

بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران

دکتر علی اکبر قلی زاده، بهناز کمیاب*

تاریخ وصول: 1387/2/7 تاریخ پذیرش: 1387/9/18

چکیده:

عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن به دو دسته‌ی عوامل خرد و عوامل کلان قابل تقسیم است. عوامل کلان مانند سیاست‌های پولی تأثیر زیادی بر قیمت مسکن دارند که باید نقش آنها را در تغییرات قیمت مسکن مورد توجه کافی قرار داد. در این مقاله اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود مورد مطالعه قرار گرفته است. بر این اساس از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه‌ی حباب و از تکنیک ARDL به منظور برآورد مدل بر اساس داده‌های فصلی ایران طی سال‌های 85 - 1371 استفاده شده است. بر اساس برخی از نتایج، به طور کلی الگوی شکل‌گیری حباب‌ها در دوره‌های رونق و رکود متفاوت بوده است و متغیرهای مؤثر و اثرات نهایی آنها بر حباب یکسان نبوده است. می‌توان نتیجه گرفت که در هر دو دوره سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب شده است. در دوره‌ی رکود، متغیرهای قیمت دارای تأثیر بیشتری نسبت به دوره‌ی رونق داشته است. در دوره‌ی رونق، متغیر نرخ بهره مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است و اثر رشد نقدینگی در دوره‌ی رکود قوی‌تر از دوره‌ی رونق بوده است.

طبقه بندی JEL: E_5 , E_3 , R_{21} , B_{23}

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، حباب قیمت، مسکن، روش ARDL

* به ترتیب، استادیار و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینای همدان

1- مقدمه

تحولات اقتصادی افت و خیزهای فراوانی دارد، به طوری که اقتصاد گاهی به اوج و زمانی به نقطه نزول می‌رسد. اهمیت روزافزون بازار دارایی‌های مالی در اقتصاد یک کشور، بررسی مداوم این بازار را ضروری می‌سازد. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بازار مسکن است. در تاریخ بازارهای مالی، بازار مسکن همواره با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده است. نوسانات قیمت جزء ذات بازار است، اما گاهی این نوسانات از شکل عادی خود خارج می‌شوند و جای خود را به صعودهای افسار گسیخته و سقوطهای ناگهانی می‌دهند و ضربات جبران ناپذیری به بازار مسکن وارد می‌کنند. مسأله‌ی مهم در اینجا کمیت و کیفیت غیر طبیعی این نوسانات است. به طور کلی، نوسانات قیمت دارایی‌های مالی اغلب از دو بخش عمده‌ی متعارف و غیر متعارف تشکیل می‌شود. بخش متعارف یا تغییرات اساسی قیمتی، از متغیرهای اولیه‌ی کلان اقتصاد یا تغییرات متعارف عرضه و تقاضا تأثیر می‌پذیرد و بخش نامتعارف یا تغییرات کاذب قیمت‌ها، در علم اقتصاد با نام حباب‌های سوداگرانه شناخته می‌شود. حباب‌های قیمت دارایی می‌تواند منجر به سرمایه گذاری نامناسبی شود که کارایی اقتصاد را کاهش می‌دهد (دوپور،¹ 2005).

حباب قیمت بازار مسکن زمانی اتفاق می‌افتد که افزایش قیمت مسکن توسط مفاهیم بنیادین اقتصاد کلان و عوامل مهم بازار مسکن توجیه نمی‌شود. به طور کلی، حباب بازار مسکن را می‌توان افزایش شدید و تکانه‌ای قیمت مسکن تعریف کرد که به موجب آن افزایش قیمت در آینده نیز انتظار می‌رود و اغلب باعث ایجاد زبان‌های مالی و اقتصادی می‌شود. حباب بر مبنای قیمت واقعی مسکن اندازه گیری می‌شود و اطلاق نام حباب بر این پدیده مبین وابستگی آن به عوامل خارج از بازار مسکن است. مهمترین عوامل ایجاد کننده‌ی حباب مسکن استمرار نرخ‌های بسیار پایین بهره برای مدت طولانی، رشد وام‌های رهنی پر خطر به علت تسهیلات بیش از حد در اعطای این وام‌ها و ایجاد فضای سفته بازی در بازار مسکن است (درخشان، 1387، ص 66). وجود حباب را می‌توان با نقدینگی بالا در سیستم مالی نیز مرتبط دانست. سیاست پولی برقرار کننده‌ی ثبات اقتصادی در کشورهاست تا به عدم تعادل‌های مختلف اقتصادی، به وسیله‌ی سیاست‌های متمرکز بر تنظیمات عرضه‌ی پول رسیدگی کند. از طرف دیگر، هنگامی که نرخ

¹ Dupor

بهره به دنبال اعمال یک سیاست پولی کاهش می‌یابد، میزان پس اندازها در بانک‌ها کاهش و در مقابل، افراد قدرت مالی و سرمایه‌گذاری خود را با وام‌گیری از بانک و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی افزایش می‌دهند. بنابراین، سیاست پولی از طریق عملکرد نهادهای مالی و تحول در اوضاع اقتصاد کلان سیستم مالی را متأثر می‌کند. همچنین، می‌توان رونق قیمت دارایی و به ویژه قیمت مسکن را با رشد سریع اعتبارات مرتبط دانست. بنابراین، بسیاری از تحلیل‌گران بر این باورند که کنترل قیمت مسکن ضروری است و به خاطر سیاست پولی مؤثر، شرایط رونق اقتصادی در کشورهای صنعتی به وجود می‌آید. سیاست پولی به سیاست‌هایی گفته می‌شود که توسط بانک مرکزی با استفاده از ابزارهای کنترل کمی مانند نرخ تنزیل مجدد، عملیات بازار باز و ذخایر قانونی و همچنین ابزارهای کنترل کیفی مانند سهمیه بندی و تخصیص اعتبارات بین بخش‌های اقتصادی برای کنترل نقدینگی اعمال می‌شود. سیاست پولی تلاش می‌کند که از طریق تغییر و کنترل حجم پول و تغییر در سطح و ساختار نرخ بهره و یا سایر شرایط اعطای اعتبار و تسهیلات مالی به اهداف اقتصادی مورد نظر برسد.

در سال‌های اخیر موج افزایش سریع قیمت مسکن در بسیاری از کشورها به طور همزمان اتفاق افتاده است. این تقارن را می‌توان به عوامل جهانی نسبت داد که از یک تغییر همگانی در نرخ بهره، فعالیت اقتصادی و دیگر متغیرهای اقتصاد کلان ناشی می‌شود. بخش مسکن طی سال‌های اخیر در ایران نیز به عنوان یک کشور در حال توسعه نوسانات زیادی داشته و تأثیرات منفی گسترده‌ای بر خانوارها و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی و حتی نظام بانکی بر جا گذاشته است. با توجه به اهمیت بخش مسکن در کشور، تأثیر سیاست پولی بر عملکرد بازار مسکن مهم‌ترین نگرانی سیاست‌گذاران را تشکیل می‌دهد و نیاز به سیاست‌گذاری و واکنش مناسب مقامات پولی و مالی ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین، هدف این مطالعه بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران و ارائه‌ی توصیه‌های سیاستی است.

2- مبانی نظری

1-1- نظریه‌ی حسابی شکل بودن قیمت مسکن

قیمت مسکن می‌تواند به اجزای بنیادی و غیر بنیادی که همان حساب‌ها هستند تفکیک شود. در بررسی مبانی نظری و تعریف حساب اغلب دانشمندان بر چند مفهوم مهم و کلیدی از جمله افزایش سریع قیمت‌ها، انتظارات غیر واقعی از افزایش قیمت‌ها در آینده، انحراف قیمت از ارزش بنیادی بازار مسکن یا عوامل بنیادی بازار مسکن (سطح قیمتی که نیروهای عرضه و تقاضای مسکن در بازار به وجود می‌آورند) و یا تحرکات شدید در قیمت‌ها پس از ترکیدن حساب تمرکز می‌کنند.

اسمیت² حساب را شرایطی تعریف می‌کند که در پی آن قیمت برخی از دارایی‌ها مثل سهام و بازار املاک به سرعت از قیمت فعلی آن بالاتر می‌رود و از طریق محاسبه و پیش بینی جریان درآمد به دست می‌آید. به بیان بسیار ساده، حساب در قیمت یک دارایی زمانی شکل می‌گیرد که قیمت این دارایی در حال حاضر بالا باشد، فقط به این دلیل که مردم فکر می‌کنند قیمت در آینده بالاتر خواهد بود. حساب بر مبنای قیمت واقعی مسکن اندازه گیری می‌شود و توالی رخدادها به صورت افزایش قیمت‌های واقعی، رسیدن قیمت واقعی به نقطه‌ی اوج، ترکیدن حساب و برگشت به قیمت‌های قبلی است (قلی زاده، 1387، ص 163). تشکیل حساب قیمت مسکن دو شرط دارد: نخست اینکه عوامل اساسی و زیر بنایی عرضه و تقاضای مسکن توجیهی برای آن نداشته باشند و دوم اینکه کارگزاران اعتقاد داشته باشند که قیمت آینده بالاتر از قیمت فعلی مسکن خواهد بود. حساب‌ها همواره تا زمان مشخصی در حال گسترش هستند، به طوری که در نهایت بسیار بزرگ می‌شوند، اما احتمال انفجار حساب در هر دوره‌ای وجود دارد. رشد سریع قیمت مسکن و رسیدن آن به مرزهایی که با توجه به درآمد خانوارها و نسبت قیمت مسکن به اجاره بها، امکان استمرار و یا افزایش بیشتر آن قابل تصور نیست، مهمترین معیار در تشخیص شکل گیری حساب قیمت مسکن است. با ترکیدن حساب سیر نزولی قیمت مسکن آغاز می‌شود و به زودی به سطوحی می‌رسد که دارایی بسیاری از مالکان مسکن منفی می‌شود؛ زیرا وام‌های رهنی

² Smith

دریافتی برای خرید مسکن از ارزش مسکن فراتر می‌رود (درخشان، 1387، ص 65).

حباب‌ها می‌توانند به سه حالت حباب مثبت، حباب صفر و حباب منفی وجود داشته باشند. حباب‌های مثبت و منفی قیمت مسکن و ارتباط آن‌ها با سیاست پولی قابل توجه است. حباب‌های مثبت هنگامی رخ می‌دهد که مشکلات نمایندگی میان بانک‌ها و مردم وجود داشته باشد، به طوری که بانک‌ها وام می‌دهند اما نمی‌توانند تشخیص دهند که این وام‌ها چگونه سرمایه‌گذاری می‌شود. مشکلات نمایندگی بدین معنی است که سرمایه‌گذاران پروژه‌های ریسکی را انتخاب می‌کنند و در نتیجه قیمت‌ها افزایش می‌یابد. هنگامی که وام‌های بانکی افزایش می‌یابند، بعضی از این وام‌ها، سرمایه‌گذاری جدیدی را تأمین مالی می‌کنند، ولی خیلی از آنها برای خرید دارایی‌هایی مانند مسکن و سهام که عرضه‌ی ثابت دارند، به کار می‌روند. وقتی عرضه‌ی این دارایی‌ها ثابت است، قیمت‌ها به بالاتر از حد بنیادی می‌رسد و حباب مثبت شکل می‌گیرد.

2-2- ادوار تجاری

اقتصادهای مبتنی بر بازار، همواره با دوره‌های رکود و رونق مواجه هستند. در تحلیل‌های ادوار تجاری سری‌های زمانی، تمیز دادن مراحل مختلف نوسانات ادواری حائز اهمیت است. این مراحل مختلف تحت عناوین بهبود، رونق و رواج، رکود و حسیض، نزول و کساد و اوج ترقی در ادبیات اقتصادی به چشم می‌خورد.

(1) بهبود: مرحله‌ای در مسیر کسب و کار است که سود بنگاه‌ها سریعتر از قیمت‌ها افزایش می‌یابد و تولید ناخالص ملی به حدود بالقوه و اشتغال کامل خود نزدیک می‌شود که آن را مرحله‌ی گسترش³ و ترقی⁴ نیز می‌نامند.

(2) رونق و رواج⁵: در این مرحله فروش و سود تولیدکنندگان و تجار به اوج خود می‌رسد و رشد آن متوقف می‌شود. در ضمن، میزان تولید ناخالص ملی ممکن است بیشتر از حالت اشتغال کامل اقتصادی شود و بیکاری به حداقل خود برسد.

³ Expansion

⁴ Upturn

⁵ Boom and peak

3) رکود و کساد⁶: در این مرحله سود سریعتر از تولید کاهش می‌یابد و حتی اگر تولید ناخالص ملی کاهش نداشته باشد، رشد آن کاهش پیدا می‌کند، به طوری که همراه با کندی فروش، بیکاری رو به افزایش می‌گذارد و سرمایه‌گذاری‌های ثابت متوقف می‌شوند و روند نزولی می‌یابند. اگر چه در ابتدای کساد، موجوی انبار افزایش می‌یابد، اما بعد از مدتی، به طور مستمر کاهش می‌یابد که خود به دلیل کاهش سرمایه‌گذاری است.

4) حزیض⁷: در این مرحله میزان کل فعالیت اقتصادی، تولید ناخالص ملی، میزان فروش و کسب و کار در پایین‌ترین سطح و بیکاری در بالاترین حد خود قرار می‌گیرد، حداقل مقدار ممکن سود تجارت و سرمایه به دست می‌آید و حجم تولید واقعی تحقق یافته، بیشترین فاصله را با تولید بالقوه پیدا می‌کند.

2-3- روش‌های کشف حباب قیمت زمین و مسکن

به طور کلی سه روش برای کشف حباب قیمت زمین و مسکن از طریق داده‌های اقتصادی وجود دارد. اولین روش موسوم به روش $\frac{P}{E}$ است. روش دوم، روش نسبت قیمت به درآمد سرانه است. در این روش برای محاسبه میانگین بلند مدت از نسبت بین قیمت میانگین مسکن‌های موجود و درآمد سرانه‌ی شخصی $\left(\frac{P}{E}\right)$ به عنوان نماینده‌ای برای رابطه‌ی بلند مدت قیمت مسکن استفاده می‌شود. روش سوم نیز به دسته‌ای از مطالعات اشاره دارد که قیمت مسکن را تابعی از عوامل متعدد می‌دانند و پسماندهای تخمین را به عنوان حباب در نظر می‌گیرند. در مطالعه‌ی حاضر برای کشف حباب قیمت مسکن از روش قیمت به اجاره استفاده می‌شود.

روش نسبت قیمت به اجاره $\frac{P}{E}$ ابتدا توسط شیلر⁸ (1981) و با استفاده از آزمون کران واریانس مورد استفاده قرار گرفت. روش $\frac{P}{E}$ روشی مشترک در بازار سهام و بازار مسکن جهت کشف حباب است. تنها تفاوت آنها در این است که در

⁶ Recession

⁷ Bust or Trough

⁸ shiller

بازار سهام این رابطه عبارت است از نسبت قیمت به عایدی نقدی سهام و در بازار مسکن رابطه‌ی $\frac{P}{E}$ به صورت قیمت به اجاره سالیانه است. در روش نسبت قیمت به اجاره بها، قیمت دارایی نظیر مسکن با قیمت اجاره‌ی آن رابطه‌ای تقریباً ثابت و منطقی دارد. اگر نسبت قیمت به اجاره از میانگین بلند مدت خود، انحراف قابل توجهی پیدا کند، می‌توان چنین نتیجه گرفت که یک حباب قیمتی ایجاد شده است. در این روش اعتقاد بر این است که اگر قیمت‌های مسکن بسیار سریع‌تر از اجاره‌ها بالا روند، آنگاه رشد نسبت قیمت به اجاره دلالت بر وجود حباب قیمتی است. هیملمبرگ⁹ و همکاران (2005)، اسکچر¹⁰ (2005)، گیروارد¹¹ و همکاران (2006)، تایپالوس¹² (2006)، مید و زمسیک¹³ (2007) از این روش در جهت پی بردن به وجود حباب استفاده کرده‌اند.

2-4- دلایل توجه مقامات پولی به نوسانات قیمت مسکن

دلایل متعددی وجود دارد نگرانی بانک‌های مرکزی از افزایش قیمت مسکن را توجیه می‌کنند. اولین دلیل این است که با افزایش قیمت مسکن اثر انتشار بر مازاد تقاضا در کل اقتصاد ایجاد می‌شود. افزایش قیمت مسکن می‌تواند موجب افزایش شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی شود و در نتیجه‌ی افزایش ثروت و سهم مسکن از ثروت، مصرف افزایش یافته، هزینه‌ی سرمایه‌کاهش می‌یابد و در نهایت باعث سرمایه‌گذاری بیش از حد بنگاه‌ها در مسکن می‌شود. دومین دلیل این است که قیمت‌های مسکن شاخصی برای قیمت‌های مصرف در آینده هستند. بنابراین، در اندازه‌گیری نرخ تورم مؤثر، باید قیمت مسکن هم در نظر گرفته شود. سومین دلیل این است که افزایش قیمت مسکن ممکن است نشانه و سیگنال‌های انحرافی از قیمت‌ها را ارائه دهد و باعث تخصیص غیربهبوده‌ی منابع شود. آخرین دلیل برای توجه بانک مرکزی به قیمت مسکن در هنگام تعیین سیاست پولی، این است که هنگام حباب، زیان‌های متعدد مالی و اقتصادی به وجود می‌آید و وجود طولانی مدت تر حباب، آثار احتمالی بدتری

⁹ Himmelberg

¹⁰ Eschker

¹¹ Girouard

¹² Taipalus

¹³ Mikhed and Zemčík

خواهد داشت، زیرا عدم توازن در منابع مالی مانند بدهی‌ها بزرگتر خواهد شد. هنگامی که حساب فرو می‌پاشد و قیمت مسکن کاهش می‌یابد، خانوارها بدهی سنگینی خواهند داشت و پس انداز شرکت‌ها افزایش خواهد یافت. مصرف و سرمایه گذاری کاهش خواهد یافت و سود شرکت‌ها پایین و در نتیجه تعداد ورشکستگی‌ها افزایش و تقاضا کاهش خواهد یافت. بانک‌ها زیان می‌بینند و ارزش وثیقه‌ها برای وام کم می‌شود، سود بانک‌ها کاهش می‌یابد و عرضه‌ی وام را کاهش می‌دهد. بنابراین، سرمایه گذاری قابلیت سود آوری خود را از دست دهد. در بدترین حالت، بانک‌های مهم با یک بحران بانکی مواجه می‌شوند (سیلوستر،¹⁴ 2002، ص 1).

2-5- برخی از عوامل اثرگذار بر حساب قیمت مسکن

1) نقدینگی: وجود حساب را می‌توان با نقدینگی بالا در سیستم مالی مرتبط دانست. نقدینگی مجموع پول و شبه پول است. رشد گسترده‌ی پول مبتنی بر شوک‌های نقدینگی (مازاد پول یا اعتبار که با ثبات قیمت در بلند مدت سازگار نباشد را شوک نقدینگی می‌نامند)، یکی از فاکتورهای تحریک کننده‌ی قیمت مسکن، حوادث ترقی قیمت است که به حساب‌های قیمت مسکن و بی‌ثباتی مالی منجر می‌شود. در این زمینه، به جریان انداختن حجم پول متناسب با نیاز واقعی جامعه و برقراری مطلوب حجم نقدینگی و به صورت مناسب از اهمیت خاصی برخوردار است. مهمترین تئوری در مورد از رابطه‌ی مثبت بین نقدینگی و قیمت‌های دارایی و به ویژه حساب‌های قیمت دارایی، تئوری پول گرایان می‌باشد (آدالید و دتکن،¹⁵ 2007، ص 10).

در ابتدا منابع عظیم مالی، بنا به دلایل مختلفی که به طور عمده ناشی از رشد نقدینگی در سطح کلان است، به صورت سوداگرانه به سوی بخش مسکن و سوق می‌یابند. در شرایط فقدان الگوها و کانال‌های متشکل، ورود نقدینگی به تدریج حالت هجمه‌ای به خود می‌گیرد. از آنجایی که فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازدهی نزولی سود نیستند، سود در بخش مسکن همچنان بالا می‌ماند تا زمانی که اضافه عرضه در این بخش به یکباره انتظارات را نسبت به سودآوری این بخش

¹⁴ Sylvester

¹⁵ Adalid and Detken

تغییر داده، منابع مالی را از بخش مسکن خارج کرده و بخش مسکن و به تبع آن اقتصاد کشور را با رکود مواجه سازد. به این ترتیب، فعالیت‌های سوداگران در بخش مسکن موجب افزایش قیمت آن و افزایش قیمت، موجب افزایش انتظارات می‌شود که خود پیامدی به غیر از افزایش بیشتر قیمت ندارد. این روند به همین صورت ادامه پیدا می‌کند تا ناگهان بر اثر ازدیاد عرضه و فقدان تقاضای غیر سوداگران، انتظارات معکوس می‌شود و بخش مسکن به رکود می‌رود. بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط پیشین با بخش‌های اقتصاد است، بنابراین با رکود بخش مسکن، مجموعه‌ی اقتصاد به سمت بحران پیش خواهد رفت.

(2) نرخ بهره: نرخ بهره به عنوان عامل مالی در بنیادهای اقتصادی نقش کلیدی دارد. نرخ بهره یکی از عوامل نهایی تعیین کننده‌ی قیمت مسکن است که شواهد تجربی نیز این عامل را تأیید می‌کند. کاهش نرخ بهره به افزایش در قیمت مسکن منجر می‌شود. اجماع نظر وجود دارد که یکی از عوامل مهم تعیین کننده‌ی افزایش قیمت‌های مسکن در بسیاری از کشورها در چند سال گذشته، کاهش نرخ‌های بهره در رکود اقتصادی اخیر است. در بسیاری از مطالعات خارجی، مهمترین متغیر مؤثر بر حباب، نرخ بهره است؛ زیرا نرخ بهره مهمترین عامل شکل گیری یا فروپاشی حباب بوده است. در مطالعاتی همچون سکتی و همکاران¹⁶ (2000)، فیلاردو¹⁷ (2001 و 2004)، جس و اندرسون¹⁸ (1994) و لوین و رایت¹⁹ (1997) بحث شده است که اگر حباب شناسایی شود، افزایش نرخ‌های بهره نتایج بهتری ایجاد خواهد کرد.

(3) قیمت دارایی‌های مالی: افزایش قیمت یکی از دارایی‌ها، می‌تواند تقاضا برای دیگر دارایی‌ها را به علت استراتژی تخصیص پرتفولیو بالا ببرد؛ یعنی بسیاری از سرمایه گذاران می‌خواهند نسبت معینی از یک دارایی را در سبد دارایی مالی خود نگهداری کنند. اگر قیمت یک دارایی نسبت به دیگر دارایی‌ها به طور معنی داری افزایش یابد، سرمایه گذاران باید پورتفولیویشان را دوباره تخصیص دهند؛ یعنی سرمایه گذاران باید دارایی‌ای را که قیمت آن نسبت به دارایی‌های دیگر

¹⁶ Cecchetti

¹⁷ Filardo

¹⁸ Jesse and Anderson

¹⁹ Levin and Wright

افزایش یافته است، بفروشد و دارایی‌های دیگر را بخرند. از این رو، افزایش قیمت در بازار یک دارایی می‌تواند به توسعه‌ی بازار دارایی‌های دیگر منجر شود. در شرایطی که رشد سریع عرضه‌ی پول، خانوارها به علت کاهش ارزش پول مایل به نگهداری پول نقد نخواهند بود و یکی از راه‌های تبدیل پول نقد به دارایی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن است. در شرایط تورمی خانوارها سعی می‌کنند که دارایی‌های نقدی خود را به دارایی‌های فیزیکی از جمله مسکن تبدیل کنند تا از کاهش ارزش پول ناشی از تورم مصون بمانند. با این وجود، باز هم ممکن است که خانوارها به انواع دیگر سرمایه‌های فیزیکی غیر از مسکن مانند سکه روی آورند. خانوارها در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری به نرخ بازدهی نسبی سرمایه در بازارهای مختلف دارایی توجه می‌کنند. یکی از این بازارهای جانشین که سرمایه‌گذاری در آن می‌تواند برای خانوارها جذاب باشد، بازار سهام است که می‌تواند خانوارها را از اثرات منفی کاهش ارزش پول مصون بدارد. با این توضیحات به نظر می‌رسد که شاخص قیمت سهام، به عنوان نماینده‌ی وضعیت بازار سهام می‌تواند عامل توضیح دهنده‌ی نوسانات قیمت مسکن باشد (چن و پاتل، 2019).²⁰ بین نرخ واقعی ارز و قیمت واقعی مسکن نیز در بلندمدت رابطه‌ی منفی وجود دارد. افزایش ارزش واقعی ریال در مقابل دلار باعث حرکت سرمایه‌ها از بخش تجاری به غیر تجاری و در نتیجه باعث کاهش قیمت مسکن در اقتصاد می‌شود.

4) تولید ناخالص داخلی: تولید ناخالص داخلی و اجزاء آن از اقلام بسیار مهم و مطرح در مجموعه حساب‌های ملی هستند که توسط سیاستگذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی به عنوان ابزار مناسب جهت ردیابی و کنترل تحولات اقتصادی به کار گرفته می‌شوند. نوسانات تولید ناخالص داخلی بیانگر ریسک اقتصاد کلان است که می‌تواند ریسک اصولی را متأثر کند. در میان شاخص‌های اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا نه تنها به عنوان مهمترین شاخص عملکرد اقتصادی در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، بلکه بسیاری از متغیرهای دیگر اقتصاد در محاسبه و برآورد آن نقش دارند. قیمت مسکن با *GDP* واقعی رابطه‌ی مثبت دارد. افزایش رشد *GDP*، قیمت‌های حقیقی مسکن را افزایش می‌دهد. شکوفایی مسکن همراه با یک دوره رشد بالای *GDP* و کاهش قیمت آن با رکود رشد *GDP* همراه است.

²⁰ Chen and Patel

3- مروری بر مطالعات انجام شده

در ارتباط با حباب قیمت مسکن، تقریباً هیچ تحقیقی در داخل کشور انجام نشده است. در سایر کشورها، در رابطه با حباب قیمتی در بازارهای اوراق بهادار، زمین، مسکن، طلا و ارز پژوهش‌هایی صورت گرفته است. در ابتدا حباب قیمت توسط شیلر در مورد بورس اوراق بهادار در سال 1981 مورد بررسی قرار گرفت و پس از آن دامنه‌ی مطالعات به بررسی شکل‌گیری حباب قیمت در سایر دارایی‌ها گسترش یافت. در این بخش مطالعات خارجی و داخلی که در زمینه‌ی موضوع مورد نظر یا مباحث مرتبط با آن صورت گرفته است را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

دی لوسیا²¹ (2007) سیاست پولی انبساطی اجرا شده توسط دولت فدرال را دلیل ایجاد حباب قیمت مسکن معرفی کرده است. برای این بررسی از داده‌های فصلی اقتصاد آمریکا طی سال‌های 1975-2005 در قالب VAR استفاده شده است و دو نمونه‌ی متفاوت مقایسه شده است. نمونه‌ی اول از اولین فصل 1975 تا فصل اول 1991 و نمونه‌ی دوم از فصل دوم 1991 تا فصل آخر 2005 است. نتایج نشان می‌دهد که واکنش پذیری قیمت مسکن نسبت به نرخ بهره در دوره‌ی دوم (دهه‌ی 1990) بیشتر از دوره‌ی اول (دهه‌ی 1980) بوده است و واکنش پذیری نرخ بهره به تورم تغییر نکرده است. بنابراین، سیاست پولی بلند مدت بر بازار املاک تأثیر داشته است.

دل نورو و اوترک²² (2007)، میزان تأثیر سیاست پولی انبساطی بر افزایش قیمت‌های مسکن را با استفاده از مدل VAR طی دوره‌ی 2005-1986 مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک‌های سیاست پولی روی قیمت مسکن در قبال حجم نوسانات اخیر، کم و ناچیز بوده است.

اسچکر²³ (2005) به بررسی وجود حباب قیمت مسکن در شهر هامبولد آمریکا پرداخته است. در این بررسی از روش نسبت قیمت به اجاره $\frac{P}{E}$ برای تشخیص حباب طی دوره‌ی 2004-1989 استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در خلال سه سال، از ژانویه 2002 تا دسامبر 2004، متوسط قیمت مسکن

²¹ De Lucia

²² Del Negro and Otrok

²³ Eschker

72% افزایش یافته است و در این دوره $\frac{P}{E}$ با سه واحد افزایش روبرو شده است، در حالی که از 1989 تا 2002 ثابت بوده است. بنابراین، محقق به این نتیجه گرفت رسیده است حباب قیمت در بازار مسکن هامبولد وجود داشته است. لوپز²⁴ (2005) در مقاله‌ای عکس العمل ممکن سیاست پولی را در مواجهه با حباب‌های قیمت مسکن طی سال‌های 1980-2004 با به کارگیری مدل *GMM* و *VAR* بررسی نموده است. در این مقاله دو قاعده برای سیاست پولی تعریف می‌شود که طبق قاعده‌ی یک، نرخ بهره‌ی اسمی تابع نرخ تورم و نرخ بهره‌ی اسمی دوره‌ی قبل است و در قاعده‌ی دو، نرخ بهره‌ی اسمی تابع نرخ تورم، نرخ بهره‌ی اسمی دوره‌ی قبل و قیمت مسکن است. نتایج نشان می‌دهد که اگر سیاست پولی به طور مستقیم به قیمت‌های مسکن عکس العمل دهد، ممکن است باعث رکود در تولید شود. بنابراین، قاعده‌ی دوم سیاست پولی بیشترین کارایی را دارد و در تعدیل ادوار تجاری نقش بیشتری دارد.

اهرن²⁵ و دیگران (2005) نوسان در قیمت مسکن را در 18 کشور صنعتی²⁶ از سال 1970 تا 2004 با استفاده از مدل *VAR* و با تمرکز خاص روی بحث سیاست پولی مطالعه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با اجرای سیاست پولی انبساطی، افزایش قیمت مسکن زودتر اتفاق می‌افتد، اما پس از آن، تورم فزاینده موجب می‌شود که مقامات پولی قبل از اینکه قیمت مسکن به اوج خود برسد، سیاست پولی انقباضی را اجرا کنند.

کمیاب (1388) به بررسی واکنش سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن پرداخته است. وی این بررسی را برای دوره‌ی 1371-1385 به روش *ARDL* و با داده‌های فصلی ایران است. نتایج این مطالعه ضمن تأیید فرض شکل‌گیری حباب، نشان می‌دهد که واکنش بهینه مقامات پولی مستلزم در نظر گرفتن قیمت

²⁴ Lopez

²⁵ Ahearne

²⁶ استرالیا، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، هلند، نیوزلند، نروژ، سوئد، انگلستان، امریکا، اسپانیا، سوئیس، پرتغال و ایرلند.

مسکن در قواعد سیاست پولی است و ورود این متغیر، تابع زیان اجتماعی را حداقل می‌کند.

جعفری صمیمی و دیگران (1386) به بررسی اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. در مدل مورد استفاده در این مقاله، متغیرهای درآمد سرانه‌ی خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی و شاخص قیمت مسکن در نقش متغیر وابسته استفاده شده است. برآورد مدل با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های 1373 تا 1384 اقتصاد ایران و با به کارگیری مدل *ARDL* انجام شده است. نتایج بیانگر آن است که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند.

اکبری و توسلی (1387) تاثیر عوارض شهرداری‌ها را بر قیمت مسکن بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، قیمت زمین‌های تجاری و عوارض بر پروانه‌های ساختمانی و عوارض بر مازاد تراکم از نظر آماری تاثیر معنی‌داری بر قیمت زمین‌های مسکونی داشته است.

خیابانی (1382) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های 80-1371 به بررسی و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی، همچون رشد نقدینگی، نرخ واقعی ارز، تولید و شاخص قیمت سهام بر نوسانات قیمت مسکن پرداخته است. همچنین، در این مقاله برای تفکیک اثرات شوک‌های منفی و مثبت روی قیمت مسکن و به عبارت دیگر برای تمیز دادن اثر متقارن و غیر متقارن شوک‌ها، الگوی تعدیل شده‌ی *ARDL* به کار برده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلند مدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ واقعی ارز و قیمت سهام از عوامل مهم تعیین کننده‌ی رفتار قیمت واقعی مسکن بوده‌اند. در حالی که در کوتاه مدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام و عدم تعادل ایجاد شده در رابطه‌ی بلند مدت قیمت واقعی مسکن، تعیین کننده‌ی رفتار قیمت مسکن بوده‌اند. همچنین، واکنش قیمت مسکن در مقابل شوک‌های منفی و مثبت متقارن ارزیابی نشده است.

سلطانی (1381) در مطالعه‌ی خود، نوسانات اقتصادی در بخش مسکن و آثار آن بر ادوار تجاری در ایران را بررسی کرده است. در این تحقیق نوسانات بازار

مسکن در ایران با استفاده از آمارهای 1380-1350 شناسایی شده است و برای تبیین آماری آن از مدلی پنج متغیره استفاده شده است و شوک‌های حاصل از نوسانات متغیرهای تقاضا، عرضه و قیمت مسکن، درآمد ملی و شاخص بهای مصالح ساختمانی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند که نتایج برآوردها نشان می‌دهد که نوسانات بهای مصالح ساختمانی بیشترین سهم را در ایجاد نوسانات قیمت مسکن داشته است. به منظور شناسایی سهم نوسانات بخش مسکن در نوسانات تولید ناخالص داخلی، مدل دیگری به صورت پولی با چهار متغیر پایه ریزی شده است که متغیرهای آن حجم پول، تولید ناخالص داخلی، درآمد نفت و قیمت مسکن بوده است. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات درآمدهای نفتی بیشترین سهم را در ایجاد نوسانات قیمت مسکن داشته است، اما منابع ارزی حاصل از فروش نفت در تشدید نوسانات قیمت مسکن نیز سهم بسزایی را دارا بوده‌اند.

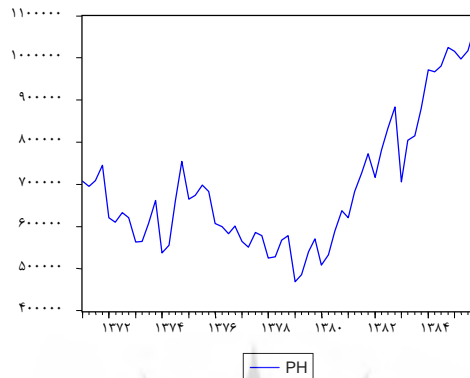
4- بررسی روند تغییر قیمت مسکن

متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در سال‌های 1371، 1372 و 1373 به ترتیب 20/92- و 13/01- و 3/54- درصد بوده است که حاکی از رکود قیمت‌ها در بازار مسکن است. در سال‌های 1374 و 1375 بر اثر رونق بازار مسکن و افزایش تعداد معاملات به خاطر جبران عقب ماندگی‌های قیمت مسکن در سال‌های پیش، نرخ رشد قیمت مسکن به شدت افزایش پیدا کرده است. این روند مجدداً در سال‌های 79-1376 در بسیاری از شهرها به صورت تنزل قیمت مسکن خود را نشان داد و در سال 1380 نرخ رشد قیمت مسکن دوباره افزایش می‌یابد و در سال 1381 به اوج خود می‌رسد. به طور متوسط، بیشترین نرخ رشد قیمت مسکن در سال‌های 1381 و 1384 رخ داده است.

قیمت مسکن بعد از سال 1380، به طور عمده دارای رشد صعودی همراه با نوساناتی بوده است که در برخی سال‌ها ثبات یا کاهش جزئی در قیمت و در برخی سال‌ها رشد شدید را نشان می‌دهد. مطابق انتظار، تغییرات قیمت مسکن در سال‌های مورد بررسی یکنواخت نبوده است. این تغییرات در دوره‌های رکود کم و همراه با ثبات نسبی و گاه کاهش قیمت و در دوره‌های رونق با رشد شدید قیمت‌ها همراه بوده است. بنابراین، در سال‌های رکود، شاخص قیمت مسکن از شاخص سایر کالاها و تورم کلی عقب می‌ماند و در سال‌های رونق و افزایش قیمت، آن را

جبران می‌کند و ارزش برابری دارایی‌ها در سبد دارایی خانوار را متعادل می‌کند. همچنین، مطابق نتایج جدول (1)، متوسط نرخ رشد قیمت مسکن در دوره‌ی 85-1380 بیشتر از سایر دوره‌ها است. بر اساس نرخ‌های رشد قیمت مسکن، می‌توان دوره‌های رونق و رکود را از هم تفکیک کرد. دوره‌های رونق شامل سال‌های 74، 75، 80، 81، 82، 84 و 85 و دوره‌های رکود شامل سال‌های 71، 72، 73، 76، 77، 78، 79، 83 می‌شود.

نمودار 1: قیمت واقعی مسکن



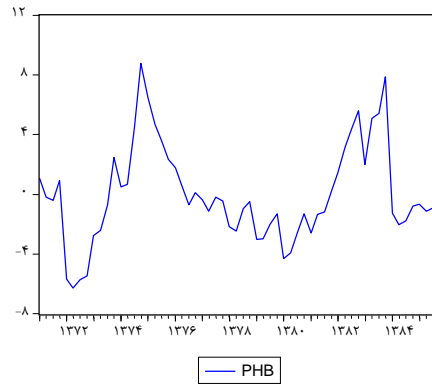
مأخذ: مرکز آمار ایران

جدول 1: نسبت قیمت به اجاره در ایران

سال	نسبت قیمت به اجاره	نرخ رشد قیمت واقعی مسکن	متوسط نرخ رشد قیمت واقعی مسکن در سه دوره
1371	21/09	-20/92	-8/19
1372	15/17	-13/01	
1373	19/93	-3/54	
1374	24/44	4/68	
1375	24/94	8/44	-3/59
1376	21/29	-12/20	
1377	20/33	-4/52	
1378	19/35	-3/50	
1379	17/23	-6/18	12/48
1380	16/52	9/88	
1381	18/28	23/60	
1382	23/20	14/69	
1383	24/64	-0/27	
1384	18/07	22/97	
1385	18/92	4/02	

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار 2: حساب قیمت مسکن



مأخذ: محاسبات تحقیق

5- معرفی مدل

الگوی مورد استفاده در تحقیق حاضر، بر اساس مطالعه‌ی چن و پاتل (1998) است. در مدل به کار برده شده توسط چن و پاتل، متغیرهای هزینه‌ی ساخت مسکن و تعداد ساختمان‌های تکمیل شده نیز وجود دارند که در مطالعه‌ی حاضر این متغیرها بررسی شدند و آزمون‌ها نشان داده‌اند که این متغیرها برای ورود به مدل، مناسب نیستند. بنابراین، در الگوی اصلی این متغیرها لحاظ نشده است. از طرفی دیگر، متغیر نرخ ارز نیز به مدل چن و پاتل اضافه شده است. این متغیر در بازار دارایی‌های خانوار در دهه‌ی 1370 متغیر مهمی بوده است. بین نرخ واقعی ارز و قیمت واقعی مسکن در بلندمدت رابطه‌ی منفی وجود دارد. افزایش ارزش واقعی ریال در مقابل دلار باعث حرکت سرمایه‌ها از بخش تجاری به غیر تجاری و در نتیجه باعث کاهش قیمت مسکن در اقتصاد می‌شود. از این رو، این متغیر نیز در مدل وارد شده است و نتایج هم آن را تأیید کرده است.

بر اساس مبانی نظری مطرح شده، انتظار می‌رود که نرخ بهره و نرخ ارز اثر منفی، رشد نقدینگی و تولید اثر مثبت و شاخص سهام اثر مثبت یا منفی بر حساب قیمت مسکن داشته باشد. از این رو، حساب قیمت مسکن می‌تواند به صورت رابطه‌ی (1) بیان شود.

$$phb = f\{rr, rm, ps, exr, gdp\} \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق، phb نشانگر حباب قیمت مسکن، rr نرخ بهره‌ی واقعی، rm نرخ رشد نقدینگی، ps شاخص قیمت سهام، exr نرخ ارز واقعی و gdp تولید ناخالص داخلی واقعی است.

6- توضیح داده‌های آماری

در این تحقیق برای بررسی اثرات سیاست پولی و سایر متغیرها بر حباب قیمت مسکن به داده‌های آماری سری زمانی قیمت مسکن، اجاره مسکن، نرخ بهره، نرخ رشد نقدینگی، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز و تولید نیاز است. برای محاسبه‌ی نرخ ارز واقعی از رابطه‌ی (2) استفاده شده است.

$$exr = exn \cdot \frac{p^*}{p} \quad (2)$$

در رابطه‌ی فوق exr نشانگر نرخ ارز واقعی، exn نرخ ارز اسمی، p^* سطح قیمت خارجی و p سطح قیمت داخلی است. برای محاسبه‌ی نرخ بهره‌ی واقعی از رابطه‌ی $rr = r - \text{inf}$ استفاده شده که r نشان دهنده‌ی نرخ بهره‌ی اسمی و inf نرخ تورم است. سایر متغیرها بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده CPI تعدیل شده‌اند. همچنین، در این مطالعه با استفاده از روش نسبت قیمت به اجاره داده‌های مربوط به حباب قیمت مسکن به دست آمده است. دوره‌ی مورد بررسی در این مطالعه، داده‌های فصلی سال‌های 1371-1385 می‌باشد. آمارهای مورد نیاز برای متغیرهای مدل، آمارهای فصلی بانک مرکزی است. همچنین، منبع داده‌های مربوط به اجاره و قیمت یک متر مربع واحد مسکونی، مرکز آمار ایران و به صورت سالانه است. برای فصلی کردن این داده‌ها، رابطه‌ی ساده‌ی ریاضی (3) است.

$$X_{q,b} = \frac{I_{q,b}}{\sum_q I_{q,b}} \cdot A_b \quad (3)$$

در رابطه‌ی فوق $X_{q,b}$ نشانگر متغیر برآورد شده فصلی در فصل q از سال b ، $I_{q,b}$ متغیر جانشین (شاخص کمکی) در فصل q از سال b و A_b داده‌های

سالانه‌ی متغیر است. در اینجا متغیر جانشین برای اجاره مسکن، شاخص کرایه‌ی مسکن اجاره‌ای می‌باشد که آمار آن به صورت فصلی در بانک مرکزی موجود است.

7- روش برآورد مدل

به منظور بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن از مدل‌های اقتصادسنجی همچون روش خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL)²⁷ استفاده شده است. با استفاده از روش ARDL مدل مورد نظر برآورد می‌شود. انتخاب این روش بدان جهت صورت گرفته است که این روش بدون در نظر گرفتن $I(1)$ یا $I(0)$ بودن متغیرهای مدل، قابل استفاده است. همچنین، با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره‌های کوتاه مدت و بلندمدت انجام داد. استفاده از این روش در حجم نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی‌های کوتاه مدت بین متغیرها از کارایی بالاتری برخوردار است. حداکثر وقفه‌های مدل براساس معیارهای شوارتز بیزین²⁸ و آکاییک²⁹ برای دوره‌ی رکود سه وقفه و برای دوره‌ی رونق به دلیل محدودیت تعداد مشاهدات، دو وقفه بوده است. براساس روش ARDL، ابتدا برآورد مدل پویایی کوتاه مدت ارائه شده است و سپس، از آزمون همگرایی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر³⁰ (1992) وجود رابطه‌ی هم انباشتگی (همگرایی) یا به بیان دیگر، وجود رابطه‌ی بلند مدت آزمون شده است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده به کمک معیار آکاییک، شوارتز بیزین، حنان-کوئین³¹ یا ضریب تعیین³² مشخص می‌شود. استفاده از روش امکان ارتباط پویایی‌های کوتاه مدت به رابطه‌ی بلند مدت در بررسی رابطه‌ی حباب قیمت مسکن و سیاست پولی، را فراهم می‌سازد.

²⁷ Auto Regressive Distributed Lag

²⁸ Schwartz Bayesian Criterion

²⁹ Akaike Info Criterion

³⁰ Banerjee, Dolado, Master

³¹ Hannan-Quonn

³² Coefficient of Determiation (R^2)

8- برآورد مدل

8-1- برآورد مدل و تحلیل نتایج در دوره‌ی رکود

در این بخش با استفاده از داده‌های فصلی و با استفاده از الگوی $ARDL$ پارامترهای رابطه‌ی (1) برای دوره‌ی رکود مورد برآورد قرار گرفته است. حداکثر وقفه در الگوی $ARDL$ ، 3 و مرتبه‌ی وقفه‌های هر متغیر بر اساس معیار شوارتز-بیزین به صورت $ARDL(3,1,3,3,1,2)$ شناسایی شد (جدول (1) پیوست).

آزمون تشخیص صحت الگو در جدول (2) نشان داده شده است که در آن X_H ، X_F و X_{SC} آماره‌های ضریب لاگرانژ هستند و به ترتیب واریانس همسانی،³³ فرم تبعی³⁴ و همبستگی سریالی³⁵ را مورد آزمون قرار می‌دهند. تمامی آماره‌ها صحت الگو را در سطح 5 درصد تأیید کرده است. ضریب تعیین (R^2) (برابر با 0/97) نشانگر اعتبار مدل بوده است.

بر اساس نتایج جدول (2) مطابق انتظار، در دوره‌ی رکود متغیر نرخ بهره در سطح و با یک وقفه تأثیری منفی و معنی دار بر حباب مسکن داشته است. متغیر رشد نقدینگی در سطح و با یک و سه وقفه، تأثیری مثبت و معنی دار بر حباب قیمت مسکن داشته است. متغیر شاخص سهام در سطح و با سه وقفه تأثیری مثبت و معنی دار و با یک وقفه تأثیر منفی و معنی دار بر حباب قیمت مسکن داشته است. متغیر نرخ ارز در سطح تأثیر منفی و معنی دار بر حباب قیمت مسکن داشته است. متغیر تولید در سطح تأثیر معنی دار بر حباب قیمت مسکن نداشته، اما با یک وقفه تأثیر مثبت و معنی دار و با دو وقفه تأثیر منفی و معنی دار بر حباب قیمت مسکن داشته است. بر اساس نتایج به دست آمده، متغیرهای سیاست پولی مثل رشد نقدینگی، نرخ بهره و همچنین قیمت دارایی‌ها و تولید از عوامل مهم شکل‌گیری حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رکود در ایران بوده است. یک واحد افزایش در نرخ بهره باعث کاهش حباب قیمت مسکن به اندازه‌ی 0/14 واحد بوده است؛ یعنی افزایش نرخ بهره موجب فروپاشی حباب قیمت مسکن شده است. بنابراین، می‌توان با افزایش نرخ بهره، رشد حباب‌های قیمت مسکن را کنترل و از تورم حباب قیمت مسکن جلوگیری کرد. همچنین، یک درصد افزایش در رشد

³³ Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

³⁴ Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

³⁵ Lagrange multiplier test of residual serial correlation

نقدینگی باعث افزایش حباب قیمت مسکن به اندازه‌ی 0/11 واحد شده است، به طوری که افزایش رشد نقدینگی باعث شکل گیری حباب قیمت مسکن شده است. یک واحد افزایش در شاخص سهام باعث شده حباب به اندازه‌ی 0/0009 واحد افزایش یابد. به عبارتی دیگر، شاخص سهام به عنوان متغیر جانشین حباب مسکن بوده و افزایش آن باعث شکل گیری حباب قیمت مسکن شده است. یک ریال افزایش در نرخ ارز حباب قیمت مسکن به اندازه‌ی 0/002 واحد کاهش داشته است. یعنی افزایش نرخ ارز موجب فروپاشی حباب قیمت مسکن شده است. با یک میلیارد ریال افزایش در متغیر تولید ناخالص داخلی حباب قیمت مسکن به اندازه‌ی 0/0003 واحد افزایش داشته است. به طوری که افزایش تولید باعث شکل گیری حباب قیمت مسکن شده است. این نتایج منطبق با بسیاری از مطالب بیان شده در متون نظری و یافته‌های تجربی بوده است که در بخش‌های قبلی درباره‌ی مکانیزم اثرگذاری آن بر حباب توضیحاتی داده شد.

با توجه به آماره‌ی t که توسط بنرجی، دولادو و مستر در سال 1992 مطرح شد وجود رابطه‌ی بلند مدت، برای رابطه‌ی مربوط به حباب قیمت مسکن آزمون شد. فروض آزمون همجمعی بین متغیرهای الگو به صورت زیر است.

$$H_0 = \sum_{i=1}^p a_i - 1 \geq 0 \quad (4)$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^p a_i - 1 < 0$$

فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه‌ی بلندمدت است، چون شرط گرایش رابطه‌ی پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه شده است.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{a}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{a}_i}} = \frac{\hat{a}_i - 1}{S_{\hat{a}_i}} = \frac{0/88 - 1}{0/49527} = -0/24 \quad (5)$$

مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر برای سطح اطمینان 95 درصد برابر با 4/59 است. بنابراین، از آنجا که قدر مطلق آماره‌ی محاسبه شده‌ی مبتنی بر

ضرایب برآورد شده‌ی مدل از 4/59 کمتر بوده است، رابطه‌ی همگرایی در معادله‌ی برآورد شده در دوره‌ی رکود تأیید نشد. بنابراین، رابطه‌ی بلندمدت و الگوی تصحیح خطا برای حباب قیمت مسکن قابل تفسیر نبوده است. از این رو، حباب قیمت مسکن موضوعی مربوط به دوره‌ی کوتاه مدت و میان مدت بوده است. این مسأله با توجه به تئوری‌های اقتصاد مسکن هم تأیید شده است (قلی زاده، 1387).

جدول 2: نتایج به دست آمده از برآورد الگوی کوتاه مدت در دوره‌ی رکود

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
phb(-1)	0/55	3/3	0/008
phb(-2)	-0/31	-1/85	0/09
phb(-3)	0/64	4/1	0/002
rr	-0/14	-2/24	0/04
rr(-1)	-0/12	-1/91	0/08
rm	0/11	2/4	0/03
rm(-1)	-0/10	-2/13	0/05
rm(-2)	-0/04	-0/91	0/38
rm(-3)	0/09	-2/04	0/06
ps	0/0009	3/94	0/003
ps(-1)	-0/001	-3/8	0/003
ps(-2)	-0/0008	-0/16	0/8
ps(-3)	0/001	4/13	0/002
exr	-0/002	-5/73	0
exr(-1)	0/002	6/1	.
gdp	0/0001	0/77	0/4
gdp(-1)	0/0003	2/47	0/03
gdp(-2)	-0/0003	-3/02	0/01
c	-8/82	-1/17	0/26

.F=25/5 .D-W=2/3.R²=0/97
X_{SC}=0/4(0/79) .X_F=1/2(0/3) .X_H=1/28(0/26) .R^{2*}=0/94
متغیر وابسته : phb

مأخذ: نتایج تحقیق

8-2- برآورد مدل و تحلیل نتایج در دوره‌ی رونق

در این بخش نیز با استفاده از داده‌های فصلی و با استفاده از الگوی *ARDL* پارامترهای رابطه‌ی (1) برای دوره‌ی رونق برآورد شده است. حداکثر وقفه در الگوی *ARDL*، 2 و $ARDL(2, 2, 2, 2, 2, 2)$ بر حسب معیار شوارتز - بی‌زین حاصل شد (جدول (2) پیوست).

جدول 3: نتایج به دست آمده از برآورد الگوی کوتاه مدت در دوره‌ی رونق

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
phb(-1)	0/16	0/66	0/52
phb(-2)	0/31	1/44	0/18
rr	-0/46	-5/2	0/001
rr(-1)	-0/28	-1/8	0/1
rr(-2)	0/48	3/49	0/008
rm	0/07	0/94	0/37
rm(-1)	0/37	3/9	0/005
rm(-2)	0/08	2/6	0/03
ps	0/0004	1/09	0/3
ps(-1)	0/0009	2/12	0/06
ps(-2)	-0/001	-4/8	0/001
exr	-0/0006	-1/38	0/2
exr(-1)	-0/0006	-1/21	0/25
exr(-2)	-0/0007	1/81	0/1
gdp	-0/0001	-3/19	0/01
gdp(-1)	0/0002	5/36	0/001
gdp(-2)	-0/00005	-1/31	0/22
c	-7/45	-1/74	0/11

F=14/4 .D-W=2/5.R²=0/96
X_{SC}=2/2(0/23) .X_F=0/24(0/63) .X_H=1/37(0/25) .R²=0/90
متغیر وابسته : phb

مأخذ: نتایج تحقیق

آزمون تشخیص صحت الگو در جدول (3) ارائه شده است. تمامی آماره‌ها صحت الگو را در سطح 95 درصد تأیید کرده است. ضریب تعیین (R^2) برابر با 0/96 و نشانگر اعتبار مدل بوده است. با توجه به آماره‌ی t که توسط بنرجی، دولادو و مستر در سال 1992 مطرح شد مقدار این آماره برابر $t=-1/99$ بوده است. بنابراین، در دوره‌ی رونق نیز رابطه‌ی بلند مدت برای رابطه‌ی حباب قیمت مسکن وجود نداشته است.

بر اساس نتایج جدول (3) متغیر نرخ بهره در سطح و با یک وقفه تأثیری منفی و معنی دار بر حباب مسکن داشته است. متغیر رشد نقدینگی در سطح تأثیر معنی داری بر حباب قیمت مسکن نداشته است، ولی با یک و دو وقفه، مطابق انتظار تأثیری مثبت و معنی دار بر حباب داشته است. متغیر شاخص سهام در سطح تأثیر معنی داری بر حباب نداشته است، اما با دو وقفه تأثیری مثبت و معنی دار بر حباب داشته است. متغیر نرخ ارز تأثیر معنی داری بر حباب نداشته است.

بعد از سال 1380 به این دلیل که نوسانات نرخ ارز تقریباً تثبیت شد، این متغیر از سبب دارایی خانوار خارج شد و بنابراین، تأثیر معنی‌داری بر حباب قیمت مسکن نداشته است. متغیر تولید در سطح، تأثیر منفی و با یک وقفه، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر حباب دارد. بر اساس نتایج به دست آمده، متغیرهای سیاست پولی مانند رشد نقدینگی، نرخ بهره و همچنین تولید و قیمت دارایی‌ها به جز نرخ ارز، از عوامل مهم شکل‌گیری حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رونق در ایران بوده است. یک واحد افزایش در نرخ بهره باعث کاهش حباب به اندازه‌ی 0/46 واحد شده است. همچنین، یک درصد افزایش در رشد نقدینگی باعث افزایش حباب به اندازه‌ی 0/37 واحد حباب شده است. با یک واحد افزایش در شاخص سهام حباب قیمت مسکن به اندازه‌ی 0/0004 واحد افزایش داشته است. یک میلیارد ریال افزایش در متغیر تولید ناخالص داخلی، حباب قیمت مسکن در سطح به اندازه‌ی 0/0001 واحد کاهش و با یک وقفه به اندازه‌ی 0/0002 واحد افزایش داشته است. منفی بودن اثر رشد *GDP* بر حباب قیمت مسکن، به دلیل شرایط انتقال سرمایه‌ها به سایر بخش‌های اقتصادی با رشد *GDP* بوده است. علاوه بر بخش مسکن، در سایر بخش‌ها نیز سودآوری انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری را فراهم ساخته و به همین دلیل، بورس بازی در بخش مسکن کمتر می‌شود.

9- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، اثر سیاست پولی در قبال حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود مورد مطالعه قرار گرفته است. بر این اساس از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه‌ی حباب و از تکنیک *ARDL* به منظور برآورد مدل با داده‌های فصلی ایران طی دوره‌ی 85-1371 استفاده شده است. در این مطالعه اثرات متغیرهای سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها و تولید بر حباب مسکن ارزیابی شده است. نتایج بر اساس الگوی شکل‌گیری حباب‌ها در دوره‌های رونق و رکود و همچنین متغیرهای مؤثر و اثرات نهایی آنها بر حباب در این دوره‌ها متفاوت بوده است. مهمترین نتایج تخمین مدل‌ها به صورت خلاصه به شرح ذیل است.

1- اثر گذاری نرخ رشد نقدینگی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رکود، قوی‌تر از دوره‌ی رونق بوده است. این متغیر در هر دو دوره اثر مثبتی بر حباب قیمت مسکن داشته است. به عبارتی دیگر، سیاست پولی انبساطی در هر دو دوره، منجر

به شکل گیری حباب قیمت مسکن شده است. از این رو، رشد شدید نقدینگی در صورت ثابت بودن سایر عوامل، موجب شکل گیری حباب قیمت مسکن و سبب اختلال شدید در تخصیص منابع اقتصادی خواهد شد. بنابراین، در صورت عدم امکان جذب نقدینگی در بازار سرمایه، احتمال انتقال آن به بازار مسکن و بروز شوک قیمت در بازار مسکن زیاد است. در این شرایط، مقام‌های پولی با اجرای سیاست‌های پولی احتیاطی می‌توانند از آن ممانعت به عمل آورند.

2- یکی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی در سیاستگذاری، نرخ بهره است. از سوی دیگر، طبق تئوری‌های اقتصادی، افزایش نرخ بهره موجب کاهش رشد حباب قیمت مسکن خواهد شد. بر اساس نتایج تخمین این تحقیق اثر نرخ بهره بر حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رونق قوی‌تر از دوره‌ی رکود بوده است. در هر دو دوره افزایش نرخ بهره به فروپاشی حباب کمک کرده است. به طور کلی، مؤثرترین متغیر در دوره‌ی رونق، نرخ بهره بوده است. مقام‌های پولی برای کنترل حباب قیمت مسکن می‌توانند ابزار نرخ بهره را مورد استفاده قرار دهند. برقراری ثبات نسبی در بازار مسکن موجب کاهش نوسان‌های اقتصادی می‌شود و به ایجاد تعادل باثبات بلندمدت کمک می‌کند.

3- از نتایج به دست آمده می‌توان چنین برداشت کرد که در هر دوره‌ی رکود با افزایش تولید ناخالص داخلی رفتار حباب گونه شکل گرفته است. در دوره‌ی رونق با رشد *GDP* شرایط انتقال سرمایه‌ها به سایر بخش‌های اقتصادی فراهم شده است. علاوه بر بخش مسکن در سایر بخش‌ها نیز سودآوری انگیزه‌ی سرمایه گذاری را فراهم ساخته است و به همین دلیل، بورس بازی در بخش مسکن کمتر شده است.

4- اثر نرخ ارز بر حباب در دوره‌ی رکود منفی و معنی دار و در دوره‌ی رونق منفی و بی‌معنی بوده است. به عبارتی دیگر، افزایش نرخ ارز در دوره‌ی رکود موجب فروپاشی حباب شده است. بعد از سال 1380 به دلیل تثبیت تقریبی نوسانات نرخ ارز، این متغیر از سبب دارایی خانوار خارج شد و بنابراین، در دوره‌ی رونق تأثیر معنی داری بر حباب قیمت مسکن نداشته است.

5- اثرگذاری شاخص سهام بر حباب مسکن در دوره‌ی رکود قوی‌تر از دوره‌ی رونق بوده است. این متغیر به عنوان دارایی مکمل تلقی می‌شود و می‌تواند موجب شکل گیری حباب قیمت مسکن شود.

به طور کلی، می‌توان گفت که در هر دو دوره، سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن شده است. در دوره‌ی رکود، متغیرهای قیمت دارای تأثیر بیشتری نسبت به دوره‌ی رونق داشته است. در دوره‌ی رونق، متغیر نرخ بهره مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است. بسیاری از مطالعات انجام شده نشان داده‌اند که اجرای طولانی سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن می‌شود. بنابراین، مقامات پولی می‌توانند با اجرای سیاست مناسب پولی از رشد حباب‌های قیمت مسکن که اثرات زیانباری بر اقتصاد دارند، جلوگیری کنند. به عبارتی دیگر، براساس نتایج به دست آمده، متغیرهای سیاست پولی مثل رشد نقدینگی، نرخ بهره و همچنین تولید ناخالص داخلی و قیمت‌های دارایی‌ها از عوامل مهم شکل‌گیری حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران بوده است.

مهمترین نکته در زمینه‌ی حل معضل مسکن، استفاده‌ی بهینه از سیاست‌های پولی و مالی است. یکی از اهداف سیاست‌های پولی باید به تعادل رساندن شاخص‌های «قیمت به اجاره» و «قیمت به درآمد» باشد. در حال حاضر نسبت قیمت به اجاره در بسیاری از کشورها 12 است.³⁶ (گیروارد و همکاران، 2006)، در حالی که متوسط این نسبت در ایران 20 بوده است. بنابراین، استفاده از ابزارهای سیاست پولی جهت کنترل نرخ بهره و نقدینگی مهم‌ترین روش پیشگیری از وقوع حباب‌های شدید قیمت مسکن یا حداقل کاهش شدت آن بوده است. به طور کلی، دخالت به موقع بانک‌های مرکزی در محدود کردن دامنه‌ی بحران‌های مالی مؤثرتر از اقدامات بعدی برای مقابله با آن است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
مجمع علوم انسانی

³⁶ در دوره‌ی 1990-2004 میانگین نسبت قیمت به اجاره در بیشتر کشورهای OECD، بدین شرح بوده است: آمریکا 12/5، انگلستان 9/8، سوئد 12/1، کانادا 10/52، ژاپن 11/8، هلند 18/4، دانمارک 12/8، ایرلند 15/9، نروژ 12/9، نیوزیلند 9/8، اسپانیا 14/08، استرالیا 10/8، آلمان 9/8، ایتالیا 14/6، فنلاند 12/8، فرانسه 8/6، سوئیس 10/7.

فهرست منابع:

- اکبری، نعمت الله و ناهید توسلی. (1387). تحلیل تاثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه‌ی موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصاد سنجی فضایی). بررسی‌های اقتصادی، 5(1): 64 - 47.
- تشکینی، احمد. (1385). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک مایکروفیت. تهران: انتشارات مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران.
- جعفری صمیمی، احمد و زهرا (میلا) علمی و آرش هادی زاده. (1386). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، 9(32): 31-53.
- خیابانی، ناصر. (1382). عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران. دفتر برنامه ریزی و اقتصاد مسکن، فصلنامه اقتصاد مسکن، 34: 46-52.
- درخشان، مسعود. (1387). ماهیت و علل بحران مالی 2008 و تأثیر آن بر اقتصاد ایران. تهران: مجمع تشخیص مصلحت نظام، مرکز تحقیقات استراتژیک.
- سلطانی، لیلا. (1381). بررسی نوسانات اقتصادی در بخش مسکن و آثار آن بر ادوار تجاری در ایران. رساله کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه تهران.
- قلی زاده، علی اکبر. (1387). نظریه قیمت مسکن در ایران. همدان: انتشارات نور علم.
- کمیاب، بهناز. (1388). بررسی واکنش سیاست پولی بر حساب قیمت مسکن در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا.

- Adalid, R. & C. Detken. (2007). liquidity Shocks and Asset Price Boom/Boost Cycles. Working Paper Series, No 732.
- Ahearne, A. G., J. Ammer, B. M. Doyle, L. S. Kole & R. F. Martin. (2005). House Prices and Monetary Policy: A Cross-Country Study. International Finance Discussion Papers 841, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Cecchetti, S., H. Genberg, J. Lipsky & S. Wadhvani. (2000). Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Reports on the World Economy, London: Centre for Economic Policy Research.
- Chen, M. C. & K. Patel. (1998). House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. Journal of the Asian Real Estate Society, 1 (1): 101-126.
- De Lucia, C. (2007). Did the FED Inflate a Housing Price Bubble? A Cointegration Analysis between the 1980s and the 1990s. BNP Paribas. Paris, France, Working paper No. 82.
- Del Negro, M. & C. Otrok. (2007). Monetary Policy and the House Price Boom across US States. Journal of Monetary Economics, 54: 1962-1985.

- Dupor, B. (2005). Stabilizing Non-fundamental Asset Price Movements under Discretion and Limited Information. *Journal of Monetary Economics*, 52: 727-747.
- Eschker, E. (2005). Is There a Housing Bubble in Humboldt County? The Housing Market in a Rural California Region, 1989-2004. Department of Economics, Humboldt State University.
- Filardo, A. (2004). Monetary Policy and Asset Price Bubbles: Calibrating the Monetary Policy Trade-offs. Monetary and Economic Department, BIS Working Papers, No. 155.
- Filardo, A. J. (2001). Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubble? Some Experimental Results. Research Division Federal Reserve Bank of Kansas City, RWP 01-04.
- Girouard, N., M. Kennedy, D.N. Paul Van & C. Andre. (2006). OECD Economics Department, Working Papers. No. 475.
- Himmelberg, C.C. Mayer & T. Sinai. (2005). Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamental and Misperceptions. NBER working paper 11643.
- IMF. (2004). World Economic Outlook, September.
- Jesse, M.A. & P.H. Anderson, (1994). Bubbles in Metropolitan Housing Market, NBER working paper 4774.
- Levin, E.J. & R. Wright. (1997). Speculation in the Housing Market?. *Urban Studies*, 34(9): 1419- 1437.
- Lopez, M. (2005). House Price and Monetary Policy in Colombia. Central Bank of Chile, Working Papers, No. 349.
- Mikhed, V. & P. Zemcik. (2007). Testing For Bubbles In Housing Markets: A Panel Data Approach. Working Papers Series (ISSN 1211-3298) Electronic Version.
- Taipalus, K. (2006). A Global House Price Bubble? Evaluation Based on a New Rent Price Approach. Bank of Finland Research Discussion Papers 29.
- Sylvester, C.W.E. (2002). How Should the European Central Bank Assess Asset and Property Prices as Indicators for its Monetary Policy?. Briefing Paper on "the Conduct of Monetary Policy and an Evaluation of the Economic Situation in Europe - 3rd Quarter 2002" for the European.

پیوست

جدول 1: تخمین مدل در دوره‌ی رکود

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(3,1,3,3,1,2) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is PHE
29 observations used for estimation from 1370Q4 to 1377Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
PHE(-1)	.55814	.16901	3.3023[.008]
PHE(-2)	-.31194	.16810	-1.8557[.093]
PHE(-3)	.64905	.15816	4.1038[.002]
RR	-.14228	.063359	-2.2457[.049]
RR(-1)	-.12824	.066824	-1.9190[.084]
RM2	.11824	.049216	2.4025[.037]
RM2(-1)	-.10167	.047716	-2.1308[.059]
RM2(-2)	-.045791	.050083	-.91431[.382]
RM2(-3)	.090164	.044081	2.0454[.068]
PS	.9585E-3	.2432E-3	3.9406[.003]
PS(-1)	-.0013613	.3576E-3	-3.8071[.003]
PS(-2)	-.8639E-4	.5093E-3	-.16964[.869]
PS(-3)	.0017207	.4166E-3	4.1307[.002]
EXR	-.0022955	.3999E-3	-5.7397[.000]
EXR(-1)	.0022133	.3627E-3	6.1019[.000]
GDP	.1084E-3	.1407E-3	.77073[.459]
GDP(-1)	.3133E-3	.1264E-3	2.4779[.033]
GDP(-2)	-.3619E-3	.1194E-3	-3.0297[.013]
C	-8.8299	7.5384	-1.1713[.269]

R-Squared	.97868	R-Bar-Squared	.94030
S.E. of Regression	.80261	F-stat.	F(18, 10) 25.5008[.000]
Mean of Dependent Variable	-.71709	S.D. of Dependent Variable	3.2849
Residual Sum of Squares	6.4418	Equation Log-likelihood	-19.3341
Akaike Info. Criterion	-38.3341	Schwarz Bayesian Criterion	-51.3234
DW-statistic	2.3473		

مأخذ: برآورد با استفاده از نرم افزار Mictofit

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 2: تخمین مدل در دوره‌ی رونق

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(2,2,2,2,2) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is PHB
26 observations used for estimation from 1370Q3 to 1376Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio(Prob)
PHB(-1)	.16641	.25115	.66260[.526]
PHB(-2)	.31886	.22073	1.4446[.187]
RR	-.46693	.089790	-5.2002[.001]
RR(-1)	-.28671	.15850	-1.8089[.108]
RR(-2)	.43951	.12562	3.4988[.008]
RM2	.076793	.080958	.94855[.371]
RM2(-1)	.37687	.096519	3.9046[.005]
RM2(-2)	.086980	.033333	2.6094[.031]
PS	.4283E-3	.3924E-3	1.0915[.307]
PS(-1)	.9985E-3	.4709E-3	2.1204[.067]
PS(-2)	-.0014900	.3104E-3	-4.8004[.001]
EXR	-.6049E-3	.4380E-3	-1.3811[.205]
EXR(-1)	-.6637E-3	.5443E-3	-1.2193[.257]
EXR(-2)	.7976E-3	.4395E-3	1.8145[.107]
GDP	-.1320E-3	.4134E-4	-3.1943[.013]
GDP(-1)	.2323E-3	.4327E-4	5.3695[.001]
GDP(-2)	-.4678E-4	.3546E-4	-1.3194[.224]
C	-7.4575	4.2664	-1.7480[.119]

R-Squared	.96839	R-Bar-Squared	.90123
S.E. of Regression	1.0739	F-stat. F(17, 8)	14.4186[.000]
Mean of Dependent Variable	.74736	S.D. of Dependent Variable	3.4170
Residual Sum of Squares	9.2256	Equation Log-likelihood	-23.4230
Akaike Info. Criterion	-41.4230	Schwarz Bayesian Criterion	-52.7458
DW-statistic	2.5369		

مأخذ: برآورد با استفاده از نرم افزار Mictofit

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی