

فصلنامه پژوهشهای اقتصادی - سال یازدهم - شماره اول - بهار ۱۳۹۰ - صفحات ۱-۱۸

بررسی رابطه علی عوامل تأثیرگذار در تقاضای مسکن شهری استان تهران

محمدحسین حسینی صدرآبادی^۱

سارامشفق^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۸/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۷/۱۱

چکیده

امروزه تأثیر و اهمیت مسکن و نقش آن در اقتصاد کشور بر کسی پوشیده نیست. مسکن به عنوان یکی از نیازهای اساسی خانوارها که نه تنها به عنوان سرپناه بلکه به صورت یک دارایی مهم نیز تلقی می‌گردد و از ارزش بالایی اقتصادی برخوردار می‌باشد. گسترش نرخ شهرنشینی بویژه در استان تهران با توجه به ویژگی‌های اقتصادی و سیاسی خاصی که دارد باعث شده است تا کالای مسکن در این استان جایگاه مهمی پیدا کند.

در این مطالعه، ارتباط علی بین متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای مسکن با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره ۸۴-۱۳۶۰ در مناطق شهری استان تهران، پس از تجزیه و تحلیل همگرایی آزمون‌های علیت گرنجر، هیسائو و سیمز به کار گرفته شده و اثر شوک ناشی از آن با مدل خودرگرسیون برداری تحلیل شده است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که روابط علیت بین متغیرهای قیمت مسکن، تسهیلات بانکی، تعداد خانوارها و درآمد خانوارها با تقاضای مسکن برقرار است و قیمت مسکن، بیشترین تأثیر را در بی‌ثباتی تقاضا در دوره مورد بررسی داشته است.

واژگان کلیدی: مسکن، علیت گرنجر، هیسائو، سیمز

طبقه‌بندی JEL : R21 , H81 , C19

۱. عضو هیات علمی دانشگاه الزهراء(س)

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهراء(س)

۱. مقدمه

مسکن کالایی است که از ابتدای خلقت بشر به عنوان یکی از نیازهای ضروری انسان مطرح بوده است؛ زیرا کالای جانشین برای آن وجود ندارد و با توجه به قیمت آن، سهم قابل توجهی از درآمد خانوار را به خود اختصاص می دهد. مسکن به عنوان یک کالای مصرفی و یا حتی گاهی سرمایه ای مطرح است، قابلیت جابه جایی ندارد و مقید به زمان می باشد. با این ویژگی ها می توان نتیجه گیری کرد که کالای مسکن به راحتی قابل حذف از سبد هزینه خانوارها نیست. نظر به اینکه بخش ساختمان به عنوان یکی از بخشهای کلان فعالیتهای اقتصادی مطرح است، بنابراین، موضوع مسکن، هم، در اقتصاد خرد و هم در اقتصاد کلان بررسی می شود.

استان تهران بزرگترین استان ایران از نظر بازار مصرفی بوده و نیز به علت وجود کلیه امکانات بازاری و بازاریابی قلب تجاری ایران به شمار می رود و از طریق این استان است که اکثر بازارهای داخلی کشور تغذیه شده و نقش کلیدی را در اقتصاد کشور بازی می کند. وجود شبکه های گسترده ارتباطی و اداری از دیگر دلایلی است که می توان تهران را جهت سرمایه گذاری انتخاب کرد. مجموعه ویژگی های اقتصادی و سیاسی موجب شده است که مسکن در تهران، جایگاه ویژه ای پیدا کند و درحال حاضر، بازار مسکن تهران بزرگترین بازار مسکن کشور است. از این رو، بازار مسکن در ایران به شدت تحت تاثیر بازار مسکن در تهران است.

بحث اصلی این تحقیق، بررسی این اهداف است که آیا رابطه علیت در بلند مدت بین عوامل تاثیر گذار بر تقاضای مسکن در مناطق شهری استان تهران (در این تحقیق به اختصار تقاضای مسکن نامیده می شود) وجود دارد؟ و اینکه واکنش تقاضای مسکن به شوک ناشی از هریک از این عوامل در کوتاه مدت و بلند مدت چگونه است و سهم هریک از عوامل تاثیر گذار در بی ثباتی تقاضای مسکن چقدر بوده است؟

متغیرهای تاثیر گذار بر تقاضای مسکن که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته اند، هزینه مسکن خانوارشهری استان تهران، جمعیت ساکن در مناطق شهری استان تهران، متوسط درآمد سالیانه خانوار شهری استان تهران، شاخص قیمت مسکن و شاخص کل قیمت کالا و خدمات مصرفی و تسهیلات اعطایی بانکها می باشند. برای تحلیل اثر شوک ناشی از هریک از متغیرها، از مدل خودرگرسیون برداری استفاده شده است.

۲. کلیات

۲-۱. مبانی نظری تحقیق

قانون عرضه و تقاضا نخستین بار توسط کورنو در کتابی تحت عنوان "پژوهش در اصول ریاضی نظریه ثروت" در فرانسه به چاپ رسید. تحلیل او در آثار اقتصاددانان دیگر مانند لئون والراس و آلفرد مارشال مورد استفاده قرار گرفت. در مورد مبانی نظری شکل گیری تقاضا آثار متعددی وجود دارد.

در این مطالعه برای پرهیز از تکرار از ذکر آنها خودداری می شود^۱ ساختمان های مسکونی به سبب طولانی بودن عمرشان به منزله یک دارایی قلمداد می شوند و در نتیجه ساختمان های مسکونی، یکی از شمار دارایی هایی است که شخص می تواند آن را به منزله ثروت نگداری کند. در تئوری تقاضا، برای کالای مصرفی با دوام معمولاً مدل "تعدیل جزئی" مورد استفاده قرار می گیرد. در این مدل سطح مطلوبی از موجودی، کالای بادوام در نظر گرفته می شود که مصرف کنندگان در طول زمان براساس خریدهای سالانه خود می خواهند به آن دست یابند. مدل تعدیل جزئی به صورت زیر ارائه می شود (دورنبوش و فیشر، ۱۳۷۸):

$$S_t - S_{t-1} = \lambda(S_t^* - S_{t-1}) + U_t \quad 0 < \lambda < 1 \quad (1)$$

در این رابطه S_t موجودی در پایان سال t و S_{t-1} موجودی در دوره قبل و S_t^* سطح موجودی مطلوب و U_t عامل اخلال یا جزء تصادفی مدل و λ ضریب تعدیل است. λ بین صفر و یک تغییر می کند، در صورتی که λ در حد بالای آن قرار گیرد و به این معنی است که عکس العمل در بازار مسکن بسیار سریع است و هرچه به صفر نزدیک تر باشد، از سرعت عمل آن در بازار کاسته می شود. براساس این مدل، تغییرات موجودی از یک سال به سال دیگر، برابر است با نسبتی از سطح موجودی دوره قبل و سطح موجودی مطلوب S_t^* که به صورت زیر تعریف می شود:

$$S_t^* = a + bp_t + cy_t \quad (2)$$

در آن P_t قیمت نسبی Y_t درآمد و a, b, c پارامترهای مدل هستند. تغییرات موجودی مسکن برابر با رابطه ۱ می باشد.

در شرایط تعادل اگر X_t مقدار خرید سالانه مسکن و δ نرخ استهلاک باشد، خواهیم داشت:

$$X_t = s_t - (1 - \delta)s_{t-1} \quad (3)$$

۱. خوانندگان علاقه مند می توانند به کتاب زیر مراجعه نمایند:

با جایگزین کردن روابط ۱ و ۲ در رابطه ۳، این رابطه به دست می آید :

$$X_t = \lambda a + \lambda b p_t + \lambda c y_t + (\delta - \lambda) s_{t-1} + u_t$$

برای سهولت می توان آن را به صورت زیر خلاصه کرد:

$$\lambda a = b_1, \quad \lambda b = b_2, \quad \lambda c = b_3, \quad (\delta - \lambda) = b_4$$

$$X_t = b_1 + b_2 p_t + b_3 y_t + b_4 s_{t-1} + u_t \quad (4)$$

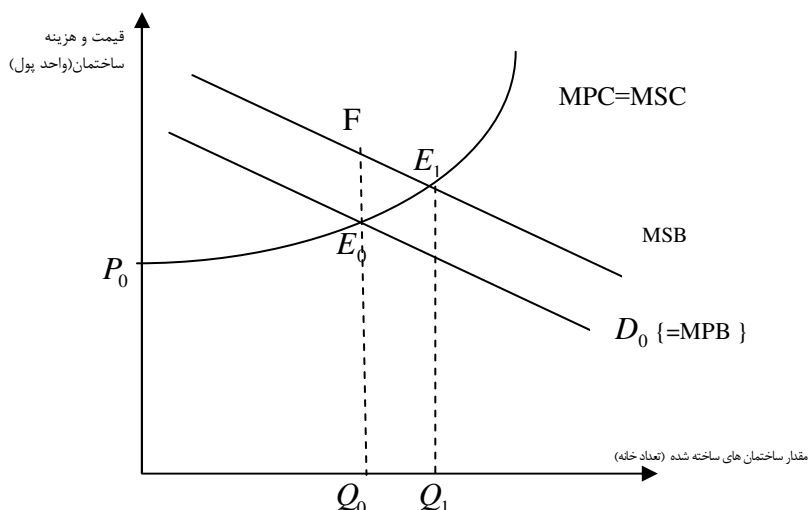
براساس تئوری تقاضا، انتظار داریم که b_2 منفی و b_3 براساس نوع کالا می تواند منفی یا مثبت باشد و b_4 منفی است؛ زیرا هرچه موجودی دوره قبل بیشتر باشد، نیاز به خرید کمتری در سال جاری وجود دارد.

۲-۲. شکست بازار مسکن

بازار مسکن از نظر اینکه تعداد زیادی خریدار و فروشنده دارد که هریک از خرید و فروش کل، سهم بسیار کمی دارند و اینکه ورود و خروج به بازار مسکن به آسانی صورت می گیرد، به بازار رقابت کامل شباهت دارد اما آثار خارجی^۱ شرایطی است که بازار ممکن است نتواند راه حل های کارآیی برای تخصیص منابع ارائه نماید (Oxley 2004:65). آثار خارجی وقتی به وجود می آید که تصمیمات افراد، هزینه هایی را تحمیل کند یا منافع را اعطا کند به کسانی که در عملکرد بازار واکنشی نداشته اند. به طور صوری آثار خارجی وقتی بیان می شود که مطلوبیت فرد به کالا و خدماتی که خریده و مصرف کرده بستگی نداشته باشد اما به فعالیت افراد دیگر بستگی داشته باشد (Cullis and Jones 1998:31).

در شکل ۱ مدلی نشان داده شده است که در آن، آثار خارجی مثبت مصرف وجود دارد.

شکل ۱. تعادل ستانده و آثار خارجی مصرف



مأخذ: (Oxley, 2004: 68)

وقتی که هزینه نهایی تولید و منفعت نهایی (منحنی تقاضا) بخش خصوصی برابر شوند، تعادل در نقطه E_0 برقرار می گردد. اگر فرض کنیم که خانه مزیت بیشتری برای جامعه ایجاد می کند، آنگاه MSB بیشتر از MPB خواهد بود و سطح بهینه تولید جامعه برابر Q_1 در نقطه تعادل E_1 می شود. با این محدودیت تولید جامعه از مزیتی معادل $E_0 F E_1$ چشم پوشی می کند (Oxley, 2004: 68). کالاهای عمومی کالاهایی هستند که قابل رقابت در مصرف نیستند، مصرف یکی باعث محرومیت دیگران نمی شود و قابل نپذیرفتن هم نیستند (Barr, 1998). اگرچه مسکن نه کالای عمومی است و نه شبه عمومی ولی اجتناب ناپذیر است که آن را مانند سایر کالاها در نظر نگیریم زیرا تصمیم گیری تولید مسکن بدون پیوند با تصمیم گیری های اجتماعی در سطح کارآیی صورت نمی گیرد.

تولید کارای مسکن نیازمند برنامه ریزی پایه ای است (Oxley, 2004: 80) در بازار مسکن تعدیل بسیار کند صورت می گیرد و هر افزایشی در تقاضا به دلیل افزایش فرصت های شغلی یا افزایش مهاجرت به منطقه، به افزایش قیمت مسکن می انجامد. بعضی از مردم برای مسکن، قیمت های بسیار

زیادی را می پردازند و بعضی در خانه های نامناسب زندگی می کنند. مسائل کمبود مسکن، زاغه نشینی و بی خانمانی به عنوان مسائل تعدیل تعادل دیده می شوند (Oxley, 2004:83). به عبارت دیگر، مقوله اسکان کم درآمدها از مصادیق شکست بازار تلقی شده و دخالت جدی دولت را در این زمینه طلب می کند.

۳. بررسی توصیفی متغیرهای مدل

در حال حاضر، بازار مسکن تهران بزرگترین بازار مسکن کشور است. در پانزده سال گذشته به طور متوسط، حدود ۳۰ درصد از سرمایه گذاری مسکن در کشور، در قلمرو این شهر انجام شده است.

جدول ۱. واحدهای مسکونی معمولی برحسب مساحت زیربنا به تفکیک نقاط شهری و

روستایی استان تهران

استان تهران	جمع	۵۰ متر مربع و کمتر	۵۱ تا ۷۵ متر مربع	۷۶ تا ۸۰ متر مربع	۸۱ تا ۱۰۰ متر مربع	۱۰۱ تا ۱۵۰ متر مربع	۱۵۱ تا ۲۰۰ متر مربع	۲۰۱ مترمربع و بیشتر
واحدهای شهری	۳۳۴۳۱۶۰	۵۳۷۹۴۶	۱۰۲۹۱۶۴	۲۶۱۸۹۶	۵۹۷۷۸۶	۶۴۱۹۵۳	۱۸۱۲۷۷	۹۳۱۳۸
درصد	۰/۹۳	۰/۸۸	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۹۴
جمع استان	۳۶۰۵۰۸۹	۶۰۸۶۳۷	۱۰۹۳۳۳۳	۲۸۸۸۵۳	۶۴۲۲۷۸	۶۸۱۸۱۶	۱۹۱۶۰۲	۹۸۵۷۰

مأخذ: سرشماری سال ۱۳۸۵، مرکز آمار ایران

طبق نتایج سرشماری سال ۱۳۸۵، جمع کل زیر بنای واحدهای مسکونی در نقاط شهری استان تهران، برابر ۳۳۴۳۱۶ واحد است. همان طور که جدول ۱ نشان می دهد، نزدیک به نیمی از واحدهای مسکونی در استان تهران، کمتر از ۷۵ متر زیر بنا دارند. بر اساس سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵، جمعیت کل کشور ۷۰۴۷۲۸۴۶ نفر و جمعیت استان تهران ۱۳۴۱۳۳۴۸ نفر می باشد که ۷۷۹۷۵۲۰ نفر از آنها ساکن شهر تهران هستند. مقایسه میزان شهرنشینی و روستانشینی کشور با استان تهران، نشان می دهد که نسبت شهر نشینی در این استان، بسیار بیشتر از کل کشور است.

جدول ۲. مقایسه نسبت شهرنشینی و روستانشینی در استان تهران و کل کشور

جمعیت روستایی		جمعیت شهری		
۱۳۸۵	۱۳۷۵	۱۳۸۵	۱۳۷۵	
۸/۶۶	۱۱/۱۵	۹۱/۳۴	۸۸/۸۵	تهران
۳۱/۶۴	۳۵/۵۷	۶۸/۴۶	۶۴/۱۱	کل کشور

مأخذ: مرکز آمار ایران، دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری.

از سوی دیگر، توزیع جمعیت در استان تهران نیز بسیار نامتقارن است؛ به طوری که در کلان شهرهای تهران و کرج ۷۱/۳ درصد جمعیت استان جای گرفته اند.

با افزایش و رشد جمعیت، تقاضای بالقوه بیشتری برای فضاهای مسکونی ایجاد می شود. این تقاضا از یک طرف در اثر افزایش تقاضای هر خانوار برای فضای بیشتر مسکونی و از طرف دیگر، افزایش تقاضای خانوارهای جدید برای واحدهای مسکونی جدید به وجود می آید.

به دلیل جوانی جمعیت، تعداد ازدواج ها از سال ۱۳۷۰ رشد زیادی یافته و به طور متوسط از رشدی معادل ۱۳/۲ درصد برخوردار بوده است. به دلیل تحولات جمعیتی ناشی از جوانی جمعیت، انتظار می رود در سالهای آینده، این روند همچنان ادامه یابد. بنابراین، در سالهای آتی با افزایش ازدواج به نظر می رسد که نیاز به مسکن افزایش یابد.

به طوری که جدول ۳ نشان می دهد، قیمت مسکن از سال ۱۳۷۰ تا کنون به طور عمده دارای رشد صعودی همراه با نوساناتی بوده است که در بعضی سالها، ثبات یا کاهش جزئی در قیمت و در بعضی سالها رشد شدیدی را نشان می دهد. به طور کلی قیمت مسکن در شهر تهران در ده سال گذشته سالیانه ۲۵/۷ درصد رشد داشته، در حالی که نرخ رشد سالیانه متوسط قیمت مسکن در کل کشور ۲۵/۱ درصد بوده است.^۱

۱. وزارت مسکن و شهر سازی، فصلنامه اقتصاد مسکن، سالهای مختلف.

جدول ۳. متوسط قیمت یک متر مربع زیر بنای واحدمسکونی در شهر تهران

سال	۷۰	۷۱	۷۲	۷۳	۷۴	۷۵	۷۶	۷۷	۷۸	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵
قیمت (هزار ریال)	۴۳۵	۴۲۷	۴۸۱	۵۵۸	۹۰۰	۱۲۳۳	۱۲۷۱	۱۲۶۸	۱۴۵۰	۱۸۹۰	۳۱۵۲	۴۷۱۷	۵۹۹۶	۵۸۴۱	۶۴۹۷	۸۳۱۴

مأخذ: فصلنامه اقتصاد مسکن، سالهای مختلف.

از آنجایی که خرید مسکن، چند برابر درآمد سالیانه خانوارها را به خود اختصاص می دهد، تنها عده محدودی با درآمد جاری خود می توانند خانه بخرند. به طور معمول، تسهیلات اعطایی به خانوارها، قدرت مالی خانوارها را افزایش می دهد و از آنجایی که خرید مسکن به اعتبارات قابل توجهی نیاز دارد، میزان تسهیلات و یا نرخ سود آن به عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضا محسوب می شود (Benito Andrew et al., 2004:1-22).

جدول ۴. تعداد و میزان تسهیلات پرداختی بانک مسکن

سال	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵
تعداد تسهیلات (هزار فقره)	۱۰۸،۷	۵۶،۶	۶۸،۱	۱۰۷،۳	۱۳۴،۳	۱۴۷،۹	۱۷۵،۷	۲۸۵،۸	۲۵۸،۲	۲۱۷،۰	۳۳۹،۵	۳۷۲،۰	۳۳۴،۸	۲۰۸،۸	۲۹۹،۴	۴۳۲،۴
تسهیلات پرداختی بانک مسکن (میلیارد ریال)	۷۳۶،۱	۶۱۰،۴	۶۱۷،۶	۹۸۹،۳	۱۸۷۲،۶	۲۸۸۲،۸	۳۹۹۴،۷	۶۴۸۹،۱	۹۴۵۲،۷	۱۰۴۴۵،۶	۱۲۴۵۶،۶	۱۵۷۴۸،۸	۱۴۲۸۸،۶	۱۷۵۸۴،۳	۲۴۴۴۶،۸	۳۲۱۲۳،۵

مأخذ: باتک اطلاعات سری زمانی اقتصادی، سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

همان طور که جدول ۴ نشان می دهد، تعداد تسهیلات اعطایی بانک مسکن در این دوره حدود ۴ برابر و میزان تسهیلات پرداختی بانک مسکن حدود ۱۰ برابر شده است. آنچه که موجب افزایش قدرت خرید مسکن می شود، در واقع نسبت وام به ارزش ملک (LTV^1) می باشد. در کشورهای امریکایی و اروپایی، این نسبت بین ۶۵ تا ۷۰ درصد ارزش ملک می باشد در حالی که این نسبت در کشور ما برای شهر تهران براساس قیمت های سال ۱۳۸۲ معادل ۴۰ درصد بوده است.

1. Loan to value

۴. روش تحقیق

بنا به گفته کندال و استوارت (Kendall and Stuart, 1961: p276) یک رابطه آماری - هرچند قوی باشد - نمی تواند پایه ارتباط علی قرار بگیرد. در بررسی رابطه علیت بین متغیرها سؤال این است که آیا می توان گفت که تغییرات x منجر به تغییرات y می شود یا بالعکس و یا بازخوردی بین آنها وجود دارد.

به طور معمول، جهت آزمون علی بین متغیرهای اقتصادی، از آزمون علیت گرنجر استفاده می شود. گرنجر (۱۹۸۸) نشان می دهد که اگر یک بردار همگرایی بین متغیرهای مدل وجود داشته باشد حداقل در یک جهت بین این متغیرها علیت وجود دارد.

از آنجایی که آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب وقفه بسیار حساس است، در سالهای اخیر از آزمونهای علیت جدیدتری استفاده می شود. در این مقاله، آزمونهای علیت سیمز و هیسائو مورد استفاده قرار گرفته است که بر پایه شرح گرنجر از علیت و معیار حداقل خطای پیش بینی نهایی آکائیک FPE^1 استخراج می شوند. تکنیک این آزمون، دو مرحله ای است. در مرحله اول، مدل‌های خودرگرسیون متغیر وابسته (تقاضای مسکن) تخمین زده می شود و وقفه بهینه m^* محاسبه می گردد، سپس متغیر دیگر به مدل اضافه شده و برازش با m^* وقفه ثابت و n وقفه متغیر جدید ادامه می یابد تا جایی که رابطه زیر حداقل شود. T تعداد نمونه می باشد.

$$FPE_{(m^*, n)} = \frac{T + n + m^* + 1}{T - n - m^* - 1} \frac{SSE(n, m^*)}{T}$$

$$FPE_{(m^*)} > FPE_{(m^*, n)}$$

در صورت برقراری روابط فوق، وجود رابطه علیت تایید می شود. در این آزمون، مهم نیست که کدام متغیر به عنوان متغیر وابسته قرار گیرد (Hissao & cheng, 1981:7). در این مطالعه به دلیل اهمیت تاثیر قیمت مسکن و تسهیلات بانکی بر تقاضای مسکن وجود رابطه علیت دو طرفه بین آنها نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

پس از بررسی علیت برای تحلیل شوک های ناشی از هر یک از این عوامل در کوتاه مدت و بلند مدت T از تابع واکنش تکانه ای و تجزیه واریانس استفاده شده است. تابع واکنش تکانه ای نشان می دهد که متغیرهای دورن را به هر یک از تغییرات T چگونه پاسخ می دهند و با برقراری اثرات متقابل و پویا بین متغیرها، مشاهده سرعت تعدیل را امکان پذیر می سازد. به کمک تجزیه واریانس T می توان درصد واریانس خطای پیش بینی متغیر را در نتیجه شوک از یک متغیر دورن سیستم اندازه گیری نمود.

1. Final Prediction Error

متغیرهای مورد آزمون، عبارتند از اطلاعات سالانه هزینه مسکن خانوارهای تهرانی، تعداد خانوارهای ساکن تهران، درآمد، شاخص قیمت مسکن و شاخص کل قیمت کالا و خدمات مصرفی و تسهیلات اعطایی بانکها در طول دوره ۸۴-۱۳۶۰ جمع آوری و اطلاعات متغیرها از آمارهای سالنامه آماری استان تهران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و استانداری تهران استخراج شده است.

۳-۱. آزمون دیکی فولر

همان طور که در منابع اقتصادسنجی مطرح است، در مطالعاتی که از داده های سری زمانی استفاده می شود، ابتدا لازم است چگونگی ایستایی متغیرها بررسی گردند. به طور معمول در تخمین روابط فرض بر ایستا بودن متغیرهاست که در صورت عدم تحقق این فرض، نتایج آماری قابل اعتماد نخواهد بود. یکی از روشهای معمول برای سنجش ایستایی متغیرها، استفاده از آزمونهای دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته است.

جدول ۶. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته داده ها با عرض از مبدأ

متغیر	نام متغیر	مدل	آماره دیکی فولر تعمیم یافته	مقادیر بحرانی مک کینون (۹۵درصد)
Lde	هزینه مسکن خانوار تهرانی	I(0)	-۰,۳۷۶	-۲,۹۹
		I(1)	-۳,۲۹	-۲,۹۹
Ly	درآمد	I(0)	۰,۵۴۱	-۲,۹۹
		I(1)	-۳,۹۳	-۳,۰۰
Lpop	تعداد خانوارهای ساکن تهران	I(0)	-۱,۴۵۰	-۳,۰۲۹
		I(1)	-۲,۰۸	-۳,۰۲۹
Lph	شاخص قیمت مسکن	I(0)	۰,۱۵۳	-۲,۹۹
		I(1)	-۴,۶۳۶	-۲,۹۹
Lpi	شاخص کل قیمت کالا و خدمات مصرفی	I(0)	-۰,۵۷۴	-۲,۹۹
		I(1)	-۴,۴۴	-۲,۹۹
Lloan	تسهیلات اعطایی بانکها	I(0)	۰,۴۹۶	-۳,۰۲
		I(1)	-۴,۶۷	-۳,۶۷

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج جدول شماره ۶ که توسط نرم افزار 5 Eviews انجام شده است، متغیرها در سطح ایستا نبوده اند ولی با تفاضل گیری مرتبه اول و نیز با فرض وجود عرض از مبدأ سطح اعتبار ۵ درصد کلیه متغیرها ایستا خواهند شد.

۳-۲. آزمون همگرایی

بعد از تایید ریشه واحد برای داده ها، این سؤال مطرح است که آیا ارتباط تعادلی بلند مدت بین متغیرها وجود دارد؟ از آنجا که متغیرهای مدل در تفاضل مرتبه اول ایستا شده اند، ممکن است به علت حذف جملات سطح، اطلاعات بلند مدت از بین برود. چنانچه بین دو متغیر، رابطه همگرایی وجود داشته باشد، به معنی وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین آنها است. به منظور رعایت اختصار از شرح روش در اینجا خودداری می شود.^۱

جدول ۷. آزمون تعیین بردارهای همگرایی جوهانسن

فرضیه H0	مقدار ویژه	آماره	مقدار بحرانی	احتمال
		Trace	۰,۵	
None *	۰,۹۷۵۴۳۲	۲۷۳,۰۵۱۹	۱۲۵,۶۱۵۴	۰
At most 1 *	۰,۹۵۷۳۲۷	۱۸۷,۸۰۶۶	۹۵,۷۵۳۶۶	۰
At most 2 *	۰,۸۳۷۵۳۶	۱۱۵,۲۶۰۵	۶۹,۸۱۸۸۹	۰
At most 3 *	۰,۸۱۶۱۷۸	۷۳,۴۶۲۵۵	۴۷,۸۵۶۱۳	۰
At most 4 *	۰,۶۵۸۸۴۹	۳۴,۵۰۵۵	۲۹,۷۹۷۰۷	۰,۰۱۳۳
At most 5	۰,۳۳۵۲۹۳	۹,۷۷۰۶۳۳	۱۵,۴۹۴۷۱	۰,۲۹۸۸

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون همگرایی در جدول ۷ نشان می دهد که مقدار آماره محاسبه شده، کوچکتر از مقدار بحرانی آن در سطح ۹۵ درصد است. از این رو، پنج بردار همگرایی وجود دارد. این بردارها مبین وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها هستند و ارتباط بلند مدت بین متغیرهای مدل از نظر آماری قابل اعتماد می باشند.

۳-۴. نتایج آزمون علیت

با استفاده از تکنیک گرنجر این نتایج حاصل شده است:

۱. خوانندگان علاقه مند می توانند به حمید ابریشمی (۱۳۸۱) ص ۲۰۶ مراجعه نمایند.

جدول ۸. آزمون علیت گرنجر با دو وقفه

فرضیه H ^۰	Probability	F-Statistic	تعداد مشاهدات	نتیجه آزمون
تسهیلات بانکی علت گرنجری تقاضای مسکن نیست.	۰,۰۳۴	۴,۱۰۰۳۸	۲۳	رد H ^۰
تقاضای مسکن علت گرنجری تسهیلات بانکی نیست.	۰,۰۴۸	۳,۶۰۰۸۲	۲۳	رد H ^۰
قیمت مسکن علت گرنجری تقاضای مسکن نیست.	۰,۰۸۱	۰,۲۱۱۱۹	۲۳	تایید H ^۰
تقاضای مسکن علت گرنجری قیمت مسکن نیست.	۰,۱۶۶	۱,۹۸۴۲۸	۲۳	تایید H ^۰
شاخص بهای کالا و خدمات علت گرنجری تقاضای مسکن نیست.	۰,۰۱۰	۵,۸۷۳۳۲	۲۳	رد H ^۰
تقاضای مسکن علت گرنجری شاخص بهای کالا و خدمات مسکن نیست.	۰,۳۶۳	۱,۰۷۱۶۹	۲۳	تایید H ^۰
جمعیت علت گرنجری تقاضای مسکن نیست.	۰,۲۰۱	۱,۷۵۳۸۵	۲۳	تایید H ^۰
درآمد خانوار علت گرنجری تقاضای مسکن نیست.	۰,۱۳۹	۲,۲۰۱۶۸	۲۳	تایید H ^۰
تقاضای مسکن علت گرنجری درآمد خانوار نیست.	۰,۰۱۵	۵,۳۴۶۸۱	۲۳	رد H ^۰
قیمت مسکن علت گرنجری تسهیلات بانکی نیست.	۰,۰۵۹	۳,۳۲۰۸۶	۲۳	رد H ^۰
تسهیلات بانکی علت گرنجری قیمت مسکن نیست.	۰,۳۱۹	۱,۲۱۱۷۳	۲۳	تایید H ^۰
شاخص بهای کالا و خدمات، علت گرنجری قیمت مسکن نیست.	۰,۰۱۱	۵,۷۴۹۱۷	۲۳	رد H ^۰
قیمت مسکن علت گرنجری شاخص بهای کالا و خدمات نیست.	۰,۰۱۴	۵,۴۵۶۲۹	۲۳	رد H ^۰
جمعیت علت گرنجری قیمت مسکن نیست.	۰,۱۰۵	۲,۵۵۱۵۱	۲۳	تایید H ^۰
درآمد خانوار علت گرنجری قیمت مسکن نیست.	۰,۰۰۷	۶,۵۵۸۲۵	۲۳	رد H ^۰
قیمت مسکن علت گرنجری درآمد خانوار نیست.	۰,۱۳۸	۲,۲۰۸۹۹	۲۳	تایید H ^۰

مأخذ: یافته های تحقیق

علیت گرنجر، وجود رابطه دو طرفه بین تقاضای مسکن و تسهیلات بانکی را تایید می کند و بنابراین می توان استدلال کرد تسهیلات بانکی با افزایش قدرت خرید مسکن توسط خانوارها منجر به افزایش تقاضای موثر مسکن خواهد شد.

با استفاده از آزمون علیت هیسائو، نتایج زیر حاصل شده است (Hissao & cheng(1981: 7):

جدول ۸ نتایج آزمون علیت همبستگی

متغیرها	f(m,n)	f(m)	f(m)>f(m,n)	نتیجه
Lde(10), lloan(3)	۰,۰۰۰۶۶۵	۰,۰۰۴۹۳۷	۰,۰۰۴۹۳۷	تسهیلات بانکی علت تقاضای مسکن بوده است.
Lde(10),ly(3)	۰,۰۰۰۵۴۷	۰,۰۰۴۹۳۷	۰,۰۰۴۹۳۷	درآمد خانوارها علت تقاضای مسکن بوده است.
Lde(10),lph(3)	۰,۰۰۰۰۹۰	۰,۰۰۴۹۳۷	۰,۰۰۴۹۳۷	قیمت مسکن علت تقاضای مسکن بوده است.
Lde(10),lpi(3)	۰,۰۰۰۳۹۸	۰,۰۰۴۹۳۷	۰,۰۰۴۹۳۷	شاخص بهای کالا و خدمات علت تقاضای مسکن بوده است.
Lde(10),lpup(3)	۰,۰۰۱۹۱۵	۰,۰۰۴۹۳۷	۰,۰۰۴۹۳۷	جمعیت علت تقاضای مسکن بوده است.
Lph(11), lde(1)	۰,۰۰۱۳۵۱	۰,۰۰۱۴۶۸	۰,۰۰۱۴۶۸	تقاضای مسکن علت قیمت مسکن بوده است.
Lph(11),lloan(1)	۰,۰۰۱۳۹۸	۰,۰۰۱۴۶۸	۰,۰۰۱۴۶۸	تسهیلات بانکی علت قیمت مسکن بوده است.
Lph(11),ly(1)	۰,۰۰۱۵۳۳	۰,۰۰۱۴۶۸	۰,۰۰۱۵۳۳	درآمد خانوارها علت قیمت مسکن نبوده است.
Lph(11),lpup(1)	۰,۰۰۱۴۶۶	۰,۰۰۱۴۶۸	۰,۰۰۱۴۶۸	جمعیت علت قیمت مسکن بوده است.
Lph(11),lpi(1)	۰,۰۰۱۴۰۳	۰,۰۰۱۴۶۸	۰,۰۰۱۴۶۸	شاخص بهای کالا و خدمات علت قیمت مسکن بوده است.
Lloan(11), lde(1)	۰,۰۰۰۳۳۹	۰,۰۰۹۱۴۹	۰,۰۰۹۱۴۹	تقاضای مسکن علت تسهیلات بانکی بوده است.
Lloan(11) lph(1)	۲,۱۹۱-۰۵	۰,۰۰۹۱۴۹	۰,۰۰۹۱۴۹	قیمت مسکن علت تسهیلات بانکی بوده است.

مأخذ: یافته های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نمایانگر تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرها می باشد. طبق این آزمون، رابطه علیت بین متغیرهای تاثیر گذار بر تقاضای مسکن برقرار است.

جدول ۹ نتایج آزمون علیت سیمز

وقفه بهینه متغیر مستقل، متغیر وابسته	ضریب تشخیص معادله نامقید Rur	ضریب تشخیص معادله مقید Ru	محاسبه شده F	جدول F	نتیجه
lde, lloan(3)	۰,۹۹۶۹۲۶	۰,۹۹۶۵۸	۵۳,۶۶	۳,۷۱	تسهیلات بانکی علت تقاضای مسکن می باشد.
lde,ly(3)	۰,۹۹۶۹۳۱	۰,۹۹۶۵۸	۶۶,۴۶	۳,۷۱	درآمد خانوارها علت تقاضای مسکن می باشد.
lde,lph(3)	۰,۹۹۶۵۸۲	۰,۹۹۶۵۸	۴۳۵,۳۰	۳,۷۱	قیمت مسکن علت تقاضای مسکن می باشد.
lde,lpi(3)	۰,۹۹۹۳۵	۰,۹۹۶۵۸	۹۳,۳۲۶	۳,۷۱	شاخص بهای کالا و خدمات علت تقاضای مسکن می باشد.
lde,lpup(2)	۰,۹۹۸۳۹۸	۰,۹۹۶۵۸	۲۱,۱۰	۴,۱	جمعیت علت تقاضای مسکن می باشد.
lph, lde(1)	۰,۹۹۸۹۰۳	۰,۹۹۸۷۴	۴۲,۹۱	۴,۸۴	تقاضای مسکن علت قیمت مسکن می باشد.
lph,lloan(1)	۰,۹۹۸۸۶۴	۰,۹۹۸۷۴	۴۰,۷۲	۴,۸۴	تسهیلات بانکی علت قیمت مسکن می باشد.
lph,ly(1)	۰,۹۹۸۷۵۴	۰,۹۹۸۷۴	۳۵,۲۷	۴,۸۴	درآمد خانوارها علت قیمت مسکن می باشد.
lph,lpup(1)	۰,۹۹۸۸۰۹	۰,۹۹۸۷۴	۳۷,۸۷	۴,۸۴	جمعیت علت قیمت مسکن می باشد.
lph,lpi(1)	۰,۹۹۸۸۶	۰,۹۹۸۷۴	۴۰,۵۰	۴,۸۴	شاخص بهای کالا و خدمات علت قیمت مسکن می باشد.
lloan, lde(1)	۰,۹۹۹۹۸۱	۰,۹۹۹۴۶	۵۸۰,۲۶	۴,۸۴	تقاضای مسکن علت تسهیلات بانکی می باشد.
lloan lph(1)	۰,۹۹۹۹۹۹	۰,۹۹۹۴۶	۱۱۴,۰۳	۴,۸۴	قیمت مسکن علت تسهیلات بانکی می باشد.

مأخذ: یافته های تحقیق

طبق این آزمون، رابطه علیت بین متغیرهای تأثیر گذار بر تقاضای مسکن برقرار است.

۳-۸ بررسی رابطه بین متغیرها با استفاده از VAR

قبل از برآوردالگوی VAR و بررسی پویایی بین متغیرهای آن، لازم است که طول وقفه بهینه تعیین گردد. در مدل‌های خودرگرسیون برداری تفسیر ضرایب تخمین زده شده دشوار است. معمولاً برای استنتاج مربوط به توابع واکنش ضربه ای^۱ و تجزیه واریانس^۲ توجه می شود. سپس با استفاده از روش تصحیح خطای برداری، فرضیات پژوهش در بلند مدت بررسی خواهند شد. برای این منظور، می توان از متداول ترین معیارهای موجود یعنی معیار آکائیک (AIC) و معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده نمود. از آنجایی که معیار آکائیک منجر به از دست دادن درجه آزادی بیشتری نسبت به SBC می شود، با توجه به محدودیت مشاهدات آماری معیار SBC برای انتخاب وقفه بهینه استفاده می شود.

جدول ۱۰. تعیین طول وقفه بهینه

طول وقفه	معیار آکائیک	معیار شوارتز
۱-۱	-۲,۳۱	-۱,۹۶
۱-۲	-۲,۲۶	-۱,۵۷
۱-۳	-۱,۹۳	-۱,۰۶

مأخذ: یافته های تحقیق

مطابق جدول ۱۰ طول وقفه ۱-۱ دارای کمترین میزان آماره SBC است و به عنوان وقفه بهینه انتخاب می گردد.

توابع واکنش ضربه ای

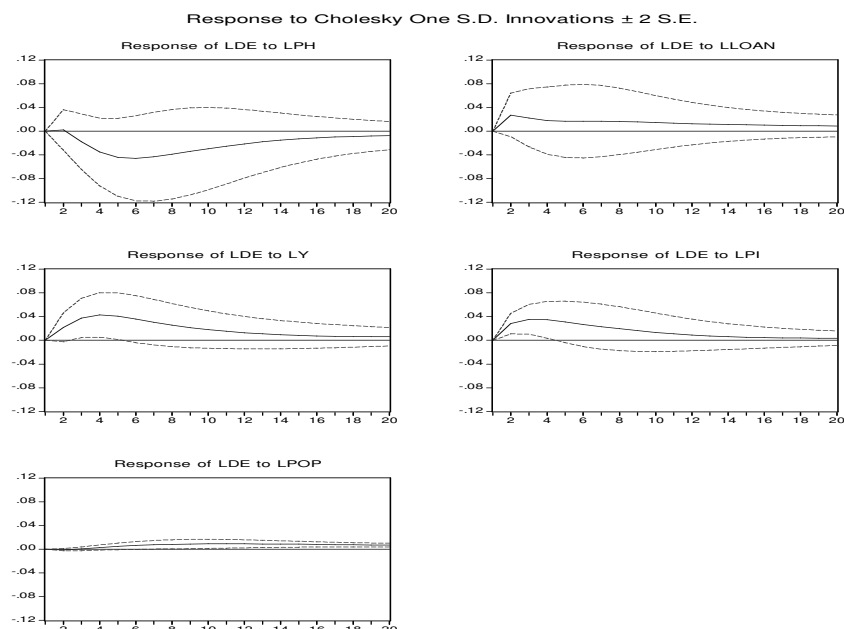
یک تابع واکنش ضربه ای، نشان دهنده شوک هایی است که متغیر درونزای سیستم به شوک های ناشی از خطاها می دهد. به این ترتیب، اهمیت نسبی هریک از متغیرها را در رابطه با متغیرهای دیگر مشخص می نماید.

1. Impulse Response Functions
2. Variance Decomposition

شوک ناشی از افزایش وام متوسط بانکی در کوتاه مدت T باعث افزایش تقاضای مسکن می شود که اثر این شوک در میان مدت و بلندمدت به وضعیت پایداری می رسد. اثر این شوک بر تقاضا در همه دوره ها دارای اعتبار آماری می باشد.

شوک های ناشی از افزایش شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی و درآمد متوسط سالیانه خانوارها در کوتاه مدت و میان مدت، باعث افزایش تقاضای مسکن شهری در استان تهران می شوند و در بلند مدت به سطح تعادلی خود می رسد. اثرات این شوک ها از نظر آماری دارای اعتبار می باشند.

تأثیر یک شوک مثبت جمعیتی در کوتاه مدت، اثری بر تقاضای مسکن ندارد ولی در میان مدت و بلند مدت باعث افزایش آن می شود و به ثبات می رسد. درحالی که تقاضا در سطحی بالاتر از موقعیت اولیه به ثبات رسیده که با توجه به مبانی نظری قابل پیش بینی بوده است



۳ تجزیه واریانس

شوک ناشی از قیمت مسکن در خطای پیش بینی تقاضای مسکن در مناطق شهری استان تهران، بیشترین سهم را داشته و در تمام دوره ها سهم شوک ناشی از متوسط تسهیلات اعطایی مسکن

ازسهم شوک ناشی از جمعیت بیشتر بوده و این موضوع نشان می دهد که تسهیلات بانکی در بی ثباتی تقاضای مسکن سهم بیشتری داشته است.

جدول ۱۱. خطای پیش بینی تقاضا

LPOP	LPI	LY	LLOAN	LPH	LDE	S.E.	Period
.	۱۰۰	۰.۰۶۷۵۸۵	۱
۰.۰۰۴۸۱	۸.۲۰۳۹۱۵	۴.۸۹۸۲۹۱	۷.۷۶۹۲۲۲	۰.۰۴۸۶۶۵	۷۹.۰۷۵۱	۰.۰۹۸۱۰۳	۲
۰.۰۰۷۱۰۲	۱۳.۱۹۰۱۶	۱۲.۲۰۲۰۲	۸.۰۷۸۱۳۷	۲.۰۱۰۹۳	۶۴.۵۱۱۶۵	۰.۱۲۴۵۹۲	۳
۰.۰۰۴۳۵۱	۱۴.۷۱۶۱۹	۱۶.۹۳۹۸۹	۷.۱۴۸۰۴۸	۷.۰۲۶۸	۵۴.۱۲۵۵۶	۰.۱۴۸۲۹۵	۴
۰.۱۱۷۲۷	۱۴.۸۱۶۶۳	۱۹.۰۲۰۹۸	۶.۵۵۲۳۸۶	۱۲.۲۹۲۰۷	۴۷.۲۰۰۴۶	۰.۱۶۸۱۸۴	۵
۰.۲۱۹۷۸۷	۱۴.۵۴۶۸۸	۱۹.۷۰۳۹۸	۶.۳۴۸۱۵۱	۱۶.۴۲۵۴۳	۴۲.۷۵۵۷۷	۰.۱۸۳۷۹۶	۶
۰.۳۴۲۱۶۷	۱۴.۲۳۶۲۵	۱۹.۸۱۶۵۳	۶.۳۷۰۹۶۱	۱۹.۳۳۸۱۸	۳۹.۸۹۵۹۱	۰.۱۹۵۵۷۲	۷
۰.۴۷۸۴۸۳	۱۳.۹۵۷۰۶	۱۹.۷۳۱۱۵	۶.۴۹۵۳۸۴	۲۱.۳۱۶۷۴	۳۸.۰۲۱۱۸	۰.۲۰۴۲۸۴	۸
۰.۶۲۳۳۷۵	۱۳.۷۱۶۴۶	۱۹.۵۹۰۹۴	۶.۶۵۷۶۶۶	۲۲.۶۴۳۶۸	۳۶.۷۶۷۵	۰.۲۱۰۶۸	۹
۰.۷۷۳۵۱۵	۱۳.۵۱۰۷۳	۱۹.۴۴۵۸۸	۶.۸۳۱۶۱۵	۲۳.۵۲۲۶۲	۳۵.۹۱۵۶۴	۰.۲۱۵۳۷۵	۱۰
۰.۹۲۳۵۱	۱۳.۳۳۵۸	۱۹.۳۱۱۹۶	۷.۰۰۷۱۰۷	۲۴.۰۹۱۸۴	۳۵.۳۲۹۵۴	۰.۲۱۸۸۴۶	۱۱
۱.۰۷۱۰۰۵	۱۳.۱۸۷۷۴	۱۹.۱۹۳۴۲	۷.۱۷۹۴۰۴	۲۴.۴۴۷۰۷	۳۴.۹۲۱۳۶	۰.۲۲۱۴۴۶	۱۲
۱.۲۱۲۵۵۳	۱۳.۰۶۲۴۷	۱۹.۰۹۰۲۲	۷.۳۴۵۵۱۵	۲۴.۶۵۶۴۱	۳۴.۶۳۲۸۳	۰.۲۲۳۴۳۶	۱۳
۱.۳۴۶۴۷۹	۱۲.۹۵۵۸۹	۱۹.۰۰۰۷۹	۷.۵۰۳۴۰۴	۲۴.۷۶۸۵۴	۳۴.۴۲۴۹	۰.۲۲۵۰۰۱	۱۴
۱.۴۷۱۳۶۶	۱۲.۸۶۴۴۹	۱۸.۹۲۳۱۲	۷.۶۵۱۸۸۸	۲۴.۸۱۷۶۱	۳۴.۲۷۱۴۵	۰.۲۲۶۲۷۱	۱۵
۱.۵۸۷۵۲۲	۱۲.۷۸۴۵۶	۱۸.۸۵۵۲۷	۷.۷۹۰۵۱۷	۲۴.۸۱۲۷	۳۴.۱۵۵۱۲	۰.۲۲۷۳۳۵	۱۶
۱.۶۹۴۲۱۹	۱۲.۷۱۴۴۴	۱۸.۷۹۵۶۱	۷.۹۱۹۳۷۳	۲۴.۸۱۲۳۵	۳۴.۰۶۴۴۱	۰.۲۲۸۲۵۲	۱۷
۱.۷۹۱۷۸۶	۱۲.۶۵۱۴۵	۱۸.۷۴۲۷۹	۸.۰۳۸۸۵۳	۲۴.۷۸۳۴۹	۳۳.۹۹۱۶۲	۰.۲۲۹۰۶۴	۱۸
۱.۸۸۱۰۳۷	۱۲.۵۹۴۸۲	۱۸.۶۹۵۷۹	۸.۱۴۹۵۰۸	۲۴.۷۴۷۲۵	۳۳.۹۳۱۶	۰.۲۲۹۷۹۷	۱۹
۱.۹۶۲۵۳	۱۲.۵۴۳۳۱	۱۸.۶۵۳۷۵	۸.۲۵۱۹۳۸	۲۴.۷۰۷۶۷	۳۳.۸۸۰۷۹	۰.۲۳۰۴۷۱	۲۰

مأخذ: یافته های تحقیق

۴. نتیجه گیری:

در این مطالعه، متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای مسکن در مناطق شهری استان تهران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. بررسی جمعیت به عنوان یکی از عوامل اصلی مؤثر بر تقاضای مسکن نشان داد که استان تهران دارای بزرگترین بازار مسکن کل کشور می باشد و با توجه به در صد بالای شهرنشینی و جوان بودن جمعیت، از شرایط ویژه ای نسبت به سایر استانها برخوردار است. در این مطالعه، وجود رابطه علی بین جمعیت و تقاضای مسکن مورد تایید قرار گرفت و نتایج تحقیق نشان داد که افزایش جمعیت در میان مدت و بلند مدت، سبب افزایش تقاضای مسکن می گردد.

تسهیلات بانکی یکی دیگر از عواملی بود که به بررسی آن پرداخته شد. در دوره مورد بررسی، علیت دوطرفه تسهیلات بانکی با تقاضای مسکن مورد تایید قرار گرفت و توابع IRF و VD نشان دادند که تسهیلات بانکی تنها در کوتاه مدت موجب افزایش تقاضای مسکن در مناطق شهری استان تهران می‌گردد. از این رو، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که سیاست افزایش اعتبار در بخش مسکن تنها تاثیر مقطعی بر تقاضای مسکن دارد و به علت اینکه در بازار مسکن تعدیل به کندی صورت می‌گیرد، این سیاست در میان مدت، تنها موجب افزایش قیمت مسکن می‌گردد. بنابراین، نسبت LTV کاهش می‌یابد و برای خرید مسکن، اعتبار بیشتری مورد نیاز خواهد بود.

وجود رابطه علی بین شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی و تقاضای مسکن در این مطالعه مورد تایید قرار گرفت. بر اساس نظریه فریدمن، با بالارفتن آهنگ تورم مورد انتظار، تمایل مردم به نگهداری دارایی مادی در مقابل پول نقد افزایش می‌یابد. ویژگی بادوام بودن مسکن باعث شده است که امکان ذخیره ثروت و بورس بازی را فراهم آورد. در این صورت، مسکن به عنوان یکی از دارایی‌های مالی تلقی می‌شود که قدرت نقدینگی بالایی ندارد ولی ارزش آن با سطح عمومی قیمت‌ها تغییر می‌کند. بنابراین در شرایط تورمی، انگیزه افراد برای تبدیل دارایی پولی به مسکن افزایش می‌یابد و همان طور که در بخش توابع واکنش ضربه‌ای بررسی شد، شوک ناشی از بورس بازی مسکن در کوتاه مدت و میان مدت، باعث افزایش قیمت مسکن شده است.

با توجه به مباحث مطرح شده، به طور کلی در بازار مسکن، عدم تعادل وجود دارد؛ زیرا بخش خصوصی بدون دخالت دولت نمی‌تواند تعادل بازار مسکن را در سطح بهینه اجتماعی برقرار کند و از این رو، دخالت دولت برای برقراری تعادل در بازار مسکن اجتناب‌ناپذیر است. وجود وقفه‌های تعدیل در بازار مسکن، موجب شده که تغییر مثبت در عوامل تاثیر گذار بر تقاضای مسکن باعث افزایش قیمت مسکن در مناطق شهری استان تهران، شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کنترل مهاجرت به استان تهران، مهار فعالیت‌های سوداگرانه و اتخاذ سیاست‌های مناسب توسط دولت به منظور ایجاد تناسب بین نسبت وام به ارزش ملک (LTV)، می‌تواند در مدیریت تقاضای مسکن در مناطق شهری استان تهران موثر واقع شود.

فهرست منابع

- جیمز، م، هندرسون، و ریچارد ا. کوانت (۱۳۸۱) تئوری اقتصاد خرد؛ موسسه خدمات فرهنگی صبا، ص ۳۶.
- دورنبوش، و استانلی فیشر (۱۳۷۸) اقتصاد کلان؛ ترجمه محمدحسین تیزهوش تابان، انتشارات سروش.
- فصلنامه اقتصادمسکن، معاونت مسکن و برنامه ریزی، وزارت مسکن و شهرسازی، سازمان ملی زمین و مسکن، سالهای مختلف.
- گجراتی، داموردار (۱۳۸۵) مبانی اقتصاد سنجی کاربردی؛ ترجمه حمید ابریشمی؛ انتشارات و چاپ و نشر دانشگاه تهران.
- Arnott, Richard. J. & Danial. P. McMillen (2006) A Companion to urban economics; Oxford: Blackwell Publishing: p 180-183.
- Benito, Andrew, James Proudman and Gertjan Vlieghe (2004) House price consumption and monetary policy; Financial Accelerator Approach, Journal of Financial Intermediation ,1: 1-22.
- Claude Gruen (2001) Dispelling affordable housing myth; journal of property management, Chicago, p:1.
- Gabriel, Stuart, Joe P. Matthey and William L. wascher (1999) House price differentials and Dynamics: Evidence from Los Angeles and San Francisco Metropolitan areas; Economics Review ,1: 1461-1489.
- Geoffrey A. Jehle. Philip J. Reny (2001) Advance Microeconomic Theory; second edition pp.20-21.
- Jhon R. Short (1996) urban order; first published, Blackwell, p:190.
- Michael Oxley (2004) Economics, planning and housing, Palgrave Macmillan.
- Muth, Richard F. (1972) Demand for nonfarm housing; in readings for Urban economist, edited by Edel Matthew & Rotenberg Jeromy.
- Riddel, Mary (2004) Housing Market Disequilibrium: On Examination of Housing – Market Price and stock Dynamics, Journal of Housing Economics, 13: 120-135.
- Smith, Lawrence B. A model, Canadian housing and mortgage Market; journal of political economy: 795-818.