

حباب قیمتی در بازار مسکن ایران مبتنی بر مدل ساختاری تعیین قیمت مسکن

جواد عابدینی^۱

حسن ابراهیمی^۲

سیدحامد فهیمی فرد^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۴/۶

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۸/۱

چکیده

در این مطالعه، مدل ساختاری برای تعیین قیمت مسکن و شناسایی حباب قیمتی در استان‌های مختلف ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۹ بسط داده شده است. مدل تجربی تحقیق مبتنی بر چهارچوب نظری قیمت‌گذاری مسکن براساس ارزش حال دارایی است. به‌طور خاص، تصریح می‌شود که قیمت مسکن می‌تواند تحت تأثیر انتقال‌های عرضه و تقاضا مانند درآمد سرانه محلی، قیمت زمین، هزینه ساخت‌وساز و حجم نقدینگی تعیین شود. ویژگی ممتاز تحقیق حاضر، استفاده از مجموعه کامل‌تری از متغیرهای اثرگذار، لحاظ کردن هم‌زمان تغییرات زمانی و بخشی متغیرها در چهارچوب داده‌های تابلویی (پانل)، بررسی ویژگی‌های مهمی مانند مانایی و هم‌انباشتگی متغیرها و تعیین الگوی قیمت‌گذاری مسکن در کشور است. نتایج تحقیق حاضر، فرضیه وجود حباب قیمتی را در بازار مسکن ایران رد کرده و مدعی است که افزایش‌های مداوم طی دهه‌های گذشته در قیمت مسکن توسط متغیرهای ساختاری مانند هزینه‌های تولید، حجم نقدینگی و رشد مؤثر تقاضا توضیح داده می‌شوند. علاوه بر این، برآوردها نشان می‌دهد، قیمت زمین (با کاربری مسکونی) و حجم نقدینگی مهم‌ترین عوامل رشد قیمت مسکن در ایران بوده‌اند، به‌طوری‌که افزایش یک درصدی در قیمت زمین یا حجم نقدینگی - با فرض ثبات سایر شرایط - قیمت مسکن را به ترتیب ۰/۳۴۵ و ۰/۵ درصد افزایش می‌دهد. ارزیابی پسماندهای مدل به تفکیک استانی حاکی از آن است که قیمت مسکن در برخی استان‌ها مانند اصفهان، آذربایجان شرقی و قزوین تابع قوی‌تری از متغیرهای ساختاری نسبت به برخی استان‌های دیگر مانند تهران، کهگیلویه و بویراحمد و همدان بوده است.

۱- دکترای اقتصاد دانشگاه نانت فرانسه، پست الکترونیکی: javad.abedini@hec.ca

۲- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف (نویسنده مسؤول)، پست الکترونیکی: hasan.ebrahimi65@gmail.com

۳- دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، پست الکترونیکی: s.h.fahimifard@gmail.com

واژگان کلیدی: قیمت‌گذاری مسکن، حباب قیمتی، مدل ارزش حال دارایی، داده‌های تابلویی، هم‌انباشتگی.

طبقه‌بندی JEL: R31, R21, G12, C33

۱- مقدمه

مسکن یکی از نیازهای اصلی انسان قلمداد می‌شود. علاوه بر این، مسکن نقش یک دارایی را برای مالکان خود ایفا می‌کند. از این رو، نوسانات قیمت مسکن برای خانوارها مهم است. نوسانات قیمت مسکن می‌تواند به اجزای بنیادی و غیر بنیادی (حباب) تفکیک شود. در شناسایی حباب قیمتی، بیشتر کارشناسان بر ویژگی‌هایی مانند افزایش سریع قیمت‌ها (بیکر^۱، ۲۰۰۲)، انتظارات غیرواقعی از افزایش قیمت‌ها در آینده (کیس و شیلر^۲، ۲۰۰۳)، انحراف قیمت از ارزش بنیادی بازار مسکن - سطح قیمتی که نیروهای عرضه و تقاضای مسکن در بازار تعیین می‌کنند- (بلک و هاسلی^۳، ۲۰۰۶) و تحرکات شدید در قیمت‌ها پس از ترکیدن حباب (سیگل^۴، ۲۰۰۳) تأکید دارند.

حباب قیمت بازار مسکن زمانی اتفاق می‌افتد که افزایش قیمت مسکن توسط مفاهیم بنیادی اقتصاد کلان و عوامل مهم بازار مسکن توضیح داده نشود؛ در این حالت، انتظارات از افزایش قیمت‌ها در آینده مهم‌ترین دلیل افزایش کنونی قیمت‌ها به شمار می‌آیند. استمرار نرخ‌های پایین بهره، رشد وام‌های رهنی پرخطر و فضای سفته‌بازی در بازار مسکن از مهم‌ترین دلایل برای حباب قیمتی در این بازار به شمار می‌آیند (درخشان، ۱۳۸۷، ص ۶۶).

براساس داده‌های مرکز آمار ایران، متوسط قیمت واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در تهران و ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۵ از روند صعودی برخوردار بوده است (نمودار شماره ۱). به همین ترتیب، نمودارهای شماره ۲ تا ۴، روند متغیرهای بنیادی اثرگذار بر قیمت مسکن

1- Baker

2- Case and Shiller

3- Black and Hoesli

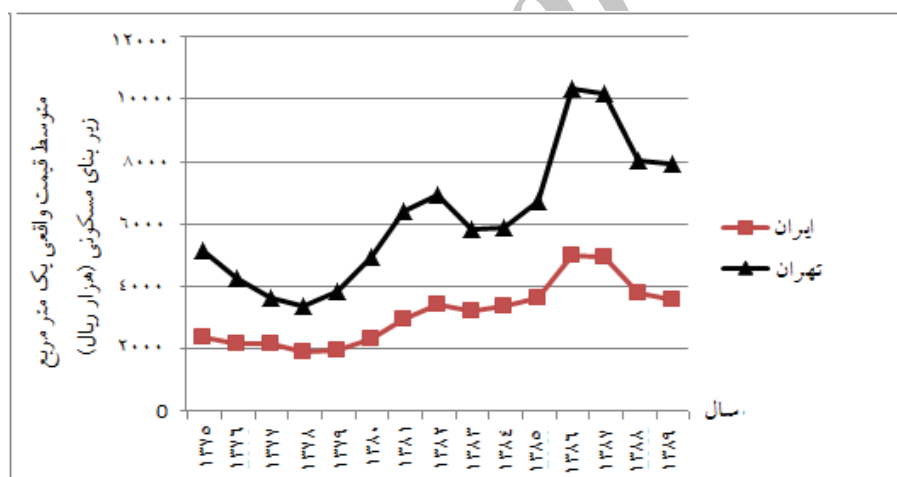
4- Siegel

را در فاصله زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۹ نشان می‌دهند. همان‌طور که نمودارها نشان می‌دهند، قیمت مسکن و قیمت زمین واحد مسکونی در سراسر دوره زمانی همسو هستند. نرخ ازدواج، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، درآمد خانوار طی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۵ هم‌جهت با قیمت مسکن حرکت کرده‌اند و تقریباً روندی صعودی با شیب ملایم داشته‌اند. در عین حال، از سال ۱۳۸۶ به بعد، تغییر در متغیرهای بنیادی هم‌جهت با تغییرات قیمت مسکن نیست.

همخوانی و ناهمخوانی روند قیمت مسکن با روند عوامل بنیادی تعیین‌کننده آن طی

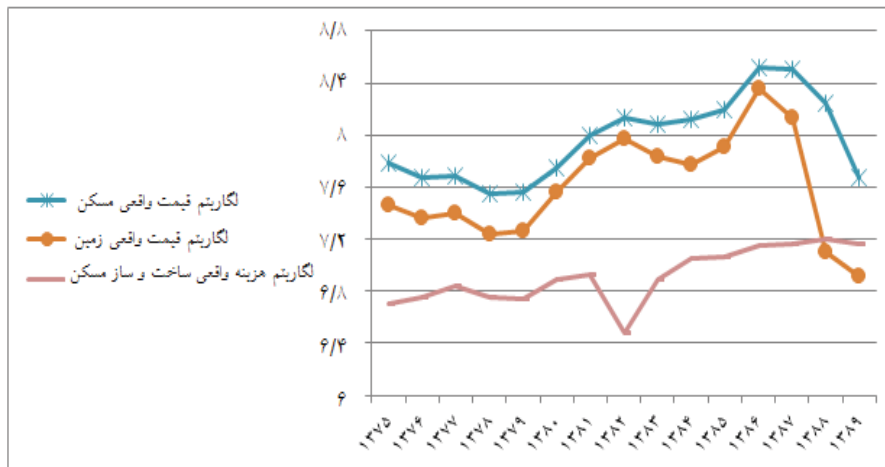
این دوره زمانی، پرسش‌های زیر را مطرح می‌سازد:

- ۱- الگوی نظری تعیین قیمت مسکن در ایران چگونه است؟
- ۲- آیا حباب قیمتی در بازار مسکن ایران و استان‌های کشور وجود دارد؟
- ۳- کدام استان‌ها از الگوی نظری تعیین قیمت مسکن در کشور بیشتر تبعیت می‌کنند؟



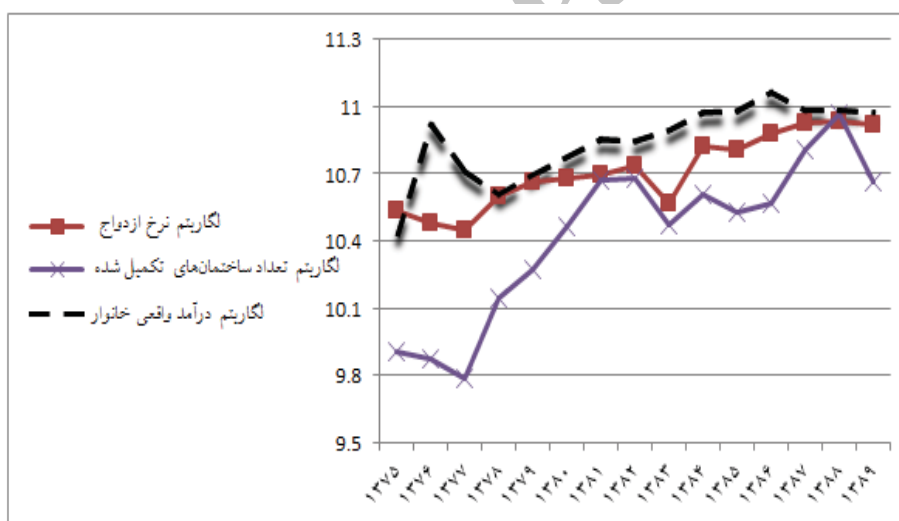
مأخذ: داده‌های قیمت مسکن وزارت راه و شهرسازی.

نمودار ۱- متوسط قیمت واقعی فروش یک مترمربع واحد مسکونی (هزار ریال)



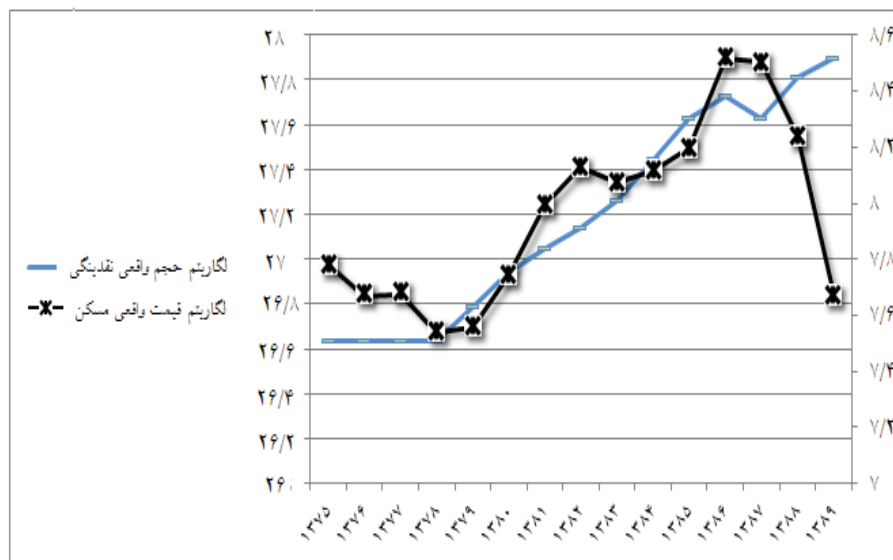
مأخذ: محاسبات تحقیق از داده‌های موجود.

نمودار ۲- لگاریتم متوسط قیمت واقعی فروش یک مترمربع واحد مسکونی، زمین و هزینه ساخت و ساز



مأخذ: محاسبات تحقیق از داده‌های موجود.

نمودار ۳- لگاریتم نرخ ازدواج، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده و درآمد واقعی خانوار



مأخذ: محاسبات تحقیق از داده‌های موجود.

نمودار ۴- لگاریتم متوسط قیمت واقعی فروش یک مترمربع واحد مسکونی و حجم نقدینگی (هزار ریال)

با توجه به اینکه بیشتر مطالعاتی که در این زمینه در ایران صورت گرفته است از تکنیک‌های سری زمانی استفاده کرده‌اند، به کارگیری داده‌های تابلویی (پانل) به ما اجازه تحلیل‌های غنی‌تر نظری را در ارتباط با موضوع خواهد داد. علاوه بر این، بیشتر مطالعات کاربردی مبتنی بر داده‌های تابلویی (خارج کشور) تنها از یک متغیر بنیادی استفاده کرده‌اند. در این بین، مالپزی^۱ (۱۹۹۹)، به مطالعه ارتباط بلندمدت بین قیمت مسکن و درآمد در تعدادی از شهرهای آمریکا می‌پردازد. گالین^۲ (۲۰۰۶) نیز از آزمایش هم‌انباشتگی داده‌های پانل پدرونی^۳ برای محاسبه تخمین یک پارامتری هم‌انباشتگی استفاده می‌کند. برخلاف کار مالپزی (۱۹۹۹) و گالین (۲۰۰۶)، در این مقاله، اثر متغیرهای

1- Malpezzi

2- Gallin

3- Pedroni Panel Cointegration Test

بنیادی چندگانه‌ای مانند درآمد خانوار، هزینه ساخت و ساز، قیمت زمین، نرخ بیکاری، نرخ ازدواج، رشد شاخص قیمت سهام و حجم نقدینگی بر قیمت مسکن در استان‌های کشور بررسی خواهد شد.

در ادامه، بخش دوم، به بررسی ادبیات نظری و تجربی می‌پردازد. در بخش سوم، مدل نظری بسط داده می‌شود که قیمت مسکن را از طریق ارزش جریان‌های نقدی دارای تعیین می‌کند. در گام بعدی، این مدل نظری به مدل تجربی قابل برآوردی تبدیل می‌شود. در بخش چهارم، ویژگی مانایی و هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل که از جمله ملاحظات لازم در استفاده از داده‌های تابلویی است، بررسی می‌شود. در پایان، بخش پنجم نتایج تحقیق را تفسیر می‌کند.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

در ادبیات نظری، می‌توان سه رویکرد مهم را در تعیین قیمت مسکن شناسایی کرد؛ رویکرد نخست، قیمت مسکن را از برابری عرضه و تقاضای مسکن، رویکرد دوم، قیمت مسکن را براساس مدل ارزش حال و رویکرد سوم، قیمت مسکن را براساس حباب انتظارات عقلایی به دست می‌آورند. براساس رویکرد نخست، عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در سه دسته عوامل اقتصادی (مانند درآمد، نرخ بهره، حجم اعتبارات و اندازه بازار)، عوامل جغرافیایی و جمعیتی (مانند رشد جمعیت، شهرنشینی و اندازه خانوار) و عوامل نهادی (مانند نظام مالی و نظام مالیاتی) دسته‌بندی می‌شوند.

گیروود و همکاران (۲۰۰۶)، عوامل مؤثر بر قیمت مسکن را بررسی کردند. براساس این مطالعه، با اهمیت‌ترین متغیرهای اقتصادی که بر بخش مسکن تأثیر می‌گذارند، عبارت‌اند از: عرضه مسکن که رابطه مثبت با قیمت آن دارد. در جانب تقاضا، درآمد سرانه قابل تصرف واقعی و نرخ بهره واقعی در بلندمدت، به ترتیب به صورت مثبت و منفی، با قیمت مسکن مرتبط هستند. آنها عوامل جغرافیایی قیمت مسکن را خالص مهاجرت، جمعیت و رشد آن در نظر گرفتند. با وجود این، نتیجه متغیرهای جغرافیایی دقیقاً مشخص نیست؛ برای

مثال، بعضی از مطالعات، رشد جمعیت را عاملی مهم در تعیین قیمت مسکن می‌دانند و بعضی دیگر از مطالعات آن را بی‌معنا به‌دست آورده‌اند. در نهایت، قیمت مسکن تحت تأثیر عوامل نهادی مانند سیاست‌های مالیاتی، نظام مالی و... نیز قرار می‌گیرد که به دلیل تغییرات اندک طی زمان، اندازه‌گیری اثر آنها کار ساده‌ای نیست.

میچال و کومارک^۱ (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای با عنوان حباب قیمت مسکن و تعیین‌کننده‌های آن در جمهوری چک، قیمت مسکن را از برابری عرضه و تقاضای مسکن به‌دست آوردند که تحت تأثیر قیمت آپارتمان، قیمت نقشه ساختمان، هزینه ساخت ساختمان، آپارتمان‌های کامل شده، ازدواج، طلاق، رشد طبیعی جمعیت، مهاجرت، بیکاری، نرخ فعالیت اقتصادی، جمعیت، میانگین دستمزد ماهیانه، اجاره ماهیانه و وام‌ها است. آنها با استفاده از روش قیمت به درآمد به این نتیجه رسیدند که افزایش قیمت مسکن در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۸ بر پایه متغیرهای بنیادی است.

دریگر و ژانگ^۲ (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای با عنوان «آیا حباب در بازار مسکن چین وجود دارد؟»، با استفاده از داده‌های ۳۵ شهر چین و با استفاده از تکنیک‌های هم‌انباشتگی تابلویی، وجود حباب را مورد بررسی قرار دادند. متغیر وابسته قیمت مسکن و متغیرهای مستقل شامل درآمد سرانه واقعی، جمعیت، قیمت واقعی زمین و نرخ بهره حقیقی هستند. آنها به این نتیجه رسیدند که ۲۵ درصد تغییر قیمت مسکن به علت وجود حباب است.

چگنی و عسگری (۱۳۸۶)، عوامل مؤثر بر سطح قیمت‌های مسکن در بلندمدت و نوسانات آن در (کوتاه‌مدت) بین استان‌های کشور را طی دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۵ با داده‌های ترکیبی بررسی کردند. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت، شاخص قیمت بازار اوراق بهادار، سطح عمومی قیمت‌ها، قیمت زمین، قیمت نفت، هزینه ساخت، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کل مخارج خانوار و نرخ سود وام‌های بانکی، عوامل مؤثری در نوسانات قیمت

1- Michal and Komárek

2- Dreger and Zhang

مسکن بوده و در بلندمدت نیز تعداد خانوار و قیمت طلا بر سطح قیمت‌های جاری مسکن تأثیر داشته است.

بر اساس رویکرد دوم، قیمت در بازار مسکن بر اساس مدل ارزش حال تعیین می‌شود. این مدل مبتنی بر ارتباط ساده‌ای بین قیمت مسکن و اجاره بهاست. تحت انتظارات عقلایی، این مدل بیان می‌کند که قیمت یک دارایی برابر با ارزش حال سودهای انتظاری آن است و از نسبت قیمت به اجاره $\left(\frac{P}{E}\right)$ می‌توان برای تعیین حباب قیمتی استفاده کرد؛ برای مثال، مید و زمیسک^۱ (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «آیا قیمت مسکن تحت تأثیر عوامل بنیادی است؟» قیمت مسکن را بر اساس مدل ارزش حال بسط دادند و از داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۸ و همچنین از داده‌های سالانه ۲۲ بخش آماری کلان‌شهر برای سال‌های ۱۹۷۸-۲۰۰۷ استفاده کردند و برای بررسی وجود حباب از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی بهره بردند و به این نتیجه رسیدند که قیمت مسکن در دوره‌های قبل از سال ۱۹۹۶ و از ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ توسط متغیرهای بنیادی توضیح داده نمی‌شود و در این دوره‌ها حباب وجود دارد.

در رویکرد سوم، قیمت مسکن از طریق انتظارات عقلایی که نخستین بار توسط بلنچارد و واتسون^۲ (۱۹۸۳) تعریف شده است، توضیح داده می‌شود. در عین حال، انتظارات عقلایی تنها در بازارهای کارآ^۳ وجود دارد. بر اساس این نظریه، حباب قیمتی زمانی به وجود می‌آید که افزایش قیمت دارایی‌ها در طول زمان به افزایش بازدهی این دارایی‌ها در مقایسه با متوسط بازدهی سرمایه^۴ در اقتصاد منتهی شود؛ برای مثال، رن^۵ و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ۲۹ شهر چین حباب قیمت مسکن را در این کشور مورد مطالعه قرار

- 1- Mikhed and Zemcik
- 2- Blanchard and Watson
- 3- Efficient Markets
- 4- Average Capital Return
- 5- Ren

دادند. آنها از تئوری حباب انتظارات عقلایی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که دلیلی برای وجود حباب در بازار مسکن چین وجود ندارد.

به‌طور کلی سه روش برای شناسایی حباب قیمت زمین و مسکن از طریق داده‌های اقتصادی وجود دارد؛ نخستین روش موسوم به روش قیمت به اجاره $(\frac{P}{E})$ است. این روش ابتدا توسط شیلر^۱ (۱۹۸۱)، مورد استفاده قرار گرفت. در روش نسبت قیمت به اجاره‌بها، قیمت دارایی مانند مسکن با قیمت اجاره آن رابطه‌ای تقریباً ثابت و منطقی دارد. اگر نسبت قیمت به اجاره از میانگین بلندمدت خود، انحراف قابل توجهی داشته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که حباب قیمتی ایجاد شده است. در این روش، اعتقاد بر آن است که اگر قیمت مسکن رشد سریع‌تری از اجاره داشته باشد، آنگاه رشد نسبت قیمت به اجاره مسکن دلالت بر وجود حباب قیمتی دارد. هیمبلبرگ^۲ و همکاران (۲۰۰۵)، اسچکر^۳ و همکاران (۲۰۰۵)، گیروارد^۴ و همکاران (۲۰۰۶)، تایپالوس^۵ (۲۰۰۶) و مید و زمسیک (۲۰۰۹)، از این روش برای شناسایی حباب استفاده کردند.

روش دوم، روش نسبت قیمت به درآمد سرانه است. در این روش، برای محاسبه میانگین بلندمدت از نسبت میانگین قیمت مسکن‌های موجود و درآمد سرانه شخصی $(\frac{P}{Y})$ به‌عنوان نماینده‌ای برای رابطه بلندمدت قیمت مسکن استفاده می‌شود. روش سوم به دسته‌ای از مطالعات اشاره دارد که قیمت مسکن را تابع رگرسیونی از عوامل متعدد می‌دانند و پسماندهای ناشی از برآورد را به‌عنوان حباب در نظر می‌گیرند، به این معنا که ابتدا برای بررسی وجود حباب از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی که توسط انگل و گرنجر^۶ (۱۹۸۷)، توسعه یافته بود، استفاده می‌شود. براساس روش دومرحله‌ای انگل و گرنجر، ابتدا

- 1- Shiller
- 2- Himmelberg
- 3- Eschker
- 4- Girouard
- 5- Taipalus
- 6- Engle and Granger

به بررسی یکسان بودن مرتبه دیفرانسیل گیری برای تمام متغیرهای مدل پرداخته می شود. بعد از آن، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (*OLS*) معادله رگرسیونی تخمین زده می شود و مانایی جزء خطا با آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۲ (*ADF*) مورد آزمون قرار می گیرد، در صورتی که جزء خطا مانا باشد، قیمت مسکن با متغیرهای بنیادی توضیح داده می شود، اما در غیر این صورت، حباب وجود خواهد داشت.

بنابراین، از آنچه بیان شد، می توان چنین نتیجه گرفت، رویکردی که حباب قیمت مسکن را از طریق مقایسه ارزش حال قیمت مسکن با قیمت بازار مسکن بررسی می کند، چندان مناسب نیست، زیرا تنها اثر یک متغیر بنیادی (اجاره) را بر قیمت مسکن در نظر می گیرد و از نسبت آنها استفاده و حباب را تعیین می کند که شاید وجود حباب به دلیل در نظر نگرفتن بعضی از متغیرهای بنیادی بر قیمت مسکن باشد، اما می توان از این روش برای تعیین قیمت مسکن استفاده کرد و قیمت مسکن را برپایه یک مدل نظری مناسب به دست آورد که در این مقاله از این روش در تعیین قیمت مسکن استفاده می شود که در بخش نظری به طور کامل مدل بسط داده می شود. رویکردی که حباب قیمت مسکن را از طریق حباب انتظارات عقلایی بررسی می کند، به دلیل محدود بودن تعداد متغیرهای مستقل و همچنین نیازمند بودن به کارآیی بازار مسکن چندان برای بازار مسکن ایران مناسب نیست. رویکردی که افزایش قیمت مسکن را ناشی از تغییر در متغیرهای بنیادی اقتصاد مانند درآمد، هزینه های ساختمان، جمعیت و نرخ بهره می داند و حباب قیمت مسکن را تفاوت قیمت واقعی از آنچه توسط متغیرهای بنیادی به دست می آید تعریف می کند، به دلیل عدم نیاز به کارآیی بازار مسکن و همچنین به کارگیری بیشتر متغیرهای بنیادی بر روش های دیگر مزیت دارد. بنابراین، در این مقاله از این روش برای بررسی وجود حباب قیمت مسکن در ایران استفاده می شود.

1- Ordinary Least Squares

2- Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

۳- مدل و توصیف داده‌ها

مدل ارائه شده در این مقاله، بر مبنای مدل ارزش حال به دست آمده است. این مدل ارتباط ساده‌ای را بین قیمت مسکن و اجاره‌بهای آن بسط می‌دهد. تحت انتظارات عقلایی، این مدل بیان می‌کند که قیمت یک دارایی برابر با تنزیل جریان سودهای انتظاری آن است. گالین (۲۰۰۶)، مطرح کرد که اگر مالیات‌ها، هزینه‌های نگهداری و پاداش ریسک مرتبط با مسکن را در نظر نگیریم، می‌توان قیمت مسکن را به صورت زیر نوشت:

$$P_t = R_t + E_t \left[\frac{P_{t+1}(1-\delta)}{1+i_{t+1}} \right] \quad (1)$$

که P_t قیمت مسکن در زمان t ، E_t انتظارات مشروط به اطلاعات در دسترس در زمان t ، R_t اجاره مسکن در زمان t ، δ نرخ ثابت استهلاک و i_{t+1} نرخ تنزیل است. با جانشین کردن انتظارات برای P_{t+1} و P_{t+2} و قرار دادن در معادله (۱) و اعمال قانون انتظارات تکراری^۱، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$P_t = E_t \left[R_t + \frac{R_{t+1}(1-\delta)}{1+i_{t+1}} + \frac{R_{t+2}(1-\delta)^2}{(1+i_{t+1})(1+i_{t+2})} + \dots + \frac{R_{t+k}(1-\delta)^k}{\prod_{j=1}^k (1+i_{t+j})} + \frac{P_{t+k+1}(1-\delta)^{k+1}}{\prod_{j=1}^{k+1} (1+i_{t+j})} \right] \quad (2)$$

با اعمال شرط مرزی^۲ خواهیم داشت:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{P_{t+k}(1-\delta)^k}{\prod_{j=1}^k (1+i_{t+j})} = 0 \quad (3)$$

در نتیجه، به رابطه زیر می‌رسیم:

$$P_t = E_t \left[R_t + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{R_{t+k}(1-\delta)^k}{\prod_{j=1}^k (1+i_{t+j})} \right] \quad (4)$$

و معادله نهایی به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$P_t = R_t(1+i_t) \left[\frac{1}{(1+i_t)} + E_t \sum_{k=1}^{\infty} \beta_t \prod_{j=1}^k \rho_{t+j} \beta_{t+j} \right] \quad (5)$$

1- Law of Iterated Expectations

2- Imposing a Boundary Condition

که $\beta_{t+j} = \frac{1}{1+i_{t+j}}$ و $\rho_{t+j} = \frac{(1-\delta)R_{t+j}}{R_{t+j-1}}$ است. اگر $E_t \sum_{k=1}^{\infty} \beta_t \prod_{j=1}^k \rho_{t+j} \beta_{t+j}$ را a_t بنامیم، آنگاه خواهیم داشت:

$$P_t = R_t(1+i_t)a_t \quad (6)$$

با پیروی از تیمرمن^۱ (۱۹۹۵)، فرض می‌کنیم که a_t و $R_t(1+i_t)$ به‌طور معناداری مستقل از هم باشند. با لگاریتم‌گیری از معادله (۶)، به معادله زیر می‌رسیم:

$$\ln P_t = \ln R_t + \ln(1+i_t) + \ln a_t \quad (7)$$

گالین (۲۰۰۶)، روش ساده‌ای را برای گسترش رابطه (۷) پیشنهاد می‌دهد. براساس این، معکوس تقاضا برای خدمات ارایه شده موجودی مسکن را می‌توان به شرح زیر نوشت:

$$\ln R_t = \emptyset \ln K_t + \ln \pi_t \quad (8)$$

که K_t موجودی مسکن و π_t برداری از انتقال‌های تقاضاست. جای‌گذاری رابطه (۸) در رابطه (۷)، رابطه زیر را نتیجه می‌دهد:

$$\ln P_t = \emptyset \ln K_t + \ln \pi_t + \ln(1+i_t) + \ln a_t \quad (9)$$

این معادله حاکی از آن است که مصرف‌کننده یا سرمایه‌گذار باید نسبت به خرید یک خانه یا اجاره آن بی‌تفاوت شود مگر آنکه نااطمینانی از آینده، رابطه مزبور را مخدوش سازد. همان‌طور که گالین (۲۰۰۶)، بیان می‌کند، می‌توان سرمایه‌گذاری در مسکن را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$\ln I_t = k \ln P_t + \ln \varphi_t \quad (10)$$

که در آن، φ_t ها انتقال عرضه مسکن است. قانون حرکت برای سرمایه در این مدل بیان می‌کند که:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_{t-1} \quad (11)$$

1- Timmermann

بنابر مطالعات پاتربا^۱ (۱۹۸۴)، رشد بلندمدت و پایدار سرمایه هنگامی است که موجودی مسکن با نرخ ثابتی رشد کند: $K_t = (1 + \S)K_{t-1}$ که در آن، \S نرخ رشد پایدار سرمایه است. با استفاده از این تعریف و قرار دادن آن در رابطه (۱۱) رابطه زیر به دست می‌آید:

$$K_{t-1} = \frac{I_{t-1}}{\S + \delta} \quad (12)$$

با انتقال رابطه (۱۲) به یک دوره جلوتر داریم:

$$K_t = \frac{I_t}{\S + \delta} \quad (13)$$

اگر از معادله (۱۰) نمایی‌گیری کنیم، خواهیم داشت:

$$I_t = P_t^k \varphi_t \quad (14)$$

از ترکیب معادلات (۱۳) و (۱۴)، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$K_t = \frac{P_t^k \varphi_t}{\S + \delta} \quad (15)$$

که تعادل پایدار بازار را نشان می‌دهد. جای‌گذاری معادله آخر در معادله (۱۰) نتیجه می‌دهد:

$$\ln P_t = \phi k \ln P_t + \phi \ln \varphi_t - \ln(\S + \delta) + \ln \pi_t + \ln(1 + i_t) + \ln a_t \quad (16)$$

فرض کنید، $\phi k \neq 1$ ، از معادله (۱۶) می‌توان $\ln P_t$ را به دست آورد که به صورت زیر است:

$$\ln P_t = \frac{1}{1 - \phi k} [\phi \ln \varphi_t - \phi \ln(\S + \delta) + \ln \pi_t + \ln(1 + i_t) + \ln a_t] \quad (17)$$

اینک، نکته مهم تعیین مجموعه انتقال‌های عرضه و تقاضاست. بیشتر مطالعات در خصوص حباب بازار مسکن (با استفاده از داده‌های تابلویی)، روی تعداد محدودی از متغیرهای بنیادی تمرکز دارند که این، یک مشکل به شمار می‌آید، زیرا تشخیص ندادن هم‌انباشتگی در این مطالعات ممکن است به علت نادیده گرفتن برخی متغیرهای بنیادی مؤثر باشد. در این مطالعه، می‌کوشیم دامنه گسترده‌تری از متغیرهای بنیادی را که به‌طور نظری

1- Poterba

دارای اثرات مهمی بر بازار مسکن هستند، در نظر بگیریم. انتقال‌های تقاضا شامل درآمد واقعی خانوار، نرخ بیکاری، نرخ ازدواج، حجم نقدینگی، نرخ بهره و نرخ رشد شاخص سهام و انتقال‌های عرضه دربرگیرنده هزینه ساخت و ساز، هزینه زمین و تعداد ساختمان‌های تکمیل شده هستند. با در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی بالا به‌عنوان انتقال‌های عرضه و تقاضای قیمت مسکن و قرار دادن این متغیرها در معادله (۱۷)، به رابطه زیر می‌رسیم:

$$\ln P_{it} = \frac{1}{1-\phi k} [\phi \ln C_{it} + \phi \ln T_{it} + \ln H_{it} - \phi \ln S_{it} + \ln Y_{it} + \ln U_{it} + \ln MA_{it} + \ln s_{it} + \ln M_{it} + \ln i_{it} + \ln a_t] \quad (18)$$

که با در نظر گرفتن اثرات بخشی (انفرادی)، رابطه (۱۸) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\ln P_{it} = \alpha + \mu_i + \chi_1 \ln C_{it} + \chi_2 \ln T_{it} + \chi_3 \ln H_{it} + \chi_4 \ln S_{it} + \chi_5 \ln Y_{it} + \chi_6 \ln U_{it} + \chi_7 \ln MA_{it} + \chi_8 \ln s_{it} + \chi_9 \ln M_{it} + \chi_{10} \ln i_{it} + \chi_{11} \ln a_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

که در آن، C هزینه ساخت و ساز مسکن، T قیمت زمین، H تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، Y میانگین درآمد واقعی خانوار، U نرخ بیکاری، MA نرخ ازدواج، M حجم نقدینگی، S رشد شاخص سهام، P قیمت مسکن، $S' = S + \delta$ با δ رشد پایدار سرمایه، δ نرخ استهلاک و $i' = 1 + i$ با i نرخ تنزیل (بهره) است. همچنین $a_t = \frac{1}{1+i_{it}} + E_t \sum_{k=1}^{\infty} \beta^k \prod_{j=1}^k \rho_{t+j} \beta_{t+j}$ که در آن، ϕ و κ پارامتر هستند در نظر گرفته می‌شود. در ضمن، $\rho_{t+j} = \frac{(1-\delta)R_{i(t+k)}}{R_{i(t+k-1)}}$ و $\beta_{t+j} = \frac{1}{1+i_{i(t+k)}}$ تعریف می‌شوند که در آن R معرف اجاره مسکن است.

بنابراین، در صورتی که قیمت مسکن ریشه واحد داشته باشد، اما متغیرهای مستقل مانا باشند یا این متغیرهای مستقل با قیمت مسکن هم‌انباشته نباشند، وجود حباب در قیمت مسکن حاصل می‌شود. به عبارت دیگر، اگر در معادله (۱۹)، P_{it} و تمام متغیرهای مستقل، متغیرهایی با رتبه نامانایی یکسان باشند (به‌طور معمول $(I(1))$) و فرض شود که هم‌انباشته باشند، χ_i ضرایب رابطه هم‌انباشتگی بین این متغیرها و ε_{it} جزء خطا باشند، اگر فرض کنیم، γ_i ضریب خودهمبستگی جزء خطا (ε_{it}) باشد، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی $H_0: \gamma_0 = 1$ در مقابل فرضیه مقابل $H_1: \gamma_i < 1$ برای همه i ها مورد آزمون قرار گیرد؛ در صورتی که

فرضیه صفر رد شود، P_{it} با متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود، در غیر این صورت، این تنها متغیرهای توضیح‌دهنده نیستند که روند نامانایی P_{it} را تعیین می‌کنند. از این رو، رد نکردن فرضیه صفر به معنای وجود حباب قیمتی در بازار مسکن خواهد بود.

برای تخمین این معادله تجربی، از داده‌های سالیانه ۳۱ استان کشور در بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۹ استفاده می‌شود.^۱ این داده‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و وزارت راه و شهرسازی گردآوری شده‌اند. توصیف بیشتر داده‌ها و منابع آنها در جدول شماره ۱، آمده است. برای محاسبه نرخ بهره واقعی (R_i) از رابطه $R_i = i - inf$ استفاده شده که در این رابطه، i نشان‌دهنده نرخ بهره اسمی و inf نرخ تورم است. برای به دست آوردن میزان واقعی سایر متغیرها، آنها را براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) بر مبنای سال ۱۳۸۳ تعدیل کرده‌ایم.

جدول ۱- آمار توصیفی

متغیر	توصیف	میانگین کل	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	واحد اندازه‌گیری	منبع داده‌ها
P	قیمت واقعی یک مترمربع مسکن در هر استان	۲۴۷۸/۳۸۷	۱۲۳۹/۵۱۷	۹۲۴/۶۲۸	۱۰۳۲۶/۹	هزار ریال	وزارت راه و شهرسازی
MA	نرخ ازدواج در استان	۱/۱۹	۱/۱۰	۰/۰۷۹	۹/۹۷	درصد	مرکز آمار ایران
Y	درآمد واقعی سالیانه خانوار در هر استان	۴۸۴۳۰/۲۷	۲۶۲۰۱/۶۶	۵۰۲۹/۹۶	۳۹۶۵۵۰	هزار ریال	بانک مرکزی
Ri	نرخ بهره واقعی	-۸/۳۷۳	۴/۱۴۳	-۱۶/۳۷۲	-۱/۷۴۷	درصد	بانک مرکزی
U	نرخ بیکاری در هر استان	۱۲/۴۲۱	۴/۱۳۷	۴/۱	۳۵/۳	درصد	مرکز آمار ایران

۱- داده‌های مربوط به استان‌های خراسان جنوبی و شمالی، قبل از سال ۱۳۸۴ در داده‌های خراسان رضوی آمده و از سال ۱۳۸۴ به بعد، به صورت جداگانه ثبت شده است.

ادامه جدول ۱

M	حجم نقدینگی	۷/۱۳e+۱۱	۳/۲۱e+۱۱	۳/۷۰e+۱۱	۱/۳۰e+۱۲	هزار ریال	بانک مرکزی
C	هزینه واقعی یک مترمربع ساخت و ساز در هر استان	۹۶۶/۷۷۴	۲۷۹/۰۰۸	۳۷۷/۹۶۱	۱۷۴۱/۳۸۲	هزار ریال	بانک مرکزی
§	رشد سرمایه گذاری در مسکن در هر استان	۰/۴۱۳	۰/۷۲۹	-۰/۸۶۲	۱۰/۸۴۲	نسبت (سالانه)	بانک مرکزی
H	تعداد واحد ساختمان های تکمیل شده در هر استان	۱۴۵۲۰/۱۵	۲۳۶۷۶/۰۷	۲۲۶	۱۹۲۴۱۸	واحد	بانک مرکزی
T	قیمت واقعی یک مترمربع زمین واحد مسکونی در هر استان	۱۵۲۴/۹۳۹	۱۱۲۸/۳۲۸	۴۵۰/۶۷۷	۱۲۵۰۰/۲	هزار ریال	وزارت راه و شهرسازی
S	رشد شاخص قیمت سهام	۰/۲۵۳	۰/۳۹۵	-۰/۲۱۹	۱/۲۴۷	نسبت (سالانه)	بانک مرکزی

۴- روش اقتصادسنجی و نتایج

۴-۱- روش اقتصادسنجی

بر مبنای ارتباط بین اثرات بخشی^۱ و متغیرهای ساختاری مدل روش های متفاوتی برای تخمین مدل های داده های تابلویی پیشنهاد شده است: FEM و REM^۲. با فرض استقلال «اثرات ثابت بخشی» از متغیرهای توضیح دهنده مدل و در واقع، تصادفی بودن این اثرات

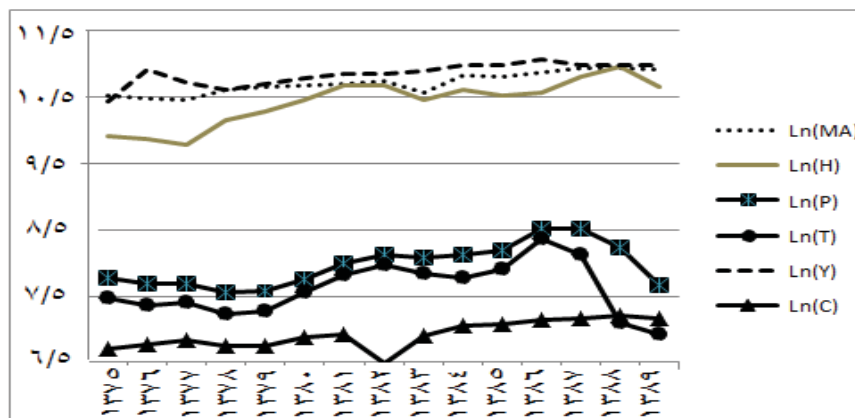
- 1- Individual Effects
- 2- Fixed Effects Model
- 3- Random Effects Model

می‌توان از ساختار GLS برای برآوردها بهره گرفت (برآوردگر REM). در این حالت، REM برآوردگری سازگار و کارآ است. در عین حال، چنانچه فرض مزبور برقرار نباشد، تنها برآوردگر سازگار FEM است که از طریق تبدیل متغیرها به تفاوت‌های آنها از میانگین بخشی خود، به حذف اثرات بخشی مشکل‌ساز (بدون حذف اطلاعات آنها) از مدل منجر می‌شود. یادآوری می‌شود، در صورت برقراری فرض مدل با اثرات تصادفی، مدل REM مشابه نتایج مدل عمومی‌تر FEM است. آزمایش هاسمن^۱ از این ویژگی استفاده می‌کند و معیاری را برای انتخاب بین دو مدل با اثرات تصادفی و مدل با اثرات ثابت بسط می‌دهد. بر مبنای آزمایش هاسمن، ضرایب مدل تحت هر دو برآوردگر (REM و FEM) تخمین زده می‌شود. سپس، معنادار بودن اختلاف ضرایب تخمین زده شده (در دو مدل مزبور) از یکدیگر آزمون می‌شود. اگر اختلاف مزبور معنادار باشد، مدل با اثرات ثابت بر مدل با اثرات تصادفی برتری می‌یابد.^۲

اما قبل از برآورد مدل باید مانایی متغیرها بررسی شود. به همین دلیل، ابتدا به بررسی مانایی متغیرها بر داده‌های تابلویی پرداخته‌ایم. علاوه بر این، برای بررسی حباب قیمت مسکن نیز به آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی بین قیمت مسکن و متغیرهای توضیح‌دهنده نیاز داریم. پیش از اینکه این آزمون‌ها را انجام دهیم، روند قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن را در نموداری رسم می‌کنیم. نمودار شماره ۵، روند میانگین وزنی قیمت مسکن، قیمت زمین، هزینه ساخت و ساز، درآمد خانوار، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده و نرخ ازدواج را نشان می‌دهد. همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد، قیمت مسکن و قیمت زمین واحد مسکونی در سراسر دوره زمانی همسو هستند. نرخ ازدواج، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، درآمد خانوار طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۵ هم‌جهت با قیمت مسکن حرکت کرده و تقریباً روندی صعودی با شیب ملایم داشته‌اند، در حالی که از سال ۱۳۸۶ به بعد هم‌جهت با قیمت مسکن نبوده‌اند.

1- Hausman Test

۲- زیرا چنانچه شرط برون‌زایی برقرار باشد، باید نتایج مدل REM مشابه نتایج مدل عمومی‌تر FEM باشد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق.

نمودار ۵- لگاریتم قیمت مسکن و عوامل بنیادی

هرچند این نمودار رفتار قیمت مسکن و عوامل تعیین کننده آن را در این سال‌ها نشان می‌دهد، در تعیین اینکه این تغییرات در متغیرهای بنیادی بوده که باعث تغییر در قیمت مسکن شده است، چندان مفید نیست. برای این منظور باید از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی (انگل و گرنجر) استفاده کنیم که در زیر هر کدام از این آزمون‌ها توضیح داده شده‌اند.

آزمون ریشه واحد

پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی تمام متغیرهای آن بررسی شود. نامانایی متغیرها، چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه در مورد داده‌های تابلویی، باعث شکل‌گیری رگرسیون کاذب می‌شود. به‌طور عموم، می‌توان از یکی از پنج روش آزمون لوین، لین و چو^۱ (LLC)، آزمون ایم، پسران و شیم^۲ (IPS)، آزمون برتونگک^۳، آزمون‌های فیشر و آزمون هادری^۴ برای آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی استفاده کرد.

- 1- Levin , Lin, Chu
- 2- Im, Pesaran, Shin
- 3- Breitung
- 4- Hadri

ویژگی مشترک آزمون‌های LLC و IPS این است که برای داده‌های پانل متوازن^۱ طراحی شده‌اند، در حالی که در بسیاری از داده‌های تابلویی، پژوهشگران با داده‌های تابلویی نامتوازن (تعداد مشاهدات نابرابری برای بخش‌های مختلف) روبه‌رو هستند. علاوه بر این، روش‌های LLC و IPS از جمله روش‌های آزمون پارامتریک به شمار می‌آیند. برخلاف آزمون‌های LLC و IPS، در روش MW نیازی به داشتن داده‌های تابلویی متوازن نیست و این روش، یک چهارچوب آزمون ریشه واحد ناپارامتریک است. سومین برتری روش MW این است که می‌تواند برای هر تابع نمونه‌ای با فرضیه صفر نامانایی و مانایی تطبیق یابد.

همان‌طور که در نمودار شماره ۵، مشخص است، میانگین وزنی قیمت مسکن تا قبل از سال ۱۳۸۶ در حال افزایش بوده و پس از آن کاهش یافته است. برای تحلیل این روند و بررسی حباب، سه نمونه در نظر می‌گیریم که هر سه از سال ۱۳۷۵ شروع، اما به ترتیب به سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۹ ختم می‌شوند. نتایج آزمون ریشه واحد MW برای سه نمونه در جدول شماره ۲، آمده است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، قیمت مسکن در هر سه نمونه نامانا بوده، اما پس از یک بار دیفرانسیل‌گیری مانا شده است.

پس از بررسی مانایی متغیرها، مسأله ناهمگنی بخش‌ها (استان‌ها) را در مدل (۱۹) با استفاده از آزمون F لیمر^۲ بررسی می‌کنیم. در صورت تأیید وجود بخش‌های ناهمگن، مدل از طریق داده‌های تابلویی برآورد می‌شود، در غیر این صورت، آن را به روش OLS تخمین می‌زنیم، زیرا تنها داده‌ها روی هم انباشته شده‌اند و تفاوت بین آنها نادیده گرفته می‌شود. با توجه به مقدار آماره محاسبه شده از انجام آزمون F لیمر و سطح احتمال آن ($5/11^{***}$)، مدل به روش داده‌های تابلویی برآورد می‌شود. همان‌طور که قبلاً بیان شد، مدل داده‌های تابلویی را می‌توان به دو روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد کرد. برای تعیین روش مناسب، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. با توجه به مقدار آماره محاسبه شده از انجام آزمون و سطح احتمال آن ($98/15^{***}$)، مدل به روش اثرات ثابت برآورد می‌شود.

1- Balanced Panel Data

2- F-Leamer Test

جدول ۲. آزمون ریشه واحد مدلا و وو

نمونه	P	MA	H	U	M	C	S	T	Y	i	\$	at
۱۳۷۵-۱۳۸۹												
LN ³	۵۸۷۴	۶۶۵۳	۱۳۱۳۳***	۳۰۵۰۸***	۳۰۱	۳۹۴۴	۱۵۴۰۸***	۱۰۴۷۵***	۱۸۴۰۸***	۲۹۱۳۳***	۲۹۱۵۹***	۴۳۳۹
Growth ⁴	۲۱۶۸۷***	۲۵۰۰۵***	۳۰۰۳۳***	۲۱۵۰۳***	۱۵۹۳۱***	۴۲۵۲۹***	۳۳۸۴۴***	۲۲۶۸۳***	۳۳۴۷۹***	۵۶۰۰۹***	۵۰۶۱۳***	۱۳۷۵۴***
۱۳۷۵-۱۳۸۶												
LN	۱۵۱۶۹	۳۸۸۳	۱۱۲۰۴***	۸۵۷۱***	۲۴۹	۴۱۵۸	۱۱۶۸۳***	۴۸۳۳	۱۲۴۰۶***	۱۱۸۸۹***	۱۹۳۱۷***	۳۵۵۴
Growth	۱۸۹۸۴***	۱۷۹۳۸***	۱۸۴۶۳***	۱۷۰۳۴***	۱۲۲۵۰***	۲۹۴۶۹***	۲۶۵۸۵***	۱۶۱۴۴***	۳۴۶۸۳***	۳۰۵۹۶***	۳۶۹۰۱***	۱۱۳۷۵***
۱۳۷۵-۱۳۸۵												
LN	۷۴۳۹*	۵۸۱۶۵	۹۷۴۸***	۷۷۳۹**	۰/۵۵	۱۴۴۳۶*	۱۲۸۳۵***	۱۳۸۸۸***	۱۷۶۱۰***	۴۷۱۳	۱۹۶۱۸***	۲۹۰۶۴
Growth	۱۰۰۹۳***	۱۴۳۶۵***	۱۶۷۵۸***	۱۳۸۵۰***	۴۸۵۱	۲۴۸۸۵***	۲۱۹۰۰***	۱۴۰۸۳***	۳۸۸۶۵***	۳۳۷۳۱***	۴۳۷۶۳***	۹۸۰۶۳***

(۱) معنی داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب با *، **، *** و * نشان داده شده است.

(۲) فرضیه صفر وجود ریشه واحد است.

(۳) و (۴) به ترتیب لگاریتم (در صورتیکه متغیر دارای عدد منفی باشد، متغیر بدون لگاریتم در نظر گرفته شده است) و تفاضل لگاریتم متغیرهای مورد بررسی را نشان

می دهد.

۴-۲- برآوردها و نتایج

به دلیل اینکه بخش عمده‌ای از قیمت مسکن را هزینه زمین تشکیل می‌دهد و این دو متغیر در طول زمان تقریباً با یکدیگر حرکت می‌کنند و هر گونه تغییری در هزینه زمین در قیمت مسکن منعکس می‌شود، مدل تجربی (۱۹) را با در نظر گرفتن هزینه زمین و بدون آن، بر مبنای روش اثرات ثابت داده‌های تابلویی برآورد می‌کنیم. به دلیل نتایج بهتر آزمون‌های اقتصادسنجی مانند ضریب تعیین (R^2) بالاتر و همسو بودن علامت ضرایب تخمین زده شده با مبانی نظری پیش‌تر بسط‌یافته، مدل تجربی (۱۹) با در نظر گرفتن هزینه زمین بر بدون در نظر گرفتن آن، برتری دارد که بعد از حذف متغیرهای مستقل بی‌معنا از معادله رگرسیونی، در نهایت، به معادله رگرسیونی که ضرایب تخمین زده آن معنادار است، می‌رسیم. نتایج آن در جدول شماره ۳، نشان داده شده است.

جدول ۳- نتایج تخمین مدل

ضرایب	نام متغیر
۰/۳۴۵*** (۰/۰۲۶)	لگاریتم قیمت زمین (LnT)
۰/۵*** (۰/۰۲۶)	لگاریتم حجم نقدینگی (LnM)
-۰/۰۱۳*** (۰/۰۰۲)	نرخ بهره واقعی (i)
۰/۰۹۱*** (۰/۰۴۴)	لگاریتم درآمد متوسط خانوار (LnY)
-۰/۰۱۸* (۰/۰۱۳)	شاخص سهام (S)
-۹/۴۶۸*** (۰/۵۸۵)	عرض از مبدأ ($Cons$)
۵/۱۱***	آماره F لیمر
۹۸/۱۵***	آزمون هاسمن

- اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می‌دهند.

- معناداری در سطح ۰/۱، ۰/۰۵ و ۰/۰۱۰ به ترتیب با **،*** و * نشان داده شده است.

بر اساس نتایج به دست آمده از رگرسیون مدل تجربی (۱۹) با اثرات ثابت، با افزایش یک درصدی قیمت زمین (T) در هر استان، قیمت مسکن به میزان ۰/۳۴۵ درصد افزایش خواهد یافت که این اثر در سطح ۱ درصد نیز معنادار است. افزایش حجم نقدینگی (M)، با فرض ثبات سایر عوامل، باعث افزایش قیمت واحد مسکونی به میزان ۰/۵ درصد خواهد شد که مطابق با مبانی نظری، این اثر مثبت و معنادار است. به همین ترتیب، افزایش یک درصدی در درآمد متوسط خانوار (Y) باعث افزایش قیمت مسکن به میزان ۰/۰۹۱ درصد خواهد شد. به فرض ثبات سایر عوامل، افزایش نرخ بهره واقعی (i) و رشد شاخص سهام (S) به میزان یک واحد قیمت مسکن را به ترتیب به میزان ۰/۰۱۳ و ۰/۰۱۸ درصد کاهش می دهد. این اثر در سطح یک درصد معنادار و علامت آن مطابق با مبانی نظری است.

۴-۳- بررسی هم‌انباشتگی و وجود رابطه بلندمدت

در هم‌انباشتگی، وجود روابط بلندمدت بین متغیرها بررسی می شود. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آن است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روندهای تصادفی) هستند، اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا (و بدون روند تصادفی) باشند. آزمون هم‌انباشتگی هنگام استفاده از داده‌های تابلویی به طور عموم به روش پیشنهادی پدرونی^۱ (۱۹۹۵ و ۱۹۹۹) انجام می شود. آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر (۱۹۸۷)، بر مبنای آزمون مانا بودن باقی مانده‌های یک رگرسیون، هنگامی که متغیرهای معادله رگرسیون انباشته از درجه n ($I(n)$) است، مناسب است. اگر متغیرها هم‌انباشته باشند، پس باید باقی مانده‌های رابطه آنها $I(0)$ یا انباشته از درجه صفر شوند. از سوی دیگر، اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند باقی مانده‌ها $I(0)$ نخواهند بود. پدرونی (۲۰۰۴) و کاو^۲ (۱۹۹۹)، این آزمون را برای داده‌های تابلویی گسترش دادند و معادله رگرسیونی زیر را برای هم‌انباشتگی پیشنهاد کردند:

1- Pedroni

2- Kao

$$y_{it} = \mu_i + \omega_{it} + \psi_{1i}x_{1it} + \psi_{2i}x_{2it} + \dots + \psi_{Mi}x_{Mit} + \theta_{it} \quad (20)$$

که y_{it} و $x_m (m = 1, \dots, M)$ متغیرهایی با رتبه نامانایی یکسان هستند (به‌طور معمول $I(1)$) و فرض می‌شود که هم‌انباشته باشند. $\psi_{mi} (m=1, \dots, M)$ ضرایب رابطه هم‌انباشتگی بین این متغیرها، t زمان و θ_{it} جزء خطا هستند. فرض می‌کنیم، γ_i ضریب خودهمبستگی جزء خطا (θ_{it}) باشد. فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی $H_0: \gamma_0 = 1$ در مقابل فرض مقابل $H_1: \gamma_i < 1$ برای آنها مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورتی که فرض صفر رد شود، y_{it} با $x_m (m = 1, \dots, M)$ توضیح داده می‌شود؛ در غیر این صورت، این تنها متغیرهای توضیح‌دهنده نیستند که روند نامانایی y_{it} را تعیین می‌کنند. در این مطالعه، y_{it} قیمت مسکن و $x_m (m = 1, \dots, M)$ متوسط درآمد سالانه خانوار، اجاره واحد مسکونی، هزینه ساخت‌وساز، هزینه زمین، نرخ ازدواج، حجم نقدینگی، نرخ بهره و... هستند. از این رو، رد نکردن فرضیه صفر به معنای وجود حباب قیمتی در بازار مسکن خواهد بود.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای سه نمونه در جدول شماره ۴، آمده است. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، فرضیه صفر (یعنی نبود هم‌انباشتگی یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت واقعی مسکن و متغیرهای بنیادی) در دو نمونه ۱۳۷۵-۱۳۸۹ و ۱۳۸۶-۱۳۷۵ رد می‌شود. بنابراین، قیمت مسکن با متغیرهای بنیادی آن در استان‌های کشور توضیح داده می‌شود و حباب در بازار مسکن ایران وجود ندارد، اما در نمونه ۱۳۷۵-۱۳۸۵ فرضیه عدم هم‌انباشتگی (نامانایی) را نمی‌توان رد کرد. این بدان مفهوم است که قیمت مسکن با متغیرهای بنیادی آن در استان‌های کشور توضیح داده نشده است و وجود حباب طی بازه زمانی مزبور تأیید می‌شود.

جدول ۴- آزمون هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی

نمونه	آماره محاسبه شده	MA	H	U	M	C	S	T	Y	i^*	ξ^*	At
۱۳۷۵-۱۳۸۹	۱۸۴/۷۳***	×	-	-	×	×	-	-	-	-	-	×
۱۳۷۵-۱۳۸۶	۹۰/۳۳***	×	-	-	×	×	-	×	-	-	-	×
۱۳۷۵-۱۳۸۵	۵۴/۴۸	×	-	-	×	-	-	-	-	×	-	×

(۱) معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب با **، *** و * نشان داده شده است.

(۲) فرضیه صفر نبود هم‌انباشتگی است. متغیر وابسته قیمت مسکن است. متغیرهای نامانا (مانا) در رگرسیون

هم‌انباشتگی با $\times (-)$ مشخص شده‌اند.

با توجه به محدود بودن دوره زمانی مورد بررسی (۱۳۷۵-۱۳۸۹) امکان برآورد مدل برای تک‌تک استان‌های کشور مقدور نیست. از این رو، برای اینکه بدانیم که مدل برآورد شده در سطح ملی تا چه اندازه می‌تواند قیمت مسکن در تک‌تک استان‌ها را توضیح دهد، به ارزیابی پسماندهای مدل به تفکیک استانی پرداخته و از آماره‌های

$$SS' = \left(\frac{\sum_{t=1375}^{1389} e_t^2}{\sum_{t=1375}^{1389} \hat{y}_t^2} \right)$$

برای هر استان، e_t و \hat{y}_t به ترتیب جزء خطا و قیمت مسکن تخمین زده شده در هر استان است. نتایج این آماره‌ها در جدول شماره ۵، آمده است. با توجه به R^2 بالا و SS' پایین برای همه استان‌ها، می‌توان نتیجه گرفت که مدل برآورد شده، توانایی توضیح قیمت مسکن را در سطح استانی به خوبی دارد، اما هرچه آماره $R^2(SS')$ در یک استان بیشتر (کمتر) از سایر استان‌های کشور باشد، نشان‌دهنده آن است که قیمت مسکن در آن استان تابع قوی‌تری از متغیرهای ساختاری در نظر گرفته شده در این تحقیق است. بنابراین، با توجه به ارزیابی پسماندهای مدل به تفکیک استانی، قیمت مسکن در برخی استان‌ها مانند اصفهان، آذربایجان شرقی و قزوین تابع قوی‌تری از متغیرهای ساختاری نسبت به برخی استان‌های دیگر مانند تهران، کهگیلویه و بویراحمد و همدان است. از آنجا که اختلاف در R^2 ها بسیار پایین است، نمی‌توان تفکیک ویژه‌ای بین استان‌ها قایل شد. تنها می‌توان گفت، مدل در سطح استانی نیز خوب عمل می‌کند.

جدول ۵- قدرت توضیح‌دهندگی مدل برآورد شده برای کشور برای هر یک از استان‌ها

نام استان	R^2	SS^2	نام استان	R^2	SS^2
اصفهان	۰/۹۹۹۹۶۷	۳/۵۹۰۲۳e-۰۵	بوشهر	۰/۹۹۹۷۵۱	۰/۰۰۰۲۸۰۱۸۱۱
آذربایجان شرقی	۰/۹۹۹۹۲۷	۷/۹۱۰۰۴e-۰۵	سیستان و بلوچستان	۰/۹۹۹۷۴۳	۰/۰۰۰۳۱۱۶۷۸
فارس	۰/۹۹۹۹۱۱	۹/۷۳۲۸۹۴e-۰۵	هرمزگان	۰/۹۹۹۶۴۳	۰/۰۰۰۳۶۷۵۰۱
قزوین	۰/۹۹۹۹۱۴	۰/۰۰۰۱۰۹۵۲	مازندران	۰/۹۹۹۶۳۳	۰/۰۰۰۳۷۰۰۷۸
خراسان رضوی	۰/۹۹۹۹۰۱	۰/۰۰۰۱۱۲۷۸	خوزستان	۰/۹۹۹۶۵۷	۰/۰۰۰۳۷۰۵۵۹
یزد	۰/۹۹۹۸۵۳	۰/۰۰۰۱۴۷۶۷۴	لرستان	۰/۹۹۹۵۷	۰/۰۰۰۴۲۲۱۴۵
قم	۰/۹۹۹۸۷۳	۰/۰۰۰۱۵۲۱۶۹	گلستان	۰/۹۹۹۶۱۵	۰/۰۰۰۴۶۷۸۵۷
کردستان	۰/۹۹۹۸۳۸	۰/۰۰۰۱۶۰۷۴۳	کرمان	۰/۹۹۹۴۶	۰/۰۰۰۵۶۴۵۹۱
سمنان	۰/۹۹۹۸۰۴	۰/۰۰۰۱۹۶۵۰۶	چهارمحال و بختیاری	۰/۹۹۹۳۹۵	۰/۰۰۰۵۸۷۹۹۸
گیلان	۰/۹۹۹۷۹۵	۰/۰۰۰۲۲۳۵۸۸	ایلام	۰/۹۹۹۵۰۱	۰/۰۰۰۶۴۹۱۵۹
زنجان	۰/۹۹۹۸۱۷	۰/۰۰۰۲۲۸۳۰۲	همدان	۰/۹۹۹۴۲۱	۰/۰۰۰۶۵۱۳۳۴
کرمانشاه	۰/۹۹۹۷۸۵	۰/۰۰۰۲۳۸۷۷۸	خراسان شمالی	۰/۹۹۹۱۷۲	۰/۰۰۰۸۴۱۹۵۳
مرکزی	۰/۹۹۹۷۶۹	۰/۰۰۰۲۴۱۸۷۸	تهران	۰/۹۹۹۰۷۷	۰/۰۰۱۰۸۹۹۱۸
آذربایجان غربی	۰/۹۹۹۷۴۵	۰/۰۰۰۲۵۴۸۹۳	خراسان جنوبی	۰/۹۹۸۷۹۷	۰/۰۰۱۲۰۶۱۵۱
اردبیل	۰/۹۹۹۷۵۹	۰/۰۰۰۲۶۸۴۷۴	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۹۹۷۹۳۵	۰/۰۰۱۹۵۶۷۱۶

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در این مطالعه، به شناسایی متغیرهای اثرگذار بر قیمت مسکن و همچنین بررسی حباب قیمتی در بازار مسکن ایران پرداختیم. بدین منظور، در ابتدا، مدل نظری را برای تعیین قیمت مسکن در بازار دارایی‌ها بسط دادیم که در گام بعدی، به مدل تجربی قابل برآوردی تبدیل شد. با جمع‌آوری داده‌های تابلویی ۳۱ استان کشور در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۵، مدل تجربی مزبور با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد شد. انواع آزمون‌های داده‌های

تابلویی مانند لیمر، هاسمن و آزمون ریشه واحد مدلا و وو برای هدایت برآوردها و اطمینان از نتایج به کار گرفته شدند. در پایان، با استفاده از مدل هم‌انباشتگی داده‌های تابلویی به بررسی بود یا نبود حباب قیمتی در بازار مسکن ایران پرداخته شد.

با توجه به هدف اصلی تحقیق، فرض وجود ریشه واحد در پسماندهای مدل هم‌انباشتگی آزمون شد. مطالعه به تفکیک دوره‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۵، ۱۳۸۶-۱۳۷۵ و ۱۳۸۵-۱۳۷۵ انجام شده است. فرض نبود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل - به جز طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۵ - رد می‌شود. به عبارت دیگر، نتایج نشان می‌دهند که رشد قیمت مسکن در ایران مرتبط با متغیرهای ساختاری مدل است و از این رو، نمی‌توان از آن به حباب قیمتی تعبیر کرد. افزایش مداوم و (در قریب به اتفاق موارد) بدون برگشت قیمت مسکن در کشور شاهد آماری محکمی برای نتایج بالاست. این در حالی است که برخی مطالعات پیشین نتایجی در راستای وجود حباب قیمتی در بازار مسکن یافته‌اند. اختلاف بین نتایج ما با نتایج این مطالعات به طور عمده توسط دو نکته زیر قابل توضیح است:

۱- در مطالعه حاضر، از داده‌های تابلویی استفاده شده است که از غنای اطلاعاتی بیشتری در سطح ملی برخوردارند.

۲- مدل استفاده شده در تحقیق حاضر متغیرهای ساختاری متنوع‌تری را دربر می‌گیرد و از این رو، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری دارد.

در عین حال، شواهدی بر وجود حباب قیمتی طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۵ به دست آورده‌ایم که می‌تواند ناشی از عدم کنترل روند زمانی در پسماندهای مدل طی دوره مزبور باشد. نتایج تحقیق حاضر، به طور عمده، فرضیه وجود حباب قیمتی را در بازار مسکن ایران رد می‌کند و نشان می‌دهد که افزایش‌های مداوم در قیمت مسکن طی دو دهه گذشته کاملاً توسط عواملی مانند هزینه‌های تولید، حجم نقدینگی، رشد مؤثر تقاضا و ضعف بازارهای آلترناتیو سرمایه‌گذاری توضیح داده می‌شوند. براساس این، انتظار کاهش قیمت مسکن در آینده، انتظاری دور از واقع است مگر آنکه تغییرات در متغیرهای ساختاری پشتوانه‌ای برای

آن باشد. براساس نتایج این تحقیق، می‌توان پیشنهادهای زیر را بیان کرد که سیاست‌گذاران در تصمیم‌گیری‌های خود از آنها بهره ببرند.

کنترل نقدینگی: براساس نتایج این مطالعه، متغیرهای سیاست پولی مانند حجم نقدینگی و نرخ بهره از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در بازار مسکن ایران هستند. بنابراین، لازم است سیاست‌گذاران به اثرات سیاست‌های پولی در بازار مسکن توجه داشته باشند.

تقویت بازارهای سرمایه (بازار سهام و بانک‌ها): سیاست‌گذاران با تجهیز بازارهای آلترناتیو سرمایه و ایجاد امنیت، ثبات و رونق در این بازارها می‌توانند با جذب نقدینگی‌ها، از ورود آنها به بازار مسکن و در نهایت، افزایش قیمت مسکن، جلوگیری کنند. تقویت بازارهای سرمایه آلترناتیوهای سرمایه‌گذاری دیگری را به وجود آورده است و از مبادلات سفته‌بازانه در بازار مسکن می‌کاهد که به کاهش هزینه‌های بازرگانی و در نهایت، قیمت مسکن منتهی می‌شود.

افزایش عرضه مسکن: جوان بودن جمعیت ایران، تعداد بالای ازدواج‌ها و افزایش درآمد سرانه خانوارها از محرک‌های مهم رشد تقاضا برای مسکن طی سال‌های آینده در کشور هستند. از این رو، لازم است با بسترسازی برای تولید و عرضه مسکن، زمینه رویارویی با شرایط آتی را فراهم کنیم. در غیر این صورت، باید شاهد افزایش‌های سرسام‌آور قیمت مسکن طی سال‌های آینده بود.

منابع

- چگنی، علی و حشمت الله عسگری (۱۳۸۶)، «تعیین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی ۱۳۸۵-۱۳۷۵»، فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۰، صص ۱۹-۴۶.
- درخشان، مسعود (۱۳۸۷)، ماهیت و علل بحران مالی ۲۰۰۸ و تأثیر آن بر اقتصاد ایران، تهران، مجمع تشخیص مصلحت نظام، مرکز تحقیقات استراتژیک.
- Baker, D. (2002), "The Run-Up in Home Prices: A Bubble". *Center for Economic and Policy Research*, vol. 46, no. 6, pp. 93-119
- Black, A., Fraser, P. and M. Hoesli. (2005), "House Prices, Fundamentals and Bubble", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol.33, no. (9-10), pp. 1535-1555
- Blanchard, O., and M. Watson. (1983), "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets." NBER working papers, No. 945.
- Breitung, J. (2000), "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data". Emerald Group Publishing Limited.
- Case, K.E., and R.J. Shiller. (2003), "Is There a Bubble in the Housing Market?" *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 34, no.2, pp. 299-362
- Choi, I. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data." *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, no.2, pp. 249-272
- Dreger, C., and Y. Zhang. 2010. "Is There a Bubble in the Chinese Housing Market?" DIW Berlin Discussion Paper, no. 1081.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger.(1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, vol. 55, no.2, pp. 251-276
- Gallin, J. (2006), "The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets." *Real Estate Economics*, vol. 34, no.3, pp. 417-438

- Goeff, K. (1999), "Modelling the Demand and Supply Sides of the Housing Market: Evidence from Ireland." *Economic Modeling*, vol. 16, no.3, pp.389-409
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data". *Econometrics Journal*, vol. 3, no. 2, pp. 148–161
- Himmelberg, C.; C. Mayer; T. Sinai. (2005), "Assessing High House Prices: Bubbles, fundamentals and Misperceptions." *Journal of Economic Perspectives*, vol. 19, no. 4, pp. 67-92
- Im, K.S.; M.H. Pesaran; Y. Shin. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics*, vol. 115, no. 1, pp. 53-74
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data". *Journal of Econometrics*, vol. 90, no. 1, pp. 1-44
- Levin, A.; C.F. Lin; C.S.J. Chu. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties". *Journal of Econometrics*, vol. 108, no. 1, pp. 1–24
- Maddala, G.S. and S. Wu. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, no. 1, pp. 631–652
- Malpezzi, S. (1999), "A Simple Error Correction Model of House Prices." *Journal of Housing Economics*, vol. 8, no. 1, pp. 27-62
- McCarthy, J., and R. Peach. (2004), "Are Home Prices the Next Bubble?" *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, vol. 10, no. 3, pp. 1-17
- Michal, H., and L. Komárek. (2009), "Housing Price Bubbles and their Determinants in the Czech Republic and its Regions." *Czech National Bank (CNB) Working Paper Series*.
- Mikhed, V., and P. Zemcik. (2009), "Do House Prices Reflect Fundamentals? Aggregate and Panel Data Evidence." *Journal of Housing Economics*, vol. 18, no. 2, pp. 140-149

- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, no. 1, pp. 653–670
- Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis". *Econometric Theory*, vol. 20, no. 3, pp. 597–625
- Poterba, J.M. (1984), "Tax Subsidies to Owner-occupied Housing: An Asset Market Approach". *Quarterly Journal of Economics*, vol. 99, no. 4, pp. 729–752
- Siegel, J. (2003), "What Is an Asset Price Bubble? An Operational Definition", *European Financial Management*, vol. 9, no. 1, pp. 11-24
- Timmermann, A. (1995), "Cointegration Tests of Present Value Models with a Time-varying Discount Factor". *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, no. 1, pp. 17–31.

Archive of SID