فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هشتم، شماره ٤ «پیاپی ٢٨»، زمستان ١٣٩٣، صفحات ٢٦-١)

شناسایی حباب مسکن در ایران با رویکرد هم‌جمعی پنل[1]

محمود ختائی،[*] ناصر خیابانی،[**] محسن رجبی[+]

تاریخ دریافت: ٩٣/٠٧/٢٦ تاریخ پذیرش: ٩٣/١١/٣٠

چکیده

هدف این مقاله شناسایی حباب مسکن در ایران است. به این منظور قیمت بنیادی مسکن برآورد و حباب از اختلاف بین قیمت بنیادی و واقعی مسکن به دست آمد. با توجه به وجود جیره‌بندی در بازار وام رهنی ایران از معادله قیمت حقیقی مسکن با در نظر گرفتن جیره‌بندی اعتبارات مسکن استفاده شد. هم‌چنین برای ایجاد معیاری از جیره‌بندی اعتبارات مسکن از معادله وام رهنی پرداختی در عدم تعادل استفاده شد. داده‌ها فصلی و مربوط به ١٧ شهر بزرگ ایران است. نتایج حاصل از تخمین مدل جیره‌بندی اعتبارات مسکن اشاره به وجود رابطه عکس بین تقاضای وام رهنی و قیمت مسکن دارد. نتایج حاصل از تخمین معادله قیمت حقیقی مسکن اشاره به وجود حباب در بازار مسکن ایران دارد. در واقع در سال‌های ١٣٧٥، ١٣٨١ و ١٣٨٦ شاهد شکست حباب قیمت در بازار مسکن ایران بوده‌ایم.

طبقه‌بندی JEL : C23, G12

واژگان کلیدی: حباب مسکن، جیره‌بندی اعتبارات مسکن، هم‌جمعی پنل.

---

[1] این مقاله برگرفته از پایان‌نامه‌ی دوره‌ی دکتری محسن رجبی در دانشگاه علامه طباطبایی می‌باشد.

[*] دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: mahmoodkhataie24@gmail.com

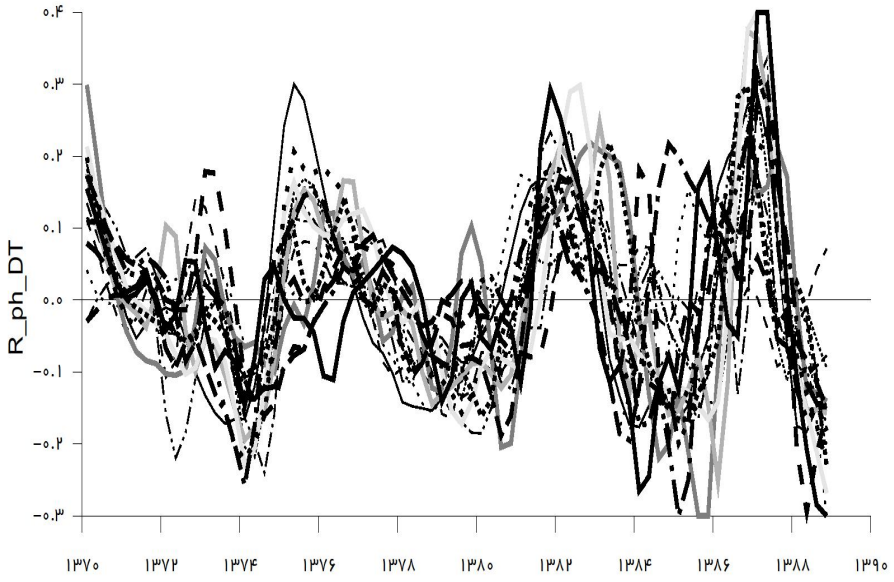
[**] استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، پست الکترونیکی: n.khiabani@imps.ac.ir

[+] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، پست الکترونیکی: davooderajabi@yahoo.com

۱. مقدمه

نوسانات قیمت مسکن طی دو دهه‌ی اخیر یکی از چالش‌های اساسی بازار مسکن و اقتصاد کشور محسوب می‌شود. در این دوره، تغییراتی در ساختار بازار مسکن ایران به وجود آمده که مهم‌ترین آن، رشد تقاضای سفته‌بازی است که می‌تواند باعث شکل‌گیری حباب مسکن گردد. هدف این پژوهش شناسایی حباب مسکن در ایران در دو دهه‌ی اخیر است. در مجلات مالی، حباب قیمت را افزایش شدید و غیر معمول قیمت تعریف می‌کنند.[۱] بر این اساس برای مشاهده‌ی الگوی شکل‌گیری و شکست حباب مسکن می‌توان به بررسی الگوی قیمت حقیقی مسکن پرداخت.

نمودار ۱. لگاریتم "متوسط قیمت حقیقی یک مترمربع زیربنای واحد مسکونی" در ۱۷ شهر بزرگ ایران (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ پس از حذف روند زمانی)



منبع: داده‌های مرکز آمار ایران

با مشاهده نمودار بالا این گمان پیش می‌آید که احتمالاً بازار مسکن ایران در دوره‌ی زمانی ۸۸-۱۳۷۰ سه بار شکل‌گیری و شکست حباب را تجربه کرده است. باید توجه داشت که بررسی

[۱] این تعریف با تعریف تکنیکی حباب که متعاقباً بیان می‌شود، تفاوت دارد.

الگوی قیمت حقیقی مسکن از آنجا که به منشاء تغییرات قیمت توجه ندارد، می‌تواند گمراه کننده باشد. از این‌رو، معمولاً به جای بررسی الگوی قیمت حقیقی مسکن به بررسی روند "نسبت قیمت مسکن به درآمد" [1] و "نسبت قیمت به اجاره‌بهای مسکن" [2] پرداخته می‌شود. الگوی این دو نسبت نیز با ایده شکل‌گیری حباب در بازار مسکن ایران سازگاری دارد. با توجه به مطالب بیان شده این سوال مطرح می‌شود که آیا طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۸ بازار مسکن ایران شکل‌گیری و شکست حباب را تجربه کرده است یا خیر؟ با توجه به هدف تحقیق و سوال مطرح شده فرضیه زیر جهت بررسی و آزمون تجربی ارایه می‌شود:

فرضیه: قیمت مسکن در ۱۷ شهر بزرگ ایران در دوره زمانی ۸۸-۱۳۷۰ الگوی حباب شکل داشته است.

قبل از بیان ادبیات موضوع، ارایه تعریفی از حباب ضروری به نظر می‌رسد. اقتصاددانان بسیاری سعی کرده‌اند تعریفی تکنیکی و در عین حال ساده از حباب ارایه دهند، لکن کمتر موفق به این امر شده‌اند. استیگلیتز [3] (۱۹۹۰) تعریفی از حباب ارایه داده که درک شهودی آن بسیار ساده است: "چنانچه علت بالا بودن قیمت فعلی یک دارایی تنها این باشد که سرمایه‌گذاران تصور کنند قیمت در آینده بالاتر خواهد رفت در حالی که عوامل بنیادی یک چنین قیمتی را توجیه نکنند، با حباب روبرو هستیم." اکثر مطالعات صورت گرفته در خصوص شناسایی حباب مسکن این تعریف را مبنای کار خود قرار داده‌اند.

در اینجا ذکر یک نکته در خصوص فرایند ایجاد داده‌ها (DGP) ضروری به نظر می‌رسد. عدم تفکیک جزء روند (جزء متعین) و جزء سیکلی (جزء تصادفی) متغیرها و کار با داده‌های خام باعث بروز مشکلاتی می‌شود که در کائو [4] (۱۹۹۹) به آن اشاره شده و نیز همبستگی مقطع زمانی که در تعداد اندکی از آزمون‌ها و تخمین زننده‌های پنل لحاظ شده است. با توجه به مطالب بیان شده در این مقاله از دو مجموعه داده استفاده شده، یکی داده‌هایی که روند زمانی آنها حذف شده (detrend شده) با پسوند DT_ و دیگری داده‌هایی که میانگین مقطع زمانی آنها حذف شده (demean شده) با پسوند DM_ . مشکل همبستگی مقطع زمانی در داده‌های detrend شده جدی است لکن در داده‌های demean شده قابل اغماض است.

---

[1] Price-Income Ratio
[2] Price-Rental Ratio
[3] Stiglitz
[4] Kao

برای انجام آزمون ریشه واحد در صورت استفاده از داده‌های detrend شده، با توجه به وجود همبستگی مقطع زمانی در داده‌ها باید از آزمون ریشه واحد CADF در پسران[1] (٢٠٠٣) که همبستگی مقطع زمانی در آن لحاظ شده استفاده کرد. در صورت استفاده از داده‌های demean شده، با توجه به عدم وجود همبستگی مقطع زمانی در داده‌ها، می‌توان از دو آزمون IPS و LLC استفاده کرد. برای انجام آزمون هم‌جمعی نیز چنانچه از داده‌های detrend شده استفاده شود، با توجه به وجود همبستگی مقطع زمانی در داده‌ها باید از آزمون هم‌جمعی وسترلاند[2] (٢٠٠٧) استفاده کرد زیرا همبستگی مقطع زمانی در آن لحاظ شده است. در صورت استفاده از داده‌های demean شده، با توجه به عدم وجود همبستگی مقطع زمانی در داده‌ها می‌توان از دو آزمون هم‌جمعی کائو[3] (١٩٩٩) و پدرونی[4] (٢٠٠٤) استفاده کرد.

این مقاله در پنج بخش ساماندهی شده است. بخش دوم مقاله شامل نظریه‌های شکل گیری و شکست حباب، علل ایجاد حباب، رویکردهای شناسایی حباب و پیشینه تحقیق می‌باشد. در بخش سوم، موضوع تاثیر تورم بر قیمت حقیقی مسکن، تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن و مدل جیره‌بندی اعتبارات مسکن ارایه شده است. در بخش چهارم آزمون‌ها، تخمین‌ها و برآورد جزء حباب قیمت مسکن آورده شده و در بخش پنجم نتیجه‌گیری آمده است.

٢. ادبیات موضوع

در این پژوهش تنها به موضوع شناسایی حباب قیمت مسکن پرداخته شده و در خصوص علل ایجاد آن تنها به بیان دیدگاه‌های موجود بسنده شده است.

٢-١. نظریه‌های شکل‌گیری و شکست حباب قیمتی

در این قسمت به مرور اجمالی نظریه‌های موجود در خصوص شکل‌گیری و شکست حباب قیمتی خواهیم پرداخت. به طور کلی مدل‌هایی که به بررسی پدیده‌ی حباب پرداخته‌اند را می‌توان به چهار گروه تقسیم کرد: گروه اول به تحلیل حباب عقلایی[5] پرداخته‌اند. حباب عقلایی در مدل‌های

[1] Pesaran
[2] Westerlund
[3] Kao
[4] Pedroni
[5] Rational Bubbles

با افق زمانی نامحدود همانند پول اعتباری[1] که اولین بار توسط ساموئلسون (۱۹۵۸)[2] توضیح داده شد، شرح داده می‌شود. حباب عقلایی بیشتر جنبه نظری و آموزشی دارد تا تبیین مشاهدات در دنیای واقعی. در جهان واقع به دفعات شاهد شکل‌گیری و شکست حباب در بازار دارایی‌ها هستیم که با نظریه حباب عقلایی سازگاری ندارد. از این‌رو، نیاز به مدل‌هایی است که شکل‌گیری و شکست حباب را توضیح دهند. گروه دوم مدل‌ها در قالب الگوی فکری انتظارات عقلایی بحث می‌کنند و اختلاف شان با گروه اول (مدل حباب عقلایی) به فرض نامتقارن بودن اطلاعات برمی‌گردد. گروه سوم مدل‌ها روی تعامل بین سرمایه‌گذاران عقلایی و غیر عقلایی (رفتاری) متمرکز شده‌اند و به موانعی که سرمایه‌گذاران عقلایی را از اصلاح قیمت گذاری نادرست باز می‌دارد اشاره می‌کنند. گروه آخر مدل‌ها نیز ذهنیت‌های سرمایه‌گذاران را ناهمسان در نظر می‌گیرند و در نتیجه اختلاف نظر آنان درباره ارزش بنیادی دارایی را امری پذیرفته شده می‌دانند. علاوه بر این چهار دیدگاه، یک دیدگاه دیگر نیز در خصوص حباب وجود دارد که از مباحث تامین مالی وارد ادبیات اقتصادی شده است. این دیدگاه به مقوله انتقال ریسک در ارتباط با عواملی از قبیل عدم صداقت موسسات وام رهنی و طمع ورزی موسسات ناشر اوراق با پشتوانه وام‌های رهنی[3]، صندوق‌های پوشش ریسک و موسسات رتبه‌بندی اشاره می‌کند. این دیدگاه بیشتر مناسب توضیح حباب در کشورهای دارای سیستم مالی پیشرفته است.

۲-۲. علل ایجاد حباب

در خصوص پدیده‌ی حباب باید بین بسترهای مناسب برای شکل گیری حباب، علل ایجاد حباب و مکانیزم‌های پیش برنده آن تمایز قائل شد. بسترهای مناسب برای شکل گیری حباب - شرایط، محدودیت‌ها و عواملی که باعث قیمت‌گذاری نادرست شده و یا نیروهای بازار را از اصلاح قیمت‌گذاری نادرست باز می‌دارند - در قسمت قبل شرح داده شد. در خصوص مکانیزم‌های پیش برنده حباب که عمدتاً روان‌شناختی هستند می‌توان به حلقه قیمت- داستان- قیمت[4] و حلقه

[1] Fiat Money
[2] Samuelson, P. (1958). An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of Political Economy*, 66: 467-482.
[3] Mortgage-Backed Security
[4] Price–Story–Price Loop

قیمت- فعالیت اقتصادی- قیمت[1] آن گونه که شیلر[2] (۲۰۰۸) اشاره می‌کند و آن را ویژگی اصلی حباب‌های اخیر می‌داند، اشاره کرد. در این قسمت به بیان دیدگاه‌ها در خصوص علل ایجاد حباب پرداخته شده است. مطالعات خارجی که به بررسی علل ایجاد حباب پرداخته‌اند عموماً بین‌کشوری و توصیفی هستند بر عکس مطالعات داخلی که قریب به اتفاق از تکنیک‌های اقتصاد سنجی بهره گرفته‌اند. در ادامه نتایج دو تحقیق بین کشوری آورده شده است.

کامینسکی و رینهارت (١٩٩٦)[3] به بررسی طیف وسیعی از بحران‌ها در ۲۰ کشور شامل ۵ کشور صنعتی و ۱۵ کشور نوظهور پرداخته‌اند. آنها پی بردند که پیش درآمد اغلب بحران‌ها، آزادسازی مالی و گسترش معنادار اعتبارات است که افزایش قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب قیمت مسکن را در پی دارد. این کشورها پس از مدتی شکست حباب قیمت مسکن و سقوط بازار مسکن را تجربه می‌کنند.

آلن و گیل (١٩٩٨)[4] با مطالعه حباب قیمتی در کشورهای صنعتی و کشورهای در حال توسعه، فرایند شکل‌گیری و شکست حباب قیمت دارایی را به سه مرحله تقسیم می‌کند: مرحله اول با آزادسازی مالی[5] یا تصمیم آگاهانه[6] بانک مرکزی به منظور افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها و یا اتفاقاتی از این دست آغاز می‌شود. گسترش اعتبارات با افزایش قیمت مسکن و سهام همراه می‌شود. این افزایش قیمت برای مدتی ادامه می‌یابد و در این مدت حباب بزرگ و بزرگتر می‌شود. در مرحله دوم حباب می‌شکند و قیمت دارایی ظرف مدت کوتاهی سقوط می‌کند. در مرحله سوم شاهد ورشکستگی بنگاه‌ها و افرادی هستیم که برای خرید دارایی در قیمت بالا وام گرفته‌اند. در پی این موج ورشکستگی احتمالاً شاهد بحران بانکی و ارزی و در یک کلام بحران مالی خواهیم بود.

۳-۲. رویکردهای شناسایی حباب مسکن

یکی از مشکلات این پژوهش، آن است که بخش عمده‌ی ادبیات حباب مربوط به حباب در بازار

---

[1] Price–Economic Activity–Price Loop
[2] Shiller
[3] Kaminsky, G., & Reinhart, C. (1996a). Banking and Balance-of-Payments Crises: Models and evidence, working paper, Board of Governors of the Federal Reserve, Washington, D.C. Kaminsky, G., & Reinhart, C. (1996b). The Twin Crises: The causes of banking and balance-of-payments problems, working paper, Board of Governors of the Federal Reserve, Washington, D.C.
[4] Allen, F., & Gale, D. (1998). Bubbles and Crises, the Wharton Financial Institutions Center, No. 98-01-B.
[5] Financial Liberalization
[6] Conscious Decision

سهام می‌شود و مقالات پایه و شاخص در زمینه شناسایی حباب مسکن وجود ندارد. هر چند تعریف حباب به نظر ساده می‌آید اما بررسی وجود یا عدم وجود آن کار بسیار دشواری است. سخت‌ترین بخش کار، تعیین ارزش بنیادی دارایی است. ارزش بنیادی دست نیافتنی‌تر از آن است که به نظر می‌رسد. شیوه‌ی رایج در شناسایی حباب مقایسه قیمت و بنیادها[1] است. با مرور مقالاتی که به بحث حباب مسکن پرداخته‌اند، به دو تفسیر از "بنیادها" برمی‌خوریم: ارزش بنیادی[2] و عوامل بنیادی بازار[3]. ارزش بنیادی یک دارایی مالی یا کالای سرمایه‌ای به وسیله سه عامل تعیین می‌شود: جریان وجوه به دست آمده در طول زمان، ارزش دارایی در پایان دوره‌ی نگهداری و نرخ تنزیل. در استیگلیتز[4] (۱۹۹۰) به مشکلات موجود در ارتباط با به دست آوردن اطلاعات راجع به هر یک از این سه جزء در تعیین ارزش بنیادی یک دارایی که برای مدت طولانی نگهداری می‌شود، اشاره شده است. با توجه به مشکلات موجود بر سر راه محاسبه ارزش بنیادی یک دارایی، محققین به دنبال ادله غیر مستقیم حباب رفتند که به ارایه تفسیر دیگری از "بنیادها" یعنی لحاظ متغیرهای برون‌زای اقتصاد به عنوان "عوامل بنیادی بازار" منجر شد بدین معنا که از رابطه بین قیمت مسکن و متغیرهای اقتصادی پی به وجود یا عدم وجود حباب می‌برند. چنانچه قیمت مسکن با تغییرات متغیرهای اقتصادی منطبق بوده و یا تغییر قیمت مسکن به وسیله عوامل بنیادی و انتقال‌های معقول قابل توضیح باشد، وجود حباب رد می‌شود.

٤-٢. پیشینه تحقیق

میخد و زمیچ [5] (۲۰۰۹) به بررسی موضوع کاهش شدید قیمت در بازار مسکن آمریکا در سال ۲۰۰٦ میلادی پرداختند. این که آیا این کاهش قیمت به وسیله عوامل بنیادی از قبیل درآمد شخصی، جمعیت، اجاره مسکن، ارزش بازار سهام، هزینه ساخت و نرخ بهره رهنی قابل توضیح است یا خیر. به این منظور آنان ابتدا از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی سری زمانی استفاده کردند. اما از آنجا که آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی سری زمانی به واسته نادیده گرفتن وابستگی بازارهای مسکن منطقه‌ای از قدرت کمی در رد فرضیه صفر وجود ریشه واحد

[1] Fundamentals
[2] Fundamental Value
[3] Market Fundamentals
[4] Stiglitz
[5] Mikhed, V., & Zemcík, P. (2009). Do House Prices Reflect Fundamentals Aggregate And Panel Data Evidence? *Journal of Housing Economics*, 18: 140–149.

برخوردارند، آنان از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی پنل استفاده کردند. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی سری زمانی و پنل بر وجود حباب مسکن در آمریکا قبل از سال ۲۰۰٦ اشاره داشت.

شن، خویی و لو (۲۰۰۵)[1] به بررسی وجود حباب مسکن در شهرهای پکن و شانگهای در سال ۲۰۰۳ پرداختند. آنان با استفاده از داده‌های ماهانه این دو شهر و استفاده از آزمون علیت گرنجری، تحلیل تکانه- عکس‌العمل تعمیم یافته و رگرسیون فرم ساده شده قیمت مسکن به بررسی موضوع پرداختند. آنها قیمت بنیادی مسکن در دو شهر را تخمین و جزء حباب را برآورد کردند. یافته‌های آنها اشاره به وجود حباب در شانگهای در سال ۲۰۰۳ به میزان ۲۲٪ قیمت مسکن داشت. در عوض هیچ نشانه‌ای از وجود حباب در پکن در آن سال دیده نشد. کیم و لی (۲۰۰۰)[2] برای آزمون وجود حباب قیمت مسکن در کره از آزمون هم‌جمعی بین قیمت مسکن و متغیرهای اقتصاد کلان استفاده کرده‌اند. آنان از آزمون حداکثر درست‌نمایی یوهانسن با استفاده از مدل VAR برای آزمون هم‌جمعی استفاده کرده‌اند. نتایج آزمون هم‌جمعی بین قیمت حقیقی زمین و GDP حقیقی بر اساس داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۹۹-۱۹۷٤ نشان از هم‌جمع بودن این دو متغیر دارد. به بیان دیگر در بلندمدت قیمت زمین به وسیله عوامل بنیادی بازار تعیین می‌شود و هیچ نشانه‌ای از وجود حباب در دوره زمانی ۹۹-۱۹۷٤ پیدا نشد.

بررسی پیشینه پژوهش در کشور نشان می‌دهد که بیشتر به موضوع تاثیر سیاست پولی بر حباب مسکن پرداخته شده و به بحث شناسایی حباب مسکن توجه کمتری شده است.

مروت و بهرامی (۱۳۹۲) با ارایه یک مدل ساده برای تقاضای سوداگری مسکن به بررسی نقش انتظارات ناهمگن در شکل‌گیری حباب مسکن پرداخته‌اند. آنان از رهیافت اقتصاد مبتنی بر عامل استفاده کرده‌اند. در این مدل برخی از سوداگران دارای تقاضای بی‌ثبات کننده و برخی دیگر دارای تقاضای تثبیت‌کننده هستند. آنان نتیجه می‌گیرند علت اصلی شکل‌گیری حباب در بازار مسکن تهران در دو دهه گذشته، سهم بالای تقاضای بی‌ثبات کننده از کل تقاضای سوداگرانه است. همان گونه که در قسمت (۲-۱) بیان شد در خصوص پدیده‌ی حباب باید بین سه موضوع بسترهای مناسب برای شکل‌گیری حباب، علل ایجاد حباب و مکانیزم‌های پیش برنده آن تمایز قائل شد. سهم بالای تقاضای

[1] Shen, Y., & Hui, E. C. M., & Liu, H. (2005). Housing price bubbles in Beijing and Shanghai. Management Decision, 43 (4): 611-627.
[2] Kim, K-H., &Lee, H. S. (2000). Real Estate Price Bubble and Price Forecasts in Korea.

بی‌ثبات کننده از کل تقاضای سوداگرانه نمی‌تواند علت شکل‌گیری حباب باشد و تنها بستر را برای شکل‌گیری حباب مهیا می‌سازد. مروت و بهرامی (۱۳۹۲) در قسمت (٤-۲) مقاله خود بیان می‌کنند که "عوامل بنیادی منجر به شکل‌گیری روندها و عوامل غیربنیادی منجر به شکل‌گیری چرخه‌ها می‌شوند". لازم به یادآوری است که جزء روند (جزء متعین) قیمت حقیقی مسکن به وسیله عواملی از قبیل کم‌یابی زمین قابل ساخت، متوسط زیربنای واحدهای مسکونی و مقررات مربوط به تراکم (نسبت سطح زیربنا به مساحت زمین) تعیین می‌شود و جزء سیکلی (جزء تصادفی) قیمت حقیقی مسکن به وسیله عوامل بنیادی (درآمد خانوارها، جمعیت، عرضه مسکن نوساز و ...) و غیر بنیادی (تقاضای سوداگرانه) تعیین می‌شود. حباب آن بخش از جزء سیکلی قیمت حقیقی مسکن است که به وسیله عوامل غیربنیادی تعیین می‌شود.

کمیجانی، گندلی علیخانی و نادری (۱۳۹۲) در بخش مبانی نظری به شش عامل تاثیرگذار بر حباب مسکن اشاره کرده‌اند: تولید نا خالص داخلی، تورم، درآمدهای نفتی، نرخ سود بانکی، حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌های رقیب مسکن. لازم به ذکر است که از بین این شش عامل، سه عامل تولید ناخالص داخلی، تورم و نرخ سود بانکی از عوامل تعیین کننده‌ی قیمت بنیادی مسکن (عوامل بنیادی) به شمار می‌روند نه عوامل موثر بر حباب مسکن. نویسندگان مقاله از عوامل موثر بر عرضه و تقاضای مسکن تحت عنوان "عوامل درونزای موثر بر حباب مسکن" نام برده‌اند که به نظر می‌رسد با تعریف حباب سازگاری نداشته باشد. آنان برای شناسایی حباب مسکن از نسبت قیمت به اجاره مسکن استفاده کرده‌اند. لازم به ذکر است که این نسبت تنها دیدی کلی از تحولات بازار مسکن ارایه می‌دهد و تلقی روش از آن درست به نظر نمی‌رسد. بهتر است شناسایی حباب بر اساس مدل‌های اقتصادی و با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد سنجی انجام شود تا این که بر اساس یک نسبت مورد بررسی قرار گیرد.

خسروی نژاد و فتحی (۱۳۹۱) از آزمون هم‌جمعی پنل برای بررسی وجود حباب در بازار مسکن استفاده کرده‌اند. برای این منظور آنها از رابطه بلندمدت بین قیمت و اجاره‌بهای مسکن با لحاظ متغیرهای انتقال دهنده عرضه و تقاضای مسکن استفاده کرده‌اند. در این مقاله دو نکته قابل تامل وجود دارد یکی در خصوص تصریح مدل و دیگری در خصوص رویکرد. در خصوص تصریح مدل باید گفت که "قیمت اجاره‌ای خدمات مسکن" که در استخراج معادله قیمت مسکن به آن اشاره می‌شود، قیمتی است که مصرف کننده حاضر است برای خدمات یک واحد از

موجودی مسکن در هر دوره‌ی زمانی در بازار خدمات مسکن (با فرض تفکیک بازار مسکن به دو بازار خدمات مسکن و بازار مسکن به عنوان یک دارایی) پرداخت کند. از آنجا که بازار مسکن در عمل قابل تفکیک نیست، "قیمت اجاره‌ای خدمات مسکن" غیر قابل مشاهده بوده و ارتباطی با هیچ یک از داده‌های منتشر شده از قبیل درآمد اجاره‌ای در حساب‌های ملی یا اجاره‌بهای مسکن ندارد. از این‌رو، در مطالعات تجربی با عوامل تعیین کننده آن در بازار خدمات مسکن جایگزین می‌شود. اما استفاده همزمان از آنها درست به نظر نمی‌رسد. در خصوص رویکرد نیز باید گفت که از آزمون هم‌جمعی برای بررسی وجود یا عدم وجود حباب عقلایی استفاده می‌شود نه حباب شکننده. در حقیقت چنانچه در تصریح مدل از متغیر روند استفاده نشده باشد و متغیرها هم‌جمع باشند، وجود حباب عقلایی رد می‌شود اما در خصوص حباب شکننده وضع فرق می‌کند. در حقیقت متغیرها می‌توانند هم‌جمع باشند اما شاهد حباب شکننده در بازار مسکن باشیم.

قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۹) از نسبت قیمت به اجاره‌بهای مسکن برای شناسایی حباب استفاده کرده‌اند. همان گونه که قبلاً بیان شد این نسبت تنها دیدی کلی از تحولات بازار مسکن ارایه می‌دهد و تلقی روش از آن درست به نظر نمی‌رسد. بر اساس تعریف استیگلیتز[1] از حباب، شناسایی حباب باید بر اساس مدل‌های اقتصادی و با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی انجام شود.

۳. روش شناسی

لازمه شناسایی حباب مسکن، برآورد قیمت بنیادی مسکن است که در بخش اهداف نیز به آن اشاره شد. از این‌رو، ابتدا به تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن خواهیم پرداخت. شیوه مرسوم در استخراج معادله قیمت مسکن استفاده از فرم ساده شده توابع عرضه و تقاضای مسکن است لکن در این پژوهش از مدل شناخته شده‌ی حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کننده با فرض وجود دو کالا، یکی خدمات مسکن و دیگری کالای مصرفی مرکب استفاده شده است. این مدل در مین[2] (۱۹۹۰ الف) ارایه شده است. با توجه به اعمال جیره‌بندی در بازار وام رهنی و بالا بودن نرخ تورم در ایران، قبل از استخراج معادله قیمت مسکن ارایه توضیحاتی در خصوص تاثیر تورم بر قیمت حقیقی مسکن ضروری به نظر می‌رسد.

[1] Stiglitz
[2] Meen

۱-۳. تاثیر تورم بر قیمت حقیقی مسکن

افزایش سریع‌تر قیمت مسکن در مقایسه با سایر قیمت‌ها موضوعی است که در اغلب کشورها مشاهده شده است. یکی از توضیحات ارایه شده در این خصوص معافیت مالیاتی درآمد سرمایه‌ای واحدهای مسکونی شخصی است. این امر باعث می‌شود قیمت حقیقی مسکن نسبت به نرخ تورم حساس باشد. در واقع با افزایش نرخ تورم، قیمت حقیقی مسکن افزایش می‌یابد. این رابطه می‌تواند تحت تاثیر جیره‌بندی اعتبارات مسکن قرار گیرد. در صورت وجود جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن رابطه بین نرخ تورم و قیمیت حقیقی مسکن نامشخص و بستگی به نحوه تاثیر تورم بر درجه اعمال جیره‌بندی دارد. در تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن باید موضوع جیره‌بندی اعتبارات مسکن مد نظر قرار گیرد.

۲-۳. تصریح معادله قیمت حقیقی مسکن

مطابق با مقاله مین[1] (۱۹۹۰ الف) شکل کلی معادله قیمت حقیقی مسکن با فرض وجود جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن این گونه در نظر گرفته شد،

$$R_ph_{i,t} = f\left(R_yhh_{i,t}\ ,\ nnh_{i,t}\ ,\ MRAT_{i,t}\right) \qquad (۱)$$

که درآن R_ph لگاریتم متوسط قیمت حقیقی یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی، R_yhh لگاریتم متوسط درآمد حقیقی خانوارهای شهری، nnh لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی نوساز و MRAT معیار جیره‌بندی در بازار اعتبارات مسکن است. این معادله می‌توانست متغیرهای دیگری از قبیل نرخ بهره و ارزش ثروت بخش خصوصی را نیز شامل شود لکن با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصاد ایران از این متغیرها صرف نظر شد. در خصوص نرخ بهره باید گفت که تغییرات بسیار اندک آن طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۰ که نتیجه دستوری بودن نظام نرخ بهره در ایران است باعث می‌شود تا این متغیر از توضیح دهندگی خوبی برخوردار نباشد. در خصوص ارزش ثروت بخش خصوصی نیز نبود اطلاعات مربوط به آن دلیل حذف این متغیر از معادله قیمت حقیقی مسکن است. استفاده از "ارزش بازار سهام" به عنوان جایگزینی برای ارزش ثروت بخش خصوصی با توجه به دوره‌های رونق و رکود بازار سهام می‌تواند نتایج گمراه کننده در پی داشته

[1] Meen

باشد. نکته قابل توجه دیگر در ارتباط با معادله قیمت حقیقی مسکن این که نرخ تورم مستقیماً در معادله وارد نمی‌شود بلکه از طریق تاثیر بر معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن (MRAT) بر قیمت حقیقی مسکن اثر می‌گذارد. شکل ایستای رابطه‌ی (۱) را می‌توان به این صورت تصریح کرد،

$$R_ph_{i,t} = \delta_i + \sigma_{1i}\, R_yhh_{i,t} + \sigma_{2i}\, nnh_{i,t} + \sigma_{3i}\, MRAT_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۲)$$

ضرایب در رگرسیون بالا ناهمسان در نظر گرفته شده است.

۳-۳. مدل جیره‌بندی اعتبارات مسکن

معادله قیمت حقیقی مسکن (رابطه ۲) نیاز به معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن دارد. برای به دست آوردن معیاری از جیره‌بندی اعتبارات مسکن در ایران از مدل ارایه شده در مین[1] (۱۹۹۰ ب) استفاده شده است البته با اعمال برخی تغییرات.[2] معادله وام رهنی پرداختی عبارت است از،

(۳)

$$D_mtg_{i,t} = \mu_i + \gamma_1\, D_mtg_{i,t-1} + \gamma_2\, D_dep_{i,t} + \sum_{k=1}^{4} \beta_{i,k}\, D_dep_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{2} \beta_{i,k+5}\, D_yhh_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{2} \beta_{i,k+8}\, D_nnh_{i,t-k} + \beta_{i,11}\, D_ph_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

که باید تخمین زده شود. نمادهای بکار رفته در رابطه بالا عبارتند از،

D_mtg – رشد مانده کل تسهیلات پرداختی بانک مسکن به بخش غیر دولتی

D_dep – رشد مانده سپرده‌های سرمایه‌گذاری مسکن اشخاص نزد بانک مسکن

D_yhh – رشد متوسط درآمد ناخالص خانوارهای شهری

D_nnh – رشد تعداد واحدهای مسکونی نوساز

D_ph – رشد متوسط قیمت یک متر مربع زیربنای واحد مسکونی

---

[1] Meen

[2] یکی از فروض این مدل، ثبات نسبت "مانده وام رهنی پرداختی" به "موجودی سپرده اشخاص نزد موسسات وام رهنی" در بلندمدت است. در ایران معادل این نسبت یعنی نسبت "مانده کل تسهیلات پرداختی بانک مسکن به بخش غیر دولتی" به "مانده سپرده‌های سرمایه‌گذاری مسکن اشخاص نزد بانک مسکن" (MTG/DEP) از ثبات نسبی برخوردار نیست که علت آن عدم اتکای بانک مسکن به منابع حاصل از سپرده‌گذاری اشخاص در اعطای وام به خریداران مسکن است. عدم ثبات نسبت MTG/DEP سبب شد تا تغییراتی در تابع هزینه و به تبع آن معادله وام رهنی پرداختی به وجود آید.

استفاده از حروف کوچک نشانه لگاریتم متغیر و پیشوند _D نشـانه تفاضـل مرتبـه اول اسـت. در استخراج معادله وام رهنی پرداختی (معادله ۳) از تابع تقاضای وام رهنی زیر استفاده شده،

(٤)

$$D_mtg_{i,t}^{d} = \alpha_{0,i} + \sum_{k=1}^{4} \alpha_k \, D_dep_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{2} \alpha_{k+5} \, D_yhh_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{2} \alpha_{k+8} \, D_nnh_{i,t-k} + \alpha_{11} \, D_ph_{i,t} + \epsilon 2_{i,t}$$

ضرایب این تابع از ضرایب تخمینی رگرسیون (۳) با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید،

$$\hat{\alpha}_k = \left(1 + \hat{\lambda}_1\right)\hat{\beta}_k \,, \qquad k = 1,2,\ldots,11$$

پارامتر $\hat{\lambda}_1$ نیز از رابطه $\hat{\lambda}_1 = \frac{\hat{\gamma}_1}{1-\hat{\gamma}_1}$ به دست می‌آید.

٤. آزمون‌ها و تخمین‌ها

یکی از مشکلات پیش رو، نبود داده‌های منطقه‌ای مناسب و یک دست با تناوب یکسان است. بـه عنوان مثال برخی از داده‌ها در سطح شهر و برخی دیگر در سطح شهرستان وجـود دارنـد. برخـی فصلی و برخی دیگر نیمه‌ای تولید شده‌اند. برخی با استفاده از اطلاعات کل جامعه آماری و برخی از طریق نمونه‌گیری ایجاد شده‌اند. با این وجود سعی شده از مناسب‌ترین داده‌های موجود استفاده شود. داده‌های مورد نیاز از طریق مراجعه به نشریات و گزارش‌های بانـک مرکـزی، مرکـز آمـار و بانک مسکن گردآوری شده است. داده‌های مقاله و منابع جمع آوری آنها در جـدول (۱) پیوسـت آورده شده است.

٤-۱. تخمین مدل جیره‌بندی اعتبارات مسکن

از آنجا که تحولات بازار اعتبارات مسکن تصمیمات خریداران و سازندگان مسکن را تحـت تـاثیر قرار می‌دهد، انتظار می‌رود متغیر D_ph در رگرسیون (۳) درون‌زا باشد. به همین دلیـل از تخمـین زننده‌های 2SLS استفاده شده است. اما قبل از آن باید شکل صحیحی از رگرسیون (۳) را تصـریح

کرد. برای این منظور از سه آزمون قابلیت یک کاسه شدن داده‌ها، آزمون تصریح کین و رانکل[1] (۱۹۹۲) و آزمون وجود اثرات خاص گروه استفاده شده که در ادامه نتایج هر یک ارایه شده است. برای تعیین همسان یا نا همسان بودن ضرایب رگرسیون (۳) از آزمون قابلیت یک کاسه شدن داده‌ها استفاده شده که فرضیه صفر آن عبارت است از،

$$H_0 : \beta_{i,j} = \beta_j , \quad i = ۱, ۲, \ldots, ۱۷ , \quad j = ۱, ۲, \ldots, ۱۱$$

لازم به ذکر است که γ_1 و γ_2 همسان فرض شده‌اند. آماره آزمون عبارت است از،

$$F_{(۲۰۸, ۹۸٦)} = ۱/۱۲۷۷ \ (۰/۱۲٤۹)$$

به این ترتیب فرضیه صفر همسان بودن ضرایب بین گروه‌ها رد نمی‌شود و برای تخمین رگرسیون (۳) باید از تخمین زننده‌های همسان استفاده کرد. برای تعیین ثابت یا تصادفی بودن اثرات خاص گروه، از آزمون تصریح کین و رانکل[2] (۱۹۹۲) استفاده شده. انتخاب تخمین زننده کارا در این آزمون بستگی به اکیداً برون‌زا بودن یا نبودن متغیرهای ابزاری دارد. بنابراین قبل از آن باید فرضیه صفر اکیداً برون‌زا بودن متغیرهای ابزاری (فرضیه Ha) را آزمون کرد. برای این منظور از نتایج دو تخمین زننده FD_2SLS (تخمین زننده سازگار) و FE_2SLS (تخمین زننده کارا) استفاده شد. آماره آزمون عبارت است از،

$$\chi^2_{۱٤} = ٥٤/۹۷٥۲ \ (۰/۰۰۰۱)$$

به این ترتیب فرضیه صفر اکیداً برون‌زا بودن متغیرهای ابزاری رد می‌شود. در نتیجه تخمین زننده FE_2SLS ناسازگار و آزمون تصریح هاسمن- تیلور[3] رایج که بر اساس مقایسه نتایج دو تخمین زننده FE_2SLS و RE_2SLS انجام می‌شود، نامعتبر است. در این شرایط برای آزمون فرضیه صفر عدم همبستگی متغیرهای ابزاری و اثرات خاص گروه (فرضیه Hb) به مقایسه نتایج دو تخمین زننده FD_2SLS (تخمین زننده سازگار) و 2SLS (تخمین زننده کارا) پرداخته شد. آماره آزمون عبارت است از،

$$\chi^2_{۱٤} = ٥۳/٤۱٤۸ \ (۰/۰۰۰۱)$$

[1] Keane and Runkle
[2] Keane and Runkle
[3] Hausman-Taylor

به این ترتیب فرضیه صفر عدم همبستگی متغیرهای ابزاری و اثرات خاص گروه رد می‌شود. به عبارت دیگر باید از تصریح اثرات ثابت و تخمین زننده FD_2SLS استفاده کرد. حال می‌توان معنادار بودن توام اثرات ثابت خاص گروه را آزمون کرد. فرضیه صفر این آزمون عبارت است از،

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots \mu_{16} = 0$$

و آماره آزمون عبارت است از،

$$F_{(16,1177)} = ۱/۸۵۱۹ \ (۰/۰۲۱۲)$$

به این ترتیب فرضیه صفر مساوی صفر بودن اثرات ثابت گروه‌ها رد می‌شود. بنابراین با توجه به تمامی موارد بیان شده، برای تخمین رگرسیون (۳) باید از تخمین زننده FD_2SLS استفاده کرد. لکن کین و رانکل[1] (۱۹۹۲) برای حالتی که متغیرهای ابزاری از پیش تعیین شده هستند نه اکیداً برون‌زا (رد فرضیه Ha)، تخمین زننده FD_2SLS_KR را ارایه داده‌اند که کاراتر از FD_2SLS است. نتایج حاصل از تخمین رگرسیون (۳) با استفاده از تخمین زننده FD_2SLS_KR در جدول (۱) آمده است.

به این ترتیب تابع تقاضای وام رهنی (رابطه ۳) عبارت است از،

$$\widehat{D_mtg}^{d}_{i,t} = ۰/۳۷۷۳ \, D_dep_{i,t} + ۰/۱۵۰۳ \, D_yhh_{i,t} + \\ + ۰/۰۶۷۰ \, D_nmh_{i,t} - ۰/۵۲۹۱ \, D_ph_{i,t}$$

رابطه عکس بین تقاضای وام رهنی و قیمت مسکن را می‌توان نتیجه وجود سقف برای تسهیلات پرداختی و پایین بودن سهم سقف تعیین شده از ارزش یک واحد مسکونی نوساز نوعی دانست. در واقع تقاضای وام رهنی در ایران را می‌توان از نوع تقاضای همه یا هیچ دانست. حال با استفاده از رابطه زیر می‌توان معیار جیره‌بندی اعتبارات را محاسبه کرد.

$$D_MRAT_{i,t} = \widehat{D_mtg}^{d}_{i,t} - D_mtg_{i,t} \qquad (۵)$$

[2] Keane and Runkle

جدول ۱. نتایج تخمین رگرسیون (۳) با استفاده از تخمین زننده FD_2SLS_KR

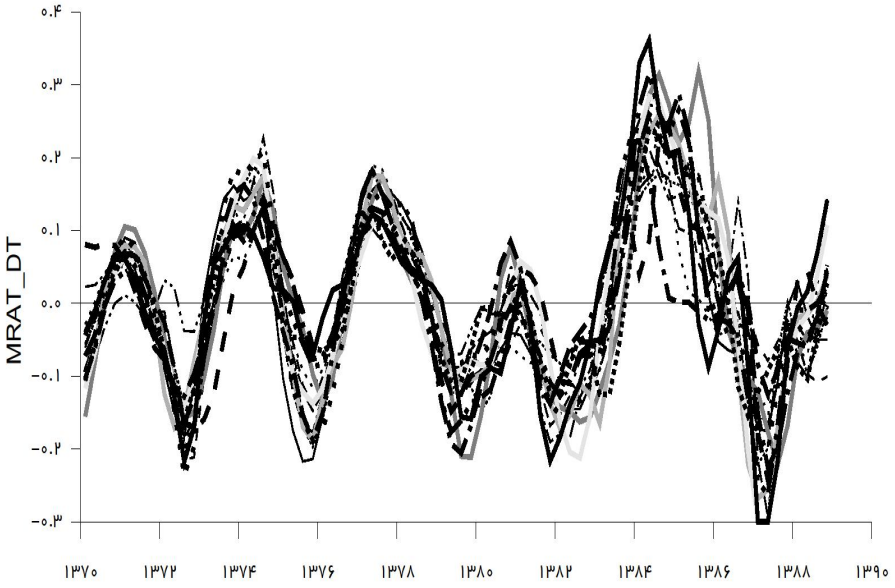
متغیر	وقفه	ضریب	آماره t	سطح احتمال
ph_DT	–	–۰/۵۹۸۷	–٤/٦٤۹۲	۰/۰۰۰۱
mtg_DT	۱	۰/۷۳٤٦	۹/۰۸۸۲	۰/۰۰۰۱
dep_DT	–	–۰/۰٦۸۳	–۱/۰٦۸۰	۰/۲۸۵۵
//	۱	۰/۱۰۷۱	۱/۲۰۱۳	۰/۲۲۹٦
//	۲	۰/۱٦۲۳	۱/٦۲۹۷	۰/۱۰۳۲
//	۳	۰/۰٦۷۸	۰/۷٦۱۰	۰/٤٤٦٦
//	٤	۰/۰۸۹۷	۱/۲۹٦۷	۰/۱۹٤۷
yhh_DT	–	۰/۳۷۵۲	۲/۳۱۵۳	۰/۰۲۰٦
//	۱	–۰/۳۳٦۸	–۱/۵۱۹۲	۰/۱۲۸۷
//	۲	۰/۱۳۱۷	۰/۹۱۳۷	۰/۳٦۰۹
nnh_DT	–	۰/۰٦۱۵	۱/۳۹۷٤	۰/۱٦۲۳
//	۱	–۰/۱٤۲۷	–۲/۰٦۸۹	۰/۰۳۸٦
//	۲	۰/۱۵۷۰	۲/۹٤۹٤	۰/۰۰۳۲
C	–	–۰/۰۰۰۷	–۰/۷۷۱٦	۰/٤٤۰٤

منبع: یافته‌های تحقیقی

نمودار(۲) روند معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن را نشان می‌دهد.

همبستگی مقطع زمانی در سری MRAT_DT بسیار بالا است. از این‌رو، نمی‌توان از روش demean کردن برای رفع مشکل همبستگی مقطع زمانی آن استفاده کرد. زیرا، با این روش تقریباً تمامی اطلاعات موجود در سری از دست خواهد رفت.

نمودار ۲. معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن در ۱۷ شهر بزرگ ایران



منبع: یافته‌های تحقیق

۲-٤. تخمین معادله قیمت حقیقی مسکن

قبل از تخمین معادله قیمت حقیقی مسکن لازم است متغیرهای مدل را از حیث مانا بودن مورد بررسی قرار داد.

۱-۲-٤. آزمون ریشه واحد

در صورت استفاده از داده‌های detrend شده، با توجه به وجود همبستگی مقطع زمانی در داده‌ها باید از آزمون ریشه واحد CADF در پسران[1] (۲۰۰۳) که همبستگی مقطع زمانی در آن لحاظ شده استفاده کرد. تعداد وقفه‌ها نقش به سزایی در رد یا قبول فرضیه صفر ایفاء می‌کند. کیس و شیلر[2] (۱۹۸۹) استفاده از دو وقفه را پیشنهاد می‌کنند. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد CADF، سری R_ph_DT نامانا [Z_t-bar = -۰/۹۳۹۳ (۰/۱۷۳۸)] و تفاضل مرتبه اول آن مانا[3] [Zt-bar= -۸/۲۲۰۰ (۰/۰۰۰۱)]

[1] Pesaran
[2] Case, K.E. and Shiller, R.J. (1990). Forecasting prices and excess returns in the housing market. *AREUEA Journal*. 18: 253-73.

تشخیص داده می‌شود. به این ترتیب نتیجه می‌گیریم سری R_ph_DT جمعی از مرتبه اول است. سری‌های R_yhh_DT ، nnh_DT و MRAT_DT نیز I(۱) تشخیص داده می‌شوند.

در صورت استفاده از داده‌های demean شده، با توجه به عدم وجود همبستگی مقطع زمانی در داده‌ها، می‌توان از دو آزمون IPS و LLC استفاده کرد. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد IPS ، سری R_ph_DM نامانا [(۰/٥٦۱۷) ۰/۱٥٥۳ = W_t-bar] و تفاضل مرتبه اول آن مانا (۰/۰۰۰۱) ۱۰/٦۸۷۰- = W_t-bar) تشخیص داده می‌شود. به این ترتیب نتیجه می‌گیریم سری R_ph_DM جمعی از مرتبه اول است. سری‌های R_yhh_DM و nnh_DM نیز I(۱) تشخیص داده می‌شوند. لازم به ذکر است که نتایج آزمون ریشه واحد LLC دور از انتظار است که دلیل آن می‌تواند برقرار نبودن فرض اساسی این آزمون یعنی همسان بودن ضرایب باشد. به عنوان مثال بر اساس آزمون ریشه واحد LLC ، تفاضل مرتبه اول سری R_ph_DM نامانا [(۰/۹۹۹۹) ۱۷/۰۳٤۱ = Adjusted t] تشخیص داده می‌شود.

۲-۲-٤. آزمون هم‌جمعی

با توجه به نامانا بودن سری‌های R_ph ، R_yhh ، nnh و MRAT قبل از تخمین رگرسیون (۲) باید از هم‌جمع بودن آنها مطمئن شد.

چنانچه از داده‌های detrend شده استفاده شود، با توجه به وجود همبستگی مقطع زمانی در سری‌های R_ph_DT ، R_yhh_DT ، nnh_DT و MRAT_DT باید از آزمون هم‌جمعی وسترلاند[1] (۲۰۰۷) استفاده کرد چرا که همبستگی مقطع زمانی در آن لحاظ شده است. چهار آماره این آزمون یعنی Z_Gt ، Z_Ga ، Z_Pt و Z_Pa به ترتیب عبارتند از: (۰/۱۳۰) ۱/٤٦۳- ، (۰/۰۳۰) ۳/٥٦۹- ، (۰/۰٤۰) ۱/۹۹۳- و (۰/۰۰۱) ٦/۰٦۷- . اعداد داخل پرانتز سطوح احتمال مربوطه هستند. نتایج آزمون هم‌جمعی وسترلاند حکایت از هم‌جمع بودن متغیرها دارد. به عبارت دیگر رگرسیون (۲) رگرسیون هم‌جمعی است نه رگرسیون کاذب.

چنانچه از داده‌های demean شده استفاده شود، با توجه به عدم وجود همبستگی مقطع زمانی در سری‌های R_ph_DM ، R_yhh_DM و nnh_DM می‌توان از دو آزمون هم‌جمعی کائو[2] و

[1] Westerlund
[2] Kao

پدرونی[1] استفاده کرد. دو آماره آزمون هم‌جمعی کائو عبارتند از،

$DF_t^* = -۸/۷۸۸۸$ (۰/۰۰۰۱) , $DF_\rho^* = -۲۳/۸۸۲٤$ (۰/۰۰۰۱)

نتایج آزمون هم‌جمعی کائو حکایت از هم‌جمع بودن متغیرهای حاضر در رگرسیون (۲) دارد. پنج آماره آزمون هم‌جمعی پدرونی نیز عبارتند از،

$Z_{\hat{v}_{NT}} = ۱٦/۱۹۳۱$ (***) ,$Z_{\hat{\rho}_{NT-1}} = -۹/٦۱٤۳$ (***), $Z_{\hat{t}_{NT}} = -٦/۹٦٦٥$ (***)

$\tilde{Z}_{\hat{\rho}_{NT-1}} = -۸/٥٦٦۷$ (***) ,$\tilde{Z}_{\hat{t}_{NT}} = -۷/۳۷۹٦$ (***)

علامت *** اشاره به معنادار بودن در سطح احتمال ۰/۰۱ دارد. نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی نیز هم‌جمع بودن متغیرهای حاضر در رگرسیون (۲) را تایید می‌کند.

۳-۲-٤. تخمین معادله قیمت حقیقی مسکن

برای تخمین رگرسیون هم‌جمعی پنل دو روش FMOLS و DOLS ارایه شده است. چنانچه بردار ضرایب همسان فرض شوند می‌توان از دو تخمین زننده panel-FMOLS و panel-DOLS که در کائو و چیانگ[2] (۲۰۰۰) ارایه شده استفاده کرد و در صورت ناهمسان بودن بردار ضرایب می‌توان از دو تخمین زننده GM-FMOLS و GM-DOLS که در پدرونی (۲۰۰۰) ارایه شده استفاده کرد. برای تعیین همسان یا نا همسان بودن بردار ضرایب از آزمون قابلیت یک کاسه شدن داده‌ها استفاده شده است. آماره این آزمون با استفاده از تخمین زننده FMOLS عبارت است از،

$F_{(۳۲,۱۲٤۱)} = ٥/۳۷٦٤$ (۰/۰۰۰۱)

و آماره آن با استفاده از تخمین زننده DOLS عبارت است از،

$F_{(۱۲۸,۱۱۰٥)} = ۳/۸٦٥٦$ (۰/۰۰۰۱)

با توجه به نتایج به دست آمده فرضیه صفر همسان بودن بردار ضرایب رد می‌شود. به این ترتیب برای تخمین رگرسیون (۲) باید از تخمین زننده‌های میانگین گروه (تخمین زننده‌های ناهمسان) شامل دو تخمین زننده GM-FMOLS و GM-DOLS استفاده کرد که با در نظر گرفتن ویژگی‌های این دو تخمین زننده در نمونه‌های کوچک[3]، از تخمین زننده GM-FMOLS استفاده

[1] Pedroni
[2] Kao and Chiang
[3] به مقاله (Pedroni, 2000) رجوع شود.

شد. با توجه به این که در این تخمین زننده همبستگی مقطع زمـانی را لحـاظ نشـده، از داده‌هـای demean شده استفاده مـی‌کنـیم. بـرای ایـن منظـور از سـری‌هـای R_ph_DM ، R_yhh_DM و nnh_DM استفاده شده. همان گونه که قبلاً بیان شد همبستگی مقطع زمانی در سری MRAT_DT بسیار شدید بوده و با demean کردن سری تقریباً تمامی اطلاعات موجود در سری از بین می‌رود. به همین دلیل از سری MRAT_DM استفاده نشده است. تخمین‌های به دست آمده در جدول زیر آمده است. علامت ضرایب موافق انتظار و معنادار است.

جدول ۲. نتایج تخمین رگرسیون (۲) با استفاده از داده‌های Demean شده و تخمین زننده GM-FMOLS

نام شهر	ضریب R_yhh_DM		ضریب nnh_DM	
تهران	۱/۰۰٦٤	**	۰/۱٦۸۸	***
تبریز	۰/٤۱۹۱	*	-۰/۱۰۲٤	-
ارومیه	۱/۰۰٤۲	***	۰/۳۸٤۱	***
اردبیل	۰/۲٥٦۳	-	-۰/۰۷۲۷	-
اصفهان	۰/٥۹۷۰	***	۰/۱۸٤۹	***
مشهد	-۰/٦۱٦۱	***	-۰/۰۳۷۷	-
اهواز	-۰/۰۷۸۲	-	۰/۳۲۸۸	***
زاهدان	۰/۲٤٦۸	-	-۰/۰٦۰٥	-
شیراز	-۰/۰٤۳۷	-	۰/۰۹۰٥	-
قم	۰/٤۳۳۳	-	-۰/۰۳۱۷	-
کرمان	۰/۱۲۰٤	-	۰/۱٦۹٤	-
کرمانشاه	-۰/۰۰٤٤	-	-۰/۰٥۳۸	-
رشت	-۰/۰۱۳۹	-	-۰/۰۱٤۸	-
اراک	۰/۲۰۲۳	-	۰/۰۷٦۰	-
همدان	-۰/۳٦۳۰	-	۰/۱۰۲٤	-
یزد	۰/۱٤۰۰	-	-۰/۰۸۸۳	*
کرج	۰/۸۷۷۱	***	۰/۰٦٦٥	*
میانگین گروه	۰/۲٤٦۱ (۳/٦۸۷٦)	***	۰/۰٦٥۳ (٤/۰۳۷۳)	***

منبع: یافته‌های تحقیقی

۳-٤. برآورد حباب قیمت مسکن

قبل از برآورد حباب مسکن ذکر یک نکته ضروری به نظر می‌رسد. برای محاسبه جزء حباب زمانی که از داده‌های demean شده استفاده می‌کنیم، علاوه بر تخمین‌های به دست آمده از داده‌های demean شده، به تخمین‌های به دست آمده از میانگین مقطع زمانی داده‌های detrend شده (با پسوند DT_avg) نیز نیاز است. نتایج حاصل از تخمین رگرسیون (۲) با استفاده از میانگین مقطع زمانی داده‌های detrend شده در جدول زیر آمده است.

جدول ۳. تخمین رگرسیون (۲) با استفاده از میانگین مقطع زمانی داده‌های detrend شده و تخمین زننده

متغیر	ضریب	سطح احتمال
R_yhh_DT_avg	۰/۹٦۲۳۸۳	۰/۰۱۷۷
nhh_DT_avg	۰/۵۲۵۹۵۰	۰/۰۰۰۱
MRAT_DT_avg	−۰/۰٦٤۱۰۲	۰/۵۵۱٦
C	−۰/۰۰۲٤٤۷	۰/۸۰٦۰

منبع: یافته‌های تحقیقی

علامت ضرایب موافق انتظار است. نکته قابل توجه این که کشش درآمدی قیمت مسکن نزدیک به یک است. هم‌چنین ضریب معیار جیره‌بندی اعتبارات مسکن منفی و به لحاظ قدر مطلق کوچک است که علت آن می‌تواند سهم اندک تسهیلات پرداختی بانک مسکن از ارزش مبادلات در بازار مسکن باشد.

اکنون می‌توان مقدار برازش شده انحراف لگاریتم متوسط قیمت حقیقی یک متر مربع واحد مسکونی نوساز از روند زمانی بلندمدت آن را به دست آورد. برای این منظور از روابط زیر استفاده شده است،

$$\widehat{R_ph_DT}_{i,t} = \widehat{R_ph_DT_avg}_{t} + \widehat{R_ph_DM}_{i,t}$$
$$\widehat{R_ph_DT_avg}_{t} = ۰/۹٦۲۳\ R_yhh_DT_avg_{t} + ۰/۵۲۵۹\ nnh_DT_avg_{t}$$
$$\widehat{R_ph_DM}_{i,t} = ۰/۲٤٦۱\ R_yhh_DM_{i,t} + ۰/۰٦۵۳\ nnh_DM_{i,t}$$

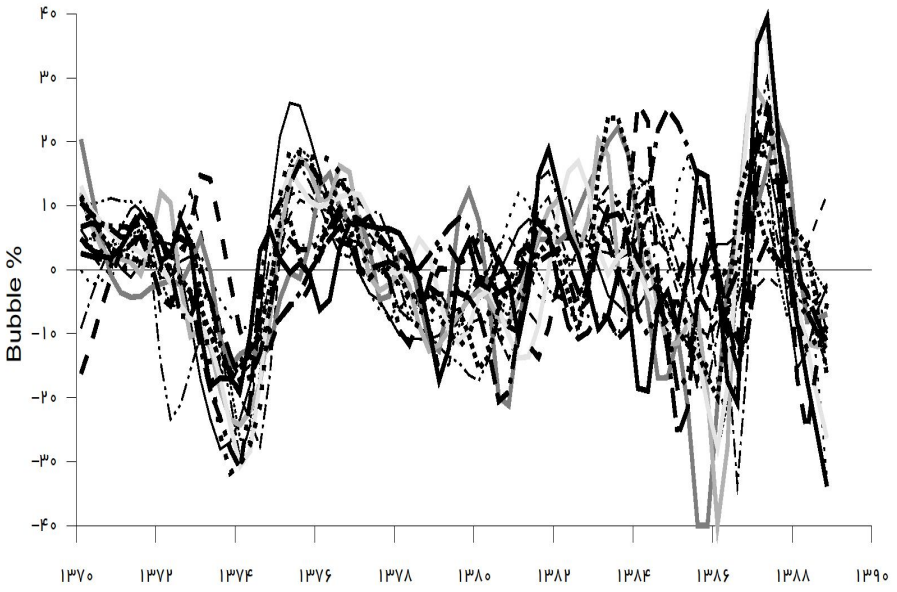
در روابط بالا انحراف شاخص جیره‌بندی اعتبارات مسکن از روند بلندمدت صفر در نظر

گرفته شده است. جزء حباب قیمت مسکن (bubble) نیز از رابطه زیر به دست می‌آید،

$$bubble_{i,t} = R_ph_DT_{i,t} - \widehat{R_ph_DT}_{i,t} \qquad (٦)$$

سهم جزء حباب از قیمت حقیقی مسکن در ۱۷ شهر بزرگ ایران در نمودار ذیل نشان داده شده است.

نمودار ۳. سهم جزء حباب از قیمت حقیقی مسکن در ۱۷ شهر بزرگ ایران



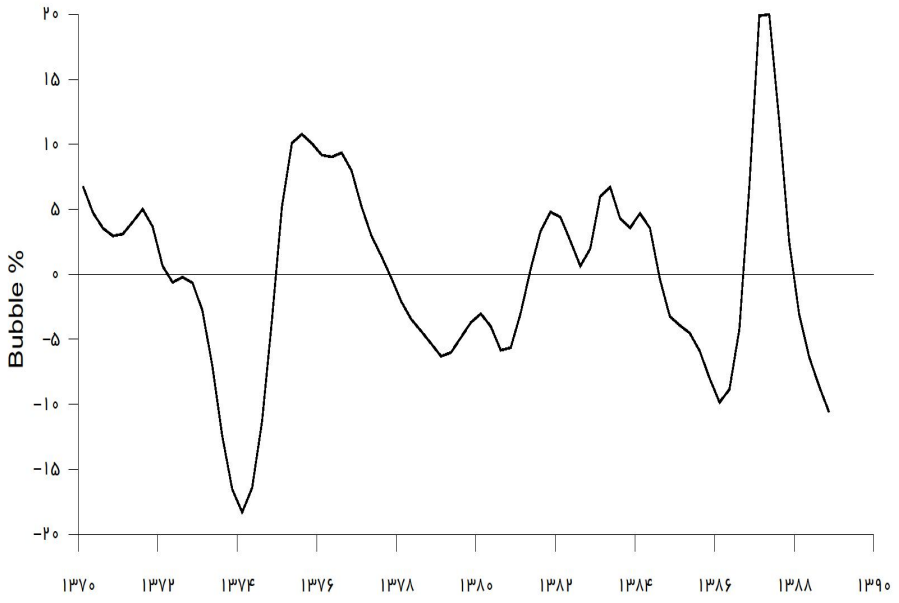
منبع: یافته‌های تحقیق

همان گونه که مشخص است در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۱ و ۱۳۸٦ شاهد شکست حباب در بازار مسکن ایران (۱۷ شهر بزرگ ایران) هستیم. سهم جزء حباب در میانگین قیمت مسکن در ۱۷ شهر کشور (bubble_avg) نیز با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$bubble_avg_t = R_ph_DT_avg_t - \widehat{R_ph_DT_avg}_t \qquad (۷)$$

تفاوت این رابطه با رابطه (٦) استفاده از پسوند avg_ (نشانه میانگین مقطع زمانی) به جای اندیس i (نشانه شهر i ام) در نام متغیرها است.

نمودار ٤. سهم جزء حباب از میانگین قیمت حقیقی مسکن در ۱۷ شهر بزرگ ایران



منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه سعی شده شناسایی حباب مسکن با در نظر گرفتن تمامی جوانب انجام شود. بررسی پیشینه پژوهش در کشور نشان می‌دهد که مبحث شناسایی حباب مسکن مغفول مانده و بیشتر به موضوع تاثیر سیاست پولی بر حباب مسکن پرداخته شده است.

برآورد جزء حباب قیمت مسکن نشان می‌دهد در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۱ و ۱۳۸٦ شاهد شکست حباب در بازار مسکن ایران (۱۷ شهر بزرگ ایران) بوده‌ایم. سهم جزء حباب از قیمت مسکن در برخی موارد به بالا تر از ۳۰ ٪ هم رسیده است.

مشاهده الگوی حباب مسکن نشان می‌دهد که بازار مسکن ایران در طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۰ هیچ گاه در شرایط ثبات نسبی قرار نداشته و مرتباً از حباب مثبت به حباب منفی و بالعکس تغییر وضعیت داده است. در صورت وجود حباب مثبت در بازار مسکن، افزایش قیمت مسکن در مقایسه با هزینه ساخت آن موجب سرازیر شدن منابع و امکانات به بخش مسکن می‌گردد که پس

از شکست حباب این امر خود را تا مدت‌ها به شکل واحدهای مسکونی نوساز آماده فروش نشان می‌دهد. این امر سبب می‌شود بازار مسکن وارد وضعیت حباب منفی شود. در این دوره سرمایه‌گذاری در بخش مسکن پایین تر از روند بلندمدت خود قرار می‌گیرد. ثبات این شرایط برای چند دوره سبب می‌شود تا به مرور تقاضای مسکن نوساز بر عرضه آن فزونی گرفته و شاهد شروع روند افزایشی قیمت مسکن باشیم. نکته قابل توجه اینکه فعالیت‌های سوداگرانه در همین دوره و علی‌رغم وجود حباب منفی در بازار مسکن شکل می‌گیرد و باعث می‌شود تا روند افزایشی قیمت مسکن پس از رسیدن به سطح بنیادی آن متوقف نشده و بازار مسکن وارد وضعیت حباب مثبت شود. در این شرایط سیاست‌های محدود کننده تقاضای مسکن مانند کاهش اعتبارات اختصاص یافته به خریداران مسکن می‌تواند موثر باشد هر چند با توجه به حضور سفته‌بازان در بازار مسکن نمی‌توان به اثر بخش بودن این اقدامات خوش بین بود.

پیشنهاد می‌شود برای توضیح عوامل موثر بر حباب مسکن به تعامل بین بخش واقعی و بخش پولی مسکن توجه شود. در حقیقت ادوار تجاری مسکن (رخداد بخش واقعی مسکن) و حباب (رخداد بخش پولی مسکن) تاثیر متقابل بر یکدیگر دارند. در ایران بیشتر به عواملی از قبیل سیاست پولی و شوک‌های نفتی اشاره شده است.

منابع

- مروت، حبیب، بهرامی، جاوید (۱۳۹۲). یک مدل ساده برای حباب سوداگرانه‌ی بازار مسکن تهران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، (۲۱) : ٦۸–۵۱.
- خسروی نژاد، علی اکبر، فتحی، فرزانه (۱۳۹۱). بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایران با استفاده از داده‌های تابلویی. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، (۸) : ٦۹–۱٤۱.
- قلی زاده، علی اکبر، کمیاب، بهناز (۱۳۸۹). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری. *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۹۲): ۲۳۷–۲۰۷.
- کمیجانی، اکبر، گندلی علیخانی، نادیا، نادری، اسماعیل (۱۳۹۲). تحلیل پولی حباب بازارمسکن در اقتصاد ایران. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، (۷) : ۳۸–۷.
- Im, K.S., & Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*. 115: 53–74.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in

panel data. *Journal of Econometrics*, 90: 1–44.

- Kao, C., & Chiang, M.H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. Advances in Econometrics, 15: 179–222.
- Keane M.P., & Runkle, D.E. (1992). On the estimation of panel-data models with serial correlation when instruments are not strictly exogenous. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10(1):1-12.
- Levin, A., & Lin, C.F., & Chu, C. (2002). Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*. 108: 1–25.
- Meen, G. (1990, a). The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modeling of UK house prices, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(1):1-23.
- Meen, G. (1990, b). The measurement of rationing and the treatment of structural change in the UK mortgage market. *Journal of applied econometrics*. 5: 167-187.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, 15: 93–130.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis. Econometric Theory. 20: 597–625.
- Pesaran, M.H. (2003). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265–312.
- Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. Working Paper, Trinity College, Cambridge.
- Shiller, R.J. (2008). The subprime solution - How today's global financial crisis happened, and what to do about it. Princeton University Press.
- Stiglitz, J.E. (1990). Symposium on bubbles. *Journal of Economic Perspectives*, 4(2): 13–18.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 69(6): 709-748.

پیوست

جدول ٤. داده‌های مورد استفاده در مقاله

ماخذ	داده	تناوب	بعد مقطع زمانی
بانک مرکزی ایران	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی	ماهانه	مناطق شهری ـ استان‌ها
	برآورد سطح زیربنا در پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌ها	فصلی	شهرهای بزرگ
مرکز آمار ایران	متوسط قیمت یک مترمربع زیربنای واحد مسکونی	شش ماهه	شهرهای منتخب
	متوسط اجاره بهای یک مترمربع واحد مسکونی	شش ماهه	شهرهای منتخب
	متوسط هزینه ناخالص سالانه یک خانوار شهری	فصلی	مناطق شهری ـ استان‌ها
	متوسط درآمد ناخالص سالانه یک خانوار شهری	فصلی	مناطق شهری ـ استان‌ها
	تعداد واحد مسکونی تعیین شده در پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی	شش ماهه	مناطق شهری ـ استان‌ها
	مساحت زیربنای پیش‌بینی شده در پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی	شش ماهه	مناطق شهری ـ استان‌ها
بانک مسکن ایران	تسهیلات بانک مرکزی به بخش غیردولتی مسکن ـ با احتساب سود	فصلی	استان‌ها
	مانده تسهیلات بانک مسکن به بخش غیردولتی مسکن ـ با احتساب سود	فصلی	استان‌ها
	مانده سپرده‌های سرمایه‌گذاری اشخاص نزد شعب بانک مسکن	فصلی	استان‌ها