

یافتن دوره‌های ایجاد و فروپاشی حساب‌های قیمتی چندگانه در بازار مسکن: مطالعه موردی شهر تهران

روزبه بالونژادنوری* حمزه صفری**
تاریخ دریافت: ۹۴/۰۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۰۹

چکیده

هدف پژوهش حاضر، یافتن دوره‌های ایجاد و فروپاشی حساب‌های قیمتی در بازار مسکن شهر تهران است. برای این منظور، داده‌های قیمت اجاره واحد مسکونی و قیمت خرید زمین برای بازه زمانی ۱۳۷۴:۱-۱۳۹۳:۱ به کار گرفته شده است. همچنین در این پژوهش، با توجه به انتقاد به روش‌های مرسوم بررسی حساب‌های قیمتی و با توجه امکان بروز بیش از یک حساب قیمتی در بازه زمانی مورد بررسی، روش سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم یافته به کار گرفته شد. با استفاده از این روش، علاوه بر آزمون وجود حساب‌های چندگانه، امکان شناسایی دوره‌های ایجاد و فروپاشی آنها نیز وجود دارد. نتایج پژوهش نشان داد که در دوره مورد بررسی، نسبت قیمت - اجاره به عنوان شاخصی از بازده دارایی، دارای حساب قیمتی عقلایی نبوده است. با این حال با تغییر تعریف حساب قیمتی به صورت افزایش ناگهانی و انفجاری در قیمت‌ها، آن گاه طی سه بازه زمانی ۱۳۸۰:۱-۱۳۸۱:۱، ۱۳۸۳:۱-۱۳۸۳:۲ و ۱۳۸۵:۲-۱۳۸۶:۲ قیمت‌های واحدهای مسکونی و طی سه بازه زمانی ۱۳۷۹:۲-۱۳۸۰:۲، ۱۳۸۵:۲-۱۳۸۶:۲ و ۱۳۹۱:۱-۱۳۹۲:۲ قیمت حقیقی زمین دارای حساب قیمتی بوده است.

طبقه‌بندی JEL: R31, G12, C22

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، حساب قیمت، آزمون ریشه واحد راست دنباله.

roozbeh_Noury@yahoo.com

* دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی:

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، پست الکترونیکی: safari.hamze66@gmail.com

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد به طور ویژه در ایران بخش مسکن است. دلیل این امر، دامنه اثرپذیری و اثر گذاری این بخش بر سایر بخش‌های اقتصاد از قبیل مصرف، سرمایه‌گذاری و بانکداری می‌باشد. در بیشتر اقتصادها، مسکن مهم‌ترین پس‌انداز خانوار و یکی از اجزای اصلی تعیین کننده رفاه اجتماعی را تشکیل می‌دهد. همچنین تغییر قیمت و اجاره مسکن بر بسیاری از شاخص‌های اقتصادی از جمله بر شاخص قیمت مصرف کننده و به دنبال آن بر سایر متغیرهای اقتصادی تأثیر گذار است.

عوامل تعیین قیمت مسکن در بسیاری از ویژگی‌ها شبیه سایر دارایی‌ها است. در بلندمدت قیمت مسکن تابعی از عوامل موثر بر تقاضا از جمله درآمد و عوامل موثر بر عرضه مانند هزینه ساخت و میزان دسترسی به زمین خواهد بود. با این حال، این بازار برخی ویژگی‌های متمایزکننده‌ای از سایر دارایی‌ها دارد. به طور نمونه، عرضه مسکن به صورت محلی بوده و عرضه واحدهای جدید زمان‌بر هستند. همچنین به دلیل وجود قراردادهای ساخت، امکان چسبندگی در قیمت‌ها وجود دارد. این عوامل موجب می‌گردد قیمت‌ها در این بازار متفاوت از سایر دارایی‌ها رفتار کند. به طور ویژه امکان دارد که در کوتاه مدت، قیمت‌ها از مقادیر بنیادی بلندمدت خود منحرف شوند که این نوسانات می‌تواند بر خود بازار مسکن و یا سایر بخش‌های اقتصاد اثرگذار باشند (ژو^۱، ۲۰۰۵).

شیلر^۲ (۱۹۸۱) در مطالعه خود نشان داد که تغییرات ناگهانی در قیمت یک دارایی مانند سهام، وابستگی زیادی به تغییرات سود آن دارایی دارد. علاوه بر این، در برخی از مطالعات بیان گردید که تغییرات قیمت دارایی‌ها می‌تواند در کنار سایر عوامل بنیادی تعیین کننده قیمت، ناشی از رفتار غیرعقلایی کارگزاران اقتصادی باشد (باربریس، مینگ و سانتوس^۳، ۲۰۰۱). در بیشتر این مطالعات وجود هزینه معاملات و محدودیت فروش در کوتاه مدت را به عنوان دو عامل معرفی کرده‌اند که موجب می‌گردد قیمت‌ها از مقادیر بنیادی خود انحراف داشته باشند. در چارچوب نظری، به این انحراف ناگهانی از مقادیر بنیادی و یا رفتار انفجاری قیمت، حباب گفته می‌شود (تن، چانگ و

¹ Zhu

² Shiller

³ Barberis, Ming, and Santos

چائو^۱، ۲۰۱۳). در بازار مسکن در مقایسه با سایر دارایی‌ها، هزینه معاملاتی بالاتر و شرایط فروش دوره کوتاه مدت نیز دشوارتر است. از این رو، انحراف قیمت‌ها در این بازار از مقادیر بنیادی خود دور از انتظار نیست (رزنتال^۲، ۱۹۹۹). حباب قیمتی زمانی به وجود می‌آید که سفته‌بازان و یا سرمایه‌گذاران در بازار بر این باور باشند که با وجود بیشتر بودن میزان ارزش دارایی از میزان ذاتی و بنیادی خود، با این حال در آینده امکان افزایش‌های بیشتری وجود دارد و خرید این دارایی در حال حاضر، همراه با سودآوری در آینده خواهد بود. در این شرایط، مادامی که این فرصت سودآوری^۳ برای کارگزاران اقتصاد فراهم باشد، افزایش قیمت دارایی، خود عاملی برای افزایش‌های بعدی خواهد بود (استیگلیتز^۴، ۱۹۹۰).

در مطالعات مختلف، از روش‌های گوناگون به بررسی امکان وجود حباب در بازار دارایی پرداخته شده که از آن جمله می‌توان به آزمون ریشه واحد^۵ و هم‌انباشتگی جوهانسون^۶ اشاره کرد. روش جوهانسون بر اساس یک الگوی خودرگرسیون^۷ خطی می‌باشد و در آن فرض می‌شود که پویایی‌ها به صورت خطی هستند. اوانس^۸ (۱۹۹۱) بیان کرد که از جنبه نظری، دلیل محکمی برای لحاظ این فرض وجود ندارد. اوانس در مطالعه خود و با استفاده از شبیه‌سازی یک الگوی غیرخطی نشان داد که فراز و فرودهای حباب‌ها، پیچیده‌تر از آن است که بتوان با آزمون‌های مرسوم ریشه واحد و هم‌انباشتگی ویژگی‌های آنها را مورد بررسی قرار داد. زیرا روش‌های فوق، امکان تمایز میان یک فرآیند مانا و دوره‌های فروپاشی^۹ حباب‌ها را ندارند. این موضوع با عنوان نقد اوانس^{۱۰} نیز شناخته می‌شود.

فیلیپس و دیگران^{۱۱} (۲۰۱۱) (PWY) به منظور برطرف کردن انتقاد اوانس و برخی دیگر از انتقادهای وارد به روش‌های مرسوم، روش سوپریمم دیکی فولر تعمیم یافته^{۱۲} (SADF) را معرفی

¹ Teng, Chang and Chau

² Rosenthal

³ Arbitrage

⁴ Stiglitz

⁵ Unit Root Test

⁶ Johnson Cointegration Test

⁷ Autoregression

⁸ Evans

⁹ Collapsing

¹⁰ Evans Critique

¹¹ Phillips, Wu and Yu (PWY)

¹² Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)

کردند. این روش امکان تشخیص افزایش در قیمت دارایی‌ها را در دوره‌های تورمی دارد. با این حال، روش فوق امکان تشخیص یک حباب در سری زمانی را دارد. از این رو، با توجه به این که در یک سری زمانی امکان بروز بیش از یک حباب نیز وجود دارد، فیلیپس و دیگران^۱ (۲۰۱۳) (PSY) روش سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته^۲ (GSADF) را معرفی کردند. ویژگی اصلی این آزمون این است که امکان لحاظ پویایی‌های غیرخطی^۳ و شکست ساختاری^۴ را همزمان با بررسی حباب‌های چندگانه^۵ در سری زمانی فراهم می‌کند.

اقتصاد ایران در سال‌های گذشته نوسانات مختلفی را در بازار مسکن تجربه کرده است. در مطالعاتی که در تا پیش از این در این زمینه در ایران انجام شده است، تنها وجود یا عدم وجود حباب قیمت مورد بررسی قرار گرفته است. از این رو، در مطالعه حاضر، امکان بروز حباب‌های چندگانه قیمت در بازار مسکن و همچنین دوره‌های بروز و فروپاشی آن با استفاده از روش‌های SADF و GSADF مورد بررسی قرار خواهد گرفت. برای این منظور، ابتدا در بخش دوم، به بیان ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. بخش سوم از مقاله حاضر به بیان روش تحقیق اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم نتایج تحقیق و در بخش پنجم نتیجه‌گیری آورده شده است.

۲. پیشینه تحقیق

۲-۱. مطالعات انجام شده در داخل

عاشری (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های سالانه قیمت مسکن در تهران نشان داد که در بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۵ در قیمت مسکن تهران حباب وجود دارد. در سال ۱۳۸۸، قلی‌زاده با استفاده از روش ARDL به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن پرداخت. محقق برای سال‌های ۱۳۷۰:۱-۱۳۸۶:۴ نشان داد که حباب قیمت در ایران مربوط به دوره کوتاه مدت می‌باشد و در بلندمدت عوامل بنیادی تعیین‌کننده قیمت مسکن هستند. یزدانی (۱۳۸۸) در پژوهش خود با استفاده از داده‌های فصلی برای سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۶ و الگوهای تغییر رژیم به بررسی وجود حباب قیمت

^۱ Phillips, Shi and Yu (PSY)

^۲ Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF)

^۳ Non-Linear Dynamic

^۴ Structural Break

^۵ Multiple Bubble

در بازار مسکن تهران پرداخت. محقق برای این منظور ابتدا قیمت مسکن را به دو جزء بنیادی و غیربنیادی تفکیک و سپس نشان داد که بازدهی دارایی مسکن در تهران از مولفه حباب قیمت پیروی نمی‌کند. به عبارت دیگر، بر اساس نتایج این مطالعه، فرضیه وجود حباب در قیمت مسکن تهران پذیرفته نمی‌شود. در سال ۱۳۹۱، بیابانی و خسروی با استفاده از داده‌های فصلی برای بازه زمانی ۱:۱۳۷۱-۴:۱۳۸۷ و الگوی پوتریا و نظریه Q توپین نشان دادند که در دوره مورد بررسی، در بازار مسکن تهران حباب قیمتی وجود داشته است. فلاح شمس و دیگران (۱۳۹۱) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های فصلی برای بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۹ و روش ARDL، به بررسی حباب در قیمت مسکن تهران پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که در دوره کوتاه مدت، حباب قیمتی در بازار مسکن تهران وجود دارد. با این حال در دوره بلندمدت، عوامل بنیادی تعیین‌کننده قیمت مسکن هستند. نورانی (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های قیمت مسکن در مناطق شهری ایران در بازه زمانی ۱:۱۳۷۵-۴:۱۳۸۴ و روش GMM نشان داد که برای سال ۱۳۹۱ در سه فصل متوالی به ترتیب ۱۷/۸، ۲۶/۳ و ۵۶/۶ درصد از رشد فصلی شاخص قیمت مربوط به عوامل روانی و مقطعی یا حباب در بازار بوده است.

۲-۲. مطالعات انجام شده در خارج

روشه (۲۰۰۱) با استفاده از الگوهای تغییر رژیم مارکوف نشان داد که افزایش قیمت در بازار مسکن دوی در بازه زمانی ۱۹۷۶-۱۹۹۹ به صورت حباب بوده و به واسطه سفته بازی ایجاد شده است. همچنین در سال ۲۰۰۶، شل بورن و پالاسین^۱ با استفاده از داده‌های مربوط به قیمت مسکن در کشورهای شرق اروپا به بررسی فرضیه وجود حباب قیمتی پرداختند. محققین با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۰۶ فرضیه وجود حباب قیمتی را رد و بیان کردند که تغییرات قیمت در این بازه زمانی به واسطه عوامل بنیادی تعیین قیمت اتفاق افتاده است. رن و دیگران^۲ (۲۰۱۲) و شین و دیگران^۳ (۲۰۱۴) در مطالعه خود به بررسی وجود حباب قیمت در بازار مسکن ایالت‌های مختلف چین پرداختند. محققین با استفاده از روش‌های هم‌جمعی و تصحیح خطای برداری نتیجه گرفتند که در بازه زمانی ۱۹۹۶-۲۰۰۹ و ۲۰۰۰-۲۰۱۲ در ایالت‌های مورد بررسی چین حباب قیمت وجود

^۱ Shelburne and Palacin

^۲ Ren et al.

^۳ Shin et al.

داشته است. گودمن و تیودا (۲۰۰۸) و ژی و چن^۱ (۲۰۱۵) به بررسی وجود حباب قیمت در قیمت مسکن آمریکا پرداختند. محققین با استفاده از روش حداقل مربعات غیرمستقیم و الگوی MTAR فرضیه وجود حباب قیمت را برای سال‌های ۱۹۷۲-۲۰۱۲ را مورد تأیید قرار دادند.

۳. مبانی نظری

پس از بروز بحران‌های مالی جهانی، اهمیت مطالعه و امکان بروز حباب در قیمت دارایی‌ها مورد تأکید دوباره قرار گرفت. به طور کل مطالعات پژوهشگرانی که اعتقاد به امکان بروز حباب در بازار دارند را می‌توان به چهار گروه تقسیم کرد. یک گروه مانند لروی و پرت^۲ (۱۹۸۱) اعتقاد به وجود حباب عقلایی^۳ دارند. بر این اساس، حباب و رفتار انفجاری^۴ قیمت به عنوان انحراف قیمت دارایی از مقادیر تعادلی خود که توسط متغیرهای بنیادی^۵ اقتصاد از جمله میزان عرضه و تقاضا تعیین می‌شود بیان شده است (ژی و چان، ۲۰۱۵). حباب زمانی به وجود می‌آید که سفته‌بازان و یا سرمایه‌گذاران در بازار بر این باور باشند که با وجود بیشتر بودن میزان ارزش دارایی از میزان ذاتی و بنیادی خود، با این حال در آینده امکان افزایش‌های بیشتری وجود دارد و خرید این دارایی در حال حاضر، همراه با سودآوری در آینده خواهد بود. در این شرایط، مادامی که این فرصت سودآوری^۶ برای کارگزاران اقتصاد فراهم باشد، افزایش قیمت دارایی خود عاملی برای افزایش‌های بعدی خواهد بود (استیگلitz، ۱۹۹۰). گروه دوم بیان می‌کنند که حباب‌های بازار ذاتی^۷ هستند (فروت و آبستفلد^۸، ۱۹۹۱). دیدگاه گروه سوم مانند شیلر (۱۹۸۱) مبتنی بر زودگذر بودن حباب^۹ است. در نهایت برخی اقتصاددانان از قبیل گروسمن و استیگلitz^{۱۰} (۱۹۸۰) اعتقاد به وجود حباب اطلاعاتی^{۱۱} دارند. همچنین در برخی از مطالعات نیز مانند گاربر^۱ (۱۹۹۰) حباب تنها به عنوان افزایش ناگهانی و انفجاری متغیرها تعریف شده است.

^۱ Xie and Chen

^۲ Le Roy and Porter

^۳ Rational Bubble

^۴ Explosive Behavior

^۵ Fundamental

^۶ Arbitrage

^۷ Intrinsic

^۸ Froot & Obstfeld

^۹ Fads Bubble

^{۱۰} Grossman and Stiglitz

^{۱۱} Informational Bubble

بیشتر مطالعات انجام شده در چارچوب بررسی حباب‌ها، بر وجود حباب‌های عقلایی متمرکز شده‌اند. به این مفهوم که اگر سرمایه‌گذاران عقلایی بنا به دلیل انتظار افزایش قیمت دارایی در آینده، در حال حاضر تمایل به پرداختی بیش از ارزش تنزیل شده جریان‌های سود سهام یا ارزش بنیادی دارایی داشته باشند، ممکن است قیمت حال دارایی بیشتر از قیمت تعادلی و ذاتی آن شود (ورنر^۲، ۲۰۱۴). به منظور بیان مفهوم حباب عقلایی، می‌توان از مسأله بهینه‌سازی خانوار به عنوان سرمایه‌گذار در شرایط وجود انتظارات عقلایی استفاده کرد. در اینجا فرض می‌شود تابع مطلوبیت خانوار، تابعی از مصرف باشد که نسبت به قید بودجه پیش روی خانوار حداکثر می‌شود، با بهینه‌سازی و ساده‌سازی‌های لازم در نهایت خواهیم داشت:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(d_{t+i}) + B_t \quad (1)$$

به طوری که:

$$E_t(B_{t+1}) = (1+r)B_t \quad (2)$$

قیمت دارایی دارای دو بخش است. بخش نخست از سمت راست معادله (۱) ارزش تنزیل شده سود انتظاری دارایی و بخش دوم حباب قیمت (B_t) است. مادامی که کارگزاران اقتصادی انتظار داشته باشند که می‌توانند در آینده دارایی خود را با قیمتی بالاتر بفروش برسانند، ممکن است قیمت از ارزش بنیادی خود فراتر رود. در اینجا لزوماً مسیر حباب و به تبع آن قیمت دارایی به صورت واحد نخواهد بود.

۴. روش تحقیق

به طور کل، روش‌های بررسی وجود حباب در قیمت دارایی که در مطالعات مختلف به کار گرفته شده را می‌توان در چهار طبقه دسته‌بندی کرد:

الف) آزمون کرانه واریانس^۳ یکی از روش‌های ابتدایی ارزیابی وجود حباب در قیمت دارایی‌ها است. در این آزمون، بیان می‌شود که با فرض وجود انتظارات عقلایی، تفاوت میان سود واقعی و

¹ Garber

² Werner

³ Variance Bound Test

انتظاری قابل پیش بینی نبوده و دارای میانگین صفر است. همچنین واریانس قیمت‌ها نیز به طور طبیعی کران‌دار است. از جمله مطالعاتی که از این روش استفاده کرده‌اند می‌توان به شیلر (۱۹۸۱) و آکدنیز و دیگران^۱ (۲۰۰۶) اشاره کرد. با این حال به واسطه انتقادات وارد شده، از این روش در مطالعات اخیر مربوط به بررسی حساب‌ها استفاده نمی‌شود (مارش و مرتون، ۱۹۸۳).

ب) دسته دیگر از روش‌های بررسی حساب‌ها با عنوان آزمون دو مرحله‌ای وست^۲ شناخته می‌شوند. در این روش، وجود حساب به‌طور مستقیم در فرضیه مقابل (فرضیه یک) لحاظ می‌گردد. این روش نیز بعدها با انتقاداتی مواجه شد. از جمله دژبخش و دمیرگوچ-کانت^۳ (۱۹۹۰) که بیان کردند این آزمون در نمونه‌هایی با مشاهدات اندک، نتایج معتبری به همراه ندارد. همچنین فلود و دیگران^۴ (۱۹۹۴) نحوه تخمین رابطه اولر از طریق این روش را مورد انتقاد قرار دادند.

ج) دسته دیگری از روش‌های کشف و بررسی حساب‌ها توسط وو^۵ (۱۹۹۷) معرفی شد. یکی از انتقادات به این روش بر اساس نتایج حاصل از کاربرد این روش است. در مطالعاتی که از این روش استفاده کرده‌اند، حساب به‌عنوان یک انحراف از قیمت‌های بنیادی در بیشتر اوقات منفی به دست آمده است که این امر در چارچوب مبانی نظری این امر تایید نشده است.

د) دسته چهارم از روش‌های بررسی حساب‌ها بر اساس مفهوم انباشتگی است. این روش توسط دوبا و گروسمن^۶ (۱۹۸۷) معرفی شد که در بسیاری از مطالعات در داخل و خارج از کشور مورد استفاده قرار گرفت. در این روش بیان می‌گردد که در صورت عدم وجود حساب و با وجود یک درجه مشخص از مانایی، یک رابطه انباشتگی صریح میان دو متغیر سود و قیمت برقرار است. وجود حساب موجب گسست این رابطه خواهد شد. مهم‌ترین انتقاد وارد شده به این روش توسط اوانس (۱۹۹۱) مطرح شد. وی در مطالعه خود نشان داد که اگر یک حساب افزایشی غیریک‌نواخت، دچار فروپاشی به صفر نگردد و به مقداری بیش از صفر برسد، امکان تشخیص آن توسط این دسته از آزمون‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر، این آزمون‌ها امکان

¹ Akdeniz et al.

² West Two-Step Test

³ Dezbakhsh and Demirguc-Kunt

⁴ Flood et al

⁵ Wu

⁶ Diba and Grossman

تشخیص فروپاشی یا ترکیدن حساب را ندارند. زیرا این فروپاشی‌ها بیش از آن که رفتارشان شبیه یک فرآیند انفجاری باشد، رفتاری شبیه یک فرآیند مانا از خود نشان می‌دهند. بنابراین رد فرضیه عدم وجود حساب در چارچوب این روش، ممکن است موجب تغییر برخی دیگر از اجزای الگوی ارزش جاری باشد. به بیانی دیگر، با توجه به مطالعه اوانس (۱۹۹۱)، عدم رد فرضیه H_0 از طریق این آزمون نمی‌تواند به طور قطع تایید کننده و نشان دهنده عدم وجود حساب در سری زمانی مشاهدات باشد.

به منظور برطرف کردن انتقاد اوانس، روش‌های مبتنی بر اقتصادسنجی دیگری از قبیل الگوهای چرخشی مارکوف معرفی گردید. با این حال از جمله جدیدترین رویکردها در زمینه بررسی وجود حساب‌های قیمتی توسط فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) با عنوان آزمون سوپریم دیکی- فولر تعمیم یافته (SADF) و فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) با عنوان آزمون سوپریم عمومی دیکی- فولر تعمیم یافته (GSADF) معرفی شده‌اند. در مطالعات اخیر در این حوزه، از این دو فرآیند به عنوان راهبرد تعیین نقطه شروع و پایان حساب‌ها استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، اگر فرضیه صفر هرکدام از آزمون‌ها رد شود، می‌توان نقطه آغاز و پایان حساب (حساب‌ها) را مشخص کرد.

همان‌طور که در مطالعات تجربی آورده شده است، داده‌های مالی در بیشتر مواقع شامل مشاهدات نامانا هستند که میانگین، واریانس و کوواریانس آنها در طی زمان تغییر می‌کند. به طور معمول از آزمون‌های ریشه واحد به منظور تعیین اینکه آیا سری زمانی مانا و یا نامانا است استفاده می‌شود.

آزمون دیکی- فولر یک فرضیه جایگزین چپ دم^۱ (چپ دنباله) به منظور کشف ریشه واحد دارد. دیا و گروسمن به منظور شناسایی رفتار انفجاری سری زمانی، یک آزمون راست دم^۲ (راست دنباله) را معرفی کردند. با این حال همان‌طور که اوانس بیان کرد، امکان استفاده از این آزمون در شرایط وجود رفتار غیرخطی حساب‌ها وجود ندارد. از این رو، آزمون سوپریم دیکی- فولر تعمیم یافته (SADF) توسط فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) به منظور بررسی ریشه واحد در رفتار انفجاری سری زمانی معرفی شد. اساس و بنیان این آزمون، استفاده از روش رگرسیون بازگشتی به منظور آزمون فرضیه وجود ریشه واحد در مقابل فرضیه وجود رفتار انفجاری راست دم (راست دنباله)

¹ Left -Tail

² Right Tail

است. همچنین محققین با شبیه‌سازی نشان دادند که این آزمون در تشخیص فروپاشی‌های دوره‌ای حباب‌ها نسبت به آزمون هم‌انباشتگی، از توانایی بیشتری برخوردار است.

در روش فوق، الگوهای رگرسیونی به صورت پی در پی برای هر زیر دوره که همواره با اولین مشاهده آغاز می‌گردند تخمین زده می‌شوند. با این حال برخلاف نقطه آغاز، نقطه پایان در حال تغییر است. فرض کنید r_1 نقطه شروع ثابت و برابر صفر و r_2 نقطه پایانی در هر نمونه باشد. همچنین اندازه پنجره که برابر $r_2 - r_1$ نیز برابر r_w است. حال با توجه به این که نقطه شروع صفر است داریم: $r_2 = r_w$. همچنین اندازه پنجره کوچک r_0 و اندازه کل نمونه نیز ۱ هست ($r_2 \in (r_0, 1)$). در اینجا آماره آزمون ADF برای هر کدام از این زیر دوره‌ها محاسبه خواهد شد.

تصمیم‌گیری در مورد وجود فرآیند انفجاری در یک سری زمانی به وسیله آزمون SADF بر اساس مقدار سوپریمم توالی آماره ADF در مقایسه با مقدار بحرانی راست دم (راست دنباله) توزیع محدود^۱ آن انجام می‌شود. تحت فرضیه صفر، اگر آماره ADF برای زیر دوره مطابق با $[0, r_2]$ مشخص شود، آنگاه سوپریمم آماره ADF مربوطه محاسبه خواهد شد.

فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) یک راهبرد تاریخ‌گذاری^۲ بر اساس آماره ADF را پیشنهاد کردند. به منظور شناسایی زمان بروز و فروپاشی حباب‌ها و یا افزایش‌های انفجاری، محققین پیشنهاد کردند که آماره آزمون دنباله یا توالی ADF_0^n با مقادیر بحرانی راست دم (راست دنباله) آماره ADF استاندارد (مرسوم) مقایسه شود. اولین مشاهده‌ای که آماره ADF آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی شد، به عنوان زمان مبدأ و شروع برآورد تعیین می‌شود $[Tr_e]$. اگر فرض کنیم حداقل بازه زمانی یک حباب بیشتر از $\log(T)$ باشد، برآورد زمان پایان $[Tr_f]$ اولین مشاهده پس از $\log(T) + [Tr_e]$ که آماره ADF آن کوچک‌تر از مقدار بحرانی خواهد بود.

فیلیپس و دیگران (۲۰۱۱) (PWY) نشان دادند که SADF امکان شناسایی یک حباب را در سری زمانی مورد نظر دارد. با این حال با توجه به امکان بروز بیش از یک حباب، فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) (PSY) یک راهبرد دیگر با عنوان آزمون سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم یافته (GSADF) را معرفی کردند. محققین در مطالعه خود نشان دادند که GSADF از جنبه‌های مختلف نسبت به SADF برتری دارد. نتایج شبیه‌سازی نشان داد که توزیع حدی و مقادیر بحرانی

¹ Limit Distribution

² Dating

آزمون، به مقدار زیادی بستگی به تصریح فرضیه صفر و الگوی رگرسیون به کار گرفته شده دارد. در آزمون GSADF فرضیه صفر تصریح یک فرآیند گام تصادفی با یک عرض از مبدأ که به طور مجانبی قابل اغماض است، تعیین می‌شود. محققین در آزمون GSADF به مانند SADF از یک الگوی رگرسیون بازگشتی (BSADF) استفاده کردند. با این تفاوت که در اینجا پنجره متحرک الگوی $[r_1, r_2]$ که در آن r_1 نقطه شروع نمونه است، در صورت تغییر نقطه پایان (r_2)، تغییر خواهد کرد. در این آزمون نقطه آغاز (r_1) متحرک و بین صفر و $r_2 - r_0$ در حال تغییر است (نمودار ۳). آماره GSADF را می‌توان به عنوان بزرگ‌ترین آماره ADF محدوده در دسترس r_1 و r_2 تعریف کرد همچنین آماره آزمون GSADF عبارت است از:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \left\{ \frac{\frac{1}{2} r_w [W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_w] - \int_{r_1}^{r_2} W(r) dr [W(r_2) - W(r_1)]}{r_w^{1/2} \left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2 dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} W(r) dr \right]^2 \right\}} \right\} \quad (3)$$

در اینجا $r_w = r_2 - r_1$ و W فرآیند بروانی استاندارد است. همچنین توزیع حدی آماره SADF حالت خاصی از رابطه فوق خواهد بود که در آن $r_1 = 0$ و $r_2 = r_w \in [r_0, 1]$ باشد.^۱

۵. یافته‌های تحقیق

۵-۱. داده‌ها و اطلاعات

در پژوهش حاضر از نسبت قیمت فروش و قیمت اجاره هر متر مربع واحد مسکونی شهر تهران در بازه زمانی ۱۳۷۴:۱-۱۳۹۳:۱ به عنوان یک نسبت بنیادی استفاده شده است. به این صورت که افزایش ناگهانی در قیمت‌ها موجب افزایش این نسبت شده و می‌تواند نشانه‌ای از بروز حباب باشد. با این حال افزایش اجاره نیز به عنوان عایدی می‌تواند این نسبت را کاهش دهد. پیش از بیان نتایج تجربی، در جدول (۱) توصیف آماری داده‌ها آورده شده است.

^۱ برای مطالعه بیشتر رجوع شود به فیلیس و دیگران (۲۰۱۳)

جدول ۱. توصیه آماری داده‌ها

میانگین	میان	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارگ - برا
۱۱۵۳۶	۶۲۰۲	۱۱۷۸۸	۱/۲	۳/۴	۹/۷
۵۳	۲۸	۵۴	۱/۰۷	۲/۹	۷.۵
۲۲۵/۸	۵۱۷/۲	۳۶	۱/۲	۴/۵	۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس داده‌های جدول فوق، مقادیر آماره جارگ-برا، چولگی و کشیدگی نشان می‌دهند که داده‌های فوق دارای توزیع نرمال نیستند (لاکس و سومیت^۱، ۱۹۹۹).

۲-۵. یافته‌های تجربی

همان‌طور که در بخش مبانی نظری نیز بیان گردید، در بیشتر مطالعات در این حوزه، وجود یا عدم وجود حباب‌های قیمتهقلایی مورد ارزیابی گرفته است. با این حال در این بخش، علاوه بر وجود حباب عقلایی و انحراف قیمت‌ها از مقادیر بنیادی، حباب از منظر تغییرات شدید و ناگهانی قیمت نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

به منظور بررسی وجود حباب‌های چندگانه در بازار مسکن تهران، در مرحله نخست، مانایی سری زمانی نمونه با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس این نتایج، متغیرهای مورد بررسی ناماننا هستند. همان‌طور که پیش‌تر نیز گفته شد، در مطالعات انجام شده برای ایران و با توجه به روش‌های مورد استفاده، تنها وجود یا عدم وجود حباب قیمتی مورد آزمون قرار گرفته است. با این حال بر اساس مطالعه فیلیپس و دیگران (۲۰۱۳) مبنی بر حساسیت آزمون ADF در تصریح فرضیه صفر و همچنین امکان وجود بیش از یک حباب قیمتی در سری زمانی، در مطالعه حاضر، از آزمون GSADF به منظور بررسی امکان بروز رفتار انفجاری در نسبت قیمت-اجاره و همچنین انحراف این نسبت از مقادیر ذاتی خود و تعیین دوره زمانی آنها استفاده می‌شود.

¹ Lux & Sornette

نتایج آزمون GSADF در جدول (۳) آورده شده است. بر اساس داده‌های این جدول، آماره آزمون برای نسبت قیمت-اجاره ۰/۲۲ محاسبه شده است که کوچکتر از مقدار بحرانی در سطح معناداری ۱۰٪ است.

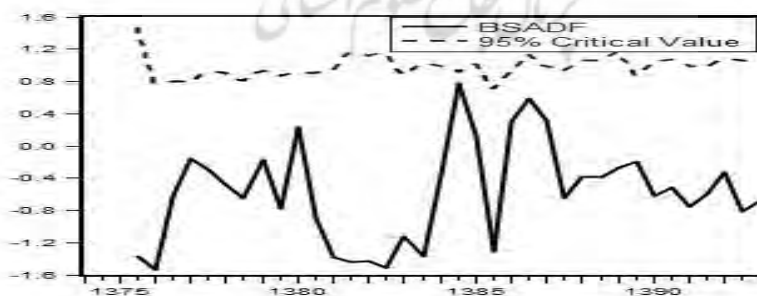
جدول ۲. آزمون GSADF

مقادیر بحرانی نمونه			آماره GSADF	آزمون GSADF
٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰		
۲/۵	۱/۳	۱/۰۲	۰/۲۲	نسبت قیمت-اجاره

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج فوق، می‌توان وجود یا عدم وجود حباب را نیز تعیین کرد. برای این منظور می‌بایست آماره سوپریمم بازگشتی دیکی- فولر تعمیم یافته (GSADF) را با آماره سوپریمم دیکی- فولر تعمیم یافته (SADF) مقایسه کرد. نتایج این آزمون در نمودار (۱) آورده شده است. همان‌طور که از این نمودار مشاهده می‌شود، در طی دوره مورد بررسی، نسبت قیمت-اجاره با وجود این که در حدود سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۸ نسبت به اجاره افزایش‌های ناگهانی را تجربه کرده است، با این حال در طی دوره مورد بررسی و بر اساس نسبت مورد نظر، بازار مسکن تهران دارای حباب قیمت عقلایی نبوده است.

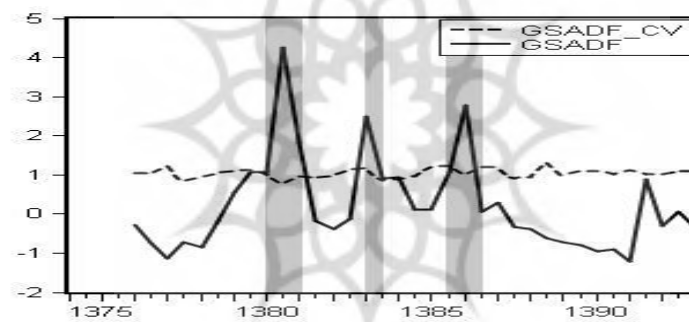
نمودار ۱. دوره‌های حباب‌ها در نسبت قیمت-اجاره



منبع: یافته‌های تحقیق

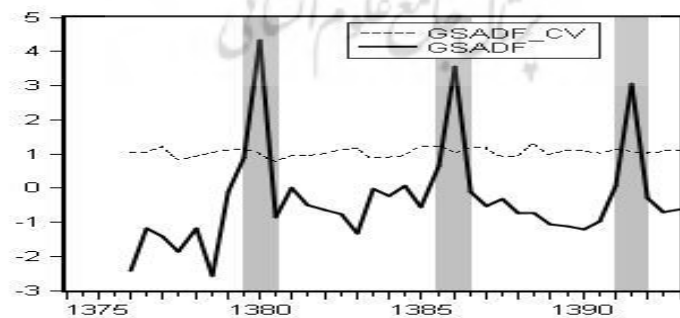
در این بخش، به منظور بررسی وجود حباب در چارچوب تعریف آن به عنوان تغییر رفتار ناگهانی و انفجاری مقادیر، از داده‌های حقیقی قیمت فروش هر مترمربع از واحد مسکونی و زمین برای دوره زمانی ۱۳۷۴:۱-۱۳۹۳:۱ استفاده خواهد شد. شکل (۳) نشان می‌دهد که در بازه زمانی مورد بررسی، طی سه دوره زمانی ۱۳۸۰:۱-۱۳۸۱:۱، ۱۳۸۳:۱-۱۳۸۳:۲ و ۱۳۸۵:۲-۱۳۸۶:۲ سری زمانی قیمت حقیقی خرید هر مترمربع واحد مسکونی دارای رفتار انفجاری بوده است. همچنین نتایج بررسی رفتار قیمت حقیقی خرید یک مترمربع زمین در شکل (۴) آورده شده است. نتایج نشان می‌دهند که در بازه زمانی مورد بررسی، طی سه دوره زمانی ۱۳۷۹:۲-۱۳۸۰:۲، ۱۳۸۵:۲-۱۳۸۶:۲ و ۱۳۹۱:۱-۱۳۹۲:۲ سری زمانی قیمت حقیقی خرید زمین نیز دارای رفتار انفجاری بوده است.

نمودار ۲. دوره‌های ایجاد حباب در قیمت آپارتمان



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳. دوره‌های ایجاد حباب در قیمت زمین



منبع: یافته‌های تحقیق

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در مطالعه حاضر از آزمون GSADF به منظور بررسی امکان بروز رفتار انفجاری در نسبت قیمت اجاره و همچنین انحراف این نسبت از مقادیر ذاتی خود و تعیین دوره زمانی آنها استفاده گردید. بر اساس نتایج پژوهش، در دوره زمانی مورد بررسی، در بازار مسکن تهران حباب قیمتی عقلایی بروز نکرده است. با این حال در صورت تعریف حباب به صورت افزایش ناگهانی و انفجاری قیمت‌ها، طی سه دوره زمانی ۱۳۸۰:۱-۱۳۸۱:۱، ۱۳۸۳:۱-۱۳۸۳:۲ و ۱۳۸۵:۲-۱۳۸۶:۲ سری زمانی قیمت حقیقی آپارتمان و طی سه دوره زمانی ۱۳۷۹:۲-۱۳۸۰:۲، ۱۳۸۵:۲-۱۳۸۶:۲ و ۱۳۹۱:۱-۱۳۹۲:۲ قیمت حقیقی زمین دارای حباب قیمت بوده است.

نتایج پژوهش حاضر را می‌توان در دو بخش تحلیل کرد. نتایج حاصل از ارزیابی وجود حباب چندگانه عقلایی قیمت نشان داد که از این منظر یا تعریف، بازار مسکن حباب نداشته است. به این مفهوم که با افزایش قیمت مسکن، بازدهی آن نیز که اجاره می‌باشد افزایش یافته است. از این رو با توجه به سهم اجاره در سبد هزینه خانوار و اثر آن بر شاخص‌های قیمت، لازم است ابزار مناسب به منظور جلوگیری از تغییرات شدید آن تعریف گردد. علاوه بر این، نتایج بررسی وجود حباب بر اساس تعریف رفتار انفجاری قیمت‌ها نشان می‌دهد که در دوره‌های ایجاد حباب، عامل و و یا عواملی موجب افزایش سریع و انفجاری قیمت‌ها شده است که از جمله عوامل احتمالی می‌توان به سیاست‌های پولی و مالی اتخاذ شده و ورود ناگهانی بخشی از نقدینگی به بازار مسکن اشاره کرد. از این رو به منظور برقراری شرایط ثبات نسبی، ایجاد نهادهای سرمایه‌گذاری در بخش زمین و مستغلات تحت عنوان شرکت‌های سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات و همچنین فعال کردن ابزارهای نوین از جمله صندوق سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات به منظور جلوگیری از افزایش‌های ناگهانی در قیمت زمین و ساختمان از جمله پیشنهاد‌های این پژوهش هستند.

منابع

- عاشری، مصطفی (۱۳۸۸). تحلیل و تبیین حباب قیمت مسکن در تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا همدان.
- قلی زاده، علی اکبر (۱۳۸۸). حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین کننده آن در ایران. *فصلنامه علمی اقتصاد/ایران*، ۴۶: ۷۰-۴۰.
- نورانی، سید محمد رضا (۱۳۹۳). بررسی سفته بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۴(۵۲): ۶۸-۴۹.
- یزدانی، پدram (۱۳۸۸). آزمون وجود حباب قیمتی در بازار مسکن تهران طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۱)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- Akdeniz, L. & Salih, A. A. & Tulug, S. (2006). Variance bounds tests and stock price valuation models revisited, Working Paper, Bilkent University.
- Barberis, N., Ming, H & Santos, T. (2001). Prospect theory and asset prices. *Quarterly Journal of Economics*, 116, 1-53.
- Dezbakhsh, H. Demirguc-Kunt, A. (1990). the presence of speculative bubbles in stock prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25:101-112.
- Diba, B. Grossman, H. (1987). On the inception of rational bubbles. *Quarterly Journal of Economics*, 87:697-700.
- Evans, G. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *American Economic Review*, 81:922-930.
- Flood, R. H. (1994). An evaluation of recent evidence on stock price bubbles. In R. Flood & Speculative Bubbles, Speculative Attacks, and Policy Switching. Cambridge: MA: MIT Press.
- Froot, K. & Obstfeld, M. (1991). Intrinsic bubbles: the case of stock price. *The American Economic Review*, 81:1189-1214.
- Garber, P. (1990). Famous first bubble. *Journal of Economic Perspective*, 4:33-54.
- Goodman, A. & Thibodeau, G. (2008). Where are the speculative bubbles in US housing markets?. *Journal of Housing Economics*, 17:117-137.
- Lux, T & Sornette, D. (1999). On Rational Bubbles and Fat Tails. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(3):589-610.
- Marsh, T. & Merton, R. (1983). Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices. *American Economic Review*, 76:483-498.
- Phillips, P. C. & Shi, S. & Yu, J. (2013). Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500 Singapore Management University, School of Economics.

- Phillips, P. C. & Wu, Y. & Yu, J. (2011). Explosive behaviour in the NASDAQ: When did exuberance escalate at asset values?. *International Economic Review*, 52: 201-206.
- Ren, Y. & Xiong, C. & Yuan, Y. (2012). House price bubbles in China. *China Economic Review*, 23: 786-800.
- Roche, M. (2001). The rise in house prices in Dublin: bubble, fad or just fundamentals. *Economic Modelling*, 18: 281-295.
- Rosenthal, S. (1999). Residential building and the cost of construction: New evidence. *Review of Economics and Statistics*, 288-302.
- Shih, Y., Li, H. & Qin, B. (2014). Housing price bubbles and inter-provincial spillover: Evidence from China. *Habitat International*, 43: 142-151.
- Shiller, R. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent. *American Economic Review*, 71(3): 421-436.
- Stiglitz, J. (1990). Symposium on bubbles. *Journal of Economic Perspectives*, 18-31.
- Teng, H. & Chang, C. & Chau, K. (2013). Housing bubbles: A tale of two cities. *Habitat International*, 8-15.
- Werner, J. (2014). Rational Asset Pricing Bubbles and Debt Constraints. *Journal of Mathematical Economics*, 28: 245-270.
- Wu, Y. (1997). Rational bubbles in the stock market: accounting for the U.S. stock-price volatility. *Economic Inquiry*, 35: 309-325.
- Zeng, Z. & Chen, S. (2015). Are there periodically collapsing bubbles in the REIT markets? New evidence from the US. *Research in International Business and Finance*, 33: 17-31.
- Zhu, H. (2005). The importance of property markets for monetary policy and financial stability. *Real estate indicators and financial stability*, 9-29.