

مقایسه‌ی مدل قیمت هدانیک سنتی و مدل قیمت هدانیک رید در برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن (مطالعه‌ی موردی مناطق شهری استان همدان)

دکتر علی اکبر قلی زاده، دکتر داود بهبودی و احسان شکران *

تاریخ وصول: 1388/12/11 تاریخ پذیرش: 1389/6/24

چکیده:

این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت واحدهای مسکونی و تخمین ارزش این عوامل در مناطق شهری استان همدان می‌پردازد. از میان روش‌های مختلف، روش قیمت هدانیک برگزیده شد. در روش مرسوم و سنتی قیمت هدانیک، ویژگی‌های مختلف فیزیکی و ساختاری واحد مسکونی و ویژگی‌های محیطی و همسایگی برای برآورد قیمت مسکن لحاظ می‌شود. روشی که در این مطالعه در نظر گرفته شده است، روش هدانیک پیشنهادی توسط رید (Reid) است. در این روش علاوه بر موارد قبلی، ویژگی‌های خریداران و مالکان واحد مسکونی نیز در مدل وارد می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده مدل رید نسبت به مدل هدانیک سنتی از قدرت توضیح دهندگی بیشتری برخوردار است. این مدل به تفکیک مالکان و مستأجران تخمین زده شده است. یافته‌های تحقیق نشان داد که کیفیت خدمات مسکن تابع عواملی مانند: زیر بنا، تعداد اتاق، اسکلت فلزی و آجری، تعمیرات سالیانه، پکیج، آسانسور و نیز متغیرهای دموگرافیکی مانند: سن، جنس، سطح تحصیلات و وضعیت تأهل مالک واحد مسکونی بر قیمت مسکن در مناطق شهری استان همدان است.

طبقه‌بندی JEL: C13، D12

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت هدانیک رید، قیمت مسکن، استان همدان

* به ترتیب، استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینای همدان، دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز و کارشناس ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی

1- مقدمه

برای بسیاری از خانوارها مفهوم مسکن چیزی بیشتر از یک سر پناه است. برای این گونه خانوارها احتمالاً مسکن مهمترین دارایی در سبد مالی آنها است (کیس¹ و دیگران، 2004). این وضعیت به گونه‌ای است که مسکن در بیشتر کشورهای صنعتی به عنوان مهم‌ترین جزء تشکیل دهنده‌ی ثروت شخصی محسوب می‌شود.² با عنایت به گران بودن هزینه‌ی خدمات در این بخش، خدمات مسکن از جمله هزینه‌های عمده‌ی خانوار به حساب می‌آید. قیمت مسکن از مهمترین علائق صاحبان املاک، بانک‌ها، سیاست‌گذاران و نیز مالکان واحدهای مسکونی است (شولز و ورواتز،³ 2004). بنابراین، تغییرات قیمت آن برای خانوارها، بنگاه‌های تولیدکننده‌ی مسکن و نیز برای دولت مهم است. نوسانات قیمت در این عرصه، شرایط جوامع را به لحاظ اقتصادی- اجتماعی تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، برآورد قیمت واحدهای مسکونی و تعیین عوامل تأثیرگذار در این حوزه به حل برخی از مشکلات پیرامون موضوع مسکن کمک خواهد کرد و به طور مسلم امر سیاست‌گذاری در این عرصه را تسهیل می‌کند.

اما از آنجا که مسکن در گروه کالاهای ناهمگن⁴ قرار می‌گیرد، برای بررسی ابعاد مختلف مسکن و شناخت عوامل مؤثر بر قیمت آن، توجه به ویژگی‌های گوناگون یک واحد مسکونی مثل ویژگی‌های ساختاری و محیطی و نیز برخی از متغیرهای اقتصادی و اجتماعی و نیز جمعیتی لازم است. در واقع، همین خصوصیات باعث تفاوت در سلیقه و ترجیحات مصرف‌کنندگان در راستای تقاضا برای کالایی ناهمگن از جمله مسکن خواهد شد. با توجه به آنکه هر واحد مسکونی خصوصیات مربوط به خود را دارد، به کارگیری تابع قیمت هدانیک برای تخمین قیمت واحدهای مسکونی و تمایل نهایی به پرداخت یکی از راهکارهای مناسب در این زمینه است. اما مسأله‌ی اساسی در قیمت‌گذاری به شیوه‌ی هدانیک، انتخاب سبدهای ویژگی‌های مسکن است. تجزیه و تحلیل این ویژگی‌ها تصویر مناسبی در خصوص سبدها - بستن و نیز تمایل به پرداخت⁵ مصرف‌کنندگان نسبت به ویژگی‌های

¹ Case

² بر اساس تحقیق استیفن مایو (1999) تقریباً 41 درصد از ثروت جهان به مسکن اختصاص دارد.

³ Schulz and Werwatz

⁴ Heterogeneous

⁵ Willingness to Pay

ساختمان مسکونی⁶ و مکان⁷ آن ارابه می‌دهد که در چهارچوب نرخ نهایی جانشینی قابل تحلیل خواهد بود. این اطلاعات در شناسایی پویایی بازار مسکن و اثرات آن بر ساختار اقتصاد شهری اهمیت تعیین‌کننده‌ای دارد. با تصریح کردن یک مدل قیمت هدانیک صحیح که به شیوه‌ای درست برآورد شده باشد، اهمیت ویژگی‌های مختلف واحد مسکونی مشخص خواهد شد. این تحقیق در 9 بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، مبانی نظری و برخی از مطالعات پیشین در این حوزه بررسی می‌شود. بخش بعد مدل تحقیق و روش تحقیق می‌پردازد. تخمین مدل‌ها و مقایسه و برآورد تفکیکی آنها موضوع بخش‌های بعدی است. مقاله با نتیجه‌گیری به پایان می‌رسد.

2- مبانی نظری

گودمن⁸ (1998) عبارت هدانیک را برای توضیح «توزین اهمیت نسبی مؤلفه‌های متفاوت در میان مؤلفه‌های دیگر برای تشکیل شاخصی از سودمندی و مطلوبیت» به کار گرفت. روزن⁹ (1974) قیمت هدانیک را به عنوان قیمت ضمنی مشخصه‌هایی تعریف می‌کند که از قیمت مشاهده شده‌ی کالاها، متفاوت و مقادیر مشخص ویژگی‌های مرتبط با آن کالاها برای عوامل اقتصادی آشکار می‌شوند. روزن به صورت جامعی برای مشخص سازی قیمت درخواستی خریدار¹⁰ یا ارزش ضمنی ویژگی‌های یک کالا برای مشتریان متفاوت، چارچوبی نظری را فراهم ساخت. قیمت درخواستی خریدار (j) ماکزیمم مقدار پولی است که یک مصرف‌کننده تمایل دارد برای یک کالا بپردازد، البته تحت شرایطی که وی سطح مشخصی از مطلوبیت یا رضایت خاطر¹¹ را کسب کند. پیشنهاد مطرح شده در این نظریه استفاده از اطلاعات به دست آمده از نقطه‌ی مماس منحنی قیمت بازار با جایی است که مصرف‌کننده و تولیدکننده ارزش یکسانی از شرایط تعادل را سهم می‌برند. روش‌های استفاده شده برای مشخص کردن تابع درخواست¹² مصرف

⁶ Dwelling Unit

⁷ Location Characteristics

⁸ Goodman

⁹ Rosen

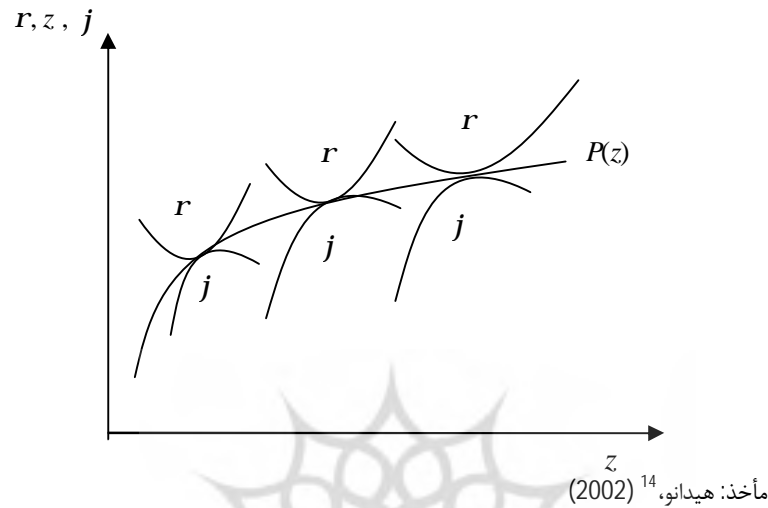
¹⁰ Bid Price

¹¹ Happiness

¹² Bid Price Function

کننده و تابع پیشنهاد فروش¹³ تولید کننده (r) به صورت مفصل توسط وی توضیح داده شده است. تابع پیشنهاد فروش برای مشخص کردن کمینه‌ی مقدار قیمتی است که یک تولید کننده برای فروش یک کالا برای دستیابی به سود مشخص باید بپذیرد. رابطه‌ی میان توابع قیمت بازار، قیمت درخواستی خریدار و پیشنهاد فروش در شکل (1) نشان داده شده است.

شکل 1: تابع قیمت هدانیک



3- پیشینه‌ی تحقیق

3-1- مطالعات خارجی

کین و کوئیگلی¹⁵ (1970) از تابع قیمت هدانیک برای بررسی قیمت مسکن شهر سنت لوئیس آمریکا استفاده کرده‌اند. بر اساس نتایج، برخی از مهمترین عوامل که بیشترین تأثیر مثبت را بر قیمت دارند عبارت‌اند از: نمای بیرونی، نوع طراحی در و پنجره‌ها و وجود مکان‌هایی برای قدم زدن در اطراف واحد مسکونی.

تیواری و پاریک¹⁶ (1997) در مطالعه‌ای تابع تقاضای مسکن را برای کلان شهر بمبئی کشور هند تخمین زده‌اند. آنها واحدهای مسکونی را به لحاظ نوع به

¹³ Offer Function

¹⁴ Hidano

¹⁵ Kain and Quigley

¹⁶ Tiwari and Parikh

هفت طبقه تقسیم بندی کرده‌اند. مهمترین یافته‌ی این مطالعه حاکی از آن است که تقاضای مسکن نسبت به درآمد و قیمت بی‌کشش می‌باشد. مقدار کشش درآمدی برای مالکان و مستأجران به ترتیب در حدود 0/33 و 0/38 است و کشش قیمتی به ترتیب برای گروه مالکان و مستأجران 0/21- و 0/75- است.

دوکمیکی¹⁷ و دیگران (2003) وضعیت قیمت مسکن شهر استامبول را بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج، هر چه تعداد اتاق‌های واحد مسکونی بیشتر باشد، قیمت آن نیز بیشتر می‌شود. واحدهای مسکونی دارای سند قانونی گرانتر هستند. قدمت و نوع ساختمان مسکونی بر قیمت ساختمان تأثیری ندارند. همچنین وجود فضای سبز در نزدیکی منطقه، تأثیر مثبت بر قیمت مسکن دارد.

کیم¹⁸ (2007) در تحقیقی که در سراسر آمریکا انجام داده است، از مدل‌های اقتصادسنجی برای تعیین شاخص قیمت هدانیک مسکن استفاده کرده است. برای هر ایالت یک معادله‌ی قیمت مسکن مجزا تخمین زده شده است. نتایج این بررسی نشان داد که زوج‌های صاحب فرزند دارای تقاضای بیشتری برای مسکن هستند. کشش درآمدی در حدود 0/4 به دست آمده و کشش قیمتی نیز تقریباً 0/29- برآورد شده است. ضرایب متغیر سن سرپرست خانوار مثبت و معنی‌دار است. ضریب سطح تحصیلات مثبت و حاکی از آن است که خانوارهای با تحصیلات بالاتر دارای تقاضای مصرف مسکن بیشتری هم هستند.

کاپل و زابل¹⁹ (2008) در تحقیقی که با تأکید بر اهمیت مکان واحد مسکونی (در سه ناحیه‌ی کلان شهری،²⁰ شهر و خیابان) انجام شده با تکنیک هدانیک به بررسی قیمت مسکن در آمریکا پرداخته‌اند. آنها با روشی به نام $3L$ ²¹ نشان داده‌اند که هر سه سطح مذکور به صورت همزمان و نیز مستقل مهم هستند و افراد برای واحدهای مسکونی با ساختار فیزیکی یکسان و ویژگی‌های شهری مشابه بسته به مکان واحد مسکونی در کلان شهرهای متفاوت، تمایل به پرداخت‌های متفاوتی دارند.

¹⁷ Dökmeci

¹⁸ Kim

¹⁹ Kiel and Zabel

²⁰ Metropolitan Statistical Area

²¹ Location Location Location

سلیم²² (2008) قیمت مسکن در ترکیه را بررسی کرده است. اطلاعات مربوط به این تحقیق از داده‌های بررسی بودجه‌ی خانوار²³ توسط انستیتو آمار کشور ترکیه²⁴ برای سال 2004 بر روی 8600 خانوار نمونه، گردآوری شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که امکاناتی نظیر آب، استخر، نوع واحد مسکونی، تعداد اتاق، مساحت واحد، ویژگی‌های موقعیتی و نوع اسکلت ساختمان در میان ویژگی‌ها مهمترین متغیرهایی هستند که قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در مطالعه‌ی دیگری بریزینگتون و هایت²⁵ (2008) یک سیستم معادلات همزمان برای تخمین مدل قیمت هدانیک را برآورد نموده‌اند. در این تحقیق از روش بودن²⁶ استفاده شده است. نمونه‌ی اصلی این مطالعه مشتمل بر 1606 نمونه‌ی اصلی از 58 ناحیه در ایالت اوهایو²⁷ آمریکا می‌باشد. نتایج نشان داد که پیش‌بینی‌ها برای قیمت پایه‌ی واحد مسکونی در حالت استفاده از روش بودن برای تخمین تابع قیمت هدانیک، هم به لحاظ انحراف استاندارد و هم به لحاظ میزان کشیدگی و چولگی دقیق‌تر است.

3-2- مطالعات داخلی

درکوش و معصومیان (1364) اهمیت عوامل مؤثر بر قیمت بازار واحدهای مسکونی در شهر تهران را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه شهر تهران به چهار ناحیه تقسیم‌بندی شده و برای هر یک از نواحی، تابع قیمت جداگانه‌ای برآورد شده است. بر اساس یافته‌های تحقیق متغیرهای تعیین‌کننده‌ی قیمت واحد مسکونی در شهر تهران بسته به نوع واحدهای مسکونی متفاوتند.

شرزه‌ای و یزدانی (1375) به بررسی توابع قیمت هدانیکی مسکن در شهرکرد پرداخته‌اند. با توجه به داده‌های مقطعی سال 1370، در این مطالعه شهرکرد به 23 منطقه‌ی مجزا تفکیک شده و 930 واحد مسکونی از این مناطق انتخاب شده است. توابع قیمت هدانیک برای واحدهای مسکونی واقع در بافت قدیم، جدید و کل شهر تخمین زده شده است. بر اساس نتایج عوامل محیطی و

²² Selim

²³ Household Budget Survey Data

²⁴ Turkish Statistical Institute

²⁵ Brasington and Hite

²⁶ Bowden

²⁷ Ohio

همسایگی به دلیل توزیع متجانس از اهمیت چندانی در تعیین قیمت واحدهای مسکونی برخوردار نمی‌باشد.

اسفندیاری (1379) عوامل مؤثر بر قیمت واحدهای مسکونی در شهر اصفهان را بر اساس داده‌های سال‌های 1371 تا 1377 بررسی کرده است. مهمترین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در شهر اصفهان برای واحدهای مسکونی اعم از ویلایی و آپارتمانی، عوامل فیزیکی بیشتر از عوامل مکانی قیمت واحدهای مسکونی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. عامل فیزیکی، امکانات رفاهی و اسکلت دسترسی به خیابان و فضای سبز موجود در هر منطقه از مهمترین عوامل اثر گذار هستند.

ابونوری و رضانی وکیل کندی (1381) تابع تقاضای مسکن شهر ساری را با استفاده از مدل هدانیک تخمین زده‌اند. تابع تقاضا برای ویژگی‌های مساحت زمین، تعداد اتاق، فاصله از خیابان و فاصله از مرکز شهر برآورد شده است. در میان متغیرها، مساحت زیربنا، مساحت زمین و تعداد اتاق بیشترین اثر را بر قیمت واحد مسکونی داشته‌اند.

اکبری، عماد زاده و رضوی (1383) روش هدانیک و تکنیک اقتصاد سنجی فضایی²⁸ را برای شناخت عوامل کلیدی بر قیمت مسکن در شهر مشهد به کار برده‌اند. مدل این تحقیق یک مدل خود رگرسیون فضایی²⁹ است. یافته تحقیق نشان داد که وجود یا عدم وجود وابستگی فضایی در مدل هدانیک با توجه به نوع واحد مسکونی متفاوت است.

زراء نژاد و انواری (1385) تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز را به روش داده‌های ترکیبی و با استفاده از داده‌های گردآوری شده توسط سازمان مسکن و شهرسازی برآورد کرده‌اند. براساس نتایج این تحقیق در شهر اهواز از نظر متقاضیان واحدهای مسکونی، عوامل رفاهی و فیزیکی ساختمان بیشترین تأثیر را بر قیمت دارند.

وصاف (1387) تقاضا برای زمین مسکونی در شهر مشهد را با استفاده از تابع قیمت هدانیک و رهیافت اقتصاد سنجی فضایی مورد مطالعه قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تفاوت معناداری بین متغیرها و قیمت در

²⁸ Spatial Econometric Method

²⁹ Spatial Auto Regression

حوزه‌های مرکزی و غیرمرکزی شهر برقرار است و هر سه گروه متغیرهای محیطی، ذاتی و فضا توضیح دهنده‌ی تغییرات فضایی قیمت زمین مسکونی هستند. آزمون‌های فضایی نیز نشان می‌دهند که همبستگی شدید فضایی بین متغیر قیمت در نقاط مختلف شهر وجود دارد.

عباسلو و سینا (1384) تابع قیمت هدانیک مسکن شهری تهران را برآورد کردند.

4- الگوی تحقیق

4-1- مدل رید

اهم تکنیک‌های پیشنهادی برای تعیین و برازش رگرسیون قیمت هدانیک مسکن در ادبیات اقتصاد مسکن طی سال‌های گذشته استفاده از متغیرهای ابزاری،³⁰ تکنیک آمار فضایی،³¹ رویکرد مرزی،³² و روش داده‌های تابلویی³³ بوده‌اند. هر یک از این مدل‌ها دارای ویژگی‌های مربوط به خود هستند. باید توجه داشت که همواره مدل مورد استفاده بهترین نخواهد بود. برای نمونه ابزارهای اقتصادسنجی متفاوتی برای برخورد با ناهمگنی غیر قابل مشاهده³⁴ در مدل قیمت هدانیک استفاده شده است. به عنوان مثال، بریزینگتون و هایت (2005) مدل اقتصادسنجی فضایی³⁵ را پیشنهاد کرده‌اند. همچنین، در این ارتباط مطالعات کیم و دیگران (2003) و پیس³⁶ و دیگران (1998) نیز قابل توجه‌اند. در این بین، مدل داده‌های تابلویی³⁷ نیز توسط رایس و سام‌ارویل³⁸ (2004) و کلپ³⁹ و دیگران (2005) به کار گرفته شده است. روش‌های آمار فضایی ابزاری ارزشمند برای بسیاری از مدل‌های قیمت هدانیک مسکن است. اما زمانی که واحدهای مسکونی مورد مطالعه دارای پراکنش زیادی هستند، تأثیرات کمی بین واحدهای مسکونی به لحاظ اثرگذاری بر قیمت

³⁰ Instrumental Variables

³¹ Spatial Statistics

³² Borders Approach

³³ Panel Data

³⁴ Unobserved Heterogeneity

³⁵ Spatial Statistical Model

³⁶ Pace

³⁷ Panel Data Model

³⁸ Ries and Somerville

³⁹ Clapp

یکدیگر وجود دارد. در این تحقیق نیز از آن جا که واحدهای مسکونی در شهرهای مختلف استان همدان قرار دارند، از این مشکل پراکندگی زیاد واحدهای مسکونی مستثنی نیستند. در چنین مواردی، مدل‌هایی که بر اساس رهیافت آمار فضایی به دست می‌آیند، برای لحاظ کردن تأثیرات متغیرهای محذوف (به دلیل فقر اطلاعاتی منابع موجود) چندان مناسب نیستند. هر چند در این موارد استراتژی‌های ابزاری⁴⁰ مفید است؛ اما به گفته‌ی بریزینگتون و هایت (2008) یافتن ابزارهای مناسب و کارا برای اطلاعات مقطعی جمع‌آوری شده برای قیمت واحدهای مسکونی مشکل می‌نماید و اغلب، حداکثر برای یک یا دو متغیر توضیحی در یک زمان درست است. رویکرد داده‌های تابلویی نیز تا حدودی مؤثر است، ولی بسیاری از متغیرهای سیاستی مورد توجه در مدل‌های هدانیک قیمت مسکن مثل کیفیت مدارس اساساً در طول زمان ثابت هستند. مدل داده‌های تابلویی که از معیارهای کیفیت مدارس استفاده می‌کنند، مؤلفه‌ی مهم تغییرات تصادفی در کیفیت مدارس را به صورت سالیانه لحاظ می‌کنند. در صورتی که والدین این تغییرات سال به سال در کیفیت مدارس را به عنوان یک اختلال ناپایدار⁴¹ در نظر بگیرند، (یا به عبارتی دیگر این تغییرات سال به سال را خیلی جدی نگیرند) ممکن است این نوسانات تصادفی در کیفیت را آن چنان که باید ارزش‌گذاری نکنند. در واقع، مدل داده‌های تابلویی آنچنان که بریزینگتون و هارین⁴² (2006) و رایس و سام‌ارویل (2004) عنوان می‌کنند خطای اندازه‌گیری⁴³ در کیفیت مدارس را به گونه‌ای معرفی می‌کند، که تخمین اثر کیفیت مدارس بر قیمت مسکن دارای تورش به سمت پایین⁴⁴ خواهد بود (کمتر از حد تخمین زده می‌شود). یک تابلوی متعادل شده⁴⁵ نیز تنها واحدهایی را منظور می‌کند که در طول زمان مطالعه چند بار خرید و فروش می‌شوند، که این عامل سبب می‌شود داده‌های موجود برای تحلیل کاهش یابند. کم شدن تعداد داده‌ها برای تحقیق نیز خود مشکلات دیگری را در پی دارد.

⁴⁰ Instrumentation strategies

⁴¹ Transitory Noise

⁴² Brasington and Haurin

⁴³ Measurement Error

⁴⁴ Downwards Bias

⁴⁵ Balanced Panel

4-2- مدل تحقیق

مدل استفاده شده در مطالعه برای اولین بار توسط رید در سال 1990 برای تعیین رگرسیون قیمت هدانیک استفاده شده است. بر خلاف مدل‌های متعارف و سنتی هدانیک، رید چارچوبی را برای تشکیل یک مدل ساختاری شامل ویژگی‌های مالک و خریدار واحد مسکونی جهت تخمین مدل قیمت هدانیک داده‌های مقطعی به کار برده است. در مدل وی قیمت مسکن نه تنها تابعی از ویژگی‌های واحد مسکونی بلکه تابعی از ویژگی‌های مالکان آن نیز می‌باشد. در مطالعه‌ی حاضر، نتایج مدل رید با مدل هدانیک متعارف یا سنتی مقایسه شده است.

بر اساس پژوهش بریزینگتون و هایت (2008) مدل هدانیک سنتی اهمیت مساحت و زیربنای واحد مسکونی و نیز کیفیت مدارس را در تشخیص قیمت واحد مسکونی بیشتر از حد در نظر می‌گیرد و اهمیت کیفیت محیط زیست را نیز به طور نسبی کمتر برآورد می‌کند. بایر⁴⁶ و دیگران (2005) خاطر نشان کرده‌اند که در بیشتر مطالعات مربوط به مدل قیمت هدانیک، برآورد پارامترها اریب دار است. بنابراین، با داده‌های موجود، مدل قیمت هدانیک سنتی ممکن است خیلی کارساز نباشد و پارامترهای مدل با اریب تخمین زده شوند که خود باعث تصمیم‌گیری‌های غلط و اتخاذ راهکارهای نادرست می‌شود. از سوی دیگر، کپ و دیگران (2005) خاطر نشان کرده‌اند که در صورت عدم توجه به ویژگی‌های خریداران و مالکان، ممکن است با ویژگی‌های همسایگی و مشخصه‌های مشاهده شده‌ی واحد مسکونی دچار همبستگی شوند. این خود عاملی خواهد بود که سبب اریب بودن پارامترهای تخمینی و فروض آزمون اشتباه و در نهایت استنباط‌های سیاستی نادرست می‌شوند.

مدل قیمت هدانیک سنتی که در این مطالعه بررسی خواهد شد، به صورت رابطه‌ی (1) است. رابطه‌ی (2) مدل دوم را نشان می‌دهد. این مدل شبیه مدل رید است که ویژگی‌های مالکان را به مدل سنتی اضافه می‌کند. این مدل را که با روش حذف پسرو⁴⁷ و از طریق رگرسیون حداقل مربعات معمولی بررسی خواهد شد، مدل ویژگی مالکان می‌نامیم.

$$\ln(p) = f_1(A, B, C; b_i) + e_i \quad (1)$$

⁴⁶ Bayer

⁴⁷ Backward Elimination

$$\ln(p) = f_2(A, B, C, D; b_i) + e_i \quad (2)$$

که در آن p نشانگر قیمت واحد مسکونی، A به ترتیب بردار متغیر ویژگی‌های محیطی، B ویژگی‌های واحد مسکونی، C کالاهای عمومی و D ویژگی‌های خریداران است. همچنین b_i بردار ضرایب متغیرها و e_i خطای برآورد است.

5- روش تحقیق

5-1- نحوه‌ی گردآوری اطلاعات

داده‌های این مطالعه مربوط به طرح هزینه و درآمد خانوار است که به صورت سالیانه توسط مرکز آمار ایران جمع آوری می‌شود. برای این منظور، از داده‌های پرسشنامه‌ی سال 1385 مربوط به این طرح برای مناطق شهری استان همدان استفاده شده است. هر چند که برخی از متغیرهای متعارف و مورد نیاز برای کاربرد روش قیمت هدانیک در این پرسشنامه به صورت صریح وجود ندارند، ولیکن تا حد امکان از اطلاعات موجود به عنوان متغیر جانشین⁴⁸ برای متغیرهای مورد نیاز استفاده شده است.

در این طرح واحد آماری، یک خانوار معمولی ساکن در مناطق شهری است که از روش نمونه‌گیری دو مرحله‌ای⁴⁹ به دست می‌آید. واحد نمونه‌گیری مرحله‌ی اول، بلوک است. فهرست بلوک‌ها از اطلاعات فایل فرم فهرست برداری سرشماری عمومی کارگاهی سال 1381 به دست آمده است. بر این اساس، استان همدان دارای 80 بلوک نمونه است. در مرحله‌ی دوم، خانوارهای نمونه در داخل بلوک‌های نمونه انتخاب می‌شوند. بدین منظور، ابتدا بلوک‌های نمونه به روش سیستماتیک با احتمال انتخاب متناسب با تعداد خانوارهای بلوک، تعیین و سپس در داخل هر بلوک نمونه، پنج خانوار به روش نمونه‌گیری سیستماتیک دایره‌ای⁵⁰ انتخاب می‌شود.

5-2- معرفی متغیرها

تمامی متغیرهایی که بر اساس پرسشنامه استخراج شده‌اند و در برآوردها مورد استفاده قرار گرفته‌اند، در جدول (1) پیوست با ذکر تعریف معرفی شده‌اند. جدول

⁴⁸ Proxy

⁴⁹ Two Stage Sampling

⁵⁰ Circular Systematic Sampling

(2) پیوست نیز حاوی میانگین و انحراف معیار متغیرهای استفاده شده به تفکیک مالکان و مستأجران می باشد.

جدول 1: برخی از فرم‌های تبعی پیشنهاد شده‌ی محققان برای مدل قیمت هدانیک

نوع رویکرد	فرم رویکرد	شکل تبدیل یافته	قیمت ضمنی	تفسیر مشتق جزئی
خطی معمولی ⁵¹	$p = b_1 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_k$	-	b_k	تغییر نهایی ⁵² قیمت نسبت به تغییر k امین ویژگی کالا x_k
رویکرد نمایی ⁵³	$p = b_0 \prod_{k=1}^K \exp(b_k x_k)$	$\ln(p) = \ln b_0 + \sum_{k=1}^K b_k x_k$	$b_k p$	نرخ رشد ⁵⁴ (برخی که قیمت در یک سطح مشخص افزایش می‌یابد)
رویکرد دو طرف لگاریتمی ⁵⁵ یا تابع توانی ⁵⁶	$p = b_0 \prod_{k=1}^K x_k^{b_k}$	$\ln(p) = \ln b_0 + \sum_{k=1}^K b_k \ln(x_k)$	$\frac{b_k}{x_k} p$	کشش جزئی ⁵⁷ (تغییر یک درصد ویژگی x_k باعث چند درصد تغییر در قیمت می‌شود)
رویکرد خطی لگاریتمی ⁵⁸ (نیمه لگاریتمی)	$p = b_0 + \sum_{k=1}^K b_k \ln(x_k)$	-	$\frac{b_k}{x_k}$	متفاوت است.

مأخذ: [Brachinger.2002]

5-3- فرم تابعی مدل پژوهش

در نظریه‌های اقتصاد مسکن توصیه‌ای برای انتخاب شکل تبعی درست و مسلم یک رگرسیون مدل قیمت هدانیک ارائه نشده است. فرم‌های مختلف و متعدد تجربی بسته به نوع موضوع و نحوه کارکرد در منابع مختلف از سوی محققان این زمینه پیشنهاد شده است. هر یک از این اشکال دارای معایب و مزایایی هستند. برخی از این توابع به صورت جدول (1) هستند. در این تحقیق از فرم دو طرف لگاریتمی استفاده شده است. فرم دو طرف لگاریتمی پیشنهاد شده اغلب مشکل آماری مربوط به تغییر در واریانس جملات خطا را تخفیف می‌دهد. محاسبات با این فرم

⁵¹ Ordinary Linear

⁵² Marginal Change

⁵³ Exponential Approach

⁵⁴ Growth Rate

⁵⁵ Double Log Approach

⁵⁶ Power Function

⁵⁷ Partial Elasticity

⁵⁸ Log Linear Approach

سبب برآزش بهتر مدل می‌شود. در واقع قدرت توضیح‌دهندگی با این فرم بالاتر خواهد رفت؛ و می‌توان با افزودن متغیرهای مجازی به سمت راست معادله تا حدودی امکان انعطاف در تصریح را به وجود آورد.

6- تخمین

به طور کلی رهیافتی که برای ساخت مدل‌ها در اینجا مورد نظر بوده است، رهیافت هندری است. رهیافت وی در مدلسازی اقتصاد، عموماً تحت عنوان رهیافت بالا به پایین⁵⁹ یا عام به خاص⁶⁰ شناخته شده است. بدین ترتیب که محقق با یک مدل شامل چندین متغیر مستقل شروع کرده، سپس آن را به سمت مدلی که فقط شامل متغیرهای مهم است، کاهش می‌دهد (گجراتی،⁶¹ 1385، 620-621). از آنجا که شناسایی مشاهدات پرت⁶² برای برآزش مدلی بهتر و تخمین‌هایی دقیقتر گام اولیه به شمار می‌رود، ابتدا یک برآورد اولیه با تمامی متغیرهای موجود با کمک نرم افزار برنامه نویسی SAS⁶³ و با روش حداقل مربعات معمولی برای یافتن این مشاهدات انجام شد. جدول (3) پیوست برآورد اولیه با تمامی داده‌های موجود برای تعیین مشاهدات پرت مؤثر است. متغیر وابسته در این تخمین و تخمین‌های بعدی به صورت لگاریتم طبیعی میزان اجاره‌بهای سالانه است.

مشاهدات دور افتاده هم از نظر متغیرهای مستقل و هم از نظر متغیر وابسته با معیارهای موجود شناسایی شدند. روش‌های شناسایی مشاهدات پرت متفاوتند. در اینجا برای شناسایی مشاهدات پرت متغیر وابسته از آزمون بونفرونی⁶⁴ استفاده شده است. به این ترتیب که مقدار قدر مطلق آماره‌ی t_i معروف به مانده‌ی استیودنتی⁶⁵ با مقدار بحرانی بونفرونی که به صورت $t(1 - \frac{\alpha}{2n}; n - p - 1)$ محاسبه می‌شود، مقایسه خواهد شد. در اینجا n تعداد کل مشاهدات و p نیز تعداد متغیرهای موجود در مدل شامل عرض از مبدا است. برای آنکه از اطلاعات موجود

⁵⁹ Top - Down

⁶⁰ General to Specific

⁶¹ Gujarati, Damodar N.

⁶² Outliers

⁶³ Statistical Analysis System

⁶⁴ Bonferroni Test

⁶⁵ Studentized Deleted Residual

حداکثر استفاده به عمل آید، میزان خطای a برابر با 10 درصد در نظر گرفته شده است. چنانچه قدر مطلق آماره از میزان بحرانی تجاوز کند، این مشاهده یک مشاهده‌ی بالقوه مؤثر در نظر گرفته می‌شود. آماره‌ی t_i به صورت زیر در نرم افزار SAS محاسبه شده است:

$$t_i = e_i \left[\frac{n-p-1}{SSE(1-h_{ii}) - e_i^2} \right]^{1/2} \quad (3)$$

که در آن e_i نشانگر باقیمانده، SSE مجموع مربعات خطا و h_{ii} عنصر روی قطر اصلی ماتریس H ⁶⁶ مربوط به مشاهده‌ی i ام است. ماتریس مذکور به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H_{n \times n} = X(X'X)^{-1}X' \quad (4)$$

که در آن X ماتریس مشاهدات است که عناصر ستون اول آن همگی یک و بقیه‌ی ستون‌ها نیز به ترتیب مشاهدات سایر متغیرهاست. برای شناسایی مشاهدات پرت متغیرهای مستقل نیز بدین صورت عمل شده است که چنانچه مقدار h_{ii} برای یک مشاهده بیشتر از $2\frac{p}{n}$ باشد، این یک مشاهده‌ی پرت بالقوه‌ی مؤثر نسبت به متغیرهای مستقل است. که در آن p همانند قبل تعریف می‌شود. بعد از شناسایی مشاهدات پرت، این مشاهدات به لحاظ مؤثر بودن یا نبودن بر میزان برآوردها با سه معیار اختلاف بین مقادیر مشاهده شده،⁶⁷ تفاوت میان ضرایب رگرسیونی تخمین زده شده⁶⁸ و فاصله‌ی کوک⁶⁹ مورد بررسی بیشتر قرار گرفته‌اند. توجه شود که اگر مشاهده‌ی دور افتاده‌ای بر اساس این معیارها مؤثر تشخیص داده شود برای برازش استفاده نخواهد شد. آماره‌های مذکور توسط نرم افزار SAS محاسبه می‌شوند. برای آماره‌ی اول چنانچه مقدار قدر مطلق آن برای یک مشاهده از $2\sqrt{\frac{p}{n}}$ بیشتر باشد، این مشاهده یک مشاهده‌ی پرت مؤثر است که تخمین‌ها را

⁶⁶ Hat Matrix

⁶⁷ Difference between Fitted value (DFFITs)

⁶⁸ Difference between Estimated regression coefficient (DFBETAS)

⁶⁹ Cook's Distance

به طور حتم تحت تأثیر قرار می‌هد. مقدار این آماره به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$(DFFITS)_i = \frac{\hat{Y}_i - \hat{Y}_{i(i)}}{\sqrt{MSE_{(i)} h_{ii}}} \quad (5)$$

در واقع این آماره اختلاف بین مقدار برازش داده شده‌ی \hat{Y}_i برای i امین مشاهده (با تعداد n مشاهده) و مقدار پیش بینی شده $\hat{Y}_{i(i)}$ (بدون i امین مشاهده) است. آماره‌ی دوم همین موضوع را برای ضرایب رگرسیونی در نظر می‌گیرد. اگر مقدار قدر مطلق این آماره از $\frac{2}{\sqrt{n}}$ بیشتر باشد، این یک مشاهده‌ی پرت مؤثر است. مقدار این آماره به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$(DFBETAS)_{k(i)} = \frac{b_k - b_{k(i)}}{\sqrt{MSE_i c_{kk}}} \text{ for } : k = 0, 1, 2, \dots, p-1 \quad (6)$$

که در آن c_{kk} نشانگر k امین عنصر قطری $(X'X)^{-1}$ است. آماره‌ی فاصله‌ی کوک نیز برخلاف آماره‌ی اول تأثیر i امین مشاهده را روی تمامی n مقدار برازش داده شده در نظر می‌گیرد. مقدار این آماره به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$D_i = \frac{\sum_{j=1}^n (\hat{Y}_j - \hat{Y}_{j(i)})^2}{pMSE} \quad (7)$$

اگر مقدار D_i صدک 50 یا بیشتر توزیع $F(p, n-p)$ باشد، آنگاه مشاهده‌ی متناظر i یک مشاهده‌ی پرت مؤثر است. همان طور که از نتایج برآورد اولیه نیز مشاهده می‌شود، این برآورد چندان مطلوب نیست و دچار نقائصی است. آماره‌ی دوربین - واتسن حکایت از همبستگی میان جملات خطا دارد و برخی از ضرایب نیز علامت مورد انتظار را ندارند. پس از اصلاح داده‌ها، شناسایی و حذف مقادیر پرت با کمک آماره‌ها و روش‌هایی که توضیح داده شد، مجدداً برآورد مدل مورد بررسی قرار گرفت. برای برازش مدل،

این بار روش حذف پسرو به کار گرفته شده است. برای این کار از نرم افزار برنامه نویسی SAS استفاده شده است. مدل نهایی با متغیرهای باقی مانده‌ی مربوط به آخرین مرحله‌ی اجرای روش حذف پسرو، با استفاده از نرم افزار EViews برآورد شد. این روش برای برآورد هر دو مدل هدانیک سنتی و هدانیک رید به کار رفته است. هر دو مدل فروض رگرسیون کلاسیک را رعایت می‌کنند. آزمون نرمال بودن اجزاء خطا و صفر بودن میانگین اجزاء خطا برای هر دو مدل این فروض را رد نمی‌کند. همچنین شواهدی که دال بر ناهمسانی واریانس اجزاء خطا باشد مشاهده نشده است. آماره‌ی دوربین واتسن نیز مشکلی که بیانگر همبسته بودن اجزا خطا باشد را نشان نمی‌دهد.

مطابق با جدول (2) ضریب تعیین مدل 48 درصد است، این بدین مفهوم است که 48 درصد از تغییرات ارزش واحد مسکونی توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. ضریب متغیرهایی که به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند، نشانگر کشش هستند و برای سایر متغیرها، کشش معادل با حاصلضرب ضریب متغیر در میانگین مربوط به آن است. نتایج این برآورد نشان می‌دهد که بر اساس مدل هدانیک سنتی هشت متغیر از بین متغیرهای در نظر گرفته شده، یعنی تمامی متغیرها به غیر از متغیرهای مربوط به ویژگی خریدار نسبت به سایرین، در تبیین مدل از اهمیت بیشتری برخوردارند. در مورد متغیر سایر تسهیلات هر چند ضریب این متغیر صفر است، ولی به خاطر مقدار آماره t که در حدود 3 است، در مدل لحاظ شده است. در میان این عوامل تعداد اتاق به لحاظ کشش در رتبه‌ی اول اهمیت قرار دارد. این میزان برابر با 0/49 است. این بدان مفهوم است که به طور متوسط یک درصد افزایش در تعداد اتاق‌ها سبب 0/49 درصد افزایش در میزان اجاره‌بهای سالانه‌ی واحد مسکونی خواهد شد. بعد از این عامل، ویژگی زیربنا و تلفن داشتن واحد مسکونی عوامل تأثیرگذار هستند. سایر عوامل تقریباً از اهمیت یکسانی برخوردارند. بیشترین میزان کشش مربوط به متغیر تعداد اتاق است.

برآورد مربوط به مدل قیمت هدانیک رید نیز در جدول (3) آمده است. در برآورد مدل هدانیک رید مقدار آماره‌ی F حدود 40 واحد است. مقدار احتمال نشان داده شده‌ی مربوط به آماره‌ی F نیز حاکی از آن است که حداقل یکی از متغیرها در مدل ضریبی مخالف صفر دارد. هشت متغیر از مجموعه‌ی تمامی

متغیرهای لحاظ شده در سطح اطمینان 99 درصد معنی‌دارند. دو متغیر جنسیت و داشتن پکیج نیز در سطح اطمینان 90 درصد معنی‌دار هستند. حدود 60 درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. نکته‌ی جالب توجه آنست که متغیر سن بیشترین کشش را دارد. بعد از آن متغیر تعداد اتاق با میزان تقریبی کشش 0/50 در جایگاه دوم قرار دارد و دارای بیشترین اثر مثبت بر قیمت واحد مسکونی است. متغیرهای مساحت زیر بنا، وضعیت تأهل و میزان تحصیلات نیز از ویژگی‌های مهم هستند. در میان متغیرهای مربوط به ویژگی خریدار نیز متغیرهای جنسیت، سن، سطح تحصیلات و وضعیت تأهل معنی‌دار شده‌اند.

جدول 2: برآورد مربوط به مدل قیمت هدانیک سنتی

متغیر	ضریب	انحراف معیار برآورد ضرایب	مقدار آماری t	Prob.	علامت مورد انتظار	کشش
c*	12/0867	(0/4425)	27/3152	0/0000	نامشخص	-
log(lotsize)*	0/4796	(0/1049)	4/5721	0/0000	مثبت	0/4796
log(nroom)*	0/4925	(0/1512)	3/2579	0/0000	مثبت	0/4925
log(distance)**	0/0514	(0/0252)	2/0422	0/0420	منفی	0/0514
cooler**	0/1396	(0/0563)	2/4781	0/0138	مثبت	0/0485
metalbana*	0/4539	(0/1040)	4/3655	0/0000	مثبت	0/0433
otherfacility*	0/0000	(0/0000)	2/9681	0/0032	مثبت	0/0000
anualfix**	0/1348	(0/0611)	2/2073	0/0280	مثبت	0/0305
tel**	0/2308	(0/1166)	1/9793	0/0487	مثبت	0/2168
R-squared (0/48) Adjusted R-square(0/47)		F-statistic (Prob.)35/78(0/0000) Durbin-Watson stat.(1/85)		PRESS (63/03) N(314)		

توضیح: *؛ ** در سطح 1 درصد و 5 درصد معنی‌دار هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

معنی‌دار شدن متغیر جنسیت در برآورد مدل رید بدان معنی است که به طور متوسط مالکان مرد نسبت به مالکان زن، صاحب واحدهای مسکونی با قیمت بیشتری هستند. در میان متغیرهای مربوط به ویژگی‌های مالکان مشخصه‌ی سن در بیشترین تأثیر جهت مثبت را بر میزان قیمت دارد. این موضوع طبیعی تلقی می‌شود؛ زیرا هر مصرف کننده در طول زندگی⁷⁰ دارای دو دوره‌ی متمایز جوانی و

⁷⁰ Life Cycle

پیری است. دوره‌ی جوانی که عموماً فرد در آن مستأجر است و معمولاً از بدو تشکیل خانواده شروع می‌شود، ولی انتهای این دوره برای افراد مختلف کاملاً متفاوت است؛ و دوره‌ی پیری که عموماً افراد صاحب منزل مسکونی هستند. در دوره‌ی جوانی فرد بخشی از درآمد خویش را مصرف و بخش دیگری را پس انداز می‌کند که به هنگام خرید واحدهای مسکونی از محل پس اندازهای قبلی و وام خرید مسکن استفاده می‌کند (قلی‌زاده، 1387، 48). علامت مورد انتظار تمامی متغیرها صحیح است. در مورد متغیر دارای همسر بودن یا نبودن به نظر می‌رسد که این علامت باید مثبت باشد. همچنین برای متغیر تعمیرات سالیانه نیز، همان‌طور که قبلاً اشاره شد، نگهداری و رفع برخی از مشکلات که طی زمان برای یک واحد مسکونی به وجود می‌آید، از رفع ترکیدگی لوله گرفته تا برخی از مسائل دیگر در حفظ ساختمان مؤثر است.

جدول 3: برآورد مربوط به مدل قیمت هدانیک رید

متغیر	ضریب	انحراف معیار برآورد ضرایب	مقدار آماره‌ی t	Prob.	علامت مورد انتظار	کشش
c*	10/5014	(0/3900)	26/9298	0/0000	نامعلوم	-
log(lotsize)*	0/4043	(0/0937)	4/3162	0/0000	مثبت	0/4043
log(nroom)*	0/4958	(0/1338)	3/7057	0/0003	مثبت	0/4958
metalbana*	0/5397	(0/1178)	4/5819	0/0000	مثبت	0/0515
aaorsa**	0/1920	(0/0760)	2/5264	0/0120	مثبت	0/1529
anualfix*	0/1817	(0/0553)	3/2832	0/0011	مثبت	0/0411
otherfacility*	0/0000	(0/0000)	3/4319	0/0007	مثبت	0/0000
package***	0/5058	(0/2920)	1/7325	0/0842	مثبت	0/0032
sex***	0/1804	(0/1052)	1/7138	0/0876	مثبت	0/1586
log(age)*	0/6717	(0/0814)	8/2549	0/0000	مثبت	0/6717
edu*	0/0327	(0/0055)	5/9092	0/0000	مثبت	0/2123
married*	-0/3091	(0/0962)	-3/2129	0/0015	؟	-0/2668
R-squared (0/59) Adjusted R-(0/58) squared	F-statistic (Prob.)40/26(0/0000) Durbin-Watson stat. (1/93)			PRESS (50/19) N (314)		

توضیح: * و ** و *** به ترتیب، در سطح 1 درصد، 5 درصد و 10 درصد معنی‌دار است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

7- مقایسه‌ی دو مدل

همان گونه که قبلاً نیز اشاره شد، مدل هدانیک سنتی به رغم استفاده‌ی متداول آن در بسیاری از تحقیقات، لزوماً از توضیح دهندگی کافی متغیرها در تبیین مدل برخوردار نیست. این مورد را می‌توان با مقایسه‌ی مقادیر ضریب تعیین برای دو برآورد در جداول بالا مشاهده کرد. مدل رید نسبت به مدل هدانیک سنتی به صورت تقریبی دارای 11 درصد قدرت توضیح دهندگی بیشتری است. این نتیجه از جمله نشانه‌هایی است که این مدل، داده‌ها را بهتر برازش می‌کند. از سویی دیگر، میزان آماره‌ی $PRESS^{71}$ یعنی مجموع مربعات پیش‌بینی شده نیز برای مدل رید نسبت به مدل هدانیک سنتی کمتر است. این معیار در خروجی نرم افزار SAS محاسبه می‌شود. مقدار این آماره نشان می‌دهد که مقادیر برازش داده شده برای یک مجموعه از مشاهدات تا چه حد می‌تواند پاسخ مشاهده شده‌ی Y_i را پیش‌بینی کند. این آماره به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$PRESS = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_{i(i)})^2 \quad (8)$$

نحوه‌ی محاسبه‌ی این آماره به این صورت است که برای هر مشاهده، ابتدا این مشاهده حذف می‌شود، آنگاه مقدار پیش‌بینی شده برای این مشاهده با استفاده از برازش مدل رگرسیونی به سایر داده‌ها محاسبه می‌شود. مجموع مربعات اختلاف این دو مقدار میزان این آماره را نشان می‌دهد. مدل‌هایی با مقادیر کوچک این آماره نشانگر این موضوع هستند که مدل لحاظ شده، در پیش‌بینی متغیر پاسخ بهتر عمل می‌کند. علت نیز روشن است؛ زیرا زمانی که مقدار $Y_i - \hat{Y}_{i(i)}$ کوچک است، مربعات خطای پیش‌بینی و در نتیجه مجموع مربعات خطای پیش‌بینی نیز کوچک خواهد بود. این آماره برای مدل رید در حدود سیزده واحد از مدل هدانیک سنتی کمتر است. این امر باز گویای این مطلب است که مدل رید، به طور نسبی مدل مناسب‌تری است.

⁷¹ Prediction Sum of Squares

8- برآورد به تفکیک

با توجه به مقایسه‌ی دو مدل و مناسبتر بودن مدل رید، برای برآوردهایی که به تفکیک انجام شده از این مدل استفاده شده است. ضریب تعیین مدل برای مالکان حدود 60 درصد است. تمامی متغیرها در سطح اطمینان 95 درصد معنی‌دار شده‌اند. متغیرهای تعداد اتاق، سطح زیر بنا و نوع اسکلت ساختمان به لحاظ آجر و آهن یا سنگ و آهن و فلزی بودن از ویژگی‌های مهم هستند. در میان متغیرهای مربوط به ویژگی مالک متغیرهای سن، سطح تحصیلات و وضعیت تأهل معنی‌دار شده‌اند و به ترتیب بیشترین میزان اهمیت را به لحاظ کشش دارند. متغیر مربوط به سایر تسهیلات اگر چه دارای ضریب صفر است، ولی به دلیل مقدار آماره‌ی t مربوط به آن در مدل لحاظ شده است. کشش متغیر $distance$ حدود 7 درصد است. این بدان مفهوم است که با یک درصد کاهش در این متغیر، میزان اجاره‌بها تقریباً 7 درصد افزایش می‌یابد. علامت تمامی متغیرها مطابق با تئوری است. در مورد متغیر $distance$ علامت مثبت بدان معنی است که خریداران واحدهای مسکونی (مالکان) ترجیح می‌دهند که محل اقامت دائم خود را در مکانی دورتر از ناحیه‌ی تجاری شهر و در نقطه‌ای آرام و به دور از آلودگی و سر و صدای ناشی از محیط تجاری انتخاب کنند.

جدول 4: برآورد تابع قیمت هدانیک رید برای مالکان

متغیر	ضریب	انحراف معیار برآورد ضرایب	مقدار آماره‌ی t	Prob.	علامت مورد انتظار	کشش
c*	11/1346	(0/4777)	23/3109	0/0000	نامشخص	-
log(lotsize)*	0/3735	(0/0913)	4/0095	0/0001	مثبت	0/3735
log(nroom)*	0/5182	(0/1266)	4/0924	0/0001	مثبت	0/5182
log(distance)*	0/0724	(0/0230)	3/1530	0/0018	منفی	0/0724
metalbana*	0/4403	(0/1055)	4/1712	0/0000	مثبت	0/0345
aaorsa**	0/1555	(0/0669)	2/3240	0/0210	مثبت	0/1251
otherfacility*	0/0000	(0/0000)	3/0267	0/0028	مثبت	0/0000
log(age)*	0/3640	(0/0828)	4/3960	0/0000	مثبت	0/3640
edu*	0/0264	(0/0049)	5/3632	0/0000	مثبت	0/1602
married*	-0/1841	(0/0612)	-3/0055	0/0030	؟	-0/1569
Adjusted R-squared(0/58) R-squared(0/59)			F-statistic (Prob.)35/90(0/0000) Durbin-Watson stat.(1/93)			

توضیح: * و ** در سطح 1 درصد و 5 درصد معنی‌دار هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

همین مدل برای واحدهای مسکونی استیجاری نیز برآورد شده است. نتایج مشروح این تخمین در جدول (5) آمده است. در تابع قیمت هدانیک مستأجران، متغیر تعداد اتاق در سطح 5 درصد معنی‌دار شده است. کشش این متغیر حدود 0/53 است و به لحاظ اهمیت در رتبه‌ی اول قرار دارد. متغیرهای *distance* و کیفیت آموزش نیز به ترتیب در سطح یک درصد و 5 درصد معنی‌دار شده‌اند. اگر چه ضریب متغیر اخیر صفر است، ولی در قیاس با سایر متغیرهای مدل، مقدار آماره‌ی *t* آن کم نیست و دارای قدرت توضیح‌دهندگی است. علامت هر دو متغیر مطابق با تئوری است. تمامی ویژگی‌های در نظر گرفته شده برای مالک معنی‌دار شده‌اند؛ هر چند که علامت متغیر مربوط به اشتغال علی‌رغم انتظار منفی است.

جدول 5: برآورد تابع قیمت هدانیک رید برای مستأجران

متغیر	ضریب	انحراف معیار برآورد ضرایب	مقدار آماره‌ی <i>t</i>	Prob.	علامت مورد انتظار	کشش
<i>c</i> *	14/6249	(1/1788)	12/4067	0/0000	نامعلوم	-
log(nroom)**	0/5293	(0/2152)	2/4593	0/0162	مثبت	0/5293
log(distance)*	-0/1748	(0/0631)	-2/7712	0/0070	منفی	-0/1748
educationquality**	0/0000	(0/0000)	2/1522	0/0346	مثبت	0/0000
sex*	0/8376	(0/2583)	3/2426	0/0018	مثبت	0/7391
log(age)**	0/5122	(0/2310)	2/2176	0/0296	مثبت	0/5122
work*	-0/5884	(0/2003)	-2/9374	0/0044	مثبت	-0/4569
edu*	0/0628	(0/0171)	3/6653	0/0005	مثبت	0/4825
married**	-0/4614	(0/2266)	-2/0361	0/0452	؟	-0/3963
R-squared (0/41) Adjusted R-squared (0/36)			F-statistic (Prob.) 6/79(0/0000) Durbin-Watson stat.(1/82)			

توضیح: ** در سطح 1 درصد و * در سطح 5 درصد معنی‌دار هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

9- نتیجه‌گیری

در این تحقیق مدل قیمت هدانیک برای واحدهای مسکونی مناطق شهری استان همدان، بر اساس مدل پیشنهادی رید، با اضافه کردن ویژگی‌های مالکان واحدهای مسکونی به مدل قیمت هدانیک سنتی، با روش حذف پسرو و از طریق رگرسیون حداقل مربعات معمولی و بعد از پالایش داده‌ها برآورد شد. مدل قیمت هدانیک رید و مدل قیمت هدانیک سنتی مطابق با دو معیار ضریب تعیین تعدیل شده و

مقدار آماره‌ی *PRESS* به دست آمده برای هر کدام، با یکدیگر مقایسه شدند. بر این اساس، معیار ضریب تعیین تعدیل شده برای مدل رید 11 درصد بیشتر و نیز میزان آماره‌ی *PRESS* برای آن در مقایسه با مدل سنتی 13 واحد کمتر به دست آمد. این نتایج به ترتیب حاکی از قدرت توضیح دهندگی بیشتر مدل رید و نیز دقت بیشتر آن به لحاظ پیش بینی کنندگی متغیر پاسخ است. مدل قیمت هدانیک سنتی نمی‌تواند برخی از ویژگی‌های در نظر گرفته شده را به صورت دقیق برآورد کند. به عنوان مثال، ضریب متغیر مساحت زیر بنا که متغیر مهم و تعیین کننده‌ای است، در مدل سنتی حدود 0/1 بیش از ضریب آن در مدل ویژگی مالکان (رید) برآورد شد. ویژگی‌های واحد مسکونی مانند: مساحت زیربنا، تعداد اتاق‌ها، نوع اسکلت ساختمان (فلزی یا آجری)، تعمیرات سالیانه‌ی واحد مسکونی و سایر تسهیلات همانند پکیج، آسانسور، روشنایی عمومی و سرایدار در هر دو مدل بر قیمت واحد مسکونی معنی‌دار و مؤثر و جزء ویژگی‌های کلیدی به دست آمد. همچنین برآورد به تفکیک مالکان و مستأجران نشان داد که مالکان ترجیح می‌دهند که محل اقامت دائمی خود را در ناحیه‌ای دورتر از مرکز تجاری شهر انتخاب کنند. ویژگی‌های دموگرافیکی نظیر سطح آموزش و تحصیلات بر حسب سال، جنس، سن بر حسب سال و وضعیت تأهل در توضیح ارزش مسکن در مدل قیمت هدانیک مؤثرند. در میان این مؤلفه‌ها، عامل سن از اهمیت بیشتری برخوردار است، به طوری که میزان کشش آن در مدل قیمت هدانیک رید 0/67 به دست آمده است. با توجه به این موضوع فراهم آوردن تسهیلاتی برای خانوارهایی با میانگین سنی بالاتر به منظور اسکان در واحدهای مسکونی با زیربنا و تعداد اتاق‌های بیشتر می‌تواند از جمله سیاستگذاری‌های صحیح در ارتباط با سرمایه‌گذاری در بخش مسکن باشد

با توجه به نتایج این تحقیق و با عنایت به تصویب قوانین جدید در حوزه‌ی ثبت معاملات املاک، تأکید بر ثبت دقیق مشخصات خریدار یک واحد مسکونی با جزئیات بیشتر در هنگام خرید و اجاره‌ی واحد مسکونی در کنار مشخصات واحد مسکونی، از راهکارهای پیشنهادی در تبیین مدلی مناسب‌تر با هدف حل مشکل مسکن خواهد بود. اگر چه در این مطالعه تفکیک مدل بر اساس واحدهای مسکونی ملکی و استیجاری انجام شد، در مطالعات آتی این تفکیک می‌تواند برای متغیرهای سن مالک و سطح تحصیلات افزاز بندی شود. همچنین، به کار گیری

روش‌های دیگری نظیر مدل شاخص آمیخته‌ای بودن که مجموعه‌ای از معادلات همزمان را شامل می‌شود، با کمک شیوه‌های دیگر برآورد، مانند برآورد پیشینه‌ی راستنمایی در کنار مدل رید چشم اندازه‌های جدیدی برای مطالعات آینده خواهند بود.



فهرست منابع:

- ابونوری، اسماعیل و رسول رضایی وکیل کندی. (1381). برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از مدل هدانیک (مطالعه‌ی موردی شهر ساری). پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، 1(4): 35 - 13.
- اسفندیاری، مرضیه. (1379). برآورد تابع قیمت هدانیک زمین و مسکن در شهر اصفهان در فاصله‌ی سال‌های 1371-1377. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.
- اکبری، نعمت‌الله، مصطفی عمادزاده و علی رضوی. (1383). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال 3، شماره‌ی 11 و 12، 57-77.
- درکوش، عابدین و رسول معصومیان. (1364). الگوی تابع قیمت هدانیک در رابطه با تابع تقاضای مسکن شهری در تهران. نشریه وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- زراء نژاد، منصور و ابراهیم انواری. (1385). برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز به روش داده‌های ترکیبی. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال 8، شماره 28، 139-168.
- شرزهای، غلامعلی و فردین یزدانی. (1375). برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از تابع قیمت هدانیک مورد شهرکرد مرکز استان چهارمحال بختیاری. مجموعه مقالات سومین سمینار سیاست‌های توسعه مسکن در ایران.
- شکریان، احسان. (1388). برآورد تابع تقاضای مسکن مناطق شهری استان همدان با استفاده از مدل قیمت هدانیک. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه‌ی آموزش عالی الغدير آذربایجان شرقی (تبریز).
- عباسلو، محمد و فرشید سینا. (1384). برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهری تهران. بررسی‌های اقتصادی (اقتصاد مقداری)، 2(4): 136-105.
- عمیدی، علی. (1382). نظریه‌ی نمونه‌گیری و کاربردهای آن. جلد دوم. تهران: انتشارات مرکز نشر دانشگاهی.
- قلی زاده، علی اکبر. (1387). نظریه‌ی قیمت مسکن در ایران. همدان: انتشارات نور علم.
- گجراتی، دامودار. (1385). مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه‌ی حمید ابریشمی. چاپ چهارم. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- مرکز آمار ایران. (1386). نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری سال 1385. تهران: انتشارات مرکز آمار ایران.

وصاف، اسماعیل. (1387). تحلیل فضایی قیمت زمین شهری؛ رویکرد تابع هدانیک (مطالعه‌ی موردی شهر مشهد). پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.

- Bayer, P.R., R. McMillan & R. Kim. (2005). Residential Segregation in General Equilibrium. NBER Working Paper. No. 11095.
- Brasington, D.M. & D.R. Haurin. (2006). Educational Outcomes and House Values: a Test of the Value-Added Approach. *Journal of Regional Science*, 46(2): 245-268.
- Brasington, D. M. & D. Hite. (2008). A Mixed Index Approach to Identifying Hedonic Price Models. *Regional Science and Urban Economics*, 38: 271-284.
- Brasington, D.M. & D. Hite. (2005). Demand for Environmental Quality: a Spatial Hedonic Analysis', *Regional Science and Urban Economics*, 33(1): 57-82.
- Case, B.J., R. D. Clapp & M. Rodriguez. (2004). Modelling Spatial and Temporal House Price Patterns: A Comparison of Four Models. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29(2): 167-191.
- Clapp, J.M., A. Nanda & S.L. Ross. (2005). Which School Attributes Matter? The Influence of School District Performance and Demographic Composition on Property Values. University of Connecticut, Department of Economics, Working paper. 2005-26.
- Dökmeci, V., Z. Önder A. Yavas. (2003). External Factors, Housing Values, and Rents: Evidence from Survey Data. *Journal of Housing Research*, 14(1): 83-99.
- Goodman, A.C. (1998). Andrew Court and the Invention of Hedonic Price Analysis. *Journal of Urban Economics*, 44: 291-298.
- Hans Wolfgang Brachinger. (2002). Statistical Theory of Hedonic Price Indices. DQE Working Papers. Department of Quantitative Economics, University of Freiburg/Fribourg Switzerland.
- Hidano, N. (2002). The economic valuation of the environment and public policy: A hedonic approach. Series Editors, Wallace E. Oates and Henk Folmer.
- Kain, J.F. & J. M. Quigley. (1970). Measuring the Value of Housing Quality. *Journal of the American Statistical Association*, 65: 532-548.
- Kiel, K.A. & J.E. Zabel. (2008). Location, Location, Location: The 3L Approach to House Price Determination. *Journal of Housing Economics*, 17(1): 175-190.
- Kim, M.W. (2007). Family Structure, Residential Area and Housing Demand: evidence from Micro-Data for the U.S. A Doctoral Dissertation in Philosophy, The Faculty of Graduated School, University of Missouri, Columbia.

- Mayo, S.K. (1999). Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand. *Journal of Urban Economics*, 10: 95-116.
- Pace, R.K., R. Barry. & C.F. Sirmans. (1998). Spatial Statistics and Real Estat. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1): 5-13.
- Reid, G. (1990). The Many Faces of Tiebout Bias in Local Education Demand Parameter Estimates. *Journal of Urban Economics*, 27(2): 232-254.
- Ries, J. & T. Somerville. (2004). School Quality and Residential Property Values: Evidence from Vancouver Rezoning. Working Paper, Department of Economics, University of British Columbia.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82: 34-55.
- Schulz, R. & A. Werwatz. (2004). A State Space Model for Berlin House Prices: Estimation and Economic Interpretation. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 28: 37-57.
- Selim S. (2008). Determinants of House Prices In Turkey: A Hedonic Regression Model. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 65-76.
- Tiwari, P. & J. Parikh. (1997). Demand for Housing in the Bombay Metropolitan Region. *Journal of Policy Modeling*, 19(3): 295-321.



پیوست:

جدول ۱: متغیرهای به کار رفته در توابع و تعریف آنها

تعریف متغیر	نام متغیر	دسته بندی
اجاره‌بهای سالیانه واحد مسکونی برحسب ریال	anualrent	متغیر وابسته
تعداد اتاق‌های واحد مسکونی	nroom	متغیرهای ویژگی فیزیکی ساختمان
زیربنای واحد مسکونی بر حسب متر مربع	lotsize	
اگر واحد مسکونی آشپزخانه داشته باشد، برابر با یک است.*	kitchen	
اگر واحد مسکونی حمام داشته باشد، برابر با یک است.*	bathroom	
اگر واحد مسکونی دارای گاز لوله‌کشی باشد، برابر با یک است.*	gaz	
اگر واحد مسکونی دارای تلفن باشد، برابر با یک است.*	tel	
اگر واحد مسکونی دارای کولر ثابت (آبی یا گازی) باشد، برابر با یک است.*	cooler	
اگر واحد مسکونی مجهز به سیستم حرارت مرکزی باشد، برابر با یک است.*	centralheat	
اگر واحد مسکونی مجهز به سیستم سرمایش مرکزی باشد، برابر با یک است.*	centralcold	
اگر واحد مسکونی مجهز به پکیج باشد، برابر با یک است.*	package	
اگر بنای واحد مسکونی آجر و آهن یا سنگ و آهن باشد، برابر با یک است.*	aaorsa	
اگر بنای واحد مسکونی فلزی باشد، برابر با یک است.*	metalbana	
اگر بنای واحد مسکونی بتون باشد، برابر با یک است.*	betonbana	
اگر سوخت گرمایشی واحد مسکونی گاز باشد، برابر با یک است.*	fuelgaz	
اگر واحد مسکونی طی یکسال گذشته تعمیرات عمده داشته، یک می‌باشد.*	anualfix	
مجموع هزینه‌های سالیانه مربوط به سایر تسهیلات برحسب ریال (آسانسور، شوترزباله، روشنایی عمومی، سرایداری، رفتگر)	otherfacility	

مأخذ: نتایج تحقیق

ادامه‌ی جدول ۱: متغیرهای به کار رفته در توابع و تعریف آنها

تعریف متغیر	نام متغیر	دسته بندی
میزان هزینه آموزشی خانوار به صورت سالیانه بر حسب ریال	educationquality	متغیرهای جانشین ویژگی همسایگی
میزان هزینه حمل و نقل سالیانه خانوار بر حسب ریال	distance	
سن سرپرست خانوار بر حسب سال	age	متغیرهای ویژگی مالک واحد مسکونی
میزان تحصیلات سرپرست خانوار بر حسب سال	edu	
اگر سرپرست خانوار دارای همسر باشد، برابر با یک است.*	married	
اگر سرپرست خانوار مرد باشد، برابر با یک است.*	sex	
اگر سرپرست خانوار شاغل باشد، برابر با یک است.*	work	

* در غیر این صورت برابر صفر است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول 2: میانگین و انحراف معیار متغیرها به تفکیک

متغیر	مالکان		مستأجران	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
anualrent	10306000	5690314/519	6190540/54	4718465/23
nroom	3/65	0/83	3/26	0/91
lotsize	102/52	32/99	85/05	39/12
educationquality	440558/75	4572603/73	76941/89	201100/02
distance	524861/67	565496/93	815432/43	1599636/14
anualincom	46184602/08	43583355/99	39701983/43	98844972/10
familysize	4/13	1/55	3/30	1/24
kitchen	0/99	0/09	0/96	0/20
bathroom	0/96	0/19	0/92	0/27
gaz	0/99	0/06	0/97	0/16
tel	0/97	0/14	0/81	0/39
cooler	0/41	0/49	0/15	0/36
package	0/00	0/06	0/01	0/11
age	50/88	13/93	36/96	12/54
married	0/86	0/35	0/86	0/34
sex	0/87	0/34	0/91	0/29
work	0/68	0/47	0/76	0/43
aaorsa	0/80	0/40	0/77	0/42
metalbana	0/09	0/29	0/11	0/31
betonbana	0/01	0/11	0/01	0/12
fuelgaz	0/99	0/06	0/97	0/16
edu	6/15	5/12	7/62	4/07
otherfacility	44050	192224/23	15405/41	62858/60
anualfix	0/30	0/46	0/01	0/00
meanage	34/74	14/54	25/76	10/32
meanedu	6/77	3/51	6/89	4/00

مأخذ: نتایج تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 3: نتایج تخمین اولیه با تمامی متغیرها و تمامی داده‌ها

متغیر	ضریب	مقدار انحراف معیار برآورد ضرایب	مقدار آماری t	Prob.
C	10/6070	(0/6143)	17/2681	0/0000
log(lotsize)	0/2891	(0/1173)	2/4643	0/0142
log(nroom)	0/4983	(0/1666)	2/9919	0/0030
bathroom	0/0682	(0/1491)	0/4572	0/6478
kitchen	0/0051	(0/1861)	0/0273	0/9783
metalbana	0/2885	(0/1583)	1/8217	0/0694
betonbana	-0/2766	(0/2167)	-1/2766	0/2026
aaorsa	0/1304	(0/1103)	1/1819	0/2381
tel	0/1382	(0/1298)	1/0652	0/2875
gaz	-0/3183	(0/2473)	-1/2870	0/1990
pakage	0/6203	(0/2563)	2/4198	0/0161
cooler	0/1031	(0/0675)	1/5265	0/1278
fuelgaz	0/3662	(0/2491)	1/4703	0/1424
centralheat	0/3596	(0/2610)	1/3778	0/1692
centralcold	0/2912	(0/3767)	0/7731	0/4400
log(distance)	0/0024	(0/0297)	0/0820	0/0161
educationquality	0/0000	(0/0000)	1/5139	0/1310
otherfacility	0/0000	(0/0000)	2/5336	0/0117
anualfix	0/2063	(0/0714)	2/8900	0/0041
sex	0/2049	(0/1281)	1/5998	0/1106
log(age)	0/7072	(0/1085)	6/5177	0/0000
married	-0/3466	(0/1209)	-2/8659	0/0044
edu	0/0296	(0/0073)	4/0626	0/0001
work	0/0272	(0/0754)	0/3609	0/7184
R-squared (0/49)	Durbin-Watson stat (1/81)		PRESS (106/82)	
Adjusted R-square (0/45)	F-statistic (Prob.)14/0741(0/0000)		N (364)	

مأخذ: نتایج تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی