

## بررسی تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ایران

پرویز محمدزاده<sup>۱\*</sup>، حسین پناهی<sup>۲</sup>، سید علی آل عمران<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup>استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

pmohamadzadeh@tabrizu.ac.ir

<sup>۲</sup>استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

panahi@tabrizu.ac.ir

<sup>۳</sup>دکتری اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

s.a.aaleemran@tabrizu.ac.ir

**چکیده:** هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ایران است. از این رو بر اساس مدل بریتفیلدر و همکاران (۲۰۱۵) و با استفاده از روش جوهانسن - جوسیلیوس، این موضوع در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۳ بررسی شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و قیمت انرژی تأثیر منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. بر این اساس، با توجه به اینکه بازارهای مالی و سیاست پولی از کانال‌های اثرگذاری قیمت انرژی بر قیمت مسکن بوده و با توجه به نقش بازارهای مالی در جذب نقدینگی سوداگران و ایفای نقش ضربه‌گیر برای بازار کالا به‌ویژه دارایی‌های حقیقی، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان اقتصادی در راستای تقویت این بازارها و اصلاح فرهنگ عمومی، برای توجه بیشتر به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی به‌جای خرید مستغلات، اقدام کنند تا در هنگام افزایش قیمت انرژی و تورم، با جذب نقدینگی سوداگران به سمت بازارهای مالی، گامی مؤثر در جهت کنترل قیمت مسکن برداشته شود. همچنین پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی، به انتخاب ابزارهای مناسب برای اعمال سیاست پولی توجه کند تا هنگام افزایش قیمت انرژی و تورم، با اعمال صحیح سیاست پولی، گامی مؤثر در جهت کنترل قیمت مسکن بردارد.

**واژه‌های کلیدی:** قیمت انرژی، قیمت مسکن، روش جوهانسن - جوسیلیوس.

مسکن به‌عنوان یکی از نیازهای اولیه هر انسانی در جوامع مختلف مطرح بوده و از ابعاد مختلف اجتماعی، روانی و اقتصادی دارای اهمیت است. از غارنشینی گرفته تا مسکن مدرن امروزی، همه نشان‌دهنده اهمیت مسکن به‌عنوان یک سرپناه برای وجود انسان است. به‌طوری که برای تأمین آن، در قوانین کشورهای مختلف دنیا به دولتمردان تذکر داده شده است [۱]. امروزه، مسکن فقط به‌معنای «سرپناه» نیست، بلکه کالایی اقتصادی و سیاسی و نیز مهم‌ترین دارایی خانوارها به‌شمار می‌رود. مسکن کالایی اساسی و بدون جانشین است؛ این کالا با توجه به قیمت آن، سهم درخور توجهی از درآمد خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد. در اقتصاد کلان نیز ویژگی‌های بخش مسکن مبنی بر خودکفایی، خاصیت پیش‌رانگی، توان جذب نقدینگی بالا، اشتغال‌زایی بالا، اشتغال بالای مردان در این بخش و وجود تقاضای تضمین‌شده، این بخش را عاملی محرک در چرخه اقتصاد کشور و تحقق اهداف رشد اقتصادی معرفی می‌کند [۲]. در موضوع مسکن نیز به‌طور معمول، مهم‌ترین چالش موجود کنترل قیمت مسکن بوده است. رشد شتابان قیمت مسکن، به‌خصوص در برخی دوره‌های زمانی، چشم‌انداز تأمین مسکن را برای طبقات متوسط درآمدی و پایین‌تر مبهم کرده است. اگرچه با وجود رشد جمعیت در چند دهه گذشته و ورود بخش قابل توجهی از جمعیت به سن ازدواج، رشد مثبت شاخص قیمت مسکن در اقتصاد ایران، طبیعی است، شتاب رشد این شاخص، به‌خصوص در برخی دوره‌های زمانی، به‌نحوی بوده که به نظر نمی‌رسد تنها ناشی از افزایش تقاضای مصرفی برای مسکن باشد [۳]. افزایش شدید قیمت مسکن در سال‌های اخیر، دغدغه اصلی مردم و دولتمردان بوده، لذا کنترل افزایش قیمت مسکن تبدیل به یک هدف اساسی سیاست‌گذاران کشور شده است. کنترل قیمت مسکن، مستلزم شناسایی عوامل مؤثر بر آن است [۴]. در خصوص عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران، مطالعات متعددی انجام شده است ولی بر اساس جست‌وجوی پژوهشگران، در مورد تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ایران مطالعه‌ای انجام نشده و اغلب مطالعات انجام‌شده نیز به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن پرداخته‌اند. بر این اساس، پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس<sup>۱</sup> و در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۳ است. سؤال مطرح در راستای هدف پژوهش این است که تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ایران چگونه است؟ فرضیه مطرح‌شده برای رسیدن به پاسخ سؤال پژوهش نیز

عبارت است از اینکه قیمت انرژی تأثیر منفی بر قیمت مسکن در ایران دارد.

بر اساس سازمان‌دهی مباحث مقاله، در قسمت دوم، مبانی نظری و در قسمت سوم، پیشینه پژوهش آورده شده است. در قسمت چهارم به معرفی مدل اقتصادسنجی، پایگاه داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش پرداخته و در قسمت پنجم نیز یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج آورده شده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز قسمت پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد.

## ۲. مبانی نظری

چندین کانال ارتباطی در زمینه ارتباط بین قیمت انرژی و قیمت مسکن وجود داشته که در ذیل به آن‌ها اشاره می‌شود:

**الف. کانال درآمد و تقاضا:** در این کانال، افزایش قیمت انرژی باعث کاهش تقاضای کل و به‌ویژه تقاضای مسکن می‌شود [۵]. به‌طوری که افزایش قیمت انرژی، از طریق افزایش سطح قیمت‌ها، باعث کاهش قدرت خرید و ثروت خانوارها شده و این کاهش قدرت خرید و ثروت ناشی از افزایش قیمت انرژی، باعث کاهش مصرف و تقاضای مسکن می‌شود [۶].

همیلتون [۷] و روبین و بوچانان [۸] به توضیح رکود بزرگ حاصل از شوک قیمت نفت که در نهایت منجر به حباب قیمت مسکن و باعث بحران مالی شده بود پرداخته‌اند. بر اساس مطالعه آن‌ها، با توجه به این واقعیت که پاسخ مخارج خانوارها نسبت به افزایش قیمت انرژی، نه‌فقط منعکس‌کننده تغییرات پیش‌بینی‌نشده درآمد بوده بلکه بدتر شدن اعتماد مصرف‌کنندگان باعث افزایش پس‌انداز احتیاطی می‌شود، انتظار می‌رود که تأثیر افزایش قیمت انرژی بر مصرف و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بیشتر از تأثیر آن بر تولید ناخالص داخلی باشد [۹]. همچنین همیلتون [۷] استدلال می‌کند که اثر رکودی شوک نفتی بر درآمد و بیکاری، باعث کاهش تقاضای مسکن بیش از سایر بخش‌ها شده و چنین نتیجه‌ای بیانگر کشش بالای قیمتی انرژی برای مخارج سرمایه‌گذاری مسکونی و در راستای مطالعه کیلین [۱۰] بوده است، به‌طوری که کیلین [۱۰] به این نتیجه رسیده است که شوک قیمت انرژی باعث کاهش تقاضا برای مسکن‌های جدید و خودرو می‌شود. کورترایت [۱۱] نیز نشان می‌دهد که افزایش قیمت سوخت حداقل تا حدودی باعث ترکیدن حباب قیمت مسکن در ایالات متحده شده و باعث کاهش قیمت مسکن در حومه شهر که نیاز به رفت‌وآمد طولانی دارد، می‌شود. همچنین بر اساس مطالعه وی، تأثیر قیمت گاز بر تقاضای مسکن در

حومه‌های شهر، کاهش قیمت مسکن در مناطق حومه شهری است.

**ب. کانال هزینه‌های ساختمانی مربوط به انرژی:** ساخت و ساز و تعمیر و نگهداری از ساختمان نیاز به انرژی دارد، به طوری که از یک طرف، انرژی در استخراج، پردازش و حمل و نقل مصالح ساختمانی مورد استفاده قرار گرفته و از طرف دیگر، انرژی عملیاتی در تأمین خدمات ساختمانی نظیر حرارت، خنک‌کننده و... استفاده می‌شود؛ همچنین، بخش مسکن به عنوان مصرف‌کننده یک‌چهارم از مصرف کل انرژی در کشورهای صنعتی حساب می‌شود [۱۲]. از این رو تأثیر افزایش هزینه‌های انرژی بر تقاضای مسکن و قیمت آن منفی بوده و قابل توجه است. کوگلی [۱۳] با استفاده از توابع تولید و تقاضا برای مسکن، به مطالعه جریان تولید مسکن و تقاضا برای انرژی‌های مسکونی به عنوان یک عامل نهاده پرداخته و به این نتیجه رسیده است که کشش جانشینی بین نهاده‌های عملیاتی (عمدتاً انرژی) و مسکن حدود ۰/۳ بوده و دو برابر شدن قیمت انرژی باعث افزایش هزینه ساخت مسکن ۱۱ تا ۱۴ درصد و کاهش ۷ تا ۱۰ درصدی در تقاضا برای مسکن می‌شود.

**ج. کانال سیاست پولی:** زمانی که افزایش قیمت انرژی از میزان معینی می‌گذرد و باعث حساسیت عموم مردم می‌شود، ممکن است باعث واکنش سیاست پولی انقباضی شده و موجب اتخاذ سیاستی مانند افزایش نرخ بهره شود. در این حالت، نرخ بهره بالاتر اثر کاهشی بر فعالیت‌های اقتصادی و درآمد خانوارها داشته و باعث کاهش جریان نقدینگی به سمت بخش مسکن می‌شود [۱۴]. بورنالد و جاکوبسن [۱۵] با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری، به بررسی شواهد تجربی درباره نقش افزایش قیمت مسکن در مکانیزم انتقال پولی برای اقتصادهای باز کوچک پرداخته است و گودهارت و هافمن [۱۶] به این نتیجه رسیده‌اند که بین قیمت مسکن، متغیرهای پولی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی، ارتباطی چندجانبه وجود دارد. برنانکه [۱۷] نیز به این نتیجه رسیده است که بین سیاست‌های پولی و تغییرات قیمت مسکن، ارتباط مستقیم وجود دارد.

**د. کانال بازار مالی:** اوراق بهادار و مسکن به عنوان دو دارایی به رقابت می‌پردازند. هر دو بازار دارایی مسکن و اوراق بهادار، به عنوان سپری در برابر تورم بوده و در زمانی که تورم انتظاری در حال افزایش است، دارایی امنی برای مالکان هستند. افزایش قیمت‌های انرژی می‌تواند منجر به افزایش سودآوری در بخش اوراق بهادار گردد (از طریق حرکت سرمایه از سایر بخش‌ها به بازار اوراق بهادار) که این امر نیز منجر به کاهش تقاضا و قیمت در بخش مسکن می‌شود. بر اساس مطالعه هیگینس و همکاران [۱۸] در اقتصادهای نوظهور، افزایش قیمت انرژی

و افزایش قیمت‌ها، باعث جریان سرمایه از بازارهای نوظهور به سمت ایالات متحده در جهت یافتن ابزارهای مالی نقدشونده شده و در نتیجه کاهش سرمایه و تأثیر آن بر کاهش قیمت مسکن در بازارهای نوظهور را به همراه دارد. کابلرو و همکاران [۱۹] ال-جمال و جفی [۲۰] نیز به ارزیابی رونق قیمت مسکن در نتیجه بازافت دلارهای نفتی در سال‌های قبل از بحران وام‌های بدون پشتوانه پرداخته و به نتیجه تأثیر مثبت انتقال دلارهای نفتی بر بازار مسکن ایالات متحده رسیده‌اند. همچنین، مطالعه کابلرو و همکاران [۱۹] که حاکی از ارتباط قوی و منفی بین قیمت نفت و قیمت سهام بین جولای ۲۰۰۷ تا ژوئن ۲۰۰۸ است، مدرکی قوی برای این تعامل به شمار می‌رود.

**ه. کانال سایر عوامل:** عواملی نظیر نقدینگی جهانی، نظارت و کنترل بر بازارهای مالی در بین کشورها، آشوب‌های منطقه‌ای در نقاط مختلف جهان و جنگ و دیگر عوامل، ممکن است قیمت انرژی و قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. به طوری که این عوامل می‌توانند باعث تأثیر بر متغیرهایی شوند که منجر به تأثیر بر قیمت انرژی و مسکن می‌شوند. برای مثال، در سطح جهانی، شرایط پولی تطبیقی بین کشورها عاملی است که قیمت کالاها را از طریق مکانیسم پیچیده تحت تأثیر قرار می‌دهد. و با تقاضای جهانی نقش مهمی برای توسعه قیمت نفت ایفا کرده و می‌تواند قیمت انرژی و قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار دهد [۷] و [۲۱].

### ۳. پیشینه پژوهش

بریتنفلتر و همکاران [۲۲] در پژوهشی با استفاده از روش پنل دیتا به بررسی تأثیر تورم قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ۱۸ کشور عضو OECD و در فاصله زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که تورم قیمت انرژی تأثیر منفی و معنی‌دار بر تورم قیمت مسکن دارد. همچنین یافته‌های دیگر پژوهش نشان داده است که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد جمعیت و رشد تسهیلات تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تورم قیمت مسکن دارند.

ساداس و آپاریا [۲۳] در مطالعه‌ای با استفاده از روش GMM و در فاصله زمانی سال ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۳ به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش قیمت انرژی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در بخش تولید دارد.

موریس و نیل [۲۴] در پژوهشی با استفاده از داده‌های فروش ۳۰۷۰۲ مسکن در کلارک کانتی نوادا و به کارگیری مدل همدانیک در فاصله زمانی سال ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۲، تأثیر قیمت گازوئیل (بنزین) بر ارزش املاک مسکونی را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که قیمت گازوئیل می‌تواند بر قیمت مسکن تأثیر متفاوتی در محله‌های مختلف داشته باشد. به طوری که نتایج حاکی از آن است که کشش

1. Energy Related Building Cost Channel
2. Monetary Policy Channel
3. Financial Market Channel

مطالعه نشان داده است که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت بالایی در توضیح رفتار قیمت مسکن و نوسانات آن برخوردارند. همچنین بر اساس یافته‌های مطالعه، متغیرهای قیمت زمین، هزینه ساخت بنا، تعداد ساختمان‌های مسکونی و درآمد خانوار تأثیر مثبت بر قیمت مسکن و متغیرهای حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند.

مهرآرا و شهاب‌لواسانی [۳۰] در پژوهشی به بررسی آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌های قیمت مسکن در فاصله زمانی سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن بوده است که رفتار ادواری یا چرخه‌های قیمت مسکن در ایران، با نوسانات درآمدهای نفتی و بعضی متغیرهای اقتصاد کلان مثل تولید ناخالص داخلی واقعی و عرضه پول و نرخ ارز واقعی، مرتبط است. همچنین چرخه‌های درآمدهای نفتی و حجم پول، متغیری پیشرو در مقایسه با چرخه‌های قیمت مسکن به شمار می‌رود. یافته‌های دیگر پژوهش نیز حکایت از آن دارد که افزایش در بخش ادواری قیمت مسکن به‌دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت بوده است.

عباسی‌نژاد و یاری [۳۱] در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تأثیرگذار بر بخش مسکن با تأکید بر ارتباط شوک‌های نفتی و رشد قیمت مسکن در فاصله زمانی سال ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۴ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که اثر متغیرهای نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن و شوک‌های مثبت و منفی نفتی بر رشد قیمت مسکن، معنی‌دار و موافق تئوری بوده و تأثیر نرخ تورم بر رشد قیمت مسکن در دوره مورد بررسی بی‌معنی بوده است.

شایان ذکر است که در حیطه بررسی پژوهشگران، تحقیقات داخلی انجام شده درباره ارتباط انرژی و مسکن، اغلب به تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن پرداخته‌اند، ولی پژوهش حاضر به‌دنبال بررسی تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن است.

#### ۴. معرفی مدل، پایگاه داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ایران و در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ است. بر این اساس با استفاده از مدل به کار برده شده توسط بریتنفلتر و همکاران [۲۲] و در قالب رابطه (۱) به بررسی این موضوع با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس پرداخته می‌شود.

$$LHOUSEP = \beta_1 + \beta_2 LEPRICE + \beta_3 LGDPPER + \beta_4 LTASHIL + \beta_5 LURBANP + U \quad (1)$$

که در آن:

$LHOUSEP$ : شاخص قیمت مسکن بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳.

قیمت مسکن نسبت به قیمت گازوئیل در دامنه ۰/۰۷- تا ۰/۱۸ بوده و در حالت کلی ۱۰٪ افزایش در قیمت گازوئیل، قیمت مسکن را در دامنه ۲/۵٪ تغییر می‌دهد.

مولوی و شان [۲۵] در مطالعه‌ای با استفاده از روش پنل دیتا و با به‌کارگیری آمار تعداد واحدهای مسکونی در سرشماری‌های سال ۱۹۸۰، ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ به بررسی تأثیر قیمت گاز بر محل سکونت خانوار پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که ۱۰٪ افزایش در قیمت گاز باعث کاهش ۱۰٪ در ساخت‌وساز پس از چهار سال در مکان‌های حومه شهر نسبت به مکان‌های داخل شهر شده ولی واکنش قیمت مسکن نسبت به تغییرات قیمت گاز در مکان‌های حومه شهر نسبت به بیشتر مکان‌های داخل شهر، متفاوت نبوده است.

لیو و هارون [۲۶] در پژوهشی با به‌کارگیری آزمون همبستگی پیرسون و آزمون تی، به بررسی عوامل مؤثر بر افزایش قیمت مسکن در منطقه کلانگ<sup>۱</sup> پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده است که نوسانات در بازار مسکن، افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز مسکن، رشد جمعیت، افزایش تقاضا در مسکن، سود بلندمدت مسکن، رشد تولید ناخالص داخلی، کاهش در عرضه مسکن‌های جدید، هزینه انتقال و مالیات مسکن، کیفیت مسکن، ظاهر مسکن و امکانات عمومی از عواملی هستند که تأثیر عمده بر افزایش قیمت مسکن دارند.

گو و وو [۲۷] در مطالعه‌ای با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به تحلیل تجربی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شانگ‌های در فاصله زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حکایت از آن داشته است که تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار و تسهیلات تأثیر منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارند.

بزازان و همکاران [۲۸] در پژوهشی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایدئال (AIDS) و روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامربوط به بررسی تأثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در فاصله زمانی سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که انرژی برق برای خانوارهای شهری و روستایی جزء کالاهای ضروری به حساب آمده و قدرمطلق کشش قیمتی خودی برای هر دو نوع خانوار کمتر از واحد به‌دست آمده است.

سهیلی و همکاران [۲۹] در مطالعه‌ای با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر متغیرهای قیمت زمین، هزینه ساخت بنا، حجم تسهیلات اعطایی بخش مسکن، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام، تعداد ساختمان‌های مسکونی و درآمد خانوار بر قیمت مسکن در کرمانشاه و در فاصله زمانی فصلی سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. نتایج

*EPRICE*: شاخص قیمت برق، گاز و سایر سوخت‌ها بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳ که به‌عنوان جانشین برای شاخص قیمت انرژی در نظر گرفته شده است.

*GDPPER*: تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳.

*TASHIL*: تسهیلات پرداختی بانک مسکن.

*URBANP*: جمعیت شهری.

*U*: جملات پسماند مدل.

*L*: علامت لگاریتم.

همچنین، آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش به‌صورت سری زمانی فصلی (۱:۱۳۸۵ تا ۴:۱۳۹۳) از بانک اطلاعات سری‌های زمانی و آمار و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده‌اند.

در خصوص تبیین متغیرهای مدل پژوهش، با توجه به ارتباط قیمت انرژی و قیمت مسکن که در بخش مبانی نظری پژوهش مرور شد، انتظار بر این است که قیمت انرژی تأثیر منفی بر قیمت مسکن داشته باشد. با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه نیز چون درآمد و قدرت خرید خانوارها افزایش می‌یابد، از این رو انتظار بر این است که تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت بر قیمت مسکن داشته باشد.

از آنجا که تسهیلات پرداختی بانک مسکن هم می‌تواند به خریداران مسکن اختصاص یافته و با افزایش توان خرید و تقاضای بازار، قیمت‌ها را متأثر کند [۳۲] و هم می‌تواند به سازندگان مسکن اختصاص یافته و با افزایش عرضه مسکن، قیمت‌ها را متأثر کند [۲۹]، انتظار بر این است که تسهیلات پرداختی بانک مسکن تأثیر مثبت و یا منفی بر قیمت مسکن داشته باشد.

با توجه به اینکه تقاضا برای هر کالا با تولد جامعه بشری ایجاد شده و با افزایش آن جمعیت تشدید می‌شود، تقاضای مسکن نیز با افزایش طبیعی جمعیت افزایش یافته و نیاز به مسکن برای خانوارهای تازه تشکیل شده شکل می‌گیرد [۳۱] از این رو انتظار بر این است که جمعیت شهری تأثیر مثبت بر قیمت مسکن داشته باشد.

$$LHOUSEP = f \left\{ \begin{matrix} LEPRICE(-), LGDPPER(+), \\ LTASHIL(+,-), LURBANP(+) \end{matrix} \right\} \quad (2)$$

به‌طور کلی در تحلیل چندمتغیره سری زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد، بدین معنا که متغیرهای تحت بررسی در بلندمدت به چند طریق مستقل از هم به یکدیگر وابسته باشند. در آن صورت روش‌هایی مثل انگل-گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش‌فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم

انباشتگی برداری که در تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راست‌نمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل-گرنجر را حل کنند. اساس کار آن‌ها را یک مدل خودرگرسیون (*VAR*) به‌صورت رابطه (۳) تشکیل می‌دهد:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

در دستگاه فوق،  $n$  تعداد متغیرهای درون‌زا می‌باشد که تحت بردار  $Y$  بیان شده است.  $k$  تعداد متغیرهای برون‌زا مانند عرض از مبدأ، روند، متغیر مجازی و... است که در غالب بردار  $D$  بیان شده و بالاخره  $p$  حداکثر طول وقفه برای الگوی *VAR* است که با تعیین آن از طریق معیارهای مختلف می‌توان اطمینان پیدا کرد که جزء خطای مدل مذکور دارای ویژگی‌های نوبه سفید خواهد بود. در این روش برای نشان دادن پویایی‌های کوتاه‌مدت می‌توان دستگاه معادلات (۳) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری<sup>۴</sup> به‌صورت رابطه (۴) نوشت:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + \phi D_t + \varepsilon_t$$

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i) \quad (4)$$

$, i = 1, 2, \dots, p-1$

از آنجا که این روش برای متغیرهایی که دارای خاصیت  $I(1)$  (انباشته از مرتبه اول) و یا  $I(0)$  (انباشته از مرتبه صفر) طراحی شده است، در معادله فوق تمامی جملات به‌صورت  $\Delta Y_{t-1}$  هستند. از سوی دیگر طول وقفه ( $p$ ) به‌گونه‌ای انتخاب می‌شود که جمله احتلال هر معادله در دستگاه (۴)  $iid$  و لذا  $I(0)$  باشد. از این رو باید  $\Pi Y_{t-p}$  نیز  $I(0)$  باشد تا درجه هم‌انباشتگی دو طرف دستگاه (۴) برابر شوند. اگر رتبه ماتریس  $\Pi$ ،  $r$  در نظر گرفته شود، این شرط در سه حالت زیر برقرار است:

الف.  $r = n$  که در این صورت همه متغیرهای بردار  $Y$ ،  $I(0)$  هستند و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین *VAR* در سطح متغیرهاست.  
ب.  $r = 0$  که در این صورت هیچ ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  وجود ندارد و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین *VAR* در تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

ج.  $0 < r \leq n-1$  که در این صورت  $r$  ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  یا به‌عبارت دیگر  $r$  بردار هم‌انباشتگی وجود دارد و از روش جوهانسن برای برآورد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود [۳۳].<sup>۴</sup>

1. White Noise
2. Vector Error Correction Model (VECM)
3. Identical, Independent Distribution (iid)

۴. برای آشنایی بیشتر با روش جوهانسن-جوسیلیوس، ر.ک: [۳۴].

جدول (۱): بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره دیکی - فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی مکینون در سطح خطای ۵٪	آماره دیکی - فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی مکینون در سطح خطای ۵٪
LHOUSEP	-۱/۶۳	-۳/۵۴	-۵/۲۷	-۲/۹۵
LEPRICE	-۲/۶۱	-۳/۵۴	-۳/۶۲	-۱/۹۵
LGDPPER	-۲/۷۶	-۲/۹۵	-۲/۵۰	-۱/۹۵
LTASHIL	-۲/۴۸	-۳/۵۴	-۳/۹۷	-۱/۹۵
LURBANP	-۱/۸۳	-۲/۹۷	-۲/۷۰	-۱/۹۵

مأخذ: محاسبات پژوهش

## ۵. یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

### ۱.۵. بررسی پایایی متغیرها

دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد؛ زیرا تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید و در نتیجه ایستا یا  $I(0)$  هستند [۳۳]. با توجه به کمتر بودن حجم مشاهدات از صد، از معیار شوارتز - بیزین برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده است. با توجه به جدول (۲) کمترین مقدار معیار شوارتز - بیزین در وقفه سه به دست آمده، از این رو وقفه بهینه الگوی  $VAR$ ، وقفه سه انتخاب شده است.

جدول (۲): تعیین مقدار وقفه بهینه مدل VAR

تعداد وقفه	مقدار شوارتز - بیزین
۰	-۵/۷۱۲۸۴۰
۱	-۱۴/۵۱۲۳۵
۲	-۱۴/۰۳۰۹۸
۳	-۱۵/۹۱۲۶۴*

ب. تعیین تعداد بردارهای همگرایی و استخراج رابطه بلندمدت با توجه به اینکه متغیرهای مدل، دارای مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه اول می‌باشند، می‌توان از آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی استفاده کرد. بر اساس انتخاب مقدار وقفه بهینه سه، به عنوان وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر<sup>۳</sup> و حداکثر مقادیر ویژه<sup>۴</sup>، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده است. جداول (۳) و (۴) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهند. همان طور که در جداول (۳) و (۴) ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج آماره آزمون ماتریس اثر، وجود سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است. بر اساس نتایج

با توجه به به کارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این گونه داده‌ها رعایت شود، مقوله پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از این رو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه واحد از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> استفاده شده است. اگر قدرمطلق آماره آزمون از قدرمطلق کمیت بحرانی ارائه شده بزرگتر باشد، فرضیه  $H_0$  و به عبارتی وجود ریشه واحد رد می‌شود. جدول (۱) آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به کاررفته در مدل، قدرمطلق آماره دیکی - فولر تعمیم یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مکینون در سطح خطای ۵٪ کوچک‌تر بوده بنابراین فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد مورد تأیید قرار گرفته و تمامی متغیرهای مدل ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرهای به کاررفته در مدل، قدرمطلق آماره دیکی - فولر تعمیم یافته از قدرمطلق مقادیر بحرانی مکینون در سطح خطای ۵٪ بزرگ‌تر بوده بنابراین فرضیه  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه اول و یا به عبارتی  $I(1)$  می‌باشند.

### ۲.۵. برآورد مدل اقتصادسنجی پژوهش با استفاده از روش

#### هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس

#### الف. تعیین مرتبه بهینه مدل خودتوضیح برداری

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری<sup>۲</sup> است که در این بین به

3. Trace Matrix  
4. Maximum Eigen Value

1. Augmented Dickey- Fuller Test  
2. Vector Autoregressive Model (VAR)



مربوط به آمارهٔ آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد. متغیرهای مدل تأیید شده است. از این رو می‌توان بیان کرد که سه بردار

جدول (۳): نتایج آزمون ماتریس اثر ( $\chi_{trace}$ )

فرضیهٔ صفر	فرضیهٔ مقابل	مقدار آمارهٔ آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0^*$	$r \geq 1$	۳۱۹/۴۹	۸۸/۸۰	۰/۰۰۰
$r \leq 1^*$	$r \geq 2$	۱۷۹/۵۵	۶۳/۸۷	۰/۰۰۰
$r \leq 2^*$	$r \geq 3$	۷۷/۴۸	۴۲/۹۱	۰/۰۰۰
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۱۹/۸۳	۲۵/۸۷	۰/۲۳۴
$r \leq 4$	$r \geq 5$	۷/۳۴	۱۲/۵۱	۰/۳۰۹

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول (۴): نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه ( $\chi_{max}$ )

فرضیهٔ صفر	فرضیهٔ مقابل	مقدار آمارهٔ آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0^*$	$r = 1$	۱۳۹/۹۳	۳۸/۳۳	۰/۰۰۰
$r \leq 1^*$	$r = 2$	۱۰۲/۰۷	۳۲/۱۱	۰/۰۰۰
$r \leq 2^*$	$r = 3$	۵۷/۶۵	۲۵/۸۲	۰/۰۰۰
$r \leq 3$	$r = 4$	۱۲/۴۸	۱۹/۳۸	۰/۳۷۱
$r \leq 4$	$r = 5$	۷/۳۴	۱۲/۵۱	۰/۳۰۹

مأخذ: محاسبات پژوهش

تعدیل می‌شود.

جدول (۵): الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آمارهٔ t
$\Delta(LHOUSEP)$	-	-	-
C	۰/۰۶۰۵	۰/۰۲۶۹	۲/۲۴
ECM	-۰/۳۸۷۲	۰/۱۹۵۲	-۱/۹۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر قیمت انرژی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از روش جوهانسن - جوسیلیوس و در فاصلهٔ زمانی فصل اول سال ۱۳۸۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۳ است. بر این اساس این پژوهش در چهار بخش سازمان‌دهی شد، به طوری که بعد از مقدمه در قسمت دوم، مبانی نظری و در قسمت سوم، پیشینهٔ پژوهش آورده شد. در قسمت چهارم نیز به معرفی مدل اقتصادسنجی، پایگاه داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش پرداخته شد و در قسمت پنجم یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج آورده شد. بر اساس نتایج به دست آمده، قیمت انرژی و تسهیلات پرداختی بانک مسکن تأثیر منفی و معنی‌دار و متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهری تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارند. در رابطه با تأثیر منفی قیمت انرژی بر قیمت مسکن، همان‌طور که در بخش مبانی نظری پژوهش مرور گردید،

در ادامه مطابق رابطه (۵)، رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال‌شده نسبت به متغیر درون‌زای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی باشد و همچنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینهٔ انتخاب‌شده ملاحظه می‌شود، علامت ضرایب متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار می‌باشند.

$$LHOUSEP = -144.12 - 0.03LEPRICE + 0.79LGDPER + 0.23LTASHIL + 8.91LURBANP + 0.03TREND \quad (5)$$

$t=-3.67$   $t=14.11$   $t=-21.04$   $t=5.18$   $t=6.87$

بر اساس رابطه (۵) می‌توان بیان کرد که در بلندمدت، یک درصد افزایش در هریک از متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهری به ترتیب باعث افزایش ۰/۷۹ و ۸/۹۱٪ در قیمت مسکن شده و یک درصد افزایش در قیمت انرژی و تسهیلات پرداختی بانک مسکن به ترتیب باعث کاهش ۰/۰۳ و ۰/۲۳٪ در قیمت مسکن می‌شوند.

در مرحله بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۵) نشان داده شده است. با توجه به جدول مذکور ملاحظه می‌شود که ضریب جملهٔ تصحیح خطا  $\{ECM\}$ ، معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر رقم ۰/۳۸- به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره (هر فصل) ۰/۳۸ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت

جذب نقدینگی سوداگران و ایفای نقش ضربه‌گیر برای بازار کالا به‌ویژه دارایی‌های حقیقی، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان اقتصادی در راستای تقویت این بازارها و اصلاح فرهنگ عمومی برای توجه بیشتر به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی به‌جای خرید مستغلات، اقدام کنند تا در هنگام افزایش قیمت انرژی و تورم، با جذب نقدینگی سوداگران به‌سمت بازارهای مالی، گامی مؤثر در جهت کنترل قیمت مسکن بردارند. همچنین با توجه به اینکه سیاست پولی نیز یکی از کانال‌های اثرگذاری قیمت انرژی بر قیمت مسکن است، از این‌رو پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی، انتخاب ابزارهای مناسب برای اعمال سیاست پولی را مورد توجه قرار دهد تا هنگام افزایش قیمت انرژی و تورم، با اعمال صحیح سیاست پولی، گامی مناسب در جهت کنترل قیمت مسکن بردارد. تأثیر مثبت تولید ناخالص داخلی سرانه بر قیمت مسکن نیز نشان می‌دهد که مسکن برای متقاضیان آن یک کالای طبیعی بوده و با افزایش درآمد خانوارها، تقاضا برای آن افزایش می‌یابد. از این‌رو پیشنهاد می‌شود که عرضه مسکن با تغییرات درآمدی در کشور هماهنگ باشد. با توجه به تأثیر منفی تسهیلات پرداختی بانک مسکن بر قیمت مسکن و همچنین با توجه به وجود تقاضای بالقوه انباشته در بازار مسکن و عدم تعادل موجود، پیشنهاد می‌شود که با هدف جلوگیری از تحریک تقاضای بالقوه و افزایش قیمت مسکن، سهم تسهیلات بانکی اعطایی برای خرید مسکن کاهش و در مقابل، سهم تسهیلات بانکی اعطایی برای ساخت مسکن افزایش یابد و سپس تسهیلات تخصیص‌یافته جهت ساخت مسکن به قراردادهای بلندمدت فروش اقساطی و اجاره به شرط تملیک تبدیل گردد. با توجه به تأثیر مثبت جمعیت شهری بر قیمت مسکن نیز نیاز به ایجاد توازن و تعادل در ساخت مسکن و جمعیت در سنین ازدواج احساس می‌شود که پیشنهاد می‌شود برنامه‌ریزان اقتصادی توجه بیشتری به این مقوله داشته باشند.

افزایش قیمت انرژی می‌تواند از طریق کانال‌های درآمد و تقاضا، هزینه‌های ساختمانی مربوط به انرژی، سیاست پولی، بازار مالی و سایر عوامل، باعث کاهش قیمت مسکن شود؛ این نتیجه در مطالعه بریتنفلتر و همکاران [۲۲]، ساداس و آچاریا [۲۳]، موریس و نیل [۲۴]، مولوی و شان [۲۵]، لوسینی [۱۴]، همیلتون [۷]، ادلستین و کیلین [۹]، کیلین [۱۰]، کورترایت [۱۱] و کوگلی [۱۳] نیز به تأیید رسیده است. درباره تأثیر مثبت تولید ناخالص داخلی سرانه بر قیمت مسکن می‌توان گفت با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، درآمد و قدرت خرید خانوارها افزایش یافته در نتیجه پیامد آن می‌تواند افزایش تقاضای مسکن و افزایش قیمت آن باشد که این نتیجه در مطالعه بریتنفلتر و همکاران [۲۲]، چنگ و فونگ [۳۵]، گه و ویلیامز [۳۶]، ناندافو [۳۷]، لیو و هارون [۲۶]، گو و وو [۲۷] و انگ [۳۸] نیز به تأیید رسیده است. درباره تأثیر منفی تسهیلات پرداختی بانک مسکن بر قیمت مسکن نیز می‌توان بیان کرد که با افزایش تسهیلات پرداختی بانک مسکن، تسهیلات پرداختی اعطایی برای ساخت مسکن افزایش یافته که پیامد آن افزایش سرمایه‌گذاری در مسکن و کاهش قیمت آن می‌باشد که این نتیجه در مطالعه گه و ویلیامز [۳۶]، گو و وو [۲۷]، سهیلی و همکاران [۲۹] و عباسی‌نژاد و یاری [۳۱] نیز به تأیید رسیده است. همچنین دلیل تأثیر مثبت جمعیت شهری بر قیمت مسکن را می‌توان این‌گونه بیان کرد که با توجه به اینکه تقاضا برای هر کالا با تولد جامعه بشری ایجاد شده و با افزایش آن جمعیت، تشدید می‌گردد، تقاضای مسکن نیز با افزایش طبیعی جمعیت افزایش یافته و نیاز به مسکن برای خانوارهای تازه تشکیل‌شده شکل می‌گیرد که پیامد آن می‌تواند افزایش قیمت مسکن باشد که این نتیجه در مطالعه بریتنفلتر و همکاران [۲۲]، گه و ویلیامز [۳۶]، انگ [۳۸] و عباسی‌نژاد و یاری [۳۱] نیز به تأیید رسیده است. از این‌رو در راستای تأثیر منفی قیمت انرژی بر قیمت مسکن، از آنجا که یکی از کانال‌های اثرگذاری قیمت انرژی بر قیمت مسکن، کانال بازارهای مالی بوده و با توجه به نقش این بازارها در

## مراجع

- [۱] قرخلو، مهدی، حبیبی، لیلا، جعفری مهرآبادی، مریم، «بررسی تأثیرات مولفه‌های جمعیتی بر مسکن شهری، مطالعه موردی: شهر آمل»، فصلنامه جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری چشم‌انداز زاگرس، شماره ۵، صفحه ۸۷-۱۰۲، ۱۳۸۹.
- [۲] دهمرده، نظر، خاکی، رضا، «مدل‌سازی تغییرپذیری قیمت مسکن در ایران و پیش‌بینی رشد قیمت‌ها: کاربردی از الگوهای خانواده ARCH»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، شماره ۴، صفحه ۷۵۱-۷۷۴.
- [۳] سیدنورانی، سید محمدرضا، «بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران»، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۵۲، صفحه ۴۹-۶۸، ۱۳۹۳.
- [۴] کی‌فرخی، ایمان، فرمند، شکوفه، «تحلیل تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر اصفهان)»، فصلنامه اقتصاد شهری، شماره ۲، صفحه ۱۱۷-۱۳۰، ۱۳۹۵.



- [5] ECB, "Energy Markets and the Euro Area Macroeconomy", Occasional Paper Series, European Central Bank, No. 113, 2010.
- [6] Kaufmann, R. K., Gonzalez, N., Nickerson, T. A., Nesbit, T.S., "Do Household Energy Expenditures Affect Mortgage Delinquency Rates?", Energy Economics, Vol. 33, No. 2, pp. 188-194, 2011.
- [7] Hamilton, J., "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-2008", Brooking Papers on Economic Activity, Vol. 40, No. 1, pp. 215-283, 2009.
- [8] Rubin, J., Buchanan, P., "What's the Real Cause of the Global Recession?" StrategEcon, CIBC World Markets Inc, Oktober 31, 2008.
- [9] Edelstein, P., Kilian, L., "How Sensitive are Consumer Expenditures to Retail Energy Prices?", Journal of Monetary Economics, Vol. 56, No. 6, pp. 766-779, 2009.
- [10] Kilian, L., "The Economic Effects of Energy Price Shocks", Journal of Economic Literature, Vol. 46, No. 4, pp. 871-909, 2008.
- [11] Cortright, J., "Driven to the Brink, How the Gas Price Spike Popped the Housing Bubble and Devalued the Suburbs", White Paper, CEOs for Cities, pp. 1-27, 2008.
- [12] Swan, L.G., Ugursal, V.I., "Modeling of End-Use Energy Consumption in the Residential Sector: A Review of Modeling Techniques", Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 13, No. 8, pp. 1819-1835, 2009.
- [13] Quigley, J.M., "The Production of Housing Services and the Derived Demand for Residential Energy", The Rand Journal of Economics, Vol. 15, No. 4, pp. 555-567, 1984.
- [14] Luciani, M., "Monetary Policy, the Housing Market and the 2008 Recession: A Structural Factor Analysis", Doctoral School of Economics, Sapienza University of Rome. Working Paper 7, 2010.
- [15] Bjørnland, H. C., Jacobsen, D. H., "The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism in Small Open Economies", Journal of Financial Stability, Vol. 6, No. 4, pp. 218-229, 2009.
- [16] Goodhart, C., Hofmann, B., "House Prices, Money, Credit and the Macroeconomy", Oxford Review of Economic Policy, Vol. 24, No. 1, pp. 180-205, 2008.
- [17] Bernanke, B.S., "Monetary Policy and the Housing Bubble", Board of Government of the Federal Reserve System at the Annual Meeting of the American Economic Association, Atlanta, Georgia. January 3, 2010.
- [18] Higgins, M., Klitgaard, T., Lerman, R., "Recycling Petrodollars", Current Issues in Economics and Finance, Vol. 12, No. 9, pp. 1-7, 2006.
- [19] Caballero R.J., Farhi, E., Gourinchas, P.O., "Financial Crash, Commodity Prices and Global Imbalances", NBER Working Paper, No. 14521, 2008.
- [20] El-Gamal, M.A., Jaffe, A.M., "Energy, Financial Contagion, and the Dollar", Department of Economics, Rice University, the James A. Baker III Institute for Public Policy. Working Paper, 2010.
- [21] Kilian, L., "Not All Oil Price Shocks are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market", American Economic Review, Vol. 99, No. 3, pp. 1053-1069, 2009.
- [22] Breitenfellner, A., Cuaresma, J.C., Mayer, P., "Energy Inflation and House Price Correction", Energy Economics, Vol. 48, pp. 109-116, 2015.
- [23] Sadath, A.C., Acharya, R.H., "Effect of Energy Price Rise on Investment: Firm Level Evidence from Indian Manufacturing Sector", Energy Economics, Vol. 49, pp. 516-522, 2015.
- [24] Morris, A., Neill, H.R., "Do Gasoline Price Affect Residential Property Values?" Climate and Energy Economics Discussion Paper, December 4, 2014.
- [25] Molloy, R., Shan, H., "The Effect of Gasoline Prices on Household Location", Review of Economics and Statistics, Vol. 95, No. 4, pp. 1212-1221, 2013.
- [26] Liew, C., Haron, N.A., "Factor Influencing the Rise of House Price in Klang Valley", International Journal of Research in Engineering and Technology, Vol. 2, No. 10, pp. 261-272, 2013.
- [27] Guo, M., Wu, Q., "The Empirical Analysis of Affecting Factors of Shanghai Housing Prices", International Journal of Business and Social Science, Vol. 4, No. 14, pp. 218-223, 2013.
- [۲۸] بزازان، فاطمه، موسوی، میرحسین، قشمی، فرنناز، «تأثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در ایران (یک رهیافت سیستمی)»، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، شماره ۱۴، صفحه ۱-۳۲، ۱۳۹۴.
- [۲۹] سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام، اویسی، بهمن، «بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۲، صفحه ۴۱-۶۷، ۱۳۹۳.
- [۳۰] مهرآرا، محسن، شهاب لواسانی، کیوان، «آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن»، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۷، صفحه ۱-۲۶، ۱۳۹۱.
- [۳۱] عباسی‌نژاد، حسین، یاری، حمید، «تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره اول، صفحه ۵۹-۱۳۸۸.
- [۳۲] مهرگان، نادر، تارتار، محسن، «اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت هزینه‌ها بر قیمت مسکن شهر تهران»، اقتصاد مسکن، شماره ۵۰، صفحه ۴۵-۶۸، ۱۳۹۳.
- [۳۳] هوشمند، محمود، فهیمی دوآب، رضا، «تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا»، دانش و توسعه، شماره ۳۰، صفحه ۹۸-۱۳۴، ۱۳۸۹.
- [34] Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, University of Alabama, USA, 2004.
- [35] Cheng, A.C.S., Fung, M.K., "Determinants of Hong Kong's Housing Prices", Journal of Economics, Business and Management, Vol. 3, No. 3, pp. 352-355, 2015.
- [36] Ge, X.J., Williams, B., "House Price Determinants in Sydney", In 22<sup>nd</sup> Annual European Real Estate Society Conference, ERES: Conference, Istanbul, Turkey, PP. 135-148, 2015.

- [37] Nandago, H.N., "*The Determinants of House Prices in Namibia and Their Implications on Housing Affordability*", Thesis, Stellenbosch University, 2015.
- [38] Ong, T.S., "*Factor Affecting the Price of Housing in Malaysia*", Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking, Vol. 1, No. 5, pp. 414-429, 2013.