جغرافیا و پایداری محیط، شمارهٔ ۲۵، زمستان ۱۳۹۶
صص. ۷۹-۶۵

کاربرد رویکرد مضرس در مدل‌سازی قیمت مسکن شهری در ایران

حامد عباسی * - استادیار جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری، دانشگاه لرستان، خرّم‌آباد، ایران
حمید میرهاشمی - دانش‌آموختهٔ دکتری اقلیم‌شناسی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

وصول: ۱۳۹۶/۰۶/۰۲ **پذیرش:** ۱۳۹۶/۰۹/۰۸

چکیده

مسکن جزء نیازهای اوّلیّه و اساسی زندگی فردی و اجتماعی انسان است. در اقتصاد توسعه، اهمّیّت مسکن به حدّی است که از جمله شاخص‌های توسعه و توسعه‌نیافتگی کشورها محسوب می‌شود. این پژوهش، به منظور بررسی عملکرد و چگونگی تأثیر متغیّرهای کلان اقتصادی شامل درآمد سرانهٔ خانوار، شاخص قیمت کلّ سهام، نرخ تورّم، قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری و تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی در الگوی رفتاری قیمت مسکن در کشور با بهره‌گیری از روش‌های رگرسیونی ساده، چندمتغیّره و مضرس انجام شد. نتایج حاصل از رگرسیون خطّی ساده و چندمتغیّره نشان داد که به ترتیب وجود همبستگی سریالی مثبت و هم‌خطّی چندگانه باعث پایین آمدن قابلیت و عدم اعتماد به این مدل‌ها شده است. از سویی نتایج نشان داد که متغیّر پروانه‌های مسکونی دارای رابطهٔ خطّی معنی‌داری با قیمت مسکن نیست و متغیّر نرخ تورّم تنها در صورت حذف دادهٔ سال ۱۳۹۳ از رابطهٔ خطّی معنی‌دار با قیمت مسکن برخوردار می‌شود. در ادامه با ترسیم نمودار مضرس در دامنهٔ از ۰/۰۱ تا ۰/۵۲ مشخّص شد که ضرایب رگرسیونی مدل‌های چندمتغیّره در عدد مضرس ۰/۰۸ و ۰/۱ پایدار می‌شوند؛ بنابراین با اتّخاذ اعداد مضرس یادشده، مدل‌های رگرسیونی با ضرایب رگرسیونی واقعی بازتولید و مشخّص شد که در یک مدل ترکیبی، متغیّرهای درآمد سرانهٔ خانوار، قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری، نرخ تورّم و شاخص کلّ قیمت سهام به ترتیب با ضرایب بتای ۰/۳۴۹، ۰/۳۴۸، ۰/۲۸۸ و ۰/۰۶۱۲ مقدار، در قیمت مسکن شهری ایران مؤثّر هستند. به طور کلّی، نتایج این مطالعه نشان داد که چون متغیّرهای کلان اقتصادی معمولاً از شرط تعامد برخوردار نبوده و دارای رابطهٔ خطّی هستند؛ لذا، به منظور ارائهٔ مدل‌های واقعی‌تر که از قابلیت برون‌یابی مناسب برخوردار باشند، ضرورت دارد که از رگرسیون مضرس استفاده شود؛ چراکه روش حداقل مربعات در این موارد، برآوردهای غیرواقعی از ضرایب متغیّرهای رگرسیونی ارائه می‌دهد.

***واژگان کلیدی:** قیمت مسکن، رگرسیون مضرس، نرخ تورّم، همبستگی سریالی، ایران.*

*. نویسندهٔ مسئول: ۰۹۱۸۸۱۸۳۰۲۵
E-mail: abbasih55@gmail.com

مقدّمه

حقّ تأمین مسکن مناسب برای آحاد جامعه، به تدریج از ابتدای قرن بیستم در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه به عنوان یک حقّ شهروندی، به رسمیت شناخته شد و یکی از وظایف دولت‌ها، تأمین مسکن مناسب برای ملّت‌ها تعیین شده است (شاهیوندی و همکاران، ۱۳۹۳). مسکن به عنوان یک کالای ناهمگن، بادوام، غیرمنقول، سرمایه‌ای، مصرفی و دارای پیامدهای جانبی، سهم زیادی از بودجهٔ خانوارها، هزینه‌ها و سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص ملّی را به خود اختصاص داده است؛ همچنین نقش زیادی در اشتغال و ارزش افزودهٔ کشورها دارد (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۳). در بین تمامی بخش‌های اقتصادی و در همهٔ جوامع، اعم از جوامع توسعه‌یافته یا درحال‌توسعه، مسکن بزرگ‌ترین سهم سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده است. سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، معمولاً ۲٪ تا ۸٪ تولید ناخالص ملّی و ۱۰٪ تا ۳۰٪ کلّ تشکیل سرمایهٔ ثابت جهانی را شامل می‌شود (قادری و همکاران، ۱۳۹۰).

بررسی بلندمدّت بازار مسکن در ایران بیانگر وجود نوسانات شدید در متغیّرهای این بخش از جمله قیمت مسکن، ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری است (چگنی و قائدی، ۱۳۹۴) و یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد کشور محسوب می‌شود که به‌تبع آن زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولیدکنندهٔ مسکن و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی و نظام بانکی به‌جا گذاشته است (قلی‌زاده و بختیاری‌پور، ۱۳۹۱). این نوسانات، بر حلقهٔ نهایی چرخهٔ مسکن یعنی خانوارها، بیشترین تأثیر را داشته و این تغییرات قیمت، علاوه بر عدم ثبات در برنامه‌ریزی‌ها، برانگیزانندهٔ موج روانی منفی برای مردم بوده است. بیشتر دولت‌ها، برنامه‌ریزی مسکن را در قالب برنامه‌ریزی‌های ملّی و منطقه‌ای به کار می‌برند (شاهیوندی و همکاران، ۱۳۹۳). این امر با شناخت علمی مؤلّفه‌های مؤثّر بر بازار مسکن حاصل می‌گردد. نظر به اهمّیّت مقولهٔ مسکن در حیات فردی، اجتماعی و اقتصادی جوامع انسانی، پژوهش‌های متعدّدی در ابعاد مختلف آن صورت پذیرفته است. متغیّرهای کلان اقتصادی از قدرت بالایی در توضیح نوسانات قیمت مسکن برخوردار هستند (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۳)، به نحوی که قیمت زمین و شاخص‌های خدمات ساختمانی در قیمت نهایی مسکن برای مصرف‌کننده، نقش تعیین‌کننده‌ای دارد (کی‌فرخی و فرهمند، ۱۳۹۵).

برآورد تعادل بلندمدّت قیمت مسکن در منطقهٔ یورو نشان از ارتباط بلندمدّت بین قیمت مسکن با سهام و درآمد قابل تصرّف و همچنین ارتباط ضعیف و بلندمدّت بین قیمت مسکن با هزینهٔ زمین دارد (آت[1]، ۲۰۱۴). به نظر می‌رسد که نوسانات قیمت مسکن تابع عوامل مختلفی است، به گونه‌ای که ارتباط مستقیمی بین افزایش درآمد و هزینه‌های ساخت‌وساز و افزایش قیمت مسکن وجود دارد (وانگ و ژانگ[2]، ۲۰۱۴). از دیگر عوامل اساسی در بازار مسکن شهری، تغییر عوامل بنیادی مثل دستمزد و تأمین زمین است که بخش عمده‌ای از تغییرات واقعی قیمت مسکن را تشکیل می‌دهند (هو[3] و همکاران، ۲۰۰۶)؛ همچنین متغیّرهای تراکم ساختمانی و دسترسی در قیمت مسکن اثرگذار است (عبده کلاهچی و همکاران، ۱۳۹۳). با توجّه به اینکه ثبات و نظم اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته از میزان کمتری برخوردار است؛ در چنین شرایطی مردم برای در امان ماندن از تکانه‌های شدید اقتصادی، به حفظ سرمایهٔ خود در بازار مسکن تمایل دارند؛ زیرا قیمت مسکن بر انتقال سیاست پولی در اقتصادهای کوچک مؤثّر است؛

1- Ott
2- Wang & Zhang
3- Hu

به گونه‌ای که به هنگام بروز شوک‌ها، اخبار اقتصادی مربوط به نوسانات نرخ بهره و قیمت مسکن در سطح جامعه، قیمت مسکن نقش مؤثّری در مکانیزم انتقال پولی ایفا می‌کند (اصلانی و ایرانی، ۱۳۹۴). شناسایی رفتارهای متغیّرهای دخیل در بازار مسکن به منظور پیش‌بینی تغییرات آتی قیمت مسکن امر مهمّی است؛ چراکه برخی از متغیّرها مانند مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین و افزایش نرخ تورّم در دورهٔ کوتاه‌مدّت و بلندمدّت آثار مثبتی بر قیمت مسکن داشته و برخی دیگر مانند هزینهٔ مالکیت، بر قیمت اثر منفی گذاشته است (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱).

با توجّه به اهمّیّت بخش مسکن در اقتصاد کشور، واکنش مناسب نسبت به تغییرات قیمت مسکن از اهمّیّت بالایی برخوردار است. تحلیل صحیح از وضعیّت بازار مسکن و شناخت درست عوامل مؤثّر بر آن و نیز میزان تأثیرگذاری هر یک از آنها، می‌تواند برنامه‌ریزان و مسئولان امر را در تحلیل و پیش‌بینی درست وضعیّت آینده کمک و متناسب با آن راه‌حل‌های مناسب ارائه کنند. بر این اساس، هدف از این پژوهش، برازش مدلی مناسب است که بتواند با کارایی بالا و با استفاده از متغیّرهای به کار گرفته شده، توانمندی پیش‌بینی تغییرات قیمت مسکن در طی زمان را با کمترین خطا داشته باشد. این موضوع هم برای متقاضیان و هم برای عناصر عرضه‌کنندهٔ مسکن سودمند است. از سویی، برای تصمیم‌گیری مدیران و مسئولین نهادهای مرتبط با تأمین مسکن شهری، راهگشاست؛ همچنین با تعیین سهم هر یک از عوامل مؤثّر در قیمت مسکن، مسئولین می‌توانند نسبت به تعادل بین عرضه‌کنندگان و متقاضیان اقدام نمایند که از نتایج آن، پایداری و توسعهٔ منطقی قیمت مسکن در مناطق شهری است. بدین منظور، با تحلیل تطبیقی مدل‌های رگرسیونی و روش مضرس، شناسایی ناپایداری و میزان کذب ضرایب عوامل تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن در مدل‌های به کار گرفته شده مورد بررسی قرار می‌گیرد. این فرایند در نهایت سبب استفاده از مدل مناسب به منظور افزایش اعتمادپذیری و پایدارسازی این ضرایب خواهد شد تا بر اساس آن، بتوان به شناخت واقعی‌تری از چگونگی رفتار قیمت مسکن شهری در ارتباط با متغیّرهای کلان اقتصادی دست یافت.

مواد و روش‌ها

برای دستیابی به هدف این پژوهش، پرسشی به این عنوان مطرح بود که برآورد میزان تأثیر هر واحد از متغیّرهای درآمد سرانهٔ خانوار، شاخص قیمت سهام، نرخ تورّم، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده و قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری در مقدار تغییر قیمت مسکن شهری در ایران با استفاده از روش حداقل مربعات واقعی هستند یا کاذب؟ پایدار هستند یا ناپایدار؟ و آیا این مدل از برونیابی و کفایت لازم برخوردار است یا نه؟

به منظور دستیابی به هدف پژوهش و آگاهی از نحوهٔ واکنش قیمت مسکن به متغیّرهای مستقل یادشده، از روش‌های آماری همچون ضریب همبستگی پیرسون، رگرسیون خطّی ساده، رگرسیون چندمتغیّره و رگرسیون چندمتغیّرهٔ مضرس استفاده شد. در این خصوص، ابتدا داده‌های درآمد سرانهٔ خانوار، شاخص قیمت کلّ سهام، نرخ تورّم خانوارهای شهری، تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی مربوط به کلّ شهرهای کشور به عنوان متغیّر مستقل و شاخص قیمت مسکن کلّ شهرهای کشور به عنوان متغیّر وابسته، از سال ۱۳۹۳-۱۳۸۱، از آرشیو مرکز آمار و بانک مرکزی ایران گردآوری شدند.

ابتدا با آزمون نکوئی برازش، توزیع متغیّرهای یادشده با استفاده از آزمون نکوئی اندرسون - دارلینگ در سطح ۹۵٪ اطمینان، نرمال بودن توزیع داده‌های سنجیده و توزیع آن‌دسته از داده‌هایی که از توزیع نرمال تبعیّت نکردند، با استفاده از تبدیلات توابع جانسون که از قدرت انعطاف‌پذیری مناسبی برخوردارند تبدیل به

توزیع‌های نرمال شدند. در گام بعدی، با اتخاذ آزمون همبستگی پیرسون در سطح اعتماد ۹۵٪ اطمینان، رابطهٔ خطّی بین متغیّرهای مستقل و شاخص قیمت مسکن مورد ارزیابی قرار گرفت. در این خصوص، متغیّرهای مستقلی که رابطهٔ خطّی آنها با متغیّر وابسته رد شد، با استفاده از معادلات مربعی و مکعبی، رابطهٔ غیر خطّی آنها مورد آزمون قرار گرفت.

در گامی دیگر، مدل‌های رگرسیونی بین تک‌تک متغیّرها با شاخص قیمت مسکن، برازش داده شد. برای برآورد پارامترهای مدل رگرسیونی از روش حداقل مربعات استفاده شد؛ بدین معنی که ضرایب رگرسیونی طوری برآورد شدند که مجموع مربعات اختلاف بین مشاهدات و خطّ مستقیم کمینه شد. پس از به دست آوردن حداقل برازش مربعات، کنترل مناسب بودن و اعتبارسنجی مدل، قبل از پذیرش نهایی و استفاده و کاربرد آن بر اساس مفروضات عمده‌ای که برای تحلیل‌های رگرسیونی در نظر گرفته شده‌اند مورد آزمون قرار گرفت. بدین ترتیب که با استفاده از آزمون اندرسون - دارلینگ در مورد نرمال بودن توزیع خطاها و نمودار توزیع خطاها در مقابل توزیع مقادیر برازشی در مورد ثابت بودن واریانس و آزمون‌های همبستگی سریالی و دوربین ـ واتسون که آمارهٔ آن در رابطهٔ ۱ نشان داده شده در مورد خودهمبستگی مانده‌ها داوری شد.

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$$ رابطهٔ ۱

در رابطهٔ بالا، e_tها شامل t= ۱, ۲, ۳, ... n مانده‌های ناشی از روش حداقل مربعات در مدل رگرسیونی هستند. تأیید فرض صفر این آماره، بر عدم وجود خودهمبستگی در مانده‌ها دلالت دارد. روش تصمیم‌گیری در مورد آن بدین‌صورت است که اگر $d < d_L$ باشد فرض صفر رد و اگر $d > d_U$ باشد فرض صفر تأیید و در صورتی که $d_L \le d \le d_U$ برقرار باشد آزمون بدون نتیجه است. مقادیر d_L و d_U به ترتیب کران پایین و بالا d هستند که بر اساس جدول دوربین ـ واتسون قابل‌تشخیص‌اند (رالینگز[1] و همکاران، ۱۹۹۸).

در گام بعدی، مدل رگرسیونی چندمتغیّره بر اساس متغیّرهای که دارای رابطهٔ معنی‌داری با مسکن هستند برازش داده شد. در ادامه، علاوه بر معیارهای تطبیق و مناسب بودن که برای رگرسیون ساده اشاره شد، از معیارهای دیگری که هم‌خطّی مدل رگرسیون چندمتغیّره را نشان می‌دهند نیز استفاده شد.

برای ارزیابی مسئلهٔ هم‌خطّی و اعتبارسنجی ضرایب رگرسیونی از چندین معیار آماری همچون عامل تورّمی واریانس، تحلیل سیستم مقادیر ویژه، شاخص شرطی و تالرنس استفاده شد. بدین ترتیب، اگر عامل تورّمی واریانس از مقدار ۱۰ تجاوز کند، یا اینکه مقدار تالرنس و مقدار ویژه به صفر نزدیک شوند بیانگر هم‌خطّی شدید بوده (بیرکس و دوگ[2]، ۱۹۹۳)؛ بنابراین، در صورت تشخیص هم‌خطّی در مدل به‌دست‌آمده، بایستی به نحوی مسئلهٔ هم‌خطّی مرتفع و واریانس ضرایب رگرسیونی کاهش داده شوند.

یکی از مهم‌ترین راه‌ها برای کوچک جلوه دادن این مسئله، کنار گذاشتن این عامل است که بایستی برآوردگر نااریب باشد؛ بنابراین، درصورتی‌که بتوان یک برآوردگر اریب $\hat{\beta}^*$ برای β پیدا کرد که دارای واریانسی کمتر از واریانس برآوردگر نااریب باشد. میانگین مربعات خطای برآوردگر بدین‌صورت تعریف می‌شوند

$$MSE(\hat{\beta}^*) = E(\hat{\beta}^* - \beta)^2 = V(\hat{\beta}^*) + [E(\hat{\beta}^*) - \beta]^2$$ رابطهٔ ۲

1- Rawlings
2- Birkes & Doge

در رابطهٔ ۲، MSE برابر با امید ریاضی مربع فاصله $\hat{\beta}^*$ تا βاست بنابراین، با به‌کارگیری برآوردگر اریب $\hat{\beta}^*$ برای β فاصلهٔ اطمینان β باریک‌تر خواهد شد. در این صورت، واریانس کوچک برای برآوردگر اریب بیانگر آن است که $\hat{\beta}^*$ برآوردگری پایدارتر از برآوردگر ناریب $\hat{\beta}$ برای β است. روش‌های متعدّدی برای به دست آوردن برآوردگرهای اریب ضریب رگرسیون تدوین شده که یکی از مهم‌ترین آنها، رگرسیون مضرس است که اوّلین‌بار توسّط هرل و کنارد[1] (۱۹۷۰) ارائه شد. به واقع، برآوردگر مضرس با حلّ یک دسته از معادلات نرمال حاصل می‌شود. برآوردگر مضرس $\hat{\beta}_R$ به طور مشخّص به عنوان جواب معادلهٔ ۳ تعریف شده است:

$$\hat{\beta}_R = (X'X + kI)^{-1} = X'y \qquad \text{رابطهٔ ۳}$$

در رابطهٔ بالا، $\hat{\beta}_R$ برآوردگرهای اریب برای ضرایب رگرسیونی، X' و X به ترتیب ترانهاده و ماتریس متغیّرهای رگرسیونی، $k \geq 0$ عدد رگرسیون مضرس و y متغیّر وابسته است. برآوردگر مضرس یک تبدیل خطّی از برآوردگر حداقل مربعات است زیرا رابطهٔ معادلهٔ ۴ برقرار است:

$$\hat{\beta}_R = (X'X + kI)^{-1} = X'y = \hat{\beta}_R = (X'X + kI)^{-1} = (X'X)\beta = Z_k\beta \qquad \text{رابطهٔ ۴}$$

چون $E(\hat{\beta}_R) = E(Z_k\hat{\beta}) = Z_k\hat{\beta}$، است بنابراین $\hat{\beta}_R$ یک برآوردگر اریب β است، معمولاً ثابت k به عنوان پارامتر اریبی نامیده می‌شود از سویی، ماتریس کوواریانس و میانگین مربعات خطای برآوردگر مضرس به ترتیب به صورت رابطهٔ ۵ و ۶ به دست می‌آیند:

$$v(\hat{\beta}_R) = \sigma^2 (X'X + kI)^{-1} X'X (X'X + kI)^{-1} \qquad \text{رابطهٔ ۵}$$

$$MSE(\hat{\beta}_R) = \sigma^2 \sum_{j=1}^{P} \frac{\lambda_j}{(\lambda_j + k)^2} + k^2 \beta' (X'X + kI)^{-2} \beta \qquad \text{رابطهٔ ۶}$$

در رابطهٔ ۶، $\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_p$ مقادیر ویژهٔ $X'X$ هستند. اوّلین جملهٔ سمت راست رابطهٔ ۶، بیانگر مجموع واریانس پارامترهای درون $\hat{\beta}_R$ و جملهٔ دوّم، معرّف مربع اریبی است (مارکیجاردت[2]، ۱۹۷۰)؛ بنابراین، با استفاده از رگرسیون مضرس و با در نظرگیری مقدار اریب مناسب، هم‌خطّی بین متغیّرها کاهش داده می‌شود تا واریانس بزرگ ضرایب رگرسیونی (β) و فاصلهٔ اطمینان عریضی که برای آنها توسّط حداقل مربعات محاسبه شده بود کوچک شود و برآورد نقطه‌ای بسیار ناپایدار ضرایب رگرسیونی را پایدار کند.

نتایج

نظر به اینکه متغیّرهای کلان اقتصادی همچون درآمد سرانهٔ خانوار، شاخص قیمت کلّ سهام، نرخ تورّم، قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری و تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی در الگوی رفتاری قیمت مسکن مؤثّر هستند، در ادامه سعی می‌شود که میزان تأثیر، پایداری و واقعی بودن ضرایب (بتا) این متغیّرها در یک مدل خطّی چندمتغیّره مورد آزمون و بررسی قرار گیرد. از آنجا که نرمال بودن توزیع متغیّرها، مهم‌ترین پیش‌فرض به منظور استفاده از یک مدل رگرسیونی است، نخست با آزمون قرار دادن نکوئی برازش توزیع متغیّرها با استفاده از آزمون نکوئی اندرسون - دارلینگ در سطح ۹۵٪ اطمینان، مشخّص شد که شاخص قیمت سهام و درآمد سرانهٔ خانوار از توزیع نرمال تبعیّت نمی‌کنند و سایر متغیّرها دارای توزیع نرمال هستند (جدول ۱)؛ بنابراین، با استفاده از توابع تبدیل جانسون (جدول ۲) توزیع این دو متغیّر نرمال شد (شکل ۱ تا ۶).

1- Hoerl & Kennard
2- Marqijardt

جدول ۱. نتایج آزمون توزیع نرمال در سطح ۹۵٪ اطمینان با استفاده از آزمون اندرسون - دارلینگ

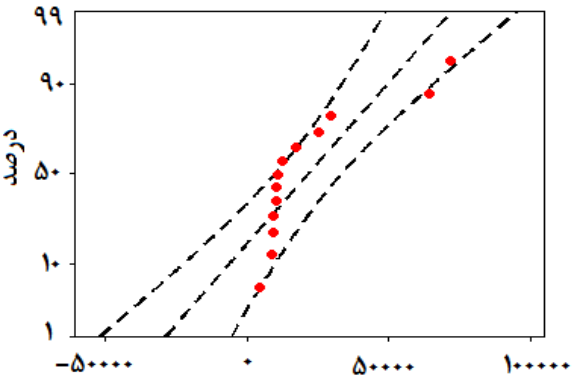
متغیّر	آمارهٔ آزمون اندرسون - دارلینگ	P - مقدار
درآمد سرانهٔ خانوار	۰/۷۱۸	۰/۰۴۶
شاخص قیمت کلّ سهام	۱/۷۰۲	<۰/۰۰۵
نرخ تورّم	۰/۶۸۹	۰/۰۵۵
قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری	۰/۳۱۰	۰/۵۱۱
تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی	۰/۲۵۴	۰/۶۷۲

جدول ۲. توابع تبدیل جانسون به منظور تبدیل توزیع داده‌های غیرنرمال به توزیع نرمال

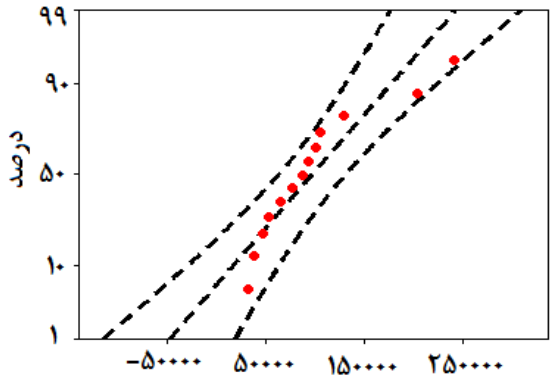
متغیّر	تابع تبدیل توزیع داده‌های غیرنرمال به نرمال
شاخص قیمت سهام	$-۱۶/۲۹۴۹+۱/۴۷۶۰۷\times\ln(x-۱۲۶۳۲/۵)$
درآمد سرانهٔ خانوار	$-۰/۸۸۸۵۵۹+۰/۴۰۶۰۸۵\times\mathrm{Asinh}((x-۹۳۲۶/۴۶)\div۶۷۸/۲۵۷)$

در گام بعدی، با اتخاذ رابطهٔ همبستگی و رگرسیون خطّی ساده بین شاخص قیمت سهام ($P_۱$)، درآمد سرانهٔ خانوار ($P_۲$)، تعداد پروانه‌های ساختمانی ($P_۳$)، نرخ تورّم ($P_۴$) و قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری ($P_۵$) با شاخص قیمت مسکن (Q) مشخّص شد که متغیّر پروانهٔ ساخت و نرخ تورّم دارای رابطهٔ معنی‌داری با متغیّر مسکن در سطح ۹۵٪ اطمینان نیستند (جدول ۳)؛ بنابراین، این مقدار گویای نبود رابطهٔ خطّی بین این دو متغیّر است؛ به عبارتی، این عدم تأیید، مؤیّد آن است که متغیّر مستقل قادر نیست متغیّر وابسته را تبیین کند و عدم وجود رابطهٔ خطّی را نشان می‌دهد؛ چراکه تابع رگرسیون ساده تنها رابطهٔ خطّی بین این متغیّرها را مورد سنجش قرار داده و ممکن است رابطهٔ غیر خطّی بین این متغیّرها وجود داشته باشد.

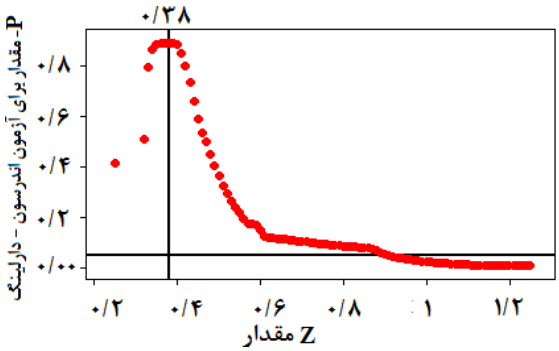
در این خصوص، بررسی پراکنش داده‌های پروانهٔ ساخت نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۳ تعداد پروانه‌های صادرشده در تهران و کلّ کشور به ترتیب ۵۶٪ و ۴۸٪ نسبت به سال قبل کاهش داشته‌اند؛ بنابراین چنین جهش ناگهانی در مقدار پروانه‌های صادرشده سبب اریب در رابطهٔ بین این متغیّر با متغیّر مسکن شده است. به طوری‌که با حذف این نقطهٔ جهش، ضریب همبستگی خروجی دو تابع رگرسیونی یادشده به ترتیب به مقدار ۰/۵۷ و ۰/۸۱ مقدار به دست آمد. اگرچه ضریب همبستگی خطّی پروانهٔ ساخت - مسکن به طور قابل توجّهی افزایش یافت، امّا این رابطه در سطح ۹۵ اطمینان هنوز معنی‌دار نیست. از سویی، چون دادهٔ سال ۱۳۹۳ ممکن است حاوی اطّلاعات و مدارک مهمّی باشد، لذا نمی‌توان به سادگی آن را با عنوان دادهٔ پرت از سری داده‌ها کنار گذاشت.



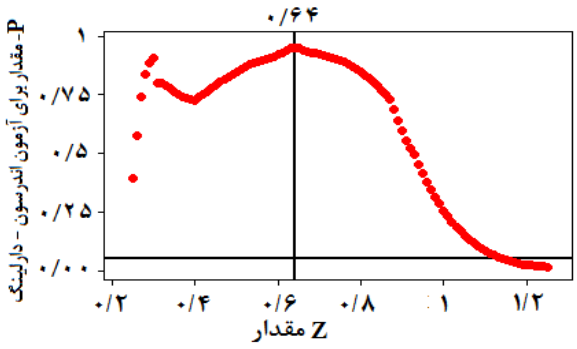
شکل ۱. نمودار داده‌های اوّلیّهٔ شاخص قیمت سهام



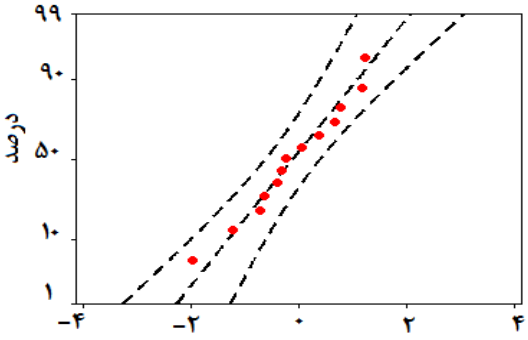
شکل ۲. نمودار داده‌های اوّلیّهٔ سرانهٔ درآمد خانوار



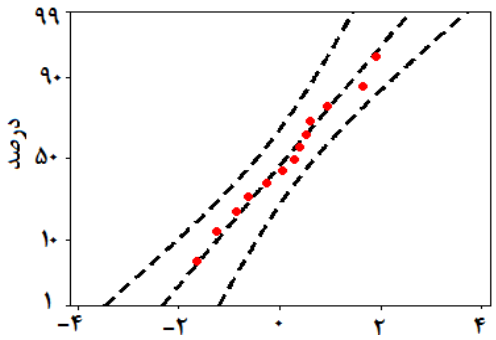
شکل ۳. نمودار پراکنش نقطهٔ P مقدار آزمون اندرسون دارلینگ در مقابل Z مقدار شاخص قیمت سهام



شکل ۴. نمودار پراکنش نقطهٔ P مقدار آزمون اندرسون دارلینگ در مقابل Z مقدار درآمد خانوار



شکل ۵. نمودار داده‌های نرمال‌شدهٔ شاخص سهام



شکل ۶. نمودار داده‌های نرمال‌شدهٔ درآمد خانوار

جدول ۳. نتایج آزمون همبستگی پیرسون و تابع رگرسیونی خطّی عوامل مؤثّر بر نوسانات قیمت مسکن آماره

متغیّرها	ضریب همبستگی	ضریب معنی-داری	تابع رگرسیونی	آمارهٔ دوربین واتسون	همبستگی سریالی
Q، P_1	۰/۸۳	۰/۰۰	$Q = ۲۲۹۲+۱۲۷۴\ P_1$	۱/۱۳	۰/۵۴
Q، P_2	۰/۹۳۵	۰/۰۰	$Q = ۲۰۱۴+۱۲۷۱\ P_2$	۰/۸۸	۰/۳۴
Q، P_3	-۰/۰۰۴	۰/۹۹	$Q = ۲۲۱۲-۰/۰۰۰۱۶\ P_3$	۰/۱۷	۱
Q، P_4	۰/۵۱۷	۰/۷	$Q = ۴۰۷/۳+۹۷/۰۹\ P_4$	۰/۶۵	۰/۸۵
Q، P_5	۰/۹۷۹	۰/۰۰	$Q = -۲۰۴+۳۰/۸\ P_5$	۰/۸۹	۰/۵۷

کران بالا d_U = ۱/۳۶ و کران پایین d_L = ۱/۰۸ آماره دوربین - واتسون در سطح ۹۵٪ اطمینان

نکته قابل تأمّل با ترسیم نمودار پراکنش پروانهٔ ساخت در مقابل قیمت مسکن بدین‌صورت آشکار شد که واکنش قیمت مسکن به پروانهٔ ساخت به صورت سهمی‌وار است؛ بنابراین، هرچند با حذف دادهٔ سال ۱۳۹۳ از سری داده‌ها، ضریب همبستگی افزایش یافت؛ امّا چون پراکنش کلّی سری داده‌ها دارای رفتار غیر خطّی است، معادلات درجهٔ ۱ یا یک‌بُعدی قادر به تخمین معنی‌داری برای آن نیستند. از سویی، چون منحنی پراکنش دارای روند نزولی - صعودی بوده، منحنی رگرسیون درجهٔ ۲ و بالاتر که دارای قانون بازگشت صعودی و نزولی هستند به عنوان روش بهینه برای تخمین این رابطهٔ غیر خطّی مورد استفاده قرار گرفت که ضریب همبستگی خروجی توابع مربعی و مکعبی، به ترتیب به مقدار ۰/۳۰ و ۰/۷۹ مقدار محاسبه شدند.

شایان توجّه است که نمودار پراکنش نرخ تورّم نیز چنین نقطهٔ جهشی را نشان می‌دهد که با حذف این داده از سری داده‌ها، ضریب همبستگی تورّم - مسکن معنی‌دار شد؛ همچنین پراکنش این سری داده‌ها، بعد از حذف دادهٔ سال ۱۳۹۳، توزیع خطّی را نشان می‌دهد؛ به طوری‌که تابع رگرسیون مربعی و مکعبی نرخ تورّم -

قیمت مسکن، به ترتیب با مقدار ۰/۵۲ و ۰/۵۴ به دست آمد که با حذف دادهٔ سال یادشده، ضریب همبستگی خروجی سایر متغیّرها کاهش یافت.

برای سنجش اینکه الگوهای رگرسیونی تا چه اندازه برای برازش داده‌ها مناسب بوده و از کفایت و اعتبار لازم برخوردارند، فرضیات زیربنایی پذیرش الگوهای رگرسیونی مورد بررسی قرار گرفتند. از سویی چنانکه از جدول ۲ پیداست، فرض صفر در تمامی مدل‌ها به‌جز مدل شاخص سهام - قیمت مسکن رد می‌شود؛ زیرا همبستگی سریالی این مدل گویای عدم وجود خودهمبستگی معنی‌دار در سری مانده‌ها است؛ بنابراین، مانده‌ها دارای خودهمبستگی مثبت هستند و شرط مستقل بودن مانده‌ها برای این مدل‌ها تأیید نمی‌شود. به عبارتی مقدار هر مانده، تأثیر زیادی در مقدار ماندهٔ دادهٔ بعدی دارد و تغییر علامت کافی در مانده‌ها وجود ندارد.

در ادامه، مدل رگرسیونی چندمتغیّره با ترکیبی از مجموع متغیّرهای دارای رابطهٔ معنی‌دار به عنوان متغیّرهای رگرسیونی و شاخص قیمت مسکن به عنوان متغیّر وابسته در قالب مدل ۱ بسته شد (جدول ۳). در رویکردی دیگر با حذف دادهٔ سال ۱۳۹۳، نرخ تورّم نیز به عنوان متغیّر رگرسیونی وارد مدل شد و مدل ترکیبی شمارهٔ ۲ شکل گرفت؛ چراکه با اغماض، دادهٔ این سال، مدل رگرسیونی تورّم - مسکن معنی‌دار شده بود. همبستگی چندگانهٔ خروجی از مدل ۱ به مقدار ۰/۹۷۹ به دست آمد. آمارهٔ F معنی‌داری این مدل را شرح می‌دهد و نشان می‌دهد که استفاده از مدل بهتر از تخمین زدن میانگین قیمت مسکن است. این مدل رگرسیونی، میزان مسکن را به طور معنی‌داری با احتساب به متغیّرهای رگرسیونی، مدل‌سازی کرده است. با توجّه به ضریب تعیین چندگانهٔ خروجی از مدل، تقریباً ۹۵/۹٪ از تغییر در مسکن با این مدل بیان می‌شود (جدول ۴).

به طور کلّی، با اینکه همواری مدل، مثبت به نظر می‌رسد؛ امّا بررسی معیارهای اعتبارسنجی و کفایت مدل، برای اعتماد به ضرایب رگرسیونی آن نکات دیگری را به شرح ذیل آشکار می‌کند. چنانکه از جدول مشخّص است، مقدار تالرنس برخی از متغیّرها به صفر نزدیک است که این نشان از آن دارد که اطّلاعات در مورد متغیّرهای مستقل کم بوده و در صورت استفاده از این مدل رگرسیونی، مشکلاتی به وجود می‌آید. همچنین مقادیر عامل تورّمی واریانس در دو نمونه بیشتر از ۱۰ مشاهده می‌شود؛ لذا آشکار می‌شود که واریانس ضرایب، رگرسیون را برای پیش‌بینی نامناسب می‌سازد؛ زیرا خطای استاندار ضرایب رگرسیون بسیار بزرگ شده است. در واقع، ضرایب رگرسیونی این مدل به خاطر هم‌خطّی چندگانه، به صورت ضعیفی برآورد شده‌اند (جدول ۵).

ملاحظهٔ مقادیر ویژه نزدیک به صفر نشان می‌دهد همبستگی داخلی پیش‌بینی‌ها زیاد است و تغییرات کوچک در مقادیر داده‌ها به تغییرات بزرگ در برآورد ضرایب معادلهٔ رگرسیون منجر می‌شود شاخص شرطی با مقدار ۱۵، نشان‌دهندهٔ احتمال هم‌خطّی بین متغیّرهای مستقل است. در نتیجه، تمامی معیارهای ذکرشده بر هم‌خطّی شدید این مدل دلالت دارند و نشان می‌دهند که این مدل، با وجود داشتن ضریب همبستگی چندگانه بسیار بالا، به خاطر مسئلهٔ هم‌خطّی بودن، از اعتبار مناسبی برخوردار نیست؛ چراکه همبستگی خطّی چندگانه‌ای بین متغیّرهای مستقل وجود دارد و این متغیّرها در مدل معنی‌دار نیستند و روش حداقل مربعات، برآوردهای ضعیفی از هر یک از ضرایب مدل به دست داده است؛ همچنین میزان همبستگی‌های جزئی در مقابل همبستگی درجهٔ صفر نشان می‌دهد که همبستگی‌های تفکیکی شاخص قیمت سهام و شاخص درآمد خانوار، بسیار کمتر از همبستگی درجهٔ صفر در مدل است (جدول ۵). این بدان معنا است که این متغیّرها در

هم‌خطّی چندگانهٔ مدل نقش برجسته‌ای ایفا می‌کنند؛ بنابراین، پایین‌بودن مقادیر ضریب همبستگی تفکیکی این متغیّرها نسبت به همبستگی درجهٔ صفر بیانگر هم‌خطّی شدید چندگانهٔ بین آنهاست.

در مدل ۲، با حذف دادهٔ سال ۱۳۹۳ و دخالت دادن متغیّر نرخ تورّم در مدل رگرسیونی، افزون بر اینکه میزان ضریب همبستگی مدل افزایش یافت، خودهمبستگی مانده‌ها نیز از بین رفت. به طوری‌که مقایسهٔ آمارهٔ دوربین - واتسون و همبستگی سریالی دو مدل نشان از حذف خودهمبستگی مانده‌ها در مدل ۲ دارد؛ بنابراین، یکی از دلایل خودهمبستگی مانده‌ها در مدل ۱ (جدول ۴)، وجود رابطهٔ معنی‌دار نرخ تورّم با قیمت مسکن بوده که با نادیده انگاشتن آن در مدل ۱، مسئلهٔ خودهمبستگی مانده‌ها به وجود می‌آید. به واقع، این مطلب گویای تأثیر برجستهٔ نرخ تورّم بر قیمت مسکن است. با این وجود، هنوز مسئلهٔ هم‌خطّی در مدل وجود دارد، این هم‌خطّی نسبت به مدل ۱ افزایش یافته است (جدول ۵). در این خصوص، نسبت بیشترین مقدار ویژه به کمترین مقدار ویژه در مدل ۲ به ۲۷۱ مقدار رسیده است در صورتی که این مقدار، در مدل ۱ برابر با ۱۵۰ مقدار بود. عامل تورّمی واریانس و تالرنس نیز گرایش بیشتر این مدل به سمت هم‌خطّی چندگانه نسبت به مدل ۱ را نشان می‌دهند (جدول ۵). این افزایش نسبی ناشی از رابطهٔ شدید و خطّی بین نرخ تورّم و سایر متغیّرها در صورت نادیده انگاشتن دادهٔ سال ۱۳۹۳ است که با اضافه شدن آن به مدل، ضمن کاهش خودهمبستگی مانده‌ها، سبب افزایش هم‌خطّی چندگانهٔ مدل شده است.

در تعداد زیادی از پژوهش‌هایی که تا کنون در ارتباط با مسکن انجام شده، روش‌های رگرسیون خطّی به منظور تعیین سهم عوامل و شیب تغییرات مورد استفاده قرار گرفته است. پر واضح است که تعیین میزان ضرایب هر یک از عوامل، در برازش نهایی مدل برای پیش‌بینی تغییرات قیمت مسکن بسیار مهم است؛ لذا در این پژوهش، واقعی یا کاذب بودن ضرایب در رگرسیون خطّی مورد بررسی قرار گرفت و با مشخّص شدن مسئلهٔ هم‌خطّی در مدل‌های رگرسیونی، استفاده از رگرسیون مضرس سرلوحهٔ تحلیل‌های بعدی قرار گرفت.

جدول ۴. ضریب همبستگی چندگانه و توابع رگرسیونی چندمتغیّره در مدل‌های شمارهٔ ۱ و ۲

مدل	ضریب همبستگی چندگانه	ضریب معناداری	تابع رگرسیونی	آماره دوربین واتسون	همبستگی سریالی
۱	۰/۹۷۹	۰/۰۰	$Q = -۳۶۲-۱۰۷P_۱ + ۲۳P_۲ +۳۲/۴P_۵$	۰/۹۲	۰/۵۴
۲	۰/۹۹۲	۰/۰۰	$Q = ۳۷۵ - ۳۹/۳P_۱ + ۴۹۷/۱P_۲ + ۴۱/۷P_۴ + ۱۰/۸P_۵$	۲/۲۴	-۰/۱۶

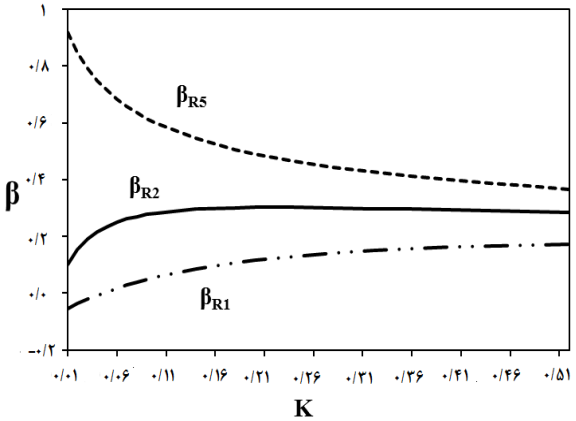
جدول ۵. نتایج آزمون‌های سنجش توابع رگرسیونی چندمتغیّره در مدل‌های شمارهٔ ۱ و ۲

	مدل ۱					
متغیّر	ضرایب رگرسیونی استانداردشده	همبستگی تفکیکی	شاخص شرطی	مقدار ویژه	تالرنس	عامل تورّمی واریانس
$P_۱$	-۰/۰۷۰	-۰/۱۶	۱/۳	۱/۵	۰/۲۲	۴/۶
$P_۲$	۰/۰۱۵	۰/۰۲۳	۴/۵۶	۰/۱۶	۰/۰۷۳	۱۴
$P_۵$	۱/۰۲۴	۰/۸۲۳	۱۵	۰/۰۱	۰/۰۸۲	۱۲
	مدل ۲					
$P_۱$	-۰/۰۳	-۰/۱۲۷	۱/۲۵	۱/۹	۰/۲۶	۳/۸۵
$P_۲$	۰/۴۳	۰/۶۸	۴/۵	۰/۱۴	۰/۰۷۴	۱۳/۴
$P_۴$	۰/۳۰۱	۰/۸۱۹	۷/۷	۰/۴۹	۰/۳۶	۲/۸
$P_۵$	۰/۳۷۵	۰/۵۷۳	۲۰	۰/۰۰۷	۰/۰۵۶	۱۸

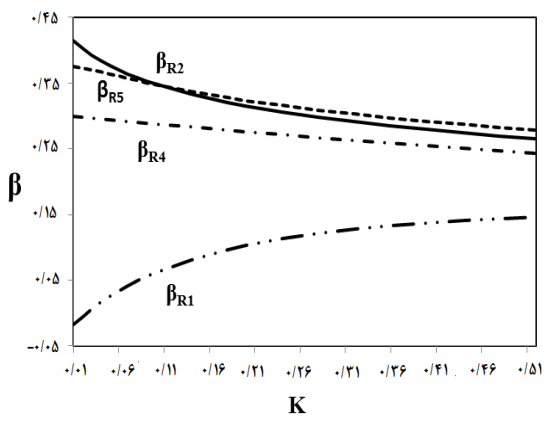
بدین‌ترتیب، برای یافتن جواب مضرس، رابطهٔ ۲ به ازای مقادیر $۰/۰۱ \leq k \leq ۰/۵۲$ حل شد که نتایج اثر مضرس بر روی ضرایب رگرسیونی برای مدل‌های ۱ و ۲ در جدول ۵ و ۶ و شکل ۷ و ۸ نمایان است. چنانکه از جدول ۶ مشخّص است، با افزایش مقدار k، ضریب همبستگی‌ها کاهش می‌یابد و به خودی خود جذر میانگین مربعات مانده‌ها افزایش پیدا می‌کند. از سویی، برای مقادیر کوچک k، تغییرات بیشتری در ضرایب رگرسیونی ایجاد می‌شود و اثر مضرس، ناپایداری شدید حداقل مربعات در تخمین ضرایب رگرسیونی را نشان می‌دهد. در عین حال، با افزایش مقدار k، ضرایب به سرعت در راستای پایداری گرایش می‌یابند (شکل ۸ و ۹).

شاخص‌های عامل تورّمی واریانس و تالرنس محاسبه‌شده برای مقادیر مختلف k، گویای کاهش هم‌خطّی و برآورد واقعی مقادیر ضرایب رگرسیون با افزایش مقدار k هستند (جدول ۶)؛ بنابراین، برای انتخاب ضرایب پایدار این مورد در نظر گرفته شود که مقدار k به اندازه‌ای بزرگ باشد که معیارهای هم‌خطّی نشان‌دهندهٔ کاهش معنی‌دار هم‌خطّی بین متغیّرهای رگرسیونی باشند و در عین حال به قدری بزرگ نباشد که غیرضروری بوده و موجب کاهش شدید ضریب همبستگی چندگانه و اریب اضافی و افزایش میانگین مربعات مانده‌ها باشند.

با عطف به شکل ۹ و ۱۰، آشکار می‌شود که از $k \geq ۰/۰۸$ ضرایب رگرسیونی به یک حالت کمابیش پایداری دست می‌یابند و از نقطهٔ خمش ناپایداری شدید فاصله می‌گیرند. مقادیر عامل تورّمی واریانس و تالرنس نشان می‌دهند که در $k \geq ۰/۰۸$ و $k = ۱$ به ترتیب در مدل‌های ۱ و ۲، این شاخص‌ها از آستانه‌های حدّی فاصله گرفته‌اند (جدول ۶). ضریب همبستگی چندگانه، کاهش نسبتاً برجسته‌ای را نشان نمی‌دهد؛ بنابراین، با اتخاذ مقادیر مضرس یادشده، مدل‌های رگرسیونی شمارهٔ ۱ و ۲ به صورت مدل‌های ذیل بازتولید شدند (جدول ۸). چنانکه علامت‌های منفی عرض از مبدأ در مدل‌های حداقل مربعات (جدول ۴) به علامت مثبت در مدل‌های مضرس تغییر یافتند. علامت منفی کاذب شاخص قیمت سهام نیز به علامت مثبت در مدل‌های مضرس تغییر جهت داد؛ چراکه رابطهٔ این متغیّر، با شاخص قیمت مسکن مثبت بوده در حالی که در مدل حداقل مربعات با برآورد کاذب، علامت منفی به این متغیّر اختصاص داده شده بود؛ همچنین ضریب رگرسیونی سایر متغیّرها در مدل مضرس، نسبت به مدل حداقل مربعات کاهش یافته و تالرنس و عامل تورّمی واریانس به ترتیب افزایش و کاهش یافتند (جدول ۷)؛ بنابراین، مدل‌های رگرسیون مضرس علاوه بر درون‌یابی مناسب، هنگام برون‌یابی نیز پیش‌بینی‌های واقعی‌تری نسبت به مدل‌های رگرسیون حداقل مربعات ارائه می‌دهند.



شکل ۸. نمودار واکنش ضرایب رگرسیونی (بتا) به اثر مضرس در مدل ۱



شکل ۹. نمودار واکنش ضرایب رگرسیونی (بتا) به اثر مضرس در مدل ۲

جدول ۶. ضرایب رگرسیونی (بتا) به ازاء مقادیر مختلف k برای مدل‌های ۱ و ۲

مدل ۱										
k / بتا	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۱	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۲	۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۳۲
$\hat{\beta}_{R_1}$	-۰/۰۵	-۰/۰۰۷	۰/۰۴	۰/۰۵۷	۰/۰۸۶	۰/۱۰۷	۰/۱۱۶	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۵
$\hat{\beta}_{R_2}$	۰/۰۹۹	۰/۲۱۶	۰/۲۷	۰/۲۸۳	۰/۲۹۶	۰/۳	۰/۳۰۲	۰/۳۰۲	۰/۳۰۱	۰/۳۰
$\hat{\beta}_{R_5}$	۰/۰۹۲	۰/۷۵	۰/۶۴	۰/۶	۰/۵۴۵	۰/۵۱	۰/۴۹	۰/۴۶۶	۰/۴۴۵	۰/۴۲۷
R	۰/۹۷۵	۰/۹۶۴	۰/۹۵۲	۰/۹۴۸	۰/۹۳۹	۰/۹۳۱	۰/۹۲۷	۰/۹۲۰	۰/۹۱۳	۰/۹۰۶
مدل ۲										
$\hat{\beta}_{R_1}$	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۶۳	۰/۰۴۸۷	۰/۰۶۱۲	۰/۰۸۱۲	۰/۰۹۶	۰/۱۰۲	۰/۱۱۳	۰/۱۲۱	۰/۱۲۸
$\hat{\beta}_{R_2}$	۰/۴۱۵	۰/۳۸۴	۰/۳۵۸	۰/۳۴۹	۰/۳۳۳	۰/۳۲۱	۰/۳۱۵	۰/۳۱	۰/۳	۰/۲۹۱
$\hat{\beta}_{R_4}$	۰/۲۹۹	۰/۲۹۵	۰/۲۹	۰/۲۸۸	۰/۲۸۳	۰/۲۷۸	۰/۲۷۶	۰/۲۷۱	۰/۲۶۷	۰/۲۶۳
$\hat{\beta}_{R_5}$	۰/۳۷۵	۰/۳۶۷	۰/۳۵۴	۰/۳۴۸	۰/۳۳۷	۰/۳۲۸	۰/۳۲۳	۰/۳۱۶	۰/۳۱	۰/۳۰۳
R	۰/۹۹	۰/۹۸۴	۰/۹۷۷	۰/۹۷۳	۰/۹۶۷	۰/۹۶۱	۰/۹۵۷	۰/۹۵۱	۰/۹۴۶	۰/۹۴

جدول ۷. نتایج آزمون‌های سنجش هم‌خطّی به ازاء مقادیر مختلف k برای مدل‌های شمارهٔ ۱ و ۲

مدل ۱											
شاخص‌ها هم‌خطّی	K / بتا	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۸	۰ /۱	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۲	۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۳۲
عامل تورّمی واریانس	$\hat{\beta}_{R_1}$	۴/۳۰	۳/۶	۳	۲/۸	۲/۴	۲/۱	۲	۱/۸	۱/۷	۱/۵
	$\hat{\beta}_{R_2}$	۱۱/۲	۷/۳	۵	۴/۴	۳/۵	۲/۹	۲/۷	۲/۳	۲/۱	۱/۸
	$\hat{\beta}_{R_5}$	۱۰/۱	۶/۷	۴/۷	۴/۱	۳/۳	۲/۸	۲/۶	۲/۲	۲	۱/۸
تالرنس	$\hat{\beta}_{R_1}$	۰/۲۳۳	۰/۲۷۶	۰/۳۳۱	۰/۳۵۹	۰/۴۱۳	۰/۴۶۷	۰/۴۹۳	۰/۵۴۷	۰/۵۹۹	۰/۶۵۱
	$\hat{\beta}_{R_2}$	۰/۰۸۹	۰/۱۳۷	۰/۲	۰/۲۲۸	۰/۲۸۷	۰/۳۴۵	۰/۳۷۳	۰/۴۳	۰/۴۹	۰/۵۴۱
	$\hat{\beta}_{R_5}$	۰/۰۹۹	۰/۱۵	۰/۲۱۲	۰/۲۴۳	۰/۳۰۲	۰/۳۶	۰/۳۸۹	۰/۴۴۵	۰/۵	۰/۵۵۶
مدل ۲											
عامل تورّمی واریانس	$\hat{\beta}_{R_1}$	۳/۶۵	۳/۱۷	۲/۷	۲/۵۲	۲/۲۲	۱/۹۹	۱/۸۹	۱/۷۳	۱/۵۹	۱/۴۷
	$\hat{\beta}_{R_2}$	۱۰/۶۳	۶/۷۲	۴/۶۴	۴/۰۵	۳/۲۵	۲/۷۳	۲/۵۳	۲/۲۲	۱/۹۷	۱/۷۸
	$\hat{\beta}_{R_4}$	۲/۴۹	۲/۰۴	۱/۷۴	۱/۶۵	۱/۵	۱/۳۸	۱/۳۳	۱/۲۴	۱/۱۷	۱/۱۱
	$\hat{\beta}_{R_5}$	۱۳/۹۸	۸/۵	۵/۶۶	۴/۸۶	۳/۸۱	۳/۱۴	۲/۸۹	۲/۵	۲/۲۰۴	۱/۹۷
تالرنس	$\hat{\beta}_{R_1}$	۰/۲۷۴	۰/۳۱۵	۰/۳۷	۰/۴	۰/۴۵	۰/۵۰۲	۰/۵۲۸	۰/۵۷۹	۰/۶۳	۰/۶۸
	$\hat{\beta}_{R_2}$	۰/۰۹۴	۰/۱۴۹	۰/۲۱۵	۰/۲۴۷	۰/۳۰۸	۰/۳۶۶	۰/۳۹۵	۰/۴۵۱	۰/۵۰۷	۰/۵۶۱
	$\hat{\beta}_{R_4}$	۰/۴۰۲	۰/۴۹۱	۰/۵۷۳	۰/۶۰۷	۰/۶۶۹	۰/۷۲۵	۰/۷۵۲	۰/۸۰۴	۰/۸۵۴	۰/۹۰۳
	$\hat{\beta}_{R_5}$	۰/۰۷۲	۰/۱۱۸	۰/۱۷۷	۰/۲۰۶	۰/۲۶۲	۰/۳۱۸	۰/۳۴۶	۰/۴	۰/۴۵۴	۰/۵۱

جدول ۸. مدل‌های رگرسیون مضرس

مدل ۱ رگرسیون مضرس	$Q = ۵۶۶ + ۶۰/۰۸P_۱ + ۳۶۷/۵۹P_۲ + ۲۰/۱۱P_۵$
مدل ۲ رگرسیون مضرس	$Q = ۴۸۴/۳۲ + ۷۵/۹۸P_۱ + ۴۰۲/۷۳P_۲ + ۳۹/۸۶P_۴ + ۱۰/۰۴P_۵$

بحث

این پژوهش، با هدف شناسایی مدلی مناسب برای تبیین متغیّرهای اصلی مؤثّر بر قیمت مسکن شهری در ایران انجام شد. تا کنون در ارتباط با قیمت مسکن شهری و سهم عوامل دخیل در آن، پژوهش‌های فراوانی صورت گرفته که نشان از اهمّیّت بالای موضوع دارد.

نتایج حاصل از رگرسیون خطّی سادهٔ بین درآمد سرانهٔ خانوار، شاخص قیمت کلّ سهام، نرخ تورّم، قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری و تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی نشان داد که جهش کاهشی شدیدی در نرخ تورّم و تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی سال ۱۳۹۳ نسبت به الگوی غالب این متغیّرها وجود دارد که موجب عدم رابطهٔ معنی‌دار بین بازار مسکن و این دو متغیّر شده است. به طوری‌که با چشم‌پوشی از دادهٔ این سال، رابطهٔ معنی‌داری بین نرخ تورّم و بازار مسکن حاصل شد؛ امّا پراکنش سری داده‌های بازار مسکن در مقابل پروانهٔ ساخت نشان از رابطهٔ غیر خطّی بین آنها داشت.

شایان توجّه است که این مدل‌های رگرسیونی ساده با وجود دارا بودن ضریب تعیین معنی‌دار، از قابلیت اعتماد چندانی برخوردار نبودند؛ زیرا همبستگی سریالی مثبتی بین مانده‌های این مدل‌ها وجود داشت که نشان‌دهندهٔ وجود متغیّرهای دیگری است که نقش تعیین‌کننده‌ای در الگوی بازار مسکن بر عهده دارند.

در گامی دیگر، با اتخاذ ترکیبی از متغیّرهای کلان اقتصادی شامل درآمد سرانهٔ خانوار، شاخص قیمت کلّ سهام، نرخ تورّم، قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری و تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی اقدام به مدل‌سازی شاخص قیمت مسکن شد. نتایج حاصل از مدل رگرسیونی چندمتغیّره همانند پژوهش‌های قبل، نشان داد که ترکیب متغیّرهای کلان قادرند به طور معنی‌داری الگوی رفتاری قیمت مسکن شهری در ایران را توضیح دهند (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۳). نوسانات قیمت مسکن تحت تأثیر عوامل مختلفی است. به گونه‌ای که با افزایش درآمد سرانهٔ خانوار، قیمت مسکن نیز افزایش می‌یابد که این بیانگر همبستگی مستقیم بین متغیّرهای مستقل و تابع است. وجود چنین ارتباطی در مطالعات پیشین نیز دیده می‌شود (وانگ و ژانگ، ۲۰۱۴؛ هو و همکاران، ۲۰۰۶)؛ همچنین بر اساس مقدار ضریب همبستگی مشخّص شد که قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری که نمایه‌ای از نوسانات قیمت زمین، مواد و مصالح ساختمانی و دستمزد است، نقش بسیار مؤثّری در تعیین قیمت نهایی مسکن دارد؛ این بدان معنی است که با افزایش قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری، قیمت مسکن نیز افزایش می‌یابد. در این خصوص، پژوهش‌های گذشته نیز به وجود چنین رابطهٔ معنی‌داری اذعان داشته‌اند (کی‌فرخی و فرهمند، ۱۳۹۵).

از سویی، نتایج حاصل از مدل رگرسیون چندمتغیّره نشان داد که افزایش نرخ تورّم دارای آثار افزایشی بر قیمت مسکن است (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱). شایان توجّه است که با وجود توانایی مدل در پیش‌بینی رفتار قیمت مسکن و هم‌سو بودن با دستاوردهای مطالعات گذشته (اصلانی و ایرانی، ۱۳۹۴؛ کی‌فرخی و فرهمند، ۱۳۹۵) نکتهٔ قابل تأمّل آن است که این ضرایب قابل‌اطمینان نیستند. به طوری که تمامی شاخص‌ها از جمله شاخص تورّمی واریانس نشان دادند که به سبب بزرگ بودن خطای استاندار ضرایب رگرسیون (بتا)، مدل ارائه‌شده از قابلیت پیش‌بینی برخوردار نیست و این ضرایب تأثیر، کاذب هستند؛ بنابراین،

نمی‌توان اطمینان یافت که واکنش قیمت مسکن نسبت به تغییر هر یک از این عوامل چه مقدار و در چه جهتی است. این فرایند آماری در پژوهش (عبده کلاهچی و همکاران، ۱۳۹۳) مورد توجّه قرار گرفته امّا تنها از معیار ضریب همبستگی درجهٔ صفر برای شناسایی هم‌خطّی بین متغیّرهای مستقل استفاده شده است. راهکار ارائه‌شده در مطالعهٔ آنها برای مواجهه با مسئلهٔ هم‌خطّی، حذف متغیّرهای دارای همبستگی معنی‌دار بوده است. نتیجهٔ چنین راهکاری باعث می‌شود که نتوان به‌درستی مشخّص کرد که کدام متغیّر باید حذف شود و از سویی ممکن است در عمل چندین متغیّر مهم از مدل حذف گردد که بر این اساس، ضمن از دست دادن اطّلاعات مهم، مسائل دیگری همچون همبستگی سریالی در مدل ایجاد می‌شود. چنانکه نتایج این مطالعه نشان داد که با کاهش تعداد متغیّرهای مستقل در مدل، همبستگی سریالی به تدریج افزایش می‌یابد.

در ادامه، به منظور، رفع نقیصهٔ مذکور و برای لحاظ کردن اثر هم‌خطّی چندگانه در مدل‌سازی رگرسیونی و تخمین ضرایب تأثیر (بتاها) هر یک از عوامل مؤثّر در قیمت مسکن از مدل مضرس استفاده شد. در این خصوص، نتایج حاصل از اجرای مدل مضرس در راستای دو مدل ۱ و ۲ و مقایسهٔ ضرایب برآوردشده توسّط این مدل با ضرایب برآوردشده توسّط رویکرد حداقل مربعات نشان از وجود اختلاف ضرایب تأثیر تخمین‌زده شده توسّط این دو مدل داشت. به طور نمونه، ضریب تأثیر شاخص سهام بر قیمت مسکن توسّط حداقل مربعات حاوی این مطلب است که شاخص سهام از تأثیر معکوس و کاهشی بر قیمت مسکن برخوردار است. به این ترتیب که با افزایش یک واحد از شاخص سهام، قیمت مسکن در حدود ۰/۰۳ واحد کاهش می‌یابد. این مقدار ضریب تأثیر در جهت مخالف با ضریب همبستگی بین این دو متغیّر بوده و همچنین آماره‌های هم‌خطّی چندگانه نیز نشان از تورّم واریانس و کاذب بودن این ضریب داشتند. در صورتی که در مدل مضرس، مقدار این ضریب از ۰/۰۳- به ۰/۰۶۱۲ تغییر یافت که این مقدار نشان از رابطهٔ مستقیم بین قیمت سهام و قیمت مسکن داشت. این مقدار در راستای همبستگی مثبتی است که بین این دو متغیّر وجود دارد. به گونه‌ای که با افزایش قیمت سهام، قیمت مسکن نیز افزایش می‌یابد که پژوهش‌های قبل نیز به نتایج مشابهی در این خصوص دست یافته‌اند (آت، ۲۰۱۴). از سویی سنجه‌های هم‌خطّی همچون تالرانس و غیره، نیز نشان از پایداری و اعتمادپذیری بالای این ضریب داشتند. به هر حال، نتایج حاصل از سنجه‌های هم‌خطّی چندگانه در مدل مضرس نشان از پایداری ضرایب به‌دست‌آمده برای کلّ متغیّرهای مستقل توسّط مدل مضرس دارند. به این صورت که مدل مضرس توانسته با دخالت دادن هم‌خطّی چندگانه، ضمن کاهش پهنای خطای استاندار ضرایب تأثیر، مقادیر این ضرایب را به طور موفّقیّت‌آمیز و معنی‌داری تخمین بزند. به واقع، نتایج این مطالعه، کاربرد مدل مضرس را در مطالعات مربوط به مدل‌سازی و پیش‌بینی قیمت مسکن مورد تأکید و استفاده قرار می‌دهد.

به هر حال، نتایج حاصل از مدل مضرس شمارهٔ ۱ و ۲ نشان داد که متغیّرهای درآمد سرانهٔ خانوار، قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری، نرخ تورّم و شاخص کلّ قیمت سهام به ترتیب با ضرایب بتای ۰/۳۴۹، ۰/۳۴۸، ۰/۲۸۸ و ۰/۰۶۱۲ مقدار، مهم‌ترین عوامل مؤثّر در قیمت مسکن به شمار می‌روند. درآمد سرانهٔ خانوار نشان از قدرت مالی خانوارها برای حضور در بازار مسکن دارد. هرچه وضعیّت اشتغال و میزان درآمد بهتر باشد، میزان پس‌انداز نیز بیشتر خواهد شد که در نهایت، یکی از بازارهای سرمایه‌گذاری مطمئن برای شهروندان بازار مسکن است. قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری بیان‌کنندهٔ تمامی مواد و محصولات و خدماتی است که در پروسهٔ ساختمان‌سازی فعّال هستند. قیمت تمام‌شدهٔ این مواد و مصالح و خدمات متنوّع، عامل مؤثّری بر

قیمت عرضهٔ مسکن در بازار است (وانگ و ژانگ، ۲۰۱۴؛ کی‌فرخی و فرهمند، ۱۳۹۵)؛ بنابراین، به منظور ساماندهی به بازار مسکن باید نقش عوامل مؤثّر در قیمت مسکن مورد توجّه قرار گیرد.

نتیجه‌گیری

بازار مسکن از متغیّرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌پذیرد که ناپایداری این متغیّرها، موجب نوسانات عمده در الگوی قیمت آن می‌شود؛ بنابراین، هرگونه تغییر در این متغیّرها، منجر به رکود یا رونق بازار مسکن می‌شود. بر این اساس، پژوهش حاضر به منظور مدل‌سازی قیمت بازار مسکن شهری در کلّ کشور با استفاده از روش‌های رگرسیونی انجام گرفت.

در این مطالعه با اتّخاذ ترکیبی از متغیّرهای درآمد سرانهٔ خانوار، شاخص قیمت کلّ سهام، نرخ تورّم، قیمت مصرف‌کنندهٔ خانوار شهری و تعداد پروانه‌های احداث ساختمان مسکونی به عنوان متغیّرهای رگرسیونی اقدام به مدل‌سازی چندمتغیّرهٔ شاخص قیمت مسکن شد. آزمون‌های آماری همچون ضریب تعیین چندگانه، گویای قابلیت پذیرش بالای این مدل بودند؛ امّا از آنجا که هم‌خطّی چندگانه بین متغیّرهای رگرسیونی از جمله مسائلی است که می‌تواند منجر به استنباط‌های گمراه‌کننده از این مدل‌ها شود، معیارهای آزمون هم‌خطّی چندگانهٔ این مدل رگرسیونی نیز بررسی شد. این آزمون‌ها نشان از هم‌خطّی چندگانهٔ شدید بین متغیّرهای رگرسیونی داشتند؛ بنابراین، مدل رگرسیونی چندمتغیّره دارای قابلیت پذیرش و برون‌یابی مناسب نیست و ضرایب رگرسیونی از ناپایداری شدیدی برخوردارند. به طوری‌که در این مدل، متغیّر شاخص قیمت سهام به عنوان یک متغیّر کاهشی نسبت به شاخص قیمت مسکن ایفای نقش می‌کرد که این خلاف نقش واقعی این متغیّر بود؛ بنابراین، فرضیهٔ پژوهش مبنی بر اینکه رابطهٔ متقابل و هم‌خطّی شدید بین متغیّرها، موجب ایجاد مقادیر ضرایب رگرسیونی با خطای استاندارد بالا است تأیید می‌شود. بدین ترتیب مقادیر محاسبه‌شده برای این بتاها در روش حداقل مربعات غیرواقعی و کاذب هستند. در رویکرد نهایی، به منظور ارائهٔ مدلی فاقد هم‌خطّی چندگانه و دارا بودن قدرت برون‌یابی مناسب از رگرسیون مضرس بهره گرفته شد؛ لذا با در نظرگیری دامنه‌ای از اریب در بازهٔ ۰/۰۱ تا ۰/۵۲ مشخّص شد که ضرایب رگرسیونی مدل ۱ و ۲ در عدد مضرس ۰/۰۸ و ۰/۱ پایدار می‌شوند.

با در نظرگیری اعداد مضرس یادشده، مدل‌های رگرسیونی مضرس برای مدل ۱ و ۲ بازتولید شد که معیارهای آزمون هم‌خطّی چندگانه این مدل‌ها نشان از حذف هم‌خطّی چندگانه در آنها داشت؛ بنابراین، ضرایب رگرسیونی مدل‌های مضرس نسبت به مدل‌های روش حداقل مربعات واقعی‌تر بوده و از قدرت برون‌یابی مناسبی برخوردار هستند؛ به طوری‌که نقش معکوس و کاذبی که متغیّر شاخص قیمت سهام در دو مدل رگرسیونی حداقل مربعات ایفا می‌کرد، اکنون به نقش مستقیم و واقعی در مدل‌های مضرس تبدیل شد. به طور کلّی نتایج این مطالعه با استناد به سنجه‌های آماری به کار گرفته شده نشان داد که کاربرد روش مضرس با دخالت دادن هم‌خطّی چندگانه بین متغیّرهای مستقل، ضمن برآورد مقادیر پایدار ضرایب تأثیر، از قابلیت آماری معنی‌داری برای مدل‌سازی قیمت مسکن برخوردار است.

منابع

اصلانی، پروانه؛ ایرانی، رضا (۱۳۹۴) نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی در اقتصادهای کوچک باز، **اقتصاد مسکن**، (۵۴)، صص. ۱۴۴-۱۱۹.

چگنی، علی؛ قائدی، علی (۱۳۹۴) بررسی دلایل ایجاد دوره‌های رونق و رکود در بخش مسکن با تأکید بر دورهٔ رکودی

سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴، **اقتصاد مسکن**، (۵۴)، صص. ۳۸-۱۱.

خلیلی عراقی، سید منصور؛ مهرآرا، محسن؛ عظیمی، سید رضا (۱۳۹۱) بررسی عوامل مؤثّر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی، **پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی**، ۲۰ (۶۳)، صص. ۵۰-۳۳.

سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام؛ اویسی، بهمن (۱۳۹۳) بررسی عوامل مؤثّر بر نوسانات قیمت مسکن در شهر کرمانشاه، **پژوهش‌های رشد و توسعهٔ پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)**، ۱۴ (۲)، صص. ۶۷-۴۱.

شاهیوندی، احمد؛ محمدی، محمود؛ عباسی مزرعه‌شاهی، اعظم (۱۳۹۳) بررسی وضعیّت مسکن بر اساس امکانات و تسهیلات اوّلیّه در استان‌های ایران، **برنامه‌ریزی فضایی (جغرافیا)**، ۴ (۴)، صص. ۶۴-۴۳.

عبده کلاهچی، محسن؛ رفعیان نجف‌آبادی، محسن؛ دهقانی، مصطفی؛ میزاده، سید حسین (۱۳۹۳) تحلیل عوامل مؤثّر بر قیمت مسکن با استفاده از مدل تحلیل رگرسیون گام به گام (مطالعهٔ موردی: محلّهٔ فاطمی تهران)، **اقتصاد و مدیریت شهری**، ۲(۷)، صص. ۸۰-۶۹.

قادری، جعفر؛ اسلاملوئیان، کریم؛ اوجی مهر، سکینه (۱۳۹۰) بررسی عوامل مؤثّر بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران، **پژوهش‌های اقتصادی**، ۱۱ (۳)، صص. ۷۰-۴۷.

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ بختیاری‌پور، سمیرا (۱۳۹۱) اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران، **مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران**، ۱ (۳)، صص. ۱۸۱-۱۶۱.

کی‌فرخی، ایمان؛ فرهمند، شکوفه (۱۳۹۵) تحلیل تأثیر عوامل مؤثّر بر قیمت مسکن (مطالعهٔ موردی: شهر اصفهان)، **اقتصاد شهری**، ۱ (۲)، صص. ۱۳۰-۱۱۷.

Birkes, D., Dodge, Y. (1993) **Alternative Methods of Regression**, A Wiley-Interscience Publication JOHN WILEY & SONS, INC.

Hoerl, A. E., Kennard, R. W. (1970) Ridge Regression: Application to Nonorthogonal Problems, **Technometrics**, 12 (1), pp. 69-82.

Hu, J., Su, L., Jin, S., Wanjun, J. (2006) The Rise in House Prices in China: Bubbles or Fundamentals, **Economics Bulletin**, 3 (7), pp. 1-8.

Marqijardt, D. W. (1970) Generalized Inverses, Ridge Regression, Biased Linear Estimation, and Nonlinear Estimation, **Technometrics**, 12 (3), pp. 591-612.

Ott, H. (2014) Will Euroarea House Prices Sharply Decrease, **Economic modeling,** 42, pp. 116-127.

Rawlings, J. O., Pantula, S. G., Dickey, D. A. (1998) **Applied Regression Analysis**, Springer-Verlag New York, Inc.

Wang, Z.h., Zhang, Q. (2014) Fundemental Factors in the Housing Market of Chaina, **Housing Economic**, 25, pp.53-61.