تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۴۹، شمارهٔ ۴، زمستان ۱۳۹۳ / ص ۷۷۴-۷۵۱

مدل‌سازی تغییرپذیری قیمت مسکن در ایران و پیش‌بینی رشد قیمت‌ها: کاربردی از الگوهای خانوادهٔ ARCH

نظر دهمرده[۱]، رضا خاکی[۲] *

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان nazar@hamoon.usb.ac.ir

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان reza.khaki64@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۰۴ - تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۷/۰۸

چکیده

مسکن یکی از بخش‌های مهم اقتصادی هم از بُعد کلان و هم از بُعد خرد در اقتصاد خانوارهاست. تغییرات قیمت مسکن در ایران از جمله مقولاتی است که در سال‌های اخیر درخور تأمل بوده و در این زمینه مطالعات متعددی دربارهٔ عوامل تعیین‌کنندهٔ عرضه و تقاضای مسکن و نیز قیمت آن انجام شده است. اما، این نوشتار در صدد است با کاربرد مدل‌های واریانس ناهمسان (خانوادهٔ ARCH)، به ارائهٔ مدلی برای نوسانات قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های سالیانهٔ دورهٔ زمانی ۱۳۵۰ـ۱۳۹۱ بپردازد. نتایج تحقیق حاکی از وجود الگوی نوسانات خوشه‌ای در سری قیمت مسکن است؛ بر اساس مدل‌های واریانس ناهمسان، الگوی EGARCH تطابق بیشتری با داده‌ها دارد و بهترین مدل شرح‌دهندهٔ این نوسانات است. اما، در بحث پیش‌بینی قیمت، آماره‌های ارزیابی عملکرد پیش‌بینی برتری الگوی GARCH را، نسبت به سایر مدل‌ها، تأیید می‌کند؛ بر اساس پیش‌بینی‌های خارج از نمونهٔ این الگو، تلاطم قیمت مسکن در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ به میزان محسوسی کاهش خواهد یافت و قیمت مسکن ثابت خواهد ماند.

طبقه‌بندی JEL: C32، C52، C53، R32

واژه‌های کلیدی: الگوهای ARCH، سری‌های زمانی یک‌متغیره، قیمت مسکن، نوسانات.

---

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۳۶۳۴۴۵۱۴۳

۱. مقدمه

امروزه، مسکن فقط به معنای «سرپناه» نیست، بلکه کالایی اقتصادی و سیاسی و نیز مهم‌ترین دارایی خانوارها به‌شمار می‌رود. مسکن کالایی اساسی و بدون جانشین است؛ این کالا، با توجه به قیمت آن، سهم درخور توجهی از درآمد خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد و دارندگانِ آن، به منظور عدم پذیرش ریسک‌های بالاتر در سایر بازارهای مالی، به نگه‌داری از آن مبادرت می‌ورزند. بنابراین، مسکن کالایی مصرفی و سرمایه‌ای است که به‌راحتی از سبد هزینهٔ خانوارها حذف‌کردنی نیست (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸).

در اقتصاد کلان نیز ویژگی‌های بخش مسکن مبنی بر خودکفایی، خاصیت پیش‌رانگی، توان جذب نقدینگی بالا، اشتغال‌زایی بالا، اشتغال بالای مردان در این بخش، و وجود تقاضای تضمین‌شده این بخش را عاملی محرک در چرخهٔ اقتصاد کشور و تحقق اهداف رشد اقتصادی معرفی می‌کند (حیدری، ۱۳۸۹)؛ به طوری که در سال‌های رشد فعالیت‌های ساختمانی (بر اساس سری زمانی پروانه‌های صادره جهت ساخت ساختمان‌های جدید)، مثلاً ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲، میزان رشد اقتصادی کشور به‌ترتیب ۷٫۶ و ۶٫۸ درصد بوده است و در سال‌های رکود بخش مسکن، مثلاً ۱۳۸۳، رشد اقتصادی ۴٫۸ درصد بوده است.

با وجود این، قیمت مسکن در ایران طی سال‌های اخیر، به عنوان یک کشور در حال توسعه، نوسانات زیادی داشته است و دوره‌های رکود و رونق تورمی را تجربه کرده، که در اقتصاد خانوارها و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی تأثیر منفی گسترده‌ای بر جای گذاشته است و سبب نااطمینانی به بازار مسکن شده است. مثلاً در شهر تهران، به عنوان بزرگ‌ترین بازار مسکن کشور، طی سال ۱۳۸۵ میزان رشد قیمت مسکن ۲۸ درصد و در سال ۱۳۸۶، ۸۱٫۶ درصد بوده است. ولی این میزان در شش ماههٔ اول سال ۱۳۸۷ به منهای ۱۵ درصد تغییر پیدا کرده است[۱] (نظری و فرزانگان، ۱۳۸۹). بنابراین، با توجه به جایگاه بخش مسکن در اقتصاد ایران، توجه بیشتر به تغییرپذیری قیمت مسکن ضروری است و این در حالی است که مطالعات متعددی در کشور موجود است که به بررسی عوامل مؤثر در قیمت مسکن و همچنین توابع عرضه و تقاضای مسکن

۱. ر. ک: فصلنامهٔ اقتصاد مسکن (۱۳۸۸)، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی، ۴۳ و ۴۴، ۶۳ ـ ۹۱.

پرداخته‌اند. اما در خصوص مدل‌سازی تغییرپذیری قیمت مسکن و الگوهای شرح‌دهندهٔ آن مطالعه‌ای انجام نگرفته است و در خصوص چنین مطالعاتی خلأ مشاهده می‌شود.

بنابراین، این مقاله با هدف پاسخ‌گویی به سؤالات زیر شکل گرفته است:

۱. آیا احتمال شوک‌های شدید در بازار مسکن ایران وجود دارد؟

۲. آیا سری شاخص قیمت مسکن ایران دارای الگوی نوسانات خوشه‌ای است؟ در این صورت بهترین مدل شرح‌دهندهٔ این نوسانات کدام است؟

بر این اساس، مقالهٔ حاضر شامل شش بخش است. پس از ذکر مقدمه‌ای کوتاه دربارهٔ موضوع تحقیق و اهمیت آن، در بخش دوم مقاله به ارزیابی وضعیت بخش مسکن ایران خواهیم کرد. در بخش سوم نیز برخی مطالعات انجام‌شده در این حوزه بیان خواهد شد. بخش چهارم به شرح مبانی نظری مدل‌های واریانس ناهمسان و الگوی نوسانات خوشه‌ای اختصاص یافته است. بخش پنجم نیز شامل تخمین مدل‌های واریانس ناهمسان با استفاده از داده‌های برگرفته از سایت بانک مرکزی برای دورهٔ ۱۳۵۰ــ۱۳۹۱ خواهد بود و به تجزیه و تحلیل یافته‌ها خواهیم پرداخت. و در بخش ششم نتایج و پیشنهادهای حاصل از تحقیق را بیان خواهیم کرد.

۲. وضعیت بخش مسکن در ایران

سهم هزینهٔ مسکن در سبد هزینهٔ خانوارهای ایرانی به طور میانگین به حدود ۳۰ درصد بالغ می‌شود که این سهم برای گروه‌های کم‌درآمد تا حدود ۴۰ درصد نیز افزایش می‌یابد. با وجود این میزان اهمیت، حتی تغییرات اندکِ قیمتِ مسکن می‌تواند فشار قابل ملاحظه‌ای بر سبد هزینهٔ خانوار تحمیل کند و حساسیت خانوارها را نسبت به این تغییراتِ قیمت برانگیزاند (جهانی، ۱۳۸۶). از سویی، در دنیای امروز، از برنامه‌های توسعه‌ای بخش مسکن به مثابهٔ ابزاری برای افزایش تولید ملی بهره برده می‌شود، زیرا سهم مسکن از تولید ناخالص داخلی از ۲ تا ۱۰ درصد در کشورهای جهان متفاوت است.

در کشورهای مختلف، ساختمان بیش از نیمی از سرمایهٔ ثابت ناخالص داخلی را شامل می‌شود، که در آن سهم مسکن به‌تنهایی حدود ۲۰ تا ۵۰ درصد است؛ در ایران این مقدار بین ۲۰ تا ۳۰ درصد است و به طور میانگین به همین نسبت از نقدینگی کل

کشور در بخش مسکن مصرف می‌شود. برخی دیگر از ویژگی‌های بخش مسکن ایران، که از سایر بخش‌های اقتصادی متمایز است، به شرح زیر است:

۱. همهٔ عوامل ساخت مسکن داخلی است و نیاز به واردات در این بخش حداقل است؛

۲. شاخص پیوند پیشین بخش ساختمان در ایران همواره در مرتبهٔ ۱ تا ۳ بوده است، به طوری که رونقِ بخشِ مسکن در ایران می‌تواند در اقتصاد ایران بسیار تأثیرگذار باشد؛

۳. بخش مسکن ایران با ۱۲۰ رشتهٔ شغلی ارتباط دارد؛

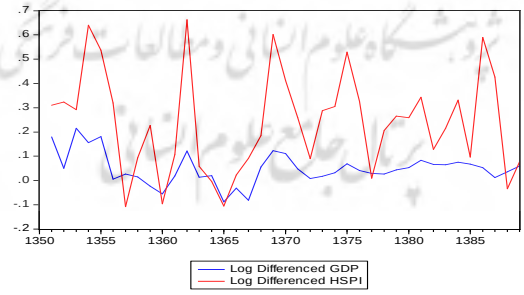
۴. به طور متوسط ۲۵ درصد از نقدینگی موجود در کشور به بخش مسکن اختصاص دارد؛

۵. به ازای ساخت هر ۵۲ متر مربع، یک شغل به طور مستقیم و به مدت یک سال ایجاد می‌شود؛

۶. سهم مسکن از اشتغال کشور بالغ بر ۱۱ درصد است که ۱۴٫۶ درصد از کل شاغلان مرد را به خود اختصاص می‌دهد؛

۷. طی دَه سال آینده، سالانه به طور متوسط ۱٫۴ میلیون واحد مسکونی در کشور مورد نیاز است (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸). در نتیجه، برای اقتصاد ایران بخش مسکن اهمیت بسیاری دارد.

در نمودار ۱ میزان رشد تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) و میزان رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن[۱] برای دورهٔ زمانی ۱۳۵۰ـ ۱۳۹۱ رسم شده است. این نمودار تأثیرپذیری اقتصاد کشور از فعالیت‌های ساخت‌وساز مسکن را با تأخیر حداکثر یک سال نشان می‌دهد.

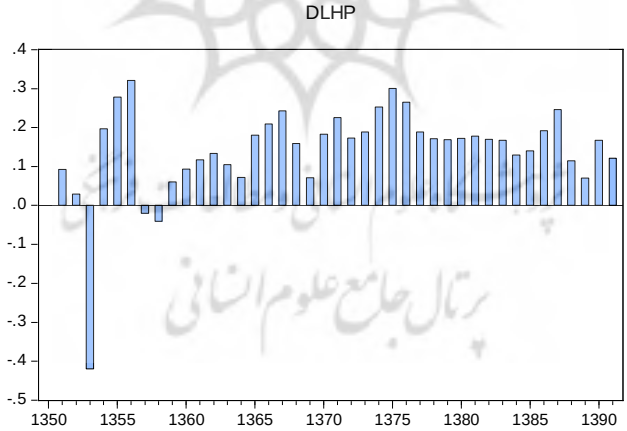


نمودار ۱. مقایسهٔ میزان رشد اقتصادی و میزان رشد سرمایه‌گذاری در بخش مسکن

۱. آمار برگرفته از سری‌های زمانی بانک مرکزی است.

۱.۲. بررسی روند تغییرات شاخص قیمت مسکن

بر اساس نمودار ۲، که میزان رشد شاخص قیمت مسکن[۱] طی دورهٔ ۱۳۵۰ ـ ۱۳۹۱ را نشان می‌دهد، قیمت مسکن نوسانات زیادی داشته است. بیشترین رشد قیمت مسکن مربوط می‌شود به سال ۱۳۵۶، که از سرازیرشدن نقدینگی حاصل از افزایش درآمدهای نفتی طی سال‌های ۱۳۵۴ ـ ۱۳۵۵ به بازار مسکن ناشی می‌شود. در رتبهٔ دوم، بین سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۶، بر اثر رونق بازار مسکن و افزایش تعداد معاملات، به خاطر جبران عقب‌ماندگی‌های قیمت مسکن از میزان تورم در سال‌های پیش، قیمت‌ها بسیار زیاد رشد کرده‌اند. پس از آن، گرچه تا ابتدای سال ۱۳۸۴ رشد قیمت مسکن کاهش یافته است، از سال ۱۳۸۴ به بعد، قیمت مسکن روند افزایشی داشته؛ به طوری که رشد شاخص قیمت مسکن در سال ۱۳۸۷ به بیشترین میزان خود پس از سال ۱۳۷۶ رسیده است. در مقایسه با تورم عمومی، در این سال‌ها، با وجود اینکه کشور شاهد تورم بالایی بوده، مشاهده می‌شود که رشد قیمت مسکن بسیار بیشتر از رشد شاخص قیمت‌ها بوده است؛ به طوری که از سال ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ شاخص قیمت مصرف‌کننده از ۱۰۰ به ۴۱۳ افزایش یافته، اما طی همین سال‌ها شاخص قیمت مسکن از ۱۰۰ به ۵۳۶٫۶ رسیده است (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸).



نمودار ۲. میزان رشد شاخص قیمت مسکن ایران (۱۳۵۰ ـ ۱۳۹۱)

۱. بر اساس آمارهای سری زمانی و نماگرهای اقتصادی منتشره از سوی بانک مرکزی و بر پایهٔ سال ۱۳۷۶.

پس از سال ۱۳۸۰، قیمت مسکن نوساناتی داشته؛ به طوری کـه در برخـی سـال‌هـا قیمت مسکن ثابت بوده یا کاهش جزئی داشته و در برخی سال‌ها قیمت آن بسـیار زیـاد شده است. بازار مسکن مجدداً در سال ۱۳۸۷، پـس از ثبـات نسـبی رشـد قیمـت‌هـا در سال‌های گذشته، افزایش جهشی را تجربه می‌نماید و پس از آن در سال ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ رشد قیمت‌ها با افت شدیدی نسبت به سال‌های قبل مواجه می‌شود. اما در سـال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، به دلیل حادث‌شدن تورم افسارگسیختهٔ ناشی از افزایش شدید نقدینگی، خرید دارایی‌های بادوام از جمله مسکن رونق یافت و آثار تورمی بدین بخش تسری یافت.

۳. پیشینهٔ تحقیق

کمیجانی، گندلی علیخانی و نادری (۱۳۹۲)، در مقاله‌ای با ذکر اهمیت بازار مالی مسکن و نوسانات سوداگرایانهٔ موجود در این بازار در ایران، به بررسـی عوامـل مـؤثر بـر حبـاب قیمتی بازار مسکن به کمک روش ARDL و داده‌های سالیانهٔ ۱۳۶۹ــ۱۳۹۰ پرداختنـد. آنان آثار کوتاه‌مدت پویا و بلندمدت متغیرهای نرخ ارز، قیمت طلا، شـاخص کـل سـهام، نقدینگی، نرخ سود بانکی، میزان تورم، و درآمـدهای نفتـی را در حبـاب قیمـت مسـکن به‌دست آوردند. نتایج تحقیق حاکی از ارتباط معنادار تمامی متغیرهای مسـتقل تحقیـق با متغیر وابسته در کلیهٔ ادوار اقتصادی است و ضریب تعدیل پویا نیز برابـر ۰٫۵۸ بـرآورد می‌کند که نشان می‌دهد آثار تکانه‌های کوتاه‌مدت، که موجـب عـدم تعـادل مـی‌شـوند، ظرف مدت دو دوره (دو سال) ازبین می‌رود و مجدداً تعادل برقرار می‌شود.

خلیلی عراقی، مهرآرا و عظیمی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای بـه مـدل‌سـازی عوامـل سـمت عرضه و تقاضای مسکن با استفاده از اصول اقتصاد خرد پرداختنـد. بـا توجـه بـه مزیـت داده‌های ترکیبی (روش پنل)، در این مطالعه از اطلاعـات آمـاری نـامتوازن دورهٔ زمـانی ۱۳۷۰ـ۱۳۸۹ استان‌های کشور استفاده شده اسـت. نتـایج تحقیـق نشـان مـی‌دهـد در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، و قیمت زمین در قیمـت حقیقـی مسـکن اثـر مثبت و هزینهٔ مالکیت اثر منفی داشته است. در کوتاه‌مدت نیز افزایش مخـارج مصـرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینهٔ ساخت، و قیمت مسکن با وقفـه بـر قیمـت حقیقـی مسکن در دورهٔ جاری اثر مثبت و هزینهٔ مالکیت اثر منفی داشته است.

مهرآرا و لواسانی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای، با شرح بیماری هلندی در اقتصاد ایران، نشان دادند که رفتار ادواری یا چرخه‌های قیمت مسکن در ایران با نوسانات درآمدهای نفتی و بعضی متغیرهای اقتصاد کلان، مثل تولید ناخالص داخلی واقعی، عرضهٔ پول، و نرخ ارز واقعی طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ـ۱۳۸۶ مرتبط بوده است و با تحلیل ضریب همبستگی متقاطع متغیر چرخهٔ درآمدهای نفتی و حجم پول متغیرهای پیشرو در مقایسه با چرخه‌های قیمت مسکن به‌شمار می‌آیند. مطالعهٔ آنان نیز نشان می‌دهد که افزایشِ ادواریِ قیمت مسکن به دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخهٔ درآمدهای واقعی نفت بوده است.

ناجی میدانی، فلاحی و ذبیحی (۱۳۸۹) در مقاله‌ای تأثیر پویای برخی متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از الگوی تصحیح خطا بررسی کردند. نتایج برآورد الگو، که با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ ـ ۱۳۸۶ و با به‌کارگیری روش همگرایی بلندمدت یوهانسن- جوسیلیوس به‌دست آمده است، حاکی از آن است که تمامی این متغیرها با شاخص قیمت مسکن رابطهٔ معنی‌دار و مثبت دارند. تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی نیز نشان می‌دهد که تا دورهٔ پنجم سهم زیادی از تغییرات مسکن توسط خود این متغیر توجیه می‌شود و با افزایش دورهٔ وقفه سهم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول، و شاخص قیمت مصرف‌کننده در توضیح نوسانات شاخص قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

اما در مطالعات خارجی:

تسای و چن[1] (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای، نوسانات قیمت مسکن را در دو بازار، کل مسکن انگلستان و خانه‌های جدید، با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی ARCH و GARCH برای داده‌های فصلی دورهٔ زمانی ۱۹۹۵ـ ۲۰۰۵ مدل‌سازی کردند.

پارک و برنان[2] (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای، با بررسی بازار مسکن آمریکا و اشاره به بحران مالی سال ۲۰۰۷، که شروع آن از بازار مسکن آمریکا بود و موجب بحران اعتباری در بخش مسکن و عدم اطمینان به این بازار شد، به بررسی تغییرپذیری قیمت مسکن در آمریکا با استفاده از الگوهای واریانس ناهمسان GARCH و داده‌های ۱۹۷۱ ـ ۲۰۱۰

1. Chun Tsai & Chi Chen
2. Park & Brennan

پرداختند. آنان سؤال خود را چنین بیان می‌کنند: آیا واریانس ناهمسانی قیمت مسکن را می‌توان به پیش‌بینی‌های آینده برای قیمت مسکن در آمریکا اضافه نمود؟ نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که قیمت‌های واقعی به روند حاصل از پیش‌بینی‌ها برای قیمت مسکن در سال ۲۰۰۹ همگرا می‌شود.

لین لی[1] (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای، به مطالعهٔ نوسانات قیمت مسکن در هشت شهر بزرگ استرالیا طی دورهٔ ۱۹۸۷ ـ ۲۰۰۷ با استفاده از داده‌های فصلی پرداخت و از مدل‌های EGARCH برای تحلیل تغییرپذیری سری‌های قیمت استفاده کرد. نتایج تحقیق حاکی از وجود نوسانات خوشه‌ای و آثار ARCH برای بیش از نیمی از شهرهای مورد مطالعه است. او برای هر شهر یک مدل EGARCH جداگانه و متناسب با آمار قیمتی آن شهر ارائه کرد. تفاوت در نتایج شهرهای مختلف نشان می‌دهد که عوامل تعیین‌کنندهٔ تغییرپذیری قیمت‌های مسکن از یک شهر به شهر دیگر متفاوت است.

مایلز[2] (۲۰۰۸)، در مقاله‌ای، با استفاده از مدل‌های ARCH و داده‌های فصلی قیمت مسکن طی دورهٔ ۱۹۷۹ ـ ۲۰۰۶ برای آمریکا نشان داد که در بیش از نیمی از ایالات (۱۸ ایالت) آثار نوسانات خوشه‌ای در قیمت مسکن آشکار شد. اما میزان این آثار در ایالات مختلف متفاوت بوده است. بنابراین، برای هر ایالت مدل GARCH مربوط به آن را جداگانه برآورد نمود و بیان کرد که به‌کارگیری مدل TGARCH برای کشور آمریکا مناسب است، زیرا آثار نامتقارن اخبار و در جهت منفی در بازار مسکن ایالات مشاهده می‌شود.

با توجه به موارد بالا، می‌توان به سه رویکرد کلی دربارهٔ موضوع مسکن در ادبیات اقتصادی مطالعات داخلی اشاره کرد: گروه اول جنبهٔ مصرفی مسکن را درنظر گرفته و تلاش خود را به برآورد توابع عرضه و تقاضای مسکن در کشور معطوف نموده‌اند؛ گروه دوم به بررسی بازار مسکن در بُعد اقتصاد کلان می‌پردازند. آنان دربارهٔ ارتباط این بازار با بخش‌های مختلف اقتصادی و نحوهٔ تأثیرگذاری و تأثیرپذیری آن از متغیرهای کلان اقتصادی به بحث می‌پردازند.

1. Lin Lee
2. Miles, William

گروه سوم، علاوه بر جنبهٔ مصرفی، به بُعد سرمایه‌ای مسکن نیز توجه می‌کنند و آن را به عنوان یکی از بازارهای سرمایه‌گذاری خانوار درنظر می‌گیرند. اما در این میان دربارهٔ بررسی تغییرپذیری قیمت مسکن، وجود یا فقدان نوسانات خوشه‌ای در قیمت‌های مسکن، و تلاش برای مدل‌سازی و عوامل تعیین‌کنندهٔ این نوسانات مطالعهٔ خاصی در تحقیقات داخلی انجام نپذیرفته است. در حالی که مطالعات گسترده‌ای در خارج از کشور دربارهٔ این موضوع و استفاده از الگوهای واریانس ناهمسان صورت گرفته است. بنابراین، نوآوری مطالعهٔ حاضر توجه به نوسانات خوشه‌ای و استفاده از الگوهای خانوادهٔ ARCH برای مدل‌سازی و پیش‌بینی قیمت‌های مسکن در ایران است که به دلایل زیر از آن‌ها استفاده نموده‌ایم.

مطالعات آکادمیک در حوزهٔ پیش‌بینی‌های اقتصادی به طور تاریخی به روی مدل‌هایی متمرکز بوده‌اند که از اطلاعات تعداد محدودی متغیر استفاده می‌کنند. اما با توجه به روابط فراگیری که بین متغیرهای اقتصادی وجود دارد، عموماً تعداد زیادی متغیر وجود دارند که اطلاعات مفیدی برای پیش‌بینی متغیر مورد نظر دارند و لزوماً نمی‌توان اطلاعات آن‌ها را در چند متغیر هم‌فزون‌شدهٔ اقتصاد کلان خلاصه کرد. همچنین، به علت پیچیدگی روابط اقتصادی، از یک طرف، و استفاده از تصریح‌های ساده، از طرف دیگر، در مدل‌های اقتصادسنجی برای تخمین روابط می‌توان گفت یک مدل ساختاری در بهترین حالت تنها تخمین موضعی خوبی از فرایند تولید دادهٔ واقعی است و کاملاً محتمل است که با گذشت زمان این مدل قابلیت خود را در تقریب از دست بدهد و مدل دیگری جایگزین آن شود (همان طور که در تحقیقات مختلف در خصوص یک موضوع اقتصادی مشاهده می‌شود). اولین و ساده‌ترین راهی که برای این موضوع به ذهن می‌رسد این است که تمامی متغیرها را در معادلهٔ پیش‌بینی خود به‌کار گیریم، مثلاً اگر گمان می‌شود که ۱۰۰ متغیر حاوی اطلاعاتی مفید برای پیش‌بینی متغیر مورد نظر هستند، معادله‌ای را برآورد نماییم که متغیر هدف را با این ۱۰۰ متغیر ارتباط دهد و سپس از آن برای پیش‌بینی استفاده شود. اما این راه نیز، در عین سادگی، راه حلی مناسب برای این منظور نیست، زیرا افزایش تعداد متغیرها و به تبع آن افزایش تعداد پارامترهای برآورد باعث افزایش خطای تخمین در اثر

انباشته‌شدن خطای تخمین تک تک پارامترها می‌شود، و این خود موجب افزایش واریانس خطای پیش‌بینی می‌شود (عطریان‌فر، برکچیان و فاطمی اردستانی، ۱۳۹۲).

اما یک راه برای گریز از این مشکلات استفاده از مدل‌های سری زمانی یک‌متغیره است که در آن‌ها تلاش می‌شود متغیرهای اقتصادی و مالی را بر اساس مقادیر گذشته و جاری آن متغیر و همچنین مقادیر جاری و گذشتهٔ جملات خطا مدل‌سازی و پیش‌بینی نمایند. این مدل‌ها در مقابل مدل‌های ساختاری قرار دارند. مدل‌های ساختاری ماهیتاً چندمتغیره‌اند و تغییرات یک متغیر را توسط تغییرات مقادیر جاری و گذشتهٔ متغیرهای دیگر توضیح می‌دهند. معمولاً مدل‌های سری زمانی را بر اساس تئوری بنا نمی‌کنند، بلکه تلاش می‌شود تا از نظر تجربی ویژگی‌های مربوط به داده‌های مشاهده‌شده تبیین شوند. دستهٔ مهمی از این مدل‌ها مربوط به خانوادهٔ مدل‌های ARIMA[1] هستند که عمدتاً بر مبنای روش باکس و جنکینز[2] مدل‌سازی می‌شوند. دربارهٔ قیمت مسکن نیز، به دلیل فقدانِ مبانی نظری دقیق و مدل ساختاری مناسب و قابل اتکا، مدل‌های سری زمانی می‌توانند مفید واقع شوند (والتر اندرس، ۱۳۸۹). به جهت پیش‌بینی رفتار تغییرپذیر قیمت‌های مسکن، به جای استفاده از جملات خطا، از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی تخمین‌زنندهٔ رفتار تغییرپذیر سری زمانی قیمت مسکن استفاده می‌شود.

۴. مبانی نظری

۱.۴. مدل‌سازی نوسانات

فرض کنید R_t شاخص قیمت مسکن در فاصلهٔ زمانی $t-1$ تا t و Ω_{t-1} شامل مجموعه اطلاعات در دسترس از متغیرهای تأثیرگذار بر این نرخ تا زمان $t-1$ باشد. بنابراین، می‌توان میانگین و واریانس شرطی R_t را مشروط بر اطلاعات Ω_{t-1} به‌ترتیب به صورت $y_t = E\left(R_t \middle| \Omega_{t-1}\right)$ و $h_t = Var\left(R_t \middle| \Omega_{t-1}\right)$ نشان داد. با این تعریف، بازده پیش‌بینی‌نشده (غیر قابل انتظار) برابر با $\varepsilon_t = R_t - y_t$ است. به پیروی از انگل و انجی[3] (۱۹۹۳)، ε_t را معیار و اندازهٔ نوسانات درنظر می‌گیریم.

1. Autoregessive Integrated Moving Average (=ARIMA)
2. Box-Jenkins (1976)
3. Engle and Ng

به منظور بررسی اثر ε_t در قیمت مسکن، الگوهای ARCH را معرفی می‌نماییم. الگوهای ARCH را برای اولین بار انگل (۱۹۸۲) ارائه کرد. سپس، بولرسلو[1] (۱۹۸۶) آن را تحت عنوان GARCH (یا ARCH تعمیم‌یافته) بسط داد. معادلات میانگین و واریانس شرطی برای یک الگوی GARCH به صورت معادلهٔ ۱ تصریح می‌شود:

$$R_t = x_t'\gamma + \varepsilon_t$$
$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q}\beta_j h_{t-j} \qquad (1)$$

که در آن $\omega,\alpha,\beta,\gamma$ پارامترهای ثابت و x_t متغیرهای مستقل (برون‌زا و درون‌زای تأخیری) هستند. از آنجایی که واریانس h_t غیرمنفی است، باید داشته باشیم: $\beta_1,...,\beta_q \geq 0$ و $\alpha_1,...,\alpha_p \geq 0$ و $\omega > 0$. الگوی ARCH(P) حالت خاصی از الگوی GARCH(p,q)، زمانی که $q=0$ است، محسوب می‌شود. واریانس شرطی برای الگوی ARCH(p) فقط از اطلاعات زمان‌های t-p تا t-1 استفاده می‌کند و اهمیت بیشتری برای اطلاعات جدید (دوره‌های نزدیک‌تر) قائل می‌شود؛ به طوری که $\alpha_i < \alpha_j$ برای $i > j$ است. برای اجتناب از وقفه‌های زیاد ε_t در الگوی ARCH(p)، مشکلات مربوط به تعیین وقفهٔ بهینه p، و تضمین غیرمنفی‌بودن h_t (در معادلهٔ واریانس)، بولرسلو (۱۹۸۶) کاربرد فرایندهای GARCH(p,q) را پیشنهاد کرد. در بسیاری از مطالعات تجربی تصریح GARCH$(1,1)$ را محققان به‌کار برده‌اند، که بر اساس آنْ اثر یک تکانه بر واریانس به طور هندسی طی زمان کاهش می‌یابد.

یکی از اشکالات اساسی ARCH(p) و GARCH(p,q) آن است که در این الگوها شوک‌های مثبت و منفی با اندازهٔ برابر $|\varepsilon_t|$ اثر یکسانی در h_t دارند. این ویژگی همان اثر تقارن است، ولی ممکن است بازار به شوک‌های مثبت و منفی با قدر مطلق برابر واکنش متفاوت نشان دهد. بنابراین، برای کنترل آثار غیرمتقارن نخست نلسون[2] (۱۹۹۱) الگوی GARCH نمایی یا EGARCH را پیشنهاد نمود. معادلهٔ واریانس در حالت EGARCH$(1,1,1)$ و با درنظرگرفتن اثر شوک‌ها تنها تا یک وقفه به صورت معادلهٔ ۲ است:

1. Bollerslve
2. Nelson

$$\mathrm{Log}(h_t) = \omega + \alpha\left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta \mathrm{Log}h_{t-1} + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \qquad (۲)$$

اثر شوک‌ها در تصریح EGARCH چهار تفاوت اساسی با تصریح GARCH دارد:

۱. اثر اخبار در EGARCH نامتقارن است؛

۲. اثر شوک‌های بزرگ در الگوی EGARCH نسبت به GARCH بیشتر است؛

۳. تصریح لگاریتمی EGARCH متضمن مثبت‌بودن h_t است، در حالی که به هنگام استفاده از الگوهای ARCH و GARCH باید محدودیت‌هایی را روی ضرایب قائل شد؛

۴. از آنجا که γ در معادلهٔ ۲ با علامت منفی ظاهر می‌شود، شوک‌های منفی به نوسانات آتی بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت منجر می‌شوند.

گلاستن، جاگاناتان و رانکل[1] (۱۹۹۳) الگوی عدم تقارن مشهور به GJR را به صورت معادلهٔ ۳ ارائه دادند:

$$h_t = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma S_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۳)$$

که در آن اگر $\varepsilon_t < 0$ باشد، $S_t = 1$ و در غیر این صورت $S_t = 0$ است. الگوی GJR ارتباط تنگاتنگی با الگوی آثار آستانه‌ای ARCH یا T-ARCH، که توسط رابمانانجارا و ذاکویان[2] (۱۹۹۳) ارائه شده، دارد و به شکل معادلهٔ ۴ است:

$$h_t = \omega + \sum_{K=1}^{P} a_K\varepsilon_{t-K}^2 + \sum_{j=1}^{q}\beta_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^{r}\gamma_k S_{t-k}\varepsilon_{t-k}^2 \qquad (۴)$$

در الگوی GJR، T-ARCH اگر $\gamma > 0$ باشد، واریانس h_t در حالت $\varepsilon_{t-1} < 0$ بیشتر از حالت $\varepsilon_{t-1} > 0$ (با قدرمطلق برابر) است.

۵. داده‌ها و نتایج تخمین مدل

داده‌های مورد استفاده برای شاخص قیمت مسکن در این تحقیق سالیانه (بر پایهٔ قیمت‌های سال ۱۳۷۶)، مربوط به دورهٔ ۱۳۵۰ـ۱۳۹۱، و برگرفته از سری‌های زمانی موجود در سایت بانک مرکزی و نماگرهای اقتصادی سالیانهٔ بانک مرکزی است.

1. Glosten, Jagonnathan and Runkle
2. Zakoin

۱.۵. تعیین مدل (میانگین شرطی) سری زمانی شاخص قیمت مسکن (LHP)

در الگوهای سری زمانی به جای اینکه بر مبنای نظری رفتار متغیرهای اقتصادی تأکید شود، عقیدهٔ کلی بر آن است که ماهیت رفتاری متغیرها باید از درون خود مشاهدات استنتاج شود. اولین مرحلهٔ شناسایی مدل سری زمانی بررسی ایستایی[1] متغیر است، زیرا تحلیل‌های سری‌های زمانی مبتنی بر فرض مانایی متغیر است. در صورتی که متغیرها نامانا باشند، با پدیدهٔ رگرسیون جعلی مواجه خواهیم بود (سوری، ۱۳۹۰).

آزمون‌های متعددی برای بررسی مانایی وجود دارد، اما آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر، که یکی از معمول‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص مانایی یک فرایند سری زمانی است، به شکل تعمیم‌یافته به همراه آزمون فلیپس پرون به‌کار گرفته می‌شود. این آزمون‌ها فرضیهٔ صفر وجود ریشهٔ واحد (نامانایی) را در مقابل مانایی متغیر آزمون می‌کند.

جدول ۱. بررسی مانایی سری زمانی شاخص قیمت مسکن

نام آزمون	دیکی فولر تعمیم‌یافته *				فلیپس پرون			
متغیر	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	نتیجهٔ آزمون	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	نتیجهٔ آزمون
LHP	۳٫۵۰	-۳٫۳۹	۱٫۳۳	نامانا	۴٫۹۹	-۳٫۱۹	۱٫۴۱	نامانا
D(LHP)	-۱٫۵۴	-۷٫۳۷	-۷٫۵۳	مانا	-۲٫۸۰	-۴٫۷۸	-۴٫۵۸	مانا

مقادیر بحرانی دیکی‌فولر در ۵٪ در حالت وجود عرض از مبدأ = ۲٫۹۴-، عرض از مبدأ و روند = ۳٫۵۴-، بدون هر دو = ۱٫۹۵-.
مقادیر بحرانی فلیپس پرون در ۵٪ نیز به‌ترتیب = ۲٫۹۳-، ۳٫۵۲-، و۱٫۹۴-.

۲.۵. به‌کارگیری روش باکس- جنکینز در مدل‌سازی میانگین شرطی DLHP

در گام بعد، بر اساس روش مرحله‌ای باکس جنکینز، برای تعیین وقفهٔ جزء خودتوضیح و مرتبهٔ جزء میانگین متحرک از نمودارهای ACF و PACF استفاده می‌شود. برای ارزیابی روشْ الگوهای مختلف را با استفاده از روش OLS برآورد می‌کنند، سپس، بر اساس معیارهای تشخیصی AIC، SBC، و R^2 بهترین مدل شناسایی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد الگوی ARIMA(۲,۱,۲) دارای کمترین مقدار آماره‌های آکائیک و شوارتز بیزین و بالاترین

1. Stationary

میزان R^2 در میان سایر مدل‌هاست. نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۲ به طور خلاصه گـزارش شده است.

جدول ۲. تشخیص مدل میانگین شرطی برای DLHP

مدل سری زمانی	معنی‌داری اجزا	معیار *SBC*	معیار *AIC*	مدل R^2
ARMA(0,0)	معنادار	-۱٫۳۴	-۱٫۳۸	۰٫۰۰
ARMA(0,1)	معنادار	-۱٫۳۴	-۱٫۴۲	۰٫۰۹
ARMA(1,0)	بی‌معنا	-۱٫۳۰	-۱٫۳۹	۰٫۷۹
ARMA(1,1)	معنادار	-۱٫۶۰	-۱٫۷۳	۰٫۳۷
ARMA(2,1)	بی‌معنا	-۱٫۳۷	-۱٫۵۴	۰٫۲۸
ARMA(2,2)	معنادار **	-۲٫۵۳	-۲٫۷۴	۰٫۷۹
ARMA(1,2)	معنادار	-۱٫۴۷	-۱٫۶۴	۰٫۳۵
ARMA(1,3)	بی‌معنا	-۱٫۴۰	-۱٫۶۱	۰٫۳۶
ARMA(2,3)	معنادار	-۲٫۳۶	-۲٫۶۲	۰٫۷۸
ARMA(3,3)	بی‌معنا	-۲٫۶۴	-۲٫۹۴	۰٫۶۴
ARMA(3,1)	بی‌معنا	-۲٫۶۲	-۲٫۸۴	۰٫۵۶
ARMA(3,2)	بی‌معنا	-۲٫۵۴	-۲٫۸۰	۰٫۵۶

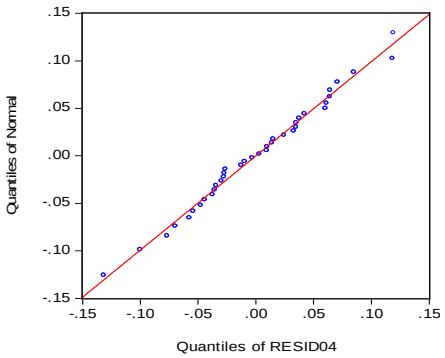
مأخذ: یافته‌های پژوهش

اما، برای تأیید این مدل لازم است وضعیت باقی‌مانده‌های مدل از لحاظ خودهمبستگی و نرمـال‌بـودن بررسـی شـود؛ ایـن عمـل بـه کمـک رسـم نمودارهـای ACF و PACF باقی‌مانده‌های مدل یا آزمون بریوش گادفری انجام می‌گیـرد و بـرای بررسـی نرمـال‌بـودن اجزای اخلال نیز آزمون نرمالیتی انجام می‌گیرد. جدول ۳ نتایج را نشان می‌دهد.

جدول ۳. آزمون‌های خودهمبستگی و نرمالیتی برای اجزای اخلال مدل میانگین شرطی DLHP

آزمون بریوش- گادفری برای اجزای اخلال		
سطح معنی‌داری	آمارهٔ محاسباتی	نوع آماره
۰٫۶۱۴	۰٫۴۹۴	F-STATISTIC
۰٫۶۱۳	۰٫۹۷۷	OBS-R-SQUARED
آزمون نرمالیتی برای اجزای اخلال		
سطح معنی‌داری	آمارهٔ محاسباتی	نوع آماره
۰٫۸۷	۰٫۱۳۸	JARQUE-BERA

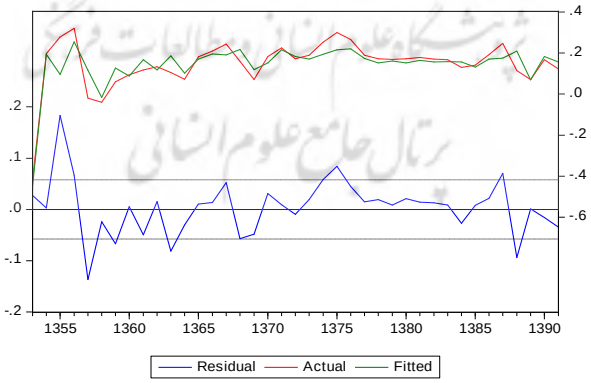
مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۳. نمودار Q-Q برای اجزای اخلال مدل ARIMA

نتایج جدول ۳ حاکی از عدم خودهمبستگی و عدم نرمالیتی اجزای اخلال مدل میانگین شرطی است. بنابراین، با توجه به معیارهای AIC و SBC و بررسی پسماندهای مدل ARIMA(۲,۱,۲) این مدل نسبت به سایر مدل‌ها ارجحیت دارد. پس می‌توان از این مدل به عنوان میانگین شرطی برای شناسایی مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی استفاده کرد. از نمودار Q-Q یا نمودار چارک‌ها برای مقایسهٔ یک توزیع با توزیع نرمال استفاده می‌شود و در اینجا از این نمودار برای توزیع اجزای اخلال مدل سری زمانی استفاده شده است.

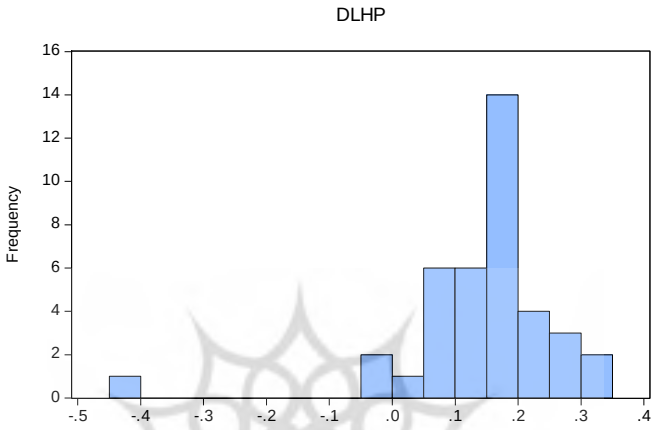
در نمودار ۴ می‌توان داده‌های واقعی شاخص قیمت مسکن و داده‌های تخمین‌زده‌شده توسط مدل *ARIMA*(۲,۱,۲) و اجزای اخلال مدل را در کنار هم مشاهده کرد و نسبت به میزان خوبی برازش مدل دیدی شهودی پیدا کرد.



نمودار ۴. رسم میانگین شرطی تغییرات شاخص قیمت مسکن

۳.۵. بررسی وجود واریانس ناهمسانی شرطی در مدل میانگین شرطی DLHP

نخست با رسم نمودار DLHP و بررسی وضعیت شاخص‌های آماری تعریف‌کنندهٔ وضعیت DLHP در جدول ۵ این سری تجزیه و تحلیل می‌شود.



نمودار ۵. توزیع سری زمانی DLHP

جدول ۴. ویژگی‌های آماری سری زمانی DLHP

احتمال	جارکوا- برا	کشیدگی	چولگی	واریانس غیرشرطی	میانه	میانگین
۰٫۰۰۰	۲۱۹٫۳۴	۱۳٫۱۰۸۵	-۲٫۵۶	۰٫۱۱۹۷	۰٫۱۶۸	۰٫۱۴۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از جدول ۴ درمی‌یابیم که سری زمانی DLHP دارای چولگی منفی یا چولگی به چپ است $(\text{Skewness} = -۲/۵۶)$ و این نشان می‌دهد که بیشتر جرم داده‌ها در سمت راست میانگین جمع شده‌اند و بیانگر آن است که احتمال رخداد بازده مثبت در بازار مسکن بیشتر از منفی است یا، به عبارتی، احتمال پیشامد افزایش قیمت امسال نسبت به سال قبل در مقابل رخداد پیشامد متمم آن بیشتر است، یعنی اطلاعات بازار نشان‌دهندهٔ تمایل بازار به افزایش قیمت‌هاست.

میزان کشیدگی DLHP برابر با ۱۳٫۱۰ است که نسبت به توزیع نرمال، که کشیدگیِ آن برابر با ۳ است، کشیدگی بالایی دارد و این گویای آن است که نسبت به وقتی که توزیع بازده مسکن نرمال باشد احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی بازده‌ها تخصیص می‌یابد. به عبارت دیگر، بازارْ افزایش یا کاهش‌های شدید در بازدهی‌های مسکن را محتمل می‌داند. آمارهٔ جارکوا – برا[1] و احتمال نرمالیتی سری نیز فرض صفر مبنی بر دارای توزیع نرمال‌بودن مقادیر سری DLHP را با قطعیت بالایی رد می‌کند. بر این اساس، می‌توان گفت میزان کشیدگی سری گواهی بر وجود آثار آرچ است و اندازهٔ ضریب چولگی نیز به وجود آثار اهرمی در مدل میانگین شرطیDLHP اشاره دارد. اما در این پژوهش به آزمون‌های آماری دقیق در این زمینه استناد خواهد شد.

۴.۵. آزمون وجود آثار آرچ یا نوسانات خوشه‌ای (LM-ARCH)

در بعضی از سری‌ها ممکن است، در دوره‌های پس از یک شوک، پراکندگی و واریانس توزیع مقادیر جملات اخلال بزرگ و بزرگ‌تر شود. این امر سبب می‌شود پس از رخدادن یک شوک و آشکارشدن آثار آنْ واریانس شوک‌های بعدی تغییر کند، یعنی واریانس شرطی متغیر خواهد بود. بنابراین، از آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی ناهمسانی واریانس شرطی ARCH-LM در مرتبهٔ P استفاده می‌شود و در صورت تأیید این نوع ناهمسانیْ مدلی را به گونه‌ای تعدیل خواهیم نمود که بتواند اطلاعات موجود در واریانس ناهمسانی را در خود جای دهد؛ معمولاً خانوادهٔ مدل‌های آرچ را برای این امر به‌کار می‌گیرند.

جدول ۵. آزمون ARCH-LM برای DLHP

نوع آماره	آمارهٔ محاسباتی	سطح معنی‌داری
F-statistic	۱۱٫۴۴	۰٫۰۰۰
Obs-R-squared	۱۸٫۶۳۲	۰٫۰۰۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ARCH-LM برای مدل میانگین شرطی سری زمانی DLHP، ARIMA (۲,۱,۲) ، برای سه وقفه در جدول ۵ آمده است. بر اساس جدول ۵، فرض صفر مبنی بر

1. Bera and Jarque

عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال در سطح معنی‌داری ۵ درصد طبق هر دو آماره رد می‌شود. بنابراین، وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال به‌اثبات می‌رسد، که این موضوع ضرورتِ استفاده از الگوهای خانوادهٔ ARCH را فراهم می‌سازد.

۵.۵. شناسایی بهترین مدل از خانوادهٔ ARCH

برای لحاظ‌نمودن خودهمبستگی‌های به‌دست‌آمده از آزمون آرچ در مدل، مدل میانگین شرطی و واریانس شرطی را به طور هم‌زمان با هم تخمین خواهیم زد. در این مرحله، مدل‌های مختلف از خانوادهٔ ARCH آزمون می‌شوند. سپس، مدل بهینه بر اساس معیارهای AIC و SBC انتخاب خواهند شد. نتایج نشان می‌دهد، از میان مدل‌های متقارن، مدل GARCH(۱,۱) [1] بهترین نتایج را نسبت به سایر مدل‌های تخمینی ارائه می‌دهد و دارای کمترین مقادیر معیارهای تشخیصی از بین سایر مدل‌هاست. از میان مدل‌های نامتقارن T-ARCH، مدل GJR(۰,۱,۲) [2] نیز بهترین نتایج را ارائه می‌کند. و در میان مدل‌های نامتقارن و نمایی EGARCH[3]، مدل EGARCH(۳,۱,۱) شرایط بهینه را کسب می‌کند. جدول ۶ نتایجِ انتخاب مدل‌های بهینه را نشان می‌دهد.

جدول ۶. مقایسهٔ مدل‌های منتخب واریانس ناهمسان شرطی

معنی‌داری اجزا	مدل R^2	معیار SBC	معیار AIC	خانوادهٔ مدل‌های ARCH
معنادار	۰٫۷۸	-۲٫۷۴	-۳٫۰۸	GARCH(1,1)
معنادار	۰٫۷۷	-۲٫۶۲	-۲٫۹۶	GJR=T-ARCH(0,1,2)
معنادار	۰٫۷۸	-۲٫۹۹	-۳٫۴۶	EGARCH(3,1,1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با مقایسهٔ معیارهای تشخیصی میان مدل‌های منتخب نیز به این نتیجه خواهیم رسید که EGARCH(۰,۱,۲) بهترین گزینه برای مدل‌سازی واریانس شرطی سری زمانی DLHP خواهد بود. برای اطمینان از صحت مدل‌های برآوردی منتخب، باید اجزای اخلال هر مدل دارای توزیع نرمال باشد و، از طرفی، باید آثار آرچ در میان اجزای

1.Generalized Autoregressive Conditional Hetoskedasticity (=GARCH)
2. Glosten Jagonnathan Runkle (1993)
3. Exponential GARCH

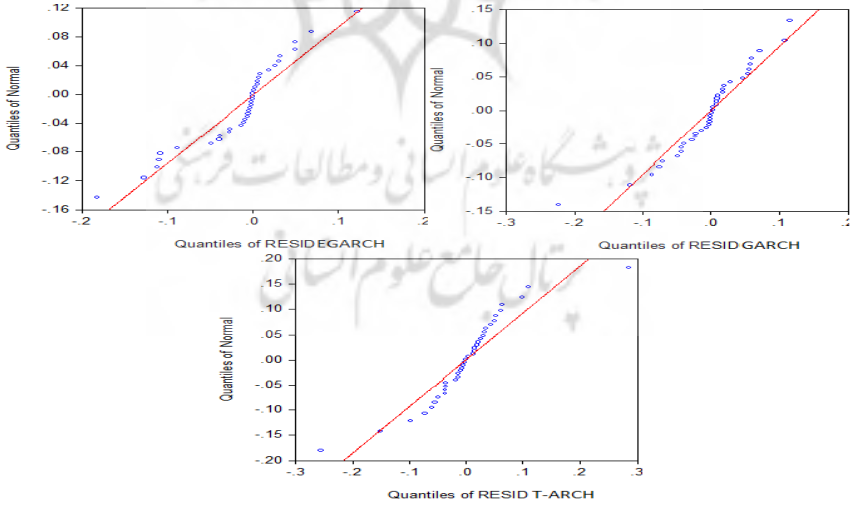
اخلال ازبین رفته باشد. بنابراین، آزمون نرمالیتی را برای اجزای اخلال هر مدل انجام می‌دهیم و برای وجود یا فقدان آثار آرچ نیز آزمون ARCH-LM را برای اجزای اخلال هر مدل به‌کار خواهیم گرفت. جدول ۷ نتایج این بررسی‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۷. آزمون آرچ و نرمالیتی برای اجزای اخلال

مدل EGARCH(۳,۱,۱)		مدل GJR(۰,۱,۱)		مدل GARCH(۱,۱)		وقفهٔ آزمون= 3
prob	مقدار	prob	مقدار	prob	مقدار	آماره
۰٫۰۷	۲٫۵۷	۰٫۹۰	۰٫۱۸	۰٫۸۶	۰٫۲۳	F-statistic
۰٫۰۷	۶٫۹۹	۰٫۸۹	۰٫۶۰	۰٫۸۵	۰٫۷۹	R-SQUARE
آزمون نرمالیتی اجزای اخلال						
مدل EGARCH(۳,۱,۱)		**مدل GJR(۰,۱,۱)**		**مدل GARCH(۱,۱)**		
۰٫۶۴	۰٫۸۷	۰٫۵۵	۰٫۷۵	۰٫۸۱	۰٫۴۰	Jarque-bera

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول ۷، فرض صفر آزمون آرچ و نرمالیتی، که مبتنی بر فقدان آثار آرچ و همچنین نرمال‌بودن اجزای اخلال مدل‌هاست، پذیرفته می‌شود. بنابراین، از مدل‌های منتخب برای پیش‌بینی و مدل‌سازی واریانس شرطی می‌توان استفاده کرد.



نمودار ۶. نمودار Q-Q برای اجزای اخلال مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی

۶.۵. پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای شاخص قیمت مسکن توسط مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی

در این بخش از تحقیق، برای تشخیص برترین مدل واریانس ناهمسان شرطی توضیح‌دهندهٔ رفتار سری زمانی شاخص قیمت مسکن، پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای برای مدل‌های منتخب متقارن و نامتقارن واریانس ناهمسان شرطی و مدل سری زمانی و برای سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ انجام شده است. نتایج آن‌ها و خطای پیش‌بینی آن‌ها را بر اساس معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مدل RMSE[1]، MAE[2] و TIC[3] با یکدیگر مقایسه کرده‌ایم. نتایج نشان می‌دهد که مدل GARCH در پیش‌بینی، در مقایسه با سایر مدل‌ها، از قدرت بیشتری برخوردار است. نتایج این بخش در جدول ۸ گزارش شده است.

جدول ۸. پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای و خطای الگوهای واریانس ناهمسان شرطی برای میزان رشد شاخص قیمت مسکن

مدل	مرتبهٔ مدل	RMSE	MAE	TIC	مقادیر سال ۱۳۹۰		مقادیر سال ۱۳۹۱	
					حقیقی	پیش‌بینی	حقیقی	پیش‌بینی
EGARCH	(۳,۱,۱)	۰٫۰۴۰	۰٫۰۳۳	۰٫۱۲	۰٫۱۶۷	۰٫۱۷۸	۰٫۱۲۱	۰٫۱۷۷
GJR	(۰,۱,۱)	۰٫۰۲۷	۰٫۰۲۱	۰٫۰۸۸	۰٫۱۶۷	۰٫۱۷۲	۰٫۱۲۱	۰٫۱۵۹
GARCH	(۱,۱)	۰٫۰۲۵	۰٫۰۱۹	۰٫۰۸۳	۰٫۱۶۷	۰٫۱۶۸	۰٫۱۲۱	۰٫۱۵۷
ARIMA	(۲,۱,۲)	۰٫۰۳۴	۰٫۰۳۱	۰٫۱۰۷	۰٫۱۶۷	۰٫۱۸۳	۰٫۱۲۱	۰٫۱۶۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به دقت بالای مدل GARCH، که توسط هر سه معیار ارزیابی پیش‌بینی تأیید شد، این مدل بهترین مدل پیش‌بینی‌کنندهٔ مقادیر شاخص قیمت مسکن درنظر گرفته شد. از این الگو برای پیش‌بینی خارج از دوره (۱۳۹۲ــ ۱۳۹۵) شاخص قیمت

1. Root Mean Squared Error (RMSE)
2. Mean Absoluate Error (MAE)
3. Theil Inequality Coefficient (TIC)

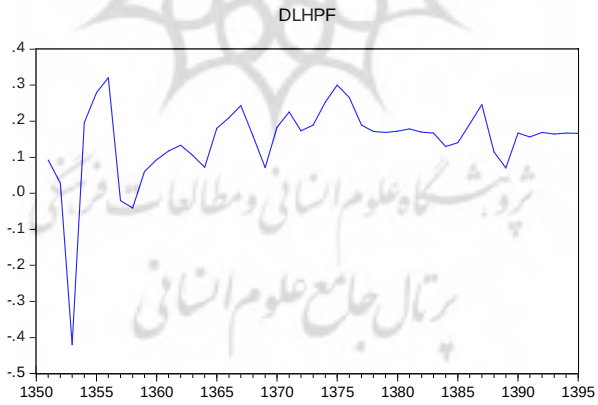
مسکن ایران استفاده شده است. جدول ۹ نتایج را نشان می‌دهد. بر اساس پیش‌بینی‌ها، میزان رشد شاخص قیمت مسکن تا سال ۱۳۹۵ تقریباً ثابت خواهد ماند.

جدول ۹. پیش‌بینی خارج از نمونه برای شاخص قیمت مسکن به وسیلهٔ الگوی GARCH(۱,۱,۱)

سال	پیش‌بینی شاخص قیمت مسکن
۱۳۹۲	۰/۱۶۹
۱۳۹۳	۰/۱۶۴
۱۳۹۴	۰/۱۶۷
۱۳۹۵	۰/۱۶۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۷ نیز مقادیر پیش‌بینی خارج از دورهٔ میزان رشد شاخص قیمت مسکن به همراه مقادیر واقعی دورهٔ مورد بررسی در کنار یکدیگر ترسیم شده است، که نشان از یک شوک مثبت در میزان رشد قیمت‌های مسکن از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۰ دارد و بعد از سال ۱۳۹۱ این شوک رو به افول نهاده و از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ دارای یک خط سیر افقی خواهد بود.



نمودار ۷. میزان رشد شاخص قیمت مسکن در طی دوره (۱۳۵۰ ـ ۱۳۹۵)

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، ضمن بررسی روند تاریخی تغییرات شاخص قیمت مسکن و وجود نوسانات نامتعارف در قیمت مسکن ایران طی دورهٔ مورد بررسی، به ارائهٔ مدلی برای شرح تغییرپذیری قیمت مسکن با استفاده از الگوهای واریانس ناهمسان خانوادهٔ ARCH پرداختیم. پس از محاسبهٔ معادلهٔ میانگین شرطی بر اساس روش سری‌های زمانی یک‌متغیره (ARIMA)، آزمون LM- ARCH وجود نوسانات خوشه‌ای در قیمت‌های مسکن را تأیید کرد. بنابراین، فرضیهٔ اول مطالعه تأیید می‌شود؛ این موضوع می‌تواند حاکی از نوسانات شدید و پیدایش دوره‌های رکود و رونق طولاتی در بخش مسکن باشد. از طرفی، کشیدگی زیاد شاخص قیمت مسکن نسبت به توزیع نرمال نیز حاکی از آن است که بازار احتمال بیشتری را به مقادیر انتهایی می‌دهد. به عبارت دیگر، احتمال رخداد افزایش یا کاهش ناگهانی قیمت در بازار مسکن وجود دارد. در مرحلهٔ بعد، بهترین مدل واریانس ناهمسان شرطی شرح‌دهندهٔ این نوسانات و همچنین بهترین مدلِ پیش‌بینی مقادیر آتی شاخص قیمت مسکن شناسایی شد. در بخش تصریح مدل برای تغییرپذیری قیمت مسکن، الگوی نمایی EGARCH(۳,۱,۱) نتایج بهتری را نسبت به سایر مدل‌های ARIMA، ARCH، GARCH، و T- ARCH ارائه نمود. برای پیش‌بینی مقادیر خارج از دوره نیز مدل GARCH(۱,۱,۱)، بر اساس معیارهای ارزیابی پیش‌بینی، نتایجی نزدیک به مقادیر واقعی را ارائه نمود. بر اساس این پیش‌بینی‌ها، پس از شوک افزایشی قیمت مسکن در سال‌های ۱۳۸۹ ـ ۱۳۹۱ رشد شاخص قیمت مسکن تا سال ۱۳۹۵ تقریباً ساکن خواهد ماند.

منابع

۱. اندرس، والتر (۱۳۸۹). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمهٔ مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، تهران: دانشگاه امام صادق، ۷۵.

۲. جهانی، محمود (۱۳۸۶). «تحولات اخیر بازار مسکن: زمینه‌ها و راهکارها»، فصلنامهٔ اقتصاد مسکن، ۳۹، ۵-۱۹.

۳. حیدری، حسن و سوری، امیررضا (۱۳۸۹). «بررسی رابطهٔ نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران»، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، ۹۲، ۶۵-۹۲.

۴. خلیلی عراقی، سید منصور، مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی»، فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۳، ۲۳-۵۰.

۵. سوری، علی (۱۳۹۰). اقتصادسنجی همراه با کاربرد نرم‌افزار Eviews-7، تهران: فرهنگ‌شناسی.

۶. عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید (۱۳۸۸). «تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران»، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی، ۱، ۵۹-۷۷.

۷. عطریان‌فر، حامد، برکچیان، سیدمهدی و فاطمی اردستانی، فرشاد (۱۳۹۲). «ارزیابی روش‌های ترکیب پیش‌بینی: مطالعهٔ موردی قیمت مسکن در شهر تهران»، فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، ۶، ۱۳۴-۱۱۹.

۸. قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۷). «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران»، فصلنامهٔ اقتصاد مقداری، ۳، ۴۹-۷۷.

۹. کمیجانی، اکبر، گندلی علیخانی، نادیا و نادری، اسماعیل (۱۳۹۲). «تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران»، فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی، ۷، ۷-۳۸.

۱۰. مهرآرا، محسن و لواسانی، شهاب (۱۳۹۱). «آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن»، فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱-۲۶.

۱۱. ناجی میدانی، علی‌اکبر، فلاحی، محمدعلی و ذبیحی، مریم (۱۳۸۹). «بررسی تأثیر پویای عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در ایران (۱۳۶۹ ـ ۱۳۸۶)»، مجلهٔ دانش و توسعه، ۳۱، ۱۶۰-۱۸۶.

۱۲. نظری، محسن و فرزانگان، الهام (۱۳۸۹). «سیاست پولی و حباب مسکن در تهران»، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، ۹۱، ۲۲۹-۲۴۹.

13. Bollerslev, T.P (1986). Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticit, Journal of Econometrics, 31, 307-327.

14. Chun Tsai, I. & Chi Chen, M. (2010). Modeling House Price Volatility States in the UK by Switching ARCH Models, Journal Title Aplied Economics, 42, 1145-1153.

15. Lin Lee, C. (2009). Modeling House Price Volatility States in the UK by Switching ARCH Models, The 15th Pacific Rim Real Estate Society Conference, Sydney-Austria.

16. Miles, W.M. (2008). Volatility Clustering in U.S. Home Prices, American Real Estate Society, 30, 73-90.

17. Park, K.W. & Brennan, W. (2010). Trenda and Volatility Measuring the Housing Market Using the GARCH Model, Acodemy of Business and Economics, 10, 17-29.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی