دوفصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصاد اسلامی سال هفتم، شماره اول، پیاپی ۱۳- پاییز و زمستان ۱۳۹۳، صص ۳۱-۵۵

به کارگیری مدل رگرسیون مرکب بیزی جهت تخمین نرخ اجاره رقبات مسکونی سازمان اوقاف و امور خیریه

مصطفی سلیمی فر *

حامد صاحب هنر **

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۰/۱۳

تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۹/۲٤

چکیده

یکی از نهادهای اقتصادی نظام اسلام که به کمک آن می‌توان به توسعه اقتصادی دست یافت نهاد وقف است. متأسفانه در ایران علی‌رغم وجود موقوفات متعدد میزان درآمد اکتسابی از موقوفات بسیار پایین است، که این امر موجب شده است از توان بالقوه نهاد وقف در راستای بهبود رفاه جامعه به صورت کاراً کاسته شود. یکی از مباحث مطرح در این زمینه، نحوه قیمت‌گذاری املاک موقوفه است. در این مقاله، چگونگی به کارگیری مدل رگرسیون مرکب بیزی جهت تخمین هرچه دقیق‌تر نرخ اجاره رقبات مسکونی تشریح شده است. تابع پیشین به کار رفته، تابع مزدوج طبیعی بوده و داده‌های مورد استفاده در این مقاله به صورت مقطعی و مربوط به مناطق ۲۲ گانه تهران می‌باشد که از سایت وزارت راه و شهرسازی جمع آوری شده و تعداد آن بالغ بر ۷۰ هزار مشاهده است. در انتهای این مقاله ضرایب کشش مربوط به متغیرهای مدل برآورد شده و با توجه به محدودیت‌های آماری در کشور، مدل با یک‌سری متغیرهای فیزیکی و محیطی اضافه‌تر، تکمیل و جهت استفاده در کل کشور گسترش یافته است.

واژگان کلیدی

رقبات مسکونی، وقف، نرخ اجاره املاک، مدل رگرسیون مرکب بیزی، اقتصاد امور خیریه

---

* دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد mostafa@um.ac.ir

** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

h.sahebhonar@gmail.com

مقدمه

یکی از ملزومات پیشرفت مبتنی بر الگوی اسلامی ایرانی که می‌توان آنرا توسعه اقتصادی کشور بر پایه مفاهیم و ارزش‌های دینی دانست، افزایش سرمایه فیزیکی، افزایش سرمایه انسانی و ارتقای بهره‌وری است. همچنین مهمترین خصوصیات جوامع توسعه‌یافته، رشد اقتصادی مداوم، کاهش مداوم فقر و نابرابری و حذف فقر مطلق است. یکی از نهادهای اقتصادی نظام اسلام که به کمک آن می‌توان به توسعه اقتصادی دست یافت و از پتانسیل بالایی در این زمینه برخوردار است نهاد وقف می‌باشد.

وقف، سنتی اسلامی است که براساس آن افراد حقیقی یا حقوقی بخشی از ملک خود را به سازمانی دولتی یا خصوصی جهت استفاده در امور خیریه اهدا می‌نمایند. این سنت حسنه در جهان‌بینی اسلامی ریشه داشته و باید از آن به نحو احسن جهت بازتوزیع ثروت استفاده گردد. ریشه‌کنی فقر، عدالت اجتماعی- اقتصادی و توزیع برابر درآمد از اهداف اولیه اسلام است و باید از ویژگی‌های نظام اقتصاد اسلامی باشد (Chapra, 1985, p.1). به عبارت دیگر اسلام به عنوان یک دین جامع، پرستش را تنها منحصر به رفتارهای عبادی نمی‌داند؛ بلکه در روابط مالی و اقتصادی نیز دارای ساختاری منسجم مبتنی بر عدالت اجتماعی و رفع نیازهای اولیه همه انسان‌ها است.

طبق نظر اقتصاددانان مسلمان همچون محمد أنس زرقاء، در اسلام، ساختارها و نهادهای متعددی وجود دارند تا درآمد و ثرورت را در جهت رفع نیازهای اولیه، میان همه اقشار جامعه بازتوزیع نمایند؛ این نهادها عبارتند از: زکات، وقف و قرض‌الحسنه (Zarqa, 1998, p.164). بنابراین می‌توان گفت وقف به عنوان یک نهاد اقتصادی در نظام اسلامی می‌تواند تأثیر بسزایی در کاهش فقر و توزیع درآمد و ثروت داشته باشد، که میزان و کیفیت این تأثیرگذاری به نحوه استفاده متصدیان مربوطه از این نهاد دارد.

سازمان‌های اوقاف، نهادهای غیر انتفاعی اسلامی هستند که به وکالت از مردم، بخش عظیمی از فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی را اداره می‌کنند و با تأثیر عمده‌ای که بر روی رفاه و سبک زندگی جامعه دارند، نیروی مهمی در اقتصاد ملی، محسوب می‌شوند (Hisham, 2007, p.3). هرچند نهاد وقف از مدت‌ها قبل شناخته شده بوده و نقش حیاتی در تاریخ مسلمانان ایفا نموده است، لیکن کارآیی سازمان‌های

اوقاف در کشورهای اسلامی به خصوص ایران در مقایسه با سایر سازمان‌ها و مؤسسات خیریه در سطح جهان بسیار پایین است که این مسأله ریشه در ضعف مدیریت و استفاده غیر علمی و غیر کاراً از موقوفات تحت اختیار این سازمان‌ها دارد.

متأسفانه در ایران علی‌رغم وجود موقوفات متعدد و قابل توجه، میزان درآمد اکتسابی از موقوفات بسیار پایین بوده و به اشتباه، نرخ اجاره املاک موقوفه در مقایسه با سایر املاک بسیار پایین است که این امر موجب شده است از توان بالقوه نهاد وقف در راستای بهبود رفاه جامعه به صورت کاراً کاسته شود. براساس اظهار نظر معاون امور اوقافی سازمان اوقاف و امور خیریه، در سال ۱۳۸۶ ارزش تقریبی دارایی‌های وقف شده در ایران حدود ۵۰ هزار میلیارد تومان و درآمد این موقوفات طبق آمار سال ۱۳۸۲ حدود ٤۲ میلیارد تومان است که نشان‌دهنده درآمدزایی بسیار پایین آن‌ها، معادل هشت‌ده‌هزارم است (مصباحی‌مقدم و همکاران، ۱۳۸۸، ص ٦۱).

بنابراین ارائه روشی علمی جهت افزایش درآمد موقوفات به صورت کاراً و عادلانه ضروری می‌نماید. در این مقاله با استفاده از روش رگرسیون مرکب بیزی و با هدف حداکثرسازی منافع حاصل از املاک موقوفه، به دنبال ارائه یک مدل اقتصادی مناسب جهت تخمین هرچه دقیق‌تر قیمت املاک مسکونی می‌باشیم تا به وسیله آن نرخ اجاره عادلانه و متناسب با نرخ بازار را تعیین نماییم.

به این منظور ابتدا باید قیمت هر واحد مسکونی بسته به ویژگی‌های فیزیکی و محیطی آن تعیین گشته و سپس با توجه به قوانین و آیین‌نامه موجود در خصوص تعیین قیمت اجاره براساس قیمت عرصه و عیان واحد مذکور، میزان اجاره و پذیره تعیین گردد.

در قسمت اول این مقاله به بررسی مطالعات صورت گرفته در این زمینه پرداخته شده است. در بخش دوم، مبانی نظری و مدل رگرسیون مرکب بیزی توضیح داده شده و مدل مذکور در قالب یک مثال ساده با استفاده از ٥٦۲ داده تبیین می‌گردد. در قسمت سوم مدل اصلی با به کارگیری بیش از ۷۰ هزار داده مربوط به املاک فروخته شده در شهر تهران اجرا شده و نتایج به دست آمده ارائه شده است. در قسمت چهارم نحوه توسعه مدل با استفاده از متغیرهای توضیحی اضافه‌تر و تعمیم آن به تمامی مناطق

کشور، تشریح شده است. در نهایت در بخش پنجم نحوه تعیین نرخ اجاره املاک موقوفه براساس قوانین و آیین‌نامه سازمان اوقاف برای انواع موقوفات مسکونی تببین شده است.

۱. پیشینه تحقیق

مطالعات صورت گرفته در رابطه با موضوع این مقاله را می‌توان به دو دسته زیر تقیسم‌بندی نمود: الف- مطالعاتی که به بررسی عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در مناطق مختلف کشور پرداخته‌اند. ب- مطالعاتی که به تعیین نرخ اجاره املاک وقفی پرداخته باشند. در خصوص نوع اول غالب مطالعات صورت گرفته از مدل‌های تابع قیمت هدانیک استفاده نموده‌اند. در این روش مسکن به عنوان یک سبد چند بخشی کالاها و خدمات در نظر گرفته می‌شود. براساس این تئوری که اولین بار توسط روزن[۱] (۱۹۷٤م.) مطرح شد، مطلوبیت هر فرد تابعی از کالاهای مصرف مختلف، برداری از ویژگی‌های رفاه محیطی مانند آلودگی هوا و آلودگی صوتی، برداری از ویژگی‌های ساختاری مربوط به ساختمان خریداری‌شده توسط فرد، مانند مساحت، تعداد اتاق خواب، قدمت و نوع ساختمان و برداری از خصوصیات همسایگی مانند کیفیت آموزشگاه‌های علمی محل، میزان دسترسی به پارک‌ها و مراکز تفریحی، نزدیکی به محل کار و نرخ جرم و جنایت در آن منطقه است (Battalhon & et al, 2002; Freeman, 1993).

از میان مطالعات داخلی که از این روش جهت تخمین تقاضای مسکن و به دنبال آن قیمت واحدهای مسکونی پرداخته‌اند می‌توان به مواردی همچون عابدین درکوش و معصومیان (۱۳٦٤)، عابدین درکوش (۱۳۷۰)، شرزه‌ای و یزدانی (۱۳۷۵)، اسفندیاری (۱۳۷۹)، نوید تهرانی (۱۳۸۰)، اکبری و همکاران (۱۳۸۳)، زراء نژاد و انواری (۱۳۸۵) اشاره نمود. تفاوت اساسی مدل قیمت هدانیک با مدل به کار رفته در این مقاله نبود امکان اعمال باورهای پیشین محققان و خبرگان در مدل و کاملا مبتنی بر داده بودن آن‌ها است. در حالی که روش‌های بیزی این امکان را فراهم می‌آورد تا پژوهشگران قبل از مشاهده داده‌ها اطلاعات و باورهای اولیه خود را که براساس نظریات اقتصادی و

تجربیات و مطالعات قبلی به دست آورده‌اند وارد مدل نمایند که این مسئله به خصوص در زمینه تعیین اجاره املاک موقوفه که نیاز عمده‌ای به اظهار نظر کارشناسان دادگستری و سازمان اوقاف دارد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

در خصوص دسته دوم طبق بررسی‌های صورت گرفته مطالعی در داخل کشور صورت نگرفته است و این مقاله اولین مطالعه‌ای می‌باشد که به ارائه روشی علمی جهت تعیین نرخ اجاره املاک موقوفه در کشور می‌پردازد. لازم به ذکر است که تا کنون نرخ اجاره املاک موقوفه، براساس نظر کارشناسان دادگستری و سازمان اوقاف و امور خیریه صورت می‌گرفته است که دارای نارسایی‌هایی همچون تعیین نرخ اجاره بسیار پایین در مقایسه با سایر املاک موجود در بازار بوده است.

در این مقاله سعی شده است روشی علمی جهت تعیین نرخ اجاره رقبات مسکونی، ارائه گردد تا در کنار نظر کارشناسان مذکور به عنوان کف قیمت به کار گرفته شود. همچنین باید متذکر شد که هر مدلی دارای یک سری نواقص بوده و به هیچ وجه نمی‌تواند تمام پیچیدگی‌های موجود در دنیای خارج را توضیح دهد. لذا بهترین روش برای تعیین نرخ اجاره املاک موقوفه استفاده از مکانیسم مزایده تحت نظارت دقیق سازمان اوقاف و امور خیریه می‌باشد. لیکن در حال حاضر به دلیل نبود ساز و کارهای نهادی لازم در این زمینه، می‌توان از روش ارائه شده در این مقاله به عنوان روش دومین بهترین[۲] استفاده نمود.

۲. مدل رگرسیون مرکب بیزی

مدل‌های بیزی که شامل سه جزء تابع احتمال پیشین[۳]، تابع چگالی راستنمایی[٤] و تابع احتمال پسین[٥] است، با استفاده از قانون بیز[٦] در احتمالات به ترکیب باورهای پیشین محقق و داده‌های مشاهده شده در دنیای خارج پرداخته و با رسیدن به توابع چگالی پسین امکان تخمین دقیق‌تر مدل را فراهم می‌نماید (Koop, 2003).

اساس روش‌های بیزی بر پایه قانون بیز می‌باشد. براساس این قانون می‌توان نوشت:

$$p(B|A) = \frac{p(A|B)\,p(B)}{p(A)} \qquad (۱)$$

با در نظرگرفتن یک مدل رگرسیون که معمولاً به دنبال برآورد پارامترهای آن هستیم، ضرایب مدل از اهمیت به سزایی برخوردار هستند. اگر بردار یا ماتریس مشاهدات را با y نشان دهیم و بردار یا ماتریس پارامترهای مدل را که به دنبال توضیح y هستند، با θ نشان دهیم، با جایگذاری آن‌ها در معادله بالا داریم:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \tag{۲}$$

در ادامه باید براساس مشاهدات (y)، پارامترهای مدل (θ) را به دست آورد. اقتصادسنجی با رویکرد بیزین با استفاده از قانون بیز این کار را انجام می‌دهد. از آنجا که در مخرج کسر بالا پارامتر θ وجود ندارد می‌توان معادله بالا را به صورت زیر نوشت:

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \tag{۳}$$

از عبارت $p(\theta|y)$، به عنوان چگالی پسین[۷]؛ از تابع چگالی احتمال مشاهدات به شرط پارامترها یا $p(y|\theta)$ به عنوان تابع راست نمایی[۸] و از $p(\theta)$ به عنوان چگالی پیشین[۹] نام برده می‌شود. چگالی پیشین حاوی اطلاعات و باورهای محقق در مورد پارامترهای مدل، قبل از دیدن داده‌ها است که می‌تواند براساس تئوری‌های اقتصادی یا تجربیات محقق از مطالعات قبلی باشد (GREENBERG, 2008).

می‌توان مدل رگرسیون مرکب را به صورت ماتریسی به شکل زیر نوشت:

$$y = X\beta + \varepsilon \tag{٤}$$

که در آن ε دارای توزیع نرمال چند متغیره است که میانگین آن 0_N و ماتریس واریانس کواریانس آن برابر با $\sigma^2 I_N$ می باشد. این فرض را به صورت نمادی نیز می توان نوشت: $\varepsilon \overset{iid}{\sim} N(0_N, h^{-1}I_N)$ که در آن $h = \sigma^{-2}$ می باشد.

تابع راستنمایی را با استفاده از تعریف چگالی نرمال چند متغیره می‌توان به این صورت نوشت:

$$p(y|\beta,h) = \frac{h^{\frac{N}{2}}}{(2\pi)^{\frac{N}{2}}}\left\{exp\left[-\frac{h}{2}(y-X\beta)'(y-X\beta)\right]\right\} \tag{۵}$$

در نهایت با یک سری جایگذاری و ساده‌سازی می‌توان معادله فوق را به صورت زیر بازنویسی نمود.

$$p(y|\beta,h) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{N}{2}}}\left\{h^{\frac{1}{2}} exp\left[-\frac{h}{2}\left(\beta-\hat{\beta}\right)'X'X\left(\beta-\hat{\beta}\right)\right]\right\}\left\{h^{\frac{v}{2}} exp\left[-\frac{hv}{2s^{-2}}\right]\right\} \quad (٦)$$

در اینجا تابع پیشین مزدوج طبیعی[۱۰] نرمال-گاما است. لذا تابع پیشین برای ضریب β به شرط h به صورت زیر است:

$$\beta|h \sim N\left(\underline{\beta}, h^{-1}\underline{V}\right) \quad (۷)$$

و تابع پیشین برای h نیز به صورت زیر است:

$$h \sim G\left(\underline{s}^{-2}, \underline{v}\right) \quad (۸)$$

بنابراین بنا به تعریف توزیع نرمال-گاما، تابع پیشین به صورت زیر خواهد بود:

$$\beta, h \sim NG(\underline{\beta}, \underline{V}, \underline{s}^{-2}, \underline{v}) \quad (۹)$$

تابع پسین از حاصلضرب تابع راستنمایی (٦) در تابع پیشین (۹) به دست می‌آید. با انجام این حاصلضرب، تابع پسین به فرم یک توزیع نرمال-گاما به دست می‌آید:

$$\beta, h|y \sim NG\left(\overline{\beta}, \overline{V}, \overline{s}^{-2}, \overline{v}\right) \quad (۱۰)$$

به گونه ای که:

$$\overline{V} = \left(\underline{V}^{-1} + X'X\right)^{-1} \quad (۱۱)$$

$$\overline{\beta} = \overline{V}\left(\underline{V}^{-1}\underline{\beta} + X'X\hat{\beta}\right) \quad (۱۲)$$

$$\overline{v} = \underline{v} + N \quad (۱۳)$$

و $\overline{s}^{-2}$ به صورت ضمنی از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\overline{vs}^2 = \underline{vs}^2 + vs^2 + \left(\hat{\beta} - \underline{\beta}\right)'\left[\underline{V} + (X'X)^{-1}\right]^{-1}(\hat{\beta} - \underline{\beta}) \quad (۱٤)$$

رابطه (۱۰) نشان‌دهنده توزیع پسین توام β و h می‌باشد. برای محاسبه توزیع حاشیه‌ای پسین β می‌توان از این رابطه نسبت به h انتگرال گرفت که نتیجه آن یک توزیع چند متغیره تی- استیودنت خواهد بود:

$$\beta|y \sim t(\overline{\beta}, \overline{s}^2\,\overline{V}, \overline{v}) \qquad (۱۵)$$

به گونه‌ای که میانگین آن به صورت زیر بوده:

$$E(\beta|y) = \overline{\beta} \qquad (۱٦)$$

و واریانس آن نیز به این صورت است:

$$var(\beta|y) = \frac{\overline{vs}^2}{\overline{v}-2}\overline{V} \qquad (۱۷)$$

۲-۱. مدل قیمت‌گذاری املاک

در خصوص تخمین قیمت مسکن که متغیر مستقل، قیمت فروش هر متر واحد آپارتمان است متغیرهای توضیحی می‌تواند شامل مواردی همچون منطقه، متراژ ساختمان، طبقه، تعداد اتاق خواب و سن آپارتمان باشد. بنابراین به طور مشخص خواهیم داشت:

y_i: قیمت فروش i امین واحد آپارتمانی (به تومان در هر مترمربع)

x_{i2}: منطقه i امین واحد

x_{i3}: متراژ i امین واحد (به متر مربع)

x_{i4}: طبقه i امین واحد

x_{i5}: تعداد اتاق خواب i امین خانه

x_{i6}: سن i امین واحد

در خصوص تابع پیشین دو رویکرد قابل اتخاذ است. یکی اینکه فرض شود محققی که به تخمین مدل فوق می پردازد دانش خوبی نسبت به بازار مسکن داشته و می‌تواند تابع پیشین اطلاعات محور[11] مناسبی را استنباط و به کار بگیرد. روش دوم این است که محقق مذکور می‌تواند با رجوع به بازارهای محلی و پرسش از افراد خبره همچون بنگاه‌های ملکی، به اطلاعات پیشین مناسبی دست پیدا کند. به عنوان مثال

محقق می‌تواند پرسش‌نامه‌ای که حاوی یک سری سوالات همچون موارد زیر است تهیه و میان افراد خبره توزیع نماید:

- ✓ به نظر شما قیمت یک خانه ٦۰ متری دو سال ساخت، با ۱ اتاق خواب در طبقه همکف، در این محل چقدر است؟
- ✓ به نظر شما قیمت یک خانه ۳۰۰ متری تازه ساز، با ۳ اتاق خواب واقع در طبقه سوم در این محل چقدر است؟
- ✓ به نظر شما قیمت یک آپارتمان۱۵۰ متری ۸ سال ساخت، با ۲ اتاق خواب واقع در طبقه هشتم، در این محل چقدر است؟

از آنجا که در این مثال تنها ٦ ضریب رگرسیون مجهول وجود دارد (با احتساب ضریب عرض از مبدأ)، پاسخ به ٦ سوال اینچنینی می‌تواند محقق را در رسیدن به ٦ ضریب مجهول با استفاده از حل دستگاه ٦ معادله و ٦ مجهول یاری نماید. محقق با حل دستگاه مذکور میتواند ٦ ضریب مجهول مربوطه را به دست آورد که به نوعی می‌توان گفت این مقادیر حدس‌های ضمنی ($\underline{\beta}$) خبرگان از هر یک از ضرایب مدل خواهد بود (Koop, 2003, p.48).

با پرسش این سوالات از افراد متعدد، می‌توان به یک توزیع پیشین برای هر یک از ضرایب دست یافت که دارای میانگین و واریانس مشخص است. میانگین حدس‌های مذکور میانگین پیشین برای هر یک از ضرایب است، به عبارت دیگر میانگین β همان میانگین حدس‌های مذکور است. برای مشخص‌تر شدن بحث فرض کنید محقق پس از حل سیستم معادلات مربوط به یک پرسش شونده، ضریب β_5 را برابر با ۲۰۰ هزار تومان محاسبه نموده است. این به این معنا خواهد بود که پرسش شونده مذکور حدس ضمنی‌اش در مورد ضریب β_5، ۲۰۰ هزار تومان بوده است؛ یعنی وی معتقد است قیمت هر متر مربع یک واحد آپارتمان ۲ خوابه نسبت به یک آپارتمان کاملا مشابه ۱ خوابه، ۲۰۰ هزار تومان بیشتر خواهد بود. حال اگر محقق از ۱۰۰۰ نفر ٦ سوال مذکور را بپرسد به ۱۰۰۰ حدس مختلف در رابطه با β_5 (و همچنین سایر ضرایب) دست پیدا می‌کند که به عنوان مثال میانگین آن‌ها ۲۵۰ هزار تومان خواهد بود که این به این معنا

است که میانگین توزیع پیشین محقق در مورد β_5 برابر با ۲۵۰ هزار است. واریانس پیشین نیز به همین طریق قابل محاسبه است.

ممکن است این سوال مطرح شود که در مورد مناطقی که به هیچ نحوی امکان کسب اطلاعات وجود ندارد یا کسب اطلاعات هزینه زیادی دارد چگونه باید عمل نمود. در این حالت باید از تابع پیشین پراکنده و غیر مبتنی بر اطلاعات[۱۲] استفاده نمود.

حال فرض کنید قیمت هر متر از واحدهای آپارتمانی موجود در داده‌های به کار رفته، بین ۲۵۰۰۰۰۰ تا ۷۵۰۰۰۰۰ باشد. در این صورت انتظار می‌رود خطای رگوسیون تخمین‌زده شده حداکثر ۵ میلیون باشد. از اینرو σ باید حدود ۲۵۰۰۰۰۰ باشد. به عبارت دیگر چون e توزیع نرمال دارد اگر $\sigma = 2500000$ باشد، ۹۵٪ قدر مطلق خطاها کمتر از ۵۰۰۰۰۰۰ ≃ ۲۵۰۰۰۰۰ × ۱/۹۶ خواهد بود.

همچنین از آنجا که $h = \frac{1}{\sigma^2}$ (دقت تخمین) می‌باشد حدس پیشین در مورد h و s^{-2} به صورت $h = s^{-2} = \frac{1}{2.5e6^2} = 1.6 \times 10^{-13}$ خواهد بود. اما از آنجا که این یک حدس خام و غیر مبتنی بر اطلاعات است، باید وزن تابع پیشین نسبت به داده‌ها بسیار کم باشد، به عبارت دیگر ν نسبت به n باید کم باشد. به این منظور اگر n=560 باشد $\nu = 5$ فرض می‌شود. لذا در این حالت وزن تابع پیشین نسبت به دادها حدود ۱٪ در نظر گرفته شده است ($\frac{\nu}{N} \simeq 0.01$). میانگین پیشین ضرایب مدل که با $\underline{\beta}$ نمایش داده می‌شود توسط محقق به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\underline{\beta} = \begin{bmatrix} 0 \\ -3.0e5 \\ 1.0e5 \\ -1.0e5 \\ 2.0e5 \\ -1.0e5 \end{bmatrix} \qquad (۱۸)$$

ضرایب رگرسیون بیان‌گر این مطلب هستند که اگر متغیر j ام ۱ واحد افزایش یابد و سایر متغیرهای توضیحی ثابت باقی بمانند، قیمت آپارتمان مربوطه به میزان β_j واحد افزایش خواهد یافت. بنابراین بردار $\underline{\beta}$ فرض شده در بالا بیان‌گر این است که اگر دو آپارتمان کاملا مشابه که یکی از آن‌ها در منطقه ۲ و دیگری در منطقه ۳ قرار گرفته

باشد، با هم مقایسه شود، انتظار اولیه و پیشین محقق این است که قیمت آپارتمان دوم به اندازه $\underline{\beta_2} = -3.0e5$ (۳۰۰ هزار تومان) در هر متر ارزان‌تر باشد.

از آنجا که تمام حدس های فوق الذکر در مورد ضرایب، حدس خام[۱۳] هستند، باید واریانس پیشین نسبتاً بزرگی برای هر یک از ضرایب در نظر گرفته شود. به عنوان مثال اطلاع پیشین محقق از مقدار عرض از مبدأ بسیار نامطمئن است از اینرو $var(\beta_1) = (3.0e5)^2$ در نظر گرفته شده است. به عبارت دیگر انحراف معیار پیشین این ضریب ۳۰۰۰۰۰ در نظر گرفته شده و به احتمال پیشین ۹۵ درصد این ضریب در بازه $[-6.0e5, +6.0e5]$ قرار می‌گیرد که فاصله بسیار پهن و گسترده‌ای است. اما طبق فرض در مورد ضریب β_2 اطمینان بالایی وجود داشته و محقق معتقد است این ضریب به احتمال ۹۵٪ در بازه [۲۰۰۰۰۰- و ٤۰۰۰۰۰-] قرار می‌گیرد (با میانگین ۳۰۰۰۰۰-). لذا انحراف معیار پیشین این ضریب برابر با ۵۰۰۰۰ قرار داده شده است ($var\ (\beta_2) = (0.5e5)^2$). در مجموع ماتریس واریانس کواریانس پیشین ضرایب به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$var(\beta) = \begin{pmatrix} 3.0^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2.5^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.5^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5^2 \end{pmatrix} \times 10^{10} \qquad (۱۹)$$

از ماتریس فوق و با توجه به معادله $var(\beta) = \frac{\underline{\nu s}^2}{\underline{\nu}-2}\underline{V}$ می‌توان ماتریس واریانس کواریانس پیشین اجزای خطا را محاسبه نمود. پارامترهای پیشین فوق بیان می‌کنند که به عنوان مثال بهترین حدس ما از β_6 (ضریب تأثیر سن آپارتمان بر قیمت آن) برابر با ۱۰۰۰۰۰- بوده و به احتمال بسیار بالا (۹۵٪) مقدار پیشین این ضریب بین ۲۰۰۰۰۰- و ۰ خواهد بود. تا اینجا تصریح تابع پیشین مزدوج طبیعی در مورد پارامترهای مدل تکمیل گردید. حال با استفاده از تابع پیشین فوق‌الذکر (که به دلیل بسیار خام بودن حدس‌های مربوطه تقریبا non-informative است) تابع پسین برآورد می‌گردد. مدل مربوطه با کمک نرم افزار متلب اجرا شده و مقادیر محاسبه شده میانگین پسین و

واریانس پسین در جداول زیر آورده شده است. همچنین نتایج بدست آمده با استفاده از تابع پیشین کاملاً پراکنده نیز در ستونی مجزا نمایش داده شده است. همانطور که مشاهده می‌نمایید نتایج به دست آمده با توابع پیشین پراکنده و مبتنی بر اطلاعات تفاوت چندانی ندارند که نشان دهنده خام بودن تابع پیشین به کار گرفته شده است.

میانگین پیشین و پسین به همراه انحراف معیار پارامترهای مدل در جدول ۱ و ۲ نمایش داده شده است. با مقایسه میانگین پسین و انحراف معیار آن می‌توان معناداری هر یک از ضرایب را محاسبه نمود. به عنوان مثال میانگین پسین ضریب β_3 با استفاده از تابع پیشین اطلاع محور ۱۷۵۰۰ به دست آمده است که با مقایسه آن با انحراف معیار خود (۱۷۷۰) در می‌یابیم که این ضریب تفاوت معناداری با صفر دارد (به احتمال ۹۵ درصد در دامنه [۱۳۹۶۰و ۲۱۰۴۰] قرار دارد). اما در مقابل ضریب β_4 در هر دو حالت معنادار نخواهد بود، چرا که میانگین آن از دو برابر انحراف معیارش کوچکتر است.

جدول ۱. میانگین پیشین و پسین ضرایب (مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار هستند)

		مقدار پیشین	مقدار پسین	
			با استفاده از تابع پیشین پراکنده	با استفاده از تابع پیشین اطلاعات محور
Intercept	β_1	۰ (۳۰۰۰۰۰)	۵۰۸۵۸۰۰ (۳۰۶۸۳۰)	۵۱۶۸۷۰۰ (۲۷۷۰۲۰)
Region	β_2	۳۰۰۰۰۰- (۵۰۰۰۰)	۲۳۴۲۰۰- (۲۴۶۵۰)	۲۳۴۳۰۰- (۲۴۳۷۰)
Size	β_3	۱۰۰۰۰۰ (۲۵۰۰۰۰)	۱۶۶۰۰ (۲۴۹۰)	۱۷۵۰۰ (۱۷۷۰)
Floor	β_4	۱۰۰۰۰۰- (۱۵۰۰۰۰)	۱۱۹۰۰- (۴۳۶۷۰)	۲۹۴۰۰- (۳۹۰۴۰)
Bed	β_5	۲۰۰۰۰۰ (۱۰۰۰۰۰)	۲۶۳۴۰۰ (۱۵۵۲۵۰)	۲۰۸۲۰۰ (۵۱۷۳۰)
Old	β_6	۱۰۰۰۰۰- (۵۰۰۰۰)	۲۱۳۰۰- (۵۴۵۰)	۲۴۳۰۰- (۵۴۳۰)

جدول ۲. خصوصیات پیشین و پسین h

	با استفاده از تابع پیشین پراکنده	با استفاده از تابع پیشین اطلاعات محور
میانگین	3.32E-13	3.21E-13
انحراف از معیار	3.44E-08	3.37E-08

در جدول ۳ نیز به اشکال مختلف مدل انتخابی را با مدل‌های مقید ممکن (حذف هر یک از متغیرها) مقایسه نموده و در کل می‌توان به این نتیجه رسید که متغیر x_4 قابل حذف می‌باشد؛ چرا که بیشترین فاصله اطمینان آن (HPDI) در هر دو حالت، شامل صفر بوده و احتمال مدل مقید بدون این متغیر ۷۷ درصد می‌باشد. همچنین با توجه به ستون سوم این جدول، متغیرهای عرض از مبدا، متراژ و تعداد اتاق خواب، به احتمال ۱ مثبت بوده و متغیرهای منطقه و سن بنا به احتمال ۱ منفی می‌باشند.

جدول ۳. مقایسه مدل‌ها با تابع پیشین اطلاعات محور

		$p(\beta_j > 0)$	95% HPDI14	99% HPDI	posterior odds for $\beta_j = 0$	احتمال مدل مقید ($\beta_j = 0$)
عرض از مبدأ	β_1	۱.۰۰۰	۴۶۲۵۶۰۰ ۵۷۱۱۹۰۰	۵۸۸۳۴۰۰] [۴۴۵۴۰۰۰	٪۰	٪۰
منطقه	β_2	۰.۰۰۰	۱۸۶۵۰۰– ۲۸۲۱۰۰–	۱۷۱۴۰۰– ۲۹۷۲۰۰–	٪۰	٪۰
متراژ	β_3	۱.۰۰۰	۲۱۰۰۰ ۱۴۰۰۰	۲۲۱۰۰ ۱۲۹۰۰	٪۰	٪۰
طبقه	β_4	۰.۲۲۶	۴۷۲۰۰ ۱۰۵۹۰۰–	۷۱۳۰۰ ۱۳۰۱۰۰–	٪۳۳۳	٪۷۷
تعداد اتاق خواب	β_5	۱.۰۰۰	۳۰۹۷۰۰ ۱۰۶۸۰۰	۳۴۱۷۰۰ ۷۴۸۰۰	٪۲۵	٪۲۰
سن بنا	β_6	۰.۰۰۰	۱۳۷۰۰– ۳۵۰۰۰–	۱۰۳۰۰– ۳۸۳۰۰–	٪۱۷	٪۱۵

در جدول ۴ نیز پیش‌بینی درون نمونه‌ای مدل برای ۵ نمونه محاسبه و با مقدار واقعی آن مقایسه شده است. همانطور که مشاهده می‌نمایید به دلیل بسیار خام بودن اطلاعات پیشین و کم‌بودن تعداد متغیرهای توضیحی، میزان خطای پیش‌بینی نسبتا بالا است.

جدول ٤. پیش بینی درون نمونه‌ای

مشخصات ملک (داخل نمونه)					Informative		
منطقه	متراژ	طبقه	خواب	سن	مقدار پیش بینی	مقدار واقعی	خطا
۴	۷۸	۳	۲	۰	۵۹۲۴۷۶۸	۴۳۰۰۰۰۰	۱۶۲۴۷۶۸
۵	۵۶	۴	۱	۰	۵۰۶۷۹۰۷	۶۳۰۰۰۰۰	۱۲۳۲۰۹۳–
۵	۸۰	۳	۲	۰	۵۷۲۵۴۸۰	۷۵۰۰۰۰۰	۱۷۷۴۵۲۰–
۵	۱۰۵	۳	۲	۰	۶۱۶۲۹۲۳	۷۰۰۰۰۰۰	۸۳۷۰۷۷–
۵	۱۰۵	۱	۲	۰	۶۲۲۱۶۸۰	۵۳۰۰۰۰۰	۹۲۱۶۷۹.۸
					non-informative		
منطقه	متراژ	طبقه	خواب	سن	مقدار پیش بینی	مقدار واقعی	خطا
۴	۷۸	۳	۲	۰	۵۹۳۲۴۵۳	۴۳۰۰۰۰۰	۱۶۳۲۴۵۳
۵	۵۶	۴	۱	۰	۵۰۵۸۳۴۷	۶۳۰۰۰۰۰	۱۲۴۱۶۵۳–
۵	۸۰	۳	۲	۰	۵۷۳۱۳۷۱	۷۵۰۰۰۰۰	۱۷۶۸۶۲۹–
۵	۱۰۵	۳	۲	۰	۶۱۴۵۶۸۴	۷۰۰۰۰۰۰	۸۵۴۳۱۶–
۵	۱۰۵	۱	۲	۰	۶۱۶۹۵۴۱	۵۳۰۰۰۰۰	۸۶۹۵۴۰.۶

مقدار RMSE محاسبه شده نیز (برای ۲۰ نمونه میانی) در حالت اطلاعات محور حدود ۹۰۰ هزارتومان می‌باشد. با اضافه کردن متغیرهای محیطی و بهبود تابع پیشین، می‌توان خطای پیش‌بینی را تا حد امکان کاهش داد. این موارد در قسمت گسترش مدل صورت گرفته است.

۳. نتایج تجربی

در نهایت با به کارگیری بیش از ۷۰ هزار داده (اخذ شده از سامانه وزارت مسکن و شهرسازی) و در نظر گرفتن تابع پیشین پراکنده مدل مذکور این بار با متغیرهای توضیحی زیر تخمین زده شده است.

جدول ۵. متغیرهای توضیحی به کار رفته در مدل

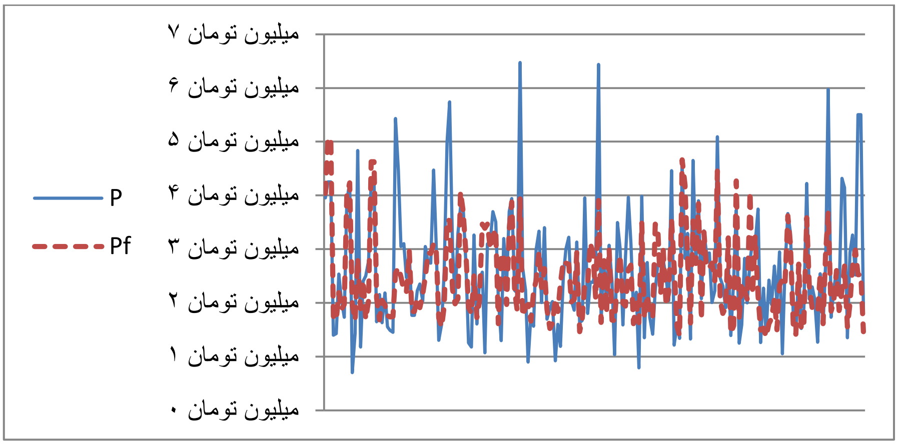
	x_{i2}	x_{i3}	x_{i4}	x_{i5}	x_{i6}	x_{i7}	x_{i8}	x_{i9}	x_{i10}
متغیر توضیحی	منطقه	مساحت ساخت	سن در زمان فروش	نوع اسکلت	آب	برق	گاز	پارکینگ	انباری

ابتدا با توجه به رویکرد کل به جزء در جهت دستیابی به تصریح صحیح مدل، مدل با متغیرهای توضیحی فوق تخمین‌زده شده و مشخص گردید ضرایب مربوط به متغیرهای x_{i6}, x_{i7} غیر معنادار هستند. لذا متغیرهای مذکور از مدل حذف شده و بار دیگر مدل تخمین زده شد. معادله تخمین زده شده به صورت زیر می‌باشد که در آن تمام ضرایب در سطح ۰/۰۰۰۱ معنادار می‌باشند.

LOG(P_0) = 14.744 - 0.357*LOG(X2) + 0.179*LOG(X3) - 0.066*LOG(X4) - 0.076*LOG(X5) + 0.019*LOG(X8) + 0.184*LOG(X9) + 0.083*LOG(X10)
R2 = 0.62
F = 8626.5
$S.E. = 0.314$

براساس محاسبات صورت گرفته قدر مطلق خطای پیش‌بینی مدل فوق به طور متوسط ۵۶۰۰۲۹ (تومان بر متر مربع) بوده و خطای پیش‌بینی به طور متوسط ۲۳/۸۶ درصد می‌باشد. در نمودار زیر مقدار واقعی و پیش‌بینی شده ۲۰۰ مشاهده اول نمایش داده شده است.

برای کاهش خطای پیش‌بینی فوق باید متغیرهای توضیحی مدل افزوده شود. به دلیل نبود آمار کافی در خصوص سایر متغیرهای کمی و کیفی (محیطی) در قسمت بعد با رویکرد ذهنی[15] مدل را بهبود بخشیده‌ایم.



نمودار ۱. مقدار واقعی و پیش‌بینی شده ۲۰۰ مشاهده اول

٤. گسترش مدل

از آنجا که مدل فوق به صورت لگاریتمی تصریح شده است، ضرایب آن به صورت کشش تفسیر می‌گردند. از اینرو به راحتی می‌توان این ضرایب را برای واحدهای مسکونی کل کشور تعمیم داد. به عبارت دیگر طبق مدل تخمین زده شده فوق، در هر کجای کشور افزایش یک درصد مساحت ساختمان، باعث افزایش ۰/۱۷۹ درصدی در قیمت آن ملک می‌گردد. تنها باید یک ضریب تعدیل کننده در انتهای معادله فوق اضافه گردد تا قیمت تخمین زده شده برای هر شهر نسبت به تهران تعدیل گردد. به عبارت دیگر باید در هر شهر مشخص گردد که متوسط قیمت هر متر واحد مسکونی، نسبت به متوسط قیمت هر متر واحد مسکونی در شهر تهران (P_0) چقدر است. از اینرو قیمت پایه برای هر شهر با معادله زیر تعیین می‌گردد:

$$P_{bench} = P_0 \times \alpha \qquad (۲۰)$$

که در آن α ضریب تعدیل کننده فوق‌الذکر بوده و عددی مثبت (و معمولا کوچکتر از ۱) می‌باشد.

همان‌طور که اشاره شد جهت افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و کاهش خطای پیش‌بینی، باید تعداد متغیرهای توضیحی مدل افزایش یابد. اما به دلیل نبود داده‌های

لازم در این زمینه به ناچار از رویکرد کاملا ذهنی در این قسمت استفاده می‌گردد.١٦ به عبارت دیگر بعد از تخمین متغیر وابسته (قیمت هر متر از ملک مربوطه) با در نظر گرفتن یک سری متغیرهای کمی و کیفی اضافه‌تر، متغیر تخمین زده شده تعدیل می‌گردد.

در جدول ٦ متغیرهای توضیحی مذکور به همراه مقادیر قابل اتخاذ و ضرایب مربوط به آن نشان داده شده است. همانطور که گفته شد، در اینجا ضرایب تعدیل‌کننده مذکور به صورت ذهنی در نظر گرفته می‌شوند. لیکن می‌توان ضرایب مذکور را با روش‌هایی همچون نظرسنجی میان خبرگان به صورت دقیق‌تر محاسبه نمود.

جدول ٦. متغیرهای توضیحی اضافه شده جهت تعدیل مدل

نوع متغیر توضیحی	متغیر توضیحی	مقدار متغیر	کد متغیر	ضریب تعدیل کننده
موقعیت مکانی	نبش خیابان اصلی	+٢	x_{pos}	٪ ٢/٥
	نبش خیابان فرعی	+١		
	نبش کوچه فرعی اول	٠		
	نبش کوچه فرعی دوم	−١		
	نبش کوچه بن بست	−٢		
	تودلی	−٣		
دسترسی به سامانه حمل و نقل	آزادراه و بزرگراه	٠ یا ١	x_{acc1}	٪٢
	اتوبوس	٠ یا ١	x_{acc2}	
	مینی‌بوس و ون	٠ یا ١	x_{acc3}	
	مترو	٠ یا ١	x_{acc4}	
دسترسی به مراکز فرهنگی – مذهبی	مسجد، حسینیه و ...	٠ یا ١	x_{cul1}	٪٢
	فرهنگسرا	٠ یا ١	x_{cul2}	
	سینما	٠ یا ١	x_{cul3}	
	امامزاده	٠ یا ١	x_{cul4}	

ادامه جدول ٦. متغیرهای توضیحی اضافه شده جهت تعدیل مدل

نوع متغیر توضیحی	متغیر توضیحی	مقدار متغیر	کد متغیر	ضریب تعدیل کننده
دسترسی به مراکز تجاری و اقتصادی	بازارچه محلی و بازار روز	۰ یا ۱	x_{mkt1}	٪۲
	بازار میوه و تره‌بار	۰ یا ۱	x_{mkt2}	
	پاساژ تجاری	۰ یا ۱	x_{mkt3}	
	بانک‌ها و موسسات مالی	۰ یا ۱	x_{mkt4}	
	فروشگاه‌های زنجیره‌ای	۰ یا ۱	x_{mkt5}	
دسترسی به مراکز آموزشی	مهد کودک و پیش‌دبستانی	۰ یا ۱	x_{edu1}	٪۰/۵
	دبستان	۰ یا ۱	x_{edu2}	
	راهنمایی	۰ یا ۱	x_{edu3}	
	دبیرستان	۰ یا ۱	x_{edu4}	
	دانشگاه	۰ یا ۱	x_{edu5}	
	سایر موسسات آموزشی	۰ یا ۱	x_{edu6}	
دسترسی به مراکز تفریحی	پارک و بوستان	۰ یا ۱	x_{fun1}	٪۳
	شهربازی و باغ وحش	۰ یا ۱	x_{fun2}	
	اماکن ورزشی	۰ یا ۱	x_{fun3}	
دسترسی به مراکز بهداشتی و درمانی	بیمارستان	۰ یا ۱	x_{hsp1}	٪۲
	ساختمان پزشکان	۰ یا ۱	x_{hsp2}	
	داروخانه	۰ یا ۱	x_{hsp3}	
دسترسی به مراکز امنیتی	کلانتری	۰ یا ۱	x_{scu1}	٪۲
	آتش نشانی	۰ یا ۱	x_{scu2}	
تراکم بنا	کمتر از ۵ واحد	۱	x_{dns}	٪۲
	بین ۵ تا ۱۰ واحد	۰		
	بین ۱۰ تا ۲۰ واحد	۱-		
	بالای ۲۰ واحد	۲-		

ادامه جدول ٦. متغیرهای توضیحی اضافه شده جهت تعدیل مدل

نوع متغیر توضیحی	متغیر توضیحی	مقدار متغیر	کد متغیر	ضریب تعدیل کننده
امکانات داخلی	سیستم سرمایشی و گرمایشی	بین ۱- تا ۱+	x_{fac1}	٪۲
	کف پوش	بین ۲- تا ۲	x_{fac2}	
	کیفیت کابینت	بین ۱- تا ۱+	x_{fac3}	
	بالکن	۰ یا ۱	x_{fac4}	
	تعداد اتاق خواب	۰ تا ۳	x_{fac5}	
	آسانسور	۰ یا ۱	x_{fac6}	
	آفتابگیر بودن	۰ یا ۱	x_{fac7}	
نمای ساختمان	سیمان	۲-	x_{srf}	٪۱/۵
	آجر سفالی	۱-		
	آجر سه سانتی	۰		
	سنگ	۱		
	شیشه	۲		
	فلز	۳		
تراکم جمعیت محلی	شلوغ	۱-		٪۲
	متوسط	۰	x_{pop}	
	خلوت	۱		

بنابرین طبق جدول فوق بعد از محاسبه قیمت پایه (P_{bench}) (که با استفاده از مدل رگرسیون مرکب بیزی محاسبه می‌گردد) قیمت هر متر واحد مربوطه تعدیل می‌شود. البته به منظور جلوگیری از نوسان بیش از حد در قیمت مذکور براساس میزان انحراف معیار قیمت محاسبه شده توسط مدل، کف و سقف قیمت نیز در نظر گرفته می‌شود. به عنوان مثال اگر ملکی تمام مزایای ذکر شده در جدول فوق را داشته باشد، مع‌الوصف نمی‌تواند قیمت آن بیش از یک انحراف معیار از قیمت پایه تعیین گردد.

لذا می‌توان معادله نهایی جهت تعیین قیمت یک واحد مسکونی را به صورت زیر نوشت:

$$P = \begin{cases} p_{max}; & P_{adj} \geq p_{max} \\ P_{adj}; & p_{min} < P_{adj} < p_{max} \\ p_{min}; & P_{adj} \leq P_{min} \end{cases} \quad (۲۱)$$

که در آن :

$$p_{max} = P_{bench} + \alpha . \hat{\sigma}_{P_0}$$

$$p_{min} = P_{bench} + \alpha . \hat{\sigma}_{P_0}$$

$$\begin{aligned} P_{adj} = \big[1 &+ 0.025\, x_{pos} + 0.02\Sigma_{i=1}^{4} x_{acci} + 0.02\Sigma_{i=1}^{4} x_{culi} + 0.02\Sigma_{i=1}^{5} x_{mkti} \\ &+ 0.005\Sigma_{i=1}^{6} x_{edui} + 0.03\Sigma_{i=1}^{3} x_{funi} + 0.02\Sigma_{i=1}^{2} x_{hspi} \\ &+ 0.02\Sigma_{i=1}^{2} x_{scui} + 0.02 x_{dns} + \Sigma_{i=1}^{7} x_{faci} + 0.015 x_{srf} \\ &+ 0.02 x_{pop}\big] P_{bench} \end{aligned}$$

می‌باشد. حال با توجه به نمونه‌گیری صورت گرفته در شهر تهران توسط نگارندگان این مقاله، به بررسی میزان خطای پیش‌بینی مدل فوق با واقعیت می‌پردازیم. با توجه به آمار اخذ شده در اینجا برای مثال قیمت واقعی و تخمین زده شده توسط مدل برای یک مورد، مقایسه می‌شود. واحد مسکونی مورد نظر دارای مشخصاتی به شرح جدول ۷ می‌باشد. طبق مدل ارائه شده در این پژوهش قیمت پایه و قیمت نهایی این واحد مسکونی به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$P_{bench} = P_0 \times 1 = 1679576.4$$

$$\mathrm{P_{adj}} = 1.175 \times \mathrm{P_{bench}} = 1973502.27$$

که با توجه به قرار داشتن P_{adj} بین p_{max} و p_{min} قیمت نهایی این ملک همان P_{adj} خواهد بود. با مقایسه قیمت تعدیل شده فوق با مقدار واقعی آن در می‌یابیم که میزان خطای پیش‌بینی مدل تا حد زیادی کاهش یافته است. به گونه‌ای که فاصله قیمت پیش‌بینی شده با قیمت واقعی (۲۱۰۰۰۰۰ تومان) تنها حدود ۱۲۶ هزار تومان بوده که با واقعیت تنها ٦ درصد تفاوت دارد.

جدول ۷. مشخصات یک واحد مسکونی نمونه گیری شده در تهران[۱۷]

شهر	تهران
منطقه	۱۲
مساحت ساخت	۵۰
سن بنا	٤
نوع اسکلت	٤
گاز	۱
پارکینگ	۰
انباری	۰
موقعیت مکانی	۱-
دسترسی به سامانه حمل و نقل	۰ + ۱ + ۱ + ۱
دسترسی به مراکز فرهنگی- مذهبی	۱ + ۰ + ۰ + ۰
دسترسی به مراکز تجاری و اقتصادی	۱ + ۰ + ۱ + ۰ + ۱
دسترسی به مراکز آموزشی	۱ + ۱ + ۱ + ۱ + ۰ + ۰
دسترسی به مراکز تفریحی	۰
دسترسی به مراکز بهداشتی و درمانی	۰ + ۰ + ۰ + ۰ + ۱ + ۱ + ۱
دسترسی به مراکز امنیتی	۰
تراکم بنا	-
امکانات داخلی	۰ + ۱ + ۱- +
نمای ساختمان	۰
تراکم جمعیت محلی	۱-

۵. تعیین نرخ اجاره املاک موقوفه براساس قیمت محاسبه شده

تا اینجا قیمت املاک موقوفه با فرض غیر موقوفه بودن تخمین‌زده شد. حال باید با توجه به قوانین سازمان اوقاف و امور خیریه نرخ اجاره ملک مورد نظر براساس ارزش

زمین (عرصه) و ساختمان (عیان) آن مشخص گردد. پس از تعیین ارزش ملک مربوطه (P)، ابتدا با نظر کارشناس سهم ارزش عرصه از کل ملک مشخص شده و نرخ پذیره و اجاره آن طبق قوانین موجود به صورت زیر تعیین می‌گردد:

- ✓ نرخ پذیره ابتدایی: حداقل ۳۰٪ ارزش زمین (عرصه) طبق نظر کارشناس رسمی دادگستری (ماده ۱ آیین‌نامه نحوه و ترتیب وصول پذیره و اهدایی)
- ✓ نرخ اجاره: ۸ درصد ارزش عرصه (در صورت وجود) به اضافه ۱۰ درصد ارزش عیان (در صورت وجود) (بند ۲ ماده ۲ آیین نامه اجرایی لایحه قانونی تجدید قرارداد و اجاره املاک و اموال موقوفه)

به عنوان مثال اگر ارزش یک ملک ۱۰۰ میلیون تومان محاسبه شده باشد و طبق نظر کارشناس ارزش زمین ملک ۵۰ درصد از ارزش کل ملک باشد، پذیره و اجاره آن در حالات مختلف زیر تعیین می‌گردد:

- ✓ عرصه و عیان وقف باشد:

پذیره = ۳۰٪ * ارزش زمین = ۱۵ میلیون تومان

اجاره = ۱۰٪ * ارزش زمین + ۸٪ * ارزش ساختمان = ۹ میلیون تومان

- ✓ فقط عرصه وقف باشد:

پذیره = ۳۰٪ * ارزش زمین = ۱۵ میلیون تومان

اجاره = ۱۰٪ * ارزش زمین = ۵ میلیون تومان

- ✓ فقط عیان وقف باشد:

اجاره = ۸٪ * ارزش ساختمان = ٤ میلیون تومان

جمع‌بندی و ارائه پیشنهاد

در این مقاله سعی شد روشی نسبتا جدید و صحیح جهت تخمین قیمت املاک موقوفه ارائه گردد. بدیهی است هیچ مدلی توانایی تخمین دقیق و بدون خطا از واقعیت را ندارد. لیکن بدون داشتن مدل نیز تبیین و تحلیل واقعیت بسیار دشوار و بعضا ناممکن است. اما همان‌طور که بیان شد روش رگرسیون بیزی به دلیل استفاده از داده‌های پیشین محقق و ترکیب باورهای اولیه محقق و داده‌های در دست بررسی، در مقایسه با سایر

روش‌ها (همچون مدل‌های رگرسیون کلاسیک و مدل‌های هدانیک) از خطای پیش‌بینی کمتر و دقت بیشتری برخوردار است. اما به عنوان یک پیشنهاد در راستای حداکثر نمودن درآمد اکتسابی سازمان اوقاف و امور خیریه از املاک موقوفه می‌توان روش مزایده املاک را پیشنهاد نمود. لیکن به کارگیری این روش نیازمند زیرساخت‌های نهادی لازم و ساز و کارهایی است که امکان بروز فساد و رانت‌خواری را به حداقل ممکن برساند. بنابراین در شرایط فعلی که ساز و کارهای مذکور به صورت کامل وجود ندارد استفاده از روش ارائه شده در این مقاله توصیه می‌گردد.

یادداشت‌ها

1. Rosen
2. second best
3. prior probability function
4. likelihood distribution function
5. posterior probability function
6. Bayes
7. posterior density
8. likelihood function
9. prior density
10. natural conjugate prior
11. informative prior density
12. diffuse or non-informative prior
13. crude guess

۱٤. محتمل‌ترین فاصله اطمنیان (highest probability density intervals)

15. subjective

۱٦. شایان ذکر است سازمان اوقاف و امور خیریه می‌تواند جهت محاسبه دقیق‌تر قیمت املاک موقوفه اقدام به آمارگیری نموده و بر مبنای اطلاعات کافی جمع‌آوری شده در این زمینه مدل را مجددا اجرا نماید. همچنین می‌توان با توزیع پرسشنامه‌های مناسب در مناطق مختلف هر شهر، به تابع پیشین اطلاعات محور دقیقی دست یافت که در نهایت منجر به محاسبه تابع پسین دقیق‌تری گردد.

۱۷. مشخصات محیطی این واحد بر اساس جدول ۵ کدگذاری شده است.

کتابنامه

اسفندیاری، مرضیه (١٣٧٩)، «برآورد تابع قیمت هدانیک زمین و مسکن در شهر اصفهان در فاصله سال‌های ١٣٧١-١٣٧٧»، تهران: *پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی*، دانشگاه شهید بهشتی.

اکبری، نعمت‌اله؛ عمادزاده، مصطفی و رضوی، سیدعلی (١٣٨٣)، «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، س٤، ش ١١ و ١٢، بهار و تابستان ١٣٨٣، صص٥٧-٧٨.

زراء نژاد، منصور و انواری، ابراهیم (١٣٨٥) «برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز به روش داده‌های ترکیبی»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، س٨، ش٢٨، پاییز ١٣٨٥، صص١٤٣-١٧٣.

شرزه‌ای، غلام‌علی و یزدانی، فردین (١٣٧٥)، «برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از قیمت هدانیک، مورد شهر کرد»، شیراز: *مجموعه مقالات سومین سمینار سیاست‌های توسعه مسکن در ایران*، جلد اول، دانشگاه شیراز.

عابدین درکوش، سعید (١٣٧٠)، «تخمین تابع قیمت واحد مسکونی در شهرهای کوچک ایران»، *مجله آبادی*، س١، ش١، تابستان ١٣٧٠، صص٣٨-٤٥.

عابدین درکوش، سعید و معصومیان، رسول (١٣٦٤)، *الگوی تابع قیمت هدانیک در رابطه با تقاضای مسکن شهری تهران*، تهران: وزارت امور اقتصادی و دارائی.

مصباحی‌مقدم، غلامرضا؛ سیاح، سجاد و نادری نورعینی، محمدمهدی (١٣٨٨)، «امکان‌سنجی وقف سهام و پول؛ مدل صندوق وقف سهام و پول در ایران»، *دوفصلنامه علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی*، س٦، ش١٢، پاییز و زمستان ١٣٨٨، صص٥٩-٨٩.

نوید تهرانی، عظیم (١٣٨٠)، «ارائه روشی برای محاسبه عوارض نوسازی واحدهای مسکونی در شهر تهران با استفاده از تابع قیمت هدانیک»، تهران: *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شهید بهشتی.

Battalhone, S.; Nogueria, J. and Muller, B. (2002), *Economics of Air Pollution: Hedonic Price Model and Smell Consequences of Sewage Treatment Plants in Urban Areas*, University Brasilia, Department of Economics, Working Paper.

Chapra, M. Umer (1985), Towards a Just Monetary System, The Islamic Foundation Leicester.

Freeman, A. M. (1993), "Hedonic Prices, Property Values and Measuring, *Environmental Management*, Vol. 34, No. 1, PP.59-76.

GREENBERG, Edward (2008), *Introduction to Bayesian Econometrics*, Cambridge University Press.

Hisham, Dafterdar (2007), “The development and promotion of awgaf as a business sector”, *Singapore International Waqf Conference*, The Fullerton Hotel Singapore.

Koop, Gary (2003), *Bayesian econometrics*, Wiley-Interscience.

Rosen, S. (1974), Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy*, No. 82, pp.34-55.

Zarqa, Muhammad Anas (1988), *Islamic Distributive Schemes*, Munawar Iqbal (ed.), Distributive Justice and Need Fulfillment in an Islamic Economy, The Islamic Foundation, Leicester.