Urban Economics
Vol. 2, No. 2,(2018)
http://ue.ui.ac.ir
Doi: 10.22108/ue.2018.107545.1035

اقتصاد شهری
دوره ۲، شماره ۲، توالی ۳، سال ۱۳۹۶
صص: ۷۰-۵۵

Studying the Instability Trend of Urban Housing Prices in Iran

Hossein Panahi[1*], Tavakkol Aghayari Hir[2], Seyed Ali Aleemran[3]

[1] Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran
[2] Asistant Professor, Department of Social Sciences, Faculty of Law & Social Sciences, University of Tabriz, Tabriz, Iran
[3] Ph.D. in Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Abstract: The objective of this research is to study the instability trend of urban housing prices in Iran over the period of the first quarter of 1996 to the fourth quarter of 2015. We have used EGARCH model to quantify the instability of urban housing prices. The results indicate that the volatility of urban housing prices has declined during the first quarter of 1996 to the second quarter of 1998, has been stabled since the third quarter of 1998 to the fourth quarter of 1999, but from the first quarter of 2000 it has experienced an increasing trend. The instability of urban housing prices has been reached to its maximum level, in the second quarters of 2008 and 2013. But comparing the two, the instability in the second quarter of 2013 was higher.
Key Words: Instability, Urban Housing Price, EGARCH Model.
JEL Classifications: R31, C22, C13.

بررسی روند بی ثباتی قیمت مسکن شهری در ایران

حسین پناهی [1*]، توکل آقایاری‌هیر[2]، سیدعلی آل‌عمران[3]

۱- استاد گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
۲- استادیار، گروه علوم اجتماعی، دانشکده حقوق و علوم اجتماعی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
۳- دکتری اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۳/۰۹

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی روند بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری در ایران، از فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴، است. در این راستا، برای کمی‌کردن بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری از روش گارچ‌نمایی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری از فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل دوم سال ۱۳۷۷ رو به کاهش بوده و در فاصلهٔ فصل سوم سال ۱۳۷۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۷۸ نیز ثبات داشته است؛ ولی از فصل اول سال ۱۳۷۹ به بعد، بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری رفته‌رفته سیر صعودی به خود گرفته است. همچنین بیشترین بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری در فصل دوم سال ۱۳۸۷ و فصل دوم سال ۱۳۹۲ رخ داده است؛ ولی در مقایسهٔ دو بی‌ثباتی اشاره‌شده، بی‌ثباتی فصل دوم سال ۱۳۹۲ بیشترین مقدار را داشته است.

واژه‌های کلیدی: بی‌ثباتی، قیمت مسکن شهری، روش گارچ‌نمایی.
طبقه‌بندی JEL: R31, C22, C13.

*** Corresponding Author**: Hossein Panahi
E-mail address: Panahi@tabrizu.ac.ir
Copyright2018@University of Isfahan. All rights reserved

مقدمه

اهمیت روزافزون بازار دارایی‌ها در اقتصاد هر کشور، بررسی مداوم این بازار را ضروری می‌کند. بازار مسکن از اجزای مهم بازارهای دارایی است (دیندار رستمی و شیرین‌بخش، ۱۳۹۵: ۳۵). ازطرفی، نوسان قیمت مسکن و اثرهای آن بر بازار مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی، برای سیاست‌گذاران اقتصادی به مسئله‌ای کلیدی تبدیل شده است (قلی‌زاده و عقیقی، ۱۳۹۴: ۵۰).

تغییراتی که در قیمت مسکن ایجاد می‌شود از یک سو باعث تغییر ثروت فرد در طول زمان و به دنبال آن، مطلوبیت ناشی از مصرف می‌شود؛ از سوی دیگر، باتوجه به متفاوت‌بودن ترکیب دارایی برای افراد مختلف، تغییر در قیمت مسکن باعث می‌شود ثروت افراد مختلف در مقایسه با یکدیگر تغییر کند. اگر از جنبهٔ سرپناه به مسکن نگاه کنیم، اهمیت نوسان‌های قیمت آن برای دولت حتی می‌تواند بیشتر باشد؛ زیرا نوسان‌های قیمت مسکن و به‌ویژه افزایش‌های سریع آن، ازجمله تهدیدهایی است که هدف تضمین دسترسی یک‌یک مردم به مسکن را با چالش مواجه می‌کند (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۴).

در کشور ما سهم هزینهٔ مسکن در سبد هزینهٔ خانوارهای شهری حدود ۳۲درصد است که این رقم برای دهک‌های پایین درآمدی در کلان‌شهرها، به بیش از ۷۰درصد نیز می‌رسد؛ در حالی که در کشورهایی که در حل مشکلات مسکن موفق بوده‌اند، سهم هزینهٔ مسکن در سبد هزینهٔ خانوار کمتر از ۱۵درصد است (اکبری، ۱۳۹۶: ۲۳۹).

بر این اساس، باتوجه به چشمگیربودن سهم هزینهٔ مسکن در سبد هزینهٔ خانوارهای شهری، وجود بی‌ثباتی در قیمت مسکن شهری می‌تواند باعث ایجاد نوعی نااطمینانی در تصمیم‌گیری خانوارهای شهری شود؛ ازاین‌رو باتوجه به اهمیت بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری، پژوهش حاضر درصدد بررسی روند بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری در ایران و در فاصلهٔ زمانی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۴ است.

پرسش مطرح‌شده در راستای هدف پژوهش نیز به این صورت است که قیمت مسکن شهری در کدام سال‌ها بیشترین میزان بی‌ثباتی را داشته و علت آن چه بوده است.

براساس سازماندهی مباحث مقاله، در ادامه پس از مرور مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش، در قسمت دوم روش پژوهش معرفی می‌شود. قسمت سوم به ارائهٔ یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و بخش پایانی پژوهش نیز دربرگیرندهٔ نتیجه‌گیری است.

مبانی نظری

بی‌ثباتی بازارهای مالی یکی از مسائلی است که دربردارندهٔ اطلاعات ارزشمندی است (*بالرسلو*[1] و همکاران، ۱۹۹۲) و در بازارهای مالی اهمیت بسیاری دارد. وجود بی‌ثباتی در قیمت دارایی، افزایش اطلاعات نامتقارن و همچنین بحران مالی را باعث می‌شود (*میشکین*،[2] ۲۰۰۱)؛ ازاین‌رو لازم است عاملان بازار از ریشه‌های بی‌ثباتی قیمت آگاهی یابند و خطرهای حاصل از آن را مدیریت کنند (*گلاین*[3] و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۱).[4]

1. Bollerslev
2. Mishkin
3. Gelain

۴. پیش‌بینی بی‌ثباتی بیشتر برای مدیریت خطرپذیری سیستماتیک در انواع سرمایه‌گذاری‌های موجود در جهان انجام می‌گیرد (حسین و لطیف، ۲۰۰۹: ۳۵۲۱ و ۳۵۲۲).

بی‌ثباتی قیمت مسکن ازجمله بی‌ثباتی‌های رخ‌داده در بازارهای مالی است که به‌تازگی توجه سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران را به خود جلب کرده است. از آنجا که بخش اعظمی از کل ثروت اقتصادی در قالب مسکن نگهداری می‌شود (*حسین و لطیف*،[1] ۲۰۰۹: ۳۵۲۱)، بی‌ثباتی قیمت مسکن از مسائل پیچیده‌ای است که افراد با آن مواجه‌اند؛ همچنین بازار مسکن به‌علت دارابودن برخی ویژگی‌های منحصربه‌فرد، بیشتر از سایر بازارها در برابر بی‌ثباتی حساس است (*فراری و رائه*،[2] ۲۰۱۱: ۱۵). به طوری که در این زمینه *داویس و هتکت*[3] (۲۰۰۵) نشان داده‌اند در مقایسه با سرمایه‌گذاری‌های تجاری،[4] سرمایه‌گذاری‌های مسکونی بیش از دو برابر بی‌ثبات‌ترند (داویس و هتکت، ۲۰۰۵: ۴۵ و ۴۶)؛ یا براساس نتایجی که در مطالعهٔ *رین و رزالی*[5] (۲۰۱۶) از تقاضای مردم به دارایی‌ها به دست آمده، قیمت مسکن در مقایسه با دیگر کالاها و خدمات تغییرات بیشتری داشته است. به طورکلی، قیمت مسکن بیشتر از قیمت دیگر کالاها دچار بی‌ثباتی می‌شود (رین و رزالی، ۲۰۱۶: ۱۴ و ۱۵).

بی‌ثباتی قیمت مسکن به‌شکل درخور توجهی با اخبار و اطلاعات دوره‌های پیشین در ارتباط است. درواقع، زمانی که سرمایه‌گذاران از وضعیت بازار مسکن بی‌اطلاع باشند، تصمیم‌گیری آنها از روی حدس و گمان انجام می‌گیرد و پیامد آن نیز ایجاد بی‌ثباتی در قیمت مسکن خواهد بود. هر زمان اخبار جدید در بازار مسکن وجود داشته باشد، قیمت مسکن شروع به نوسان خواهد کرد و رخ‌دادن اخبار بد در دورهٔ پیشین نیز، به بی‌ثباتی شدید در قیمت مسکن منجر خواهد شد (رین و رزالی، ۲۰۱۶: ۱۴). هیچ نظریهٔ واحدی هنوز نتوانسته است به علت بی‌ثباتی قیمت مسکن و اثرهای کمی عوامل موثر بر بی‌ثباتی قیمت مسکن پاسخ دهد (*اسلاند*،[6] ۲۰۰۸: ۲ و ۳).

باتوجه به اهمیت بی‌ثباتی قیمت مسکن، این موضوع جای تعجب دارد که چرا دربارهٔ این موضوع پیشینهٔ کمتری وجود دارد (*مایلر و پنق*،[7] ۲۰۰۶: ۶). به طوری که *اوکران و آنیکوا*[8] (۲۰۱۳) تأکید کرده‌اند مطالعه‌های اندکی واقعیت‌های بی‌ثباتی در بازار مسکن را مستند کرده‌اند (اوکران و آنیکوا، ۲۰۱۳: ۵۸)؛ یا *لی و رید*[9] (۲۰۱۴) نیز بیان کرده‌اند مسائل متعددی دربارهٔ بی‌ثباتی قیمت مسکن وجود دارد که هنوز در کانون توجه و بررسی قرار نگرفته‌اند. بی‌ثباتی عامل طبیعی در هر بازار است و مرحله‌ای از بی‌ثباتی وجود دارد که اگر بی‌ثباتی به آن مرحله برسد باعث ایجاد مشکل در بازار مسکن خواهد شد (فراری و رائه، ۲۰۱۱: ۷).

همیلتون و سوسمل[10] (۱۹۹۴) در زمینهٔ اهمیت بی‌ثباتی قیمت مسکن توضیح می‌دهند که مدل‌سازی بی‌ثباتی قیمت مسکن به دو علت اهمیت دارد: الف. درجهٔ خطر هر دارایی مهم‌ترین عامل مؤثر بر قیمت آن است؛ ب. برداشت قوی اقتصادسنجی دربارهٔ میانگین شرطی هر متغیر، مستلزم آشکارشدن درست واریانس شرطی آن است (همیلتون و سوسمل، ۱۹۹۴: ۳۰۷ و ۳۰۸).

به‌طور کلی، در تجزیه‌وتحلیل مربوط به بازار مسکن، بی‌ثباتی قیمت مسکن ابعاد خُرد و کلان دارد. در سطح خُرد، بی‌ثباتی قیمت مسکن به تجزیه‌وتحلیل

1. Hossain & Latif
2. Ferrari & Rae
3. Davis & Heathcote
4. Business Investment
5. Reen & Razali
6. Osland
7. Miller & Peng
8. Ocran & Anyikwa
9. Lee & Reed
10. Hamilton & Susmel

خطـر سـرمایه‌گـذاری در سـطح ناحیـه، منطقـه یـا تجزیه‌وتحلیل مدیریت پرتفو در سطح کشـور یـا ایالـت مربـوط مـی‌شـود.[۱] تحلیـل بـی‌ثبـاتی خوشـه‌ای[۲] بـه‌طـور معمول به تحلیل بی‌ثباتی در سطح خُرد مربوط می‌شـود. اگـر بـی‌ثبـاتی خوشـه‌ای کـه اثرهـای آرچ نیـز نامیـده می‌شود، در بازار مسکن وجود داشته باشد، آنگـاه خطـر چشمگیر زیان‌های بزرگ در طول دورهٔ بی‌ثباتی وجـود خواهد داشـت؛ طـوری‌کـه اثـر خـود را در تحلیـل‌هـای میانگین و واریانس استاندارد نشان خواهد داد.

لین و فورست[۳] (۲۰۱۴) به این نتیجـه رسـیده‌انـد بـه همان انـدازه کـه مداخلـه‌هـای بخـش عمـومی در بـازار مسکن حیاتی است، بررسی بی‌ثباتی خوشه‌ای نیـز بـرای مدیریت دارایی و پرتفو حیـاتی اسـت (لـین و فورسـت، ۲۰۱۴: ۳۸). *جاکـارد*[۴] (۲۰۰۷) بیـان مـی‌کنـد بـی‌ثبـاتی قیمت مسـکن نشـانهٔ عملکـرد ضـعیف بـازار مسـکن در برابر پدیده‌های طبیعی است و بر سرمایه‌گذاران مسـکن تاثیر نامطلوب دارد (جاکارد، ۲۰۰۷: ۲).

دربـارهٔ قیمـت مسـکن در سـطح کـلان نیـز بـه‌طـور گسترده مطالعه شده است (*دریا*،[۵] ۲۰۰۹: ۲۶)؛ به طوری که براساس دیـدگاه‌هـای نظـری، بـین قیمـت مسـکن و متغیرهـای پـولی و دیگـر متغیرهـای کـلان اقتصـادی ارتباطی چندجانبـه وجـود دارد (*گودهـارت و هـافمن*،[۶] ۲۰۰۸: ۶)؛ برای مثال *مولبـائور و مـورفی*[۷] (۱۹۹۰) نشـان داده‌اند افـزایش قیمـت مسـکن و وضـع اعتبـاری آسـان بـرای مصـرف‌کننـدگان، در دههٔ ۱۹۸۰ باعـث رشـد مصرف در انگلستان شد. *کیس*[۸] و همکاران (۲۰۰۵) نیز به این نتیجه رسیده‌اند تغییرات قیمت مسـکن در مقایسـه با تغییرات قیمت سهام، بر مصرف خانوارهـا در آمریکـا و دیگر کشورهای توسعه‌یافته تأثیـر بیشـتر و مهـم‌تـری دارد (کیس و همکاران، ۲۰۰۵: ۲۶). میشـکین[۹] (۲۰۰۷) نیز نشان داده است سیاست پولی انبساطی اعمال‌شـده بـا کاهش نرخ بهره، تقاضای مسکن را تحریک می‌کنـد و به دنبال آن، باعث افـزایش قیمـت مسـکن مـی‌شـود. بـا افزایش قیمت مسکن نیز، به‌علـت افـزایش ثـروت کـل، مصـرف و تقاضـای کـل خانوارهـا افـزایش مـی‌یابـد. درنهایت، به این نتیجه رسیده اسـت اثـر ثـروت ناشـی از قیمت مسکن مهم‌ترین عامـل در مکانیسـم انتقـال پـولی است (میشکین، ۲۰۰۷: ۹).

در سطح کلان، بسته به ارتباط بـین قیمـت مسـکن و تأمین مالی، بی‌ثباتی قیمت مسکن با شـبکه‌هـای انتقـالی به متغیرهای کلان انتقال مـی‌یابـد؛ بـه طـوری کـه *لـی*[۱۰] (۲۰۰۹) نشـان داده اسـت تـورم عامـل اصـلی بـی‌ثبـاتی قیمت مسکن است.

براسـاس مطالعـه‌هـای سـازمان همکـاری و تـوسعهٔ اقتصادی[۱۱] (۲۰۱۱)، بی‌ثباتی شدید قیمت مسکن باعـث بـی‌ثبـاتی اقتصـاد کـلان و نااطمینـانی خانوارهـا بـه درآمدشـان مـی‌شـود؛ همچنـین باعـث افـزایش ریسـک سیسـتماتیک در بخـش‌هـای بـانکی و رهنـی مـی‌شـود (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، ۲۰۱۱: ۷). *چاندلر و دیسنی*[۱۲] (۲۰۱۴) بـه ایـن نتیجـه رسـیده‌انـد بـی‌ثبـاتی قیمت مسکن نوعی نگرانی بـرای ثبـات مـالی محسـوب مـی‌شـود و بـا تغییـر در رفتـار خانوارهـا، بـر اقتصـاد اثـر می‌گذارد (چاندلر و دیسنی، ۲۰۱۴: ۳۸۰ تا ۳۸۵).

---

۱. خطرپذیری سیستماتیک و بی‌ثباتی دو مفهوم نزدیک به همدیگرند؛ زیرا ریسک شقوق دارایی‌های جایگزین، با مقایسهٔ بی‌ثباتی‌های آنها ارزیابی می‌شود (حاجی‌حسن‌اقلو، ۲۰۰۳).

2. Volatility Clustering
3. Lin & Fuerst
4. Jaccard
5. Dheeriya
6. Goodhart & Hofmann
7. Muellbauer & Murphy
8. Case
9. Mishkin
10. Lee
11. OECD
12. Chandler & Disney

براساس مطالعه‌های بانک مرکزی اروپا[1] (۲۰۰۳) نیز، دارایی مسکن بخش درخور توجهی از پرتفوی خانوارها را تشکیل می‌دهد و بی‌ثباتی ملایم قیمت مسکن باعث افزایش معنی‌دار در سود و زیان سرمایه می‌شود. تأثیر واقعی این سود و زیان‌ها بر تصمیم‌های مصرفی و پس‌انداز و گرفتن وام خانوارها، به وضع بازار مسکن و ساختار بازارهای اعتباری بستگی دارد (مطالعات بانک مرکزی اروپا، ۲۰۰۳: ۱۴).

پیشینهٔ پژوهش

الف. پیشینهٔ پژوهش داخلی

دیندار رستمی و شیرین بخش (۱۳۹۵) در پژوهش «اثر نامتقارن تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران: رهیافت Panel VAR» اثرهای نامتقارن قیمت مسکن را بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵تا۱۳۹۳ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داده است اثر تغییرات قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران، طی دورهٔ بررسی‌شده، منفی و معنی‌دار بوده است؛ همچنین بررسی اثرهای نامتقارن تکانهٔ قیمت مسکن، در تکانهٔ مثبت اثر منفی و معنی‌دار و در تکانهٔ منفی قیمت مسکن اثر مثبت و معنی‌دار نشان داده است.

ممبینی و همکاران (۱۳۹۴) در « پیشنهاد مدلی برای پیش‌بینی قیمت مسکن براساس روش آریما؛ مطالعه موردی شهر تهران» با استفاده از روش آریما، برای قیمت مسکن الگوسازی کرده و آن را پیش‌بینی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان از آن دارد که الگوی پیشنهادشده در پژوهش آنها، برای الگوسازی و پیش‌بینی قیمت مسکن در شهر تهران توانایی چشمگیری (با ضریب تعیین ۹۹/۷درصد) دارد.

سهیلی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهش «بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه» با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی، اثرهای متغیرهای قیمت زمین، هزینهٔ ساخت بنا، حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام، تعداد ساختمان‌های مسکونی و درآمد خانوار بر قیمت مسکن را در شهر کرمانشاه در فاصلهٔ زمانی فصلی ۱۳۷۰تا۱۳۸۷ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از پژوهش حکایت از آن دارد که متغیرهای کلان اقتصادی در توضیح رفتار قیمت مسکن و نوسان‌های آن قدرت بسیاری دارند.

اکبری و یارمحمدیان (۱۳۹۱) در «تحلیل دوره‌های رونق و رکود سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن (روش الگوی خودتوضیح برداری تناوبی مارکوف)» با به‌کارگیری الگوی خودتوضیح برداری تناوبی مارکوف به این نتیجه رسیده‌اند احتمال باقی‌ماندن در دورهٔ رونق بیش از احتمال انتقال به وضعیت رکودی است (۹۵درصد در مقابل ۵درصد) و احتمال خروج از دوران رکود بیش از باقی‌ماندن در آن است (۷۳درصد در مقابل ۲۷درصد). بر این اساس مدت زمان انتظاری دورهٔ رونق بیش از ۵ برابر مدت زمان رکود است.

متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهش «تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خودرگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)» با استفاده از الگوی خودرگرسیون فضایی تلفیقی و الگوی تصحیح خطای برداری به تحلیل تسری نوسان‌های قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران و در فاصله زمانی فصلی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند.

1. European Central Bank (ECB)

نتایج تخمین الگوی خودرگرسیون فضایی مؤید وجود ارتباطات فضایی (منطقه‌ای) بین قیمت‌های مسکن و تأثیرپذیری مناطق از یکدیگر به هنگام بروز نوسان های قیمت است.

ناجی میدانی و همکاران (۱۳۸۹) در «بررسی تأثیر پویای عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در ایران (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶)» با استفاده از روش یوهانسن‌جوسیلیوس و الگوی تصحیح خطا، تأثیر پویای برخی متغیرهای کلان اقتصادی یعنی حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز را بر رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران و در فاصلهٔ زمانی فصلی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶ بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است تمامی متغیرهای مذکور با شاخص قیمت مسکن رابطهٔ مثبت و معنی‌دار دارند.

ب. پیشینهٔ پژوهش خارجی

ساووا و میکائیل[1] (۲۰۱۷) درپژوهش «مدل‌سازی بی‌ثباتی قیمت مسکن در قبرس با استفاده از مدل سوئیچینگ آرچ» با استفاده از الگوی سوئیچینگ آرچ، بی‌ثباتی قیمت مسکن را در قبرس و در فاصلهٔ زمانی فصل نخست ۲۰۰۱ تا فصل دوم ۲۰۱۶ برآورد کرده‌اند. نتایج پژوهش از وجود دو حالت بی‌ثباتی بسیار و بی‌ثباتی کم در قیمت مسکن حکایت می‌کند؛ به طوری که دو حالت بی‌ثباتی نیز درجهٔ ماندگاری چشمگیری داشتند؛ همچنین یافته‌های دیگر پژوهش نشان داده است احتمال وجود بی‌ثباتی بسیار در ابتدای دورهٔ مورد بررسی نزدیک به یک بوده و در زمان رونق بازار مسکن، یعنی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۰، بی‌ثباتی کاهش یافته است.

کسکون و ارتوگرول[2] (۲۰۱۶) در «الگوهای بی‌ثباتی قیمت مسکن در ترکیه: استانبول، آنکارا و ازمیر» با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ و گارچ‌نمایی، بی‌ثباتی قیمت مسکن را در استانبول و آنکارا و ازمیر و در فاصلهٔ زمانی جولای ۲۰۰۷ تا ژوئن ۲۰۱۴ بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد: الف. در طول دورهٔ مورد بررسی، هم بی‌ثباتیِ بیش از حد قیمت مسکن و هم بی‌ثباتی ملایم قیمت مسکن وجود داشته است؛ ب. هر رویداد اقتصادی درخور توجه ممکن است بی‌ثباتی قیمت مسکن را در شهر یا کشور تغییر دهد؛ ج. بی‌ثباتی قیمت مسکن در نواحی جغرافیایی، متفاوت است؛ د. از نظر شدت بی‌ثباتی قیمت مسکن، شدیدترین بی‌ثباتی قیمت مسکن در ازمیر و پس از آن در آنکارا بوده و استانبول نیز کمترین و ناچیزترین بی‌ثباتی قیمت مسکن را نشان داده است.

تسای[3] و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهش «مدل‌سازی بی‌ثباتی قیمت مسکن در انگلستان با استفاده از مدل سوئیچینگ آرچ» با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ، واریانس ناهمسان شرطی قیمت مسکن را برآورد کرده‌اند. یافته‌های پژوهش از وابسته‌بودن دارایی (مسکن) به زمان در سری‌های بی‌ثباتی قیمت مسکن نشان داشته است؛ همچنین نتایج براساس الگوی سوئیچینگ آرچ نیز از وجود سه حالت بی‌ثباتی در روند قیمت مسکن حکایت داشته است.

بنکس[4] و همکاران (۲۰۱۰) در «بی‌ثباتی قیمت مسکن و نردبان مسکن» با استفاده از داده‌های تابلویی و روش شبیه‌سازی عددی، به این نتیجه رسیده‌اند در بعضی مناطق جغرافیایی، مسکن در حکم دارایی پرخطر است و قیمت مسکن نیز سطوح چشمگیر بی‌ثباتی پیش‌بینی‌ناپذیر دارد؛ در حالی که در برخی مناطق دیگر، سود و زیان سرمایه در مسکن موضوع مهمی نیست.

1. Savva & Michail
2. Coskun & Ertugrul
3. Tsai
4. Banks

لی (۲۰۰۹) در پژوهش «بی‌ثباتی قیمت مسکن و عوامل مؤثر بر آن»، با استفاده از الگوی گارچ‌نمایی، بی‌ثباتی قیمت مسکن را در هشت شهر بزرگ استرالیا در فاصلهٔ زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۷ واکاوی کرده است. نتایج پژوهش از وجود اثرهای بی‌ثباتی خوشه‌ای (اثرهای آرچ) در بیشترِ شهرهای بررسی‌شده نشان دارد؛ همچنین برآورد الگوی گارچ‌نمایی برای هریک از شهرهای بررسی‌شده نیز، از آن حکایت دارد که عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی قیمت مسکن از شهری به شهر دیگر متفاوت‌اند.

حسین و لطیف (۲۰۰۹) در «عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی قیمت مسکن در کانادا: تحلیل پویا» با استفاده از الگوهای گارچ و خودتوضیح برداری، عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی قیمت مسکن را در کانادا بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است بی‌ثباتی قیمت مسکن به‌شدت از رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ افزایش قیمت مسکن[1] و تورم تأثیر می‌پذیرد.

مایلز[2] (۲۰۰۸) در پژوهش «بی‌ثباتی خوشه‌ای در قیمت مسکن آمریکا»، با استفاده از الگوی آرچ و در فاصلهٔ زمانی ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۶ برای آمریکا، به این نتیجه رسیده است که اثرهای بی‌ثباتی خوشه‌ای در قیمت مسکن وجود دارد؛ به طوری که میزان این اثرها در ایالت‌های مختلف متفاوت بوده است. یافته‌های دیگر پژوهش نیز نشان داده است باتوجه به مشاهدهٔ اثرهای نامتقارن اخبار و در جهت منفی در بازار مسکن ایالت‌ها، به‌کارگیری الگوی گارچ آستانه‌ای برای کشور آمریکا مناسب است.

کاپوزا[3] و همکاران (۲۰۰۴) در «بررسی پویایی قیمت در بازارهای غیرنقدینه: شواهدی از بازار مسکن» با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۶۲ منطقهٔ شهری ایالات متحده آمریکا و در فاصلهٔ زمانی ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۵، پویایی قیمت را در بازار مسکن مناطق مذکور بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه حکایت می‌کند تغییر در رفتار قیمت مسکن شهری به‌علت واکنش قیمت مسکن به شوک‌های مختلف اقتصادی است؛ همچنین یافته‌های دیگر مطالعه نشان می‌دهد واکنش متفاوت قیمت مسکن به شوک‌های اقتصادی، به عواملی همچون هزینهٔ اطلاعات[4] و هزینهٔ عرضه[5] و انتظارها[6] بستگی دارد.

دلده و تیرتیراوقلو[7] (۲۰۰۲) در پژوهش «تغییرات بی‌ثباتی قیمت مسکن و اثرات آن»، با استفاده از روش *هاگن، تالمور و توروس*[8] (۱۹۹۱)، وجود بی‌ثباتی را در تغییرات قیمت مسکن در چهار منطقهٔ ایالات متحدهٔ آمریکا بررسی کرده‌اند. براساس نتایج پژوهش، ۳۶ رویداد بی‌ثبات‌کننده[9] شناسایی شده که بیشتر آنها تنها منطقه‌ای بوده است؛ ولی سه رویداد ملی بوده‌اند. همچنین یافته‌ها از وجود ارتباط بین رویدادهای بی‌ثباتی و وضع اقتصاد نشان دارند.

روش پژوهش

هدف پژوهش حاضر بررسی روند بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری در ایران است. ازاین‌رو برای برآورد شاخص بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری، نخست با استفاده از *آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته*[10] *و آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی*،[11] پایایی متغیر شاخص قیمت مسکن شهری آزموده شد که مبنای آن سال پایهٔ ۱۳۹۰ بود[12] و

1. Housing Price Appreciation
2. Miles
3. Capozza

4. Information Cost
5. Supply Cost
6. Expectations
7. Dolde & Tirtiroglu
8. Haugen, Talmor & Torous
9. Volatility Events
10. Augmented Dickey-Fuller Test
11. HEGY Seasonal Unit Root Test
۱۲. آمار و اطلاعات متغیر شاخص قیمت مسکن شهری از بخش داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است.

در پژوهش با علامت (UHP) نشان داده شده است؛ سپس با استفاده از روش *باکس جنکینز*،[1] الگوی ARIMA پیش‌بینی‌کنندهٔ رفتار متغیر شاخص قیمت مسکن شهری از فصل اول ۱۳۷۵ تا فصل چهارم ۱۳۹۴ تخمین زده شده است. در مرحلهٔ بعدی، وجودداشتن یا وجودنداشتن خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوط بررسی شده است و با شرط اینکه الگوی ARIMA به‌دست‌آمده خودهمبستگی نداشته و ناهمسانی واریانس داشته باشد، درنهایت بی‌ثباتی متغیر مدنظر با استفاده از روش *گارچ‌نمایی*[2] استخراج شده است.

به‌طور مشخص، بی‌ثباتی قیمت هر دارایی به‌صورت انحراف از معیار یا واریانس بیان می‌شود. در چنین وضعیتی، فرض واریانس ثابت برقرار نیست. واریانس ثابت یکی از فرض‌های کلاسیک‌ها و الگوهای غیرشرطی است. الگوی واریانس ناهمسان شرطی (آرچ)[3] که *انگل*[4] در سال ۱۹۸۲ معرفی کرد نوعی از خانوادهٔ الگوهای معروف غیرخطی است که به این مسئله توجه کرده است. در این الگوهای شرطی، برخلاف الگوهای غیرشرطی، واریانس شرطی در طول زمان تغییر می‌کند. در این دسته الگوها، جزء خطای واریانس شرطی (h_t) به ارزش گذشتهٔ مجذور جملهٔ اختلال (ε_{t-i}^2) وابسته است:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-j}^2 \qquad (۱)$$

از آنجا که h_t واریانس شرطی است ارزش آن همواره مثبت است؛ اما مشکل این روش آن است که مسئلهٔ خوشه‌بندی نوسان را در نظر نمی‌گیرد.

خوشه‌بندی نوسان، حالتی را بیان می‌کند که تغییرات بزرگ در قیمت به‌دنبال تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک در قیمت به‌دنبال تغییرات کوچک پیگیری می‌شود. این مسئله به شکل‌گیری الگوی *گارچ*[5] توسط بالرسلو در سال ۱۹۸۶، در حکم تعمیمی بر روش آرچ، منتهی شده است. در الگوی آرچ تعمیم‌یافته یا الگوی گارچ، واریانس شرطی علاوه‌بر ارزش گذشتهٔ مجذور جملهٔ اختلال، به وقفه‌های خود نیز وابسته است. معادلهٔ واریانس برای هر الگوی GARCH (p,q) خطی به‌صورت رابطهٔ ۲ تصریح می‌شود:

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^{q} \delta_j h_{t-j} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-j}^2 \qquad (۲)$$

که در آن δ_j و α_i پارامترهای ثابت‌اند که به‌ترتیب ضرایب GARCH و ARCH هستند؛ اما این الگوها نیز تأثیر اخبار خوب و بد را در نظر نمی‌گیرند. به عبارت دیگر، تأثیر اخبار بد بر نوسان بیشتر از تأثیر اخبار مثبت به همان حجم است. برای حل این مشکل، الگوهای انعطاف‌پذیری از نوسان معرفی شده‌اند. ازجملهٔ این الگوها می‌توان به الگوی گارچ‌نمایی اشاره کرد (صمدی و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۶ و ۸۷). این روش را که برای نخستین‌بار *نلسون*[6] (۱۹۹۱) مطرح کرد به‌صورت رابطهٔ ۳ بود و در مقایسه با الگوی GARCH معمولی چند مزیت داشت: نخست اینکه در الگو، σ_t^2 به‌صورت لگاریتمی وارد شده است؛ بنابراین حتی اگر پارامترها منفی هم باشند، σ_t^2 مثبت خواهد بود. ازاین‌رو، دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی‌بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه در این الگو امکان لحاظ تقارن‌نداشتن

1. Box-Jenkins Methodology
2. Exponential GARCH (EGARCH)
3. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
4. Engle
5. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
6. Nelson

شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد (آل‌عمران و آل‌عمران، ۱۳۹۳: ۱۵۱).

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (۳)$$

یافته‌های پژوهش

بررسی پایایی متغیر

برای بررسی پایایی متغیر شاخص قیمت مسکن شهری، از آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و همچنین آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی استفاده شده است. جدول ۱ براساس آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته، نتایج آزمون پایایی را برای متغیر شاخص قیمت مسکن شهری مشخص می‌کند و جدول ۲ نیز نتایج آزمون هگی را نشان می‌دهد. همان طور که در جدول‌های ذکرشده مشاهده می‌شود، براساس آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته، متغیر شاخص قیمت مسکن شهری پایا در تفاضل مرتبهٔ اول یا به عبارتی دیگر I(1) بوده است. نتایج حاصل از آزمون هگی نیز از وجود ریشهٔ واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه واحد غیرفصلی در متغیر شاخص قیمت مسکن شهری حکایت می‌کند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
UHP	آماره دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	-۱/۴۵	آماره دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	-۴/۵۷
	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶	مقدار بحرانی مک کینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره‌ی محاسباتی	سطح احتمال
UHP	وجود ریشه واحد غیرفصلی	-۱/۱۶۲	۰/۹۳۴
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۷۶۵	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۴۲/۳۲۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

تخمین الگوی ARIMA پیش‌بینی‌کنندهٔ رفتار قیمت مسکن شهری

برای تخمین شاخص بی‌ثباتی با استفاده از رویکرد EGARCH، نخست لازم است با استفاده از روش باکس‌جنکینز، الگوی ARIMA رفتار متغیر شاخص قیمت مسکن شهری پیش‌بینی شود.[1] باتوجه به نمودار همبستگی‌نگار برای متغیر تفاضل مرتبهٔ اول شاخص قیمت مسکن شهری، ARIMA(1,1,0) بهترین الگوی ARIMA برای متغیر مذکور است که فاقد خودهمبستگی‌های سریالی است و ناهمسانی واریانس دارد.

در الگوی ARIMA برآوردشده، برای آزمون خودهمبستگی‌های سریالی از آزمون *بریوش گادفری*[2] و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون *آرچ*[3]

۱. باتوجه به اینکه نتایج آزمون پایایی از انباشته‌بودن متغیر شاخص قیمت مسکن شهری از مرتبه یک حکایت دارد، از تفاضل مرتبه اول آن برای الگوسازی ARIMA استفاده شده است.

2. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
3. ARCH

استفاده شده است. جدول ۳ نتایج آزمون بریوش گادفری را برای تشخیص وجود خودهمبستگی‌های سریالی و جدول ۴ نتایج آزمون آرچ را برای تشخیص وجود ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد. همان طور که در جدول های ۳ و ۴ مشاهده می‌شود، نتایج مربوط به آزمون بریوش گادفری بر وجودنداشتن خودهمبستگی‌های مرتبهٔ اول و دوم سریالی دلالت دارد و نتایج آزمون آرچ نیز از وجود ناهمسانی واریانس در الگوی ARIMA(1,1,0) حکایت می‌کند.

جدول ۳- بررسی وجود خودهمبستگی‌های سریالی با استفاده از آزمون بریوش گادفری

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
وجودنداشتن خودهمبستگی مرتبه اول	۰/۱۴۲۵	۲/۱۹۶۸۰۶	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه اول
وجودنداشتن خودهمبستگی مرتبه اول	۰/۱۳۶۳	۲/۲۱۹۶۶۲	nr^2	
وجودنداشتن خودهمبستگی مرتبه دوم	۰/۲۹۰۶	۱/۲۵۶۵۱۴	F- statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم
وجودنداشتن خودهمبستگی مرتبه دوم	۰/۲۷۷۸	۲/۵۶۱۸۶۶	nr^2	

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤- بررسی وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون آرچ

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۱	۱۸/۰۵۷۸۲	F- statistic	آزمون ناهمسانی واریانس
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۱	۱۴/۹۷۴۹۴	nr^2	آزمون ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین نتایج مربوط به آزمون پایایی مربوط به سطح جملهٔ پسماند الگوی ARIMA(1,1,0)، با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته در جدول ۵ نشان داده می‌شود. قدر مطلق آمارهٔ دیکی‌فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون، در سطح خطای ۵درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین فرضیه H_0 مبنی‌بر وجود ریشهٔ واحد رد می‌شود و جملهٔ پسماند الگوی ARIMA(1,1,0)، در سطح اطمینان ۹۵درصد، پایا در سطح است و درستی الگوی ARIMA مذکور را نشان می‌دهد.

جدول ۵- نتایج آزمون پایایی جمله پسماند الگوی ARIMA(1,1,0)

سطح		نام متغیر
-۱۰/۳۹	آماره دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	جمله پسماند
-۱/۹۴	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح خطای ۵٪	

منبع: یافته‌های پژوهش

استخراج شاخص بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری

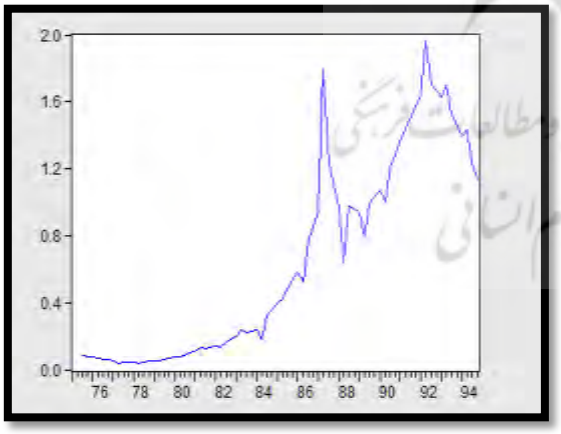
مرحلهٔ پایانی برای برآورد شاخص بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری، تخمین معادلهٔ واریانس شرطی جملهٔ اخلال با وضع ناهمسانی واریانس است. رابطهٔ ۴ معادلهٔ واریانس شرطی جملهٔ اخلال را در وضع ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد.

$$\ln(\sigma^2) = \underset{(z=6.45)}{-0.04 + 0.4\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma^2_{t-1}}}\right)} + \underset{(z=60.02)}{0.9\ln(\sigma^2_{t-1})} \quad (۴)$$

رابطهٔ ۴ الگوی EGARCH(0,1) است و همان طور که آمارهٔ z مربوط به ضرایب نشان می‌دهد، ضرایب برآوردشده از نظر آماری معنی‌دارند. برای اطمینان از درستی الگوی برآوردی، باید اجزای پسماند الگو توزیع نرمال داشته باشند و ازطرفی، باید آثار آرچ در میان اجزای پسماند از بین رفته باشد. در ادامه، با استفاده از آزمون آرچ، وجود اثرهای آرچ بین پسماندهای الگوی EGARCH برآوردشده آزموده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون آرچ برای پسماندهای الگوی EGARCH برآوردشده که در جدول ۶ آورده شده است، نشان‌دهندهٔ همسانی واریانس و نبودن اثر آرچ در پسماندهای الگو بوده است؛ اما براساس آزمون *جارک‌برا*،[1] برای آزمون نرمال‌بودن توزیع پسماندهای این الگو، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نرمال‌بودن توزیع جمله‌های پسماند رد می‌شود؛ ازاین‌رو برای الگوسازی بهتر، الگوی EGARCH(0,1) با استفاده از توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED)[2] مطابق با رابطهٔ ۵ برآورد می‌شود. جدول ۷ نتایج حاصل از آزمون آرچ را برای پسماندهای الگوی EGARCH برآوردشده در رابطهٔ ۵ نشان می‌دهد. همان طور که در جدول مشاهده می‌شود، نتایج آزمون آرچ در سطح اطمینان ۹۵درصد نشان‌دهندهٔ همسانی واریانس و نبودن اثر آرچ در پسماندهای الگوست؛ ازاین‌رو الگوی EGARCH برآوردشده در رابطهٔ ۵ کفایت لازم را دارد. همچنین الگوی EGARCH مذکور از نظر معیارهای ارزیابی ریشهٔ دوم میانگین مجذور خطا (RMSE)،[3] میانگین قدر مطلق خطا (MAE)،[4] میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE)[5] و ضریب نابرابری تایل (TIC)[6] کارایی و قدرت بیشتری در پیش‌بینی دارد.

$$\ln(\sigma^2) = \underset{(z=4.13)}{-0.009 + 0.3\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma^2_{t-1}}}\right)} + \underset{(z=52.70)}{0.9\ln(\sigma^2_{t-1})} \quad (۵)$$

درنهایت، شاخص بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری از رابطهٔ ۵ استخراج شده و روند آن در نمودار ۱ نمایش داده شده است.



نمودار ۱- شاخص بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Jarque-Bera
2. Generalized Error Distribution
3. Root Mean Squared Error
4. Mean Absolute Error
5. Mean Absolute Percentage Error
6. Theil Inequality Coefficient

جدول ٦- نتایج آزمون آرچ برای پسماندهای الگوی EGARCH(0, 1)

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
وجودنداشتن ناهمسانی واریانس	۰/۲۹۷۰	۱/۱۰۲۶۴۴	F- statistic	آزمون ناهمسانی واریانس
وجودنداشتن ناهمسانی واریانس	۰/۲۹۰۹	۱/۱۱۵۴۷۷	nr^2	آزمون ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- نتایج آزمون آرچ برای پسماندهای الگوی EGARCH(0, 1)-GED

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
وجودنداشتن ناهمسانی واریانس	۰/۰۷۷۱	۲/۶۵۳۶۵۱	F- statistic	آزمون ناهمسانی واریانس
وجودنداشتن ناهمسانی واریانس	۰/۰۷۶۰	۵/۱۵۲۸۹۶	nr^2	آزمون ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری

افزایش قیمت مسکن شهری از دغدغه‌های دولتمردان و مردم بوده است؛ بنابراین کنترل بی‌ثباتی قیمت مسکن در حکم هدفی اساسی، برای سیاست‌گذاران در اقتصاد مطرح است. ازطرفی، چون بیشترین نوسان‌های قیمت مسکن از نوسان‌های قیمت در مناطق شهری ناشی می‌شود، در پژوهش حاضر روند بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری در ایران و در فاصله زمانی فصل اول ۱۳۷۵ تا فصل چهارم ۱۳۹۴ با استفاده از روش گارچ‌نمایی بررسی شده است. این پژوهش می‌تواند راهنمایی برای برنامه‌ریزان اقتصادی، با هدف سازمان‌دهی به بخش مسکن در وضعیت بی‌ثباتی باشد. براساس نتایج پژوهش، بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری از فصل اول ۱۳۷۵ تا فصل دوم ۱۳۷۷ رو به کاهش بود و در فاصلهٔ فصل سوم ۱۳۷۷ تا فصل چهارم ۱۳۷۸ نیز ثبات داشت؛ ولی از فصل اول ۱۳۷۹ به بعد، بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری رفته‌رفته سیر صعودی به خود گرفت و در فصل دوم ۱۳۸۷، به بیشترین میزان خود رسید. سپس از فصل سوم ۱۳۸۷ تا فصل دوم ۱۳۸۸، با کاهش شدید روبه‌رو شد و پس از آن دوباره افزایش یافت و در فصل دوم ۱۳۹۲ به بیشترین مقدار خود رسید و پس از آن مسیر کاهشی به خود گرفت. بر این اساس، باتوجه به نتایج به‌دست‌آمده مطابق نمودار ۱ ملاحظه می‌شود بیشترین میزان بی‌ثباتی‌ها در سال‌های ۸۷ و ۹۲ بوده است و این بی‌ثباتی‌ها به طور قطع با برنامه و نگاه دولت‌ها در بُعد سیاست‌های کلان اقتصادی و سیاست‌های بخش مسکن بی‌ارتباط نیست.

در توجیه بی‌ثباتی سال ۸۷ علت‌های مختلفی می‌توان برشمرد؛ ازجمله افزایش شدید حجم نقدینگی در سال‌های ۸۵ و ۸۶ و ادامهٔ آن در سال ۸۷ که به افزایش تورم، شکل‌گیری انتظارهای تورمی و افزایش تورم انتظاری منجر شده است. باتوجه به ویژگی‌های خاص بخش مسکن و ارتباط تنگاتنگ آن با سایر بخش‌ها، به‌لحاظ اثرهای پسین و پیشین و پیشی‌گرفتن سطح عمومی قیمت از شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت مسکن شروع به افزایش کرد و برخلاف افزایش تورم که به‌صورت خطی و فزاینده بود، قیمت مسکن به شکل غیرخطی (پلکانی) افزایش پیدا کرد.

در کنار افزایش تورم، با کاهش اشتیاق مردم به پس‌انداز و پدیدارشدن انتظارهای تورمی، پول‌های سرگردان هنگفتی در جامعه وجود داشت که باتوجه به ویژگی و حفظ ارزش دارایی مسکن همراه با تورم،

تقاضای سرمایه‌ای مسکن در این سال افزایش یافت. ازطرفی به‌علت وضع ویژهٔ آن سال نظیر نبود جذب نقدینگی توسط بازار سرمایه و سکه، سیاست مبارزه با قاچاق کالا و فعالیت‌های زیرزمینی، افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی همچون فولاد و سیمان، دستمزدها و مجوزهای قانونی و پاسخ‌گونبودن سَمت عرضهٔ مسکن در کوتاه‌مدت، قیمت مسکن در این سال به‌شدت افزایش پیدا کرد.

سرانجام رفته‌رفته با اقدام دولت برای کاهش نرخ تورم و استفادهٔ مناسب از سیاست‌های اقتصادی و توافق برجام، از درجهٔ نااطمینانی عاملان اقتصادی بازار تاحدی کاسته شد و این نوسان‌ها کاهش یافت؛ ولی با تمرکز دولت و بانک مرکزی بر کاهش نرخ تورم از یک طرف و وجود رکود در سایر بخش‌های اقتصادی، منابع مالی آزادشده با انگیزهٔ سوداگرانه به سَمت بخش مسکن هدایت شد.

باتوجه به چشمگیربودن سهم مسکن در سبد خانوار و همچنین فرهنگ استقبال از گرانی که در بین اقشار مردم رایج است، مردم از ترس اینکه نتوانند در آینده مسکن ضروری خود را بخرند به خرید مسکن رو آوردند و دوباره تقاضا برای مسکن افزایش یافت. ضمن اینکه در این فاصله به‌علت رکود حاکم بر بخش‌های مختلف اقتصادی، مردم بیشترِ مناطق روستایی و بخش‌های کوچک نیز به‌علت وجود فرصت‌های شغلی فراوان و تمرکز بیشتر فعالیت‌های اقتصادی در مناطق شهری، به سمت مناطق شهری مهاجرت کردند؛ بنابراین تقاضای مسکن هم از کانال تقاضای مصرفی و هم سرمایه‌ای افزایش پیدا کرد و چون عرضه توان پاسخ‌گویی به این مازاد تقاضا را نداشت، دوباره سطح قیمت‌های مسکن در مناطق شهری افزایش پیدا کرد؛ ولی به‌علت کنترل تورم و سطح عمومی قیمت، این افزایش به‌شدت سال ۸۷ نبود.

برای تأمین ثبات در بازار مسکن و دسترسی اقشار جامعه به‌ویژه اقشار کم‌درآمد به مسکن ضروری، پیشنهادهای زیر توصیه می‌شود:

الف. کنترل قیمت مسکن: ۱. با تعدیل متغیرهای سمت تقاضا و تقویت متغیرهای سمت عرضه؛ ۲. ایجاد فرصت‌ها و فعالیت‌های اقتصادی کم‌هزینه و اشتغال‌زا در مناطق روستایی و بخش‌های کوچک برای جلوگیری از مهاجرت به سمت شهرها؛ ۳. اعطای اعتبارها در بخش‌های کوچک نظیر تسهیل شرایط در اعطای مجوز برای ساخت‌وساز در بخش‌های کوچک و اعطای اعتبارها به انبوه‌سازان و الزام آنها به ساخت واحد مسکونی برای اقشار کم‌درآمد؛ ۴. اعمال مالیات بر تقاضای سوداگرانهٔ مسکن و خانه‌های خالی از سکنه.

ب. راهکارهای تأمین مالی برای پوشش هزینهٔ ساخت مسکن: ۱. پرداخت تسهیلات مالی ازسوی دولت‌ها طوری‌که ۸۰درصد هزینهٔ خرید یا ساخت مسکن را شامل شود؛ ۲. کاهش نرخ سود وام‌های ساخت یا خرید مسکن؛ ۳. افزایش زمان بازپرداخت اقساط وام؛ ۴. افزایش نقش دولت در سَمت عرضه با واگذاری زمین یا مقررات‌گذاری.

ج. باتوجه به نقش بازارهای مالی شامل بازار پول و سرمایه در جذب نقدینگی سوداگران و ایفای نقش ضربه‌گیر برای بازار کالا، به‌ویژه دارایی‌های واقعی، پیشنهاد می‌شود نهادهای مالی تقویت شوند و اصلاح فرهنگ عمومی برای توجه بیشتر به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی انجام گیرد؛

د. اصلاح نظام مدیریت ساخت‌وساز؛

ه. ایجاد بازار سرمایه برای بخش مسکن با انتشار اوراق مشارکت و انتشار گواهی سپرده.

منابع

آل‌عمران، رویا و آل‌عمران، سیدعلی (۱۳۹۳). «بررسی تاثیر مدیریت بی‌ثباتی سیاست پولی توسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*، دوره۲، ش۶، ص ۱۴۱ تا ۱۶۵.

اکبری، نعمت‌الله (۱۳۹۶). «*اقتصاد شهری*»، چ۱، تهران: سمت.

اکبری، نعمت‌الله و یارمحمدیان، ناصر (۱۳۹۱). «تحلیل دوره‌های رونق و رکود سرمایه‌گذاری خصوصی مسکن (روش الگوی خودتوضیح برداری تناوبی مارکوف»، *فصلنامه مدیریت شهری و روستایی*، دوره۱۰، ش۳۰، ص ۲۳۹ تا ۲۵۲.

خلیلی عراقی، سیدمنصور، مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره۲۰، ش۶۳، ص ۳۳ تا ۵۰.

دیندار رستمی، مرضیه و شیرین‌بخش، شمس‌الله (۱۳۹۵). «اثر نامتقارن تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران: رهیافت Panel VAR»، *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، دوره۲۳، شماره۱۲، ص ۳۴ تا ۶۴.

سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام و اویسی، بهمن (۱۳۹۳). «بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره۱۴، ش۲، ص ۴۱ تا ۶۷.

صمدی، علی‌حسین، هادیان، ابراهیم و جعفری، محبوبه (۱۳۹۲). «بررسی تاثیر نوسان‌های دائمی و موقتی قیمت نفت اوپک بر سرمایه‌گذاری، تولید و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران»، *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره۲، ش۷، ص ۷۵ تا ۱۰۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و عقیقی، بهاره (۱۳۹۴). «اهرم زمین و نوسان قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره۴، ش۱۴، ص ۴۹ تا ۶۷.

متوسلی، محمود، محمدی، شاپور و درودیان، حسین (۱۳۸۹). «تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خودرگرسیونی فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره۱۰، ش۱، ص ۱۱۳ تا ۱۳۱.

ممبینی، حسین، هاشم‌پور، مرتضی و روشندل، شهلا (۱۳۹۴). «پیشنهاد مدلی برای پیش‌بینی قیمت مسکن براساس روش آریما؛ مطالعه موردی شهر تهران»، *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، دوره۴، ش۱۴، ص ۱۵ تا ۲۸.

ناجی میدانی، علی‌اکبر، فلاحی، محمدعلی و ذبیحی، مریم (۱۳۸۹). «بررسی تاثیر پویای عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در ایران (۱۳۶۹تا۱۳۸۶)»، *مجله دانش و توسعه*، دوره۱۷، ش۳۱، ص ۱۶۰ تا ۱۸۸.

Banks, J., Blundell, R., Oldfield, Z., & Smith, J.P. (2010). House Price Volatility and the Housing Ladder . *Discossion Paper*, No 5173. IZA.

Bollerslev, T., Chou, R.Y., & Kroner, K.F. (1992). ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence . *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 5-59.

Capozza, D.R., Hendershott, P.H., & Mack, C. (2004). An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence

Hamilton J.D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Change in Regime . *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.

Hossain, B. & Latif, E. (2009). Determinants of Housing Price Volatility in Canada: A Dynamic Analysis . *Applied Economics*, 41(27), 3521-3531.

Jaccard, I. (2007). House Prices, Real Estate Returns and the Business Cycle . *Swiss Finance Institute Research Paper Series*, No. 06-37.

Lee, C.L. (2009). Housing Price Volatility and Its Determinants . *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 2(3), 293-308.

Lee, C.L., & R. Reed (2014). Volatility Decomposition of Australian Housing Prices . *Journal of Housing Research*, 23(1), 21-44.

Lin, P.T., & Fuerst, F. (2014). Volatility Clustering, Risk-Return Relationship and Asymmetric Adjastment in Canadian Housing Markets . *The Journal of Real Estate Portfolio Management*, 20(1), 37-46.

Miles, W. (2008). Volatility Clustering in U.S. Home Prices . *Journal of Real Estate Research*, 30(1), 73-90.

Miller, N., & Peng, L. (2006). Exploring Metropolitan Housing Price Volatility . *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33(1), 5-18.

Mishkin, F.S. (2001). Financial Policies and the Prevention of Financial Crises in Emerging Market Countries . *NBER Working Papers*, No. 8087.

Mishkin, F.S. (2007). Housing and the Monetary Transmission Mechanism . NBER Working Papers 13518, *The National Bureau of Economic Research*, Inc.

Muellbauer, J., & Murphy, A. (1990). Is the UK Balance of Peyments Sustainable? . *Economic Policy*, 5(11), 347-395.

Ocran, M.K., & Anyikwa, I. (2013). Trends and Volatility in Residential Property Prices in South Africa . *Studies in Economics and Econometrics*, 37(1), 55-74.

OECD (2011). Housing and The Economy: Policies for Renovation . Economic Policy from Local Housing Markets . *Real Estate Economics*, 32(1), 1-32.

Case, K.E., Quigley, J.M., & Shiller, R.J. (2005). Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus Housing Market . *Journal of Macroeconomics: Advances in Macroeconomics*, 5(1), 1-32.

Chandler, D., & Disney, R. (2014). The Housing Market in the United Kingdom: Effects of House Price Volatility on Households . Fiscal Studies, 35(3), 371-394.

Coskun, Y. & Ertugrul, H.M. (2016). House Price Return Volatility Patterns in Turkey, Istanbul, Ankara and Izmir . *Journal of European Real Estate Research*, 9(1), 26-51.

Davis, M., & Heathcote, J. (2005). Housing and The Business Cycle . *International Economic Review*, 46(3), 751-784.

Dheeriya, P.L. (2009). Modeling Volatility in California Real Estate Prices . *IUP Journal of Applied Economics*, 8(1), 26-38.

Dolde, W. &Tirtiroglu, D. (2002). Housing Price Volatility Changes and Their Effects . *Real Estate Economics*, 30(1), 41-66.

European Central Bank (ECB) (2003). Structural Factors in the Eu Housing Markets . Available at: www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/euhousingmarketsen.pdf

Ferrari E., & Rae, A. (2011). Local Housing Market Volatility . *Joseph Rowntree Foundation*, New York, NY.

Gelain, P., Lansing, K.J., & Mendicino, C. (2013). House Prices, Credit Growth and Excess Volatility: Implications for Monetary and Macroprudential Policy . *International Journal of Central Banking*, 9(2), 219-276.

Goodhart C., & Hofmann, B. (2008). House Prices, Money, Credit and the Macroeconomy . *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180-205.

Hacihasanoglu, E. (2003). MenkulKiymet Piyasalarinda (Volatilitenin) Modellenmesi: Istanbul Menkul Kiymetler Borsasi Icin Bir Deneme . Sermaye Piyasasi Kurulu, No. 139, Ankara.

Malaysia . *Journal of Technology Management and Business*, 3(2), 14-35.

Savva, C.S. & Michail, N.A. (2017). Modelling House Price Volatility States in Cyprus with Switching ARCH Models . *Cyprus Economic Policy Review*, 11(1), 69-82.

Tsai, I.C., Chen, M.C. & Ma T. (2010). Modelling House Price Volatility States in the UK by Switching ARCH Models . *Applied Economics*, 42(9), 1145-1153.

Reforms 2011 Going for Growth, Chapter 4, Available at: www.oecd.org/newsroom/46917384.pdf (Accessed 7 September 2015).

Osland, L. (2008). Spatial Variation in Housing Prices: Econometrics Analyses of Regional Housing Markets . *PhD Dissertation*, University of Bergen, Bergen.

Reen, T.A., & Razali, M.N. (2016). The Dynamics of House Price Volatility in

جدول ضمیمه - مقادیر بی‌ثباتی قیمت مسکن شهری

مقدار	سال	مقدار	سال	مقدار	سال	مقدار	سال	مقدار	سال	مقدار	سال	مقدار	سال	مقدار	سال	مقدار	سال
۱/۶۲۸	۱۳۹۳(۱)	۱/۲۰۴	۱۳۹۰(۳)	۰/۹۷۹	۱۳۸۸(۱)	۰/۴۸۹	۱۳۸۵(۳)	۰/۱۹۴	۱۳۸۳(۱)	۰/۰۸۸	۱۳۸۰(۳)	۰/۰۴۳	۱۳۷۸(۱)	۰/۰۸۱	۱۳۷۵(۳)
۱/۶۹۹	۱۳۹۳(۲)	۱/۲۸۳	۱۳۹۰(۴)	۰/۶۳۶	۱۳۸۸(۲)	۰/۵۳۷	۱۳۸۵(۴)	۰/۲۳۳	۱۳۸۳(۲)	۰/۰۹۷	۱۳۸۰(۴)	۰/۰۳۲	۱۳۷۸(۲)	۰/۰۷۷	۱۳۷۵(۴)
۱/۵۳۰	۱۳۹۳(۳)	۱/۳۵۹	۱۳۹۱(۱)	۰/۹۷۷	۱۳۸۸(۳)	۰/۵۸۵	۱۳۸۶(۱)	۰/۲۲۲	۱۳۸۳(۳)	۰/۱۰۶	۱۳۸۱(۱)	۰/۰۴۵	۱۳۷۸(۳)	۰/۰۷۲	۱۳۷۶(۱)
۱/۴۶۱	۱۳۹۳(۴)	۱/۴۴۸	۱۳۹۱(۲)	۰/۹۵۷	۱۳۸۸(۴)	۰/۵۲۶	۱۳۸۶(۲)	۰/۲۳۰	۱۳۸۳(۴)	۰/۱۲۸	۱۳۸۱(۲)	۰/۰۴۸	۱۳۷۸(۴)	۰/۰۶۷	۱۳۷۶(۲)
۱/۳۹۴	۱۳۹۴(۱)	۱/۵۰۲	۱۳۹۱(۳)	۰/۹۳۸	۱۳۸۹(۱)	۰/۷۶۳	۱۳۸۶(۳)	۰/۲۳۸	۱۳۸۴(۱)	۰/۱۲۵	۱۳۸۱(۳)	۰/۰۵۱	۱۳۷۹(۱)	۰/۰۶۲	۱۳۷۶(۳)
۱/۴۳۶	۱۳۹۴(۲)	۱/۵۶۸	۱۳۹۱(۴)	۰/۷۸۸	۱۳۸۹(۲)	۰/۸۵۵	۱۳۸۶(۴)	۰/۱۸۴	۱۳۸۴(۲)	۰/۱۳۳	۱۳۸۱(۴)	۰/۰۵۰	۱۳۷۹(۲)	۰/۰۵۶	۱۳۷۶(۴)
۱/۲۳۳	۱۳۹۴(۳)	۱/۶۳۳	۱۳۹۲(۱)	۰/۹۹۴	۱۳۸۹(۳)	۰/۹۴۶	۱۳۸۷(۱)	۰/۳۲۱	۱۳۸۴(۳)	۰/۱۴۰	۱۳۸۲(۱)	۰/۰۶۰	۱۳۷۹(۳)	۰/۰۵۰	۱۳۷۷(۱)
۱/۱۳۲	۱۳۹۴(۴)	۱/۹۶۶	۱۳۹۲(۲)	۱/۰۳۱	۱۳۸۹(۴)	۱/۷۹۱	۱۳۸۷(۲)	۰/۳۶۰	۱۳۸۴(۴)	۰/۱۳۴	۱۳۸۲(۲)	۰/۰۶۶	۱۳۷۹(۴)	۰/۰۳۳	۱۳۷۷(۲)
		۱/۶۹۹	۱۳۹۲(۳)	۱/۰۶۹	۱۳۹۰(۱)	۱/۲۳۴	۱۳۸۷(۳)	۰/۴۰۰	۱۳۸۵(۱)	۰/۱۶۳	۱۳۸۲(۳)	۰/۰۷۲	۱۳۸۰(۱)	۰/۰۴۶	۱۳۷۷(۳)
		۱/۶۶۳	۱۳۹۲(۴)	۱/۰۰۲	۱۳۹۰(۲)	۱/۱۰۵	۱۳۸۷(۴)	۰/۴۲۴	۱۳۸۵(۲)	۰/۱۷۸	۱۳۸۲(۴)	۰/۰۷۸	۱۳۸۰(۲)	۰/۰۴۴	۱۳۷۷(۴)

منبع: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده فصل است).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی