فصلنامه روند، سال بیستم، شماره های ۶۳ و ۶۴، پاییز و زمستان ۱۳۹۲، صفحات ۱۵ - ۳۸

تحلیل تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن درکلان شهرهای ایران

دکتر خدیجه نصرالهی*، اعظم آزادغلامی**

چکیده

مسکن مانند هر کالای دیگری دارای جنبه‌های اقتصادی است. مسکن تنها یک کالای مصرفی نبوده و یک کالای سرمایه‌ای نیز محسوب می‌شود. از این‌رو، تقاضای مسکن به عنوان یک کالای سرمایه‌ای تابعی از نرخ بازگشت سرمایه در بخش مسکن در قیاس با نرخ بازدهی انواع دیگر سرمایه‌گذاری است. افزون بر این، قیمت مسکن به عنوان یک کالای غیرمنقول به شدت تابع شرایط عرضه و تقاضای منطقه‌ای و محلی بسته به روستایی بودن یا شهری بودن محل سکونت است. در این پژوهش، به منظور ارزیابی عواملی که می‌تواند بر نوسانات قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران اثر بگذارد، در چارچوب داده‌های تابلویی از روش رگرسیون گام به‌گام استفاده شد. بر اساس این مدل سلسله مراتبی متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران به ترتیب اولویت عبارتند از: وام مسکن، اجاره بهای مسکن، تولید ناخالص منطقه‌ای، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی که ضرایب تمامی متغیرها به‌لحاظ آماری معنادار و هماهنگ با مبانی نظری است.

واژگان کلیدی: مسکن، تسهیلات بانکی، کلان شهر، نوسانات قیمت مسکن.

طبقه‌بندی JEL : R21, C23, D14, E5.

* استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان khadijh.nasrollahi@gmail.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان rezvanehazad.azad@gmail.com

۱. مقدمه

بخش مسکن به دلیل ارتباط پیشین قوی با بخش‌های دیگر اقتصادی نقش اساسی در رشد اقتصادی دارد. این بخش به دلیل نیاز بالایی که به داده‌های بخش‌های دیگر اقتصاد دارد، می‌تواند به عنوان موتور رشد و قطب توسعه در اقتصاد کشور عمل کند. به رغم این، در دو دهه گذشته بخش مسکن با نوسانات شدید قیمت در مناطق شهری کشور رو به رو بوده است. مسأله بی‌ثباتی و نوسانات گسترده قیمت‌های مسکن به ویژه در کلان شهرها را می‌توان بارزترین ویژگی این بخش مهم اقتصادی کشور دانست. اگر بتوان عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و نوسانات آن را شناسایی کرد، شناسایی این روند می‌تواند در تصمیم‌گیرهای مربوط به این بخش چه از سوی بخش خصوصی و چه از جانب سیاست‌گذاران اهمیت زیادی داشته باشد. بدین‌روی، این پژوهش با هدف شناخت متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران انجام شده‌است.

از سوی دیگر، میزان کمبود مسکن به منظور تأمین نیازهای مصرفی در کشور ما همچون بسیاری از کشورهای درحال توسعه به مراتب بیشتر از امکانات مالی دولت است. خوش بینانه‌ترین برآوردها نشان می‌دهد از سال ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۰ به طور متوسط سالانه بیش از ۷۰۰ هزار واحد مسکونی برای پاسخگویی به نیاز ناشی از رشد طبیعی خانوارها، واحدهای مسکونی مستهلک شده و پاسخگویی به نیاز انباشت شده فعلی مورد نیاز است.[۱] از این رو، عملکرد مؤثر بازار مسکن مستلزم دسترسی به منابع مالی درازمدت است. در واقع، چون هزینه‌های خرید یا احداث مسکن به چندین برابر درآمد سالانه خانوارها بالغ می‌شود و معمولاً پس‌انداز آنها پاسخگوی این هزینه‌ها نیست، نیاز به استقراض درازمدت برای تأمین مالی مسکن ضرورت پیدا می‌کند. به بیان دیگر، خانوارها ناگزیرند مابه‌التفاوت قدرت خرید خود با بهای یک واحد مسکونی را از محل پس‌اندازهای آتی خود بپردازند. با توجه به این‌که در ایران نیاز به استقراض درازمدت برای تأمین مالی مسکن ضرورت دارد، شاید بتوان تسهیلات بانکی را به عنوان یکی از عوامل نوسانات قیمت مسکن در نظر گرفت.[۲] در فرایند تأمین مالی خرید و

۱. گزارش گروه سیاستگذاری مرکز مطالعات تکنولوژیک دانشگاه علم و صنعت در مورد وضعیت عرضه و تقاضای مسکن . (۱۳۸۷).
۲. علوی زرنگ، الهه.(۱۳۸۱).

ساخت مسکن، تحلیل نوسانات قیمت مسکن در مناطق مختلف کشور از جمله جنبه‌های اقتصادی کلیدی مسکن به‌شمار می‌رود.

بنابراین، در این مطالعه به بررسی میزان اثرگذاری تسهیلات بانکی در مقایسه با عوامل دیگر اقتصادی (تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز، قیمت سکه و سایر دارایی‌ها، درآمدهای نفتی، نرخ بهره کوتاه‌مدت، نرخ اجاره) بر نوسانات قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران پرداخته می‌شود و نقش تسهیلات اعطایی بانک مسکن که محوری‌ترین نقش را میان بانک‌های تجاری فعال در کشور در زمینه ارائه تسهیلات به مردم برای تأمین مسکن مورد نیازشان دارد، به طور خاص مورد توجه قرار می‌گیرد. با مشخص‌شدن نقش تسهیلات بانکی بر نوسانات قیمت مسکن، می‌توان به اهمیت نقشی که نهادهای مالی مؤثر در این زمینه ایفا می‌کنند، پی برد.

بنابراین، پرسش اصلی مورد بررسی در این پژوهش این است که تسهیلات مسکن به دلیل داشتن حجم بسیار زیاد متقاضیان تسهیلات خرید یا احداث، چه جایگاهی می‌تواند در نوسانات بازار مسکن ایران داشته باشد؟ آیا افزایش تعداد و مقدار تسهیلات اعطایی بر نوسانات قیمت مسکن مؤثر بوده است؟ آیا تأثیر این عامل در به نوسان درآوردن قیمت مسکن در شهرهای مختلف، متفاوت است؟ بنابراین، قصد بر آن است که به تحلیل تأثیر تسهیلات مسکن بر نوسانات قیمت مسکن در کلان شهر-های ایران و تحلیل عوامل دیگر مؤثر بر قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران پرداخته شود. این اهداف بر اساس فرضیه‌های تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن کلان شهرها تأثیرگذار بوده و تأثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان شهرهای مورد بررسی که متفاوت است، پی‌گیری شده است.

بدین‌روی، ابتدا به طرح مسأله، بیان اهداف و فرضیه‌ها، پیشینه و روش پژوهش و تحلیل نتایج تجربی پرداخته و سرانجام نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

الف) مطالعات داخلی

نصرالهی، طیبی، شجری و فروتن (۱۳۸۸) در مطالعه خود با عنوان "بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران" به منظور ارزیابی نقش درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی، متوسط نرخ بهره وام‌های مسکن و نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی بر قیمت مسکن از یک رابطه تابعی در قالب یک معادله تعادل جزئی استفاده کرده‌اند. مدل به کار گرفته شده آنها الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[1] و بر اساس آمار قابل دسترس برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۳ است. یافته‌های آنها نشان می‌دهد با افزایش درآمدهای نفتی، بخش مسکن دچار رونق شده و قیمت در این بخش افزایش می‌یابد. تولید ناخالص داخلی از سمت تقاضای اقتصاد به عنوان شاخصی از قدرت خرید مسکن توسط افراد در نظر گرفته شده و افزایش آن به افزایش درآمد و در نتیجه، قیمت حقیقی مسکن منجر می‌شود. سرانجام، رابطه منفی میان نرخ سود تسهیلات بانکی و قیمت حقیقی مسکن جانشین بودن این دو کالا را نشان می‌دهد؛ به‌گونه‌ای که افزایش نرخ سود بیانگر بازده بالاتر نگهداری ثروت به آن شکل در مقابل نگهداری مسکن است. در این صورت، تقاضای سوداگری برای مسکن کاهش یافته و قیمت آن کاهش می‌یابد.

درودیان (۱۳۸۷) در رساله خود با عنوان "تحلیل نوسانات قیمت مسکن در تهران و عوامل مؤثر بر آن" به تحلیل عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت و تأثیر متقابل نوسانات قیمت بر این عوامل، همچنین مسأله تسری نوسانات قیمت در بین مناطق مختلف شهر تهران و انتقال نوسانات قیمت از یک (چند) منطقه به مناطق دیگر (اثر موجی) پرداخته است. تحلیل ارتباطات منطقه‌ای قیمت‌های مسکن با استفاده از الگوی خودرگرسیون فضایی بر داده‌های تلفیقی ۲۰ منطقه شهر تهران، وجود پیوندهای مثبت بین قیمت مسکن در مناطق مختلف تهران را تأیید کرده است. به‌کارگیری مدل تصحیح خطای برداری با هدف تحلیل جزئیات روابط و کشف الگوی احتمالی تسری قیمت حکایت از نقش پیشرو دو منطقه ۱و۲ داشت که البته اثرگذاری منطقه ۱ بر مناطق شمالی و منطقه ۲ بر مناطق

1 .Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

مرکزی و غربی شهر محدود می‌شود. همین طور رابطه قیمتی بین مناطق همسایه در شمال شهر بسیار قوی‌تر از مرکز و جنوب مشاهده شده است؛ اما بررسی رابطه متقابل مسکن و عوامل مؤثر بر آن با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد، تغییرات عوامل تعیین‌کننده قیمت تمام‌شده مسکن نظیر قیمت زمین، هزینه ساخت و نرخ سود تسهیلات اعطایی به بخش مسکن به طور مثبتی با تغییرات قیمت مسکن مرتبط هستند. در بین عوامل برون بخشی مؤثر بر قیمت‌های مسکن نیز تأثیر مثبت نقدینگی و درآمد نفت (تأثیر منفی نرخ ارز) بر نوسانات قیمت‌ها کاملاً متمایز و قوی استنباط شده است. تجزیه واریانس مهم‌ترین منابع نوسان در قیمت‌های مسکن در تهران را پس از وقفه‌های قیمت مسکن به ترتیب قیمت زمین، نقدینگی، حجم ساخت و ساز و هزینه ساخت معرفی کرده است. در این میان، تأثیر متقابل نوسانات قیمت مسکن بر عوامل تعیین‌کننده به‌ویژه تأثیر مثبت آن بر تغییرات قیمت زمین و اثر منفی آن بر تغییرات تشکیل خانوار و شاخص بورس بسیار حائز اهمیت و مطابق فرضیه ابتدایی مشاهده شده است.

خیابانی(۱۳۸۲) با فرضیه تأثیرپذیری قیمت مسکن در ایران از متغیرهای مهم اقتصاد کلان نظیر تولید ناخالص داخلی (GDP)، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز، رشد نقدینگی و درآمد نفتی اقدام به برآورد معادله تصحیح خطا بر اساس یک الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) نظیر مطالعه میز و والیس[1] نموده است. رابطه نهایی تصحیح خطای وی عبارت است از:

$$\Delta rph = \alpha_{.} + \sum_{j=1} \beta_j^1 \Delta RM + \sum_{j=1} \beta_j^2 \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1} \beta_j^3 \Delta rst + \sum_{j=1} \beta_j^4 PPP_{t-j}$$

$$+ \theta_1 D75 + \theta_2 D77 + \delta E_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن،RM تراز حقیقی نقدینگی، Y_t تولید واقعی، rst شاخص قیمت واقعی سهام، PPP نرخ واقعی ارز، E_{t-1} جمله تصحیح خطا و D75 وD77 دو متغیر مجازی به ترتیب برای بی‌ثباتی و ناامنی در بازار سرمایه و کاهش قیمت نفت هستند.

1. Miz & Valis

نتایج این مطالعه تأثیر مثبت حجم پول، تولید ناخالص داخلی و شاخص سهام و تأثیر منفی نرخ ارز را در کوتاه و بلندمدت مورد تأیید قرار داده است. در این بین، تأثیر مثبت کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی در بلندمدت به اثری منفی تبدیل شده که این امر ناشی از مقاومت تولیدکنندگان مسکن در برابر کاهش قیمت در کوتاه‌مدت تفسیر شده است.

موسوی (۱۳۷۶) در رساله خود با عنوان "بررسی تحلیلی بازار مسکن شهری در ایران با تکیه بر نقش اعتبارات سیستم بانکی" با هدف شناخت جایگاه اعتبارات بانکی بر بازار مسکن به بررسی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن در کشور پرداخته است. نتایج مطالعه وی بر اساس برآورد معادلات همزمان بیان‌کننده کم اثر بودن اعتبارات بانکی بر عرضه و تقاضای مسکن بوده که این نتیجه ناشی از کوچک‌بودن حجم اعتبارات اعطایی به بخش مسکن دانسته شده است. همچنین، مطالعه عواملی نظیر درآمد و قیمت مسکن را از عوامل مؤثر بر تقاضای مسکن دانسته است. از نتایج دیگر پژوهش وی، کم اثر بودن عوامل دستمزد، قیمت مصالح و موجودی زمین بر حجم عرضه مسکن بوده است. البته، به نظر می‌رسد این اثر کم، ریشه در این حقیقت دارد که افزایش عرضه مسکن در شرایط رونق بازار و افزایش حاشیه سود صورت می‌گیرد که اساساً در این شرایط به سبب افزایش تقاضای ساخت و ساز قیمت نهاده‌های تولید مسکن نیز افزایش می‌یابد.

ب) مطالعات خارجی

ویرجینیا کوایجو و فنیچیاردو و ریکزبانک(۲۰۰۹)،[1] در مقاله‌ای با عنوان "آیا بانک‌های مرکزی باید به نوسانات قیمت مسکن واکنش نشان دهند؟"، به بررسی نقش بانک مرکزی در نوسانات قیمت مسکن در کشورهای ژاپن، انگلستان و آمریکا پرداخته‌اند. آنها از مدل DSGE[2] استفاده کرده‌اند. در این مدل، نوسانات قیمت مسکن بر ترازنامه خانوارها و بنگاه‌ها اثر می‌گذارد. متغیرهای پژوهش آنها مصرف حقیقی، سرمایه‌گذاری حقیقی، ساعات کاری، نرخ بهره اسمی، تورم، دستمزد حقیقی و قیمت‌های واقعی مسکن هستند. مهم‌ترین یافته آنها این است که نوسانات قیمت مسکن نقش مهم و جداگانه‌ای

1 . Queijo von Heideken, Finocchiaro & Riksbank
2 . Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

در سیاست‌های پولی این کشورها دارد. در هر سه کشور، نوسانات شوک‌های عرضه نقش مهمی در توضیح نوسانات دورهای تجاری داشته است. یافته‌های آنها برای کشور انگلستان نشان می‌دهد که نوسانات قیمت مسکن بر عکس آمریکا، شوک‌های تکنولوژی و سیاست‌های پولی در نوسانات قیمت مسکن نقش کمتری داشته است. در آمریکا شوک‌های تکنولوژی و سیاست‌های پولی در نوسانات قیمت مسکن نقش مهمی داشته است. نتایج برآورد در کشور ژاپن نیز نسبتاً مشابه آمریکاست، با این تفاوت که شوک‌های تکنولوژی در کشور ژاپن از اهمیت بیشتری برخوردار است.

اویکارینن(۲۰۰۷)[1] با بهره‌گیری از آزمون هم‌انباشتگی مدل تصحیح خطای برداری[2] (VECM) به تبیین نوسانات قیمت مسکن در کلان شهر هلسینکی پرداخته است. علاوه بر قیمت مسکن به عنوان متغیر وابسته سه عامل درآمد خانوار(Y_t)، نسبت وام اعطایی نظام بانکی به GDP (L_t) و نرخ بهره (IR_t) تشکیل‌دهنده متغیرهای دیگر الگو بوده‌اند. روابط برآوردشده بلندمدت و کوتاه‌مدت پژوهش به صورت زیر است:

$$P_t = \beta_1^* Y_t + \beta_2^* L_t + \beta_3^* IR_t + e_t \qquad (۲)$$

$$\Delta X_t = \mu_t + \alpha e_{t-1} + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \ldots + \gamma_{k-1} \Delta X_{t-k-1} + \varphi D + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در رابطه سوم (تصحیح خطا)، بردار X برداری شامل چهار متغیر موجود در مدل (شامل قیمت)، e_{t-1} عبارت تصحیح خطا و D متغیر مجازی فصلی است.

اما برآورد رابطه بلندمدت ضریب متغیر نرخ بهره را بی‌معنا تشخیص داد. در کوتاه‌مدت هر سه متغیر حاضر در رابطه معنادار و بجز نرخ بهره دارای تأثیر مثبت هستند.

همچون بیشتر مطالعات، یافته‌های پژوهش آنها نیز نشان‌دهنده تعدیل بسیار آرام قیمت مسکن به هنگام انحراف از تعادل بلندمدت است (۷/۲ درصد در هر فصل). تجزیه واریانس نیز

1. Oikarinen
2. Vector Error Correction Model (VECM)

نشان‌دهنده سهم ۵۰ درصدی تغییرات دوره‌های گذشته قیمت بر نوسانات فعلی آن است. پس از آن نیز دو عامل حجم اعتبارات و درآمد خانوار بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی نوسانات قیمت را دارند.

واتووا و جانستون (۲۰۰۷)[1] در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ۱۸ شهر بزرگ کانادا پرداخته‌اند. با توجه به داده‌های مورد استفاده، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] داده های تابلویی از سوی آنان برای برآورد مدل و استخراج نتایج استفاده شده است. بر این اساس دو معادله تقاضا (معکوس) و عرضه واحدهای مسکونی جدید همزمان برآورد شده است.

$$\ln ph_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t - \beta_2 v_{ht} + \beta_3 \ln d_t + \beta_4 \ln\left(hs/pop\right)_{t-1} + u_t \qquad (۳)$$

$$\ln hc_t = \beta_0 + \beta_1 \ln hc_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln ph_t + \beta_2 \Delta \ln ph_{t-1} \qquad (۴)$$

که در رابطه تقاضا (معادله ۳) Y_t درآمد خانوار، v_{ht} هزینه استفاده از مسکن (نرخ بهره)، d_t عوامل دیگر جابه‌جاکننده تقاضا-شامل بیکاری و جمعیت- و $\left(hs/pop\right)_{t-1}$ نیز موجودی سرانه مسکن در دوره پیشین است. رابطه عرضه نیز شامل حجم ساختمان‌های تکمیل شده در دوره پیشین (hc_{t-1})، و قیمت‌های جاری و گذشته مسکن است.

سرانجام، نتایج برآورد مدل بر نقش بالای سه عامل اساسی درآمد خانوار و جمعیت (به‌طور مثبت) و تغییر در موجودی مسکن (به‌طور منفی) در تعیین قیمت مسکن تأکید شده است. همچنین، تأثیر منفی نرخ بیکاری نیز مورد تأیید قرار گرفت که مطالعه آن را ناشی از مهاجرت به مناطق دیگر و کاهش تقاضای مسکن در اثر افزایش نرخ بیکاری یک ناحیه تفسیر کرده است. نتیجه دیگر مطالعه بی معنا بودن ضریب نرخ بهره است.

1. Watuwa & Johnstone
2. Generalized Method of Moments (GMM)

چن‌تسای و چانگ(۲۰۰۵)[1] با توجه به نقش و اهمیت دو شهر پکن و شانگهای در اقتصاد چین اقدام به بررسی رابطه قیمت مسکن و عوامل بنیادین مؤثر بر آن در این دو شهر -شامل ساختمان‌های نوساز خالی (VAC) به‌عنوان نماینده عامل مازاد عرضه (تقاضا)، درآمد قابل تصرف خانوار(INC)، تولید ناخالص داخلی و شاخص بازار سهام (SHANG) که فقط در شانگهای فعال است- نموده‌اند. مانند مطالعه

چن و پاتل[2] فرضیه این پژوهش نیز بر وجود رابطه علیت دو طرفه بین قیمت مسکن و عوامل یادشده، بوده است.

$$PH= f(L(PH),INC,GDP,SHANG,VAC,z) \quad (۵)$$

که در آن، L(PH) بیانگر وقفه‌های قیمت مسکن است که در آزمون علیت گرنجر به عنوان متغیر توضیحی وارد شده و z نیز جزء خطاست. پس از تشخیص هم‌انباشتگی بین قیمت مسکن و عوامل بنیادین، نتایج برآورد چنین بیان شد:

در پکن درآمد خانوار، موجودی مسکن و شاخص قیمت سهام علت گرنجری قیمت مسکن بوده و بین قیمت مسکن و تولید ناخالص داخلی رابطه معناداری مشاهده نشد. همچنین، در این شهر رابطه دو سویه صرفاً بین قیمت مسکن و سهام تشخیص داده شد.

در شانگهای تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت بازار سهام علت گرنجری قیمت مسکن بوده و در مقابل قیمت مسکن نیز علت گرنجری درآمد خانوار و موجودی خانه‌های خالی بوده است. این نتایج بیانگر تأثیر بالای فعالیت ساخت و ساز مسکن بر تولید ناخالص داخلی منطقه شانگهای با توجه به سطح بالای فعالیت ساخت و ساز در این ناحیه دانسته شده است. همچنین، تأثیر منفی قیمت مسکن بر خانه-های خالی در شانگهای ناشی از فعالیت‌های سوداگرانه و تمایل به خرید مسکن به هنگام افزایش قیمت‌ها در شانگهای تعبیر شده است.

مطالعات زیادی در زمینه قیمت مسکن انجام شده است؛ اما این پرسش همچنان باقی است که آیا متغیرهای اقتصادی خرد و کلان در مناطق شهری مختلف به یک میزان بر قیمت مسکن اثر می-

1. Chen, Tsai & Chang
2. Chen & patel

گذارند؟ مطالعات گذشته اثر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن را در سطح کلان در ایران بررسی کرده‌اند و هیچ یک با تفکیک کلان شهرهای ایران به این موضوع نپرداخته‌اند. با توجه به اینکه افزایش قیمت مسکن در کلان شهرها به صورت بارزترین ویژگی بخش مسکن مطرح می‌شود و با توجه به جدیدترین تعریفی که وزارت مسکن از کلان شهر ارائه کرده‌است، کلان شهرهای تهران، اصفهان، کرج، شیراز، مشهد، تبریز، اهواز و رشت برای این مطالعه در نظر گرفته شد.[۱]

۳. مبانی نظری

مسکن به عنوان یک کالای اقتصادی دارای ویژگی‌هایی است که آن را از کالاهای دیگر متمایز ساخته و تحلیل عرضه و تقاضا و بازار آن را پیچیده می‌کند. برخی از این ویژگی‌ها عبارتند از این‌که خدمات مسکن یک کالای اساسی است و پس از غذا و پوشاک در زمره مهم‌ترین نیاز خانوار به شمار می‌رود. همچنین به دلیل دوام، یک کالای سرمایه‌ای نیز هست. بدین‌روی، در این پژوهش به تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن و بررسی نقش تسهیلات بانکی بر نوسانات قیمت در بازار مسکن می‌پرداخته می‌شود. یکی از نظریه‌های قابل کاربرد در زمینه قیمت مسکن، مدل آربیتراژ است. در مدل آربیتراژ نیازی به مشاهده پرتفولیوی بازار نیست. مهم‌ترین فرضی که در این مدل مطرح است، نبود شرایط آربیتراژی است. شرایط آربیتراژ وقتی وجود دارد که هر فرد بتواند با فروش استقراضی[۲]، وجوه لازم را برای سرمایه‌گذاری کسب کند. چنانچه وی بتواند این وجوه را در یک دارایی سرمایه‌گذاری کند، به گونه‌ای که بازدهی حاصل از این دارایی در هر زمان و در هر شرایطی بیشتر از جریان نقدی باشد که سرمایه‌گذار در قرض‌گرفتن دارایی، بدهکار شده است، در این صورت، وی همواره یک جریان نقدی مثبت خواهد داشت؛ بدون اینکه وجهی از وجوه خود را سرمایه‌گذاری کرده باشد. به چنین شرایطی آربیتراژ می‌گویند.

در مدل آربیتراژ نیز مانند مدل‌های پیش از آن، دارایی بر اساس ریسک آن قیمت‌گذاری می‌شود، با این تفاوت که منبع ریسک در این مدل فقط یک عامل و آن هم پرتفولیوی بازار نیست، بلکه

---

۱. وزارت مسکن و شهرسازی، معاونت شهرسازی . (۱۳۸۹) .

2 .Short Sell

عوامل متعددی بر دارایی مؤثرند که به آنها عوامل ریسک گویند. بنا به فرض، تعداد عوامل ریسک در مقایسه با تعداد دارایی‌ها کم هستند. بر این اساس، مدل عاملی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r_{it} - \mu_i = \beta_{i1}\delta_{1t} + \beta_{i2}\delta_{2t} + \ldots + \beta_{ik}\delta_{kt} + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که در آن، δ ها به عنوان امتیازات استاندارد شده عوامل است، بنابراین، میانگینی برابر صفر و انحراف استانداردی برابر یک دارند. β ها درجه حساسیت دارایی i را نسبت به عوامل اندازه می‌گیرند. در این رابطه t نشان‌دهنده دوره t ام است، پس r_{it} بازدهی واقعی دارایی i ام در دوره t ام خواهد بود. μ_i بازدهی مورد انتظار دارایی i ام در دوره t است و ϵ_{it} نیز باقیمانده تصادفی مدل برای دارایی i ام در زمان t است که میانگین این باقیمانده برای یک دارایی در زمان‌های مختلف برابر صفر است.

یکی از مفروضات مدل آربیتراژ این است که عوامل ریسک بین تمام دارایی‌ها مشترک است. بنابراین، مشاهده می‌کنید که اندیس i ندارند.[۱]

از سوی دیگر، فعالیت‌های اقتصادی در یک اقتصاد باز در یک طبقه‌بندی کلی به کالای قابل مبادله و کالای غیرقابل مبادله دسته‌بندی می‌شوند. در معرض رقابت بین‌المللی قرار داشتن قیمت کالاهای قابل مبادله در مقایسه با تعیین قیمت کالاهای غیرقابل مبادله اساساً توسط ملاحظات مربوط به عرضه و تقاضای داخلی نقطه تمایز این دو است. در اقتصادهایی که متکی بر صادرات منابع طبیعی از جمله نفت و گاز هستند، یک رونق نفتی، این‌گونه اقتصادها را به دو طریق تحت تأثیر قرار می‌دهد، توسط اثر تخصیص مجددی عوامل تولید و اثر مخارجی. رونق نفتی موجب افزایش تقاضای عوامل تولید برای انتقال به بخش رونق یافته خواهد شد؛ این امر موجب می‌شود بخش‌های دیگر اقتصادی در محاق قرار گیرند یا به بیان دیگر، سطح فعالیت آنها به شدت کاهش پیدا کند. اثر مخارجی در نتیجه درآمد اضافی حاصل از رونق بخش نفت بروز پیدا می‌کند و موجب افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله می‌شود. در نتیجه، افزایش تقاضا برای کالاهای غیرقابل مبادله، قیمت این نوع کالاها به شدت افزایش می‌یابد. در کشورهای تک محصولی مانند ایران که متکی به درآمدهای نفتی هستند، در صورت اتخاذ تصمیمات نادرست افزایش نامناسب نقدینگی که به سبب افزایش درآمدهای نفتی صورت می‌پذیرد، به

۱. محسنی دمنه .(۱۳۸۵).

تورم شدید در قیمت بیشتر کالاها منجر می‌شود. این تورم ممکن است در اقلام تجاری، مصرفی و نظایر آن به وسیله اهرم‌های مختلف همچون واردات کنترل شود، اما در مورد کالاهای غیرمنقول مانند زمین، ساختمان و برخی خدمات، نه تنها تورم بر طرف نشده، بلکه ادامه نیز خواهد یافت. از سوی دیگر، منابع مالی نیز به سمت این کالاها جهت‌دهی شده و ورود سرمایه‌های غیرحرفه‌ای و سرگردان، سبب سوداگری و واسطه‌گری در آنها می‌شود و این گونه کالاها به‌ویژه زمین و مسکن را از یک کالای مصرفی به یک کالای سرمایه‌ای پربازده تبدیل می‌کند. تورم نسبتاً بالا موجب می‌شود خانوارها به منظور حفظ قدرت خرید، در بخش مسکن سرمایه‌گذاری کنند؛ زیرا این بخش در مقایسه با دارایی‌های دیگر از ریسک و بازدهی مناسب بلندمدت برخوردار است. تولید ناخالص داخلی از سمت تقاضای اقتصاد به عنوان شاخصی از قدرت خرید مسکن توسط افراد در نظر گرفته شده و افزایش آن به افزایش درآمد و در نتیجه، به افزایش قیمت حقیقی مسکن منجر خواهد شد. کاهش نرخ بهره، بازار مسکن را به عنوان یک فرصت رقیب سرمایه‌گذاری جذاب‌تر می‌کند. رویدادهایی از قبیل سقوط بازار بورس اوراق بهادار، رکود بازار طلا، پایین‌بودن نرخ سود اوراق مشارکت نسبت به تورم همگی می‌تواند موجب حرکت منابع مالی به سمت بازار مسکن به عنوان یک گزینه رقیب شود. در مورد تسهیلات خرید مسکن، تسهیلات می‌تواند با تشدید عوامل پیش‌گفته، باعث تحریک تقاضای سوداگرانه مسکن شود.

۴. روش پژوهش

به منظور بررسی چگونگی اثرگذاری تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن و نیز عوامل دیگر تأثیرگذار، یک معادله در قالب تعادل جزیی برآورد می‌شود. متغیرهایی که به عنوان عوامل مؤثر بر قیمت حقیقی مسکن در نظر گرفته می‌شوند، عبارتند از: تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ سود بانکی کوتاه‌مدت، نرخ اجاره، نرخ ارز، قیمت سکه و دارایی‌های دیگر، درآمدهای نفتی، تسهیلات بانکی (اطلاعات مربوط به تولید ناخالص استانی، نرخ اجاره، نرخ تورم استانی و تسهیلات بانکی استانی از سالنامه‌های آماری استانی استخراج شده است. متغیرهای دیگر که ماهیت کلانی دارد، مانند نرخ سود بانکی کوتاه‌مدت، نرخ ارز و درآمد نفتی با مراجعه به وب‌سایت بانک مرکزی و قیمت سکه نیز با مراجعه به وب‌سایت‌های اینترنتی موجود استخراج شده است).

بدین منظور اطلاعات مربوط به کلان شهرهای ایران که شامل شهرهای تهران، اصفهان، کرج، شیراز، مشهد، تبریز، اهواز و رشت است، در یک دوره ۱۰ ساله مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه داده‌های پژوهش ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری‌زمانی است، از روش داده‌های تابلویی استفاده شد. روش داده‌های تابلویی یکی از موضوعات نظری و کاربردی در اقتصادسنجی است، زیرا این روش یک محیط بسیار غنی از اطلاعات را در جهت گسترش تکنیک‌های برآورد و نتایج نظری در اختیار پژوهشگر قرار می‌دهد. در این روش، واحد مقطعی یکسان (برای مثال یک خانواده، یک بنگاه و یا یک کشور)، طی زمان بررسی و سنجش می‌شود. در واقع، این روش برآورد، ترکیبی از مشاهدات یا داده‌های سری زمانی و مقطعی است. منظور از سری زمانی، اندازه‌گیری و ثبت یک متغیر در دوره‌ای از زمان و منظور از داده‌های مقطعی، اندازه‌گیری یک متغیر در یک زمان برای واحدهای مختلف است.

۴-۱. معرفی مدل

در یک شکل کلی و در قالب داده‌های تابلویی[1] می‌توان مدل مورد استفاده در این پژوهش را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$P_{it}= \alpha +\beta_{1i}Y_{it}+\beta_{2i}I_{it}+\beta_{3i}R_{it}+\beta_{4i}M_{i,t-1}+\beta_{5i}O_{it}+\beta_{6i}G_{it}+\beta_{7i}C_{it}+ \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

که در آن:

P_{it}: قیمت مسکن در کلان شهرها،

Y_{it}: تولید ناخالص داخلی،

I_{it}: نرخ تورم،

R_{it}: نرخ سود بانکی کوتاه‌مدت،

$M_{i,t-1}$: نرخ اجاره،

O_{it}: درآمدهای نفتی،

G_{it} :قیمت سکه،

1 . Panel Data

C_{it}: تسهیلات بانکی،

ε_{it} :جمله اخلال است که فرض می‌شود به‌طور نرمال (با میانگین صفر و واریانس ثابت برای تمام مشاهدات) توزیع شده‌است.

قیمت مسکن در کلان شهرها به عنوان متغیر وابسته و تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ سود بانکی کوتاه‌مدت، نرخ اجاره، نرخ ارز، قیمت سکه و سایر دارایی‌ها، درآمدهای نفتی و تسهیلات بانکی به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شد.

در این مطالعه به بررسی میزان اثرگذاری تسهیلات بانکی در مقایسه با عوامل دیگر اقتصادی (تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ سود بانکی کوتاه‌مدت، نرخ اجاره، نرخ ارز، قیمت سکه و سایر دارایی‌ها و درآمدهای نفتی) بر نوسانات قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران پرداخته و نقش تسهیلات اعطایی بانک مسکن به‌طور خاص مورد توجه قرار گرفت.

قلمرو مکانی این پژوهش کلان شهرهای ایران است که از آن بین شهرهای تهران، اصفهان، کرج، شیراز، مشهد، تبریز، اهواز و رشت در دوره ۱۳۷۷-۱۳۸۶ انتخاب شد.

اطلاعات مورد نیاز این پژوهش نیز از سالنامه‌های آماری کشور، مرکز آمار ایران، بانک اطلاعات بانک مرکزی و گزارش‌های سالانه بانک مسکن گردآوری شد.

در این پژوهش برای برآورد مدل با روش داده‌های تابلویی از نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews و Stata استفاده کرده، همچنین از نرم‌افزار Excel نیز برای پردازش داده‌ها استفاده شد.

۵. تجزیه و تحلیل داده‌ها

از آنجا که تعداد متغیرهای مستقل مدل مورد پژوهش زیاد است و در صورت واردکردن تمام متغیرها به‌طور همزمان به مدل، احتمال وجود همخطی بسیار زیاد خواهد بود و در صورت بروز همخطی ضرایب به‌دست آمده دیگر کارا نخواهد بود، بنابراین، برای رسیدن به مدلی که بیشترین متغیر مستقل را بدون وجود همخطی داشته باشد، اقدام به انجام رگرسیون گام به گام[1] نموده و از آنجا که مقیاس

1 . Hierarchical Regression

تغییرات داده‌های مربوط به متغیرها متفاوت است، از مدل نیمه لگاریتمی استفاده شد. به منظور مقایسه وضعیت متغیرهای پژوهش در شهرهای مختلف در پیوست، جدول و نموداری منعکس شده که می‌تواند تا حدودی روشنگر این قضیه باشد. در جدول مورد نظر میانگین، انحراف معیار، حداکثر و حداقل هر یک از این متغیرها در شهرهای مختلف ارائه شده است.

۵-۱. برآورد مدل در حالت وجود وام مسکن، اجاره بهای مسکن، تولید ناخالص منطقه‌ای، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی

هدف از واردکردن متغیرها، یکی پس از دیگری (به‌صورت گام به گام)، رسیدن به مدلی است که بیشتر متغیرهای تعریف‌شده و مؤثر بر قیمت مسکن را در خود جای دهد و از آن به عنوان مدل نهایی برای تفسیر نتایج استفاده شد.

طی نمودن مراحل یادشده به مدلی با وجود وام مسکن، اجاره بهای مسکن، تولید ناخالص منطقه‌ای، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی منجر و برآورد شده است. در این مورد پس از برآورد مدل به‌صورت اثرات ثابت، احتمال آماره F-لیمر برابر با ۰/۶۶ شده است (پیوست). این بدین معناست که فرض صفر (داده‌های تلفیقی) نمی‌تواند رد شود و می‌بایست مدل را به‌صورت داده‌های تلفیقی برآورد کرد که در برآورد مدل به‌صورت داده‌های تلفیقی، از روش حداقل مربعات معمولی[1] استفاده شد. نتایج برآورد نشان‌می‌دهد که کل مدل و تمامی متغیرها معنادار شده‌اند (متغیرهای نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی در سطح اطمینان ۹۵درصد معنادار شده‌اند (متغیر تسهیلات پرداختی بانکی شهر رشت در سطح اطمینان ۹۵ درصد و در بقیه کلان‌شهرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار شده است). علامت ضریب برآوردی نرخ سود بانکی تسهیلات پرداختی، منفی و علامت متغیرهای مستقل دیگر مثبت شده است. نتایج برآورد در جدول ۱ ارائه شده است.

1 . Ordinary Least Square

جدول ۱. نتایج برآورد مدل نهایی در حال وجود تسهیلات پرداختی برای خرید مسکن (وام مسکن)، تولید ناخالص منطقه‌ای، اجاره بها، نرخ ارز، نرخ تورم و سود بانکی تسهیلات به عنوان متغیر مستقل[۱]

متغیر مستقل	ضرایب برآوردی	انحراف معیار	آماره t	Prob
LnY	۰/۲۹۷۹۳۴	۰/۰۴۴۷۵۸	۶/۶۵۶۵۸۳	۰/۰۰۰۰
LnM	۱/۹۳E-۰۵	۲/۵۴E-۰۶	۷/۵۹۰۰۴۶	۰/۰۰۰۰
LnE	۰/۲۵۰۵۸۷	۰/۰۲۴۳۱۲	۱۰/۳۰۷۱۱	۰/۰۰۰۰
LnI	۰/۰۰۶۰۷۳	۰/۰۰۹۶۹۶	۱/۶۲۶۲۹۷	۰/۰۳۴۴
LnR	۰/۰۶۰۸۹۲	۰/۰۱۹۴۴۸	-۳/۱۳۱۰۱۲	۰/۰۰۳۱
LnC_teh	۰/۰۶۲۱۶۵	۰/۰۳۵۳۷۹	۱/۷۵۷۰۹۸	۰/۰۸۵۹
LnC_shir	۰/۰۷۲۵۹۴	۰/۰۳۶۷۷۲	۱/۹۷۴۱۷۸	۰/۰۵۴۷
LnC_Mash	۰/۰۶۳۲۸۳	۰/۰۳۶۲۰۵	۱/۷۴۷۹۲۸	۰/۰۸۷۵
LnC_Tabr	۰/۰۷۰۱۵۸	۰/۰۳۶۹۸۳	۱/۸۹۷۰۴۹	۰/۰۶۴۴
LnC_Ahv	۰/۰۴۲۰۳۲	۰/۰۳۹۶۹۸	۱/۶۳۸۷۹۱	۰/۰۹۵۵
LnC_Rasht	۰/۰۷۲۸۷۴	۰/۰۳۳۹۱۵	۲/۱۴۸۷۳۶	۰/۰۳۷۲
LnC_Isf	۰/۰۷۵۵۷۶	۰/۰۳۷۸۸۰	۱/۹۹۵۱۵۰	۰/۰۵۲۲
	ضریب تعیین: ۰/۹۹			Fفیشر:۲۴۵۰۹/۵ (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش (با استفاده از نرم‌افزار Eviews).

انجام آزمون ریشه واحد بر پسماندهای این مدل نشان از پایایی مدل برآوردی دارد (به جدول ۳ در پیوست مراجعه شود).

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، مدل تصریح شده برای بررسی ارتباط بین تسهیلات پرداختی بانکی و قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران را از آنجا که تعداد متغیرهای مستقل و مؤثر بر قیمت مسکن متعدد است، به‌صورت گام به گام برآورد شد. بر اساس این مدل گام به گام متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن به ترتیب اولویت عبارتند از: تولید ناخالص منطقه‌ای، وام مسکن، اجاره بهای مسکن، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ سود تسهیلات بانکی که ضرایب تمامی متغیرها به‌لحاظ آماری معنادار و با مبانی نظری هماهنگ است.

---

۱. متغیر وابسته، قیمت مسکن است و متغیرهای مستقل عبارتند از: LnY تولید ناخالص منطقه‌ای، LnM نرخ اجاره مسکن، LnE نرخ ارز، LnI نرخ تورم، LnR نرخ سود بانکی کوتاه مدت و LnC تسهیلات پرداختی بانک مسکن جهت خرید مسکن.

۷. ارائه پیشنهادها

- از آنجا که وام مسکن مهم‌ترین نقش را در نوسانات قیمت مسکن در کلان شهرهای ایران داشته است، پیشنهاد می‌شود، مسئولان اعتباری این بخش در سیاست‌گذاری‌های خود جانب احتیاط را رعایت کنند. متغیر کنترلی بعدی که به شدت بر قیمت مسکن مؤثر است، اجاره بهای مسکن است که رفتار این متغیر نیز باید کنترل شده باشد.
- سومین عامل، متغیر درآمد یا تولید ناخالص منطقه‌ای است که نشان می‌دهد مسکن برای متقاضیان آن یک کالای طبیعی است و با افزایش درآمد تقاضا برای این کالا افزایش می‌یابد که عرضه این محصول باید با تغییرات درآمدی در کشور هماهنگ باشد.
- متغیر دیگر، نرخ ارز است که نشان‌دهنده جایگزینی این دو دارایی در بازارهای مالی یا به عبارتی مؤید وجود بیماری هلندی در اقتصاد ایران است که باید اقدامات مقتضی بر جلوگیری از عواقب آن به عمل آید.
- اثر نرخ تورم نیز نشان می‌دهد که در ایران تا آن جایی که ممکن است، باید از وقوع شرایط تورمی اجتناب نمود.
- نرخ سود تسهیلات بانکی نیز می‌تواند از بُعد هزینه بر قیمت مسکن مؤثر باشد، بنابراین، در بازار مسکن هم باید مراقب عوامل طرف عرضه بود و هم طرف تقاضا.

منابع

۱. اوسالیوان، آرتور. (۱۳۸۶). مباحثی در اقتصاد شهری. ترجمه جعفر قادری و علی قادری. انتشارات نور علم.

۲. دادخواه تهرانی، احمد. (۱۳۸۷). ارزیابی و تحلیل عملکردی اثر تسهیلات بانکی بر تقاضای مؤثر مسکن در کلان شهرها در برنامه اول تا سوم توسعه. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

۳. درودیان، حسن. (۱۳۸۷). تحلیل نوسانات قیمت مسکن در تهران و عوامل مؤثر بر آن. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

۴. رفعتی، پروین. (۱۳۸۲). نقش سیاستهای اعتباری بانکی بر روی رشد و گسترش بخش مسکن شهری. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

۵. رفیعی، مینو، یزدانی، فردین و اطهاری، کمال. (۱۳۸۲). مجموعه مقالات آموزشی اقتصاد کلان مسکن، سازمان ملی زمین و مسکن.

۶. عابدین درکوش، سعید و رحیمیان، سارا. (۱۳۸۵). تحلیل عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۱۳۷۰-۱۳۸۵) با تأکید بر گروه‌بندی شهری. فصل‌نامه علمی اقتصاد مسکن، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی، شماره ۴۸، صص ۳۷-۱۱.

۷. علوی زرنگ، الهه. (۱۳۸۱). نقش تسهیلات بانکی بر نوسانات بازار مسکن در مناطق شهری. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

۸. قلی زاده، علی‌اکبر. (۱۳۸۷). حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن در ایران. فصل‌نامه علمی اقتصاد مسکن، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی، شماره ۴۸، صص ۳۹-۷۲.

۹. محسنی دمنه، قاسم. (۱۳۸۵). چگونه تئوری قیمت‌گذاری مبتنی بر آربیتراژ را آزمون کنیم؟. پژوهشنامه اقتصادی، صص ۲۱۹-۲۴۵.

۱۰. نصرالهی، خدیجه. طیبی، سید کمیل. شجری، هوشنگ و فروتن، محمد. (۱۳۸۴). بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده(ARDL). فصل‌نامه علمی اقتصاد مسکن، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی، شماره ۴۷، صص ۲۹-۵۰.

11. Chen,M.C, Tsai, I.C and Chang, C.O. (2005). An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area. Taiwan Economic Review, vol. 30(4), PP.563-256.
12. Gallin J. (2006). The Long-Run Relationship Between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets. Real Estate Economics, vol. 34, pp 417-438.
13. Iacoviello,M, Minetti,R. (2003). The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market. Michigan State University.
14. Oikarinen, E. (2007). Studies on Housing Price Dynamics. Turku School of Economics.
15. Peng, R, and Wheaton, W. (1994). Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong : An Economietric Analysis. Journal of Housing Research, vol.5, PP.263-293.
16. Queijo von Heideken, V, Finocchiaro, D and Riksbank, S. (2009). Do Central Banks React to House Prices? Research Department, Gentral Benk Of Sweden, no. 21
17. Watuwa, R, Johnstone, H. (2007). House prices in Canada: An Empirical Investigation. School of Business, Cape Breton University.

پیوست

جدول ۲. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

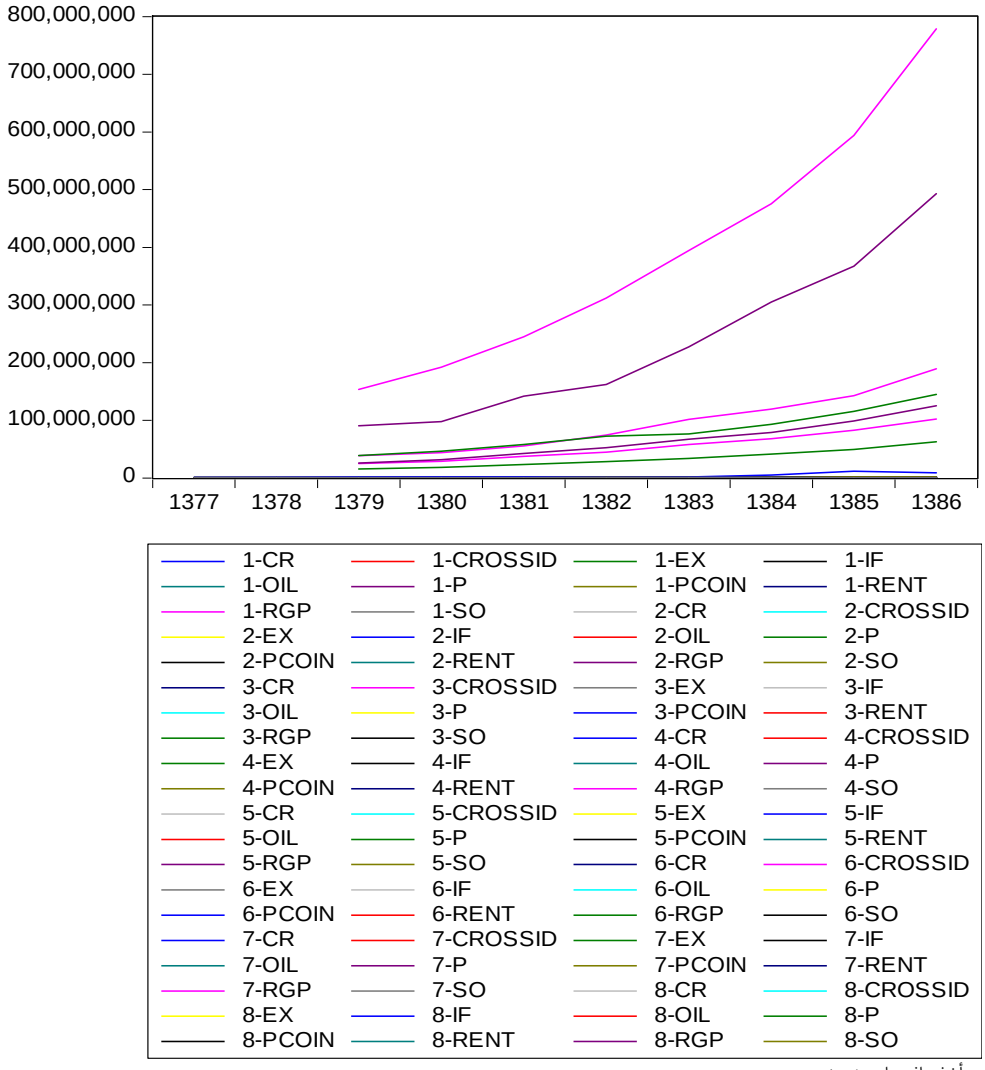
شهرها	Statictis	قیمت مسکن (هزار ریال)	اجاره مسکن (ریال)	تولید ناخالص (میلیون ریال)	تسهیلات خرید (میلیون ریال)
تهران	mean	۵۵۳۱/۸	۲۵۴۱۵	۳۹۳۲۱۵۰۸۱	۳۷۶۸۷۶۲/۹
	std	۴۰۴۵/۳۲۷۷	۱۶۲۷۷/۱۶۲	۲۱۴۵۵۳۷۵۰	۳۷۳۱۵۹۲/۳
	max	۱۵۰۹۸	۵۸۶۷۵	۷۷۸۹۵۱۸۴۵	۸۹۵۹۳۵۹
	min	۱۵۵۸	۷۶۷۸	۱۵۳۷۲۷۷۹۱	۸۸۱۸۸۹/۸
شیراز	mean	۲۵۶۱/۴	۱۲۲۹۴/۲	۶۵۳۵۷۷۳۱	۳۸۷۲۲۲/۹۹
	std	۱۸۳۵/۵۹۵۸	۷۰۰۸/۶۸۳۹	۳۴۴۴۶۶۷۷	۴۶۷۷۸۶/۰۱
	max	۶۸۲۶	۲۶۳۰۳	۱۲۵۲۷۶۲۸۷	۱۱۶۹۷۷۶
	min	۸۲۳	۴۲۲۵	۲۵۹۳۸۹۲۴	۶۱۳۸۰/۵۹۷
مشهد	mean	۲۴۱۱/۶	۹۸۱۳/۹	۸۰۷۰۷۴۳۲	۶۲۹۵۱۷/۲
	std	۱۶۶۲/۳۷۵	۵۳۶۰/۶۷۱۸	۳۵۹۲۲۵۵۸	۷۲۸۷۷۷/۸۴
	max	۶۰۷۰	۱۹۹۴۷	۱۴۵۱۸۳۶۲۶	۱۷۶۵۵۳۵
	min	۷۶۸	۳۴۸۰	۳۹۱۲۹۶۳۷	۸۸۳۶۶/۶۵۷
تبریز	mean	۲۲۰۴	۹۷۰۱/۷	۵۶۰۰۴۵۹۵	۳۰۲۶۲۵/۹۸
	std	۱۴۴۸/۱۳۳۶	۵۱۲۴/۴۰۵۷	۲۷۲۴۷۱۱۰	۳۵۰۹۰۴/۳۹
	max	۵۲۶۹	۲۰۳۳۹	۱۰۲۳۳۹۹۳۵	۹۷۷۳۹۴
	min	۷۴۲	۳۷۱۹	۲۴۹۲۱۲۷۶	۵۵۸۶۴/۹۸۱
اهواز	mean	۲۵۳۲/۷	۱۱۷۱۱/۱	۲۳۵۷۲۷۷۶۳	۵۶۱۴۳۷/۶۳
	std	۱۸۸۴/۷۲۴۵	۷۱۸۶/۶۳۳۸	۱۴۲۷۵۵۰۴۷	۶۵۰۴۶۶/۳۶
	max	۶۱۱۵	۲۵۰۷۵	۴۹۳۰۷۹۷۲۶	۱۵۹۴۴۸۹
	min	۵۷۱	۳۶۷۳	۹۰۸۵۱۱۸۱	۸۵۷۵۰/۵۲۶
رشت	mean	۲۲۷۲/۷	۱۳۲۴۴/۵	۳۴۳۲۶۰۱۷	۵۰۶۴۷۹/۳۹
	std	۱۵۸۱/۱۵۱۱	۷۵۶۷/۴۵۳۳	۱۶۲۳۵۷۱۳	۵۴۵۱۱۷/۳۵
	max	۵۵۴۹	۲۷۴۳۹	۶۲۹۰۴۸۷۴	۱۶۰۶۱۳۳
	min	۸۴۸	۴۸۶۸	۱۵۶۸۵۷۹۴	۸۵۴۱۴/۱۳۵
اصفهان	mean	۲۸۸۳/۲	۱۰۶۲۱	۹۵۷۳۲۲۰۸	۳۹۲۱۲۱/۲۶
	std	۱۹۵۲/۹۷۷۷	۵۷۶۸/۹۳۶۷	۵۲۷۵۱۳۱۰	۴۷۸۱۷۴/۶۹
	max	۶۸۴۲	۲۰۸۷۷	۱۸۹۲۰۱۵۸۹	۱۴۲۵۵۷۶
	min	۹۰۶	۳۴۴۸	۳۸۸۲۰۹۰۹	۵۹۱۸۱/۶۸۹

ادامه جدول ۲.

شهرها	Statictis	نرخ ارز (ریال)	قیمت سکه (ریال)	درآمدنفتی (میلیارد ریال)	تورم	نرخ سود تسهیلات بخش مسکن (درصد)
تهران	mean	۵۹۴۸/۲	۹۱۷۷۳۶/۲	۴۴۱۲۰/۸	۱۵/۲۲	۱۴/۵۵
	std	۳۶۳۰/۵۰۸	۴۶۰۵۵۱/۵۸	۴۳۶۰/۳۸۷۷	۲/۲۹۴۹۱۲۴۲	۱/۴۶۱۵۴۴۱
	max	۹۲۸۵	۱۸۱۷۷۴۳	۴۹۸۶۷	۱۸/۴	۱۵/۵
	min	۱۷۵۵	۴۵۰۶۹۸/۵	۳۸۰۵۳	۱۱/۹	۱۱
شیراز	mean	۵۹۴۸/۲	۹۱۷۷۳۶/۲	۴۴۱۲۰/۸	۱۵/۲۲	۱۴/۵۵
	std	۳۶۳۰/۵۰۸	۴۶۰۵۵۱/۵۸	۴۳۶۰/۳۸۷۷	۲/۹۴۹۱۲۴۲	۱/۴۶۱۵۴۴۱
	max	۹۲۸۵	۱۸۱۷۷۴۳	۴۹۸۶۷	۱۸/۴	۱۵/۵
	min	۱۷۵۵	۴۵۰۶۹۸/۵	۳۸۰۵۳	۱۱/۹	۱۱
مشهد	mean	۵۹۴۸/۲	۹۱۷۷۳۶/۲	۴۴۱۲۰/۸	۱۵/۲۲	۱۴/۵۵
	std	۳۶۳۰/۵۰۸	۴۶۰۵۵۱/۵۸	۴۳۶۰/۳۸۷۷	۲/۹۴۹۱۲۴۲	۱/۴۶۱۵۴۴۱
	max	۹۲۸۵	۱۸۱۷۷۴۳	۴۹۸۶۷	۱۸/۴	۱۵/۵
	min	۱۷۵۵	۴۵۰۶۹۸/۵	۳۸۰۵۳	۱۱/۹	۱۱
تبریز	mean	۵۹۴۸/۲	۹۱۷۷۳۶/۲	۴۴۱۲۰/۸	۱۵/۲۲	۱۴/۵۵
	std	۳۶۳۰/۵۰۸	۴۶۰۵۵۱/۵۸	۴۳۶۰/۳۸۷۷	۲/۹۴۹۱۲۴۲	۱/۴۶۱۵۴۴۱
	max	۹۲۸۵	۱۸۱۷۷۴۳	۴۹۸۶۷	۱۸/۴	۱۵/۵
	min	۱۷۵۵	۴۵۰۶۹۸/۵	۳۸۰۵۳	۱۱/۹	۱۱
اهواز	mean	۵۹۴۸/۲	۹۱۷۷۳۶/۲	۴۴۱۲۰/۸	۱۵/۲۲	۱۴/۵۵
	std	۳۶۳۰/۵۰۸	۴۶۰۵۵۱/۵۸	۴۳۶۰/۳۸۷۷	۲/۹۴۹۱۲۴۲	۱/۴۶۱۵۴۴۱
	max	۹۲۸۵	۱۸۷۷۴۳	۴۹۸۶۷	۱۸/۴	۱۵/۵
	min	۱۷۵۵	۴۵۰۶۹۸/۵	۳۸۰۵۳	۱۱/۹	۱۱
رشت	mean	۵۹۴۸/۲	۹۱۷۷۳۶/۲	۴۴۱۲۰/۸	۱۵/۲۲	۱۴/۵۵
	std	۳۶۳۰/۵۰۸	۴۶۰۵۵۱/۵۸	۴۳۶۰/۳۸۷۷	۲/۹۴۹۱۲۴۲	۱/۴۶۱۵۴۴۱
	max	۹۲۸۵	۱۸۱۷۷۴۳	۴۹۸۶۷	۱۸/۴	۱۵/۵
	min	۱۷۵۵	۴۵۰۶۹۸/۵	۳۸۰۵۳	۱۱/۹	۱۱
اصفهان	mean	۵۹۴۸/۲	۹۱۷۷۳۶/۲	۴۴۱۲۰/۸	۱۵/۲۲	۱۴/۵۵
	std	۳۶۳۰/۵۰۸	۴۶۰۵۵۱/۵۸	۴۳۶۰/۳۸۷۷	۲/۹۴۹۱۲۴۲	۱/۴۶۱۵۴۴۱
	max	۹۲۸۵	۱۸۱۷۷۴۳	۴۹۸۶۷	۱۸/۴	۱۵/۵
	min	۱۷۵۵	۴۵۰۶۹۸/۵	۳۸۰۵۳	۱۱/۹	۱۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نمودار۱. نمایش نموداری متغیرهای پژوهش در هریک از شهرهای مورد مطالعه



مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد (پایایی) بر پسماند مدل برآوردی

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: RESID
Date: 05/20/12 Time: 12:47
Sample: 1377 1386
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 0
Total number of observations: 62
Cross-sections included: 7 (1 dropped)

Method		Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat		-2.14802	0.0159
Im, Pesaran and Shin t-bar		-2.48718	
T-bar critical values ***:	1% level	-2.86200	
	5% level	-2.33000	
	10% level	-2.11400	

** Probabilities are computed assuming asympotic normality
*** Critical values from original paper

Intermediate ADF test results

Cross section	t-Stat	Prob.	E(t)	E(Var)	Lag	Max Lag	Obs
1	-2.5262	0.1406	-1.515	1.385	0	0	9
2	-2.8053	0.0952	-1.515	1.385	0	0	9
3	-2.5213	0.1415	-1.515	1.385	0	0	9
4	-1.8078	0.3541	-1.515	1.385	0	0	9
5	-2.8153	0.0939	-1.515	1.385	0	0	9
6	-2.7536	0.1025	-1.515	1.385	0	0	9
7	-2.1808	0.2245	-1.526	1.701	0	0	8
8	Dropped from Test						
Average	-2.4872		-1.516	1.430			

Warning: for some series the expected mean and variance for the given lag and observation are not covered in IPS paper

مأخذ: یافته‌های پژوهش.