اثرات نامتقارن و غیرخطی شاخص قیمت حمل و نقل بر تورم بخش مسکن خانوار شهری در اقتصاد ایران: الگوی NARDL و رگرسیون چندکی

مقاله علمی – پژوهشی

میرهادی حسینی کندلجی، استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه اراک، اراک، ایران

*داود محمودی‌نیا (نویسنده مسئول)، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ولی عصر(عج) رفسنجان، رفسنجان، ایران

بهروز صادقی عمروآبادی، محقق مدعو، دانشکده کسب وکار، دانشگاه آتاباسکا، ادمونتون، کانادا و

استادیار، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

*پست الکترونیکی نویسنده مسئول: D.Mahmoudinia@vru.ac.ir

دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۲۰– پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۰۲

صفحه ۳۲۲-۲۹۹

چکیده

با توجه به اهمیت سهم شاخص قیمت مسکن و حمل و نقل در سبد کالای مصرفی خانوار در طی دهه‌های اخیر و گسترش حمل و نقل عمومی در شهرسازی و سیاست‌گذاری توسعه صنعت مسکن، از این رو بررسی ارتباط بین شاخص قیمت این دو متغیر از اهمیت بالایی برخوردار است. برای این منظور در این تحقیق به بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی شاخص قیمت حمل و نقل بر تورم بخش مسکن خانوار شهری در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی و روش رگرسیون چندکی خواهیم پرداخت. هدف اصلی، درک چگونگی تأثیر شوک‌های نامتقارن مثبت و منفی قیمت حمل و نقل بر تورم بخش مسکن خانوار شهری و همچنین تحلیل این تأثیرات در سطوح مختلف تورم مسکن است. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی و آزمون با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی در طی دوره زمانی ماهانه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ وجود یک رابطه بلندمدت و نامتقارن بین شاخص قیمت حمل و نقل و تورم بخش مسکن را تأیید می‌نماید. این بدان معنی است که تأثیر شوک‌های مثبت (افزایش قیمت) و منفی (کاهش قیمت) حمل و نقل بر تورم مسکن در بلندمدت یکسان نیست. تحلیل حساسیت با رگرسیون چندکی، این یافته‌ها را تکمیل نموده است و نشان داد که اثرگذاری شاخص قیمت حمل و نقل بر تورم مسکن، بسته به کوانتیل (سطح) تورم مسکن، متغیر است. سایر نتایج در مدل غیرخطی وجود رابطه مثبت بین قیمت نفت و شاخص اجاره مسکن با قیمت مسکن در کوتاه مدت و بلندمدت را تایید می‌نماید. یافته‌های این تحقیق می‌تواند مبنایی برای طراحی سیاست‌های مؤثرتر در جهت کنترل تورم مسکن و ثبات بخشی بر این بازار را فراهم می‌آورد.

واژه‌های کلیدی: قیمت حمل و نقل، تورم مسکن، اثرات نامتقارن، غیرخطی، خانوار شهری

طبقه‌بندی JEL: R31, R41, C۲۲

۱-مقدمه

تورم به عنوان یکی از چالش‌های اصلی اقتصاد ایران، تأثیرات گسترده‌ای بر بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش مسکن دارد. بخش مسکن به دلیل اهمیت آن در سبد هزینه‌ای خانوارهای شهری و نقش آن در ثبات اقتصادی، همواره مورد توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران بوده است و در دهه‌های اخیر، افزایش چشمگیر و مداوم قیمت مسکن یک نگرانی بزرگ

برای اقتصاددانان و سیاست گذاران بوده است (ساکارگاوا و همکاران، ۲۰۲۱). تورم مسکن در ایران به‌عنوان یکی از اجزای اصلی شاخص قیمت مصرف‌کننده طی دهه اخیر به‌طور مداوم در کانون توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران بوده است. هرگونه نوسان در قیمت‌های این بخش می‌تواند به سرعت در تورم کل انعکاس یابد. گزارش «ایران اکونومیک مانیتور» بانک جهانی (۲۰۲٤) نشان می‌دهد که در کنار مواد غذایی، مسکن یکی از مهم‌ترین عوامل محرک تورم در ایران بوده است (بانک جهانی، ۲۰۲٤). گسترش حمل و نقل عمومی در شهرسازی و سیاست‌گذاری در توسعه مسکن از اهمیت قابل توجهی برخوردار است (موحد و شیخی، ۱۳۹۹) و سهم قابل‌توجهی در سبد هزینه خانوار شهری دارد. بخش «حمل‌ونقل» و تغییرات قیمت آن می‌تواند به دو صورت بر تورم مسکن اثرگذار باشد: مستقیم (از طریق افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز، حمل مصالح، و خدمات شهری وابسته به انرژی و سوخت) و غیرمستقیم (از طریق تغییر الگوهای تقاضای مسکن، انتظارات تورمی و سرریزهای قیمتی بین اجزای شاخص قیمتی مصرف کننده). به‌عنوان مثال، افزایش هزینه‌های سوخت و کرایه‌های حمل‌ونقل شهری می‌تواند انگیزه خانوارها برای سکونت در نزدیکی مراکز شغلی را تقویت کند و این موضوع فشار بیشتری بر قیمت اجاره و مسکن در کلان‌شهرها وارد می‌سازد (کروتزیگ، ۲۰۱٤). با این حال، این تأثیر ممکن است به صورت نامتقارن و غیرخطی باشد، به این معنا که افزایش یا کاهش در شاخص قیمت حمل و نقل ممکن است با شدت و سرعت متفاوتی بر تورم بخش مسکن اثر بگذارد. این عدم تقارن می‌تواند ناشی از عوامل ساختاری مانند محدودیت‌های عرضه، رفتارهای مصرف‌کننده یا سیاست‌های اقتصادی باشد.

در برخی از مطالعات اخیر به اهمیت هزینه‌های حمل‌ونقل به‌عنوان یکی از پیشران‌های اصلی تورم توجه ویژه شده است. عبدالله و کپودار (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که تغییرات قیمت انرژی و هزینه‌های حمل‌ونقل به‌طور مستقیم بر سطح عمومی قیمت‌ها اثرگذارند و این اثرات در کشورهایی با ساختارهای تورمی ضعیف‌تر ماندگارتر هستند. همچنین، آندرل و کپورال (۲۰۲٤) با بررسی عدم‌قطعیت هزینه‌های حمل‌ونقل جهانی دریافتند که نوسانات کرایه حمل نه‌تنها به تورم سرفصل، بلکه به تورم هسته نیز سرریز می‌کنند و حتی در مقایسه با سایر شوک‌های بیرونی اثر قوی‌تری دارند.

در کنار این شواهد، بنرجی و همکاران (۲۰۲٤) در گزارش منتشر شده در بانک تسویه‌های بین‌المللی تأکید کرده است که بخش مسکن به دلیل «چسبندگی قیمت‌ها» و پیوند مستقیم با قیمت‌های انرژی و خدمات عمومی، آخرین مانع در مسیر کاهش پایدار تورم در اقتصادهای مختلف بوده است. این بدان معناست که حتی اگر سایر اجزای شاخص قیمت مصرف کننده تعدیل شوند، تداوم رشد هزینه‌های مرتبط با حمل‌ونقل و انرژی می‌تواند از طریق اثرگذاری بر هزینه‌های مسکن، روند کاهشی تورم را به تأخیر بیاندازد. ادبیات اقتصاد شهری نیز نقش هزینه‌های حمل‌ونقل در شکل‌گیری الگوی فضایی قیمت مسکن را مورد تأکید قرار داده است. در چارچوب «مدل شهر تک‌مرکزی» هزینه‌های سفر روزانه مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده شیب قیمت زمین و اجاره در فاصله از مرکز شهر محسوب می‌شود. این مدل اهمیت هزینه‌های سفر در شکل‌گیری ساختار فضایی قیمت مسکن را برجسته می‌کند؛ یعنی افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل، نه‌تنها مستقیماً بر تورم مسکن اثر می‌گذارد بلکه سازوکارهای فضایی و رقابتی بازار مسکن را نیز تغییر می‌دهد (روواندال،۲۰۲۱). پژوهش‌های اخیر نشان داده‌اند که افزایش هزینه حمل‌ونقل موجب افزایش تقاضا برای سکونت در مناطق مرکزی‌تر و فشار بر قیمت مسکن شهری می‌شود (لی و همکاران،۲۰۱۸). در مطالعات داخلی مستقیما به نقش هزینه‌های حمل و نقل بر قیمت مسکن پرداخته نشده است. با این حال برخی از مطالعات بر این نکته تأکید دارند که شوک‌های هزینه‌ای در بازار ارز و همچنین بخش انرژی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم به بخش مسکن منتقل می‌شوند (ابراهیمی و همکاران، ۱٤۰۲؛ مظفری و منوچهری، ۱٤۰۲). این یافته را می‌توان به حوزه حمل‌ونقل نیز تعمیم داد؛ چرا که افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل در شرایط تورم بالا با شدت بیشتری به بازار مسکن سرریز می‌کند. از این‌رو، بررسی اثر شاخص قیمت حمل‌ونقل بر تورم مسکن خانوار شهری نه‌تنها از حیث نظری (شناسایی کانال‌های هزینه‌ای، انتظاری و مکانی) اهمیت دارد، بلکه از منظر سیاست‌گذاری نیز حائز توجه است. شناخت این رابطه به دولت و بانک مرکزی کمک می‌کند تا در تنظیم سیاست‌های کنترل تورم، مدیریت یارانه‌های انرژی و ساماندهی بازار مسکن، سیاست‌های هماهنگ‌تری اتخاذ کنند. به طورکلی، قیمت مسکن با ارتباط تنگاتنگی با متغیرهای مختلف دارد و شناخت مهم‌ترین محرک‌های مسکن با توجه به دلایلی چون، سهم بالای آن در

سبد مصرفی خانوار و نقش حیاتی آن در ثروت یک کشور از اهمیت بالایی برخوردار است (ما و همکاران، ۲۰۲٤).

برای بررسی این موضوع، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی و رگرسیون چندکی به عنوان ابزارهای قدرتمند تحلیل اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند. مدل با وقفه‌های توزیعی غیرخطی امکان بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی را فراهم می‌کند، در حالی که رگرسیون چندکی به تحلیل توزیع اثرات در سطوح مختلف تورم مسکن می‌پردازد. این مطالعه با هدف بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی شاخص قیمت حمل و نقل بر تورم بخش مسکن خانوارهای شهری در ایران، با استفاده از این دو روش، به تحلیل داده‌های اقتصادی می‌پردازد. با اینحال، در برخی از مطالعات اخیر به نقش سایر عوامل نظیر رشد نقدینگی، قیمت ارز، قیمت نفت و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در تعیین قیمت مسکن تاکید شده است. به عنوان مثال، الرفاعی و همکاران (۲۰۲۱) دریافتند که در بلندمدت یک رابطه مثبت بین قیمت مسکن با نقدینگی، تسهیلات بانکی و قیمت نفت در کشور قطر وجود دارد. همچنین ابول و الکندری (۲۰۲۰)، به نقش عرضه پول در تبیین تغییرات قیمت مسکن پرداختند. انجوروگ و همکاران (۲۰۱۹)، ابراهیمی و همکاران (۱٤۰۲) نیز به نقش مثبت نرخ ارز بر قیمت مسکن پرداختند. زیادی و همکاران (۱٤۰٤) نیز نقش مشترک ارز و نقدینگی به همراه تورم توصیف رفتار شاخص قیمت مسکن را مورد ارزیابی قرار دادند. پژوهش احمد و همکاران (۲۰۲٤) و علی و همکاران (۲۰۲٤) بر ارتباط مثبت بین قیمت نفت و قیمت مسکن تاکید می‌کند. میوانیاپدزا و میشی (۲۰۲٤) و هرناندز–ویجا (۲۰۲۳) به نقش مثبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر قیمت مسکن اشاره می‌کنند. چارچوب پژوهش به این شکل است که پس از بررسی مبانی نظری و پیشینه داخلی و خارجی به تحلیل داده‌ها، معرفی مدل و برآورد نتایج و تجزیه و تحلیل آن پرداخته می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

مسکن به عنوان یک دارایی مهم تلقی می‌گردد و به طور کلی بزرگترین جزء ثروت خانوارها را با وجود ماهیت غیر نقدشونده‌اش، تشکیل می‌دهد (محمودی‌نیا و محسنی، ۱٤۰٤). بخش حمل و نقل به دلیل نقش آن در انتقال مصالح ساختمانی، نیروی کار و خدمات مرتبط، تأثیر مستقیمی بر هزینه‌های ساخت و ساز و در نتیجه قیمت مسکن دارد (دهقان شبانی و عظیم، ۱۳۹۹). افزایش هزینه‌های حمل و نقل می‌تواند هزینه‌های تولید مسکن را افزایش دهد، در حالی که کاهش این هزینه‌ها ممکن است به دلیل چسبندگی قیمت‌ها یا محدودیت‌های عرضه، تأثیر کمتری بر کاهش قیمت‌ها داشته باشد. این پدیده به نامتقارن بودن اثرات اشاره دارد (با و چین،۲۰۱۸). ادبیات موجود در زمینه ارتباط هزینه حمل و نقل و قیمت مسکن را می‌توان از دو کانال هزینه ای انرژی و کانال مکان‌گزینی شهری مورد بررسی قرار داد.

افزایش قیمت سوخت و خدمات حمل‌ونقل، مستقیماً هزینه‌های ساخت‌وساز، حمل و انتقال مسالح ساختمانی، و بهره‌برداری ساختمان (گرمایش، سرمایش، خدمات مشترک) را بالا می‌برد و از طریق «هزینه‌های صاحب‌خانه/موجر» در اجاره‌ها نیز نمایان می‌شود. شوک‌های انرژی به‌طور متوسط اثر مثبت اما غیرمستمر بر تورم دارند؛ با این حال، این اثر میان کشورها ناهمگن است و بسته به نهادها و بازار کار و مسکن می‌تواند ماندگارتر شود (عبدالله و کپودار، ۲۰۲۳). در دوره‌های اخیر نیز بانک تسویه‌های بین‌المللی گزارش می‌دهد که رشد هزینه‌های مسکن چسبنده‌تر از سایر اجزاست و به قیمت‌های کالاهای پایه پیوند دارد؛ لذا شوک‌های انرژی و بنابر این حمل‌ونقل می‌توانند از طریق هزینه‌های خدمات مسکن اثر پایدارتری بر تورم مسکن بگذارند. برخی مطالعات نشان می‌دهد، پویایی اجزای CPI به‌هم وابسته است؛ شوک‌های انرژی و حمل‌ونقل می‌توانند به خدمات مسکن سرریز کنند. شواهد موجود در اقتصادهای نوظهور نیز سرریزهای معنادار بین اجزای CPI را نشان می‌دهند که با وضعیت چرخه کسب‌وکار و شوک‌های بیرونی (انرژی/حمل‌ونقل) تشدید می‌شود. برای اقتصادی مانند ایران با تورم بالای ساختاری، شدت سرریز بالقوه بیشتر است (ترانکوسو و گومز، ۲۰۲٤). در ادبیات پساکرونا، عدم‌قطعیت و هزینه‌های حمل‌ونقل جهانی به‌عنوان محرک مهم تورم معرفی شده‌اند جهش‌های اخیر هزینه حمل‌ونقل (به‌علت اختلالات مسیرهای دریایی) بر قیمت واردات و تورم داخلی کشورهای مختلف اثرگذار بوده است. این به‌طور غیرمستقیم بر بازار مسکن (از کانال هزینه مصالح/تجهیزات، تأخیر پروژه‌ها، و انتظارات هزینه‌ای) اثر می‌گذارد (آندرل و کپورال، ۲۰۲٤). برخی از مطالعات اخیر نشان می‌دهد شوک‌های انرژی و زنجیره تأمین جهانی نظیر افزایش قیمت حمل و نقل سهم قابل توجهی در ایجاد تورم داخلی و انتظارات تورمی دارند و در دوره‌های تورم

بالا تقویت می‌شود. از این جهت، انتظار می‌رود شاخص قیمت حمل‌ونقل به‌صورت نامتقارن بر زیربخش مسکن اثر گذار باشد (کیلیان و ژو، ۲۰۲۳). نظریه‌های اقتصاد شهری نشان می‌دهند که «دسترسی» نقش محوری در تعیین ارزش مسکن دارد: بهبود دسترسی (کاهش هزینه یا زمان سفر) موجب افزایش جذابیت مکانی، کاهش هزینه رفت‌وآمد خانوار و در نتیجه افزایش تقاضا و قیمت مسکن می‌شود (سلطانی و همکاران، ۲۰۲٤). در ادبیات اقتصاد شهری و الگوی شهر تک‌مرکزی، هزینه‌های رفت‌وآمد پارامتری کلیدی در تعیین قیمت اجاره و قیمت زمین و مسکن است: کاهش هزینه‌های سفر، شیب قیمتی را کاهش می‌دهد و بر الگوی تقاضای مکانی و اجاره‌ها اثر می‌گذارد. شواهد موجود در خصوص دسترسی حمل‌ونقل عمومی باکیفیت یا سیاست‌های مدیریت ترافیک نشان می‌دهد تغییر در هزینه و زمان سفر می‌تواند تقاضای مسکن نزدیک به حمل‌ونقل و در نتیجه سطح اجاره‌ها را تغییر دهد. بنابراین، وقتی شاخص قیمت حمل‌ونقل (سوخت، کرایه، بیمه خودرو و ...) بالا می‌رود، تقاضا ممکن است به نواحی نزدیک‌تر به شغل/خدمات شیفت کند و فشار قیمتی محلی بر اجاره‌ها شکل بگیرد (لونک و بوکر،۲۰۲۵).

شواهد اخیر نشان می‌دهند عبور شوک‌های قیمتی اغلب نامتقارن و غیرخطی است: شوک‌های افزایشی انرژی و هزینه‌ها معمولاً با سرعت بیشتری نسبت شوکهای کاهشی، به قیمت‌های مصرف‌کننده منتقل می‌شوند. این واقعیت برای اجزای پُرچسبنده‌ای مانند مسکن اهمیت دوچندان دارد و توجیهی نظری برای استفاده از روش با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و حتی رگرسیون چندکی ارائه می‌دهد (کووان و شین، ۲۰۲۳).

به غیر از هزینه حمل و نقل عوامل مختلفی بر قیمت مسکن موثرند. افزایش حجم نقدینگی به عنوان مهم‌ترین متغیر پولی در اقتصاد کلان منجر به افزایش شاخص قیمت‌ها و در نتیجه افزایش قیمت مسکن می‌شود (کاکویی و همکاران، ۱٤۰۲). افزایش دسترسی به اعتبار مسکن و تسهیلات بانکی می‌تواند تقاضای مؤثر برای خرید مسکن را افزایش دهد و در نتیجه فشار مضاعف بر افزایش قیمت‌ها را ایجاد کند؛ به‌ویژه زمانی که تسهیلات با شرایط تسهیلی و نسبت وام به ارزش بالا عرضه شود. این کانال از طریق گسترش خلق نقدینگی بانکی و تسهیل استانداردهای اعطای وام عمل می‌کند (ایروین و لیوی، ۲۰۲۲). همچنین سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش پایه پولی، با کاهش نرخ بهره اسمی و تشویق تقاضا، منجر به افزایش قیمت دارایی‌ها از جمله مسکن می‌شود (ریت، ۲۰۲۳).

نرخ ارز نیز می‌تواند در بخش مسکن اثر گذار باشد. از یک طرف، افزایش نرخ ارز، منجر به ایجاد انگیزه خرید و فروش آن در بازار می شود و تقاضا برای مسکن را کاهش می‌دهد و در نتیجه قیمت کاهش قیمت آن می‌شود. از طرف دیگر، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش هزینه مرتبط با تولید مسکن و افزایش قیمت آن می‌شود (فلاحی و همکاران، ۱۳۹٦). این مساله خصوصا در مورد کشورهایی که اقتصاد واردات محور دارند شدیدتر است؛ چرا که افزایش نرخ ارز، منجر به افزایش قیمت مواد اولیه وارداتی می‌شود و بخش مسکن نیز از جمله بخش‌هایی است که نیاز شدیدی به کالاهای واسطه‌ای وارداتی دارد (جک و همکاران، ۲۰۱۹).

در مورد اثر قیمت نفت نیز، در کشورهای تولید کننده، افزایش قیمت نفت موجب افزایش درآمد ملی و درآمدهای دولت می‌شود. این درآمد اضافی می‌تواند به افزایش هزینه‌های مصرف، افزایش مخارج زیرساخت و بهبود درآمد خانوارها منجر شود که فشار تقاضا بر مسکن را افزایش داده و قیمت مسکن را بالا می‌برد (احمد و همکاران، ۲۰۲٤). افزایش قیمت نفت می‌تواند هزینه واردات انرژی را بالا ببرد، کسری تراز پرداخت‌ها را تشدید کند، و فشار بر نرخ ارز را افزایش دهد. این مجموعه عوامل، هزینه ساخت و تولید را بالا برده و می‌تواند قیمت مسکن را افزایش دهد (علی و همکاران، ۲۰۲٤). در نهایت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از طریق شرکت‌های بزرگ توسعه‌دهنده مسکن یا سرمایه‌گذاران نهادی باعث می‌شود که قیمت مسکن به‌عنوان بخشی از بازار دارایی دیده شود، نه فقط بازار مصرف مسکن. این امر به افزایش انتظارات قیمت آینده، سفته‌بازی و ارائه قیمت‌های حبابی کمک می‌کند (هرناندز–ویگا، ۲۰۲۳). سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اغلب از طریق سازمان‌ها و شرکت‌های ساختمانی انجام می‌شود که برای پروژه‌ها به تأمین مالی، زمین، مصالح و نیروی کار نیاز دارند. اگر تأمین مالی آسان باشد، پروژه‌های بیشتر شروع می‌شود، اما اگر هزینه تأمین مالی بالا باشد یا مقررات سخت باشد، هزینه‌های پروژه بالا می‌رود و قیمت مسکن افزایش می‌یابد. بنابراین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌تواند اثر مثبتی بر قیمت مسکن داشته باشد (میوانیاپدزا و میشی، ۲۰۲٤).

مطالعات داخلی نشان داده‌اند که شوک‌های قیمت حمل و نقل تأثیرات قابل توجهی بر تورم بخش‌های مختلف اقتصاد، از جمله مسکن، دارند. محمودی‌نیا و محسنی (۱٤۰٤) جهت بررسی اثرات آستانه‌ای اعتبارات و تسهیلات بانکی بر شاخص قیمت بخش مسکن در استان‌های ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱٤۰۱، از مدل پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت استفاده کردند. یافته‌های ایشان نشان می‌دهد تسهیلات بانک‌ها در ژریم‌های بالا و پایین اثرات مثبت و معناداری بر تورم بخش مسکن دارد و در مقادیر بالاتر از سطح آستانه این اثرات قوی‌تر می‌شود. از طرف دیگر، عرضه بخش مسکن اثر منفی و افزایش مخارج خانوار و نرخ ارز دارای اثری مثبت بر شاخص قیمت مسکن در استان‌های ایران می‌باشد. مبارکی و همکاران (۱٤۰۳) با استفاده از روش توصیفی- تحلیلی، به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر مراغه پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد مولفه‌های کالبدی-فیزیکی، دسترسی و محیطی در قیمت مسکن شهر مراغه اثر گذار است و اختلاف معنی‌داری در میزان اثرگذاری هر سه مولفه وجود ندارد. با اینحال متغیر دسترسی بیشترین اثر را نسبت به سایر عوامل دارد. غیاثوند و بازدار اردبیلی (۱٤۰۲) با استفاده از مدل **با** وقفه‌های توزیعی غیرخطی نشان دادند که شوک‌های مثبت و منفی در شاخص قیمت حمل و نقل اثرات نامتقارنی بر تورم این بخش دارند. همچنین، مطالعه همتی و ابراهیمی (۱٤۰۱) نشان داد که افزایش نرخ ارز و قیمت بنزین به طور غیرمستقیم از طریق افزایش هزینه‌های حمل و نقل، تورم در بخش‌های مختلف از جمله مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد.صفدری مولان و همکاران (۱٤۰۰) با استفاده از نظرسنجی از شهروندان تهرانی، الگویی بهینه، برای مسکن و حمل و نقل شهری با بهره‌گیری از مدل تصمیم‌گیری چند معیاره فازی در شهر تهران ارائه کردند.

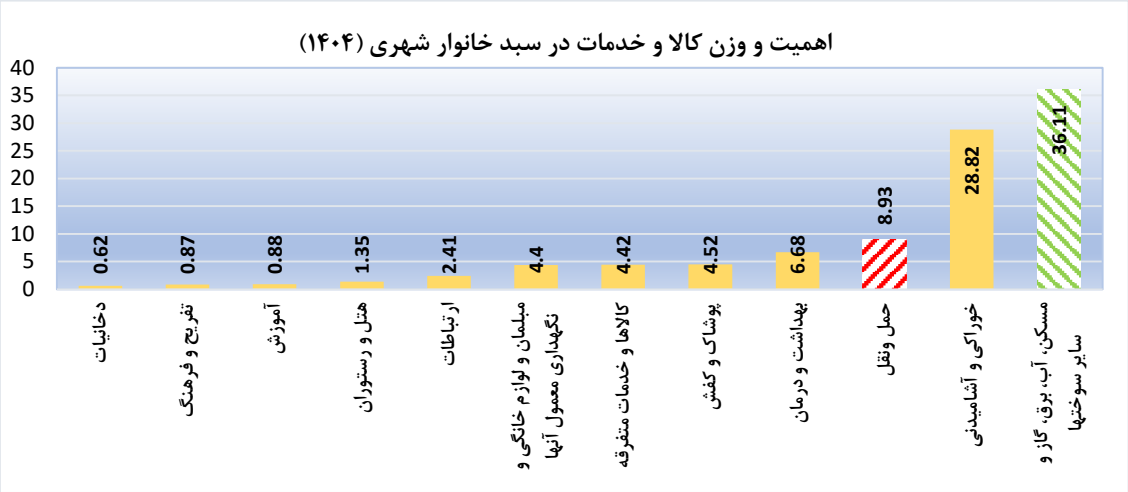
نتایج این تحقیق نشان داد قیمت حمل و نقل برای افزایش زیست‌پذیری شهری از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. موحد و شیخی (۱۳۹۹) با بهره‌گیری از مدل هدانیک به بررسی تاثیر گسترش حمل و نقل عمومی بر قیمت مسکن در شهر کرمانشاه پرداختند. نتایج ایشان نشان داد ارتقاء امکانات حمل و نقل شهری تاثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن در شهر کرمانشاه دارد. شماعی و همکاران (۱۳۹۹)، به بررسی عوامل موثر در قیمت مسکن در محله لاله پارک تهران با استفاده از رگرسیون چند متغیره پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که عوامل فیزیکی مسکن تأثیر بیشتری نسبت به عوامل دسترسی بر قیمت مسکن دارند. همچنین، فاصله واحدهای مسکونی تا نزدیک‌ترین خیابان اصلی و همچنین فاصله تا نزدیک‌ترین کاربری‌های آموزشی و بهداشتی درمانی، تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند. اسدپور (۱۳۹۸) به بررسی اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران، با استفاده از داده‌های

۱۳۷۰-۱۳۹۲ و الگوی گارچ پرداخت و به این نتیجه رسید که نااطمینانی تورم، درآمد ملی، تولید ناخالص داخلی و نقدینگی اثر مثبت و قیمت سهام و تسهیلات بانکی اثر منفی بر قیمت مسکن دارند.

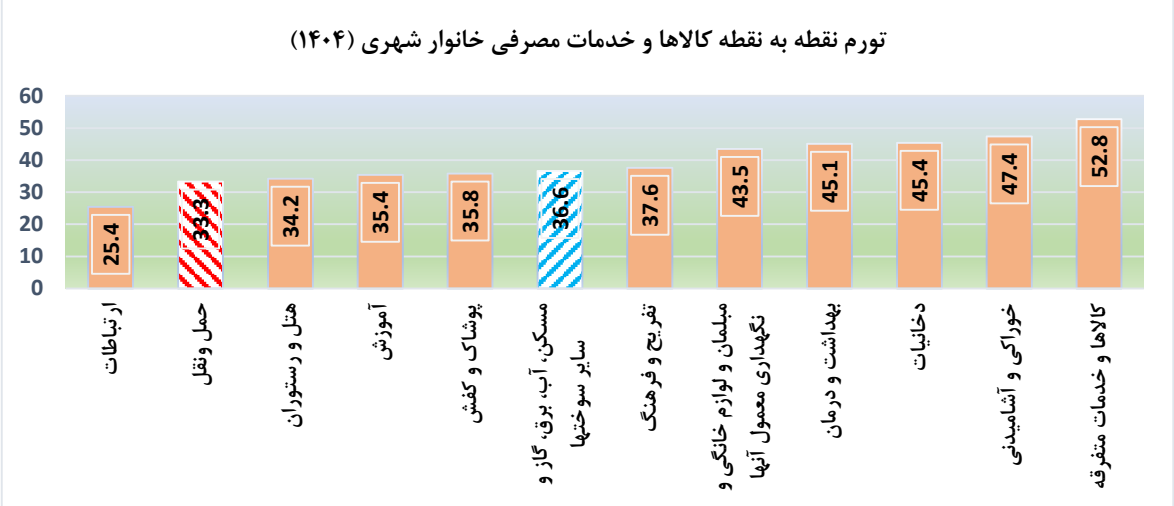
مارینکوویچ و همکاران (۲۰۲٤) با استفاده از روش تحلیل داده‌های پانلی، عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهرهای صربستان در بازه ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۱ را مورد مطالعه و بررسی قرار دادند. نتایج ایشان نشان داد متغیرهای رشد جمعیت، رشد ساخت و ساز مسکن، نرخ تورم، امکانات زیربنایی و خدمات عمومی و حمل و نقل بر افزایش قیمت مسکن در مناطق شهری صربستان اثر مثبتی دارند. سلطانی و همکاران (۲۰۲٤) با استفاده از مدل هدونیک و شبکه‌های عصبی و داده‌های حاصل از نمونه گیری از ۳۲۱٦۲ خانوار، به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در کلان شهر تهران پرداختند. نتایج ایشان نشان داد، فاصله مسکن از ایستگاه‌های حمل و نقل اتوبوس شهری با قیمت مسکن رابطه عکس دارد و علت این امر به نقش آنها در ایجاد دسترسی آسان شهری باز می‌گردد. شین و همکاران (۲۰۲٤) دریافتند که دسترسی به انواع امکانات شهری مثل دسترسی به مراکز یادگیری، مراقبت، آموزش و مراکز تفریحی به‌طور قابل‌توجهی بر قیمت مسکن در شهرهای کره جنوبی تأثیر می‌گذارد. ژو و همکاران (۲۰۲۲) اثرات دسترسی حمل و نقل آسان بر قیمت مسکن در شهر پکن را با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی و وزنی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج ایشان نشان داد دسترسی آسان‌تر به خطوط و ایستگاه‌های مترو و اتوبوس منجر ارتباط مثبت و معنی‌داری با قیمت مسکن در شهر پکن دارد. دویتا و همکاران (۲۰۱۸) رابطه بین هزینه‌های حمل و نقل و توانایی خرید مسکن برای خانوارهای با درآمد متوسط و پایین در مالزی را با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها مورد مطالعه قرار دادند. نتایج ایشان نشان داد خانوارهای با درآمد پایین و متوسط بخش قابل‌توجهی از درآمدشان را صرف حمل‌ونقل می‌کنند و این امر بر توانایی خرید و اجاره مسکن

تأثیر منفی دارد. یلمازکودای (۲۰۱٤) اثرات قیمت گازوئیل و هزینه حمل و نقل بر چرخه‌های تجاری آمریکا را مورد ارزیابی قرار داد. نتایج وی نشان داد، قیمت سوخت با افزایش هزینه‌های حمل و نقل تاثیر بسیار زیادی در نوسانات اقتصادی و ایجاد چرخه‌های تجاری دارد. در این بخش ابتدا به تحلیلی بر متغیر شاخص حمل و نقل و قیمت مسکن در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. در نمودار (۱)، سهم و وزن کالا و خدمات در سبد خانوار شهری در سال ۱٤۰٤ را نشان می‌دهد. بر اساس نمودار اهمیت و وزن کالا و خدمات در سبد خانوار شهری و شاخص حمل و نقل به ترتیب حدود ۳٦ و ۹ درصد می باشد. این میزان، در مقایسه با سایر اقلام سبد، جایگاه قابل توجهی را به خود اختصاص داده و نشان‌دهنده اهمیت این دو بخش در هزینه‌های خانوار ایرانی است. وزن تقریباً ۹ درصدی، شاخص حمل و نقل را پس از گروه‌های مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوخت‌ها (۳٦,۱۱٪) و خوراکی و آشامیدنی (۲۸,۸۲٪)، به سومین بخش با بیشترین سهم در سبد هزینه‌ای خانوار تبدیل می‌کند. این موضوع، اهمیت استراتژیک این بخش را در اقتصاد خانوار و به تبع آن در اقتصاد کلان ایران بیش از پیش نمایان می‌سازد.

نمودار (۲) تورم نقطه به نقطه کالا و خدمات مصرفی خانوار شهری در ایران را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود در این دسته بندی، مسکن با تورم 36/6 در رده ۷م و حمل و نقل با تورم 33 در رده ۱۱م تورمی قرار دارد. ترکیب داده‌های نمودار ۱و۲ نشان می‌دهد که مسکن هم وزن بالایی در سبد خانوار دارد و هم افزایش قیمت آن بسیار بوده است که اهمیت و اثرگذاری این متغیر بر رفاه خانوار شهری را نشان می‌دهد.

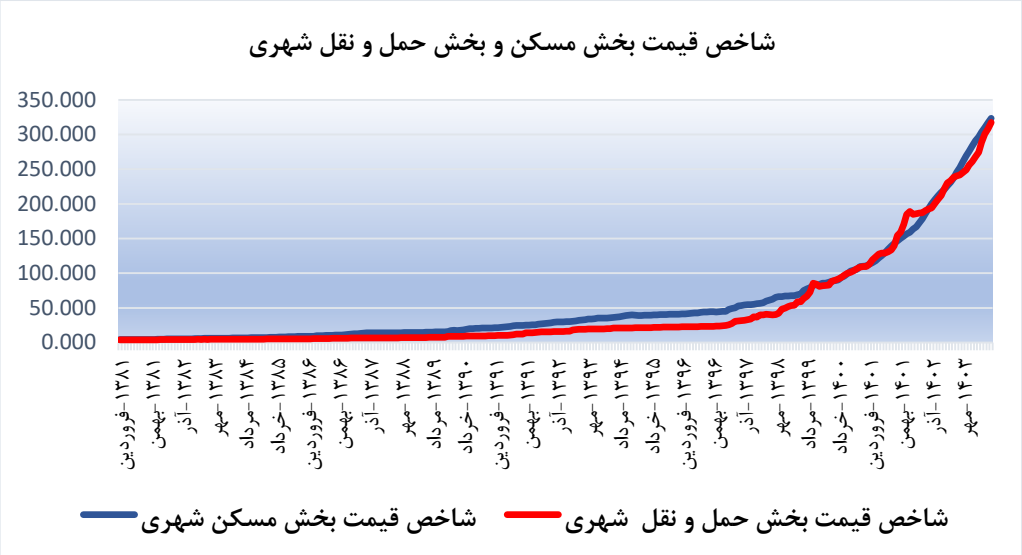


نمودار ۱. سهم و وزن کالا و خدمات در سبد خانوار شهری



نمودار ۲. تورم کالا و خدمات مصرفی خانوار شهری

نمودار (۳) نیز مقایسه شاخص قیمتی بخش مسکن و حمل و نقل شهری را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود روند هر دو شاخص قیمتی بخش مسکن و حمل و نقل شهری، صعودی می‌باشد و این دو متغیر با همبستگی بالایی در کنار یکدیگر در حال افزایش هستند. با این حال مشاهده می‌شود تا اواخر سال ۱۳۹۹، روند شاخص مسکن بیش از شاخص قیمت حمل و نقل مشاهده شده است در حالی که از سال ۱۴۰۰ به بعد در برخی سال‌ها شاخص قیمت حمل و نقل، برابر و یا حتی بالاتر از شاخص قیمت مسکن در نوسان بوده است.



نمودار ۳. مقایسه شاخص قیمتی بخش مسکن و حمل و نقل شهری

۳- روش تحقیق

برگرفته از مطالعات ژو و همکاران (۲۰۲۲)، محمودی‌نیا و مستولی‌زاده (۲۰۲۳)، باندمارک و مرکل (۲۰۲۳) و هوانگ و همکاران (۲۰۲۵) هدف این تحقیق بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی شاخص قیمت حمل و نقل بر تورم بخش مسکن خانوار شهری در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی و روش رگرسیون چندکی می‌باشد. هدف اصلی، درک چگونگی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی قیمت حمل و نقل بر تورم مسکن و همچنین تحلیل این تأثیرات در سطوح مختلف تورم مسکن است. از طرف دیگر در این مطالعه در طی دوره ماهانه از فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۴۰۲ اثر سایر متغیرهای مختص بخش مسکن و کلان اقتصاد از جمله نقدینگی، قیمت نفت، نرخ ارز، سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان شهری، شاخص قیمت مسکن اجاره شهری و شاخص پروانه‌های صادر شده بخش مسکونی شهری بر شاخص قیمت مسکن خانوارهای شهری نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل پایه‌ای در این تحقیق به صورت زیر ارائه می‌گردد.

که در این معادلات همچنین CPI_H، TRA، LIQ، OIL، EXC، FDB، $RENT$ و BUI به ترتیب نشان دهنده متغیرهای شاخص قیمت بخش مسکن شهری، شاخص قیمت بخش حمل و نقل شهری، نقدینگی، قیمت نفت، نرخ ارز، سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان شهری، شاخص قیمت مسکن اجاره شهری و شاخص پروانه‌های صادر شده بخش مسکونی شهری می‌باشند. همچنین ξ_t نیز بیان کننده جز اخلال در مدل است. داده‌های مورد استفاده شامل شاخص قیمت حمل و نقل، شاخص قیمت مسکن، و سایر متغیرهای کلیدی اقتصادی مربوط به دوره زمانی مشخصی از اقتصاد ایران می‌باشد. روش تحقیق این مطالعه توصیفی تحلیل با استفاده از مدل های رگرسیونی و داده های سری زمانی ماهیانه دوره ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ می باشد. در جدول ۱، تعاریف متغیرها مشاهده می‌شود.

$$CPI_H_t = \alpha_0 + \alpha_1 TRA + \alpha_2 LIQ + \alpha_3 OIL_t + \alpha_4 EXC_t + \alpha_5 FDB_t + \alpha_6 RENT_t + \alpha_7 BUI_t + \xi_t \quad (۱)$$

جدول ۱. تعاریف متغیرها

نماد	متغیر	توصیف متغیر	منبع داده‌ها
CPI_H	شاخص قیمت بخش مسکن شهری	لگاریتم شاخص قیمت بخش مسکن شهری خانوارها سال پایه ۱۴۰۰	مرکز آمار ایران
TRA	شاخص قیمت بخش حمل و نقل شهری	لگاریتم شاخص قیمت بخش حمل و نقل شهری خانوارها سال پایه ۱۴۰۰	مرکز آمار ایران
LIQ	نقدینگی	لگاریتم حجم کل نقدینگی بر حسب عرضه به عنوان ابزار سیاست پولی	مرکز آمار ایران
OIL	قیمت نفت	لگاریتم میانگین شاخص قیمت نفت خام جهانی	بانک مرکزی ایران
EXC	نرخ ارز	لگاریتم شاخص قیمت نرخ ارز بازارا غیر رسمی	بانک مرکزی ایران
FDB	سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان شهری	لگاریتم شاخص سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان شهری	بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران
RENT	شاخص قیمت مسکن اجاره شهری	لگاریتم شاخص قیمت مسکن اجاره‌ای بخش شهری	بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران
BUI	شاخص پروانه‌های صادر شده بخش مسکونی شهری	لگاریتم پروانه‌های صادر شده بخش مسکونی شهری	بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران

منبع: یافته‌های محققین

از طرف دیگر در این مطالعه برای بررسی اثرات متغیرهای مستقل بر وابسته از رویکرد الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی استفاده می‌شود که برای چارچوب تحلیل همجمعی به دلیل ویژگی‌های اقتصادسنجی آن در مطالعات متعددی استفاده شده است (آبانگو و همکاران، ۲۰۱۹؛ کچوکو اوکره و همکاران، ۲۰۲۱؛ نگوک شوان، ۲۰۲۵). مهمترین مزیت این روش قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها صرف نظر از ایستا بودن یا نبودن بین آن‌ها است. همچنین در این مدل، امکان بررسی روابط کوتاه و پویا و بررسی سرعت تعدیل برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز وجود دارد. مدل رگرسیون ARDL برای مدل تحت بررسی در این مطالعه به صورت رابطه ۲ ارائه می‌گردد.

$$\Delta CPI_H_t = \alpha + \sum_{J=1}^{n} \alpha_1 \Delta CPI_H_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_2 \Delta TRA_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_3 \Delta LIQ_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_4 \Delta LIQ_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_5 \Delta OIL_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_6 \Delta EXC_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_7 \Delta FDB_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_8 \Delta RENT_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_9 \Delta BUI_{t-j} + \beta_0 CPI_H_{t-1} + \beta_1 TRA_{t-1} + \beta_2 LIQ_{t-1} + \beta_3 OIL_{t-1} + \beta_4 EXC_{t-1} + \beta_5 FDB_{t-1} + \beta_6 RENT_{t-1} + \beta_7 BUI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

در این معادله، Δ نشان دهنده تفاضل مرتبه اول، و ε نشان دهنده باقیمانده نویز سفید مربوط به مدل قیمت مسکن است. همچنین، n تعداد بهینه وقفه‌های انتخاب شده توسط AIC است. در معادله (۱)، نه عبارت با علائم جمع، مدل دینامیک تصحیح خطا را نشان می‌دهند و بخش دوم (که با β نشان داده شده است) مربوط به رابطه بلندمدت است. تمام پارامترها به لگاریتم طبیعی تبدیل می‌شوند تا واریانس تثبیت شود و ضرایب به عنوان کشش تفسیر شوند. این چارچوب روش‌شناختی، ارزیابی جامعی از چگونگی تأثیر شاخص حمل و نقل بر شاخص قیمت بخش مسکن در ایران در طول زمان را فراهم می‌کند و هم دقت نظری و هم استحکام تجربی را ارائه می‌دهد.

از آنجایی که یک از اهداف این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن شاخص قیمت حمل و نقل را بر شاخص قیمت مسکن است از این رو از روش خطی و غیرخطی که توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) معرفی شده است، استفاده خواهیم کرد بر اساس این روش، برای بررسی اثر عدم تقارن، متغیر مستقل را می‌توان از طریق تکنیک جمع‌های جزئی به تغییرات مثبت و منفی تجزیه کرد (دمیر و همکاران، ۲۰۲۱). بنابراین، علامت مثبت روی هر متغیر نشان دهنده شوک مثبت و علامت منفی نشان دهنده شوک منفی است. در این راستا، شوک‌های مثبت و منفی برای شاخص قیمت حمل و نقل را می‌توان به صورت رابطه ۳ محاسبه کرد.

$$TRA_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta TRA_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta TRA_J, 0); \quad (3)$$

$$TRA_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta TRA_t^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta TRA_J, 0); \quad (4)$$

مطابق با شین و همکاران (۲۰۱٤) و پسران و همکاران (۲۰۰۱)، می‌توانیم معادله (۲) را در چارچوب با وقفه‌های توزیعی غیرخطی به صورت زیر بازنویسی کنیم. از این رو در این رابطه برای بررسی وجود رابطه بلندمدت، باید آزمون هم انباشتگی نامتقارن مورد استفاده قرار داد. در ادامه به آمار توصیفی متغیرهای پژوهشی پرداخته می‌شود.

$$\begin{aligned}\Delta CPI_H_t = \alpha &+ \sum_{J=1}^{n} \alpha_1 \Delta CPI_H_{t-j} \\ &+ \sum_{J=0}^{n+} a_2^+ \Delta TRA_{t-j}{}^+ + \sum_{J=0}^{n-} a_3^- \Delta TRA_{t-j}{}^- + \sum_{J=0}^{n} \alpha_4 \Delta LIQ_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_5 \Delta LIQ_{t-j} \\ &+ \sum_{J=0}^{n} \alpha_6 \Delta OIL_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_7 \Delta EXC_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_8 \Delta FDB_{t-j} + \sum_{J=0}^{n} \alpha_9 \Delta RENT_{t-j} \\ &+ \sum_{J=0}^{n} \alpha_{10} \Delta BUI_{t-j} + \beta_0 CPI_H_{t-1} \\ &+ \beta_1{}^+ TRA_{t-1} + \beta_2{}^- TRA_{t-1} \\ &+ \beta_3 LIQ_{t-1} + \beta_4 OIL_{t-1} + \beta_5 EXC_{t-1} + \beta_6 FDB_{t-1} + \beta_7 RENT_{t-1} + \beta_8 BUI_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned} \quad (2)$$

شاخص‌های لگاریتم قیمت بخش مسکن شهری و قیمت مسکن اجاره‌ای شهری، میانگین‌هایی نزدیک به هم (۱/٤٦ و ۱/٤۸) دارند که نشان‌دهنده روند کلی افزایش قیمت در بخش مسکن و اجاره‌بها است. متغیر کلیدی شاخص قیمت بخش حمل و نقل شهری، با میانگین ۱/۲٦ و انحراف معیار نسبتاً بالای ۰/٤۹، نوسانات قابل توجهی را در قیمت‌های حمل و نقل در اقتصاد ایران نشان می‌دهد. نقدینگی با میانگین ۳/۰۵ و انحراف معیار ۰/۵۲، متغیری با روند صعودی و نوسانات قابل ملاحظه و میانگین قیمت نفت (OIL)، (۱/۸۳) با انحراف معیار نسبتاً پایین ۰/۱۵، نشان‌دهنده ثبات نسبی یا نوسانات کمتر در لگاریتم قیمت نفت خام جهانی در مقایسه با سایر متغیرهای داخلی است. نرخ ارز (EXC) با میانگین ٤/۵٦ و بالاترین انحراف معیار (۰/۵۸) در بین تمامی متغیرها، بیشترین نوسانات را در طول دوره مطالعه تجربه کرده است. دو متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان شهری (FDB) و شاخص پروانه‌های صادر شده بخش مسکونی شهری (BUI) که به نوعی نماینده عرضه در بخش مسکن هستند، میانگین‌هایی در حدود ۵/۲۲ و ٤/۵٤ دارند. این تحلیل اولیه، بستر مناسبی برای ورود به مباحث اصلی مدل‌سازی و آزمون فرضیات پژوهش فراهم می‌آورد.

جدول ۲. توصیف آماری متغیرها

	CPI_H	*TRA*	*LIQ*	*OIL*	*EXC*	*FDB*	*RENT*	*BUI*
میانگین	1/46	1/26	3/05	1/83	4/56	5/22	1/48	4/54
میانه	1/48	1/21	3/06	1/84	4/51	5/22	1/49	4/54
حداکثر	2/34	2/33	4/05	2/12	5/72	6/31	2/34	4/83
حداقل	0/75	0/65	2/09	1/32	3/93	4/16	0/81	4/29
انحراف معیار	0/41	0/49	0/52	0/15	0/58	0/56	0/39	0/12

منبع: یافته‌های محققین

٤- نتایج تجربی

در این بخش نتایج مدل های اقتصاد سنجی ارائه می گردد. ابتدا به تحلیل آزمون ریشه واحد پرداخته می‌شود.

تحلیل آزمون ریشه واحد متغیرها

برای اطمینان از اعتبار نتایج رگرسیون و جلوگیری از مشکل رگرسیون کاذب، پیش از برآورد مدل اصلی، آزمون ریشه واحد برای تمامی متغیرها با استفاده از دو روش دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون انجام شد. نتایج هر دو آزمون که در جدول (۳) ارائه شده است، نشان می‌دهد که به جز متغیر قیمت نفت که در هر دو آزمون ADF و PP در سطح I(0) و بدون تفاضل‌گیری (یعنی بدون ریشه واحد) مانا بوده است، سایر متغیرها (شامل CPI_H، TRA، LIQ، EXC، FDB، RENT و BUI) در سطح I(0) دارای ریشه واحد هستند و مانا نیستند.

با این حال، تمامی این متغیرها پس از یک‌بار تفاضل‌گیری، یعنی در سطح I(1) ، مانا شدند. این یافته‌ها، به ویژه وجود ریشه واحد در اکثر متغیرها در سطح، از اهمیت به‌کارگیری الگوهای مناسب برای متغیرهای غیرمانا، مانند مدل NARDL که امکان بررسی اثرات نامتقارن و بلندمدت را فراهم می‌آورد، پشتیبانی می‌کند و این اطمینان را می‌دهد که مدل‌سازی بر پایه داده‌های مانا و معتبر صورت خواهد گرفت.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد

	آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF)		آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون (PP)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
CPI_H	1/95 (0/99)	-5/42* (0/00)	2/13 (0/99)	-15/5* (0/00)
TRA	4/04 (1/00)	-12/9* (0/00)	3/61 (1/00)	-13/2* (0/00)
LIQ	0/02 (0/95)	-2/89** (0/04)	0/06 (0/96)	-12/0* (0/00)
OIL	-3/51* (0/00)	-10/9** (0/04)	-3/02** (0/03)	-10/3* (0/00)
EXC	0/78 (0/99)	-9/55* (0/00)	1/10 (0/99)	-9/48* (0/00)
FDB	-0/35 (0/91)	-4/65* (0/00)	0/13 (0/96)	-8/51* (0/00)
RENT	1/46 (0/99)	-2/76*** (0/06)	2/28 (1/00)	-16/9* (0/00)
BUI	-1/55 (0/50)	-4/41* (0/00)	-3/11* (0/02)	-13/3* (0/00)

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. آماره احتمال در پرانتز می‌باشد.

منبع: یافته‌های محققین

تحلیل نتایج آزمون BDS

به منظور بررسی وجود وابستگی‌های غیرخطی در متغیرهای اصلی پژوهش، شاخص قیمت بخش مسکن شهری و شاخص قیمت بخش حمل و نقل شهری، از آزمون BDS برای ابعاد مختلف (**m=2** تا **m=6**) استفاده شد. نتایج این آزمون، که در جدول (٤) آمده است، به وضوح نشان می‌دهد که آماره آزمون برای هر دو متغیر و در تمامی ابعاد مورد بررسی، در سطح ۱ درصد (با علامت *) معنادار است. این معناداری آماری، فرضیه صفر مبنی بر وجود وابستگی خطی و مستقل و یکسان بودن توزیع داده‌ها را رد می‌کند و به شدت بر وجود وابستگی‌های غیرخطی و پیچیدگی‌های ساختاری در سری‌های زمانی این دو متغیر تأکید دارد.

جدول ٤. نتایج آزمون BDS

متغیرها	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6
CPI_H	0/20*	0/34*	0/44*	0/51*	0/56*
TRA	0/20*	0/35*	0/43*	0/50*	0/55*

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد

نتایج رگرسیون مدل خطی ARDL

در این بخش ابتدا نتایج مدل رگرسیون خطی ARDL در سه حالت با ساختارهای متفاوت مرور می شود.

تحلیل نتایج مدل خطی ARDL (1,1)

مدل اول از نوع ARDL (1,1) به بررسی رابطه خطی بین تورم بخش مسکن و شاخص قیمت حمل و نقل می‌پردازد. ضریب خودرگرسیون تورم مسکن با یک وقفه برابر با ۰/۰۱- است و در سطح ۱ درصد معنادار شده است. این نشان می‌دهد که تورم مسکن در دوره قبل، اثر منفی و معناداری بر تورم فعلی مسکن دارد که ممکن است به نوعی تعدیل یا بازگشت به میانگین در کوتاه مدت اشاره کند. از سوی دیگر، شاخص قیمت حمل و نقل با یک وقفه دارای ضریب مثبت ۰/۰۱ در سطح معناداری ۱ درصد است. این یافته حاکی از آن است که افزایش در شاخص قیمت حمل و نقل، به صورت خطی و مثبت بر تورم بخش مسکن در دوره جاری تأثیر می‌گذارد. این نتیجه با یافته‌های تئوری فشار هزینه همخوانی دارد، که معتقد است افزایش هزینه‌های نهاده‌ای (مانند حمل و نقل) به صورت افزایشی به قیمت محصول نهایی (خدمات مسکن) منتقل می‌شود. در کوتاه مدت نیز، تغییرات آنی در شاخص حمل و نقل با ضریب ۰/۱۱ و در سطح ۱ درصد معنادار، تأثیر مثبت و قابل توجهی بر تورم مسکن دارد. این نتیجه نشان‌دهنده حساسیت کوتاه‌مدت تورم مسکن به شوک‌های ناگهانی در هزینه‌های حمل و نقل است. این یافته، با تأکید بر کانال‌های مختلف انتقال مانند افزایش هزینه حمل مصالح ساختمانی و هزینه‌های مربوط به جابجایی و نگهداری مسکن (گلیسر و گیورکو،۲۰۱۸) که بر اهمیت هزینه‌های لجستیک در قیمت‌گذاری نهایی تأکید دارد، همسو است. ضریب تصحیح خطا نیز با مقدار ۰/۰۱- و معناداری در سطح ۱ درصد، نشان‌دهنده وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها و سرعت تعدیل برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. با این حال، مقدار R^2 نسبتاً پایین (۰/۰۹) و عدم معناداری آماره رمزی (۰/۲۸) به ترتیب نشان‌دهنده توان توضیحی محدود مدل و احتمال وجود روابط غیرخطی نادیده گرفته شده است.

تحلیل نتایج مدل خطی ARDL (۳،۰،۰،۰،۱)

مدل دوم ARDL با ساختار (۳،۰،۰،۰،۱) علاوه بر CPI_H و TRA، متغیرهای نقدینگی (LIQ)، قیمت نفت و نرخ ارز (EXC) را نیز به معادله اضافه کرده است. در این مدل، ضریب خودرگرسیون قیمت مسکن با یک وقفه با مقدار ۰/۰۳- و در سطح ۵ درصد معنادار است که مجدداً اثر تعدیل‌کننده یا بازگشتی تورم مسکن از دوره قبل را تأیید می‌کند. شاخص قیمت حمل و نقل، دارای ضریب مثبت ۰/۰۲ و معنادار در سطح ۱ درصد است که نشانگر تأثیر مثبت آنی بر تورم مسکن است. این اثر قوی‌تر از مدل قبلی به نظر می‌رسد. قیمت نفت نیز با ضریب مثبت ۰/۰۱ و معناداری در سطح ۱ درصد، تأثیرگذار بوده که نشان‌دهنده نقش هزینه‌های انرژی بر تورم مسکن است. این نتیجه ارتباط تنگاتنگ بخش مسکن با اقتصاد کلان و به ویژه بازارهای جهانی انرژی را برجسته می‌سازد. این تأثیر می‌تواند از دو کانال اصلی منتقل شود: اول، افزایش هزینه‌های ساخت و ساز (مصالح وابسته به انرژی) و دوم، افزایش هزینه‌های حمل و نقل عمومی و خصوصی که به طور غیرمستقیم بر تقاضا و هزینه‌های نگهداری مسکن اثر می‌گذارد. این یافته با تئوری رابطه هزینه‌های انرژی و تورم و مطالعات تجربی متعددی که این رابطه را در بخش‌های مختلف اقتصادی، از جمله مسکن، تأیید کرده‌اند (بریتفلر و همکاران، ۲۰۱۵؛ روفای و همکاران، ۲۰۲٤)، همسو است. تغییرات آنی در نرخ ارز (D(EXC)) با ضریب ۰/۰۵ و در سطح ۵ درصد معنادار، اثر مثبتی بر تورم مسکن دارد که از کانال واردات و هزینه‌های ساخت و ساز قابل توجیه است. افزایش نرخ ارز، هزینه واردات مصالح ساختمانی، تجهیزات و حتی کالاهای مصرفی مرتبط با مسکن را افزایش داده و فشار تورمی ایجاد می‌کند. این موضوع با تئوری انتقال نرخ ارز در اقتصادهای وابسته به واردات، به ویژه در بخش ساخت و ساز، مطابقت دارد. ضریب ECM معنادار ۰/۰۳- نیز بر وجود رابطه

بلندمدت تأکید دارد. با این حال، متغیر نقدینگی (LIQ) و نرخ ارز با یک وقفه (EXC(-1)) در این مدل معنادار نشده‌اند. نظریه‌های پولی مانند تئوری مقداری پول بیانگر رابطه مستقیم بین حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها هستند. عدم معناداری LIQ ممکن است نشان‌دهنده تأثیر غیرمستقیم آن بر مسکن از طریق سایر کانال‌ها، یا کند بودن انتقال اثرات نقدینگی به بخش مسکن، یا حتی وجود اثرات غیرخطی باشد. همچنین، عدم معناداری EXC(−۱) می‌تواند حاکی از آن باشد که تأثیرات نرخ ارز بیشتر در کوتاه‌مدت و از طریق شوک‌های آنی خود را نشان می‌دهد.

R^2 در این مدل به ۰/۱۹ افزایش یافته که نشان‌دهنده بهبود توان توضیحی نسبت به مدل اول است. با این حال، آماره رمزی (۰/۰۵) همچنان به ما نشان می دهد که روابط غیرخطی باید بررسی شود.

تحلیل نتایج مدل خطی ARDL(۳،۲،۳،۰)

مدل سوم پیچیدگی بیشتری دارد و شامل متغیرهای هزینه اجاره‌بها (RENT) و شاخص ساخت و ساز (BUI) نیز می‌شود. شاخص حمل و نقل با یک وقفه (TRA(-1)) در این مدل معنادار نیست، اما تغییرات آنی در شاخص حمل و نقل (D(TRA)) با ضریب ۰/۱۲ و معناداری در سطح ۱ درصد، و همچنین تغییرات حمل و نقل با یک وقفه (D(TRA(-1))) با ضریب ۰/۰۷ و معناداری در سطح ۱۰ درصد، نشان‌دهنده اثرات مثبت و پویای حمل و نقل بر تورم مسکن در کوتاه مدت هستند. هزینه‌های اجاره‌بها (RENT) نیز نقش مهمی ایفا می‌کنند؛ این یافته، با تئوری انتظارات که معتقد است عوامل هزینه‌ای به تدریج به قیمت‌ها منتقل می‌شوند، سازگار است. تغییرات آنی و با یک وقفه در D(RENT) RENT و (D(RENT(-1)) به ترتیب با ضرایب ۰/۲۳ و ۰/۳۱ و معناداری در سطح ۱ درصد، تأثیر مثبت و قوی بر تورم مسکن دارند. این یافته بسیار منطقی است، زیرا اجاره‌بها جزء مهمی از هزینه‌های مسکن است. تئوری‌های متعددی این موضوع را تبیین می‌کنند؛ از جمله تئوری هزینه جایگزینی که قیمت مسکن را تابعی از هزینه ساخت مسکن جدید می‌داند و اجاره‌بها نیز بازتابی از این هزینه‌هاست، و همچنین تئوری تعادل بازار که بیان می‌کند در یک بازار رقابتی، اجاره‌بهای بالا نشان‌دهنده تقاضای قوی یا عرضه محدود است که هر دو به فشار تورمی در قیمت خرید منجر می‌شوند. این یافته با مطالعات کلاسیک مانند آرنوت (۱۹۸٤) و تحقیقات جدیدتر مانند لو و همکاران (۲۰۲۰) که ارتباط قوی بین بازده اجاره و قیمت خرید مسکن را نشان داده‌اند، کاملاً همسو است. شاخص ساخت و ساز با ضریب ۰/۰۰۷- و معناداری در سطح ۱۰ درصد، اثر منفی دارد که ممکن است به افزایش عرضه و کاهش فشار تورمی اشاره کند. این نتیجه با تئوری عرضه و تقاضا سازگار است. افزایش فعالیت‌های ساخت و ساز، به معنای افزایش عرضه بالقوه مسکن در آینده است که می‌تواند انتظارات تورمی را تعدیل کرده و قیمت‌ها را پایین بیاورد. این یافته با مطالعاتی که رابطه معکوس بین عرضه مسکن و قیمت‌ها را نشان می‌دهند (گورکو، ۲۰۰۹) همخوانی دارد. ضریب ECM با مقدار ۰/۰۲- و معناداری در سطح ۱ درصد، وجود رابطه بلندمدت و تعدیل به سمت آن را تأیید می‌کند. R^2 این مدل به ۰/۲٤ افزایش یافته که بالاترین توان توضیحی در بین سه مدل خطی ARDL را نشان می‌دهد. با این وجود، نتایج آزمون رمزی (۱/۱۵) همچنان بر ضرورت بررسی روابط غیرخطی تأکید دارد، چرا که مدل‌های خطی ممکن است تمام پیچیدگی‌ها را به تصویر نکشند.

جدول ۵. نتایج آزمون خطی ARDL

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
	ARDL (1,1)	ARDL (3,0,0,0,1)	ARDL (3,2,3,0)
$CPI_H(-1)$	-0/01* (-2/79)	-0/03** (-2/25)	-0/02** (-2/35)
TRA		0/02* (2/83)	
$TRA(-1)$	0/01* (3/21)		-0/005 (-0/77)
LIQ		0/003 (0/38)	
OIL		0/01* (4/46)	
$EXC(-1)$		0/002	

	(0/03)		
FDB			0/01** (2/02)
$RENT(-1)$			0/01 (1/15)
BUI			-0/007*** (-1/64)
C	0/009* (3/38)	-0/02 (-0/58)	0/006 (0/25)
$D(CPI_H(-1))$		-0/12*** (-1/96)	-0/19* (-2/95)
$D(CPI_H(-2))$		-0/14** (-2/35)	-0/20* (-3/25)
$D(TRA)$	0/11* (2/60)		0/12* (2/92)
$D(TRA(-1))$			0/07*** (1/73)
$D(EXC)$		0/05** (2/50)	
$D(RENT)$			0/23* (2/70)
$D(RENT(-1))$			0/31* (3/55)
$D(RENT(-2))$			0/13 (1/42)
R^2	0/09	0/19	0/24
آماره F	7/83*	6/61*	6/03*
ECM (ضریب تصحیح خطا)	-0/01* (-10/6)	-0/03* (-11/1)	-0/02* (-5/31)
آزمون رمزیF	0/28	0/05	1/15

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. آماره t در پرانتز می‌باشد.

منبع: یافته‌های محققین

تحلیل نتایج آزمون کرانه مدل‌های خطی ARDL

برای بررسی وجود یک رابطه بلندمدت یا هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد مطالعه در هر سه مدل ARDL، از آزمون کرانه استفاده شده است که نتایج آن در جدول (٦) قابل مشاهده است. در این آزمون، آماره F محاسبه شده برای هر سه مدل، به ترتیب ۳۷ برای مدل اول، ۲۰/۲ برای مدل دوم، و ٤/٦ برای مدل سوم، به طور معنی‌داری بزرگ‌تر از کران بالایی در تمامی سطوح معناداری (۱، ۵ و ۱۰ درصد) است. این نتایج قاطع، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی را رد کرده و به شدت تأیید می‌کند که بین متغیرهای هر سه مدل ARDL، یک رابطه تعادلی بلندمدت و معنادار وجود دارد. به عبارت دیگر، متغیرهای تورم مسکن، حمل و نقل و سایر متغیرهای کنترلی (مانند نقدینگی، قیمت نفت، نرخ ارز، اجاره‌بها و شاخص ساخت و ساز) در بلندمدت به سمت یکدیگر همگرا می‌شوند و ارتباطی پایدار دارند. این یافته، اعتبار رویکرد ARDL برای تحلیل روابط بلندمدت در این پژوهش را بیش از پیش تقویت می‌کند و مدل ها را برای ورود به فاز تحلیل‌های نامتقارن که می‌تواند ابعاد پنهان این روابط را آشکار سازد، آماده می‌سازد.

جدول ٦. آزمون کرانه مدل خطی ARDL

	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم	
آمار F	37/0*		20/2*		4/60*	
سطح معناداری	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
۱۰٪	3/51	3/02	3/09	2/20	3/09	2/20
۵٪	4/16	3/62	3/49	2/56	3/49	2/56
۱٪	5/58	4/94	4/37	3/29	4/37	3/29

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد.

منبع: یافته‌های محققین

نتایج رگرسیون مدل غیر خطی NARDL

در این بخش با توجه به نتایج آزمون های رمزی و BDS در مدل های قبل، نتایج رگرسیون مدل غیر خطی NARDL مرور و تحلیل می‌شود.

تحلیل نتایج مدل اول NARDL(۱،۱،۰)

مدل اول NARDL با ساختار (۱،۱،۰) تلاش می‌کند تا اثرات نامتقارن تورم حمل و نقل بر تورم بخش مسکن را بررسی کند. ضریب خودرگرسیون تورم مسکن با یک وقفه برابر با ۰/۰۱- است و در سطح ۵ درصد معنادار شده است. این نشان‌دهنده یک اثر تعدیل‌کننده یا بازگشتی از تورم گذشته مسکن بر تورم فعلی است، درست مثل آنچه در مدل خطی مشاهده شد. نتایج نشان می دهد که افزایش‌های مثبت در تورم حمل و نقل با یک وقفه، ضریب مثبت ۰/۰۱ را با معناداری در سطح ۵ درصد به خود اختصاص داده‌اند، در حالی که کاهش‌های منفی در تورم حمل و نقل با یک وقفه، دارای ضریب ۰/۰۱- و غیرمعنادار هستند. این نشان می‌دهد که افزایش‌های گذشته در هزینه‌های حمل و نقل بر تورم مسکن تأثیر مثبت دارند، اما کاهش‌های گذشته تأثیر معناداری ندارند. در کوتاه‌مدت، افزایش‌های آنی در تورم حمل و نقل نیز با ضریب ۰/۱۱ و در سطح ۵ درصد معنادار، تأثیر مثبتی بر تورم مسکن دارند. ضریب تصحیح خطا با مقدار ۰/۰۱- و در سطح ۱ درصد معنادار است که مجدداً وجود رابطه بلندمدت و تعدیل به سمت تعادل را تأیید می‌کند. R^2 مدل (۰/۰۹) و آماره F ، (۵/۸۷) تقریباً مشابه مدل خطی اول است، اما تفاوت کلیدی در تفکیک اثرات مثبت و منفی TRA است که مدل خطی از پس آن برنمی‌آمد. آزمون رمزی F ، (۰/۲۲) نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی مرتبه بالا و در نتیجه تأییدکننده مناسب بودن مدل از نظر آماری است. این مدل، با وجود R^2 نسبتاً پایین، بینش‌های مهمی را در مورد دینامیک‌های نامتقارن بین تورم حمل و نقل و مسکن ارائه می‌دهد که در مدل‌های خطی قابل مشاهده نیست. یافته کلیدی مدل، یعنی تأثیر مثبت و معنادار افزایش‌های گذشته در تورم حمل و نقل در مقابل عدم معناداری کاهش‌ها، با تئوری فشار- هزینه همخوانی دارد. مطالعات متعدد در اقتصادهای در حال توسعه، مانند مطالعه گاسدورف و هالگیت (۲۰۰۷) و لی و همکاران (۲۰۱۸)، نشان داده‌اند که بخش مسکن به شدت به هزینه‌های حمل و نقل حساس است، زیرا حمل مصالح ساختمانی، نیروی کار و دسترسی به مناطق شهری، همگی تحت تأثیر هزینه‌های حمل و نقل قرار دارند. از سوی دیگر، کاهش هزینه‌های حمل و نقل لزوماً با همان سرعت و شدت به کاهش قیمت مسکن منجر نمی‌شود، که این می‌تواند ناشی از عواملی مانند عدم قطعیت انتظارات یا اصطکاک‌های بازار باشد که مانع از کاهش سریع قیمت‌ها می‌شوند.

تحلیل نتایج مدل دوم NARDL(۳،۰،۰،۰،۰،۱)

مدل دوم NARDL با ساختار (۳،۰،۰،۰،۰،۱) پیچیدگی بیشتری را در نظر می‌گیرد و اثرات متغیرهای نقدینگی (LIQ)، قیمت نفت (OIL) و نرخ ارز (EXC) را به همراه اثرات نامتقارن تورم حمل و نقل (TRA) بر تورم مسکن (CPI_H) بررسی می‌کند. در اینجا نیز، افزایش‌های مثبت در تورم حمل و نقل با یک وقفه، ضریب مثبت ۰/۰٤ را با معناداری در سطح ۱ درصد نشان می‌دهند، که اثر افزایشی آن بر تورم مسکن را تأیید می‌کند. از سوی دیگر، کاهش‌های منفی در تورم حمل و نقل با ضریب ۰/۱۹ و در سطح ۱۰ درصد معنادار، تأثیر مثبتی بر تورم مسکن دارند. در میان متغیرهای کنترلی، قیمت نفت با ضریب ۰/۰۱ و در سطح ۱ درصد معنادار، تأثیر مثبتی بر تورم مسکن دارد، زیرا نوسانات قیمت نفت می‌تواند بر هزینه‌های حمل و نقل و تولید مصالح ساختمانی اثر بگذارد. نقدینگی (LIQ) با ضریب ۰/۰۰٤- و نرخ ارز (EXC(-1)) با ضریب ۰/۰۰۲- هر دو غیرمعنادار هستند. در کوتاه‌مدت، تغییرات در تورم مسکن و تغییرات نرخ ارز نیز اثرات معناداری دارند. ضریب تصحیح خطا با مقدار ۰/۰۳- و در سطح ۱ درصد معنادار است، که نشان‌دهنده سرعت تنظیم ۳ درصدی برای بازگشت به تعادل بلندمدت است. R2 مدل ۰/۲۰ است که نشان می‌دهد ۲۰ درصد از تغییرات در تورم مسکن توسط این مدل توضیح داده می‌شود. آماره F برابر با ٦/١٦ و در سطح ۱ درصد معنادار است و آزمون رمزی F، (۰/۲٦) نیز تأییدکننده عدم وجود خودهمبستگی مرتبه بالا و مناسب بودن مدل است. یافته مورد توجه این مدل در مورد تورم حمل و نقل، نشان می‌دهد که هم افزایش و هم کاهش آن می‌توانند اثرات معناداری بر تورم مسکن داشته باشند، اما با جهت‌گیری‌های متفاوت. این یافته می‌تواند با تئوری انتقال نامتقارن شوک‌ها توضیح داده شود؛ جایی که بازارها به شوک‌های مثبت (افزایش هزینه‌ها) واکنش قوی‌تری نشان می‌دهند، اما گاهی اوقات کاهش هزینه‌ها نیز می‌تواند با تأخیر یا به شکل دیگری (مثلاً افزایش سودآوری توسعه‌دهندگان) بر قیمت‌ها اثر بگذارد. تأثیر مثبت و معنادار قیمت نفت بر تورم مسکن، کاملاً با ادبیات تحقیق در اقتصادهای وابسته به انرژی همخوانی دارد.

مطالعات متعددی، مانند رحمان و همکاران (۲۰۲۰) و بریتفلر و همکاران (۲۰۱۵) نشان داده‌اند که قیمت نفت از طریق افزایش هزینه‌های تولید مصالح ساختمانی (مانند سیمان و آسفالت)، هزینه‌های حمل و نقل و افزایش کلی انتظارات تورمی، بر قیمت مسکن تأثیر می‌گذارد. این یافته، ارتباط تنگاتنگ بخش مسکن با اقتصاد جهانی انرژی را برجسته می‌سازد. از سوی دیگر، عدم معناداری نقدینگی (LIQ) و نرخ ارز (EXC(-1)) ممکن است به این معنی باشد که کانال‌های انتقال این متغیرها به بخش مسکن ضعیف‌تر، کندتر یا از طریق متغیرهای دیگری که در مدل لحاظ نشده‌اند، عمل می‌کنند. لذا، تأثیر نرخ ارز ممکن است بیشتر از طریق هزینه‌های واردات مصالح باشد که در مدل با متغیرهای دیگر پوشش داده شده است.

تحلیل نتایج مدل سوم (۳،۱،۰،۱،۲،۰) NARDL

مدل سوم NARDL با ساختار (۳،۱،۰،۱،۲،۰) جامع‌ترین مدل است و علاوه بر متغیرهای قبلی، متغیرهای اجاره‌بها، شاخص ساخت و ساز و نرخ سود بانکی را نیز به معادله اضافه می‌کند. در این مدل، افزایش‌های مثبت در تورم حمل و نقل با ضریب ۰/۰۱ غیرمعنادار هستند، اما نکته قابل توجه در این مدل، ضریب بسیار قوی و معنادار (۰/٤۰) برای کاهش‌های منفی در تورم حمل و نقل در سطح ۱ درصد است. این نشان می‌دهد که در این مدل، کاهش‌ها در تورم حمل و نقل تأثیر بسیار بزرگتر و معنادارتری بر تورم مسکن نسبت به افزایش‌ها دارند. این یافته می‌تواند نشان‌دهنده حساسیت بیشتر بازار مسکن به کاهش هزینه‌های حمل و نقل باشد. در میان متغیرهای کنترلی، نرخ سود بانکی با ضریب ۰/۰۲ و در سطح ۱ درصد معنادار، تأثیر مثبتی بر تورم مسکن دارد، که می‌تواند به دلیل افزایش هزینه‌های وام‌گیری و به تبع آن، افزایش قیمت تمام شده مسکن باشد. اجاره‌بها نیز با ضریب ۰/۰۳ و در سطح ۱ درصد معنادار، اثر مثبتی بر تورم مسکن می‌گذارد که کاملاً منطقی است، زیرا اجاره‌بها و قیمت مسکن ارتباط نزدیکی با هم دارند. شاخص ساخت و ساز (BUI) با ضریب ۰/۰۰۲- و غیرمعنادار است. در کوتاه‌مدت، تغییرات در تورم مسکن و همچنین تغییرات در اجاره‌بها اثرات معناداری بر تورم مسکن دارند. ضریب تصحیح خطا ECM در این مدل با مقدار ۰/۰٦- و در سطح ۱ درصد معنادار، قوی‌ترین میزان تنظیم را نشان می‌دهد که به معنای سرعت بالای بازگشت به تعادل بلندمدت است.

R2 مدل ۰/۲۷ است که حاکی از قدرت تبیین بالای مدل است و نشان می‌دهد که ۲۷ درصد از تغییرات در تورم مسکن توسط این مدل توضیح داده می‌شود. آماره F برابر با ٦/۷۳ و در سطح ۱ درصد معنادار است که کلیت مدل را تأیید می‌کند. آزمون رمزی F، (۰/٦۵) نیز نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی مرتبه بالا است و مدل از نظر تشخیصی مناسب است.

نکته قابل توجه در این مدل، تأثیر بسیار قوی و معنادار کاهش‌های تورم حمل و نقل است که می‌تواند نشان‌دهنده حساسیت بازار مسکن به کاهش هزینه‌ها و انتظارات مثبت ناشی از آن باشد؛ این یافته کمتر در ادبیات رایج دیده می‌شود و نیازمند تفسیر دقیق‌تر است، شاید نشان‌دهنده این باشد که بازار مسکن به کاهش هزینه‌ها در مقیاس بزرگتر و سریعتر از افزایش هزینه‌ها واکنش نشان می‌دهد. تأثیر مثبت و معنادار نرخ بهره بر تورم مسکن (۰/۰۲) منطبق با تئوری هزینه سرمایه و تأثیر انقباضی سیاست پولی است؛ افزایش هزینه تامین مالی، قیمت تمام شده پروژه‌های ساختمانی را بالا برده و تقاضا را نیز از طریق کاهش قدرت خرید وام‌گیرندگان، تحت تأثیر قرار می‌دهد. تحقیقاتی مانند ماتورو (۲۰۱۲) و اوزن (۲۰۲۰) نشان داده‌اند که نرخ بهره اثر قابل توجهی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در بخش مسکن دارد. ارتباط مثبت قوی اجاره‌بها با تورم مسکن (۰/۰۳) یک یافته کلاسیک در اقتصاد مسکن است و توسط تئوری‌های تعادل بازار و هزینه جایگزینی قابل توضیح است؛ در بازارهای کارآمد، بازده اجاره و قیمت خرید مسکن تمایل به همگرایی دارند. ضریب منفی و غیرمعنادار شاخص ساخت و ساز ممکن است نشان‌دهنده این باشد که در دوره مورد مطالعه، عرضه جدید مسکن نتوانسته به تنهایی بر فشار تورمی قیمت‌ها غلبه کند، یا اینکه اثرات آن از طریق سایر متغیرها (مانند کاهش هزینه ساخت) پوشش داده شده است.

به طور کلی، هر سه مدل NARDL تأیید می‌کنند که رابطه بین تورم حمل و نقل و تورم مسکن نامتقارن است و افزایش‌ها و کاهش‌ها در تورم حمل و نقل، اثرات متفاوتی بر تورم مسکن دارند. این یافته بسیار مهم است، زیرا نشان می‌دهد که تنها نگاه به میانگین اثرات کافی نیست و باید به جزئیات نوسانات توجه کرد. ضریب ECM در هر سه مدل نشان‌دهنده وجود یک رابطه بلندمدت و سرعت تعدیل به سمت آن تعادل است، که نتایج آزمون کرانه را تکمیل می‌کند. مدل سوم، با در نظر گرفتن متغیرهای بیشتر و ارائه R2 بالاتر، قدرت تبیین بهتری دارد و می‌تواند بینش‌های عمیق‌تری را در مورد عوامل مؤثر بر تورم مسکن ارائه دهد.

جدول ۷. نتایج آزمون مدل غیرخطی NARDL

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
	NARDL (1,1,0)	NARDL (3,0,0,0,0,1)	NARDL (3,1,0,1,2,0)
$CPI_H(-1)$	-0/01** (-2/36)	-0/03* (-2/35)	-0/06* (-4/45)
$TRA_POS(-1)$	0/01** (1/95)	0/04* (3/09)	0/01 (1/55)
$TRA_NEG(-1)$	-0/01 (-0/16)	0/19*** (1/77)	
TRA_NEG			0/40* (3/27)
LIQ		-0/004 (-0/04)	
OIL		0/01* (4/72)	
$EXC(-1)$		-0/002 (-0/39)	
$FDB(-1)$			0/02* (3/76)
$RENT(-1)$			0/03* (2/84)
BUI			-0/002 (-0/56)
C	0/02* (3/09)	0/01 (0/57)	-0/05** (-1/99)
$D(CPI_H(-1))$		-0/13** (-2/09)	-0/16* (-2/73)
$D(CPI_H(-2))$		-0/15** (-2/47)	-0/19* (-3/22)
$D(TRA_POS)$	0/11** (2/51)		0/10* (2/37)
$D(EXC)$		0/04** (2/33)	
$D(FDB)$			-0/001 (-0/12)
$D(RENT)$			0/20** (2/32)
$D(RENT(-1))$			0/25* (2/94)
R^2	0/09	0/20	0/27
آماره F	5/87*	6/16*	6/73*
ECM (ضریب تصحیح خطا)	-0/01* (-10/4)	-0/03* (-11/2)	-0/06* (-6/64)
آزمون رمزیF	0/22	0/26	0/65

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. آماره t در پرانتز می‌باشد.

منبع: یافته‌های محققین

سایر آزمون‌ها

در ادامه آزمون کرانه برای بررسی رابطه همجمعی بررسی شده است. آزمون کرانه برای هر سه مدل (اول، دوم و سوم) انجام شده و آماره F برای هر کدام (۲۶/۹ برای مدل اول، ۱۷/۷ برای مدل دوم، و ۶/۱۳ برای مدل سوم) در سطح معناداری ۱ درصد (با علامت ستاره) قرار گرفته است. این بدان معناست که شواهد قوی و معناداری برای رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی در هر سه مدل وجود دارد، چه آن متغیرها در سطح یک (I(1)) و چه در سطح صفر (I(0)) باشند. همچنین آماره‌های Fمشاهده شده، به طور قابل توجهی از مقادیر بحرانی در سطوح مختلف معناداری (۱۰٪، ۵٪ و ۱٪) بزرگتر هستند. این قاطعیت نتایج، اطمینان به وجود یک هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت پایدار در هر سه مدل افزایش می‌دهد و نشان می‌دهد که مدل‌های NARDL مورد استفاده، به خوبی توانسته‌اند این روابط اقتصادی را به تصویر بکشند.

جدول ۸. آزمون کرانه مدل غیرخطی NARDL

	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم	
آمار F	26/9*		17/7*		6/13*	
سطح معناداری	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
۱۰٪	3/35	2/63	3/00	2/08	3/00	2/08
۵٪	3/87	3/10	3/38	2/39	3/38	2/39
۱٪	5/00	4/13	4/15	3/06	4/15	3/06

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد.

منبع: یافته‌های محققین

در ادامه آزمون والد برای بررسی عدم تقارن در مدل استفاده شده است. بر اساس نتایج آزمون والد عدم تقارن بلندمدت که در جدول (۹) مشاهده می‌کنید، هر سه مدل (مدل اول، دوم و سوم) نشانه‌هایی از عدم تقارن بلندمدت بین متغیرها ارائه می‌دهند. در مدل اول، آماره F برابر با ۵/۳۶ (احتمال ۰/۰۲) و آماره t برابر با ۲/۳۱ (احتمال ۰/۰۲) که هر دو در سطح معناداری ۵ درصد قرار دارند و نشان می‌دهند که اثر افزایش‌ها و کاهش‌های متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در بلندمدت، با یکدیگر تفاوت معناداری دارند. به عبارت دیگر، شوک‌های مثبت و منفی لزوماً اثرات یکسانی در بلندمدت ندارند. همین الگو، اگرچه با شدت‌های کمی متفاوت، در مدل دوم، آماره F برابر ۳/۱۵ با احتمال ۰/۰۷ در سطح ۱۰٪ و آماره t برابر ۱/۷۷ با احتمال ۰/۰۷ در سطح ۱۰ % و مدل سوم، آماره F برابر ٤/۹٤ با احتمال ۰/۰۲ و آماره t برابر ۲/۲۲- با احتمال ۰/۰۲ نیز تکرار شده است. این یافته‌ها در مجموع، بر اهمیت استفاده از مدل‌های غیرخطی مانند NARDL تاکید می‌کنند، زیرا روابط اقتصادی در دنیای واقعی اغلب نامتقارن هستند و مدل‌های خطی قادر به درک این ظرافت‌ها نیستند.

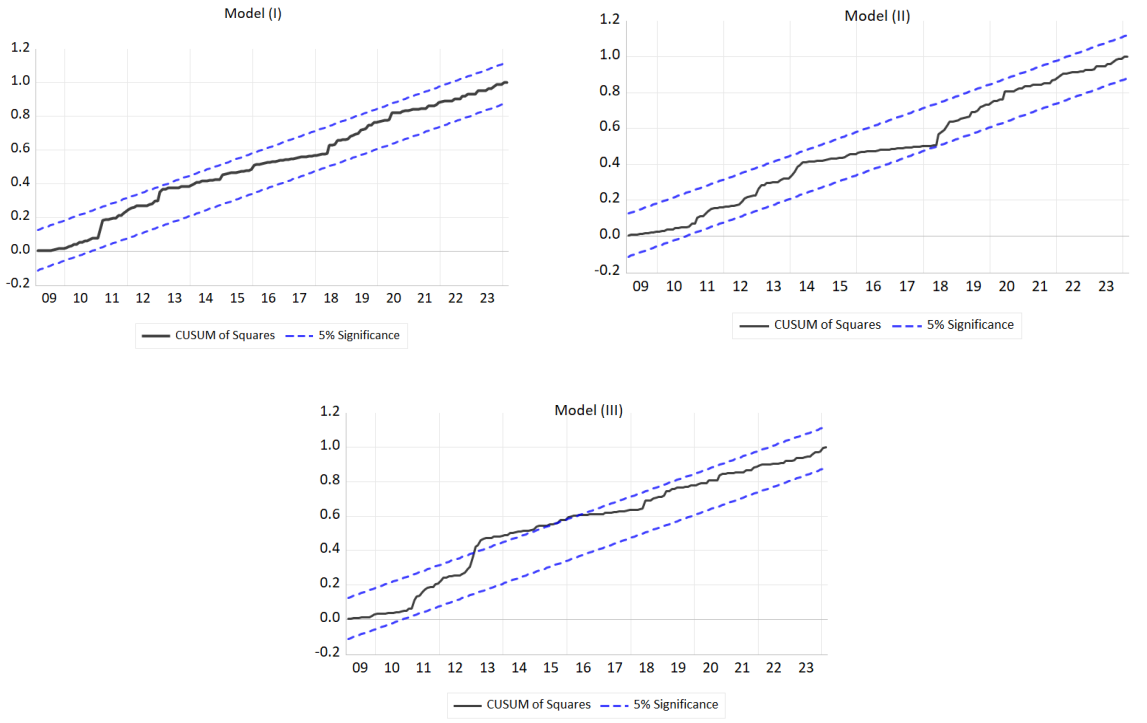
جدول ۹. آزمون والد عدم تقارن بلندمدت

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
آمار F	5/36** (0/02)	3/15*** (0/07)	4/94** (0/02)
آماره t	2/31** (0/02)	1/77*** (0/07)	-2/22** (0/02)
آماره کای مربع	5/36 (0/02)	3/15*** (0/07)	4/94** (0/02)

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد احتمال در پرانتز است.

منبع: یافته‌های محققین

آزمون‌های CUSUM و CUSUM Q برای بررسی ثبات ضرایب در الگوی غیرخطی در نمودار ٤ مشاهده می شود. نتایج این آزمون‌ها حاکی از پایداری و ثبات ضرایب الگو و اعتماد به آنها می‌باشد.



نمودار ٤. آزمون‌های مجموع مجذور تجمعی در الگوی غیرخطی

تحلیل حساسیت

در این بخش جهت اطمینان از نتایج و تحلیل عمیق تر، به تحلیل حساسیت نتایج مدل ها با استفاده از نتایج رگرسیون چندکی پرداخته می شود. در مدل اول از نتایج رگرسیون چندکی، که متغیر وابسته آن شاخص قیمت مسکن بخش شهری است، به نظر می‌رسد متغیر TRA (قیمت حمل و نقل شهری) در تمامی کوانتیل‌ها (از ۱۰٪ تا ۹۰٪) به طور معناداری بر شاخص قیمت مسکن تأثیر می‌گذارد. ضرایب TRA به تدریج با افزایش کوانتیل افزایش می‌یابند (از ۰/۹۹در کوانتیل ۱۰٪ تا ۱/۳٤ در کوانتیل ۹۰٪). این روند افزایشی نشان می‌دهد که تأثیر قیمت حمل و نقل شهری بر قیمت مسکن در سطوح بالاتر شاخص قیمت، قوی‌تر است. این یافته می‌تواند حاکی از آن باشد که افزایش قیمت حمل و نقل شهری در بازارهای داغ‌تر مسکن، تأثیر فزاینده‌ای بر قیمت‌ها دارد. در مدل دوم، متغیر قیمت حمل و نقل شهری همچنان در تمامی کوانتیل‌ها اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارد، اما ضرایب آن نسبتاً ثابت باقی می‌مانند (حدود ۰/۵۱ تا ۰/۵۵). اما نکته‌ی مهم‌تر، ورود متغیرهای LIQ (نقدینگی) و OIL (قیمت نفت) است.

LIQ با ضرایب مثبت و معنادار در تمامی کوانتیل‌ها حضور دارد، که نشان می‌دهد نقدینگی همواره محرک قیمت مسکن است. قیمت نفت نیز شروع به نشان دادن اثر مثبت و معنادار در کوانتیل‌های بالاتر (از ۵۰٪ به بعد) می‌کند، که بیانگر ارتباط بین قیمت نفت و مسکن در شرایط خاص بازار است. در مقابل، EXC (نرخ ارز) اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارد و این اثر در کوانتیل‌های بالاتر کمی تشدید می‌شود، که منطقی است زیرا افزایش نرخ ارز ممکن است هزینه ساخت و ساز را بالا برده و بر تقاضا تأثیر بگذارد. مدل سوم، که شامل متغیرهای FDB، RENT، و BUI است، الگوهای حساسیت متفاوتی را نشان می‌دهد. متغیر قیمت حمل و نقل شهری در کوانتیل‌های پایین‌تر (۱۰٪ و ۲۵٪) تأثیر معناداری ندارد، اما در کوانتیل‌های میانی و بالایی (۵۰٪ و ۷۵٪) اثر منفی و معناداری پیدا می‌کند، که ممکن است نشان‌دهنده پیچیدگی و غیرخطی بودن رابطه آن با قیمت مسکن در سطوح مختلف بازار باشد.

FDB (سرمایه گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان شهری) و RENT (اجاره بها) هر دو اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت مسکن در اکثر کوانتیل‌ها دارند، که نشان می‌دهد این عوامل به طور کلی به افزایش قیمت مسکن دامن می‌زنند. شاخص ساخت و ساز اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارد، که منطقی است زیرا افزایش عرضه مسکن معمولاً

فشار نزولی بر قیمت‌ها وارد می‌کند. جالب است که اثر منفی BUI در کوانتیل‌های بالاتر کمی ضعیف‌تر می‌شود. در مجموع، این تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که چگونه تأثیر متغیرهای مختلف بر شاخص قیمت مسکن می‌تواند بسته به سطح (کوانتیل) شاخص قیمت، تغییر کند. این موضوع اهمیت در نظر گرفتن غیرخطی بودن روابط در تحلیل‌های اقتصادی را بیش از پیش برجسته می‌کند.

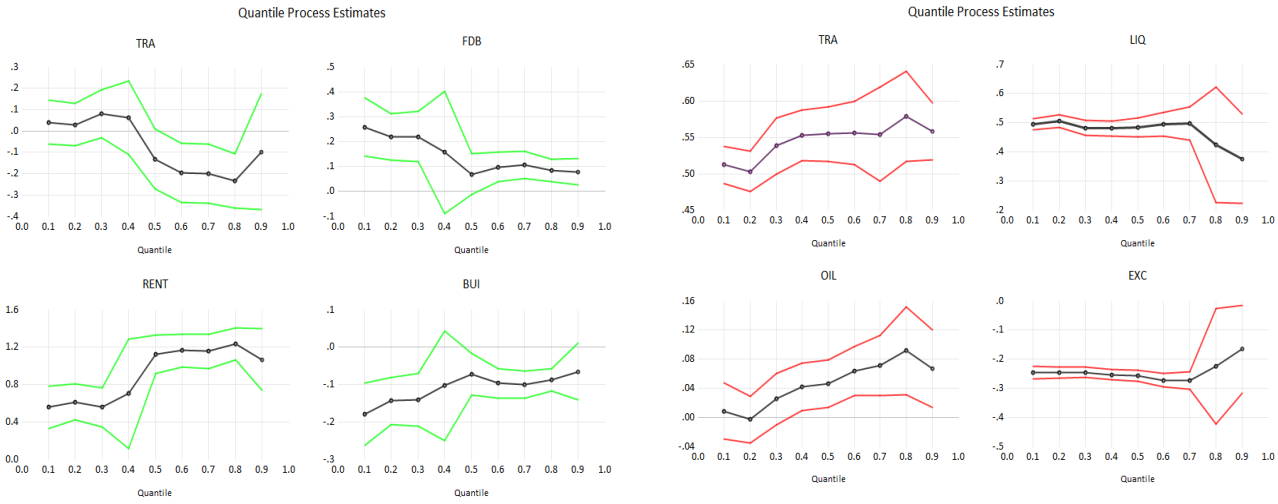
جدول ۱۰. نتایج رگرسیون چندکی. متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن بخش شهری

	q=0/1	q=0/25	q=0/5	q=0/75	q=0/90
مدل اول					
TRA	0/99* (261/1)	1/00* (198/1)	1/19* (98/2)	1/22* (113/2)	1/34* (70/0)
مدل دوم					
TRA	0/51* (38/9)	0/51* (30/0)	0/55* (28/9)	0/57* (18/6)	0/55* (28/0)
LIQ	0/49* (50/9)	0/49* (40/4)	0/48* (29/0)	0/49* (16/4)	0/37* (4/81)
OIL	0/008 (0/44)	0/007 (0/44)	0/04* (2/81)	0/09* (4/48)	0/06* (2/46)
EXC	-0/24* (-21/3)	-0/24* (-26/7)	-0/25* (-25/8)	-0/27* (-16/3)	-0/16** (-2/14)
مدل سوم					
TRA	0/04 (0/78)	0/05 (1/07)	-0/13*** (-1/84)	-0/22* (-3/47)	-0/09 (-0/70)
FDB	0/25* (4/33)	0/22* (4/56)	0/06*** (1/64)	0/09* (3/71)	0/07* (2/90)
RENT	0/55* (4/82)	0/58* (5/82)	1/12* (10/6)	1/21* (14/4)	1/06* (6/35)
BUI	-0/17* (-4/18)	-0/14* (-4/21)	-0/07* (-2/53)	-0/09* (-5/59)	-0/06*** (-1/69)

*،** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ درصد. آماره **t** در پرانتز است.

منبع: یافته‌های محققین

در ادامه در نمودار (۵)، محنی‌های رگرسیون چندکی برای مدل دوم و سوم قابل مشاهده است که گویای وجود ضرایب نامتقارن در مدل است.



نمودار۵. نمودار رگرسیون چندکی برای مدل دوم و سوم

۵- نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی شاخص قیمت حمل و نقل بر تورم بخش مسکن خانوار شهری در اقتصاد ایران، با استفاده از الگوی غیرخطی و رگرسیون چندکی، نتایج قابل توجهی را آشکار ساخت. یافته‌های آزمون کرانه به طور قوی نشان داد که رابطه‌ای بلندمدت و هم‌انباشته بین شاخص قیمت حمل و نقل و تورم بخش مسکن وجود دارد.

علاوه بر این، آزمون والد عدم تقارن بلندمدت تأیید کرد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی شاخص قیمت حمل و نقل بر تورم مسکن در بلندمدت یکسان نیست و عدم تقارن قابل ملاحظه‌ای مشاهده می‌شود. این نتایج، ضرورت استفاده از مدل‌های غیرخطی برای درک پویایی‌های پیچیده بین این دو متغیر را برجسته ساخت. تحلیل حساسیت با استفاده از رگرسیون چندکی، عمق بیشتری به درک از این رابطه بخشید. نتایج نشان داد که تأثیر شاخص قیمت حمل و نقل و سایر متغیرهای اقتصادی مؤثر بر مسکن، در سطوح مختلف تورم مسکن (از پایین‌ترین تا بالاترین کوانتیل‌ها) متفاوت است. این یافته‌ها حاکی از آن است که سیاست‌گذاری‌ها باید با در نظر گرفتن وضعیت کنونی بازار مسکن و میزان تورم آن، اتخاذ شوند، زیرا اثرگذاری یک سیاست واحد ممکن است در شرایط مختلف بازار، متفاوت باشد. در مجموع، این تحقیق تأیید می‌کند که روابط اقتصادی در بخش مسکن ایران، به ویژه تحت تأثیر عوامل کلان اقتصادی مانند حمل و نقل، دارای ابعاد نامتقارن و غیرخطی است که در تصمیم‌گیری‌های سیاستی باید مد نظر قرار گیرد.

با توجه به یافته‌های این پژوهش، سیاست‌گذاران اقتصادی و مدیران بخش مسکن می‌توانند اقدامات زیر را مد نظر قرار دهند: اولاً، با توجه به تأیید رابطه بلندمدت و نامتقارن، لازم است در سیاست‌گذاری‌های مربوط به قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی و نرخ کرایه حمل و نقل، به اثرات بالقوه و بلندمدت آن بر هزینه مسکن توجه ویژه‌ای شود. ثانیاً، سیاست‌های کنترلی تورم در بخش مسکن باید انعطاف‌پذیر بوده و بتوانند با درجات مختلف تورم (کوانتیل‌های مختلف) سازگار شوند؛ لذا، سیاست‌های تشویقی یا کنترلی که برای بازارهای با تورم بالا طراحی می‌شوند، ممکن است در بازارهای با تورم پایین کارایی متفاوتی داشته باشند. ثالثاً، در نظر گرفتن عوامل تأثیرگذار بر تورم مسکن، فراتر از شاخص قیمت حمل و نقل، از جمله نقدینگی، نرخ ارز، و شرایط ساخت و ساز، در تدوین بسته‌های سیاستی جامع و یکپارچه ضروری است. برای تحقیقات آینده، پیشنهاد می‌شود که دامنه متغیرهای توضیحی گسترش یابد و عوامل دیگری مانند سیاست‌های پولی و مالی، انتظارات تورمی، و تحولات جمعیتی نیز در مدل لحاظ شوند تا تصویر کامل‌تری از عوامل مؤثر بر تورم مسکن ارائه گردد. همچنین، بررسی این روابط در دوره‌های زمانی طولانی‌تر و با استفاده از داده‌های جزئی‌تر (مانند داده‌های استانی یا شهری) می‌تواند به درک بهتر تفاوت‌های منطقه‌ای و محلی کمک کند. همچنین بررسی این مطالعه برای کشورهای جهان می‌تواند مفید باشد.

یکی از محدودیت‌های این پژوهش، اتکا به داده‌های کلان اقتصادی و شاخص‌های عمومی است که ممکن است نتواند تمام پیچیدگی‌های خرد بازارهای مسکن را پوشش دهد. همچنین، پیش‌بینی دقیق تحولات آتی با توجه به ماهیت پویا و غیرخطی روابط اقتصادی، همواره چالش‌برانگیز خواهد بود و نیازمند به‌روزرسانی مداوم مدل‌ها و تحلیل‌ها است.

٦- مراجع

-ابراهیمی ایلناز، همتی مریم، زارعی ژاله (۱۴۰۲). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت مسکن: رهیافت خودرگرسیون با وقفه توزیعی غیرخطی. *اقتصاد و مدیریت شهری*. ۱۱ (۴۳)، ۳۶-۱۷.

-اسدپور، احمدعلی (۱۳۹۸). اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه علم پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۳۷)، ۱۳۶-۱۲۵.

-دهقان شبانی، زهرا و عظیم، نسیم (۱۳۹۹). تأثیر افزایش قیمت حمل و نقل بر شاخص قیمت بخش‌های مختلف اقتصادی در ایران. *پژوهشنامه حمل و نقل*، ۱۷(٤)، ۱٤٤-۱۲۷.

-زیادی، حسین، صلواتی، عرفان و لطفی هروی, محمد مهدی. (۱۴۰۲). پیش‌بینی قیمت مسکن با استفاده از الگوریتم هوش مصنوعی LSTM. *تحقیقات مالی*، ۲۵(٤)، ۵۵۷-۵۷٦.

-شماعی، علی، دلفان‌نسب، مهسا، و پوراکرمی، مهسا (۲۰۲۰). بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در محله پارک لاله تهران. *تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی*، ۵۹(۱۹)، ۱۹۵-۱۷۳.

-صفدری مولان، امین، زیاری، کرامت اله، پوراحمد، احمد و حاتمی نژاد، حسین (۱٤۰۰). ارائه الگوی بهینه مسکن و حمل و نقل برای افزایش زیست پذیری شهری با استفاده از مدل تصمیم گیری چند معیاره فازی (نمونه موردی شهر تهران). *جغرافیا و روابط انسانی*، ٤(۳)، ٦۷۹-٦۵.

-غیاثوند، ابوالفضل و بازدار اردبیلی، پریسا (۲۰۲۳). مدل ARDL غیرخطی از پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل. *جاده*، دوره سوم، شماره ۷٦، ۸۲-٦۵.

-فلاحی، فیروز، پناهی، حسین و کریمی کندوله، مریم (۱۳۹٦). بررسی هم‌بستگی بین بازده‌ی بازار سهام، ارز و سکه در اقتصاد ایران؛ کاربردی از تبدیل هیلبرت-هوانگ. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(٤)، ۹۰۵-۹۳٤.

-کاکویی، نصیبه، هژبر کیانی، کامبیز، غفاری، فرهاد و امامی میبدی، علی (۱٤۰۲). عوامل موثر بر قیمت مسکن با رویکرد زیست محیطی (مقایسه برخی کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه). *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*. ۲۰(۳)، ۱٦۵-۱۸٦.

-مبارکی، امید، ولیقلی زاده، علی و شیخ پور، نرگس (۲۰۲٤). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مراغه. *جغرافیا و آینده پژوهی منطقه‌ای*، ۲(۲)، ۱٦-۱.

-محمودی‌نیا، داود و محسنی، سمیرا (۱٤۰٤). اثرات آستانه‌ای اعتبارات و تسهیلات بانکی بر شاخص قیمت بخش مسکن در استان‌های ایران، *مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ٤ (۱)، ۱٤٦-۱۱۳.

-مظفری، زانا و منوچهری، صلاح‌الدین (۱٤۰۲). تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر شاخص قیمت مسکن در ایران؛ کاربردی از رهیافت GMM سری زمانی. *تحقیقات مالی، ۲۵(۳)، ٤۵۲-٤۳۳*.

-موحد، مرجان و شیخی، حجت (۲۰۲۰). بررسی تأثیر گسترش حمل و نقل عمومی بر قیمت مسکن با استفاده از مدل هدانیک (نمونه موردی: شهر کرمانشاه). *آمایش محیط، ۵۱*(۱۳)، ۱۵۹-۱۷۸.

-همتی، مریم و ابراهیمی، ایلناز (۱٤۰۱). عبور نرخ ارز بر بخش حمل و نقل در اقتصاد ایران: الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL). *پژوهشنامه حمل و نقل، ۱۹ (۳)، ۱۹٤-۱۷۹*.

-Abango, M. A., H. Yusif, and A. Issifu. *(2019).* Monetary Aggregates Targeting, Inflation Targeting and Inflation Stabilization in Ghana." *African Development Review* 31 (4): 448–461.

-Abdallah, C., & Kpodar, K. *(2023).* How large and persistent is the response of inflation to changes in retail energy prices? *Journal of International Money and Finance*, *132*, 102806.

-Abul, S., & Al-Kandari, A. M. *(2020).* Real Estate Market and Macroeconomic Factors in Kuwait: An ARDL Approach. *Economia Internazionale/International Economics,* 73(3), 405-434.

-Ahmed, R., Visas, H., & Ul-haq, J. *(2024).* The impact of oil price on housing prices: an empirical analysis of Pakistan. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, *17*(2), 418-435.

-Al Refai, H., Eissa, M. A., & Zeitun, R. *(2021).* The dynamics of the relationship between real

transportation costs. *Energy Policy*, *35*(6), 3483-3495.
-Gyourko, J. *(2009)*. Housing supply. *Annu. Rev. Econ.*, *1*(1), *295-318.*
-Hernandez-Vega, M. *(2023).* How relevant are capital flows for house prices in emerging economies?. *Review of World Economics*, *159*(4), 965-986.
-Huang, J., Gao, Y., Cheng, L., & Tang, J. *(2025)*. Subway network expansion, suburbanization, and housing price dynamics in Beijing: A longitudinal study from 2011 to 2021. *Cities*, *166*, 106236.
-Irwin, N. B., & Livy, M. R. *(2022).* Price and liquidity dynamics for single and multi-family homes during housing market shocks. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *65*(1), 22-47.
-Jack, J. K. A., Okyere, F., & Amoah, E. K. *(2019).* Effects of exchange rate volatility on real estate prices in developing economies: A case of Ghana. *Advances in Social Sciences Research Journal,* 6(11).
doi.org/10.14738/assrj.611.7392
-Kilian, L., & Zhou, X. *(2023).* A broader perspective on the inflationary effects of energy price shocks. *Energy Economics*, *125*, 106893.
-Kwon, J., & Shin, W. *(2023).* Nonlinear exchange rate pass-through and monetary policy credibility: Evidence from Korea. *Economics Letters*, *230*, 111234.
-Li, T., Dodson, J., & Sipe, N. *(2018).* Examining household relocation pressures from rising transport and housing costs–An Australian case study. *Transport Policy*, *65*, *106-113.*
-Li, T., Dodson, J., & Sipe, N. (*2018*). Examining household relocation pressures from rising transport and housing costs–An Australian case study. *Transport Policy*, *65*, *106-113.*
-Lo, D., McCord, M. J., McCord, J., Davis, P. T., & Haran, M. *(2021).* Rent or buy, what are the odds? Analysing the price-to-rent ratio for housing types within the Northern Ireland housing market. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, *14*(5), 1062-1091.
-Lunke, E. B., & Böcker, L. (2025). High-Quality Public Transport and its Association with House Prices. *Nordic Journal of Urban Studies*, *5*(1), 1-13.
-Ma, Y. C., Cheung, E. C. & Lo, R. (2024). A subsidised housing price indicator for Hong Kong. *Economic and Political Studies*, **doi: 10.1080/20954816.2024.2356271.**
-Mahmoudinia, D., & Mostolizadeh, S. M. *(2023).* (A) symmetric interaction between estate and stock markets in an energy-based economy: The case of Qatar. *The Journal of Economic Asymmetries,* 23, e00200.
-Ali, M., Samour, A., Joof, F., & Tursoy, T. *(2024).* Oil prices and gold prices on housing market in China: novel findings from the bootstrap approach. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, *17*(3), 591-610.
-Anderl, C., & Caporale, G. M. *(2024).* Shipping cost uncertainty, endogenous regime switching and the global drivers of inflation. *International Economics*, *178*, 100500.
-Anderl, C., & Caporale, G. M. *(2024).* Shipping cost uncertainty, endogenous regime switching and the global drivers of inflation. *International Economics*, *178*, 100500.
-Arnott, R. *(1987).* Economic theory and housing. In Handbook of regional and urban economics*, Elsiver,* Vol. 2, 959-988.
2018). Asymmetric impacts of oil price on inflation: An empirical study of African OPEC member countries. *Energies*, *11*(11), 3017.
-Banerjee, R. N., Gorea, D., Igan, D., & Pinter, G. *(2024).* Housing costs: a final hurdle in the last mile of disinflation? (No. 89). *Bank for International Settlements.*
-Bondemark, A., & Merkel, A. *(2023).* Parking not included: The effect of paid residential parking on housing prices and its relationship with public transport proximity. *Regional Science and Urban Economics*, *99*, 103877.
-Breitenfellner, A., Cuaresma, J. C., & Mayer, P. *(2015).* Energy inflation and house price corrections. *Energy Economics*, *48*, 109-116.
-Creutzig, F. *(2014).* How fuel prices determine public transport infrastructure, modal shares and urban form. *Urban Climate*, *10*, 63-76.
-Demir, E., Simonyan, S., García-Gómez, C. D., & Lau, C. K. M. *(2021).* The asymmetric effect of bitcoin on altcoins: evidence from the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model. *Finance Research Letters*, *40*, 101754.
-Dewita, Y., Yen, B. T., & Burke, M. *(2018).* The effect of transport cost on housing affordability: Experiences from the Bandung Metropolitan Area, Indonesia. *Land use policy*, *79*, 507-519.
-Glaeser, E., & Gyourko, J. *(2018).* The economic implications of housing supply. *Journal of Economic Perspectives*, *32*(1), 3-30.

-Gusdorf, F., & Hallegatte, S. *(2007).* Behaviors and housing inertia are key factors in determining the consequences of a shock in

Nijkamp, P. (eds) Handbook of Regional Science. Springer, Berlin, Heidelberg. **doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_11.**

-Rufai, A. A., Aor, R. L., & Salisu, A. A. *(2024).* Testing the relationship between housing prices and inflation in the OECD countries. *International Journal of Housing Markets and Analysis*.

-Sakuragawa, M., Tobe, S. & Zhou, M. (2021). Chinese housing market and bank credit. *Journal of Asian Economics*, 76,101361. **doi.org/10.1016/j.asieco.2021.101361**

-Shin, J., Newman, G., Park, Y. *(2024).* Urban versus rural disparities in amenity proximity and housing price: the case of integrated urban-rural city, Sejong, South Korea. *Journal of Housing and the Built Environment.* **doi.org/ 10. 1007/ s10901- 023- 10098-y**

-Shin, Y., Yu, B.C. and Greenwood-Nimmo, M. (2014), "Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework", in Sickels, R. and Horrace, W. (Eds), Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications, *Springer,* New York, NY, 281-314.

-Soltani, A., Zali, N., Aghajani, H., Hashemzadeh, F., Rahimi, A., & Heydari, M. *(2024).* The nexus between transportation infrastructure and housing prices in metropolitan regions. *Journal of Housing and the Built Environment*, *39*(2), 787-812.

-Trancoso, T., & Gomes, S. *(2024).* How does inflation propagate among CPI components?: Evidence from the euro area. *Economics and Business Letters*, *13*(2), 58-67.

-World Bank. *(2024). Iran Economic Monitor: Weathering Economic Challenges*. Washington, DC.

-Xuan, V. N. *(2025).* An ARDL Approach to Investigating the Relationship between FDI, Renewable Energy, Economic Growth, Trade Openness, and CO_2 Emissions in Australia. *Results in Engineering*, 105668.

-Yilmazkuday, H. *(2014).* Gasoline Prices, T*ransport Costs, and the U.S. Business Cycles. Social Science Research Network. d***oi.org/10.2139/SSRN.1974165**

-Zhou, Y., Tian, Y., Jim, C. Y., Liu, X., Luan, J., & Yan, M. *(2022).* Effects of public transport accessibility and property attributes on housing prices in Polycentric Beijing. *Sustainability*, *14*(22), 14743.

house prices, stock market and exchange rates using linear and nonlinear approach: the case of Iran. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, *16*(4), 648-671.

-Marinković, S., Džunić, M., & Marjanović, I. (2024). Determinants of housing prices: Serbian Cities' perspective. *Journal of Housing and The Built Environment*, *39*(3), 1601-1626.

-Muthaura, A. *(2012). The Relationship Between Interest Rates and Real Estate Investment in Kenya* (Doctoral Dissertation).

-Mwanyepedza, R., & Mishi, S. *(2024).* Short-run dynamics and long-run effects of monetary policy on residential property prices in South Africa. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, *17*(7), 1-26.

-Njoroge, C. G., Muturi, W., & Oluoch, O. *(2019).* Exchange Rate and Performance of the Residential Property Market in Kenya. *International Journal of Finance & Banking Studies* (2147-4486), 8(3), 88-100.

-Okere, K. I., Muoneke, O. B., & Onuoha, F. C. *(2021).* Symmetric and asymmetric effects of crude oil price and exchange rate on stock market performance in Nigeria: Evidence from multiple structural break and NARDL analysis. *The Journal of International Trade & Economic Development*, *30*(6), 930-956.

-Özen, E. *(2020).* The effects of interest applications in the COVID-19 period on the housing market and individuals' housing investment decisions: evidence from Turkey. In *Competitivitatea şi inovarea în Economia Cunoaşterii*, *279-284.*

-Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. *(2001).* Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(3), 289-326. **dx.doi.org/10.1002/jae.61**

-Rehman, M. U., Ali, S., & Shahzad, S. J. H. *(2020).* Asymmetric nonlinear impact of oil prices and inflation on residential property prices: a case of US, UK and Canada. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *61*(1), 39-54.

-Reite, E. J. *(2023).* Mortgage lending valuation bias under housing price changes and loan-to-value regulations. *Finance Research Letters*, *58*, 104677.

-Rouwendal, J. *(2021).* Commuting, Housing, and Labor Markets. In: Fischer, M.M.,

Asymmetric and Nonlinear Effects of Transportation Price Index on Urban Household Housing Sector Inflation in the Iranian Economy: NARDL Model and Quantile Regression

Mir Hadi Hosseini Kondelaji, Assistant Professor, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Arak University, Arak, Iran.

Davoud Mahmoudinia, *Associate Professor, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.*

Bhrouz Sadeghi Amroabadi, Visiting Scholar, Faculty of Business, Athabasca University, Edmonton, Canada; Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

E-mail: D.Mahmoudinia@vru.ac.ir

Received: February 2026- Accepted: May 2026

ABSTRACT

Given the significant share of housing and transportation costs in the household consumption basket, along with the expansion of public transportation as a key urban development policy, examining the relationship between their price indices is critically important. This study investigates the asymmetric and nonlinear effects of the transportation price index on urban housing sector inflation in Iran using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model and quantile regression. The primary objective is to determine how positive and negative shocks to transportation prices asymmetrically affect housing inflation and to analyze these effects across different levels of the housing inflation distribution. The results from cointegration and NARDL tests on monthly data from 2004 to 2023 confirm a long-run asymmetric relationship. This indicates that the effect of positive transportation price shocks on housing inflation differs from that of negative shocks. Quantile regression sensitivity analysis reinforced these findings, showing that the impact of the transportation price index varies significantly across different quantiles of housing inflation. Additionally, the nonlinear model confirms a positive relationship between oil prices, the rental index, and housing prices in both the short and long run. These findings provide a foundation for designing more effective policies to control housing inflation and stabilize the market.

Keywords: Transportation Prices, Housing Inflation, Asymmetric Effects, Nonlinearity, Urban Household

JEL: R31, R41, C22