

بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری

علی اکبر قلی زاده

استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینا
a.gholizadeh@basu.ac.ir

بهناز کامیاب

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا
Kamyab213@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۶/۱۵ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱/۱۶

چکیده

نوسان ادواری سرمایه گذاری مسکن و اقتصاد ملی، تغییر رفتار مصرف کنندگان و تولیدکنندگان، انحراف در تخصیص منابع اقتصادی، تشدید نقل و انتقال سرمایه در بازار دارایی‌ها، تغییر الگوی توزیع درآمد و عدم توازن منابع و مصارف نظام بانکی پیامدهای مهم نوسان و یا حباب قیمت مسکن است که در دهه های اخیر تشخیص و کنترل آن به موضوع بسیار مهم در عرصه سیاست های پولی تبدیل شده است. متغیرهای اقتصاد کلان و سیاست‌های پولی تأثیر زیادی بر قیمت مسکن دارند که باید نقش آن‌ها را در تغییرات قیمت مسکن مورد توجه قرار داد. در این مطالعه تلاش بر آن است اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن، با روش داده‌های ترکیبی (پانل) طی سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴، برای ۱۸ کشور (از جمله ایران) مورد مطالعه قرار گیرد. در این بررسی، نسبت قیمت به اجاره به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری حباب قیمت مسکن به کار می‌رود. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای سیاست پولی و متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و قیمت دارایی‌ها از عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن می‌باشند و سیاست پولی سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب را در ایران و کشورهایی که دارای نسبت قیمت به اجاره بالاتری هستند، به خود اختصاص داده است.

طبقه‌بندی JEL : B23, R21, E3, C23

کلید واژه: سیاست پولی، حباب قیمت، مسکن، پانل دیتا

۱- مقدمه

نوسانات متغیرهای اقتصادی در بخش‌های مختلف و به ویژه نوسان بازار دارایی‌ها در بیش‌تر کشورها، پدیده‌ای متداول به شمار می‌رود، به طوری که در طول سیکل‌های تجاری، قیمت مسکن گاهی به اوج و زمانی به نقطه‌ی پایین می‌رسد. اهمیت روزافزون بازار دارایی‌های مالی در اقتصاد یک کشور، بررسی مداوم این بازار را ضروری می‌کند. یکی از اجزای مهم بازارهای سرمایه و دارایی‌ها، بازار مسکن است. امروزه مسکن مفهومی فراتر از یک سرپناه پیدا کرده و نقش آن در اقتصاد کشورها حائز اهمیت فراوان است. در تاریخ بازارهای مالی بازار مسکن همواره با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده، که این نوسانات قیمت جزء ذات بازار است، اما گاهی این نوسانات از شکل عادی خارج می‌شوند و جای خود را به صعودهای افسارگسیخته و سقوطهای ناگهانی می‌دهند و ضربات جبران‌ناپذیری به بازار مسکن وارد می‌کنند، اما مسأله مهم در این جا کمیت و کیفیت غیرطبیعی نوسانات این بازار است. به طور کلی نوسانات قیمت دارایی‌ها و مسکن، معمولاً از دو بخش عمده تشکیل می‌شود، یکی بخش متعارف یا تغییرات بنیادی قیمتی است که از متغیرهای اولیه‌ی کلان اقتصاد یا تغییرات متعارف عرضه و تقاضا تأثیر می‌پذیرد و دیگری بخش نامتعارف یا تغییرات کاذب قیمت‌هاست که در علم اقتصاد با نام حباب سوداگرانه شناخته می‌شود. به دلیل افزایش سریع قیمت مسکن در جهان، برخی از تحلیل‌گران بر این باورند که کنترل نوسانات نامتعارف قیمت مسکن با توجه به اثرات گسترده‌ی آن ضروری است. سیاست‌های پولی از طریق تغییر و کنترل حجم پول و تغییر در سطح و ساختار نرخ بهره و یا سایر شرایط اعطای اعتبار و تسهیلات مالی اهداف اقتصادی مثل رشد اقتصادی، برقراری اشتغال کامل و کنترل تورم را مد نظر قرار می‌دهند. از این رو هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی اثرات سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- نظریه‌ی حباب شکل بودن قیمت مسکن

قیمت مسکن به اجزای بنیادی و غیربنیادی که همان حباب‌ها هستند قابل تفکیک است، تشخیص وجود حباب قیمتی در بازارهای مختلف، یکی از مباحث جدید در حیطه‌ی اقتصاد کلان به شمار می‌رود. در دهه‌های اخیر، حباب‌ها پدیده‌های شناخته شده‌ای در بازار مسکن به شمار می‌روند که درباره‌ی سازوکار و عوامل مؤثر بر وقوع آن

اتفاق نظر وجود ندارد. اقتصاددانان تعاریف مختلفی از حباب قیمت ارائه داده‌اند که رایج‌ترین تعریف این است که 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 بیش‌تر سبب ایجاد زیان‌های مالی و اقتصادی می‌شود. معمولاً در بررسی مبانی نظری و تعریف حباب بیش‌تر دانشمندان بر چند مفهوم مهم و کلیدی از جمله: افزایش سریع قیمت‌ها (باکر^۱، ۲۰۰۲)، انتظارات غیرواقعی از افزایش قیمت‌ها در آینده (کیس و شیلر^۲، ۲۰۰۳)، انحراف قیمت از ارزش بنیادی بازار مسکن، عوامل بنیادی بازار مسکن (گاربر^۳، ۲۰۰۱): ارزش بنیادی سطح قیمتی که نیروهای عرضه و تقاضای مسکن در بازار به‌وجود می‌آورند) یا تحولات شدید در قیمت‌ها پس از فروپاشی حباب، تمرکز می‌کنند. به طور خیلی ساده حباب در قیمت 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 (استیگلitz^۴، ۱۹۹۰).

تشکیل حباب قیمت مسکن دو شرط دارد: نخست این که عوامل اساسی و بنیادی عرضه و تقاضای مسکن توجیهی برای آن نداشته باشد، دوم اگر کارگزاران انتظار داشته باشند که قیمت آینده، بالاتر از قیمت فعلی باشد (قلی زاده، ۱۳۸۷، ص ۱۶۳). حباب‌ها همواره تا زمان مشخصی در حال گسترش هستند، به طوری که در نهایت بسیار بزرگ می‌شوند، اما احتمال فروپاشی حباب 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 تشخیص شکل‌گیری حباب قیمت مسکن است. با فروپاشی حباب، سیر نزولی قیمت مسکن آغاز می‌شود و قیمت به سرعت به سطوحی می‌رسد که ارزش خالص دارایی بسیاری از مالکان مسکن منفی می‌شود، زیرا وام‌های رهنی دریافتی برای خرید مسکن از ارزش مسکن فراتر می‌رود. مهم‌ترین عوامل ایجاد کننده حباب مسکن، استمرار نرخ‌های بسیار پایین بهره برای مدت طولانی، رشد «وام‌های رهنی

1- Baker.

2- Case and Shiller.

3- Garber.

4- Stiglitz.

پرخطر» به علت تسهیلات بیش از حد در اعطای این وام‌ها و ایجاد فضای سفته‌بازی در بازار مسکن می‌باشد (درخشان، ۱۳۸۷، ص ۶۵).

در حقیقت هنگامی که قیمت یک کالا یا خدمت با قیمت انتظاری آن در آینده تفاوت داشته باشد، بحث حساب مطرح می‌شود. به منظور تعریف دقیق حساب، مفهوم قیمت بنیادی این طور تعریف می‌شود: منافع و یا مطلوبیت انتظاری ناشی از نگهداری یک کالا یا خدمت، مبنای تعیین قیمت بنیادی است. به عبارت ریاضی، فرمول قیمت بنیادی به صورت رابطه‌ی (۱) می‌باشد، که در آن $E_t d_{t+1}$ ، منافع انتظاری دوره‌ی $t+1$ در دوره‌ی t ، قیمت بنیادی و r نرخ بهره است. رابطه‌ی (۲)، قیمت بازاری را نشان می‌دهد که در آن \bar{p}_t قیمت بازاری و p_t قیمت بنیادی می‌باشد:

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} a^i E_t d_{t+i}, a = \frac{1}{1+r} \quad (1)$$

(۲)

$$\bar{p}_t = p_t + b_t$$

اگر در زمان t ، قیمت بازاری کالا از قیمت بنیادی آن بیش‌تر باشد، اختلاف این دو مقدار در اثر حساب یا b_t به‌وجود آمده است. به زبان ساده اختلاف قیمت بنیادی و بازاری را حساب می‌نامند. رابطه‌ی (۱)، به وسیله‌ی اقتصاددانان مختلف با روش‌های ریاضی و فروض متفاوت به‌دست آمده است (بابایی سمیرمی، ۱۳۸۴).

۲-۲- روش‌های کشف حساب قیمت مسکن

به‌طور کلی دو روش برای کشف حساب قیمت زمین و مسکن از طریق داده‌های اقتصادی وجود دارد. در روش اول، حساب بر مبنای شاخص‌ها قابل تشخیص است. دو شاخص مهم برای آزمون حساب عبارتند از؛ شاخص نسبت قیمت به اجاره و شاخص قیمت به درآمد. روش دوم نیز به مطالعات اقتصاد سنجی اشاره دارد. در برخی مطالعات آزمون ریشه‌ی واحد و هم‌انباشتگی برای تشخیص حساب به‌کار گرفته شده است (تایپالوس^۱، ۲۰۰۶، لیم^۲، ۲۰۰۴، کوستاس و سرلتیس^۳، ۲۰۰۵، کمپبل و شیلر^۴، ۱۹۸۷، دایا و گروسمن^۵، ۱۹۸۸، کمپبل و دیگران^۶، ۱۹۹۷). آزمون ریشه‌ی واحد درخصوص

1- Taipalus .

2- Lim.

3- Koustas and Serletis.

4- Campbell and Shiller .

5- Diba and Grossman.

6- Campbell and Lo and McKinlay.

متغیر نسبت قیمت به اجاره انجام می‌شود و در صورت عدم رد فرض ریشه‌ی واحد می‌توان به وجود حساب قیمت در بازار مسکن پی برد. آزمون هم‌انباشتگی، روش دیگری برای تأیید وجود حساب در داده‌های قیمت مسکن است. در صورت وجود حساب در قیمت مسکن، هم‌انباشتگی بین لگاریتم قیمت و لگاریتم اجاره یا بین لگاریتم نسبت قیمت به اجاره و بازدهی آن نمی‌تواند تأیید شود. در داخل کشور نیز آزمون‌های تشخیص وجود حساب به کمک ریشه‌ی واحد و هم‌انباشتگی انجام شده، که نتایج، وجود حساب در بازار مسکن ایران را اثبات کرده‌اند (کمیاب، ۱۳۸۸). در مطالعات اقتصادسنجی تعاریف متفاوتی برای حساب قیمت مسکن به کار می‌رود، به طوری که در برخی مطالعات پسماند قیمت و در مطالعات دیگر شاخص P/E و در مواردی انحراف P/E از میانگین آن در طول ادوار تجاری و یا نوسان این شاخص برای اندازه‌گیری حساب مورد استفاده قرار می‌گیرد.

روش P/E ابتدا توسط شیلر^۱ (۱۹۸۱) و با استفاده از آزمون کران واریانس مورد استفاده قرار گرفت. این رویکرد روشی مشترک در بازار سهام و بازار مسکن جهت کشف حساب است. تنها تفاوت در این است که در بازار سهام این رابطه عبارت است از نسبت قیمت به عایدی نقدی سهام و در بازار مسکن P/E عبارت است از قیمت به اجاره‌ی سالیانه. روش نسبت قیمت به اجاره بها در نظریه‌های اقتصاد مسکن مبتنی بر این اصل است که؛ قیمت دارایی نظیر مسکن، با قیمت اجاره آن رابطه‌ای تقریباً ثابت و منطقی دارد، اگر نسبت قیمت به اجاره از میانگین بلندمدت خود انحراف قابل توجهی پیدا کند، می‌توان گفت حساب قیمتی ایجاد شده است.

در این روش اعتقاد بر آن است که اگر قیمت مسکن بسیار سریع‌تر از اجاره‌ها بالا رود، رشد نسبت قیمت به اجاره دلالت بر وجود حساب قیمتی است، زیرا قیمت در مقایسه با اجاره در مقابل شوک‌های مثبت و منفی حساسیت بیش‌تری نشان می‌دهد. چونگ و کیم^۲ (۲۰۰۴)، هیملبرگ و همکاران^۳ (۲۰۰۵)، اسکچر^۴ (۲۰۰۵)، گیروارد و کندی^۵ (۲۰۰۶)، تایپالوس^۶ (۲۰۰۶)، مید و زمسیک^۷ (۲۰۰۸)، از این روش برای پی‌بردن پی‌بردن به وجود حساب استفاده کرده‌اند.

1- Shiller.

2- Chung and Kim.

3- Himmelberg, Charles, Mayer, Christopher, and Todd Sinai.

4- Erick Eschker.

5- Girouard & Kennedy.

6- Taipalus.

7- Mikhed and Zemcik.

۲-۳- ارتباط قیمت و اجاره‌ی مسکن

اگر مسکن جریان درآمدی معادل R ریال طی سال در دوره‌ی بهره‌برداری ایجاد کند، سرمایه‌گذار برای خرید واحد مسکونی چه‌قدر حاضر است بپردازد. برای پاسخ می‌توان روش ارزش خالص کنونی^۱ را برای استخراج قیمت مسکن مورد استفاده قرار داد. چنان‌چه با خریداری مسکن جریان درآمد طی n سال ایجاد گردد، عبارت ذیل به‌دست می‌آید:

$$P = \frac{R_1}{(1+i)} + \frac{R_2}{(1+i)^2} + \dots + \frac{R_n}{(1+i)^n} \quad (3)$$

در این رابطه‌ی P قیمت مسکن، R_i درآمد اجاره‌ی مسکن در i امین سال و i هزینه‌ی استفاده مسکن را نشان می‌دهد. با انجام اصلاح و تعدیل‌هایی در رابطه‌ی اخیر، ارتباط معروف بین قیمت و اجاره‌ی مسکن به‌صورت زیر برقرار می‌شود:

$$P = \frac{R}{i} \quad (4)$$

رابطه‌ی قیمت و اجاره، چند کاربرد مهم در اقتصاد مسکن دارد: نخست این که یکی از دو شرط مهم، تعادل در بازار مسکن را نشان می‌دهد (و شرط دوم برابری استهلاک مسکن موجود و سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشد). دوم، ارتباط بین بازار مسکن به‌عنوان یک دارایی و سایر بازارها را برقرار می‌کند. با استفاده از رابطه‌ی اخیر و سایر گزینه‌هایی که برای سرمایه‌گذاری وجود دارد، افراد تصمیم می‌گیرند کدام را انتخاب کنند. سوم، عناصر تشکیل‌دهنده‌ی هزینه‌ی استفاده‌ی مسکن را نشان می‌دهد، که در مدل سازی و مشخص‌نمایی اثر سیاست‌های اقتصادی بر قیمت مسکن رویکردی مناسب و متداول است. طی سال‌های اخیر در مطالعات مختلف از رابطه‌ی اساسی (۴) برای تشخیص حباب قیمت مسکن استفاده شده است.

۲-۴- ساز و کار انتقال اثر سیاست پولی و دارایی‌ها

اقتصاددانان کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر تصمیم‌گیری مصرف و سرمایه‌گذاری و قیمت دارایی را مورد بررسی قرار داده و بین دو منبع اصلی تمایز قائل شده‌اند، یکی "کانال پول" و دیگری "کانال اعتبارات". دیدگاه پولی اشاره به مفهوم سنتی

1- Net Present Value(NPV) .

مکانیزم پولی بر فعالیت حقیقی، براساس مدل IS-LM دارد، به طوری که تغییرات عرضه‌ی پول و نرخ بهره به طور مستقیم بر سطح مصرف و سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد.

۲-۴-۱- کانال پول

کانال اول، دیدگاه پولی سنتی است که کانال پولی مستقیم نامیده می‌شود، به گونه‌ای که افزایش عرضه‌ی پول موجب مازاد عرضه‌ی پول شده و افزایش تقاضای کل را به دنبال خواهد داشت. کانال‌های گوناگونی که نقشی برای ارتباط متقابل مابین این دو متغیر در نظر گرفته‌اند، می‌توانند در سه گروه طبقه‌بندی شوند: گروه اول، انگیزه‌های تقاضای پول کلاسیک را در بر می‌گیرد. (کانال تقاضای پول). گروه دوم، سازوکارهایی هستند که نقش خاصی را برای نقدینگی در جهت تأمین مالی دارایی قائل هستند، که کانال افزایش دارایی نامیده می‌شوند. در گروه آخر به علت ارزش وثیقه‌ای بودن املاک، ارتباط مابین پول و اعتبارات مورد بررسی قرار می‌گیرد. (کانال اعتبارات).

کانال تقاضای پول: مطابق نظریه‌ی فریدمن^۱ (۱۹۸۸)، ارتباط میان قیمت دارایی و تقاضای پول می‌تواند در قالب اثر ثروت، اثر جانشینی و اثر معامله طبقه‌بندی شود. اثر ثروت نشان می‌دهد که تغییر در سطح ثروت، تقاضای همه‌ی دارایی‌ها را (شامل پول) تغییر می‌دهد. اثر جانشینی نشان می‌دهد تغییر در جذابیت نسبی دارایی‌های متفاوت، ساختار سبد دارایی فردی را تغییر می‌دهد. به ویژه افزایش قابل انتظار قیمت دارایی، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، سرمایه‌گذاری را نسبت به نگهداری پول جذاب‌تر می‌کند و سبب انتقال سبد دارایی به مسکن یا سهام شده و تمایل به نگهداری پول کم می‌شود. در حالی که این دو اثر (ثروت و جانشینی) به مجموعه سبد دارایی‌های فردی وابسته‌اند، اثر معامله نشان می‌دهد که خرید و فروش دارایی در تکانه‌های قیمت منعکس شده و نیاز به پول را جهت انگیزه‌های معامله افزایش می‌دهد. این اثر احتمالاً به دلیل این که تعداد معاملات بازار مسکن معمولاً طی دوره‌ی رونق افزایش می‌یابد، تقویت می‌شود. (استین^۲، ۱۹۹۵).

هنگامی که قیمت دارایی را کد باشد، به دلیل این که مالکان تمایل دارند کم‌تر ضرر کنند، فروش دارایی را به تأخیر می‌اندازد. آن‌ها احساس می‌کنند که کاهش قیمت دارایی نوعی پدیده‌ی موقتی بوده و منجر به کسادی تجارت املاک شده است. آن‌ها تنها با افزایش قیمت، دوباره وارد بازار دارایی می‌شوند.

1- Friedman.

2- Stein.

کانال افزایش دارایی: این کانال، اثرات بالقوه‌ی سیاست پولی و مجموعه‌های پولی بر بازار دارایی را توضیح می‌دهد. سیاست پولی انبساطی، بازار را با نقدینگی فراوان روبرو کرده و سبب افزایش قیمت دارایی می‌شود، به ویژه به علت تفاوت کشش‌های قیمتی عرضه، منجر به افزایش قیمت واقعی دارایی هم خواهد شد. (یعنی افزایش قوی‌تر قیمت دارایی در مقایسه با کالاهای مصرفی). یک دیدگاه درباره‌ی رونق‌های اخیر این است که پیدایش تولیدکنندگان کم هزینه در بیرون بازار و کشورهای در حال توسعه، می‌تواند بنگاه‌ها را از افزایش قیمت‌های مصرف کننده در واکنش به شوک‌های نقدینگی بازدارد، ولی عرضه‌ی دارایی در بازار محدود شده است. در نتیجه قیمت دارایی به افزایش تقاضای کل که در نتیجه‌ی سیاست پولی انبساطی ایجاد شده، نسبت به قیمت کالاهای و خدمات مصرفی حساس‌تر است. بنابراین، سیاست پولی می‌تواند شرایط تأمین مالی را بهبود بخشد و در نتیجه تقاضا و استقرار دارایی را افزایش دهد. یک مورد خاص برای این اثر می‌تواند زمانی باشد که فعالان اقتصادی دچار توهم پولی باشند. (برونرمییر و جولیار، ۲۰۰۶).

۲-۴-۲- کانال اعتبارات

کانال دوم به ارتباط میان دارایی و پول از ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های خانوار اشاره دارد. به علت توزیع اطلاعات نامتقارن در بازار اعتبارات، توانایی واسطه‌گران مالی برای استقراض، به ارزش وثیقه آن‌ها وابسته است. ای کاویلو^۲ (۲۰۰۵)، نقش مسکن را به عنوان وثیقه‌ای در مکانیزم انتقال برجسته می‌کند. کانال اعتبارات نشان می‌دهد که رونق دارایی بر ظرفیت استقراض خانوار اثر گذاشته است، که این هم در وام و بنابراین عرضه‌ی دارایی نقش تعیین کننده‌ای دارد. قیمت دارایی و وام ممکن است یکدیگر را تقویت کنند، افزایش قیمت دارایی، ظرفیت استقراض خانوار را افزایش داده و در همان زمان عرضه‌ی اعتباراتی که منجر به افزایش بیش‌تر قیمت دارایی می‌شود را تقویت می‌کند. در این کانال گروهی از مکانیزم‌های اثرگذار از طریق نرخ بهره فعالیت می‌کنند، که به هزینه‌ی سرمایه، اثر جانشینی و اثر درآمدی تقسیم‌بندی می‌شوند. بر اساس کانال هزینه‌ی سرمایه، اگر هزینه‌ی استقراض بیش‌تر از نرخ بازدهی سرمایه باشد، کاهش نرخ بهره‌ی واقعی بر تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری تأثیر خواهد گذاشت. کاهش نرخ بهره موجب تشویق تقاضای اولین خریداران و احتمالاً نقل مکان می‌شود.

1- Brunnermeier and Julliard.

2- Iacoviello.

افزایش قیمت ناشی از افزایش تقاضا از طریق کانال‌های مختلف بر فعالیت‌های اقتصادی اثر می‌گذارد. کانال اول نظریه‌ی توبین است که از این طریق سرمایه‌گذاری مسکن تشویق می‌شود به ویژه وقتی که نسبت قیمت به هزینه‌ی مسکن بیش‌تر از یک باشد، سرمایه‌گذاری در مسکن سودآور خواهد بود. حساسیت عرضه‌ی مسکن نوساز نسبت به تغییرات قیمت بستگی به عواملی نظیر: درجه‌ی رقابتی بودن صنعت ساخت و ساز، قوانین و مقررات ساخت، قوانین و کاربری زمین شهری، وجود نیروی کار ماهر و رفتار مالی واحد مسکونی جدید دارد.

دوم: تغییرات قیمت ساختمان موجب تغییر درآمد اجاره در بازار مسکن اجاره‌ای می‌شود. تدوین مقررات در بازار مسکن اجاره‌ای، اجاره‌ها را افزایش می‌دهد. افزایش درآمد اجاره‌ای برای موجران، اثر منفی کاهش درآمد از سوی مستأجران را خنثی می‌سازد. با فرض پایین‌تر بودن میل نهایی مصرف درآمد اجاره از سوی موجران، انتظار بر آن است که اثر کلی درآمد منفی باشد. اندازه‌ی اثرگذاری این کانال بستگی به ساختار مسکن اجاره‌ای، عملکرد بازار مسکن اجاره‌ای و عکس‌العمل‌های مختلف افراد (مؤسسات، مستأجران و مالکان)، بستگی خواهد داشت.

سوم: افزایش قیمت مسکن احتمالاً اثر مثبت بر رفتار پس‌انداز خانوارها و برنامه‌ریزی آن‌ها جهت خرید مسکن خواهد داشت، که موجب تقویت منابع مالی مؤسسات اعتباری مسکن خواهد شد. میزان و اندازه‌ی اثر این کانال، تابعی از نسبت پس‌انداز به ارزش مسکن خواهد بود. کانال چهارم تغییرات قیمت، از طریق تأثیرگذاری بر روی فعالیت‌های حقیقی عمل می‌کند، که با مفهوم ترازنامه یا توازن منابع و مصارف ارتباط پیدا می‌کند، به گونه‌ای که خانوارها با وثیقه‌گذاری ملک قادر هستند وام بیش‌تری جهت سرمایه‌گذاری و مصرف دریافت کنند.

کانال پنجم، اثر ثروت مسکن بر روی مخارج غیرمسکن می‌باشد. افزایش قیمت موجب می‌شود عده‌ای سود کنند و گروه دیگر با زیان مواجه شوند. تحت برخی شرایط، اثر ثروت مثبت افرادی که با سود مواجه می‌شوند، بر اثر منفی درآمد گروه زیان‌دیده و خریدار مسکن جدید مسلط می‌شود. به هر حال افزایش قیمت مسکن موجب افزایش ثروت و مخارج غیرمسکن می‌شود.

در نهایت این که افزایش قیمت مسکن دارای اثر انتظاری و اثر اعتماد است. بهر حال رونق بازار مسکن می‌تواند ناشی از انتظارات خوشبینانه نسبت به درآمد آینده‌ی آن

باشد. از آنجا که مصرف کنونی بستگی به تمایل خانوارها دارد، مصرف کنندگان می‌توانند مصرف طول زندگی و آینده را افزایش دهند (مسیمو^۱، ۲۰۰۳).

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

سابقه‌ی موضوع حساب، به مطالعه‌ی شیلر^۲ در سال ۱۹۸۱ در مورد بورس اوراق بهادار برمی‌گردد. و پس از آن دامنه‌ی مطالعات به نظریه‌ی شکل‌گیری حساب قیمت در سایر دارایی‌ها گسترش یافت. در این مقاله، مطالعاتی که در زمینه‌ی موضوع مورد نظر یا مرتبط با آن انجام گرفته را در دو بخش مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی قرار می‌دهیم. در مورد مطالعات خارجی که در این زمینه انجام گرفته می‌توان موارد زیر را ذکر کرد:

درگر و ولترز^۳ (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای بررسی می‌کنند که آیا افزایش نقدینگی در سال‌های اخیر سبب شکل‌گیری حساب قیمت در بازار دارایی شده است. مدل به‌کار رفته در این مطالعه به صورت زیر است:

$$P_{asset} = f\{rr, m, gdp\} \quad (۵)$$

که در آن P_{asset} ، قیمت دارایی‌ها که شامل قیمت مسکن و سهام است، rr نرخ بهره‌ی واقعی بلندمدت و m عرضه‌ی پول واقعی می‌باشد. gdp ، تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های نقدینگی در دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۸۵، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود، در حالی که این اثر بر قیمت سهام ضعیف است. بنابراین افزایش نقدینگی منجر به شکل‌گیری حساب قیمت در بازار دارایی‌ها به‌ویژه مسکن شده است و از این رو شمول قیمت دارایی‌ها در قاعده‌ی سیاست پولی، می‌تواند اثرات منفی بر اقتصاد حقیقی را در آینده محدود کند.

کاو و لیانگ (۲۰۰۷)^۴، به بررسی و تحلیل اثر سیاست پولی بر قیمت‌های املاک به روش ARDL و داده‌های فصلی چین طی دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۹۹ می‌پردازند. مدل به‌کار رفته در این مطالعه به شرح ذیل است:

$$p_t = f\{m, sr, lr, bc\} \quad (۶)$$

1- Massimo.

2- Shiller .

3- Dreger and Wolters.

4- Cao and Liang .

که در آن p قیمت واقعی املاک، m عرضه‌ی واقعی پول، sr نرخ بهره‌ی واقعی کوتاه‌مدت، lr نرخ بهره‌ی واقعی بلندمدت، bc کل اعتبارات بانک می‌باشد. نتایج آزمون کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که نرخ بهره‌ی بلندمدت واقعی و سپس اعتبارات بانکی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت املاک می‌باشند. تغییرات در عرضه‌ی پول و نرخ بهره‌ی کوتاه مدت ابزار کافی در کنترل قیمت املاک نیستند. اسکچر^۱ (۲۰۰۵)، به بررسی وجود حباب قیمت مسکن در شهر هامبولد آمریکا می‌پردازد. در این بررسی از روش نسبت قیمت به اجاره P/E برای تشخیص حباب طی دوره‌ی ۱۹۸۹-۲۰۰۴، استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در خلال سه سال، از ژانویه ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۰۴، قیمت مسکن ۷۲٪ افزایش یافته و در این دوره‌ی P/E سه واحد بالا رفته است، در حالی که این نسبت از ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۲ ثابت بوده است. در نتیجه از این مسأله می‌توان نتیجه گرفت که حباب قیمت در بازار مسکن هامبولد وجود دارد.

شن^۲ (۲۰۰۵)، وجود حباب قیمتی را در بازار مسکن بیجینگ و شانگهای مورد بررسی قرار می‌دهد. مدل به کار رفته در این مطالعه به شرح ذیل است:

$$PH = f(\text{inc}, \text{gdp}, \text{shang}) \quad (7)$$

قیمت مسکن (ph)، تابعی از درآمد (inc)، تولید ناخالص داخلی (gdp)، شاخص قیمت سهام در بورس شانگهای (shang) می‌باشد. بعد از برآورد معادله‌ی قیمت مسکن، جزء حباب به صورت اختلاف بین قیمت واقعی مسکن و مقدار پیش‌بینی به دست می‌آید. نتایج برآورد مدل وجود حباب در قیمت مسکن شانگهای را در سال ۲۰۰۳ به اندازه‌ی ۲۲٪ تأیید می‌کند، اما نتایج برآورد مدل در مورد بیجینگ وجود حباب قیمت در بازار مسکن این شهر را تأیید نمی‌کند.

چن و پاتل^۳ (۱۹۹۸)، به بررسی برخی عوامل تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در تایوان در دوره‌ی ۱۹۷۱-۱۹۹۳ پرداخته است. در این مطالعه قیمت مسکن تابع نرخ بهره‌ی واقعی، شاخص قیمت سهام واقعی، هزینه‌ی ساخت مسکن، ساختمان‌های شروع شد و درآمد سرانه‌ی خانوار قرار داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرها از توان خوبی برای توضیح نوسانات قیمت مسکن برخوردارند.

1 Eschker.

2- Shen.

3- Chen and Patel.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۸)، در مقاله‌ای به بررسی اثرات سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رونق و رکود بازار مسکن در ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه الگوی شکل‌گیری حباب قیمت مسکن با به‌کارگیری روش ARDL و داده‌های فصلی ایران طی دوره‌ی ۱۳۷۱-۱۳۸۵ مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج تخمین نشان داده است که متغیر نرخ بهره‌ی واقعی در دوره‌ی رونق اثر قوی‌تری بر شکل‌گیری حباب دارد و به‌طور کلی متغیرهای سیاست پولی از مهم‌ترین متغیرها در شکل‌گیری حباب در دوره‌ی رونق و رکود در ایران بوده‌اند و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی از احتمال شکل‌گیری حباب می‌کاهد.

کمیاب (۱۳۸۸a)، در مطالعه‌ای به روش ARDL و با داده‌های فصلی ایران در دوره‌ی ۱۳۷۱-۱۳۸۵، به بررسی واکنش سیاست پولی نسبت به حباب قیمت مسکن پرداخته است. نتایج این مطالعه ضمن تأیید فرض شکل‌گیری حباب به کمک آزمون‌های مختلف نظیر ریشه‌ی واحد و هم‌انباشتگی و پیش‌بینی نسبت قیمت به اجاره از طریق روش ARDL، نشان می‌دهد که واکنش مناسب مقامات پولی مستلزم در نظر گرفتن قیمت مسکن در قواعد سیاست پولی است که ورود این متغیر تابع زیان اجتماعی را به حداقل می‌رساند.

جعفری صمیمی، علمی و هادی زاده (۱۳۸۶)، در مقاله‌ای به بررسی اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران می‌پردازند. در این مقاله از متغیرهای درآمد سرانه‌ی خانوار، شاخص قیمت سهام، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم، به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته‌ی شاخص قیمت مسکن استفاده شد. برآورد مدل با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۴ اقتصاد ایران و با به‌کارگیری مدل ARDL با وقفه‌های گسترده انجام شد. نتایج بیانگر این است که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند.

خیابانی (۱۳۸۲)، به بررسی و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی روی نوسانات قیمت مسکن براساس مدل ARDL داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۱ می‌پردازد. و عوامل بلندمدت و میان‌مدت در قیمت مسکن در شهرهای ایران را بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ واقعی ارز و قیمت سهام از عوامل مهم تعیین‌کننده‌ی رفتار قیمت واقعی مسکن می‌باشند، در حالی که در کوتاه مدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام و عدم تعادل

ایجاد شده در رابطه‌ی بلندمدت قیمت واقعی مسکن تعیین‌کننده‌ی رفتار قیمت مسکن است.

۴- تحلیل روند و تحولات متغیرها

نمودار (۱)، تحولات متغیرهای مورد استفاده در مدل را طی دوره‌ی (۱۹۹۱-۲۰۰۴) نشان داده است. با توجه به نمودار (۱)، می‌توان گفت که نسبت قیمت به اجاره در کشورهای آمریکا، ایتالیا، دانمارک، ایرلند، هلند، نروژ، اسپانیا، فنلاند و ایران بالاتر و در کشورهای ژاپن، آلمان، فرانسه، انگلستان، کانادا، استرالیا، نیوزیلند، سوئد و سوئیس پایین‌تر از متوسط کل نسبت قیمت به اجاره می‌باشد. نوسان قیمت مسکن در کشورهای ایران (۵)، ایرلند (۷،۳)، اسپانیا (۴،۴) و فنلاند (۳،۴)، به میزان قابل توجهی بیش‌تر از سایر کشورهاست.



نمودار ۱- نسبت قیمت به اجاره در کشورهای منتخب در دوره‌ی (۱۹۹۱-۲۰۰۴)

μ: میانگین نسبت قیمت به اجاره در کشورهای منتخب

σ: انحراف معیار نسبت قیمت به اجاره در کشورهای

هم‌چنان‌که تئوری‌های اقتصادی و بسیاری از مطالعات خارجی (سکتی^۱، ۲۰۰۰، فیلاردو^۲، ۲۰۰۱، کنت و لو^۳ ۱۹۹۷، وایت^۴، ۲۰۰۴، فیلاردو، ۲۰۰۴، جس و اندرسون^۱،

- 1- Cecchetti.
- 2- Filardo.
- 3- Kent and Lowe.
- 4- White.

۱۹۹۴، لوین و رایت^۲، ۱۹۹۷) مطرح کرده‌اند، پایین بودن نرخ بهره‌ی واقعی و افزایش رشد نقدینگی و هم‌چنین اجرای طولانی سیاست پولی انبساطی، از عوامل مهم افزایش قیمت مسکن و افزایش نسبت قیمت به اجاره و به تبع آن شکل‌گیری حباب قیمت مسکن بوده‌اند.

جدول ۱- تحلیل رشد متغیرها در دو گروه کشورها - درصد

طبقه‌بندی کشورها	شاخص‌های پراکندگی	نسبت قیمت به اجاره	رشد قیمت واقعی مسکن	رشد نقدینگی	نرخ بهره	رشد تولید ناخالص داخلی	رشد شاخص قیمت سهام
گروه اول (شامل ایران)	μ	۱۴,۰۶	۴,۵۵	۸,۱۳	۳,۳۵	۳,۱۸	۱۹,۰۴
	σ	۳,۲۸	۷,۲۴	۳,۴۸	۳,۸۷	۱,۸۶	۲۴,۹
گروه دوم	μ	۱۰,۴۴	۱,۵۱	۴,۹۹	۵,۶۹	۲,۳۳	۷,۹۶
	σ	۱,۳۶	۴,۸۹	۳,۴۲	۱,۵۳	۱,۳۴	۱۷,۴۱
ایران	μ	۱۳,۰۹	۵,۴۸	۲۶	-۸,۹	۳,۷۴	۳۷
	σ	۵	۲۲	۴,۰۹	۱۰,۱	۲,۷۶	۴۱,۸
کل	μ	۱۲,۲۸	۳,۰۳	۶,۵۶	۴,۵۲	۲,۷۶	۱۳,۵۰
	σ	۲,۳۳	۶,۰۷	۳,۴۵	۲,۷	۱,۶۰	۲۱,۲

- گروه اول، شامل کشورهایی است که نوسان شاخص نسبت قیمت به اجاره بیش از متوسط کل است.

- گروه دوم، شامل کشورهایی است که نوسان شاخص نسبت قیمت به اجاره کمتر از متوسط کل است.

- دوره‌ی مورد بررسی (۲۰۰۴-۱۹۹۱) است.

- μ : میانگین

- σ : انحراف معیار

- منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که ارقام مندرج در جدول (۱) نشان می‌دهد، متوسط نسبت قیمت به اجاره در ایران، ۱۳,۰۹ و انحراف معیار این شاخص به عنوان معیاری برای نوسان این شاخص ۵ بوده که نوسان این شاخص به مراتب بیش‌تر از کمیّت متوسط کشورهای مورد بررسی و کشورهای گروه دوم است. میانگین رشد نقدینگی در کشورهای گروه اول (شامل ایران)، بالاتر و میانگین نرخ بهره پایین‌تر از گروه دوم می‌باشد. در کشورهای

1- Jesse and Anreson.

2- Levin and Wright.

گروه اول که نوسان شاخص قیمت به اجاره‌ی بالاتر از میانگین کل است، با نرخ بهره‌ی پایین و رشد نقدینگی بالا مواجه بوده‌ایم، که به نظر می‌رسد در این گروه کشورها اجرای سیاست پولی انبساطی با شکل‌گیری حباب قیمت مسکن همراه بوده، که رشد نقدینگی و رشد شاخص سهام در کشور ایران به مراتب بالاتر از سایر کشورهای گروه اول می‌باشد. همچنین میانگین رشد قیمت واقعی مسکن و رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص سهام در کشورهای گروه اول (شامل ایران) بالاتر از گروه دوم است که نشان می‌دهد اجرای سیاست پولی انبساطی در کشورهای گروه اول، با افزایش قیمت مسکن و سهام و رشد بالای تولید ناخالص داخلی نسبت به گروه دوم همراه بوده است. سیاست انبساطی شدیدتر در کشورهای گروه اول ضمن این که به رشد اقتصادی قوی‌تر کمک کرده نوسان و رشد بیش‌تر قیمت مسکن و سهام در این گروه کشورها را نیز به دنبال داشته است.

شایان ذکر است که در کشورهای گروه اول میانگین رشد قیمت واقعی مسکن، مطابق انتظار بالاتر از گروه دوم می‌باشد که این میانگین در ایرلند (۸,۸۵)، ایران (۵,۴۸)، هلند (۶,۹) و نروژ (۵,۴۳) نیز بالاتر است. بنابراین می‌توان گفت که در کشورهای ایرلند، ایران، هلند، فنلاند، نروژ، اسپانیا و ایتالیا، میانگین و نوسان رشد قیمت واقعی مسکن و شکل‌گیری حباب بیش‌تر از بقیه‌ی کشورها به چشم می‌خورد. نوسان متغیر تولید ناخالص داخلی در کشورهای گروه اول شامل ایرلند (۲,۸)، ایران (۲,۷) و فنلاند (۲,۷) بالاتر از بقیه کشورها می‌باشد و نوسان متغیر شاخص قیمت سهام نیز در گروه اول شامل فنلاند (۴۲,۶) و ایران (۴۱,۸) بالاتر از بقیه‌ی کشورهاست. پایین‌ترین نرخ بهره‌ی واقعی در کشورهای گروه اول شامل ایران (۸-)، ایرلند (۲,۴۶) و بالاترین در گروه دوم شامل آلمان (۸,۸) و نیوزیلند (۸,۶) می‌باشد. بالاترین رشد نقدینگی در ایران (۲۶)، ایرلند (۱۳,۸) و اسپانیا (۶,۹) و پایین‌ترین در فرانسه (۱,۸) و ژاپن (۲,۴) است.

کشور آلمان دارای رشد بسیار پایین قیمت واقعی مسکن (۲,۰۳-) و نسبت قیمت به اجاره‌ی پایین (۹,۸) بوده، ولی برخلاف انتظار دارای رشد بالای نقدینگی (۵,۴) و رشد بالای شاخص قیمت سهام (۲۱,۷) است که به احتمال زیاد به دلیل بازار سرمایه‌ی این کشور است که آلترناتیوهای قوی در بازار دارایی‌ها وجود دارد که سبب می‌شود سهم مسکن در سبد دارایی‌های خانوار ناچیز باشد.

کشور ایرلند و ایران با پایین‌ترین نرخ بهره و بالاترین رشد نقدینگی و قیمت به اجاره، رشد قیمت واقعی مسکن نسبت به کشورهای دیگر برخوردار بوده‌اند، که به احتمال زیاد نشان می‌دهد سهم مسکن در سید دارایی‌های خانوار در این کشورها بسیار زیاد بوده و اجرای سیاست انبساطی پولی به‌طور مستقیم بر بازار مسکن اثر می‌گذارد.

۵- معرفی مدل و توضیح داده‌های آماری

در این بخش متغیرهای سیاست پولی و سایر متغیرها و ارتباط آن‌ها با حباب قیمت مسکن به شرح ذیل بررسی شده است:

(۱) **حباب قیمت مسکن:** رایج‌ترین روش برای آزمون حباب، روش نسبت قیمت به اجاره است. روش p/e روشی مشترک در بازار سهام و بازار مسکن جهت کشف حباب است. روش نسبت قیمت به اجاره بها این گونه است که قیمت دارایی نظیر مسکن، با قیمت اجاره‌ی آن رابطه‌ای تقریباً ثابت و منطقی دارد. اگر نسبت قیمت به اجاره از میانگین بلندمدت خود، انحراف قابل توجهی پیدا کند، می‌توان گفت حباب قیمتی ایجاد شده است.

اگر فرض شود اجاره‌ی اسمی مرتبط با اجاره‌ی آینده و نرخ بهره ثابت است، در این صورت اجاره‌ی اسمی و قیمت مسکن در جهت هم تغییر می‌یابند و نسبت p/e باید ثابت باشد. اگر نسبت p/e به میزان زیادی افزایش یابد در این صورت ممکن است مردم بر اساس عوامل بنیادی در زمان حال مبالغ بیش‌تری را پرداخت کنند، بنابراین حباب مسکن در صورتی اتفاق می‌افتد که نسبت p/e خیلی بالا باشد. (اسکچر، ۲۰۰۵). زمانی که این شاخص افزایش می‌یابد، می‌توان به شکل‌گیری حباب پی برد و در صورت کاهش و رسیدن به سطح قبلی، می‌توان گفت که حباب منفجر شده است.

(۲) **نرخ بهره:** نرخ بهره و سود به عنوان پایه‌ی سیستم‌های مالی، در تخصیص منابع مالی و توزیع کمی و کیفی اعتبارات نقش کلیدی ایفاء می‌کند و یکی از عوامل نهایی تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن است و شواهد تجربی نیز این عامل را تأیید می‌کند. کاهش نرخ بهره به افزایش در قیمت مسکن منجر می‌شود. در این مورد اجماع نظر وجود دارد که یکی از عوامل مهم تعیین‌کننده افزایش قیمت مسکن در بسیاری از کشورها در چند سال گذشته، کاهش در نرخ‌های بهره در رکود اقتصادی اخیر است (سکتی، ۲۰۰۰، فیلاردو، ۲۰۰۱، کنت و لو ۱۹۹۷، وایت، ۲۰۰۴، فیلاردو، ۲۰۰۴، جس و اندرسون، ۱۹۹۴، لوین و رایت، ۱۹۹۷).

از میان متغیرهای مؤثر بر حباب، نرخ بهره جزء مهم‌ترین عوامل اثرگذار تلقی می‌شود، که در تمامی مطالعات انجام شده‌ی خارجی اثر منفی آن بر رشد حباب تأیید شده است. این متغیر در تمامی مطالعات تجربی انجام شده همواره از لحاظ آماری معنی‌دار است. نرخ بهره‌ی واقعی بر مبنای ریسک و بازدهی، جانشین نزدیک و قوی برای دارایی مسکن تلقی می‌شود.

۳) نقدینگی: وجود حباب را می‌توان با نقدینگی بالا در سیستم مالی مرتبط دانست. رشد گسترده‌ی عرضه‌ی پول مبتنی بر شوک‌های نقدینگی (مازاد پول یا اعتبار که سازگار با ثبات قیمت در بلندمدت نباشد را شوک نقدینگی می‌گویند)، یکی از عوامل تحریک‌کننده‌ی قیمت مسکن در تکانه‌های قیمت است، که به حباب‌های قیمت مسکن و بی‌ثباتی مالی منجر می‌شود. مهم‌ترین تئوری از رابطه‌ی مثبت بین نقدینگی و قیمت‌های دارایی و به ویژه حباب‌های قیمت دارایی، تئوری پول‌گرایان می‌باشد (آدالید و دتکن^۱، ۲۰۰۷).

۴) قیمت دارایی‌های مالی: دلیل ممکن برای رابطه‌ی متقابل قیمت مسکن و قیمت دارایی‌های مالی عبارت است از این‌که: افزایش قیمت یکی از دارایی‌ها، می‌تواند تقاضا برای دیگر دارایی‌ها را به علت استراتژی تخصیص پرتفولیو بالا ببرد، یعنی بسیاری از سرمایه‌گذاران می‌خواهند نسبت معینی از یک دارایی را در سبد دارایی مالی خود نگهداری کنند. اگر قیمت یک دارایی نسبت به دیگر دارایی‌ها به‌طور معنی‌داری افزایش یابد، سرمایه‌گذاران باید پرتفولیویشان را دوباره تخصیص دهند، یعنی سرمایه‌گذاران باید دارایی‌ای را که قیمت آن‌ها نسبت به دارایی‌های دیگر افزایش یافته است، بفروشند و دارایی‌های دیگر را بخرند. از این رو افزایش قیمت در بازار یک دارایی می‌تواند به توسعه‌ی بازار دارایی‌های دیگر منجر شود.

در شرایط تورمی خانوارها تلاش می‌کنند 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 هنوز هم ممکن است خانوارها به انواع دیگر سرمایه‌های فیزیکی غیر از مسکن مانند سکه روی آورند. یکی از این بازارهای جانشین که سرمایه‌گذاری در آن می‌تواند برای خانوارها جذاب باشد، بازار سهام است که می‌تواند خانوارها را از 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، ۲۰۰۷ و شن، ۲۰۰۵).

۵) تولید ناخالص داخلی: تولید ناخالص داخلی و اجزای آن از اقلام بسیار مهم و مطرح در مجموعه‌ی حساب‌های ملی هستند که توسط سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی به عنوان ابزار مناسب جهت ارزیابی و کنترل تحولات اقتصادی به کار گرفته می‌شوند. نوسانات تولید ناخالص داخلی بیانگر ریسک اقتصاد کلان می‌باشد که ممکن است ریسک اصولی را متأثر کند. قیمت مسکن با GDP واقعی رابطه‌ی مثبت دارد. افزایش رشد GDP، قیمت‌های حقیقی مسکن، را افزایش می‌دهد. شکوفایی مسکن همراه با یک دوره‌ی رشد بالای GDP و کاهش قیمت آن با رکود همراه است.

الگوی مورد استفاده در این مطالعه برگرفته از مطالعه‌ی درگر و ولترز^۱ (۲۰۰۹)، به شرح ذیل می‌باشد. تفاوت مطالعه‌ی حاضر با مطالعه‌ی درگر و ولترز در این است که در مدل کاربردی مطالعه‌ی حاضر، علاوه بر متغیرهای زیر، شاخص قیمت سهام نیز اضافه شده است. مطابق مطالعات شن^۲ (۲۰۰۵) و چن و پاتل^۳ (۱۹۹۸)، این متغیر به عنوان نماینده‌ی وضعیت بازار سهام می‌تواند عامل توضیح دهنده‌ی نوسانات قیمت مسکن باشد. در مطالعه‌ی حاضر آزمون‌ها نشان داده‌اند که قیمت سهام متغیر وارد در مدل (مناسب) می‌باشد، لذا در الگوی اصلی این متغیر لحاظ شد و نتایج هم آن را تأیید کرده است.

براساس مبانی نظری مطرح شده در بخش (۲)، انتظار می‌رود که نرخ بهره اثر منفی، نقدینگی اثر مثبت و تولید ناخالص داخلی و شاخص سهام اثر مثبت یا منفی بر حساب قیمت مسکن داشته باشد، از این رو حساب قیمت مسکن براساس مطالعه‌ی درگر و ولترز می‌تواند به شرح زیر نوشته شود:

$$phb = f\{rr, m, ps, gdp\} \quad (7)$$

phb: حساب قیمت مسکن

rr: نرخ بهره‌ی واقعی

m: نقدینگی واقعی (به قیمت ثابت ۲۰۰۰)

ps: شاخص قیمت سهام واقعی (به قیمت ثابت ۲۰۰۰)

gdp: تولید ناخالص داخلی واقعی (به قیمت ثابت ۲۰۰۰)

1- Dreger and Wolters.

2- Shen .

3- Chen and Patel.

در مدل فوق نسبت قیمت به اجاره، تابعی از متغیرهای سیاست پولی و متغیرهای اساسی اقتصاد کلان و قیمت دارایی‌ها تعریف می‌شود. در این تحقیق برای بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن، داده‌های آماری سری زمانی نسبت قیمت به اجاره، نرخ بهره، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص سهام مورد نیاز است. منبع آمارهای مربوط به نرخ بهره، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی، سایت (WDI(۲۰۰۷) و منبع آمارهای مربوط به نسبت قیمت به اجاره و قیمت مسکن، سایت habitat و منبع آمار شاخص سهام، سایت UNDATA می‌باشد. آمار نرخ بهره در ایران نیز از سایت بانک مرکزی^۱ به دست آمده است و سپس تبدیل به داده‌ی واقعی شده است. برای محاسبه‌ی نرخ بهره‌ی واقعی از رابطه‌ی $ir = r - inf$ استفاده شده، که r : نرخ بهره‌ی اسمی و inf نرخ تورم می‌باشد. بقیه‌ی متغیرها براساس شاخص قیمت مصرف کننده (CPI(2000) تعدیل شده‌اند. هم‌چنین در این مطالعه با استفاده از روش نسبت قیمت به اجاره که در بخش (۲) توضیح داده شد، داده‌های مربوط به حباب قیمت مسکن به دست آمده است.

۶- کشورهای نمونه و دوره‌ی زمانی تحقیق

کشورهای منتخب در این مطالعه مشتمل بر ۱۸ کشور است که عبارتند از: آمریکا، ژاپن، آلمان، فرانسه، ایتالیا، انگلستان، کانادا، استرالیا، دانمارک، اسپانیا، ایرلند، هلند، نروژ، نیوزیلند، سوئد، فنلاند، سوئیس و ایران. این کشورها از کشورهای مهم جهان بوده است و طی دهه‌ی اخیر نوسانات قیمت مسکن در این کشورها بیش‌تر از سایر کشورها به چشم می‌خورد. بنابراین در این مطالعه به بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۱ پرداخته می‌شود. هم‌چنین به علت محدودیت داده‌های نسبت قیمت به اجاره و قیمت مسکن، به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه، این مطالعه فقط به ۱۸ کشور اختصاص یافته است. اگرچه تفاوت‌های زیادی در شرایط اقتصادی و اجتماعی کشورها و بازار مسکن در کشورهای مورد بررسی وجود دارد، ولی یکی از مزیت‌های مهم مدل داده‌های پانل آن است که ناهمگنی در کشورهای مورد بررسی شرایط مناسبی را برای تخمین ضرایب مدل فراهم می‌آورد و هم‌چنین ناهمگنی در کشورها در ضرایب تخمینی مدل لحاظ می‌شود.

1- World Development Indicators .

2- www.cbi.ir

این تحقیق ۱۸ کشور را مورد بررسی قرار می‌دهد که معمولاً دارای تفاوت‌هایی در تمامی زمینه‌های اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی هستند، از این رو ناهمسانی زیادی بین داده‌های این کشورها وجود دارد که برای برطرف شدن مشکل تخمین زنده‌ها از روش GLS در این تحقیق استفاده شده است.

۷- روش برآورد مدل

روشی که در مطالعات سال‌های اخیر در برآورد مدل‌های اقتصادسنجی زیاد استفاده شده است، برآورد بر اساس «داده‌های پانل» است. در این روش یک سری واحدهای مقطعی در طی چند سال مورد توجه قرار می‌گیرد. الگوی یاد شده با استفاده از پانل دیتا برآورد شده است؛ چرا که تلفیق آمارهای سری زمانی با آمارهای مقطعی نه تنها می‌تواند اطلاعات سودمندی برای تخمین مدل‌های اقتصادسنجی فراهم آورد؛ بلکه بر مبنای نتایج به دست آمده، می‌توان استنباط‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در خور توجهی به عمل آورد. چارچوب اولیه برای این منظور در معادله‌ی ذیل ارائه شده است:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} + u_i$$

به طوری که $t=1,2,\dots,T$, $i=1,2,\dots,n$ است که n تعداد کشورها (مشاهدات مقطعی) و T بیانگر تعداد مشاهدات سری زمانی سالانه است. ابتدا در مدل فوق مسأله‌ی ناهمگنی واحدها توسط آماره‌ی F لیمر بررسی می‌شود. در صورت تأیید، ناهمگنی مدل از طریق داده‌های تابلویی برآورد می‌شود، در غیراین صورت به روش OLS تخمین زده می‌شود، زیرا فقط داده‌ها روی هم انباشته شده‌اند و تفاوت میان آن‌ها نادیده انگاشته می‌شود. فرضیات این آزمون براساس μ_i ها، که بیان‌کننده‌ی اثرات فردی و یا ناهمگنی‌ها هستند، به صورت زیر است:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = 0$$

حداقل یکی از μ_i ها مخالف صفر است: H_1

آماره‌ی ذکر شده به شکل زیر قابل تعریف است:

$$F = \frac{(RRSS - URSS) / N - 1}{URSS / NT - N - K}$$

که در آن، N تعداد کشورها، K تعداد متغیرهای توضیحی، T تعداد مشاهدات در طول زمان، $RRSS$ نشانگر مجموع مجذورات پسماندهای مقید (برآورد مدل از طریق روش اثرات ثابت) و $URSS$ مجموع مجذورات پسماندهای غیرمقید (برآورد مدل از طریق روش حداقل مربعات معمولی) است. آماره‌ی آزمون $F=18,8$ به دست آمد، که در مقایسه با آماره‌ی F جدول در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و لذا می‌توان فرضیه‌ی صفر را رد کرد و فرضیه‌ی مقابل آن مبتنی بر لزوم بررسی مطالعه‌ی حاضر، به صورت پانل مورد تأیید قرار می‌گیرد.

برای انتخاب مدل برتر از میان مدل اثرات ثابت^۳ و اثرات تصادفی^۴ در روش پانل دیتا، از احتمال آماره‌ی هاسمن (H) استفاده شده است. در تخمین اثرات ثابت (FE)، فرض می‌شود که عرض از مبدأ یکسانی برای هر یک از کشورها وجود دارد که عرض از مبدأ برای هر یک از کشورها متفاوت است که می‌تواند با متغیرهای توضیحی مدل همبستگی داشته یا نداشته باشد که این روش به حداقل مربعات مجازی ($LSDV$) معروف است. ضمن این‌که در این مدل اثر زمان دیده نمی‌شود و تنها اثراتی که مختص هر یک از کشورهاست به عنوان اثرات انفرادی در نظر گرفته می‌شود. در حالی که در مدل اثرات تصادفی، اثرات انفرادی در طول زمان ثابت هستند، ولی در میان کشورها تغییر می‌کنند.

ضمن این‌که احتمال آماره‌ی هاسمن برای انتخاب این دو اثر به عنوان مدل برتر، کافی است و آماره‌ی هاسمن به تنهایی می‌تواند توجیهات کافی را برای انتخاب مدل برتر داشته باشد. فرضیه‌ی صفر در آزمون هاسمن به صورت زیر است:

$$H_0 : \alpha = \alpha_S$$

$$H_1 : \alpha \neq \alpha_S$$

در صورت رد شدن فرضیه‌ی H_0 ، روش اثرات ثابت، سازگار و روش اثرات تصادفی ناسازگار است و باید از روش اثرات ثابت استفاده کرد.

برای برآورد مدل از روش داده‌های پانل و برای تشخیص نوع مدل، مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. مقدار آماره‌ی هاسمن برابر ۱۳,۹۶ به دست آمد که p -value این آماره‌ی برابر با $H=0,007$ است، که بر طبق آن، روش تخمین اثرهای ثابت برای مدل، گزینه‌ی مناسب‌تری می‌باشد.

-
- 1- Restrict residual sum squares.
 - 2- Unrestrict residual sum squares.
 - 3- Fixed effect model.
 - 4- Random effect model.

۸- برآورد و تفسیر مدل

نتایج تخمین مدل برای کل نمونه‌ی مورد بررسی و در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴ و براساس روش تخمین اثرهای ثابت در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲- نتایج برآورد مدل با اثر ثابت

Dependent Variable: PHB				
Method: : Pooled EGLS (Period SUR)				
Sample: ۱۹۹۱ ۲۰۰۴				
Included observations: ۱۴				
Cross-sections included: ۱۸				
Total pool (unbalanced) observations: ۲۰۰				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال
C	-۱,۴۳	۰,۵۳	-۲,۶۷	۰,۰۰۸
RR	-۰,۰۶	۰,۰۱	-۴,۷۶	.
M	۱۴E-۱,۱۰	۱۵E-۵,۴۴	۲,۰۱	۰,۰۴
PS	۰,۰۲	۰,۰۰۲	۱۰,۱۵	.
GDP	۱۳E--۵,۶۸	۱۳E-۳,۴۴	-۱,۶۴	۰,۱۰
Fixed Effects (Cross)				
	ضریب		ضریب	
-- آمریکا-C	۵,۲۴	-- فنلاند-C	-۰,۱۷	
-- ژاپن-C	-۴,۱۳	-- ایرلند-C	-۳,۳۲	
-- آلمان-C	۱,۶۹	-- هلند-C	-۰,۲۲	
-- فرانسه-C	۰,۹۴	-- نروژ-C	-۰,۰۰۷	
-- ایتالیا-C	۰,۵۳	-- نیوزیلند-C	-۰,۱۱	
-- انگلستان-C	۰۰,۹۳	-- اسپانیا-C	-۱,۹۶	
-- کانادا-C	۰,۸۴	-- سوئد-C	۱,۱۱	
-- استرالیا-C	۰,۴۴	-- سوئیس-C	۰,۴۷	
-- دانمارک-C	۰,۲۸	-- ایران-C	۴,۲۵	
Weighted Statistics				
R-squared	۰,۷۰	F-statistic	۲۰	
Adjusted R-squared	۰,۶۷	D-W	۱,۹۵	
Unweighted Statistics				
R-squared	۰,۴۶			

منبع: محاسبات تحقیق با نرم افزار Eviews5

پارامتر مربوط به اثر نرخ بهره‌ی rr بر حباب قیمت مسکن phb منفی و معنی‌دار می‌باشد. این نتیجه منطبق بر بسیاری از مطالب بیان شده در متون نظری و یافته‌های تجربی است، که در بخش‌های قبلی درباره‌ی مکانیزم اثرگذاری آن بر حباب به‌طور کامل شرح داده شد. یعنی کاهش نرخ بهره در کشورهای منتخب موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن شده است، بنابراین می‌توان با افزایش نرخ بهره، رشد حباب‌ها را کنترل کرده و از شکل‌گیری حباب جلوگیری کرد. افزایش نرخ بهره در بردارنده‌ی چندین اثر است. از سویی نرخ بهره یکی از اجزای هزینه‌ی استفاده مسکن است، لذا در صورت افزایش نرخ بهره، هزینه‌ی استفاده و هم‌چنین هزینه‌ی وام مسکن زیاد می‌شود که کاهش تقاضا و قیمت را به دنبال دارد. این موضوع مورد تأکید کیس و شیلر (۲۰۰۳) نیز بوده است که تقاضای مسکن از طریق اجرای سیاست پولی انقباضی، کاهش و آهنگ رشد قیمت ملایم می‌شود. نرخ بهره موجب افزایش هزینه‌ی تأمین مالی ساخت می‌شود و می‌تواند عرضه‌ی مسکن نوساز را کاهش دهد. معمولاً واکنش عرضه‌ی مسکن نسبت به نرخ بهره و یا سایر متغیرها کند و ملایم‌تر از عکس العمل تقاضا نسبت به متغیرهای یاد شده است.

اثر متغیر نقدینگی واقعی m بر حباب قیمت مسکن مثبت و معنی‌دار است این نتیجه از طریق کانال پولی مستقیم که در بخش‌های قبلی توضیح داده شد، قابل بیان است، به گونه‌ای که افزایش عرضه‌ی پول موجب مازاد عرضه‌ی پول شده و افزایش تقاضای کل را به دنبال خواهد داشت و به تبع آن تقاضای مسکن افزایش یافته و منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد. اثر متغیر شاخص سهام ps بر حباب قیمت مسکن، مثبت و به شدت معنی‌دار است، که تأثیر بیش‌تر بازار دارایی‌ها بر حباب قیمت مسکن را نشان می‌دهد.

متغیر تولید ناخالص داخلی، اثر منفی و در سطح ۹۰ درصد اثر معنی‌داری بر حباب دارد و ضریب تولید منفی است و می‌تواند دلالت بر این نکته داشته باشد که شوک مثبت عرضه سبب کاهش حباب قیمت مسکن می‌شود و شاید دلیل منفی بودن اثر رشد GDP بر حباب قیمت مسکن در آنست که در صورت رشد GDP شرایط انتقال سرمایه‌ها به سایر بخش‌های اقتصادی فراهم بوده و علاوه بر بخش مسکن در سایر بخش‌ها نیز سودآوری، انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند و به همین دلیل بورس بازی در بخش مسکن کم‌تر خواهد شد.

کمیت اثر ثابت در کشورها متفاوت است، که خود دلالت بر تأثیرگذاری عوامل دیگر بر قیمت مسکن در کشورهای مورد بررسی دارد. اثرات ثابت در امریکا دارای بیشترین مقدار بوده و بعد از آن بالاترین کمیت اثر ثابت مربوط به ایران است.

جدول (۳)، کشش حباب را نسبت به متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد. متغیر شاخص قیمت سهام واقعی، بالاترین و نرخ بهره‌ی واقعی پایین‌ترین کمیت کشش کمانی را دارا می‌باشد. ژاپن بالاترین و ایرلند پایین‌ترین کشش را نسبت به نقدینگی واقعی به خود اختصاص می‌دهند، آمریکا بالاترین و نیوزیلند پایین‌ترین کشش را نسبت به تولید ناخالص داخلی واقعی داراست. ایران بالاترین و ایرلند پایین‌ترین کشش را نسبت به نرخ بهره‌ی واقعی به خود اختصاص داده است. ایران بالاترین و فنلاند پایین‌ترین کشش را نسبت به شاخص سهام داراست. به عبارت دیگر می‌توان گفت که کشور ایرلند کم‌ترین حساسیت را نسبت به متغیرهای سیاست پولی دارد. حساسیت حباب قیمت مسکن در ایران نسبت به نرخ بهره‌ی واقعی در مقایسه با سایر کشورها بیش‌ترین مقدار را داراست. همین وضعیت در مورد شاخص قیمت سهام نیز صادق است. حساسیت حباب قیمت مسکن نسبت به نقدینگی در ایران به مراتب بیش‌تر از میانگین کمیت مربوطه در کشورهای دیگر است. به طور کلی حساسیت حباب قیمت مسکن در ایران نسبت به متغیرها بیش‌تر از بیش‌تر کشورهای مورد مطالعه می‌باشد.

جدول ۳- کشش‌ها

متغیر	کشش نسبت به m	کشش نسبت به gdp	کشش نسبت به II	کشش نسبت به ps
کشش کمانی	۰,۰۵۱	-۰,۰۵۵	-۰,۰۲۱	۰,۱۰
بالاترین کشش	ژاپن (۰,۰۵)	آمریکا (-۰,۰۴۰)	ایران (-۰,۰۴۶)	ایران (۰,۲)
پایین‌ترین کشش	ایرلند (۰,۰۰۰۰۳)	نیوزیلند (-۰,۰۰۲)	ایرلند (-۰,۰۱۲)	فنلاند (۰,۰۵۳)
ایران	۰,۱۸	-۰,۰۰۴	-۰,۰۴۶	۰,۲

منبع: محاسبات تحقیق

در مرحله‌ی بعد با تفکیک کشورها به دو گروه براساس میانگین نسبت قیمت به اجاره که در بخش (۴) توضیح داده شد، معادله‌ی (۷) برآورد می‌شود. مقدار p-value آماره‌ی هاسمن برای گروه اول، ۰,۰۰۴ و برای گروه دوم ۰,۰۵ به دست آمد، بنابراین روش اثر ثابت برای تخمین مدل گزینه مناسب‌تری است. نتایج تخمین مدل برای گروه اول (شامل ایران) و گروه دوم در جدول (۴) آمده است:

جدول ۴- نتایج برآورد مدل با اثر ثابت به تفکیک گروه‌ها

متغیر	Rr	m	ps	gdp	c
ضریب	-۰,۱۴	۱۴E-۶,۵۲	۰,۰۲	۱۳E-۸,۱۷	-۳,۱۳
آماره‌ی t	-۳,۷۷	۳,۷۵	۳,۶۵	-۳,۶۵	-۳,۳۶
R _۲	۰,۶۹				
ضریب	-۰,۲۵	۱۵E-۷,۶۸	-۰,۰۱	۱۳E-۵,۸۲	۴,۰۲
آماره‌ی t	-۳,۳۵	-۱,۷۷	-۳,۷۹	-۰,۴۸	۳,۱۸
R _۲	۰,۴۱				

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که در گروه اول تمامی متغیرها از سطح معنی‌داری بالاتری نسبت به گروه دوم برخوردارند و متغیرهای سیاست پولی شامل نرخ بهره‌ی واقعی و نقدینگی واقعی از مهم‌ترین متغیرها در شکل‌گیری حساب قیمت مسکن بوده‌اند. کشور ایران نیز جزء کشورهای گروه اول طبقه‌بندی شده است که مطابق مطالعات داخلی انجام شده، متغیر نقدینگی و سیاست پولی از مهم‌ترین متغیرها در اثرگذاری بر قیمت مسکن در ایران به شمار می‌روند. که در این‌جا نیز این موضوع تأیید می‌شود. به‌طور کلی ملاحظه می‌شود که در کشورهای گروه اول که دارای میانگین نرخ رشد نقدینگی بالا و نرخ بهره‌ی پایین‌تری نسبت به کشورهای گروه دوم بوده‌اند، متغیرهای سیاست پولی نیز اثرگذاری بیش‌تری داشته‌اند. به عبارت دیگر می‌توان گفت وجود حساب در کشورهای گروه دوم را که دارای میانگین قیمت به‌اجاره‌ی کم‌تری بوده‌اند، به متغیر نرخ بهره و شاخص سهام نسبت داد و هم‌چنین وجود حساب در کشورهای گروه اول و ایران را با رشد نقدینگی بالا و نرخ بهره‌ی پایین همراه دانست. کمیت اثر ثابت نیز در دو گروه کشورها متفاوت است که دلالت بر اثرگذاری عوامل دیگر بر قیمت مسکن در کشورهای مورد بررسی می‌باشد. اثرات ثابت در گروه اول در ایران (۱۴) و آمریکا (۹) و در گروه دوم در ژاپن (۶) دارای بیش‌ترین مقدار بوده است.

۹- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

نوسان قیمت مسکن به دلایل مختلفی ایجاد می‌شود، عواملی که بر قیمت مسکن اثر می‌گذارند را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: عوامل بنیادی و عوامل غیربنیادی. متغیرهای اقتصاد کلان و سیاست‌های پولی تأثیر زیادی بر روی قیمت مسکن دارند، که

باید نقش آن‌ها را در تغییرات قیمت مسکن مورد توجه کافی قرار داد. در این مقاله تلاش بر اینست که اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن مورد مطالعه قرار گیرد. برای این بررسی، ۱۸ نمونه کشوری از جمله ایران با روش داده‌های ترکیبی (پانل) بین سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴ انتخاب شده است. براساس برآوردهای حاصل از مدل، می‌توان نتایجی به شرح زیر ارائه کرد:

۱- نقدینگی بر حباب مسکن اثر مثبت داشته است. به عبارت دیگر سیاست پولی انبساطی منجر به شکل‌گیری حباب شده است. از این رو رشد شدید نقدینگی در صورت ثابت بودن سایر عوامل موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن می‌شود و سبب اختلال شدید در تخصیص منابع اقتصادی خواهد شد، لذا 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 ضمن اجرای سیاست‌های پولی محتاطانه، می‌توانند از آن ممانعت به عمل آورند. این نتایج مطابق با مطالعات درگر و ولترز (۲۰۰۹)^۱، دی لوسیا (۲۰۰۷)^۲، جارکینسکی و اسمتز (۲۰۰۸)^۳ می‌باشد. در کشورهایی که از میانگین حباب بالاتری برخوردارند، متغیر نقدینگی، متغیر مهمی در اثرگذاری بر حباب بوده است.

۲- یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در سیاست‌گذاری اقتصادی، انتخاب نرخ بهره‌ی بهینه است. از سوی دیگر، طبق تئوری‌های اقتصادی، افزایش نرخ بهره موجب کاهش رشد حباب قیمت مسکن خواهد شد. نتایج تخمین نیز حاکی از آنست که نرخ بهره دارای اثر منفی و کاملاً معنی‌دار بر حباب قیمت مسکن است و بنابراین افزایش نرخ بهره می‌تواند به فروپاشی حباب کمک کند. نرخ بهره به‌عنوان یکی از ابزارهای سیاست پولی می‌تواند در کنترل حباب قیمت مسکن مورد استفاده قرار گیرد.

۳- شاخص سهام بر حباب مسکن اثر مثبت داشته است، این متغیر اثر قوی‌تری نسبت به بقیه‌ی متغیرها در مدل دارد و افزایش قیمت در بازار سهام می‌تواند اثر مثبتی در شکل‌گیری حباب داشته باشد. این نتایج مطابق با مطالعات چن و پاتل (۱۹۹۸)، شن (۲۰۰۵) است.

۴- تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معنی‌داری بر حباب قیمت مسکن داشته است. شاید دلیل منفی بودن دیگر اثر رشد GDP بر حباب قیمت مسکن در آنست که در

1- Dreger and Wolters.

2- De Lucia.

3- Jarocinski and Smets.

صورت رشد GDP، شرایط انتقال سرمایه‌ها به سایر بخش‌های اقتصادی فراهم بوده و علاوه بر بخش مسکن، در سایر بخش‌ها نیز سودآوری انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند و به همین دلیل بورس بازی در بخش مسکن کم‌تر خواهد شد.

برخی از کارشناسان، ورود نقدینگی به بازار مسکن را پدیده‌ای مثبت تلقی می‌کنند، باید توجه داشت که این امر ممکن است در بردارنده‌ی آثار زیان‌باری نیز باشد، زیرا تقاضای مؤثر در بازار مسکن متشکل از دو عنصر تقاضای سوداگران و تقاضای مصرفی است. انگیزه‌ی اصلی حاکم بر تقاضای سوداگران استفاده از نوسانات موجود در بازار و افزایش ارزش دارایی است. به همین دلیل در مواقع رونق این تقاضا با هجوم ناگهانی، منجر به افزایش حباب قیمت می‌شود. با هجوم سوداگران و افزایش قیمت‌ها، قدرت خرید مسکن در اقشار مختلف جامعه کاسته می‌شود و به تدریج با افزایش بیش‌تر قیمت‌ها بسیاری از متقاضیان مصرفی در زمره‌ی متقاضیان بالقوه‌ی مسکن قرار می‌گیرند. از آن‌جا که فعالیت‌های سوداگران تابع قانون بازدهی نزولی نیست، سود در بخش مسکن هم‌چنان بالا می‌ماند و سوداگران براساس انتظارشان هم‌چنان به خرید مسکن ادامه می‌دهند و این روند تا جایی ادامه می‌یابد که ناگهان انتظارات، معکوس شده و بازار با رکود مواجه می‌شود، به چنین فرایندی حباب مسکن گفته می‌شود. در مواردی چنین ساختار بازاری عموماً قیمت‌ها و به ویژه اجاره‌ها برگشت ناپذیر و یا چسبنده هستند. بنابراین با شروع رکود، قیمت‌ها کاهش نمی‌یابند، بلکه تنها روند صعودی آن‌ها متوقف می‌شود. در چنین شرایطی به نظر می‌رسد اعمال هرگونه سیاست در بخش مسکن بدون توجه به نوسانات ادواری این بخش با شکست مواجه می‌شود و لزوم کنترل تقاضای سوداگران به وسیله‌ی تجهیز بازارهای سرمایه در ایران بیش از همیشه ضرورت یافته است.

- مهم‌ترین نکته در زمینه‌ی حل معضل مسکن، استفاده‌ی بهینه از سیاست‌های پولی و مالی است. سیاست‌های پولی باید تعادل و روند ثابت بلندمدت شاخص «قیمت به اجاره» و هم‌چنین شاخص «قیمت به درآمد» را هدف قرار دهند.
- در انتخاب سطح بهینه‌ی متغیرها و ابزارهای سیاست پولی، در کنار اهداف اقتصاد کلان مثل رشد اقتصادی، تورم و بیکاری، اثرات سیاست‌ها بر قیمت مسکن باید مورد توجه خاص قرار گیرد.

- کنترل بازار مسکن فقط با به‌کارگیری سیاست‌های پولی امکان‌پذیر نخواهد شد و استفاده از سیاست‌های مکملی مالی به ویژه اصلاح سیاست‌های مالی امری اجتناب‌ناپذیر خواهد بود.
- به‌طور کلی دخالت به موقع و به‌هنگام بانک‌های مرکزی در محدود کردن دامنه‌ی بحران‌های مالی، مؤثرتر از اقدامات بعدی برای مقابله با آن است و نتایج بهتری به همراه خواهد داشت.

فهرست منابع

- ۱- اشرف زاده، حمیدرضا و نادر مهرگان. (۱۳۸۷). اقتصادسنجی پانل دیتا. تهران: نشر دانشگاه تهران مؤسسه‌ی تحقیقات تعاون.
- ۲- بابایی سمیرمی، محمدرضا. (۱۳۸۴). بررسی وجود حباب‌های تورمی عقلایی، مطالعه‌ی موردی اقتصاد ایران؛ (۱۳۸۲-۱۳۴۰). پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد رشته‌ی اقتصاد دانشگاه مازندران.
- ۳- جعفری صمیمی، احمد و زهرا (میلا) علمی و آرش‌هادی زاده. (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نهم، شماره ۳۲: ۵۳-۳۱.
- ۴- خیابانی، ناصر، (۱۳۸۲)، عوامل تعیین‌کننده‌ی قیمت مسکن در ایران، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، فصل‌نامه‌ی اقتصاد مسکن، شماره ۳۴: ۵۲-۴۶.
- ۵- درخشان، مسعود، (۱۳۸۷)، ماهیت و علل بحران مالی ۲۰۰۸ و تأثیر آن بر اقتصاد ایران، تهران: مجمع تشخیص مصلحت نظام، مرکز تحقیقات استراتژیک.
- ۶- شیرین بخش، شمس‌الله، زهرا، خونساری. (۱۳۸۴). کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی. تهران: انتشارات پژوهشکده‌ی امور اقتصادی.
- ۷- قلی‌زاده، علی‌اکبر. (۱۳۸۷). نظریه قیمت مسکن در ایران. همدان: انتشارات نور علم.
- ۸- قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب. (۱۳۸۸). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌ی رونق و رکود در ایران. فصل‌نامه‌ی اقتصاد مقداری، زمستان ۸۸، شماره‌ی ۱۸.

۹- قلی‌زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز. (۱۳۸۹). بررسی واکنش سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن (مطالعه موردی ایران). فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۴۲، بهار ۱۳۸۹.

- 10- Adalid, Ramon and Carsten Detken. (2007). liquidity shocks and asset price boom/boost cycles. working paper series, no 732.
- 11- Baker, Dean. (2002). The run up in home prices: a bubble. Vol: 45, pp: 93-119.
- 12- Brunnermeier, Markus K., Christian, Julliard. (2006). Money Illusion and Housing Frenzies. NBER Working Paper No. 12810.
- 13- Campbell, John Y., Robert J., Shiller. (1987). Interpreting cointegrated models. Journal of Economic Dynamics and Control, vol 12, pp. 505-22.
- 14- Campbell, J Y, A W Lo and A C McKinlay (1997): The econometrics of financial markets, Princeton University Press.
- 15- Case, Karl E., Robert J., Shiller. (2003). Is There a Bubble in the Housing Market?. Brookings Papers on Economic Activity 2:2003, pp. 299-342.
- 16- Cao, Hua, Oi, Liang. (2007). The impact of monetary policy on property prices: Evidence from China. Department of Finance, School of Economics, Nankai University, Tianjin, China, 300071. www.ideas.repec.org.
- 17- Cecchetti, S., H. Genberg, J. Lipsky and S. Wadhvani. (2000). Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Reports on the World Economy, No. 2 (London: Centre for Economic Policy Research).
- 18- Chen, Ming-Chi and Kanak, Patel.(1998). House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market. Journal of the Asian Real Estate Society, Vol. 1 No 1: pp. 101 – 126.
- 19- Chung, Hee Soo and Jeong Ho, Kim. (2004). Housing Speculation and Housing Price Bubble in Korea. KDI School Working Paper Series 04-06, February 2004.
- 20- Claus, Greiber and Ralph, Setzer. (2007). Money and Housing Evidence for the Euro Area and the US. Economics Department, Frankfurt/Main, Mai 21, www.ideas.repec.org.
- 21- Demary, Markus. (2009). The Link between Output, Inflation, Monetary Policy and Housing Price Dynamics. MPRA Paper No. 15978, posted 30. June 2009.
- 22- De Lucia, Clemente.(2007). Did the FED Inflate a Housing Price Bubble? A Cointegration Analysis between the 1980s and the 1990s. BNP Paribas, Paris. France, Working paper n. 82.

- 23- Diba, Behzad T., Herschel I., Grossman. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices?. *American Economic Review*, vol 98, pp 746-54.
- 24- Dreger, Christian, Jurge, Wolters. (2009). Liquidity and Asset Prices, How Strong Are the Linkages?. ISSN print edition 1433-0210 *Discussion Papers*, 860.
- 25- Dopor, Bill. (2005). Stabilizing Non-fundamental Asset Price Movements under Discretion and Limited Information. *Journal of Monetary Economics*, vol. 52 (May), pp. 727-47.
- 26- Eschker, Erick. (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. www.ideas.repec.org.
- 27- Filardo, Andrew. (2004). Monetary policy and asset price bubbles: calibrating the monetary policy trade-offs. *Monetary and Economic Department, BIS Working Papers*, No 155.
- 28- Filardo, Andrew J. (2001). should monetary policy respond to asset price bubble? Some experimental results. *Research Division Federal Reserve Bank of Kansas City, RWP 01-04*.
- 29- Garber, Peter M. (2001). Famous First Bubbles: The Fundamentals of Early Manias. www.ideas.repec.org.
- 30- Girouard, Nathalie, Mike, Kennedy, Paul van, den Noord and Christophe Andre. (2006). recent house price developments the role of fundamentals. *OECD Economics Department, Working Papers*. no 475.
- 31- Giuliadori, Massimo (2003), "Monetary Policy Shocks and the Role of House Prices across European Countries," *Scottish Journal of Political Economy*, 52, 519-543.
- 32- Himmelberg, Charles, Christopher, Mayer and Todd, Sinai. (2005). assessing high house prices: bubbles, fundamental and misperceptions. *NBER working paper* 11643.
- 33- Iacoviello, Matteo. (2005). House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. *American Economic Review*, Vol. 95(3), 739-64.
- 34- Jarocinski, Marek, Frank, Smets. (2008). House prices and the stance of monetary policy. *Working paper series*, no.891.
- 35- Jesse, M. Abraham and Patrik H., Anderson. (1994). bubbles in metropolition housing market, *NBER working paper* 4774.
- 36- Kent, Christopher, Philip, Lowe. (1997). Asset price bubbles and monetary policy. *Research Discussion Paper* 9709.
- 37- Koustas, Z – Serletis, A (2005) Rational Bubbles or Persistent Deviations from Market Fundamentals. *The Journal of Banking & Finance* Vol. 29, 2523–2539.

- 38- Levin, Eric J., and Robert, Wright. (1997). Speculation in the Housing Market?. *Urban Studies*, Vol. 34, No. 9, 1419- 1437.
- 39- Lim, Ho Yeol. (2004). Asset price movements and monetary policy in South Korea. *BIS Working Papers*, No 19.
- 40- Mikhed, Vyacheslav, Petr, Zemcik. (2009). *Testing for Bubbles in Housing Markets: A Panel Data Approach. The Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 38(4), pages 366-386.
- 41- Shen, Yue. (2005). Housing price bubbles in Beijing and Shanghai, *Management Decision*, Vol. 43 No. 4, 2005, pp. 611-627.
- 42- Shiller, R. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?. *American Economic Review*, vol 71, pp 421-36.
- 43- Stein, Jeremy C. (1995). Price and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects. *Quarterly Journal of Economics*, No. 110, pp. 379-406.
- 44- Stiglitz, Joseph E. (1990). *Symposium on Bubbles. Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 4(2), pages 13-18.
- 45- Taipalus, Katja. (2006). a global house price bubble? Evaluation based on a new rent price approach. *Bank Of Finland Research Discussion Papers* 29.
- 46- White, Eugene N. (2004). Bubbles and busts: the 1990s in the mirror of the 1920s. *FRU Working Papers*, no 2004/09.

پروشکاه علوم انسانی ومطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی