱ باشد آنگاه وقوع حباب سوداگرانه در بازار اجتناب‌ناپذیر است. البته دو نکته در این مورد قابل ذکر است: نخست، نسبت f به g در شکل‌گیری حباب سوداگرانه اهمیت دارد یعنی به عنوان مثال اگر این دو پارامتر با هم n برابر شوند اثر معناداری در شکل‌گیری حباب سوداگرانه ندارند. دوم، در مدل فعلی حتی اگر۱/۳=f باشد اثر معناداری بر شکل گیری حباب سوداگرانه دارد (DM=۲/۱) که این موضوع نشان می‌دهد که شکل گیری حباب سوداگرانه در بازار مسکن تهران حساسیت زیادی به نسبت این دو پارامتر دارد.

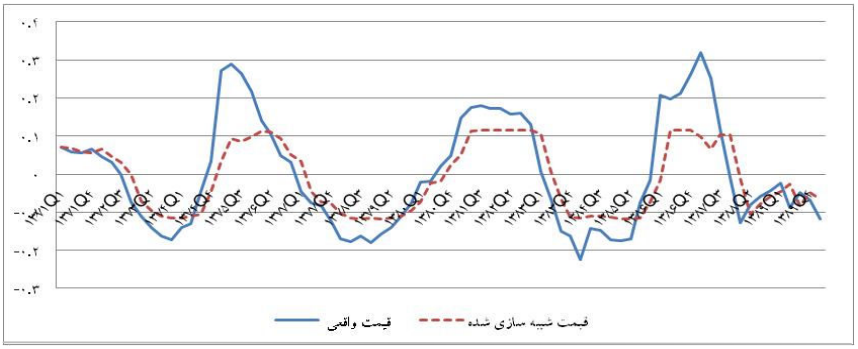
٤-٤-۲. بررسی نقش پارامتر h در شکل گیری حباب سوداگرانه

پارامتر h تعیین‌کننده سهم نمودارگراها و بنیادگراها از کل تقاضای سوداگرانه می‌باشد. اگر

1.Diebold-Mariano

مقدار این پارامتر به صفر میل کند سهم نمودارگراها به یک میل نموده و سهم بنیادگراها به صفر میل خواهد نمود و اگر مقدار این پارامتر به بی‌نهایت میل کند سهم بنیادگراها به یک میل نموده و سهم نمواگراها به صفر میل خواهد نمود. بنابراین بر اساس نظریه، هر چه مقدار این پارامتر کوچک‌تر باشد دامنه حباب سوداگرانه بیشتر خواهد شد. حال به منظور بررسی معناداری این فرضیه مقدار پارامتر h را که در مدل پایه برابر ۰/۹ یک بود به عدد ۱۰ تغییر می‌دهیم. با اعمال این تغییر مقدار ضریب نابرابری تیل که برای مدل پایه برابر ۰/۲۰٤۱ بود به ۰/۳۰۵۲ افزایش می‌یابد که بیانگر دقت کمتر مدل جدید در تولید چرخه‌های قیمتی مشابه قیمت‌های حقیقی است. نمودار مربوط به قیمت شبیه‌سازی شده با مقدار جدید پارامتر h در مقایسه با قیمت‌های واقعی در نمودار (٦) ارایه شده است همانطور که نمودار نشان می‌دهد با افزایش مقدار h به علت کاهش سهم نمودارگراها دامنه نوسانات و حباب قیمتی کاهش می‌یابد.

نمودار٦. قیمت‌های شبیه‌سازی شده $(c = ۰/۹۲, f = ۰/۹۸, g = ۰/۷, h = ۱۰)$ در برابر قیمت‌های حقیقی



منبع: محاسبات تحقیق

مقدار آماره (DM) محاسبه شده برای مدل جدید در مقایسه با مدل پایه برابر ۱/٦ می‌باشد که در سطح ۵٪ معنادار نمی‌باشد. اما برای h=20 آماره DM برابر ۲/۲ می‌باشد که در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. بنابراین مقدار h و در نتیجه سهم نمودارگراها و بنیاد گراها از تقاضای سوداگرانه در شکل‌گیری حباب سوداگرانه مسکن تهران اثر معنادار دارد.

۵. نتیجه‌گیری

در این تحقیق تلاش شد با استفاده از یک مدل ساده و رهیافت اقتصاد مبتنی بر عامل، نحوه اثرگذاری تقاضای سوداگرانه در شکل‌گیری حباب قیمتی مسکن تهران مدل‌سازی گردد. بدین منظور تقاضای سوداگرانه به دو گروه تقاضای بنیادگراها (تقاضای تثبیت‌کننده) و تقاضای نمودارگراها (تقاضای بی‌ثبات‌کننده) تقسیم شده و نقش این نوع تقاضاها در شکل‌گیری پویایی غیرخطی قیمت مسکن بررسی شد. یافته‌های تحقیق نشان دادند که علت اصلی حباب‌های سوداگرانه در بازار مسکن تهران در دودهه گذشته عبارتند از : نخست کشش قیمتی بالای تقاضای بی‌ثبات‌کننده نسبت به تقاضای تثبیت کننده. دوم، سهم بالای تقاضای بی‌ثبات‌کننده از کل تقاضای سوداگرانه در مقایسه با تقاضای تثبیت‌کننده. نتایج تحقیق نشان داد در طی دو دهه گذشته سهم نمودارگراها که تقاضای بی‌ثبات‌کننده دارند از کل تقاضای سوداگرانه بیش از ۹۰٪ بوده است. به عبارت دیگر بیش از ۹۰٪ خریداران مسکن در تهران دارای تقاضای برون‌یابانه یا بی‌ثبات‌کننده می‌باشند که منجر به شکل‌گیری نوسانات قیمتی شدید در این بازار شده است. معناداری آماری اثرگذاری نسبت کشش قیمتی تقاضای نمودارگراها نسبت به تقاضای بنیادگراها و سهم نمودارگراها نسبت به بنیادگراها با استفاده از آماره دیبلد – ماریانو رد نشد.

منابع

– خلیلی عراقی، منصور، مهرآرا، محسن، عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، (٦٣) : ۵۰-۳۳.

– عاشری، مصطفی (۱۳۸۸). تبیین حباب قیمتی مسکن تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی‌سینای همدان.

– قلی‌زاده، علی‌اکبر، بهناز کمیاب (۱۳۸۷). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران. *اقتصاد مقداری*، (۱۸).

- Burnside, C., & Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). Understanding booms and busts in housing markets, NBER Working Paper, No. 16734.

- Dieci, R., & Westerhoff, F. (2012). A simple model of a speculative housing market. *Journal of Evolutionry Economics*, 22: 303–329

- Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. NBER Working Paper No. 8143

- Hodrick, R., & Prescott E.C. (1980). Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation. Discussion Paper at Northwestern University and Carnegie-Mellon University.

- Hommes, H.C (2006). Heterogeneous agent models in economics and finance. Handbook of computational economics, Volume 2. Edited by Leigh Tesfatsion and Kenneth L. Judd, Elsevier B.V.
- Kirman, A. (1993). Ants, rationality, and recruitment. *Qouarterly Journal Economics*, 108:137–156
- LeBaron, B. (2006). Agent-based computational finance. In: Tesfatsion L, Judd K (Eds) Handbook of computational economics: Agent-based computational economics, vol 2. North-Holland, Amsterdam: 1187–1233.
- Piazzesi, M., & Schneider, M. (2009). Momentum traders in the housing market: Survey evidence and a search model. *American Economic Review,* 99 (2): 406.411.
- Scheinkman, J A., & Xiong, W. (2003). Overconfidence and Speculative Bubbles. *Journal of Political Economy*, 111 (6, Dec.), 1183.1219.
- Shiller, Robert. J. (2008). Understanding recent trends in house prices and homeownership in housing. Housing finance and monetary policy, Jackson Hole Conference Series, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2008: 85-123.