فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال ششم، شماره ۲ «پیاپی ۱۸»، تابستان ۱۳۹۱، صفحات ۳۸-۲۱)

تخمین قیمت هدانیک ساختمانهای مسکونی در شهر تبریز: با رویکرد اقتصادسنجی فضایی

پرویز محمّدزاده*، مسعود منصوری**، بابک کوهی لیلان+

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۷/۲۶

چکیده

هدف اصلی این مطالعه شناسایی عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر تبریز با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی می‌باشد. برای این کار چهار عامل فیزیکی، محیطی، دسترسی و فضایی در نظر گرفته شده است. در این مقاله، اطلاعات مورد نیاز از ۷۵۷ خانوار نمونه ساکن در شهر تبریز در سال ۱۳۸۹ جمع‌آوری شده است و به کمک این داده‌ها، نقشه‌آماری شهر تبریز و نرم‌افزارهای Geoda وGIS مدل تحقیق، تخمین زده شد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه وجود وابستگی فضایی در متغیر قیمت واحدهای مسکونی در مدل تأیید می‌شود و متغیرهای دسترسی واحد مسکونی به خیابان، مجهز بودن به سیستم های گرمایشی و سرمایشی ووضعیت امنیت منطقه اثر مثبت و معناداری بر قیمت واحدهای مسکونی در شهر تبریز دارد. همچنین قیمت واحدهای مسکونی دارای مصالح و اسکلت‌بندی بتونی و فلزی نسبت به واحدهای مسکونی با مصالح خشتی یا چوبی، دارای قیمت بالاتری هستند. همچنین ساختمانهای مسکونی بانمای سنگ مرمر نسبت به واحدهای مسکونی بانمای‌غیراستاندارد یا بدون‌نما قیمت بالاتری دارند.

طبقه‌بندی JEL: R10 ,C40 ,C49 ,R31 , R23 ,R2

واژگان کلیدی: اقتصادسنجی‌فضایی، وابستگی فضایی، قیمت مسکن، قیمت هدانیک، تبریز

* استادیار دانشگاه تبریز ، گروه اقتصاد، تبریز، ایران،(نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:
pmpmohamadzadeh@gmail.com

** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیّه ، گروه اقتصاد، تبریز، ایران، پست الکترونیکی:
masoud.mans@gmail.com

+ کارشناس ارشد اقتصاد، پست الکترونیکی: babak_kohi1981@yahoo.com

۱. مقدمه

اهمیّت و نقش مسکن در اقتصاد و تأثیر آن در توسعهٔ کشورها، بحث شناخته شده‌ای است به طوری که مسکن کالایی است که قابلیت جابجایی ندارد و همچنین کالای جانشینی نیز ندارد. همچنین مسکن تنها یک کالای مصرفی نیز محسوب نمی‌شود بلکه ارزش سرمایه‌ای نیز دارد. با این ویژگی‌ها می‌توان نتیجه گرفت که مسکن به راحتی قابل حذف از سبد خانوارها نیست. نظر به این که بخش ساختمان به عنوان یکی از بخش های کلان فعالیت های اقتصادی مطرح است. بنابراین، موضوع مسکن هم در اقتصاد خرد و هم در اقتصاد کلان بررسی می‌شود.

هدف اصلی این مطالعه عبارت ازتعیین عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر تبریز است و برای این منظور اهداف فرعی عوامل فیزیکی- ساختاری، عوامل دسترسی و عوامل محیطی دنبال خواهد شد .

در واقع این مطالعه به دنبال پاسخ دادن به این سوأل است که چه عواملی در سطح خرد بر قیمت مسکن در شهر تبریز تأثیرگذار می‌باشد؟ برای این منظور با استفاده از مدل هدانیک، تأثیر ویژگیهای فیزیکی، ساختاری، محیطی، دسترسی و فضایی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

در این مطالعه فرض می‌شود که عوامل فیزیکی یا ساختاری، عوامل محیطی و میزان دسترسی مسکن به امکانات بر روی قیمت مسکن تأثیر مثبت دارند .

در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم به مطالعات تجربی تحقیق پرداخته شده و در قسمت سوم بنیان‌های نظری تابع قیمت هدانیک مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم به روش تحقیق اختصاص یافته است و قسمت پنجم به ابزارگردآوری و روش تجزیه و تحلیل اطلاعات اختصاص دارد. همچنین معرفی متغیرهای مدل در بخش ششم بیان می‌شود. به دنبال آن نتایج تجربی اقتصاد سنجی فضایی ارایه شده است. در نهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آورده شده است.

۲. پیشینه موضوع

مین[1] (۱۹۹۹) در مطالعهٔ خود اقدام به آزمون پیشرانی قیمت مسکن در جنوب بریتانیا و تسرّی قیمت از این منطقه به سایر مناطق نمود. وی برای این آزمون از تخمین رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) بهره برد که سه متغیر درآمد و نرخ بیکاری هر منطقه در کنار متغیر کلان نرخ بهره به عنوان متغیر توضیحی در رابطه هر منطقه گنجانده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که قیمت مسکن در جنوب در برابر شوکهای وارد شده از سه متغیر تصریح شده، سریعتر واکنش نشان می‌دهد.

برگ[2] (۲۰۰۲) طی مطالعه‌ای در کشور سوئد انجام داد و هدف آن آزمون تأثیر گذاری تغییرات قیمت در استکهلم بر دو کلان شهر دیگر(مالمو و گوتنبرگ) و چهار ناحیه پیرامون بود. نتایج نشان می دهد که تغییرات قیمت مسکن در استکهلم با یک وقفه، علت گرنجری تغییرات قیمت در مالمو، گوتنبرگ و چهار ناحیه محلی دیگر است ولی رابطه عکس از دیگر مناطق به استکهلم وجود ندارد.

دوکمینگی، یوندر و یاواس[3] (۲۰۰۳) با استفاده از مدل قیمت هدانیک به تخمین تابع تقاضای مسکن در شهر استانبول پرداختند و تأثیر ویژگی های محلی و منطقه ای، ساختاری و عوامل مؤثر خارجی را بر شهر استانبول ترکیه نشان دادند. نتایج نشان می دهد که تعداد اتاق، ویژگیهای فیزیکی واحد مسکونی، داشتن سند ملی وعنوان قانونی، تاثیرمثبت قابل توجه و معنادار بر قیمت مسکن در شهر استانبول دارند.

هایزن و دیگران[4] (۲۰۰۵) تابع قیمت هدانیک را به صورت تجربی در هانگزو در چین بررسی کرده اند نتایج نشان می دهد که چهارده متغیر، تاثیر معنادار بر قیمت مسکن در شهر هانگزو داشته است که شامل سطح زیربنا، فاصله تا دریا، فضای داخلی ساختمان، شرایط ترافیک،

---

1 -Meen
2 -Berg
3-DokmeciOnder&Yavas
4- Hai - zhen&Etal

وجود گاراژ، اتاق زیرشیروانی، سطح دکوراسیون، محیط، زمان انجام معامله و نزدیکی به دانشگاه می باشند.

خوش‌اخلاق و همکاران (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای تابع تقاضای مسکن شهری خمینی شهر با استفاده از مدل قیمت هدانیک، با ۱۹۰ مشاهده و با روش حداقل مربعات معمولی برآورد کرده اند. نتایج نشان می‌دهد که ویژگیهای فیزیکی، محیطی و همسایگی واحد مسکونی بر قیمت بیشترین تاثیر را دارند.

اکبری و همکاران (۱۳۸۳) طی مطالعه‌ای عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد را در قالب رهیافت اقتصادسنجی فضایی بررسی کرده‌اند و برای تبیین این عامل، چهار ویژگی فیزیکی یا ساختاری، محیطی، دسترسی و فضایی برای مسکن معرفی شده است. بیشترین ضرایب تابع هدانیک واحدهای ویلایی به ترتیب مربوط به متغیرهای مساحت زمین و وضعیت ناامنی محله بوده است. در واحدهای آپارتمانی بیشترین ضرایب تابع هدانیک به ترتیب مربوط به متغیرهای قیمت هر متر مربع واحد زمین و قدمت ساختمان بوده است. نتایج نشان می دهد که وجود یا عدم وجود وابستگی فضایی در مدل قیمت هدانیک با توجه به نوع واحد مسکونی مشخص شده برای آن متفاوت است.

صادقی و همکاران (۱۳۸۷) طی مطالعه‌ای تأثیر آلودگی هوا بر ارزش مسکن را در شهر تبریز با استفاده از تابع قیمت هدانیک بررسی کرده‌اند. نتیجهٔ این پژوهش حاکی از آن است که مساحت زیر بنای واحد مسکونی، درآمد مستأجر و میان تحصیلات به عنوان سه متغیر مهم تأثیرگذار بر اجاره بهای واحد مسکونی بعد از آلاینده‌های هوا شناسایی شد.

۳. بنیان‌های نظری تابع قیمت هدانیک

واژه هدانیک از ریشهٔ یونانی هدانیکوس[1] به معنی لذت جویی می‌باشد (دایرةالمعارف مزاپا)[2]. همچنین در اقتصاد رفاه، به معنی مطلوبیّت یا رضایت کسب شده توسط مصرف کننده از کالا و یا خدمات است. روش هدانیک اولین بار توسط گریلیچس[3] برای تجزیه و تحلیل تقاضا در

1- hedonikos
2- mazappa
3- Griliches

بازار مسکن و محیط زیست بکار رفت و به وسیلهٔ کارهای نظری لنکستر و روزن[1] مطرح گردید. در الگوی تقاضای هدانیک، یک کالا دارای چند بُعد است. و چون مسکن نیز چند بُعدی است، یعنی واحد مسکونی مانند یک کالای مرکب، شامل سبدی از ویژگی های گوناگون می‌باشد. در نتیجه، استفاده از الگوی قیمت هدانیک در بازار مسکن، مناسب خواهد بود (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷، ۵۳).

بنابراین قیمت مسکن تابعی از ویژگی های مورد استفاده در واحد مسکونی مورد تقاضا توسط خانوار خواهد بود که تابع قیمت هدانیک نامیده می شود. تابع قیمت هدانیک را با p(z) نشان داده و به صورت زیر نشان می‌دهیم (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷، ۵۳).

$$P(Z) = P(Z_1, Z_2, \dots, Z_n) \qquad (۱)$$

تابع قیمت رابطهٔ (۱) ارتباط قیمت بازاری یک واحد مسکونی را با مشخصه‌های موجود در آن نشان می‌دهد یعنی تأثیر هر یک از ویژگی‌های واحد مسکونی مورد نظر، بر قیمت بازاری آن را نشان می‌دهد. اگر شرایط حداکثرسازی سود به وسیلهٔ بنگاههای عرضه کنندهٔ واحد مسکونی و همچنین بهینه سازی خانوارهای تقاضا کنندهٔ واحد مسکونی، با هم در نظر گرفته شود و تعادل از طریق عرضه و تقاضای واحد مسکونی درنظر گرفته شود، تابع قیمت هدانیک حاصل می‌شود. اگر خانواری برداری از ویژگی‌های فیزیکی، مکانی و محیطی و دیگر کالاها را مصرف کند از این انتخاب، خانوار احساس رضایت کرده و سطحی از رفاه را برای او به همراه دارد. و تابع مطلوبیّت این خانوار به شکل زیر است:

$$U = U(X, Z) \qquad (۲)$$

که در آن Z برداری از ویژگی‌های فیزیکی، مکانی و محیطی یک واحد مسکونی بوده و X دیگر کالاها است. حال اگر برای سادگی تحلیل، قیمت دیگر کالاها را واحد در نظر بگیریم و درآمد خانوار را با Y نشان دهیم محدودیت بودجهٔ خانوار را می‌توان به صورت زیر نوشت (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷، ۵۳).

$$Y = P(Z) + X \qquad (۳)$$

1-Rosen & Lancaster

حال با توجه به روش لاگرانژ، برای به حداکثر رساندن تابع مطلوبیّت خود و با توجه به محدودیت بودجه‌ای که وجود دارد ، به صورت زیر خواهد بود:

$$MAX\,U = U(X, Z_1, Z_2, \dots, Z_n) \text{ و } St: Y = P(Z) + X$$

$$L = U(X, Z_1, Z_2, \dots, Z_n) + \lambda(Y - X - P(Z)) \qquad (٤)$$

که در آن شرط اولیّه، برای حداکثر کردن تابع مطلوبیت به شکل زیر است:

$$\frac{\partial L}{\partial X} = 0 \;\; \frac{\partial U}{\partial X} - \lambda = 0 \qquad \frac{\partial L}{\partial Z_i} = 0 \;\; \frac{\partial U}{\partial Z_i} - \lambda P_i = 0 \qquad i = 1,2,\dots,n$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0 \qquad Y - X - P(Z) = 0 \qquad (٥)$$

$$\frac{\partial U}{\partial X} = \frac{1}{P_i}\frac{\partial U}{\partial Z_i} \qquad P_i = \frac{\partial P(Z)}{\partial Z_i} = \frac{\partial U/\partial Z_i}{\partial U/\partial X} = \frac{\partial Z_i}{U_x} \qquad (٦)$$

با حل سیستم معادلات در رابطهٔ (۵) برای $P(Z)$ هنگامی که تمام ویژگی‌ها به جز Z_i ثابت است، تابع قیمت پیشنهاد شده توسط خانوار بدست می‌آید:

$$\theta = \theta(Z_1, Z_2, \dots, Z_n, Y, U) \qquad (٧)$$

که در این معادله θ قیمت پیشنهادی برای خرید Z_i می‌باشد u مطلوبیّت و Y درآمد خانوار نوعی می‌باشد.(ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷، ۵۳).

٤. روش تحقیق

اقتصادسنجی فضایی اولین بار توسط پروفسور انسلین[1] ارائه گردید. انسلین مدعی بود که اقتصادسنجی فضایی در مطالعات مکانی دارای قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به اقتصادسنجی

1 -Anselin

رایج دارد و زمانی که محقق با داده‌ها و مشاهدات مکانی و موقعیتی مانند مطالعات بازرگانی، تجاری و جمعیت شناسی روبرو است اقتصادسنجی فضایی می‌تواند جایگزین اقتصادسنجی متداول گردد. به طور خلاصه از جمله مهمترین تفاوتهای اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی متداول را می‌توان به صورت زیر بیان کرد(لاسیج، ۲،۱۹۹۹)[1]:

الف) در اقتصادسنجی فضایی بین مشاهدات و داده‌های نمونه، در نقاط مختلف وابستگی فضایی لحاظ می‌شود.

ب) در اقتصادسنجی فضایی، ناهمسانی واریانس لحاظ می‌شود. به عبارت دیگر، ناهمسانی فضایی که ناشی از روابط یا پارامترهای مدل است، با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده نمونه‌ای تغییر می‌کند (اکبری، ۱۳۸۰، ۳).

بنابراین اقتصادسنجی متداول این دو موضوع را نادیده می‌گیرد. چرا که در صورت توجه به آنها فروض مورد استفاده در اقتصادسنجی متداول، یعنی خصوصیات مطلوب تخمین زننده‌های حداقل مربعات معمولی فروض گاوس– مارکف، نقض خواهد شد. درقضیه گاوس مارکف، فرض براین است که "متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیریهای تکراری ثابتند"، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها، قضیهٔ گاوس- مارکف را نقض می‌کند؛ همچنین وجود ناهمسانی فضایی، فرض گاوس مارکف را که "یک رابطهٔ خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد" نقض می‌کند، چون با فرض وجود ناهمسانی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونهٔ فضایی، رابطه تغییر می‌کند و ضرایب، تابعی خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و در نتیجه روشهای اقتصادسنجی مرسوم، دارای کاربرد نخواهد بود و روش مناسب، اقتصادسنجی فضایی و روشهای مختلف آن است. بر اساس قضیهٔ گاوس-مارکف، داده‌های نمونه‌ای رگرسیون به صورت زیر می‌باشد:

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (۸)$$

1 - Lesage

که در آن Y نشان دهندهٔ برداری از n مشاهدهٔ متغیر وابسته، X نشان دهندهٔ یک ماتریس n × k از مشاهدات متغیرهای توضیحی، β برداری از k پارامتر و ε برداری از n جمله، خطای تصادفی است. فرآیند ایجاد داده‌ها به‌گونه‌ای است که ماتریس X و پارامترهای صحیح β، ثابت‌اند و در نتیجه توزیع مشاهدات در Y دارای ساختار واریانس – کواریانسِ همانند ε می‌باشد. بر اساس قضیهٔ گاوس مارکف توزیع مشاهدات در Y به‌گونه‌ای است که به هنگام حرکت در بین مشاهدات، مقدار ثابتی را نشان خواهدداد و در نتیجه کواریانس بین مشاهدات صفر است. در حالی که درداده‌های نمونه‌ای که دارای وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی هستند، این پدیده وجود نخواهد داشت (همان منبع، ۱۳۸۰، ۳).

٤-١- وابستگی فضایی: منظور از وابستگی فضایی[1]، پدیده ای است که داده های نمونه ای، دارای عنصر مکانی هستند به طوری که وقتی مشاهده‌ای، مربوط به یک محل، مانند i, (i= 1,2,..., n) وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکانهای i≠ j وابسته است. البته این وابستگی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری که i می‌تواند هر مقداری را اختیار کند، زیرا که داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکانهای دیگر وابسته است (لاسیج،۱۹۹۹،۳).

٤-٢- ناهمسانی فضایی[2]: اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکانهای جغرافیایی دارد. به عبارت دیگر، بین مشاهدات(تغییر مکان جغرافیایی) توزیع داده‌های نمونه، دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود. در نتیجه، اقتصادسنجی متداول امکان برآورد این‌گونه عوامل را نخواهد داشت (لاسیج،۱۹۹۹،۷).

فرض کنید یک رابطهٔ خطی به صورت زیر وجود دارد:

---

[1]- Spatial Dependence
[2]- Spatial Heterogeneity

$$Y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i \qquad (۹)$$

که در آن i بیانگر مشاهدات بدست آمده در $i = 1,2,\dots,n$ نقطه در فضا می‌باشد X_i نشان‌گر (k+1) بردار از متغیرهای توضیحی، همراه با مجموعهٔ پارامترهای مربوط به آن β_i، Y_i متغیر وابستهٔ مشاهده ویا مکان i می‌باشد، ε_i نمایاگر خطای تصادفی در رابطهٔ مذکور می‌باشد. با توجه به رابطهٔ فوق هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده‌های نمونهای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود.

در این پژوهش برای برآورد تابع قیمت هدانیک، طرح سؤالات و پرسشها و چگونگی تنظیم و ترتیب آنها متناسب با موضوع پژوهش یعنی تابع قیمت هدانیک تنظیم شده است. همچنین برای گردآوری داده‌ها و اطلاعات، با مراجعهٔ مستقیم از خانوارهای ساکن در مناطق هشت گانهٔ شهر تبریز استفاده شده است. نقشهٔ آماری شهر تبریز نیز به تفکیک حوزه و بلوک (به صورت SHP)و تعداد جمعیت و مساحت از مرکز آمار ایران تهیه شده است.

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و تخمین پارامترها از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. برای این منظور، از نرم افزارهایGeoda, Excel, AutoCad10, Eviews, GISاستفاده است. .

با توجه به ویژگیهای تابع قیمت هدانیک مسکن و با لحاظ کردن متغیرهای مؤثر، متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به صورت زیر خواهد بود:

۱. قیمت (PRICE) به عنوان متغیر وابسته: این متغیر، از طریق حاصل ضرب مساحت کل واحد مسکونی در قیمت هر متر مربع زمین عرصه بر حسب تومان بدست آمده است.

۲. متغیرهای فیزیکی یا ساختاری مؤثر بر قیمت واحدهای مسکونی، به عنوان متغیرهای مستقل شامل موارد زیر می‌باشد:

- متغیر (LOCATION1): این متغیر به عنوان متغیر پایه، برای موقعیت منطقه یک شهرداری واحدهای مسکونی در سطح شهر تبریز مطرح می‌گردد و به صورت متغیر پایه در نظر گرفته شده است.
- متغیرهای (LOCATION2, LOCATION3, LOCATION4, LOCATION5, LOCATION6, LOCATION7 و LOCATION8): این متغیرها به صورت متغیرهای مجازی

به ترتیب برای موقعیت مناطق دو، سه، چهار، پنج، شش، هفت و هشت شهرداری واحدهای مسکونی در سطح شهر تبریز در نظر گرفته شده‌اند.

- متغیرNOMA1 : این متغیر نمای بیرونی ساختمانهای مسکونی را که نمای آنها از نوع سنگ مرمر می‌باشند را نشان می‌دهد و به عنوان متغیر پایه می‌باشد.
- متغیرهای NOMA2 و NOMA3: این متغیرها نمای بیرونی ساختمانهای مسکونی را که نمای بیرونی آنها به‌ترتیب آجری و یانمای سیمانی (بدون نما) هستند را نشان می‌دهند و به عنوان متغیر مجازی می‌باشند.

۳. متغیرهای دسترسی مؤثر بر قیمت واحدهای مسکونی، به عنوان متغیرهای مستقل شامل موارد زیر می‌باشد:

- متغیرهای(DHP, DJOB, DED و DPA): این متغیرها واحدهای مسکونی را که به‌ترتیب در همسایگی مراکز بهداشتی و درمانی، دسترسی به محل کار، دسترسی به مراکز آموزشی ودر دسترس مراکز تفریحی یا پارک می‌باشند را نشان می‌دهد به عبارت دیگر مراکز بهداشتی و درمانی، محل کار، مراکز آموزشی و مراکز تفریحی یا پارک که هر کدام در حوزهٔ مربوط به آن واحد مسکونی مورد نظر باشند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داده شده است.
- متغیر KOCHE1: این متغیر دسترسی واحد مسکونی به خیابان یا کوچه با عرض کمتر از ٤ متر را نشان می‌دهد واین متغیر، به عنوان متغیر پایه در نظر گرفته شده است.
- متغیر KOCHE3 وKOCHE2: این متغیرها به‌ترتیب دسترسی واحد مسکونی به خیابان با عرض بین چهار تا هشت متر و یا بیشتر از هشت متر را نشان می‌دهد و به عنوان متغیر مجازی می‌باشند. واحدهای مسکونی کهبه خیابان با عرض بین چهار تا هشت متر و بیشتر از هشت متردسترسی دارند عدد یک و در غیر این صورت با عدد صفر نشان داده شده است.

٤. متغیرهای محیطی مؤثر بر قیمت واحدهای مسکونی، به عنوان متغیرهای مستقل شامل موارد زیر می‌باشد:

- متغیر (BETON1): واحدهای مسکونی را که نوع اسکلت بندی و مصالح به‌کار رفته در آنها از نوع خشت و یا از چوب می‌باشد را بیان می‌کند و به عنوان متغیر پایه می‌باشد.

- متغیر (BETON2 وBETON3): واحدهای مسکونی را که ستونها، سقف و اسکلت بندی آنها از نوع فلزی و یا بتونی می‌باشند، اطلاق می‌گردد و به عنوان متغیر مجازی می‌باشند.
- وضعیت ناامنی محله (SECURE): برای واحدهای مسکونی را که دارای امنیت هستند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داده شده است.
- متغیر (GAZ): این متغیر، به واحدهای مسکونی اطلاق می‌گردد که به سیستمهای گرمایشی-سرمایشی(مانند کولر، شوفاژ، هواساز و گاز) مجهز می‌باشند. برای واحدهای مسکونی را که از نظر سیستم حرارتی و برودتی مجهز می‌باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داه شده است.

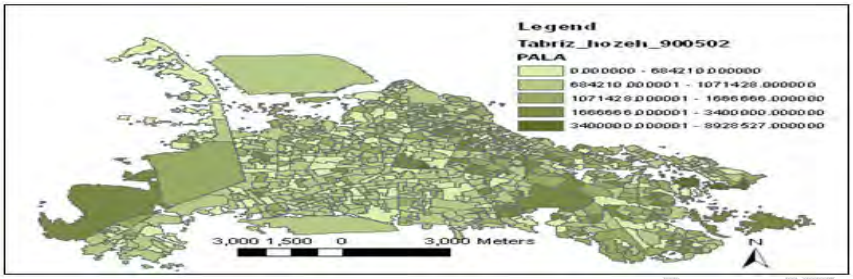
۵. متغیر (APART): نوع واحد مسکونی را نشان می‌دهد واحدهای مسکونی که آپارتمانی هستند عدد یک و واحدهایی که از نوع ویلایی هستند عدد صفر را به خود اختصاص داده‌اند.

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

۵- نتایج تجربی

نقشهٔ (۱) متوسط قیمت هر متر مربع زمین عرصه را در حوزه‌های مختلف شهر تبریز بر حسب تومان بیان می‌کند شایان دکر است که در نقشهٔ (۱) متوسط قیمتها از صفر تا هشت میلیون و نهصد و بیست و هشت‌هزار و ششصد و بیست و هفت افزایش می‌یابد. همچنین متوسط قیمت هر مترمربع زمین عرصه در حوزه‌های مختلف شهر تبریز طبق نقشهٔ (۱) قیمت منطقه یک بیشتر از منطقهٔ دو و به همین ترتیب با افزایش مناطق شهرداری، متوسط قیمت زمینهای واحدهای مسکونی کاهش می‌یابد یعنی منطقهٔ یک و منطقهٔ دو به طور متوسط بالاترین قیمت زمین را به خود اختصاص داده‌اند.

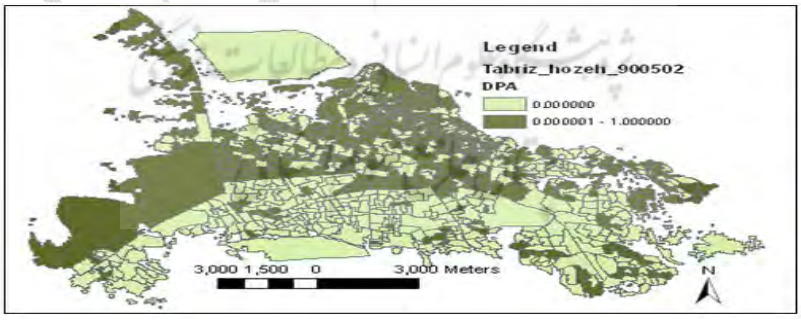
نقشه ۱: متوسط قیمت هر متر مربع زمین در حوزه‌های مختلف شهر تبریز بر حسب تومان



منبع: یافته‌های تحقیق(۱۳۸۹)

نقشهٔ (۲) متوسط دسترسی واحدهای مسکونی در حوزه‌های مختلف شهر تبریز را به پارک و یا مراکز تفریحی نشان می‌دهد. درنقشهٔ (۲) عدد صفر بیانگر دسترسی نداشتن به پارک و مراکز تفریحی بوده و عدد یک به منزلهٔ دسترسی به پارک و مراکز تفریحی می‌باشد. چنان‌چه در نقشهٔ ۷-۲ مشهود است به‌طور متوسط مناطق شمالی شهر تبریز نسبت به مناطق جنوبی شهر تبریز، بیشتر در دسترس فضاهای سبز، پارک و مراکز ییلاقی می‌باشند علت آن هم این است که وجود کوههای عون‌بن‌علی در شمال شهر تبریز نسبت به جنوب شهر می‌باشد.

نقشهٔ۲: متوسط دسترسی واحدهای مسکونی به پارک و یا مراکز تفریحی



منبع: یافته‌های تحقیق(۱۳۸۹)

۸- نتایج تخمین اقتصادسنجی فضایی

برای استخراج نتایج قیمت واحدهای مسکونی در شهر تبریز از اقتصادسنجی فضایی و نرم‌افزارGeoda بهره گرفته شده است. نتایج حاصل از این مدل با استفاده از روش Spatial Lag به صورت زیر می‌باشد:

جدول۱: تخمین قیمت واحدهای مسکونی با استفاده از اقتصاد سنجی فضایی

متغیر توضیحی	علامت انتظاری	ضرایب	آمارهٔ Z	prob
اثر فضایی	مثبت	۰.۰۷٤**	۵.۵۰	۰.۰۰
ضریب ثابت	مثبت	۰.۲۸**	٤.۲۱	۰.۰۰
تراکم جمعیت	منفی	-۰.۰۰۰۳**	۳.۳۹	۰.۰۰
دسترسی ساختمان به خیابان با عرض ٤-۸ متر	مثبت	۰.۲۳**	۳.۸۰	۰.۰۰
دسترسی ساختمان به خیابان باعرض بیش از۸ متر	مثبت	۰.۲۱**	۲.٦۹	۰.۰۰
دسترسی به مراکز کار	منفی	-۰.۰۱	۰.۳٤	۰.۷۳
دسترسی به مراکز تفریحی و پارک	مثبت	۰۳۳**	٦.۵۵	۰.۰۰
دسترسی به مراکز آموزشی	مثبت	-۰.۰۰۹	۰.۱۷	۰.۸۵
دسترسی به مراکز بهداشتی و درمانی	مثبت	-۰.۰۱	۰.۲۲	۰.۸۲
ساختمانها با اسکلت‌بندی و مصالح فلزی	مثبت	۰.۳۷**	۵.۲۷	۰.۰۰
ساختمانها با اسکلت‌بندی و مصالح بتونی	مثبت	۰.۲۸**	۳.۲۹	۰.۰۰
وضعیت امنیت منطقه	مثبت	۰.۱۷**	۳.۳۹	۰.۰۰
مجهز بودن ساختمان به سیستمهای گرمایشی و سرمایشی	مثبت	٦.۸۷**	٦۳.۷۵	۰.۰۰
ساختمانهای با نمای آجری	منفی	- ۰.۳٤**	٤.۸۱	۰.۰۰
ساختمانهای با نمای غیر استاندارد یا بدون نما	منفی	-۰.۲۰ *	۲.۲٤	۰.۰۲
موقعیت منطقه دو واحد مسکونی	منفی	-۰.۲٤**	٤.۳۷	۰.۰۰

موقعیت منطقه سه واحد مسکونی	منفی	-۰.۲۱**	۲.۷۱	۰.۰۰
موقعیت منطقه چهار واحد مسکونی	منفی	-۰.۲۰**	۳.۳٦	۰.۰۰
موقعیت منطقه پنج واحد مسکونی	منفی	-۰.۲۲**	۳.۱۸	۰.۰۰
موقعیت منطقه شش واحد مسکونی	منفی	-۰.۲٤*	۲.٤۹	۰.۰۱
موقعیت منطقه هفت واحد مسکونی	منفی	-۰.۲۲**	۲.۸۲	۰.۰۰
موقعیت منطقه هشت واحد مسکونی	منفی	-۰.۲٤*	۲.۱٦	۰.۰۳
نوع واحد مسکونی (آپارتمانی یا ویلایی)	منفی	-۰.۰۱	۲.۸۳	۰.۷۵
R^2	۰.۹۹			
تعداد مشاهدات	۷۵۷			

منبع: یافته‌های تحقیق (۱۳۸۹)

***و**ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ و۹۹٪ معنادار هستند**

چنان‌که در جدول بالا مشهود است قیمت واحدهای مسکونی استفاده شده از اقتصادسنجی فضایی، دارای علامت مطابق با نظریات اقتصادی بوده و از لحاظ آماری تعداد نوزده متغیر، معنادار می‌باشند. همچنین، نتایج نشان می‌دهند که کشش قیمت واحدهای مسکونی در برابر اثرات فضایی ۰/۰۷٤ می‌باشد.

۹- جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش اطلاعات جمع‌آوری شده در مناطق مختلف شهر تبریز به تفکیک حوزه و بلوک وارد نرم‌افزار GIS شد و آمار توصیفی آن در قالب تهیه نقشه‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفت. مهمترین نتیجهٔ آن بیانگر این بود که نتایج استخراج شده از نرم افزار GIS با نتایج اقتصادسنجی فضایی مطابقت دارد.

از بررسی تابع قیمت هدانیک بخش مسکن در مناطق هشت گانهٔ شهر تبریز، مشاهده می‌شود که قیمت واحد مسکونی، تحت تأثیر سه گروه از متغیرها قرار می‌گیرد:

گروه اوّل، شامل عوامل فیزیکی یا ساختاری واحدهای مسکونی می‌باشد که در واقع ویژگی‌های فیزیکی آن را مورد سنجش و ارزیابی کمّی و کیفی قرار می‌دهند. گروه دوم تحت عنوان عوامل دسترسی شناخته می‌شوند که در بر گیرندهٔ موقعیت دسترسی واحد مسکونی

می‌باشند. گروه سوم، شامل عوامل محیطی می‌باشند که معرف امکانات رفاهی واحد مسکونی می‌باشد.برای برآورد این تابع قیمت، متغیرهای دسترسی واحد مسکونی به خیابان یا کوچهٔ با عرض ٤-٨ متر، دسترسی واحد مسکونی به خیابان یا کوچهٔ با عرض بیش از۸ متر، دسترسی به مراکز کار، دسترسی به مراکز تفریحی و پارک، دسترسی به مراکز آموزشی، دسترسی به مراکز بهداشتی و درمانی، ساختمانها با اسکلت‌بندی فلزی، واحدهای مسکونی با اسکلت‌بندی بتونی، وضعیت امنیت حوزه، مجهز بودن واحد مسکونی به سیستم های گرمایشی و سرمایشی، ساختمانهای مسکونی با نمای آجری، ساختمانهای با نمای سیمانی یا بدون نما، موقعیت مناطق هشت‌گانهٔ شهرداری تبریز و نوع واحد مسکونی (آپارتمانی یا ویلایی) به عنوان متغیر مجازی با ارزش صفر و یک اختصاص داده شد.

مهمترین یافته‌های تجربی حاصل از تخمین تابع قیمت هدانیک فضایی برای شهر تبریز به صورت زیر می‌باشد:

نتایج برآورد بیانگر آن است که وابستگی فضایی از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. ضریب وابستگی فضایی مثبت و برابر ۰.۰۷ می‌باشد یعنی در داده‌هایی که تأثیر ویژگی‌های فیزیکی، محیطی و دسترسی بررسی می‌شوند، بهتر است وابستگی فضایی هم وارد مدل شود چون قیمت واحدهای مسکونی مجاور اعم از آپارتمانی یا ویلایی در سطح شهر تبریز بر هم تأثیرگذار می‌باشند.

از بین بیست‌وسه متغیر توضیحی بکار رفته در جدول چهار متغیر دسترسی به مراکز کار، دسترسی به مراکز آموزشی، دسترسی به مراکز بهداشتی - درمانی ونوع واحد مسکونی اعم از آپارتمانی – ویلایی معنادار نبوده امّا بقیهٔ متغیرها معنادار می‌باشند.

مؤثرترین متغیر برای قیمت واحدهای مسکونی در شهر تبریز متغیر مجهز بودن واحدهای مسکونی به سیستم های حرارتی- برودتی می‌باشد به دلیل کوهستانی بودن و موقعیت خاصی که شهر تبریز دارد مانند محصور بودن بین کوههای مرتفع و سرد بودن دمای این شهر در فصل زمستان، خانوارهای شهر تبریز در مقابل مجهز بودن واحدهای مسکونی به سیستمهای حرارتی- برودتی حساس می‌باشند و این متغیر قیمت واحد مسکونی را به شدت افزایش می‌دهد.

علت این که رابطهٔ بین قیمت واحد مسکونی و متغیرهای دسترسی به مراکز آموزشی و بهداشتی-درمانی، معکوس می‌باشد غلبهٔ اثرات منفی مراکز آموزشی و بهداشتی- درمانی مانند (آلودگی صوتی و تراکم جمعیتی) بر واحدهای هم‌جوار می‌باشد.

ویژگی عرض خیابان به عنوان یکی از ویژگی‌های واحد های مسکونی در شهر تبریز از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد به‌طوری که ضرایب عرض خیابان با عرض بین چهار تا هشت متر و بیشتر از هشت متر، بترتیب ۰/۲۳ و ۰/۲۱ قیمت واحد مسکونی را افزایش می‌دهد علت آن هم این است که خانوارهای تبریزی برای آن‌دسته از واحدهای مسکونی که در دسترس خیابان‌زهای استاندارد هستند قیمت بیشتری را می‌پردازند.

با توجه به ویژگی محیطی متغیر مصالح به‌کار رفته در واحدهای مسکونی در شهر تبریز معنادار می‌باشد و ضرایب اسکلت فلزی و بتونی بیانگر این هستند که هر چه مصالح به‌کار رفته در واحد مسکونی مقاوم باشد به‌طوری که افزایش ضریب اسکلت فلزی و بتونی بترتیب ۰/۳۷ و ۰/۲۸ درصد قیمت واحد مسکونی را افزایش می‌دهد.

متغیر امنیت از لحاظ آماری معنادار بوده و امنیت در میان خانوارهای تبریزی در حوزه‌های مختلف این شهر به عنوان متغیر محیطی با ضریب ۰/۱۷ می‌باشد.

به برنامه‌ریزان و سازندگان واحدهای مسکونی توصیه می‌شود مطابق با اولویت‌های متقاضیان برای واحدهای مسکونی اقدام نمایند. مسئولان زیرربط و دست‌اندرکاران امر با گردآوری داده‌های آماری مربوط به مسکن و در دسترس قرار دادن این اطلاعات برای محققین و برنامه‌ریزان، بستر مناسبی جهت دستیابی به تحقیقاتی با نتایج کاربردی‌تر و وسیعتری را فراهم نمایند.

پرتال جامع علوم انسانی

منابع

- ابونوری اسمعیل، جعفری صمیمی و رمضانی وکیل‌کندی رسول (۱۳۸۱)، برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از مدل هدانیک مطالعهٔ موردی شهر ساری، پژوهش نامهٔ انسانی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، شمارهٔ چهارم : ۳۱-۳٤.
- اکبری نعمتالله و عسگری علی، (۱۳۸۰)، روش شناسی اقتصاد سنجی فضایی , تئوری و کاربرد ; مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان ,علوم انسانی شمارهٔ ۱ و ۲: ۱۲۲-۹۳.
- اکبری نعمتالله، توسلی ناهید، (۱۳۸۷)، تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن مطالعه شهر اصفهان، فصل نامه پژوهش های اقتصادی دوره ۵، شماره ۱، بهار : ٦٤ -٤٧.
- اکبری نعمتالله، عماد زاده مصطفی و رضوی علی(۱۳۸۳)، عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد، فصل نامه پژوهش های اقتصادی، شمارگان ۱۱و۱۲: ۱۷۷- ۱٦۳.
- خوش‌اخلاق رحمان، عماد زاده مصطفی و شریفی محمد رضا(۱۳۷۸)، تخمین تابع تقاضای مسکن با استفاده از مدل هدانیک: مطالعه موردی شهر خمینی شهر؛ مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره۵۵، پاییز و زمستان: ۱۱۸ – ۹۹.
- زرائ نژاد منصور و انواری ابراهیم (۱۳۸۵)، برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز ، فصل‌نامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۸، پاییز: ۱٦۸- ۱۳۹.
- صادقی سید کمال، خوش‌اخلاق رحمان، عمادزاده مصطفی و دلالی اصفهانی رحیم (۱۳۸۷)، بررسی تأثیر آلودگی هوا بر ارزش مسکن در شهر تبریز، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، سال۱۲، شماره۳۷، زمستان:۱۷۱-۱۹۲.
- عابدین درکوش، سعید معصومیان رسول(۱۳٦٤)، تابع قیمت هدانیک در رابطه با تقاضای مسکن شهری، وزارت امور اقتصادی و دارای، تهران.
- مرکز آمار ایران، سالنامه آماری استان آذربایجان شرقی ۱۳۸۵.
- وارثی حمیدرضا، موسوی میرنجف، (۱۳۸۹)، بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن با استفاده از مدل هدانیک قیمت مطالعه موردی: سه شهر یزد. فصلنامه جغرافیا و مطالعات محیطی، سال اول، شماره سه.

-Anselin L. (1988) Spatial Econometrics: Methods and models. Kluwer academic publishers.
-Arimah, B, C. (1992) Hedonic Price and Demand for Housing Attributes in third world city: The case if Ibadan. Urban Studis, 29(5) :639-651.
-Batalhone, B. C. (1992) Hedonic price and demand for housing attributes inthird word city: the case of Ibadan. Urban studies, 5: 639 - 651.
-Casetti, E. (1972)Generating models by the expansion method: applications to geographic research", geographical analysis, vpl. 4 :81- 91.
-Dokmeci, V.&Onder, Z. & yavas, A. (2003). External factors, housing values and rents: evidence from survey data journal of housig research, 14: 83-99.
-Freeman, A. myrick. (2003). The measurement of environmental and rsource values: theory and methods, resources for the Washington, DC.
-Griliches, Z. (1971), Price indexes and quality change. cambrige, mass: harvard university press.
-Hai-Zzhen, W. & Sheng – hua, J., & Xiao-guo(2005), Hedonic price analysis of urban housing: an empirical research on housing, China, *Journal of Zhejiang university Science*,6A: 907-914. http://www.zju.edu.cn/jzus.
-LeSage J.P. (1999). The theory and practice of spatialeconometrics, Department of Economics,University of Toledo(www.rri.wvu.edu/WebBook/LeSage/spatial/spatial.html)
-Kain, J, F& Cuigley, J. M. (1970). Measuring the value of housing quality. *Journal of the American Statistical Association*, 65: 532-548.
-Lancaster, K, J. (1970) A new approach to consumer theory, *Journal of Political Economy*, 8:532- 548.
-Lesage, J. P. (1997). "Bayesian estimation of spatial autoregessive models", international regional science review, 20: 113-129.
-Mazappa. (2005). Mazappa dictionary. Available at: //laughlinguitars. Ca/ dic. htm.
-Rosen Sh.,(1974) Hedonic price and implicit markets: Product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82: 34 – 55.

-Zabel, J & Kel, K., (2000). Estimating the demand for air quality in four cities in the united states, *Land Economics*, 78: 174- 194.

فصلنامه مدلسازی اقتصادی
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی