

بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد

رهیافت اقتصادسنجی فضایی در روش هدانیک

تاریخ دریافت: ۱۳۸۳/۴/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۱۰/۲۳

دکتر نعمت‌الله اکبری^۱

دکتر مصطفی عمادزاده^۲

سید علی رضوی^۳

چکیده

در این مقاله، برای تعیین عوامل مؤثر بر مکان‌گزینی خانوارهای ساکن مشهد از روش قیمت هدانیک استفاده شده و برای تبیین این عوامل، چهار ویژگی برای مسکن معرفی شده است که عبارتند از: ویژگیهای فیزیکی یا ساختاری، محیطی، دسترسی و فضایی. متغیر مربوط به ویژگی فضایی با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی فضایی و به منظور مقید ساختن تابع قیمت به مکان به کار می‌رود. تکنیک اقتصادسنجی فضایی به خوبی قادر است ضمن تعیین عوامل مؤثر بر قیمت هدانیک مسکن به بررسی چگونگی توزیع آنها در قالب پدیده ای به نام «وابستگی فضایی» بپردازد. به این ترتیب قیمت هر مسکن از ویژگیهای مکانی و ساختاری مسکنهای مجاور نیز تأثیر می‌پذیرد.

از این مطالعه این نتیجه حاصل شد که وجود یا عدم وجود وابستگی فضایی در مدل هدانیک با توجه به نوع واحد مسکونی و وسعت زیربازارهای مشخص شده برای آن متفاوت می‌باشد. همچنین مدل اقتصادسنجی فضایی^۴ در مقایسه با مدل اقتصادسنجی مرسوم^۵ از قابلیت تشخیص بالاتری برخوردار است. بیشترین ضرایب تابع هدانیک واحدهای ویلایی به ترتیب مربوط به متغیرهای مساحت زمین، وضعیت ناامنی در محله، وجود حیاط خلوت و تعداد اتاقها است و در واحدهای آپارتمانی بیشترین ضرایب مدل هدانیک به ترتیب به متغیرهای قیمت هر متر مربع زمین، مساحت زیربنا، قدمت ساختمان و انتظار افزایش نسبی قیمت زمین اختصاص دارد.

کلیدواژه: ترجیحهای آشکار شده، قیمت هدانیک، اقتصادسنجی فضایی، وابستگی فضایی، ناهمسانی فضایی.

۱. عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان؛ تلفن: ۰۳۱۱ ۷۹۳۲۰۰۱ شماره: ۶۶۸۷۳۹۶ پست الکترونیکی: nakbari@yahoo.com

۲. عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان؛ تلفن: ۰۳۱۱ ۶۶۵۲۱۴۵ شماره: ۶۶۵۲۴۱۲ پست الکترونیکی: memad@yahoo.com

۳. کارشناس ارشد اقتصاد؛ تلفن: ۰۳۱۱ ۷۹۲۵۱۲۴ شماره: ۵۸۷۱۲۴۵ پست الکترونیکی: arazavi@yahoo.com

4. SAR

5. OLS

مقدمه

در عصر اطلاعات همگام با افزایش سطح آگاهی جامعه برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران می‌کوشند تا برنامه‌های خود را بر مبنای نظریات و سلیقه افراد جامعه پایه‌ریزی کنند. بنابراین علاوه بر دستیابی به رفاه عمومی با جلوگیری از تحمیل هزینه‌های اجتماعی، شکوفایی اقتصادی به وجود می‌آید. به بیان دیگر برنامه‌ریزان می‌توانند با پیوند زدن منافع حاصل از اجرای طرحها و منافع افراد، رشد و توسعه بیشتر جامعه را فراهم آورند. موفقیت اجرای سیاستهای تولید مسکن و برنامه‌ریزی شهر مستلزم شناخت دقیق ترجیهای مصرف‌کنندگان و تمایلات آنها نسبت به ویژگیهای خاص مسکن می‌باشد.

به منظور بهبود تصمیم‌گیریهای اقتصادی، روشهای ارزیابی متعددی برای تخمین تمایل به پرداخت افراد برای کالاها و خدمات و نظیر اینها طراحی و ارایه شده است. هنگامی که کالایی دارای بازار است وضعیت عرضه و تقاضا می‌تواند اطلاعات ارزشمندی در مورد منافع و ارزش حاصل از کالا و یا خدمات ارایه کند؛ اما کالا و خدماتی که ماهیتی غیربازاری دارند نیاز به برآورد اطلاعات تقاضا است.

به دلیل ماهیت غیربازاری ویژگیهای مسکن، اطلاعات تقاضای آنها به طور مستقیم قابل مشاهده نیست. در نتیجه تکنیکهای گوناگونی جهت اندازه‌گیری ارزش این ویژگیها، توسعه یافته است. اندازه‌گیری ترجیهای آشکار شده به کمک روش قیمت‌گذاری هدانیک یکی از شیوه‌های تعیین تمایل به پرداخت است.

تحقیق تجربی پس از دهه ۱۹۷۰ با استفاده از روش قیمت‌گذاری هدانیک، شکل متداولی از ادبیات مطالعات اقتصاد شهری و به ویژه مسکن بوده است. کاربردهای متعددی که از ارزیابی شاخصهای محیطی در برآورد تقاضای ویژگی مسکن به دست می‌آید، مدل‌بندی قیمت هدانیک مسکن را به صورت یک ابزار اقتصادسنجی قوی آشکار کرده است. اگرچه پایه‌های نظری روش هدانیک، دقیق و جذاب می‌باشد؛ اما کاربردهای آن اغلب با مشکلات تصریح مواجه می‌شوند.

تصریح نادرست مدل هدانیک می‌تواند به برآورد پارامترهای نامطمئن و تورش‌دار منتهی شود، در نتیجه طی دهه اخیر، اکثر مطالعات خارجی در مورد قیمت هدانیک مسکن در مورد به جنبه‌های تکنیکی تصریح مدل و تصحیح تورشهای بالقوه می‌باشد.

یکی از مشکلات تصریح مدل، خودهمبستگی فضایی بوده که کاملاً مربوط به مدل‌بندی داده‌های فضایی می‌باشد و به ویژه می‌تواند در مطالعات قیمت هدانیک مسکن، مشکل‌ساز باشد.

رهیافت اقتصادسنجی فضایی^۱ که در دهه اخیر، توجه اقتصاددانان و دانشمندان علوم منطقه‌ای را به خود جلب کرده است تلاش در جهت رفع نقایصی است که مدل‌های دارای داده‌های مکانمند از آن برخوردار هستند. بنابراین در این مطالعه اهداف عمده زیر دنبال می‌شود:

الف) تعیین اختلاف برآورد قیمت از طریق OLS و اقتصادسنجی فضایی؛

ب) تعیین اثر وابستگی فضایی بر قیمت مسکن؛

ج) تعیین میزان اهمیت تسهیلات جانبی مربوط به مسکن از دید خانوارها؛

۱. مروری بر مطالعات انجام شده

تکنیک هدانیک اولین بار توسط کورت^۲ در سال ۱۹۴۹ مطرح شد و مدل قیمت هدانیک در سال ۱۹۷۱ به وسیله گرلیچس^۳ گسترش یافت و در سال ۱۹۷۴ توسط روزن^۴ گسترش بیشتری یافت. از زمان انتشار مقاله روزن، تکنیک هدانیک برای تحلیل بسیاری از جنبه‌های بازار مسکن در غرب، از جمله مالیاتها، قیمت کالاها و تسهیلات عمومی، تبعیض نژادی و کیفیت مسکن‌سازی استفاده شده است؛ اما دامنه کاربرد این تکنیک در مطالعات اقتصاد شهری و بازار مسکن جهان سوم هنوز گسترش چندانی نیافته است و فقط برای اثرهای قیمتی، شاخص‌بندی کیفیت مسکن و تقاضای مسکن به کار رفته است. بعد از روزن، فریمن^۵ نظریه هدانیک را خلاصه کرد و دوباره به وسیله فریمن (۱۹۸۵) و در این اواخر به وسیله پالمکوئیست^۶ (۱۹۹۱) خلاصه شده است.^۷ اکنون به برخی مطالعات کاربردی در این زمینه اشاره می‌شود.

1. Spatial Econometric

2. Court

3. Griliches

4. Rosen

5. Freeman

6. Palmquist

7 Tyrvaenen, 1997

گرین و هندرشت^۱ (۱۹۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «سن، تقاضای مسکن و قیمت‌های واقعی مسکن» با استفاده از مدل روزن، تقاضای مسکن را علاوه بر در نظر گرفتن سایر عوامل با توجه به مشخصه‌های دموگرافیک برآورد کرده‌اند.

در سال ۱۹۹۷، ژئوفگان، ونگر و بوکستائل^۲ در مطالعه‌ای با به کارگیری دو شاخص برای چشم‌اندازهای محیطی از مدل هدانیک فضایی برای توضیح ارزشهای مسکونی در ناحیه‌ای تا شعاع ۳۰ مایلی واشنگتن دی سی استفاده کرده‌اند.^۳

تیرواینن^۴ در سال ۱۹۹۷، در مطالعه‌ای با استفاده از روش قیمت‌گذاری هدانیک ارزش تفریحی جنگلهای شهری و تأثیر آنها بر قیمت آپارتمانها را در شهر جوانسو کشور فنلاند بررسی کرد.

لیک، لاوت، باتمن و لنگفرد^۵ (۱۹۹۸) به منظور تعیین ارزشهای پولی تأثیرات منفی مرتبط با توسعه جاده (به خصوص آلودگی صوتی و مشکلات دید ناشی از احداث جاده) توسعه جاده‌ای را در شهر گلاسکو اسکاتلند ارزیابی کردند.

پیور و شیمیزو^۶ (۲۰۰۱) با استفاده از روشهای هدانیک ساده و دو مرحله‌ای روزن به تحلیل هزینه-فایده بلندمدت سیستم قطار شهری جدید در خط جبان^۷ برای شهر توکیو پرداخته‌اند. آنها منافع کل سیستم راه‌آهن شهری جدید را با استفاده از تابع قیمت هدانیک زمین و تابع مطلوبیت برآورد کرده‌اند.

شایان ذکر است در چهار مطالعه اخیر برای دستیابی به داده‌های مورد نیاز از سیستم اطلاعات جغرافیایی^۸ کمک گرفته شده است.

کیم، فیپس و انسلین^۹ (۲۰۰۳) نیز از طریق ترکیب شیوه‌های اقتصادسنجی فضایی با مدل قیمت هدانیک، منافع ناشی از بهبود کیفیت هوا را در شهر سئول کره اندازه‌گیری کردند.

1 Green & Hendershott

2. Jacqueline Geoghegan , Wainger & Nancy E. Bockstael

3. Geoghegan & et.al., 1997

4. Liisa Tyrvaenen

5. Iain R. Lake, Andrew A. Lovett, Lan J. Bateman & Lan H. Langford

6. Pior. M-Y. & Shimizu. E

7. Joban

8 GIS

9. Kim, Tim Phipps & Luc Anselin

عمده‌ترین نتیجه تحقیق اینکه تمایل نهایی به پرداخت هر خانوار (مالک) برای ۴ درصد بهبود در کیفیت هوا در حدود ۳۰۰۰ تا ۳۳۰۰ دلار (۱/۲ تا ۱/۵ درصد قیمت مسکن) می‌باشد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. مبانی نظری مدل قیمت هدانیک مسکن

روش قیمت‌گذاری هدانیک براساس اصل لذت‌گرایی، سعی در ارزیابی کالاها و خدمات غیربازاری دارد که وجود آنها به طور مستقیم به برخی قیمت‌های بازاری خاص تأثیر می‌گذارد. مدل‌های هدانیک شکل خلاصه‌شده مدل‌های آماری است که برای مطرح‌شدن در مقطعی از زمان استفاده می‌شوند. مدل‌های هدانیک مکان هندسی قیمت‌های تعادلی معاملات به صورت تابعی از مشخصات ناهمگن ملک واقعی معادله شده است. از دهه ۱۹۵۰ تا کنون کاربردهای بی‌شماری برای این مدل‌ها تاکنون ارایه شده است. به این صورت که مسکن را یک کالای مرکب با چندین بعد در نظر گرفته‌اند و اختلاف میان قیمت‌های فروش مسکن به وسیله چند عامل (شامل کیفیت ساختاری مسکن، قابلیت دسترسی به مرکز نواحی تجاری و خدمات شهری و همچنین تسهیلات رفاهی محیطی مربوط به ملک) نشان داده می‌شود. روش قیمت‌گذاری هدانیک براساس داده‌های معاملات واقعی و انتخاب می‌باشد. متداول‌ترین کاربرد این روش در بازار املاک است. HPM بر این ایده استوار است که املاک همگن نیستند و می‌توانند با توجه به تنوع خصوصیات، متفاوت باشند. این روش نشانگر آن است که قیمت‌های مسکن متأثر از چندین عامل است که در ادامه به طور کامل شرح داده می‌شوند.

در مطالعات هدانیک فرض می‌شود که قیمت مسکن منعکس‌کننده تمایل به پرداخت ساکنین آن به منظور دستیابی به امکانات رفاهی موردنیاز داخل و خارج از مسکن (عوامل محیطی و دسترسی) می‌باشد. به بیان دیگر در این روش فرض می‌شود که تفاوتها در قیمت املاک به علت اختلاف خصوصیات مسکن است. براین اساس، قیمت مسکن نشانگر حداکثر پولی است که مردم تمایل دارند برای کیفیت بهتر محیط، میزان خاصی از امکانات داخلی و وضعیت ساختمان و میزان دسترسی به امکانات و خدمات شهری بپردازند.^۱

نخست برای برآورد تابع هدانیک، فهرستی از شاخصها و ویژگیهایی که بر قیمت مسکن اثر می گذارند، در قالب پرسشنامه تهیه می شود. به کمک اطلاعات جمع آوری شده تابع قیمت هدانیک مسکن برای ناحیه مورد نظر قابل برآورد می باشد. اگر $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$ بردار ویژگیهای مسکن و $P(z)$ تابع هدانیک قیمت مسکن باشد، تابع مطلوبیت خانوار را به صورت زیر می توان تعریف نمود.

$$U = U(x, z) \quad (1)$$

در اینجا X کالای مرکب غیر از مسکن و دارای قیمت واحد فرض می شود. خانوار مطلوبیت خود را با توجه به خط بودجه زیر حداکثر می کند.

$$y = p(z) + x \quad (2)$$

این حداکثرسازی از طریق تابع لاگرانژ زیر نشان داده می شود.

$$L = U(x, z_1, z_2, \dots, z_n) + \lambda[y - x - P(z)] \quad (3)$$

۲-۲. مبانی نظری اقتصادسنجی فضایی

یکی از تحولات و پیشرفتهای ایجادشده در به کارگیری روشهای کمی و مقداری در علوم رفتاری به ویژه اقتصاد، تکامل شاخه اقتصادسنجی به اقتصادسنجی فضایی است. در یک دهه اخیر این زمینه از اقتصادسنجی توانسته است در علوم منطقه ای (یا به طور کلی علوم که اطلاعات و داده هایی که مکان و مختصات جغرافیایی در آن دخالت دارند) گسترش قابل توجهی پیدا کند.

تفاوت اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی مرسوم در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی برای استفاده از داده های نمونه ای است که دارای جزء مکانی هستند. زمانی که داده های نمونه ای دارای جزء مکانی هستند، دو مسأله رخ خواهد داد (اکبری، ۱۳۸۰):

۱. وابستگی فضایی میان مشاهدات وجود دارد؛

۲. ناهمسانی فضایی در روابطی که ما مدل سازی می کنیم، رخ می دهد.

وابستگی فضایی اشاره به این واقعیت دارد که داده های نمونه ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا وابسته به مقادیر مشاهده شده در مکانهای دیگر است؛ به عنوان مثال قیمت مسکن در مکانی مانند i فقط با تأثیر عوامل درون همان منطقه i نیست، بلکه عوامل دیگری با عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است بر قیمت مسکن در منطقه

I تأثیر دارند، که اقتصادسنجی مرسوم امکان برآورد و شناسایی این گونه عوامل را نخواهد داشت.

اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکانهای جغرافیایی فضا دارد. به عبارتی با حرکت در بین مشاهدات (تغییر مکان جغرافیایی) توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود.

در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی برای رفع مشکلات به وجود آمده در مدل‌های اقتصادسنجی مرسوم - که در بالا به شرح آن پرداخته شد - از ماتریس وزنی فضایی یا در اصطلاح ماتریس مجاورت استفاده می‌شود که به وسیله آن تأثیر مشاهدات مجاور به عنوان یک متغیر توضیحی جدید در مدل وارد می‌شود.

مدل هدانیک وقفه فضایی (مدل هدانیک مختلط رگرسیون - خودرگرسیونی فضایی)

این مدل مانند مدل‌های سری زمانی خودرگرسیونی می‌باشد، فقط با این تفاوت که در یک مدل سری زمانی، مشاهدات دوره‌های قبلی به طور جزئی مشاهدات فعلی آن را توضیح می‌دهند؛ اما در مدل هدانیک مختلط رگرسیون - خودرگرسیون، مشاهدات مکانهای مجاور هر مشاهده تبیین کننده آن مشاهده می‌باشند؛ یعنی در مدل هدانیک قیمت مسکن، قیمت مسکن در یک منطقه ناشی از قیمت مسکن در مناطق مجاور آن می‌باشد. به عبارت دیگر در مدل‌های سری زمانی خودرگرسیونی، مشاهدات در طول زمان به یکدیگر وابسته هستند؛ اما در مدل هدانیک مختلط رگرسیون - خودرگرسیون فضایی، مشاهدات در طول فضا و مکان با یکدیگر مربوط می‌باشند.

طی این مطالعه امکان پذیری آن که تابع هدانیک به طور پیوسته در طول فضا تغییر یابد، بررسی می‌شود. این مدل ابزار مناسبی برای به دست آوردن اثرهای جنبی مجاورت می‌باشد؛ زیرا آن مجموع وزنی فضایی قیمت مسکنهای مجاور را به صورت یک متغیر توضیحی در تبیین قیمت مسکن در نظر می‌گیرد. بیان ریاضی این مطلب به صورت زیر است^۱

$$P_i = \alpha_1 P_1 + W_{12} P_2 + W_{13} P_3 + \dots + W_{1n} P_n + X + \epsilon \quad (9)$$

P_i : قیمت مسکن در مکان i W_{ij} : وزن فضایی مرتبط کننده مشاهدات i و j

پس مدل کلی قیمت هدانیک مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی فضایی به شکل زیر است:

$$P = X_1 \beta_1 + X_2 \beta_2 + X_3 \beta_3 + \epsilon \quad (10)$$

$$\epsilon \sim N(0, \Sigma)$$

P : قیمت مسکن W : ماتریس سطری استاندارد شده وزن فضایی

X_1 : بردار مشخصه‌های ساختاری یا فیزیکی X_2 : بردار مشخصه‌های محیطی

X_3 : بردار مشخصه‌های دسترسی

شایان ذکر است که مدل هدانیک فضایی با در نظر گرفتن ناهمگنی فضایی در مسکن و خدمات مربوط به آن (ناهمگنی داده‌های تحقیق در طول فضا) موضوعیت می‌یابد. به عبارت دیگر هنگامی که از داده‌های فضایی در مدل اقتصادسنجی استفاده می‌شود به دلیل ناهمگنی فضایی در مدل بر قدرت توضیح دهندگی آن افزوده می‌شود، زیرا قیمت زمین یا هر واحد مسکونی دیگر، تنها متأثر از کیفیت فیزیکی، محیطی و دسترسی خاص خودش نیست، بلکه از کیفیت سب و ویژگیهای واحدهای مسکونی مجاور و الگوهای کاربری زمینهای اطراف تأثیر می‌پذیرد.^۱

در این مطالعه، تأکید ویژه‌ای بر اهمیت فضا و داده‌های فضایی در قیمت زمین و مسکن شده است.

مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی برای قیمت هدانیک مسکن قادر به محاسبه اثرهای القایی یک تغییر در ویژگیهای مجاور، مسکنهای مجاور می‌باشد. زیرا قیمت‌های موزون مسکنهای مجاور، متغیرهای توضیحی مسکن i ام می‌باشند.

از آنجا که مدل هدانیک ساده قیمت مسکن قادر به محاسبه اثرهای القایی تغییر ویژگیهای مجاور نیست؛ پس در صورت وجود این اثرهای القایی ممکن است تورش داده شده یا حداقل برآورد غیردقیقی از منافع تغییر ویژگیهای مسکن به دست آورد.

۳. روش تحقیق

الف) جامعه آماری

مطالعه جامعه آماری شامل کلیه واحدهای مسکونی می‌باشد که طی مقطع زمانی ۸۱-۸۰ و نیمه اول سال ۸۲ در شهر مشهد معامله شده‌اند. از آنجا که در این تحقیق محدود نمودن دوره زمانی به یک سال و یا کمتر از آن (به سبب مشکلات جمع‌آوری اطلاعات) میسر نبود، برای

مواجه نشدن با تورش ناشی از نوسان شدید قیمت‌ها، سعی شد نمونه‌ها از زمانهای مختلف مقطع زمانی تحقیق به میزان یکسانی انتخاب شوند.

ب) روش و طرح نمونه‌برداری

در این مطالعه از روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی تصادفی استفاده می‌شود به این روش که تعداد واحدهای مسکونی نمونه در هر منطقه شهر متناسب با تعداد آژانسهای املاک مناطق در سال ۱۳۸۱ تعیین شده است. با توجه به فقدان آمار تعداد معاملات مسکن مناطق در دوره زمانی تحقیق

و فرض متناسب‌بودن آن با تعداد آژانسهای املاک، از این معیار به عنوان متغیر جایگزین استفاده شده است.

ج) روش تعیین حجم نمونه

روشهای مختلفی برای تعیین حجم مناسب نمونه وجود دارد. در مطالعاتی که از روشهای تمایل به پرداخت، استفاده شده است، الگوهای رایج تعیین حجم نمونه به کار برده نمی‌شود. میشل و کارسون (۱۹۸۹)، روشهایی را برای تعیین حجم نمونه مناسب برای این گونه مطالعات ابداع کرده‌اند که متکی بر انتخاب پژوهشگر از انحراف قابل قبول بین WTP واقعی و WTP تخمین زده شده است. برای سطح داده شده از دقت محققین، حجم نمونه‌ای را انتخاب می‌کنند که آنها را مطمئن سازد که WTP تخمین زده شده به اندازه X درصد از WTP واقعی ۹۰ یا ۹۵ درصد اوقات خواهد بود. هرچه مقدار X کوچکتر باشد، حجم نمونه بزرگتری برای تحقق آن مورد نیاز خواهد بود. رابطه بین دقت آماری حجم نمونه و انحراف از میانگین واقعی، توسط میشل و کارسون، در جدول زیر نشان داده شده است که حجم نمونه مورد نیاز را برای دستیابی به سطحهای مطلوب نشان می‌دهد (عسگری، ۱۳۷۹).

جدول ۱. تعیین حجم نمونه در مطالعات تمایل به پرداخت

D		v			
		۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۱۵	۰/۲۰
۱/۵	۰/۱۰	۲۵۷۱	۶۴۳	۲۸۶	۱۶۱
	۰/۰۵	۳۴۵۸	۸۶۵	۳۸۵	۲۱۷
۲	۰/۱۰	۴۵۷۰	۱۱۴۳	۵۰۸	۲۸۶
	۰/۰۵	۶۱۴۷	۱۵۳۷	۶۸۳	۳۸۵
۲/۵	۰/۱۰	۷۱۴۱	۱۷۸۶	۷۹۴	۴۴۷
	۰/۰۵	۹۶۰۴	۲۴۰۱	۱۶۰۸	۶۰۱

برگرفته از: عسگری، ۱۳۷۹

در جدول (۱) $V =$ خطای نسبی $\alpha =$ سطح اطمینان $D =$ تفاوت بین تمایل به پرداخت واقعی و تخمین زده شده که به صورت درصدی از

تمایل به پرداخت واقعی بیان شده است.

در این مطالعه حجم ۲۸۶ تایی نمونه برگزیده شده است. این حجم نمونه در سطح داده شده‌ای از دقت، این اطمینان را به وجود خواهد آورد که WTP تخمین زده شده، ۹۰ درصد اوقات در فاصله بین ۱۵ درصد از WTP واقعی قرار خواهد گرفت؛ البته به منظور افزایش دقت می‌توان حجم نمونه را افزایش داد، اما در این مطالعه به دلیل این که جمع‌آوری اطلاعات به شدت زمان‌بر و هزینه‌بر می‌باشد، به همین سطح دقت، بسنده می‌شود. باید در بسیاری از موارد یک مبادله‌ای بین دقت آماری و زمان و بودجه در دسترس انجام گیرد و یک حجم نمونه توافقی به دست آورد.

د) ابزارهای گردآوری داده‌ها

همانگونه که قبلاً اشاره شد داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز مقطعی بوده که از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبه مستقیم با خانوارهای نمونه خریدار مسکن در شهر مشهد در دوره زمانی ۸۱ - ۸۰ و نیمه اول سال ۸۲ جمع‌آوری شده است.

ه) ابزار تجزیه و تحلیل

در این تحقیق به منظور تخمین تابع قیمت هدانیک به روش مرسوم از بسته‌های نرم‌افزاری Eviews و Excel استفاده می‌شود و برای برآورد رابطه فضایی موجود در زیرمناطق معین شده برای قیمت هدانیک از بسته نرم‌افزاری Space Stat 1.9 و روش اقتصادسنجی فضایی استفاده می‌شود.

نرم‌افزار Spss نیز در طراحی پرسشنامه (تعیین پایایی) استفاده می‌شود.

۴. انتخاب فرم تابعی مدلها

با مراجعه به پیشینه مطالعات هدانیک مشاهده می‌شود که نظریه مشخصی برای انتخاب شکل مناسب مدل هدانیک وجود ندارد و محققین بر مبنای نحوه استفاده از مدل و آماره‌های آن شکل مناسب را برمی‌گزینند. به همین دلیل در این مطالعه در برآورد مدلها از شکلهای تابعی خطی (در صورتیکه داده‌ها به صورت صفر و یک باشند) نیمه‌لگاریتمی و لگاریتمی دوپل استفاده شده است؛ اما به علت برتری شکل تابعی لگاریتمی دوپل (در ثبات ضرایب هدانیک استفاده از مدل برای تعیین قیمت‌های ضمنی ویژگی‌ها، بیشتر بودن آماره F در مدل واحدهای آپارتمانی) تجزیه و تحلیل و تفسیر نتایج بر مبنای این شکل صورت می‌گیرد.

۵. تخمین مدلهای خودرگرسیون فضایی و حداقل مربعات معمولی برای تابع قیمت هدانیک مسکن

در این قسمت به بررسی و تخمین توابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی ویلایی و آپارتمانی در شهر مشهد پرداخته می‌شود. تابع قیمت هدانیک به دو روش مرسوم و فضایی بررسی می‌شود.

تصریح مدلهای تحقیق

همانطور که گفته شد در این مطالعه از دو مدل برای برآورد تابع قیمت هدانیک استفاده شده است. رابطه ۱۱ که مانند همه مطالعات داخلی با استفاده از روشهای مرسوم (حداقل مربعات معمولی) برآورد شده، مدلی است که متغیر فضایی در آن نادیده گرفته شده است. پس شکل کلی آن به صورت زیر است.

$$\ln(\text{HOP}_j) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln(X_{ij}) + \varepsilon_j \quad (11)$$

در رابطه ۱۱ متغیری که بنابر موقعیت مکانی، واحدهای مسکونی را به یکدیگر مرتبط سازد، وجود ندارد و X_{ij} شامل متغیرهای فیزیکی، محیطی و دسترسی می‌باشد. مدل مورد نظر دیگر برای تخمین تابع قیمت هدانیک مسکن، مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) ارائه شده در رابطه ۱۲ می‌باشد. مدل مذکور عبارت است از

$$\ln(HOP_j) = \beta_0 + \rho.W_j.\ln(HOP_j) + \sum_{i=1}^n \beta_i.\ln(X_{ij}) + \varepsilon_j \quad (12)$$

این مدل به مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی معروف است. این تابع با استفاده از روش حداکثرراست نمایی قابل تخمین است. در این تحقیق برآورد مدلهای مذکور در واحدهای مسکونی ویلایی و آپارتمانی به صورت مجزا به کار می‌رود. در این جا HOP_j متغیر وابسته که همان قیمت مسکن و به صورت بردار 1×142 از متغیر وابسته (قیمت مسکن واحدهای مسکونی ویلایی) و بردار 1×144 از متغیر وابسته (قیمت مسکن واحدهای مسکونی آپارتمانی) خواهد بود. X نشان دهنده ماتریس معمولی 13×142 (برای واحدهای ویلایی) و 11×144 (برای واحدهای آپارتمانی) است. شایان ذکر است اعداد ۱۱ و ۱۳ بیانگر تعداد متغیرهای توضیحی یا مستقل می‌باشند که به طور کلی شامل متغیرهای فیزیکی، محیطی و دسترسی هستند (در ادامه به معرفی زیر مجموعه هر دسته از این متغیرها در قالب مدلهای ویلایی و آپارتمانی پرداخته می‌شود). همانطور که در فصل قبل نیز ذکر شد، ρ ضریب متغیر وابستگی فضایی HOP_j و پارامتر β نشان دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته HOP_j است. اما W نیز همان ماتریس مجاورت فضایی است که عناصر آن بیانگر واحدهای مسکونی نمونه مورد مطالعه می‌باشد. این ماتریس برای 142 مشاهده ویلایی و 144 مشاهده آپارتمانی در مکان‌های مختلف شهر مشهد محاسبه شده و به صورت استاندارد درآمده است، یعنی تبدیلی انجام داده شده که مجموع عناصر هر سطر ماتریس مجاورت، معادل یک شود. علت اینکار این است که باین تبدیل از طریق حاصلضرب ماتریس مجاورت در بردار مربوط به متغیر وابسته برداری حاصل می‌شود که عناصر آن میانگین مشاهدات نواحی مجاور است. با توجه به مواردی که ذکر شد ماتریس مجاورت فضایی استاندارد شده مربوط به واحدهای ویلایی به شکل 142×142 است و برای واحدهای آپارتمانی به صورت 144×144 می‌باشد. مجاورتها یک سری مفاهیم تعریفی هستند. در اینجا تعریف مجاورت بر مبنای واحدهای همسایگی که در محدوده چهار خیابان اصلی واقع می‌شوند، انجام می‌گیرد بنابراین واحدهای مسکونی که در یک محدوده مشترک واقع بودند، مجاور قلمداد شدند و برای عنصر

مربوط به آن واحدها در ماتریس مجاورت عدد یک قرار داده می‌شود و در صورت عدم مجاورت برای عنصر متناظر با دو واحد مسکونی غیر مجاور عدد صفر، درج می‌شود. با توجه به توضیحات بالا آشکار است، ماتریسی که به این شکل ایجاد شود ماتریس متقارن است و عناصر قطر اصلی آن همگی صفر و تعداد سطر و ستونهای آن متناظر با تعداد مشاهدات می‌باشد. در این مطالعه به دلیل زیاد بودن تعداد عناصر، نمایش آنها در این جا مقدور نمی‌باشد؛ اما به منظور روشن تر شدن مطلب، دو ماتریس مجاورت W و W' برای واحدهای ویلایی و آپارتمانی ارائه می‌شود.

$$W = \begin{bmatrix} a_{1,1} & \dots & a_{1,142} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{142,1} & \dots & a_{142,142} \end{bmatrix} \quad (13) \quad W' = \begin{bmatrix} a_{1,1} & \dots & a_{1,144} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{144,1} & \dots & a_{144,144} \end{bmatrix} \quad (14)$$

به عنوان مثال چون بر مبنای تعریف صورت گرفته از مجاورت، مشاهدات ۱ و ۱۴۲ در واحدهای ویلایی، غیر مجاور تلقی می‌شوند، در ماتریس W بالا به جای عناصر $a_{1,142}$ و $a_{142,1}$ عدد صفر منظور می‌شود و به علت مجاور بودن مشاهدات ۱ و ۱۴۴ در واحدهای آپارتمانی، در ماتریس W' بالا به جای عناصر $a_{1,144}$ و $a_{144,1}$ عدد یک در نظر گرفته می‌شود. متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های یاد شده به شرح ذیل می‌باشند.

الف) متغیرهای فیزیکی یا ساختاری (ST)^۱

مساحت زمین (برحسب مترمربع)، تعداد اتاقها، قدمت ساختمان (۰: کمتر از ۵ سال و ۱: بیشتر از ۵ سال)، نمای ساختمان (۰: نامناسب {سیمانی و آجر معمولی} و ۱: مناسب {سایر موارد})، حیاط خلوت (۰: عدم وجود و ۱: وجود)، مساحت زیربنا (برحسب مترمربع) قیمت هر مترمربع زمین (برحسب تومان)، قدمت ساختمان (۰: کمتر از ۵ سال و ۱: بیشتر از ۵ سال)، شومینه (۰: عدم وجود و ۱: وجود)، برساختمان (۰: یک بر و ۱: بیش از یک بر).

ب) متغیرهای محیطی (EN)^۲

عرض خیابان، وضعیت ناامنی در محله، عادت به محیط محل زندگی، وضعیت خیابان (۰: باز و

1. Structural Variable

2. Environmental Variable

۱: بن بست) موقعیت اجتماعی همسایه‌ها و مردم محله، انتظار افزایش قیمت زمین نسبت به سایر مناطق.

ج) متغیرهای دسترسی (AC)^۱

دسترسی به محل کار، دسترسی به مراکز آموزشی، دسترسی به حرم مطهر، دسترسی به ییلاقها و تفریحگاهها، دسترسی به مراکز خرید.

د) متغیر فضایی (SP)^۲

داده‌های این متغیر از طریق حاصلضرب ماتریس وزنی فضایی (ماتریس مجاورت) در ماتریس قیمت مسکن به دست می‌آید.

قابل ذکر است متغیر فضایی در مدل مرسوم استفاده نمی‌شود.

پس از رگرس نمودن متغیرهای بالا بر روی قیمت واحدهای ویلایی و آپارتمانی، هر دو مدل اولیه برآوردی، با مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مواجه شدند؛ اما در نهایت پس از رفع مشکلات یادشده (رفع ناهمسانی واریانس در مدل‌های OLS و رفع خودهمبستگی توسط متغیر فضایی در مدل‌های فضایی) برآورد مطلوب نهایی به صورتی که در جدول‌های ۲ و ۳ ارائه شده، به دست آمد.

۶. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این قسمت نتایج دو مدل ویلایی و آپارتمانی به صورت جداگانه بررسی می‌شوند:

الف) تابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی ویلایی

بنابر جدول ۲ حدود ۵ درصد انحراف در قیمت واحدهای مسکونی ویلایی توسط وابستگی فضایی توضیح داده شده است؛ زیرا \bar{R}^2 در مدلی که وابستگی فضایی را به حساب می‌آورد حدود ۰/۷۰ و در مدل حداقل مربعات معمولی که این جنبه از نمونه داده‌های فضایی را نادیده می‌گیرد، ۰/۶۵ است. پس زمانی که تابع قیمت هدانیک به روش اقتصادسنجی فضایی برآورد می‌شود؛ ضریب تشخیص در مدل ۰/۰۴ افزایش می‌یابد که خود نشان دهنده برتری روش

1. Accessibility Variable

2. Spatial Variable

فضایی بر روش مرسوم است. به روش همچنین مقدار آماره Z (۳/۲۴) برای پارامتر مربوط به متغیر وابستگی فضایی بیانگر این نکته است که ضریب این متغیر توضیحی اختلاف معنی‌داری با صفر دارد. علاوه بر این، سطح معنی‌داری اکثر متغیرها در مقایسه با مدل برآوردی به کمک روش حداقل مربعات معمولی، افزایش می‌یابد.

با توجه به تعریف صورت گرفته از مجاورت، ضریب ρ وضعیت وابستگی فضایی را درون ۲۸ زیر منطقه تعریف شده برای واحدهای ویلایی آشکار می‌کند. نتایج مدل SAR واحدهای ویلایی نشان می‌دهد که قیمت واحدهای ویلایی دارای $\rho = ۰/۰۰۸۹$ در سطح اطمینان ۹۹/۹٪ است؛ یعنی وابستگی فضایی معادل ۰/۰۰۸۹ بوده و سطح معنی‌داری آن ۹۹/۹ درصد است؛ بنابراین قیمت واحدهای مسکونی ویلایی از دیدگاه فضایی، وابسته می‌باشند.

نتایج برآورد مدل هدانیک برای واحدهای ویلایی بیانگر آن است که بیشترین ضرایب تابع هدانیک به ترتیب مربوط به متغیرهای مساحت زمین، وضعیت ناامنی در محله (با علامت منفی)، وجود حیاط خلوت و تعداد اتاقها می‌باشد. و کمترین ضرایب مربوط به متغیرهای وابستگی فضایی، دسترسی به مراکز آموزشی (با علامت منفی) و وجود نمای مناسب در ساختمان است.

در واحدهای ویلایی، از بین ویژگیهای محیطی، وضعیت ناامنی با ضریب $(-۰/۰۲۲)$ و از بین ویژگیهای دسترسی، دسترسی به مراکز آموزشی با ضریب $(-۰/۰۱۲)$ مهمترین عوامل مؤثر بر قیمت این واحدها محسوب می‌شوند.

ب) تابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی آپارتمانی

با مقایسه برازشی که از طریق \bar{R}^2 مدل مرسوم (OLS) اندازه‌گیری شده با برازش مدل فضایی در جدول ۳ مشاهده می‌شود. با وجود اینکه متغیر وابستگی فضایی، معنی‌دار نمی‌باشد؛ اما \bar{R}^2 به واسطه معنی‌دار شدن سه متغیر موقعیت اجتماعی افراد محله، قدمت و یک بر نبودن ساختمان ۱۳ درصد افزایش می‌یابد (قدرت توضیح دهندگی متغیرهای مدل OLS از ۶۴٪ به ۷۷٪ در مدل SAR رسیده است). علاوه بر این مقایسه آماره لگاریتم راست‌نمایی که در مدل فضایی از مقدار بالاتری برخوردار است بر صحت این مطلب تأکید می‌نماید که قابلیت کاربرد تشخیص تابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی آپارتمانی برای مدل SAR نسبت به OLS بیشتر است.

با توجه به تعریف مجاورت، ضریب ρ وضعیت وابستگی فضایی را درون ۲۶ زیر منطقه تعریف شده برای واحدهای آپارتمانی نشان می‌دهد.

نتایج تخمین قیمت هدانیک واحدهای مسکونی آپارتمانی که در جدول ۳ به دوطریق OLS و SAR صورت گرفته، بیانگر این نکته است که قیمت واحدهای آپارتمانی دارای $\rho=0/048$ در سطح اطمینان ۸۴٪ است. بنابراین به علت معنی دار نبودن متغیر وابستگی فضایی در حداقل سطح اطمینان ۹۰ درصد، پدیده وابستگی فضایی میان قیمت واحدهای مسکونی آپارتمانی تأیید نمی‌شود. همچنین نتایج برآورد مدل هدانیک برای واحدهای آپارتمانی گویای این واقعیت است که بیشترین ضرایب تابع هدانیک به ترتیب به متغیرهای قیمت هر مترمربع زمین، مساحت زیربنا، قدمت ساختمان و انتظار افزایش نسبی قیمت زمین (سومی و چهارمی با علامت منفی) اختصاص دارد و کمترین ضرایب برای متغیرهای موقعیت اجتماعی افراد محله و یک‌بر نبودن ساختمان به دست آمده است. مهمترین ویژگیهای محیطی مربوط به واحدهای آپارتمانی نیز انتظار افزایش نسبی قیمت زمین و موقعیت اجتماعی افراد محله با ضرایب $(-0/19)$ و $(0/14)$ می‌باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

۱. در کلیه واحدهای مسکونی شهر مشهد اعم از ویلایی و آپارتمانی، عوامل فیزیکی بیشتر از عوامل مکانی (محیطی و دسترسی) قیمت واحدهای مسکونی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.
۲. وجود وابستگی فضایی میان مشاهدات قیمت واحدهای مسکونی ویلایی و قابلیت تشخیص بالاتر مدل SAR برای تبیین عوامل مؤثر بر قیمت هدانیک واحدهای ویلایی و آپارتمانی نشانگر این واقعیت است که در هنگام کاربرد روشهای OLS در داده‌های مکانی باید تأثیر مجاورت و همسایگی را در داده‌های جمع‌آوری شده، مطالعه کرد تا با برآزش تورش‌دار ضرایب مواجه نشود.
۳. تأیید وجود وابستگی فضایی میان قیمت واحدهای مسکونی ویلایی در مکانهای مختلف شهر حکایت از توزیع غیر یکسان ویژگیهای فیزیکی، محیطی و دسترسی مسکن در سطح شهر مشهد دارد. در حالی که عدم تأیید وجود وابستگی فضایی میان قیمت واحدهای مسکونی آپارتمانی (حداقل در سطح اطمینان ۹۰ درصد) نشان می‌دهد که برای چنین واحدهایی میان زیر مناطق تعریف شده تحقیق، ارایه خدمات شهری و تسهیلات مسکن تقریباً به صورت یکسان توزیع شده است.

۴. ناهمگنی در وضعیت ناامنی محله‌های مختلف شهر موجب شده است که امنیت برای خانوارهای ساکن واحدهای ویلایی به عنوان یک ویژگی محیطی با اهمیت قلمداد شود. این مسأله از رابطه غیرمستقیم (و معکوس) قیمت واحدهای ویلایی و وضعیت ناامنی در محله مشخص می‌شود. چنانچه هر قدر میزان ناامنی بیشتر شده، قیمت واحد ویلایی مورد تقاضا کمتر بوده است و برعکس.
۵. منفی بودن رابطه بین متغیر قیمت واحد مسکونی ویلایی و متغیر دسترسی به مراکز آموزشی، بیانگر غلبه اثرهای منفی مراکز آموزشی بر واحدهای هم‌جوار آنها است.
۶. تنوع وضعیت و موقعیت اجتماعی همسایگان از محله‌ای به محله دیگر باعث شده است که خانوارها آنرا در سبد ترجیحاتشان به عنوان یک ویژگی محیطی مهم برای واحدهای آپارتمانی در نظر بگیرند. به این دلیل رابطه‌ای غیرمستقیم بین قیمت واحد آپارتمانی و وضعیت اجتماعی افراد محله برقرار شده است. چنانچه در مکانهایی که افراد از موقعیت اجتماعی مطلوبتری برخوردارند، قیمت واحد آپارتمانی مورد تقاضا بیشتر است و بالعکس.
۷. متغیر فیزیکی یک‌برنبودن ساختمان، می‌تواند نشان‌دهنده چند متغیر، مانند وضعیت استقلال واحدها، وضعیت نورگیری واحدها و نظیر اینها باشد و به همین دلیل یکی از مهمترین متغیرهای تأثیرگذار بر قیمت واحدهای آپارتمانی می‌باشد.

پیشنهادهای اجرایی

- الف) برنامه‌ریزان طرحهای توسعه شهری و انبوه‌سازی مسکن برای اجرای سیاستها و تحلیل هزینه- فایده باید نسبت به الویت‌بندی خانوارها در سبد رجحانهای آشکار شده ویژگیهای مسکن اطلاع دقیق کسب کنند.
- ب) به برنامه‌ریزان توصیه می‌شود برای اینکه عملکرد سازندگان واحدهای مسکونی مطابق اولویت‌بندی متقاضیان برای ویژگیهای مسکن باشد، در این زمینه از سیاستهای تشویقی استفاده کنند.

جدول ۲. نتایج تخمین تابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی ویلایی

لگاریتمی دوپل				مدل
SAR		OLS		
احتمال Z	ضریب	احتمال t	ضریب	متغیر توضیحی
۰/۰۰۱	۰/۰۰۸۹	-	-	وابستگی فضایی
۰/۰۰۰	۱/۶۹	۰/۰۰۰	۱۱/۸۲	مقدار ثابت
۰/۰۰۲	۰/۰۱۹۶	۰/۰۰۳	۰/۳۳۳۳	وجود حیاط خلوت
۰/۰۳۵	۰/۰۱۱۵	۰/۰۳۱	۰/۲۰۴۴	وجود نمای مناسب
۰/۳۰۲	-۰/۰۰۶۸	۰/۶۵۷	۰/۰۶۷۶	قدمت ساختمان
۰/۰۰۰	۰/۰۵۳۳	۰/۰۰۰	۰/۹۱۰۸	مساحت زمین
۰/۰۰۴	۰/۰۱۷۴	۰/۰۰۶	۰/۳۳۰۹	اتاق ها تعداد
۰/۳۱۱	۰/۰۰۳۸	۰/۵۹۹	۰/۰۳۴۸	عرض خیابان
۰/۳۰۶	۰/۰۰۴۵	۰/۱۳۶	۰/۱۱۵۷	عادت به محیط
۰/۶۳۵	-۰/۰۰۲۳	۰/۲۸۶	۰/۰۹۰۳	دسترسی به محل کار
۰/۱۳۳	۰/۰۰۷۹	۰/۱۷۹	۰/۱۲۴۱	دسترسی به مراکز خرید
۰/۰۱۵	-۰/۰۱۱۵	۰/۰۳۷	۰/۱۶۶۳	دسترسی به مراکز آموزشی
۰/۰۰۰۲	-۰/۰۲۱۵	۰/۰۰۰۱	۰/۳۷۸۶	وضعیت نا امنی در محله
۰/۶۵۵	۰/۰۰۲۳	۰/۵۸۶	۰/۰۵۰۲	دسترسی به حرم مطهر
۰/۳۵۱	۰/۰۰۰۶	۰/۲۰۳	۰/۱۶۴۴	دسترسی به تفریحگاهها
۰/۷۰		۰/۶۸		R^2
۰/۷۰		۰/۶۵		\bar{R}^2

جدول ۳. نتایج تخمین تابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی آپارتمانی

لگاریتمی دوپل				مدل
SAR		OLS		
احتمال Z	ضریب	احتمال t	ضریب	متغیر توضیحی
۰/۱۶	۰/۰۰۴۸	-	-	وابستگی فضایی
۰/۰۰۰	۶/۴۳	۰/۰۰۰	۷/۴۵	مقدار ثابت
۰/۰۰۰	۰/۶۱۴	۰/۰۰۰	۰/۴۵۴۱	مساحت زیر بنا
۰/۰۱۶	-۰/۲۱۴۱	۰/۰۸۹	-۰/۲۰۸۳	قدمت ساختمان
۰/۰۰۰	۰/۶۳۰۹	۰/۰۰۰	۰/۶۳۶۹	قیمت هر متر مربع زمین
۰/۲۳۷	۰/۰۸۱۲	۰/۰۲۷	۰/۲۱۰۶	وجود شومینه
۰/۰۳۱	۰/۱۵۰۹	۰/۰۵۸	۰/۱۷۰۹	یک بر نبودن ساختمان
۰/۵۹۳	۰/۰۲۸۹	۰/۱۸۱	-۰/۰۹۹۴	تعداد واحدهای آپارتمان
۰/۲۱۳	-۰/۱۳۱۳	۰/۰۲۶	-۰/۳۲۴۶	بن بست بودن خیابان
۰/۳۲۴	-۰/۰۷۱۷	۰/۳۴۹	۰/۰۹۳۴	وضعیت نا امنی در محله
۰/۰۴۶	۰/۱۳۸	۰/۶۸۶	-۰/۰۳۸۴	موقعیت اجتماعی افراد محله
۰/۰۰۰۶	-۰/۱۹۰۸	۰/۰۷۴	-۰/۱۳۶۱	انتظار افزایش نسبی قیمت زمین
۰/۶۶۱	-۰/۰۲۴۶	۰/۳۷۹	۰/۰۶۸	دسترسی به مراکز خرید
۰/۷۷		۰/۶۷		R^2
۰/۷۷		۰/۶۴		\bar{R}^2

منابع

۱. بیدرام، ر (۱۳۸۱) Eviews همگام با اقتصادسنجی؛ تهران: انتشارات مشهور بهره‌وری.
۲. عسگری، ع (۱۳۷۹) تخمین تمایل به پرداخت خانوارهای روستایی برای بیمه خدمات درمانی. (طرح پژوهشی دانشگاه تربیت مدرس)
۳. عسگری، ع و اکبری، ن (۱۳۸۰) روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و کاربرد؛ مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، علوم انسانی (۱ و ۲)، ۹۳-۱۲۲.
۴. گجراتی، دی. ان (۱۳۷۸) مبانی اقتصادسنجی؛ ح. ابریشمی، مترجم؛ جلد دوم، چاپ دوم، تهران: مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران (۱۹۹۵).
- 8) Geoghegan, J., Wainger, L.A., & Bocksteal, N.E (1997) Analysis spatial landscape indices in a hedonic framework: An ecological economics analysis using GIS. *Ecological Economics*, (23), 251-264.
- 9) Green, R., Hendershott, P.H. (1996) Age, housing demand, and real house prices; *Regional Science and Urban Economics*, (26) 465-480.
- 10) Kim, C.W., Phipps, T., & Anselin, L (2003) Measuring the benefits of air quality improvement: A spatial hedonic approach; *Journal of Environmental Economics and Management*, (45), 24-39.
- 11) Lake, L.R., Lovett, A.A., Bateman, L.J., & Langford, L.H. (1998). Modelling environmental influences on property prices in an urban environment; *Computer, Environment and Urban Systems*, (2), 121-136.
- 12) Pior, M.Y., & Shimizu, E. (2001) GIS-aided evaluation system for infrastructure improvements: Focusin on simple

-
- hedonic and Rosen's two-step approaches;
Computer, Environment and Urban Systems ,(25) , 223-246 .
- 13) Tyrvaïnen,L (1997) The amenity value of the urban forest: An application of the hedonic pricing method; Landscape and Urban Planning ,(37), 211-222 .