نوع مقاله: پژوهشی

فصلنامه چشم انداز شهرهای آینده
www.jvfc.ir
دوره چهارم، شماره سوم، پیاپی (۱۵)، پاییز ۱۴۰۲
صص ۱۴-۱

بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت مسکن در ایران (رهیافت گارچ نمایی و رگرسیون کوانتایل)

رویا آل‌عمران : دانشیار، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.[۱]

سیدعلی آل‌عمران : دکتری اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۲۷

چکیده

تأمین مسکن یکی از نیازهای اساسی بشر است. بر اساس سلسله مراتب نیازهای مازلو، مسکن به‌عنوان نیاز فیزیولوژیک و اساسی، زمینه را برای بقیه‌ی نیازهای امنیت و بقا، روابط اجتماعی، عزت نفس و خودشکوفایی مهیا می‌سازد. برآورده ساختن طیف وسیعی از نیازها توسط مسکن بدین معنا است که بازار مسکن می‌تواند بر رفتار افراد و همچنین کل جامعه تأثیرگذار باشد. با توجه به این‌که بازار مسکن با کل اقتصاد یک کشور در ارتباط است، از این‌رو به عنوان یک بازار بسیار مهم به‌شمار می‌رود. از طرفی مطالعات مختلف نشان می‌دهد نرخ ارز یک متغیر کلیدی است که عدم توجه به مدیریت شایسته‌ی آن می‌تواند مسایل و مشکلاتی را برای اقتصاد هر کشوری در ابعاد گوناگون ایجاد نماید که اقتصاد ایران نیز از این موضوع مستثنی نیست. بر این اساس هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت مسکن در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. روش گردآوری اطلاعات پژوهش، روش کتابخانه‌ای بوده و برای بررسی موضوع پژوهش، ابتدا شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز با استفاده از مدل گارچ نمایی برآورد شده و سپس با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل به بررسی تأثیر این متغیر بر قیمت مسکن پرداخته شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن داشته و اثر تقاطعی بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ تورم بر قیمت مسکن مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

طبقه بندی JEL: F31، R31، C22، C21، C13

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، بی‌ثباتی نرخ ارز، مدل گارچ نمایی، روش رگرسیون کوانتایل.

۱- مسئول مکاتبات: roya.aleemran@gmail.com

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

مقدمه

تأمین مسکن یکی از نیازهای اساسی بشر است. بر اساس سلسله مراتب نیازهای مازلو، مسکن به‌عنوان نیاز فیزیولوژیک و اساسی، زمینه را برای بقیه‌ی نیازهای امنیت و بقا، روابط اجتماعی، عزت نفس و خودشکوفایی مهیا می‌سازد. برآورده ساختن طیف وسیعی از نیازها توسط مسکن بدین معنا است که بازار مسکن می‌تواند بر رفتار افراد و همچنین کل جامعه تأثیرگذار باشد (Belej & Cellmer, 2014). با توجه به این‌که بازار مسکن با کل اقتصاد یک کشور در ارتباط است، از این‌رو به عنوان یک بازار بسیار مهم به‌شمار می‌رود. طوری‌که تحقیقات اقتصادی زیادی در رابطه با نقش قیمت مسکن در سیاست‌های کلان اقتصادی انجام گرفته است (Tripathi, 2020).

یکی از نگرانی‌هایی که در جهان، پیش روی سرمایه‌گذاران در دارایی واقعی (مسکن) – که تمایل به کسب سود از طریق تنوع بخشیدن به سرمایه‌گذاری‌شان دارند– وجود دارد، نوسان سرمایه‌گذاری در دارایی واقعی (مسکن) است. نوسان زیاد قیمت مسکن به دلیل بالا بودن ریسک آن می‌باشد. زیرا اکثر سرمایه‌گذاران ریسک گریز می‌باشند و این در حالی است که آن‌ها به دلیل نااطمینانی در بازده مورد انتظار، تمایل به خروج از بازار را پیدا می‌کنند (Olweny & Omondi, 2011). از طرفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر اقتصاد یک کشور به‌ویژه بخش دارایی‌های واقعی تأثیرگذار است زیرا می‌تواند مزایای مرتبط با سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی را تغییر دهد (Diala et al., 2017). به عنوان مثال، بر اساس مطالعات (Omolara, 2010) و (Jorion, 1990) بی‌ثباتی غیر قابل کنترل نرخ ارز بر قیمت دارایی واقعی مانند املاک مسکونی و تجاری تأثیرگذار است. همچنین از آن‌جا که نرخ ارز یک قیمت نسبی (نسبت به سایر پول‌ها) است، بی‌ثباتی‌های آن تأثیر بیشتری در مقایسه با مقدار مطلق آن بر اقتصاد می‌گذارد (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲).

بر این اساس با توجه به این‌که نرخ ارز به‌ویژه در کشورهایی که هدف آنها جذب سرمایه‌گذاری خارجی است، یک عامل مهم ارزیابی شرایط موجود و آتی پروژه‌های صنعت ساختمان (مسکن) است (Sumer & Ozorhon, 2020) و مسکن یکی از اساسی‌ترین نیازهای خانوار است و در عین حال گران‌ترین کالایی است که خانوارها ناچار به تأمین آن بوده و سهم قابل توجهی از هزینه‌ی خانوار را به خود اختصاص می‌دهد (ایزدخواستی و همکاران، ۱۳۹۸)، از این‌رو پژوهش حاضر درصدد بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت مسکن در ایران است. سؤالی که در راستای هدف پژوهش مطرح می‌شود به این صورت است که تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت مسکن در ایران چگونه است؟ در پاسخ به سؤال پژوهش، فرضیه‌ی مطرح شده به این صورت است که بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت مسکن در ایران تأثیر دارد.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، در قسمت دوم مبانی نظری و در قسمت سوم پیشینه‌ی پژوهش آورده شده است. در قسمت چهارم روش‌شناسی پژوهش و در قسمت پنجم نیز یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج آورده شده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز بخش پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد.

مبانی نظری پژوهش

مسکن در گذشته دارایی فردی قلمداد می‌شد، ولی امروزه نقش آن هم از نظر عرضه و هم تقاضا با گذشته تفاوت یافته است؛ زیرا امروزه مسکن پس از تأمین نیاز ضروری و اولیه، جنبه‌های دیگری نیز به لحاظ اقتصادی پیدا کرده است؛ بدین صورت که برای حفظ ذخیره‌ی ارزش و ارزش دارایی و حتی به صورت پس‌انداز تبدیل به سرمایه می‌شود و حوزه‌ی بسیار وسیعی از تقاضا را می‌گشاید که تأمین آن، ماهیتی متفاوت با بحث مسکن به‌عنوان سرپناه دارد (اکبری، ۱۳۹۶).

نرخ ارز یک متغیر مهم اقتصادی است که در هر اقتصادی، افزایش یا تنزل ارزش آن بر عملکرد سایر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد (Hashim & Zarma, 1996). همچنین از ارزش نرخ ارز می‌توان برای دستیابی به عملکرد کلی اقتصاد استفاده کرد. از این‌رو نرخ ارز یک متغیر بسیار مهم در تصمیم‌گیری‌های سیاستی یک کشور به‌شمار می‌رود. کشورها در هر برهه از زمان به دنبال ثبات نرخ ارز خود هستند زیرا ثبات نرخ ارز فرصتی را برای عاملین اقتصادی فراهم

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

می‌کند که بدون ترس از تغییر هزینه‌ها و تغییر قیمت کالاها و خدمات به فعالیت خود ادامه دهند (Joseph, 2011). مطالعات مختلف نشان می‌دهد نرخ ارز یک متغیر کلیدی است که عدم توجه به مدیریت شایسته‌ی آن می‌تواند مسایل و مشکلاتی را برای اقتصاد هر کشوری در ابعاد گوناگون ایجاد نماید که اقتصاد ایران نیز از این موضوع مستثنی نیست (عزیزنژاد و کمیجانی، ۱۳۹۶).

در اقتصاد ایران، نرخ ارز حقیقی به‌عنوان یک جانشین برای بازدهی مسکن عمل می‌کند. یعنی با افزایش عایدی نرخ ارز و بازار ارز، مردم به دادوستد ارز روی خواهند آورد. بنابراین، با افزایش بازدهی در بازار ارز، تقاضا برای مسکن کاهش خواهد یافت که به دنبال آن، قیمت مسکن کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، نرخ ارز می‌تواند بر هزینه‌ی کالاها و خدمات مورد نیاز ساخت مسکن نیز تأثیرگذار باشد. به این ترتیب، با افزایش نرخ ارز، هزینه‌ی ساخت مسکن افزایش خواهد یافت. در نهایت، این افزایش هزینه، باعث افزایش قیمت مسکن خواهد شد (پریور و حسنی، ۱۳۹۶).

بی‌ثباتی نرخ ارز که به‌عنوان تغییرات مداوم نرخ ارز تعریف می‌شود، به دلیل تأثیرهایی که بر اقتصاد کشورهای در حال توسعه دارد در ادبیات اخیر امور مالی بین‌المللی مورد توجه قرار گرفته است. بی‌ثباتی نرخ ارز به دلیل اثرگذاری بر تورم، سرمایه‌گذاری و بیشتر فعالیت‌های اقتصادی، یک عامل نگران‌کننده در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه محسوب می‌شود ((Danjuma et al., (2013)، Adewuyi & Akpokodje (2013)، Fuentes (2006)، Kiyota & Urata (2004)).

ادبیات نظری در مورد تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر اقتصاد هنوز هم مورد بحث و جدل در بین اقتصاددانان است. کار نظری انجام شده توسط (Obstfeld & Rogoff, 1995) نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز به دلیل اثرات غیرمستقیم و مستقیمی که به ترتیب بر بنگاه‌ها و خانوارها دارد، هزینه‌هایی را بر اقتصاد تحمیل می‌کند. تأثیر غیرمستقیم بی‌ثباتی نرخ ارز بر تصمیمات بنگاه‌ها به این صورت است که بنگاه‌ها معمولا برای کاهش ریسک نرخ ارز، قیمت‌های بالاتری را به صورت صرف ریسک تعیین می‌کنند که ممکن است تأثیر مخربی بر ثبات سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد. همچنین بی‌ثباتی نرخ ارز از طریق ایجاد نااطمینانی در تجارت، کاهش رقابت، کاهش بهره‌وری و سود باعث کاهش رشد اقتصادی شده و به دنبال آن منجربه افزایش قیمت‌های داخلی می‌شود که این وضعیت می‌تواند سرمایه‌گذاری، رفاه و در حالت کلی اقتصاد یک کشور را دچار تزلزل سازد. تأثیر مستقیم بی‌ثباتی نرخ ارز نیز بر اساس این واقعیت است که با توجه به این‌که بی‌ثباتی نرخ ارز، خانوارها را با مشکل عدم انعطاف در تصمیمات مصرفی و فراغت روبرو می‌سازد بنابراین خانوارها علاقه‌ی چندانی به تغییرات نرخ ارز ندارند (Eichengreen, 2008).

از این‌رو مسأله‌ی بی‌ثباتی نرخ ارز یک نگرانی سیاستی محسوب می‌شود. به عنوان مثال (Jorion, 1990) معتقد است که افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز یک مسأله‌ی استراتژیک و مدیریتی است زیرا منجربه زیان یا سود می‌شود. بنابراین از آنجا که بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند بر قیمت‌های داخلی و خارجی کالاها تأثیر بگذارد، تعیین تأثیر آن بر قیمت مسکن از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. زیرا هر آنچه که بر قیمت مواد اولیه وارداتی تأثیر بگذارد بر قیمت مسکن نیز اثرگذار خواهد بود (Olowe, 2009).

پیشینه پژوهش

Sumer & Ozorhon (2020) در پژوهشی با عنوان «تأثیر نرخ ارز بر شاخص قیمت مسکن و نرخ بازدهی شاخص صندوق سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات» با استفاده از روش خودتوضیح برداری به بررسی تأثیر نرخ ارز بر قیمت مسکن و نرخ بازدهی شاخص صندوق سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات در ترکیه در فاصله‌ی زمانی ژانویه‌ی ۲۰۰۴ تا دسامبر ۲۰۱۶ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که نرخ ارز بر نرخ بازدهی شاخص صندوق سرمایه گذاری در املاک و مستغلات مؤثر بوده ولی از نظر آماری نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر نرخ بازدهی قیمت مسکن ندارد.

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

دیالا و همکاران(۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر بازدهی سرمایه‌گذاری در املاک مسکونی کم درآمد در نیجریه» با استفاده از مدل گارچ نمایی به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر بازدهی سرمایه‌گذاری در املاک مسکونی کم درآمد در نیجریه در فاصله‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن بوده است که بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بازدهی سرمایه‌گذاری در املاک مسکونی کم درآمد دارد. عسل و همکاران(۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان «محرک‌های بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت قیمت واقعی مسکن در سوئد» با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس به بررسی محرک‌های بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت قیمت واقعی مسکن در سوئد در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۹۸۶ تا فصل چهارم سال ۲۰۱۶ پرداخته است. نتایج پژوهش گواه از آن داشته است که نرخ ارز مؤثر واقعی مهمترین عامل تعیین‌کننده‌ی ارزش واقعی مسکن در سوئد است. جک و همکاران(۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت دارایی واقعی (مسکن) در اقتصادهای در حال توسعه: مطالعه‌ی موردی غنا» با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت دارایی واقعی مسکن در غنا در فاصله‌ی زمانی ۱۹۸۶ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که نرخ ارز تأثیری بر قیمت دارایی واقعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت ندارد.

لازم به ذکر است که بر اساس بررسی نویسندگان، در رابطه با موضوع پژوهش، مطالعه‌ای در داخل انجام نگرفته است؛ اگرچه مطالعه‌ای نزدیک با موضوع پژوهش کار شده که در زیر به آن اشاره می‌شود:

کاغذیان و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران» با استفاده از روش گارچ به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران در فاصله‌ی زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۲ پرداخته‌اند. در پژوهش آنان، بخش مسکن از طریق معیار میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری مورد سنجش قرار گرفته و نتایج پژوهش حکایت از ارتباط معکوس و معنی‌دار بین نوسانات نرخ ارز با میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری داشته است.

روش تحقیق

پژوهش حاضر از لحاظ روش، علی- تحلیلی و از نظر هدف کاربردی بوده و روش جمع‌آوری داده‌ها از نوع کتابخانه‌ای و آمار و داده‌های مربوط به متغیرهای به‌کاربرده شده در پژوهش از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی و داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است. هم‌چنین ابزار اقتصادسنجی مورد استفاده در پژوهش، نرم‌افزار ایویوز (Eviews) بوده است. قلمرو زمانی پژوهش، فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ و قلمرو مکانی پژوهش نیز کشور ایران است. در این پژوهش ابتدا با استفاده از مدل گارچ نمایی (Exponential GARCH (EGARCH)) به برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز پرداخته و سپس با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل به بررسی تأثیر این متغیر بر قیمت مسکن پرداخته شده است. مدل به‌کاررفته در پژوهش به‌صورت رابطه‌ی (۱) بوده که در آن HPIG: نرخ رشد شاخص قیمت مسکن بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۰، EXRG: نرخ رشد ارز در بازار غیر رسمی (دلار- ریال)، VOL: بی‌ثباتی نرخ ارز در بازار غیر رسمی، (VOL×LCPI): اثر تقاطعی بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ تورم، LTEPIX: لگاریتم شاخص قیمت سهام (کل)، U: جملات پسماند مدل و اندیس t متغیرها نشانگر زمان است.

$$HPIG_t = \alpha_1 + \alpha_2 EXRG_t + \alpha_3 VOL_t + \alpha_4 (VOL \times LCPI)_t + \alpha_5 LTEPIX_t + U_t \quad (1)$$

مدل گارچ نمایی توسط (Nelson, 1991) پیشنهاد گردید. این مدل روش دیگری برای فرمول‌بندی واریانس شرطی است که عبارت است از:

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

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

و یا می‌توان آن را به‌صورت زیر نوشت:

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad , \quad \alpha_0 = \omega - \alpha\sqrt{\frac{2}{\pi}} \ , \ \alpha_1 = \alpha$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولا در این مدل، متغیر وابسته یعنی σ_t^2 به‌صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت یا منفی باشند که در هر حالت σ_t^2 مثبت خواهد بود. بدین ترتیب نیازی به اعمال محدودیت غیرمنفی بر روی ضرایب نیست. ثانیا در این مدل اثر شوک‌های نامتقارن نیز در نظر گرفته می‌شود. زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می‌تواند مثبت یا منفی باشد. به‌عنوان مثال اگر σ_t^2 بیان‌گر تغییرپذیری بازدهی سهام باشد،γ اثر شوک‌های منفی و مثبت را بیان می‌کند، در حالی که α ضریبی است که فقط قدرمطلق $|u_{t-1}|$ را در نظر می‌گیرد. در این‌جا نیز اگر $\gamma = 0$ باشد، متقارن و در غیر این‌صورت، نامتقارن می‌باشد. اثر شوک‌های مثبت برابر با $\alpha + \gamma$ و اثر شوک‌های منفی برابر با $\alpha - \gamma$ است. اگر γ منفی باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. بنابراین، اثر شوک‌های مثبت و منفی فقط در صورتی یکسان است که $\gamma = 0$ باشد (سوری، ۱۳۹۳).

در آمار و ادبیات اقتصادسنجی، میانگین یکی از معیارهای تمرکز است و مقدار آن به‌تنهایی نمی‌تواند اطلاعات کامل و دقیقی از جامعه‌ی آماری و شکل توزیع به‌دست دهد. به همین ترتیب رگرسیون معمولی (مبتنی بر میانگین شرطی) نیز با نقص‌هایی همراه است و اطلاعات کاملی در خصوص تأثیر متغیرهای توضیحی در سطوح یا کوانتایل‌های مختلف متغیر وابسته فراهم نمی‌کند. در این راستا، چندک‌ها (Quantiles) یا صدک‌ها در کنار هم می‌توانند شکل توزیع و روابط میان متغیرها را به‌صورت جامع‌تری به تصویر بکشند. روش رگرسیون چندک (کوانتایل) که توسط (Koenker & Bassett, 1978) معرفی شد، برخلاف روش حداقل مربعات معمولی اثر نهایی متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در نقاط مختلف توزیع و نه فقط میانگین را برآورد می‌کند. این روش نسبت به روش حداقل مربعات معمولی دارای مزایایی است، از جمله ویژگی‌های این روش حساسیت کمتر نسبت به داده‌های پرت است، از طرف دیگر در این روش تخمین‌ها نسبت به عدم نرمال بودن، قوی و مستحکم هستند. علاوه‌بر مزیت‌های فوق رگرسیون کوانتایل نسبت به حداقل مربعات معمولی، در حضور ناهمسانی واریانس از استحکام نتایج بیشتری برخوردار است. مدل اقتصادسنجی کوانتایل یا رگرسیون برای کوانتایل τ ام متغیر وابسته، به‌عنوان تابع خطی از متغیرهای توضیح‌دهنده به‌صورت رابطه‌ی (۳) تصریح می‌شود:

$$y_i = x_i'\beta_\tau + u_{\tau_i}, \qquad Quant_\tau\,(y_i|x_i) = x_i'\beta_\tau \quad (3)$$

در رابطه‌ی (۳) $Quant_\tau\,(y_i|x_i)$، کوانتایل شرطی y_i به شرط x_i را نشان می‌دهد که عبارت $Quant_\tau\,(u_{\tau_i}|x_i) = 0$ را تضمین می‌کند. در ساختار رگرسیون کوانتایل، اثر متغیرهای توضیحی بر توزیع شرطی متغیر وابسته به‌وسیله‌ی فرایند مینیمم کردن مجموع قدرمطلق خطاها تخمین زده می‌شود. برای برآورد ضرایب مدل فوق از حداقل‌سازی قدرمطلق خطاها با وزن‌دهی مناسب به‌صورت رابطه‌ی (۴) استفاده می‌شود (مهرآرا و شیرمحمدی، ۱۳۹۸):

$$\min \beta_\tau \left\{ \sum_{i:\, y_i \geq x_i'\beta_\tau} \tau|y_i - x_i'\beta_\tau| + \sum_{i:\, y_i < x_i'\beta_\tau} (1-\tau)|y_i - x_i'\beta_\tau| \right\} \quad (4)$$

یافته‌های پژوهش

با توجه به بکارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این‌گونه داده‌ها رعایت شود مقوله‌ی پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از این‌رو برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller Test) استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره‌ی آزمون از قدرمطلق کمیت

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد می‌شود. جدول (۱) نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. بر اساس جدول، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای نرخ رشد شاخص قیمت مسکن، نرخ رشد ارز و لگاریتم شاخص کل قیمت سهام، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون (Mackinnon) در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابر- این فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مذکور پایا در سطح و یا به عبارتی دیگر، I(0) می‌باشند. همچنین با توجه به این‌که داده‌های مورد استفاده در پژوهش، فصلی می‌باشند، از این‌رو از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی (HEGY Seasonal Unit Root Test) نیز برای آزمون پایایی متغیرها استفاده شده است که نتایج مربوط به این آزمون، حکایت از عدم وجود هرگونه ریشه‌ی واحد متناوب و غیر متناوب در این متغیرها داشته است. لازم به ذکر است که آزمون پایایی مربوط به متغیرهای بی‌ثباتی نرخ ارز و اثر تقاطعی نرخ ارز و نرخ تورم، بعد از برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرهای HPIG، EXRG و LTEPIX

نام متغیر	سطح	
HPIG	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۴/۷۱
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۲
EXRG	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۳۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴
LTEPIX	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۹۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۳/۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به‌منظور برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز، ابتدا با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته، پایایی متغیر لگاریتم نرخ ارز مورد آزمون قرار گرفته و سپس با استفاده از روش باکس- جنکینز (Box-Jenkins Methodology)، مدل ARIMA پیش‌بینی‌کننده‌ی رفتار نرخ ارز از فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ تخمین زده می‌شود. در مرحله‌ی بعدی، وجود و یا عدم وجود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی شده و با شرط این‌که مدل ARIMA به‌دست آمده فاقد خود همبستگی و دارای ناهمسانی واریانس باشد، در نهایت به برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز با استفاده از مدل گارچ نمایی پرداخته می‌شود.

جدول (۲) نتایج آزمون پایایی متغیر لگاریتم نرخ ارز با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. با توجه به جدول، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر لگاریتم نرخ ارز، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد تأیید شده و متغیر لگاریتم نرخ ارز، ناپایا در سطح می‌باشد. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیر لگاریتم نرخ ارز، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیر لگاریتم نرخ ارز پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول و یا به عبارتی دیگر I(1) می‌باشد. همچنین نتایج آزمون هگی نیز حاکی از وجود ریشه‌ی واحد در فرکانس صفر یا وجود یک ریشه‌ی واحد غیر فصلی در متغیر لگاریتم نرخ ارز می‌باشد. از این‌رو با توجه به این‌که نتایج آزمون پایایی حاکی از انباشته بودن متغیر لگاریتم نرخ ارز از مرتبه‌ی یک می‌باشد؛ بنابراین از تفاضل مرتبه‌ی اول آن برای مدل‌سازی ARIMA استفاده شده است.

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی متغیر لگاریتم نرخ ارز

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه‌ی اول	
لگاریتم نرخ ارز	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۲/۵۳	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۳/۳۹
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۳/۴۹	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نمودار همبستگی‌نگار متغیر تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ ارز، بهترین مدل ARIMA برای متغیر مذکور که فاقد خودهمبستگی‌های سریالی بوده و دارای ناهمسانی واریانس باشد، ARIMA(1,1,4) است. در مدل ARIMA برآورد شده، برای آزمون خودهمبستگی‌های سریالی از آزمون بریوش گادفری (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ (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. بر اساس نتایج جدول (۳) در هر دو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه‌ی اول و دوم، مقادیر احتمال مربوط به آماره‌های F و nr^2 (obs*R-squared) بیشتر از ۰/۰۵ بوده است. به همین منظور، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی، در هردو آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه‌ی اول و دوم تأیید می‌شود. بر اساس نتایج جدول (۴) نیز مقادیر احتمال مربوط به آماره‌های F و nr^2 کمتر از ۰/۰۵ بوده است. بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر همسانی واریانس رد شده و وجود ناهمسانی واریانس در مدل ARIMA(1,1,4) تأیید می‌شود.

جدول ۳. بررسی وجود خود همبستگی‌های سریالی با استفاده از آزمون بریوش گادفری

نام آزمون	نام آماره	مقدار آماره	prob	وضعیت
آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	F- statistic	۱/۵۳۷۰۰۸	۰/۲۲۰۹	عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول
	nr^2	۱/۴۵۱۳۷۹	۰/۲۲۸۳	عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول
آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	F- statistic	۰/۷۹۹۳۷۹	۰/۴۵۵۴	عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم
	nr^2	۱/۵۴۷۴۳۴	۰/۴۶۱۳	عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. بررسی وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون آرچ

نام آزمون	نام آماره	مقدار آماره	prob	وضعیت
آزمون ناهمسانی واریانس	F- statistic	۱۴/۷۸۱۵۶	۰/۰۰۰۳	وجود ناهمسانی واریانس
آزمون ناهمسانی واریانس	nr^2	۱۱/۹۰۹۴۶	۰/۰۰۰۶	وجود ناهمسانی واریانس

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین نتایج آزمون پایایی مربوط به سطح جمله‌ی پسماند مدل ARIMA(1,1,4) توسط آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در جدول (۵) نشان می‌دهد، قدرمطلق آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته از قدرمطلق مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر بوده بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و جمله‌ی پسماند مدل ARIMA(1,1,4) پایا در سطح بوده که بیان‌گر درستی تصریح مدل ARIMA مذکور است. همچنین نتایج آزمون هگی نیز حکایت از عدم وجود هرگونه ریشه‌ی واحد متناوب و غیر متناوب در جمله‌ی پسماند مدل ARIMA(1,1,4) دارد. با توجه به شکل (۱) نیز ملاحظه می‌شود که ریشه‌های معکوس در درون دایره‌ی واحد قرار گرفته که بیان‌گر پایا و معکوس‌پذیر بودن مدل ARIMA(1,1,4) می‌باشد.

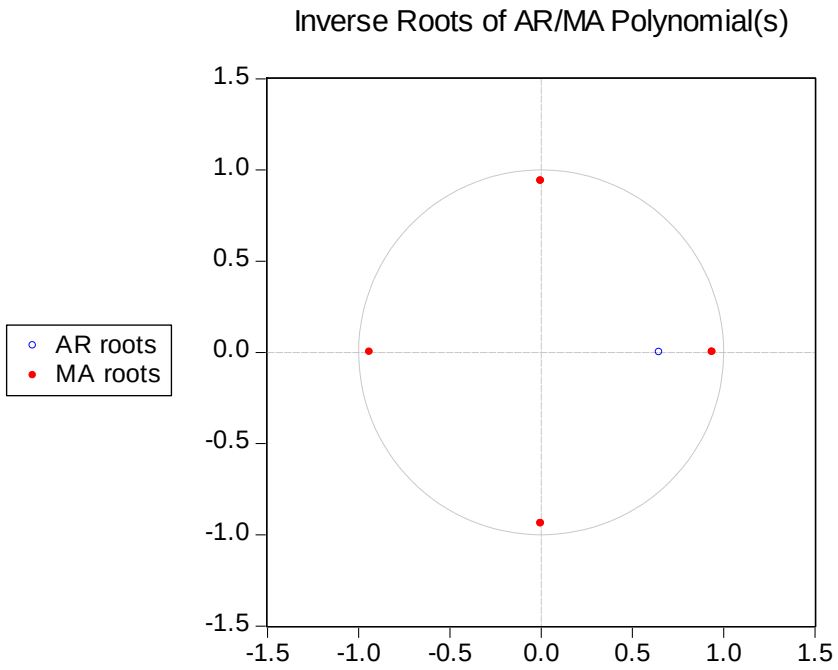
جدول ۵. نتایج آزمون پایایی جمله‌ی پسماند مدل ARIMA(1,1,4)

نام متغیر	سطح	
جمله‌ی پسماند	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۸/۰۷
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]



شکل ۱. نمودار ریشه‌های معکوس

مأخذ: یافته‌های پژوهش

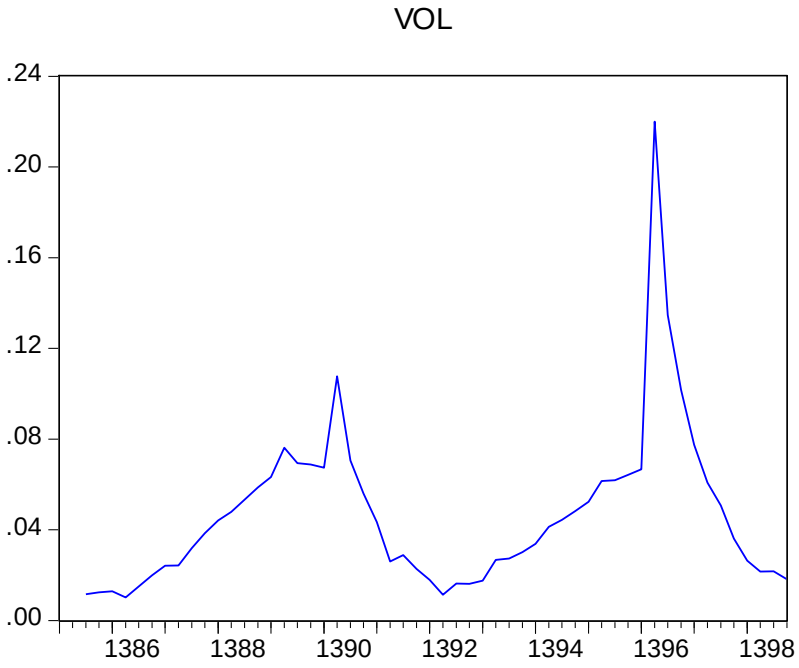
مرحله‌ی پایانی برای برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز، تخمین معادله‌ی واریانس شرطی جمله‌ی اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. رابطه‌ی (۵) معادله‌ی واریانس شرطی جمله‌ی اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد. این رابطه؛ یک مدل EGARCH(0,1) بوده و همان‌طور که آماره‌ی z مربوط به ضرایب نشان می‌دهد، ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند.

$$\ln(\sigma^2) = -0.41 - 0.56\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}\right) + 0.94\ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (5)$$
$$(z = -3.03) \qquad (z = 12.30)$$

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

در نهایت شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز برآورد شده و نمودار آن نیز در شکل (۲) نمایش داده شده است.



شکل ۲. شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز، به بررسی پایایی متغیرهای بی‌ثباتی نرخ ارز و اثر تقاطعی نرخ ارز و نرخ تورم پرداخته شده است. با توجه به جدول (۶) نتایج آزمون پایایی متغیرهای بی‌ثباتی نرخ ارز و اثر تقاطعی بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ تورم با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته حاکی از آن است که متغیرهای مذکور، پایا در سطح و یا به عبارتی دیگر، I(0) می‌باشند. همچنین نتایج آزمون هگی نیز حکایت از عدم وجود هرگونه ریشه‌ی واحد متناوب و غیر متناوب در متغیرهای مذکور داشته است.

جدول ۶. نتایج آزمون پایایی متغیرهای VOL و (VOL×LCPI)

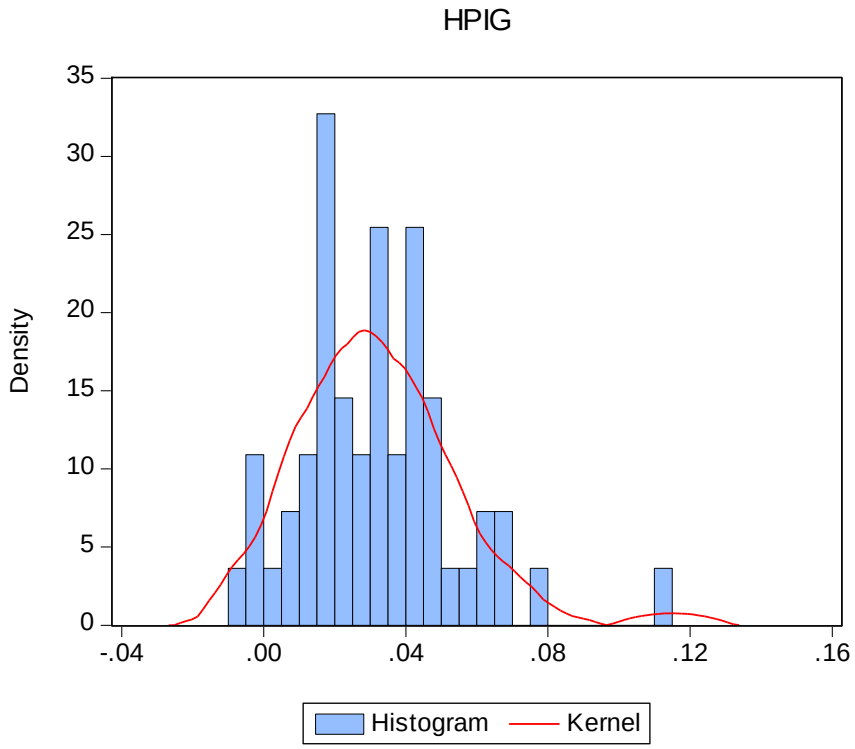
نام متغیر	سطح	
VOL	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۸/۸۸
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۱
(VOL×LCPI)	آماره‌ی دیکی- فولر تعمیم‌یافته	-۸/۹۴
	مقدار بحرانی مک‌کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	-۲/۹۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به ویژگی رگرسیون کوانتایل در مدل‌سازی متغیرهای چوله، این شیوه روش مناسبی برای بررسی تمام قسمت‌های توزیع و ارائه‌ی کامل شکل‌های رگرسیونی است. در شکل (۳) هیستوگرام مربوط به متغیر نرخ رشد شاخص قیمت مسکن رسم شده است. همان‌طور که در شکل مشاهده می‌شود این نمودار چولگی به راست داشته و دارای نقاط پرت حائز اهمیت می‌باشد. از این‌رو با توجه به ماهیت چولگی متغیر نرخ رشد شاخص قیمت مسکن، در ادامه به برآورد مدل پژوهش با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل پرداخته می‌شود. جدول (۷) نتایج برآورد مدل پژوهش با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، در تمامی دهک‌ها، تأثیر متغیرهای

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]
[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

نرخ رشد ارز، بی‌ثباتی نرخ ارز، اثر تقاطعی بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ تورم و شاخص کل قیمت سهام بر قیمت مسکن، معنی‌دار و به ترتیب مثبت، منفی، مثبت و منفی بوده است. همچنین در شکل (۴) نمودار ضرایب و فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ متغیرها در دهک‌های مختلف جهت درک بهتر روند ضرایب به تصویر کشیده شده است. لازم به ذکر است که در شکل (۴)، متغیر اثر تقاطعی بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ تورم با نام INTERACTION نشان داده شده است.



شکل ۳. هیستوگرام مربوط به نرخ رشد شاخص قیمت مسکن
مأخذ: یافته‌های پژوهش

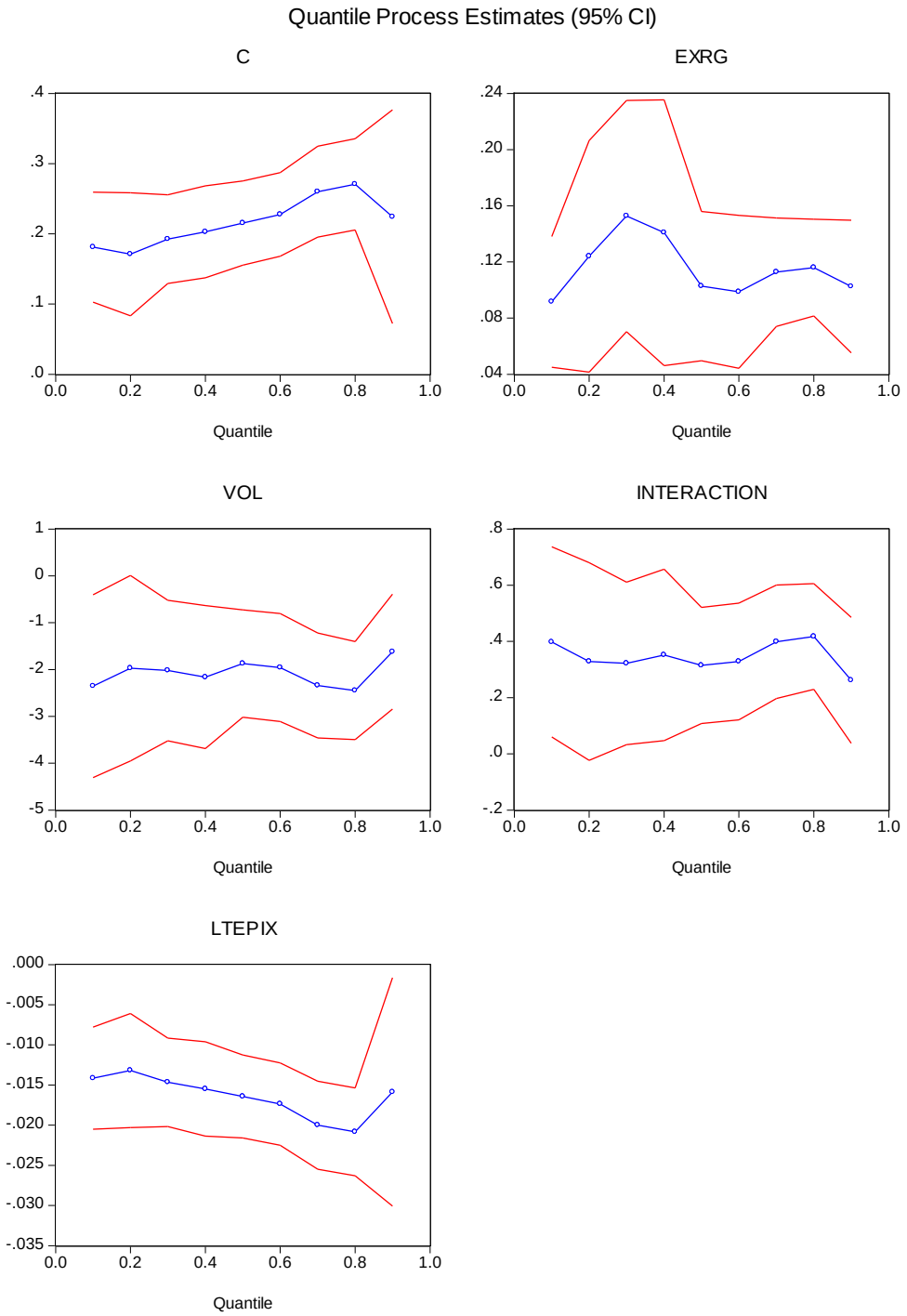
جدول ۷. نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل

Quantile	Intercept		EXRG		VOL		VOL×LCPI		LTEPIX	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
۰/۱	/۱۸۱۰۳۶ ۰	/۰۰۰۰ ۰	/۰۹۱۵۵۸ ۰	/۰۰۰۳ ۰	۲/۳۵۴۷۸۸ –	/۰۲۲۰ ۰	/۳۹۸۴۰۴ ۰	/۰۲۵۲ ۰	۰/۰۱۴۱۴۰ –	/۰۰۰۱ ۰
۰/۲	/۱۷۰۹۱۶ ۰	/۰۰۰۴ ۰	/۱۲۴۰۲۲ ۰	/۰۰۴۹ ۰	۱/۹۷۱۷۸۷ –	/۰۵۶۶ ۰	/۳۲۸۶۹۹ ۰	/۰۷۳۰ ۰	۰/۰۱۳۱۹۴ –	/۰۰۰۶ ۰
۰/۳	/۱۹۲۵۱۳ ۰	/۰۰۰۰ ۰	/۱۵۲۶۹۴ ۰	/۰۰۰۷ ۰	۲/۰۲۱۶۴۶ –	/۰۱۱۱ ۰	/۳۲۱۷۱۴ ۰	/۰۳۴۰ ۰	۰/۰۱۴۶۶۱ –	/۰۰۰۰ ۰
۰/۴	/۲۰۳۰۱۳ ۰	/۰۰۰۰ ۰	/۱۴۰۸۶۰ ۰	/۰۰۵۳ ۰	۲/۱۶۱۸۴۳ –	/۰۰۷۷ ۰	/۳۵۱۹۶۹ ۰	/۰۲۸۱ ۰	۰/۰۱۵۴۸۷ –	/۰۰۰۰ ۰
۰/۵	/۲۱۵۳۵۹ ۰	/۰۰۰۰ ۰	/۱۰۲۷۶۲ ۰	/۰۰۰۴ ۰	۱/۸۷۰۲۹۰ –	/۰۰۲۴ ۰	/۳۱۴۶۳۵ ۰	/۰۰۴۴ ۰	۰/۰۱۶۴۳۳ –	/۰۰۰۰ ۰
۰/۶	/۲۲۷۵۹۵ ۰	/۰۰۰۰ ۰	/۰۹۸۷۵۹ ۰	/۰۰۰۸ ۰	۱/۹۵۷۳۵۷ –	/۰۰۱۶ ۰	/۳۲۸۵۱۲ ۰	/۰۰۳۲ ۰	۰/۰۱۷۳۶۹ –	/۰۰۰۰ ۰
۰/۷	/۲۶۰۰۶۵	/۰۰۰۰	/۱۱۲۷۴۰	/۰۰۰۰	۲/۳۳۹۱۵۵	/۰۰۰۲	/۳۹۸۹۶۰	/۰۰۰۳	۰/۰۲۰۰۰۷	/۰۰۰۰

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]
[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

۰	–	۰	۰	۰	–	۰	۰	۰	۰	
/۰۰۰۰ ۰	۰/۰۲۰۸۲۵ –	/۰۰۰۱ ۰	/۴۱۷۴۳۹ ۰	/۰۰۰۰ ۰	۲/۴۵۰۰۷۰ –	/۰۰۰۰ ۰	/۱۱۵۹۶۳ ۰	/۰۰۰۰ ۰	/۲۷۰۶۱۴ ۰	۰/۸
/۰۳۳۶ ۰	۰/۰۱۵۸۵۶ –	/۰۲۶۵ ۰	/۲۶۱۶۶۷ ۰	/۰۱۲۷ ۰	۱/۶۱۸۹۸۱ –	/۰۰۰۱ ۰	/۱۰۲۴۲۴ ۰	/۰۰۵۷ ۰	/۲۲۴۴۵۵ ۰	۰/۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۴. ضرایب و فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ متغیرها در دهک‌های مختلف
مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]
[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

بی‌ثباتی در بازارهای مختلف یکی از مباحث مهم اقتصاد کلان بوده و با توجه به ارتباط بازارهای مختلف اقتصادی باهم، وجود بی‌ثباتی در یک بازار به‌طور قطعی بازارهای دیگر را نیز تحت تأثیر قرار خواهد داد. از این‌رو هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت مسکن در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. برای این منظور ابتدا شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز با استفاده از مدل گارچ نمایی برآورد شد و سپس با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل به بررسی تأثیر این متغیر بر قیمت مسکن پرداخته شد. بر اساس یافته‌های پژوهش، بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن داشته و اثر تقاطعی بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ تورم بر قیمت مسکن مثبت و معنی‌دار می‌باشد. تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر قیمت مسکن را می‌توان از دو جنبه بررسی نمود: اولا این‌که با افزایش بی‌ثباتی در بازار ارز، افراد ریسک‌پذیر چون متوجه سود در بازار ارز می‌شوند بنابراین منابع و سرمایه‌های خود را از دیگر بخش‌ها به سمت ارز می‌برند تا از سود بازار ارز حتی کوتاه‌مدت استفاده کنند. از این‌رو در این شرایط، بازار مسکن کمتر مورد توجه قرار گرفته و تقاضا برای مسکن کاهش یافته و قیمت مسکن کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، افراد ریسک‌گریز نیز با دیدن بی‌ثباتی نرخ ارز چون دچار سردرگمی می‌شوند و انتظارات خود را نمی‌توانند درست برآورد کنند، بنابراین به خاطر نااطمینانی که نسبت به این بازار و بازارهای مرتبط از جمله مسکن پیدا می‌کنند، سرمایه‌گذاری خود در بخش مسکن را به تأخیر می‌اندازند. دلیل آن نیز این است که چون احساس می‌کنند با بی‌ثباتی نرخ ارز، ریسک سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد بنابراین منابع کمتری به سمت مسکن می‌رود و این دو عامل باهم باعث رکود در بازار مسکن و کاهش قیمت مسکن می‌شود. در رابطه با مثبت بودن اثر تقاطعی بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ تورم بر قیمت مسکن نیز می‌توان بیان داشت که با افزایش تورم در جامعه، با توجه به شکل‌گیری انتظارات تورمی در افراد (به‌خصوص سرمایه‌گذاران در بازارهای مختلف) و احساس افزایش قیمت درآینده، از یک طرف خرید مسکن توسط متقاضیان مسکن مورد تعجیل قرار گرفته و تقاضای مسکن افزایش می‌یابد و از طرف دیگر، فروش مسکن توسط عرضه‌کنندگان مسکن به تأخیر افتاده و عرضه‌ی مسکن کاهش می‌یابد. بنابراین اثر تقاطعی این اثر نرخ تورم به‌همراه بی‌ثباتی نرخ ارز که آن‌هم نااطمینانی‌ها نسبت به آینده را بیشتر می‌کند، شدت اثر تقاطعی را افزایش داده و باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. همچنین افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز از یک طرف و افزایش نرخ تورم از طرف دیگر باعث افزایش قیمت تجهیزات مربوط به مسکن و نهاده‌های تولیدی مسکن شده و باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. بر این اساس با توجه به نتایج یاد شده پیشنهاد می‌شود با توجه به این‌که مسکن به‌عنوان یکی از نیازهای اولیه‌ی مردم و به‌عنوان سرپناه مطرح است از این‌رو سیاست‌گذاران اقتصادی با اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی در جهت تثبیت قیمت‌ها و یا کاهش نرخ تورم، دسترسی آحاد مردم به مسکن را تضمین نمایند و در کل، سیاست‌های اتخاذی مربوط به سطح قیمت‌ها و نرخ ارز به گونه‌ای باشند که با ایجاد حس اطمینان نسبت به آینده‌ی هردو متغیر، زمینه‌های خوش‌بینی در افراد و سرمایه‌گذاران را ایجاد کرده و مانع از افزایش قیمت مسکن شوند.

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

منابع

اکبری، نعمت‌الله (۱۳۹۶). ***اقتصاد شهری***. چاپ اول، تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، پژوهشکده‌ی تحقیق و توسعه‌ی علوم انسانی.

ایزدخواستی، حجت؛ عرب مازار، عباس؛ احمدی، خلیل (۱۳۹۸). تحلیل عوامل کلان اقتصادی موثر بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری ایران: با تأکید بر نقش دولت. ***فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران***، سال ۸، شماره‌ی ۲۹، صص ۷۱-۴۱.

پریور، اورانوس؛ حسنی، محبوبه (۱۳۹۶). ارزیابی پویایی‌های رابطه بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن در ایران، با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره. ***پژوهشنامه‌ی اقتصاد و کسب و کار***، سال ۸، شماره‌ی ۱۴، صص ۲۹-۱۷.

سوری، علی (۱۳۹۳). ***اقتصادسنجی***. جلد دوم، چاپ دوم، تهران: نشر فرهنگ شناسی.

عزیزنژاد، صمد؛ کمیجانی، اکبر (۱۳۹۶). تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران. ***فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه‌ی پایدار)***، سال ۱۷، شماره‌ی ۱، صص ۱۴۳-۱۲۱.

فلاحی، محمدعلی؛ همایونی‌فر، مسعود؛ یاوری، زهرا (۱۳۹۲). آثار بی‌ثباتی نرخ ارز بر تقاضای صادرات سیب و سیب‌زمینی (کشورهای در حال توسعه عمده تولیدکننده و صادرکننده). ***فصلنامه‌ی اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی***، سال ۲۷، شماره‌ی ۳، صص ۲۱۲-۲۰۴.

کاغذیان، سهیلا؛ نقدی، یزدان؛ پاشائی، حسین (۱۳۹۴). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران. ***فصلنامه‌ی راهبرد اقتصادی***، سال ۳، شماره‌ی ۱۲، صص ۱۹۶-۱۸۱.

مهرآرا، محسن؛ شیرمحمدی، پگاه (۱۳۹۸). اثر درآمدهای گردشگری بر نابرابری درآمد با رویکرد رگرسیون پانل کوانتایل (مطالعه موردی: منتخب کشورهای در حال توسعه). ***فصلنامه‌ی مطالعات مدیریت گردشگری***، سال ۱۴، شماره‌ی ۴۶، صص ۲۲۲-۱۹۷.

Adewuyi, A.O., Akpokodje, G. (2013). Exchange Rate Volatility and Economic Activities of Africa's Sub-Groups. ***The International Trade Journal***, 27(4): 349-384.

Asal, M. (2018). Long-Run Drivers and Short-Term Dynamics of Swedish Real House Prices. ***International Journal of Housing Markets and Analysis***, 11(1): 45-72.

Belej, M., Cellmer, R. (2014). The Effect of Macroeconomic Factors on Changes in Real Estate Prices-Response and Interaction. ***ACTA Scientiarum Polonorum. Oeconomia***, 13(2): 5-16.

Danjuma, B.F., Shuaibu, U., Yunusa Sa'id, U. (2013). An Assessment of Exchange Rate Volatility and Inflation in Nigeria. ***Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking (JEIEFB)***, 1(4): 321-340.

Diala, A.O., Kalu, I.U., Igwe-Kalu, A. (2017). Effects of Exchange Rate Volatility on Low Income Residential Real Estate Investment Returns in Nigeria. ***Research Journal of Finance and Accounting***, 8(6): 8-15.

Eichengreen, B. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. ***Commission on Growth and Development, Working Paper***, No. 4.

Fuentes, O.M. (2006). Exchange Rate Volatility and Investment: Evidence at the Plant-Level. ***Boston University, Mimeo***.

Jack, J.K.A., Okyere, F., Amoah, E.K.S. (2019). Effects of Exchange Rate Volatility on Real Estate Prices in Developing Economies, A Case of Ghana. ***Advances in Social Sciences Research Journal (ASSRJ)***, 6(11): 268-287.

Jorion, Ph. (1990). The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals. ***The Journal of Business***, 63(3): 331-345.

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]

Joseph, A.I. (2011). An Empirical Investigation of the Link Between Exchange Rate Volatility and Trade in Nigeria. ***Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences***, 2(3): 175-183.

Kiyota, K., Urata, Sh. (2004). Exchange Rate, Exchange Rate Volatility and Foreign Direct Investment. ***The World Economy***, 27(10): 1501-1536.

Obstfeld, M., Rogoff, K. (1995). Exchange Rate Dynamics Redux. ***Journal of Political Economy***, 103(3): 624-660.

Olowe, R.A. (2009). Modelling Naira/Dollar Exchange Rate Volatility: Application of GARCH and Asymmetric Models. ***International Review of Business Research Papers***, 5(3): 377-398.

Olweny, T., Omondi, K. (2011). The Effect of Mcro-Economic Factors on Stock Return Volatility in the Nairobi Stock Exchange, Kenya. ***Economics and Finance Review***, 1(10): 34-48.

Omolara, A.C. (2010). Foreign Exchange Market and Monetary Management in Nigeria. ***Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences***, 1(2): 102-106.

Sumer, L., Ozorhon, B. (2020). The Exchange Rate Effect on Housing Price Index and REIT Index Return Rates. ***The Journal of Financial Researches and Studies***, 12(22): 249-266.

Tripathi, S. 2020. Macroeconomic Determinants of Housing Prices: A Cross Country Level Analysis. ***MPRA Paper***, No. 98089, 1-17.

[Downloaded from jvfc.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.61186/jvfc.4.3.1]