فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال هشتم/ شماره ۲۸/ پاییز ۱۳۸۵/ صفحات۱۴۳-۱۷۳

برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز به روش داده‌های ترکیبی

دکتر منصور زراء نژاد*
ابراهیم انواری**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۴/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۵/۵/۱۵

چکیده

مهمترین مساله در ارتباط با عرضه واحدهای مسکونی، آن است که مصرف‌کنندگان چگونه عناصر مختلف یک واحد مسکونی را رتبه‌بندی می‌کنند. بنابراین، در برآورد تقاضا برای مسکن سعی می‌شود توان و تمایل به پرداخت برای این ویژگی‌ها از سوی متقاضیان شناسایی و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. در این مقاله برای شناخت میزان ارزش‌گذاری مصرف‌کنندگان، از تابع قیمت هدانیک استفاده شده است. هدف از این تحقیق تعیین عوامل مهم فیزیکی و محیطی مؤثر بر قیمت واحدهای مسکونی در شهر اهواز است. برای انجام تحقیق به دلیل در دسترس نبودن آمارهای سری زمانی مربوط به اغلب متغیرهای مؤثر بر قیمت در شهر اهواز، از داده‌های ترکیبی سری زمانی(۸۱-۱۳۷۶) و مقطعی(پنج منطقه شهرداری) و روش تخمین GLS و همچنین آزمون‌های روش داده‌های ترکیبی شامل آزمون ریشه واحد و هم‌جمعی استفاده شده است. برآوردها برای کل واحدهای مسکونی و همچنین واحدهای مسکونی ویلایی و آپارتمانی، به تفکیک انجام شده است. در هر سه روش از مدل تمام لگاریتمی اثر ثابت استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان داد که در شهر اهواز از نظر متقاضیان واحدهای مسکونی، عوامل رفاهی و فیزیکی ساختمان بیش از سایر عوامل بر قیمت واحد مسکونی مؤثر است. بعد از عوامل فیزیکی و ساختاری مؤثر بر قیمت هدانیک کل واحدهای مسکونی، عوامل موقعیتی بیشترین تأثیر را بر قیمت دارد. در واحدهای آپارتمانی نیز، عوامل فیزیکی بیش از سایر عوامل بر قیمت مسکن مؤثر است. عامل دسترسی به خیابان با عرض بین ۴ تا ۱۰ متر و ۱۰ تا ۲۰ متر از بین عوامل موقعیتی، دارای بیشترین تأثیر بر قیمت

---

* دانشیار اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز

email: zarram@gmail.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز

واحدهای آپارتمانی است. در واحدهای ویلایی، عوامل موقعیتی بیشترین تأثیر را بر قیمت دارد به طوری که ویژگی موقعیتی مجاورت با خیابان دارای عرض کمتر از ۴ متر و خیابان بین ۱۰ تا ۲۰ متر دارای تأثیر مثبت بر قیمت است.

طبقه‌بندی JEL : R21,D12,C23

واژگان کلیدی: تابع قیمت هدانیک، روش داده‌های ترکیبی، آزمون ریشه واحد و هم‌جمعی داده‌های ترکیبی، مسکن، اهواز

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

با رشد شهرنشینی و افزایش جمعیت شهرها، تأمین مسکن یکی از مهمترین مشکلات در اکثر شهرها شده است. ضعف مدیریت و نداشتن برنامه‌ریزی جامع مسکن، از یک سو منجر به کمبود مسکن و از سوی دیگر باعث عدم سرمایه‌گذاری لازم در بخش مسکن می‌شود. رشد اقتصادی و رشد فعالیت‌های بخش مسکن در کشورهای در حال توسعه ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارد به طوری که افزایش فعالیت‌های ساختمانی در مراحل اولیه، بر سرعت رشد می‌افزاید و در مراحل بعدی همراه با رشد اقتصاد، گسترش بیشتری می‌یابد. از آنجا که مسکن یکی از ضروری‌ترین نیازهای هر فرد در جامعه است، با اجرای برنامه‌های احداث مسکن، علاوه بر تأمین این نیاز اساسی، سایر بخش‌های اقتصادی کشور نیز رونق خواهند یافت. برای دستیابی به برنامه‌ریزی مطلوب مسکن، علاوه بر شناخت وضع موجود، بررسی تغییرات بازار مسکن و عوامل مهم اجتماعی و اقتصادی اثرگذار بر آن، ضروری است.

چگونگی رتبه‌بندی عناصر مختلف یک واحد مسکونی توسط مصرف‌کنندگان یکی از مسائل مهم عرضه واحدهای مسکونی است. بنابراین، در برآورد تقاضا برای مسکن لازم است که توان و تمایل به پرداخت متقاضیان برای این ویژگی‌ها، شناسایی و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. هدف از این تحقیق برآورد میل نهایی به پرداخت خانوارها برای هر یک از ویژگی‌های واحد مسکونی و تأثیر هر کدام از ویژگی‌ها بر قیمت مسکن در شهر اهواز است. برای این کار از تابع قیمت هدانیک استفاده می‌شود. ضرایب تابع قیمت هدانیک برآوردی از میل نهایی به پرداخت خانوارها است که ارجحیت‌های خانوار را نسبت به هر کدام از ویژگی‌ها نشان می‌دهد. این مقاله در هفت بخش تنظیم شده است. بخش دوم نگاهی به مسکن در شهر اهواز دارد. بخش سوم به مبانی نظری تابع قیمت هدانیک می‌پردازد. بخش چهارم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. روش تحقیق در بخش پنجم مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش ششم در برگیرنده معرفی متغیرها و تجزیه و تحلیل نتایج تجربی است. بخش هفتم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. مسکن در شهر اهواز

شهر اهواز با وسعت ۲۲۰ کیلومتر مربع، یکی از بزرگترین شهرهای کشور است. وسعت این شهر از وسعت بسیاری از شهرهای بزرگ کشور که پرجمعیت‌تر از این شهر هستند، بیشتر است. این شهر به عنوان مرکز اداری و سیاسی استان خوزستان نقش بسزایی در مناسبات و تبادلات درون و برون استانی دارد. قابلیت‌های اهواز در مقیاس منطقه‌ای و ملی، این شهر را به مرکز تولیدی و صادراتی در زمینه فرآورده‌های صنعتی، نفتی و محصولات کشاورزی تبدیل کرده است. استقرار صنایع شیمیایی، صنایع سنگین فلزی نظیر فولاد، لوله‌سازی، نورد، وجود میادین بزرگ نفت و گاز، صنایع کشت و صنعت نیشکر و صنایع جانبی آن و همچنین وجود ادارات مرکزی این شرکت‌ها در اهواز، باعث توسعه فزاینده شهر در دهه‌های اخیر شده است. شهر اهواز به دلیل وجود رودخانه کارون به دو بخش غربی و شرقی تقسیم شده است. جمعیت

شهر اهواز بر اساس سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۷۵ حدود ۸۰۰ هزار نفر برآورد شده است. نرخ رشد جمعیت در این سال ۵/۰۴ درصد بود که نسبت به سال قبل کاهش داشت. بررسی شاخص‌های عمده جمعیتی در نقاط شهری نشان‌دهنده جوان‌بودن جمعیت این شهر همانند سایر نقاط کشور است. در سال ۱۳۷۵ و قبل از آن، میانگین و میانه سنی جمعیت حدود بیست سال است. به عبارتی دیگر، طی سال‌های ۷۵- ۱۳۶۵ میانگین سنی جمعیت در شهر اهواز تغییر چندانی نکرده است و هرم سنی این شهر مانند اکثر شهرهای کشور به سوی جمعیت جوان گرایش دارد. بدون برنامه‌ریزی و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، نیاز اساسی جمعیت جوان شهر اهواز برطرف نخواهد شد. ساخت و ساز و تولید مسکن در شهر اهواز طی سال‌های ۸۳-۱۳۷۰ از نوسانات زیادی برخوردار بوده است. نرخ رشد یک مترمربع واحد مسکونی آپارتمانی در همین سال ۲۷/۴ درصد بوده است که پس از تهران در مکان دوم قرار دارد. همچنین رشد قیمت‌ها در سال‌های مختلف و در مناطق مختلف شهر متفاوت و در نوسان بوده است. بیشترین میزان رشد قیمت مسکن در سال‌های مورد بررسی، در سال ۱۳۸۱ و در منطقه چهار بوده است. با توجه به جمعیت بالا و جوان ساخت مسکن در این شهر از اهمیت فراوانی برخوردار است. بررسی مخارج سالیانه یک خانوار شهری در شهر اهواز نشان می‌دهد که مسکن یک نیاز اساسی خانوارهاست.

۳. مبانی نظری تابع قیمت هدانیک

اصطلاح هدانیک از ریشه یونانی هدانیکوس[1] به معنی لذت‌جویی است (دایره‌المعارف مزاپا[2]). در متن‌های اقتصاد رفاه، واژه هدانیک به معنی مطلوبیت یا رضایت کسب‌شده به وسیله مصرف‌کننده از مصرف کالاها یا خدمات است. مسکن به عنوان یک سبد چند بخشی کالاها و خدمات، مفهومی گسترده‌تر از یک پناهگاه معمولی دارد. از این رو، تئوری قیمت هدانیک این گستردگی در مفهوم و ویژگی‌های متنوع و متعدد یک واحد مسکونی را در نظر می‌گیرد. بر اساس این تئوری، مطلوبیت هر فرد تابعی از کالاهای مصرفی مختلف (X)، برداری از ویژگی‌های رفاه محیطی، مانند آلودگی هوا و آلودگی صوتی(Q)، برداری از ویژگی‌های ساختاری مربوط به ساختمان خریداری شده توسط فرد، مانند اندازه، تعداد اتاق، قدمت و نوع ساختمان(S) و برداری از خصوصیات همسایگی مانند کیفیت آموزشگاه‌های علمی محل، میزان دسترسی به پارک‌ها و مراکز تفریحی، نزدیکی به محل کار و نرخ جرم و جنایت در آن منطقه (N) است (باتالهون[3] و دیگران ۲۰۰۲؛ فریمان[4] ۱۹۹۳). هر خانوار دسته‌ای از ویژگی‌های مسکن و دیگر کالاها را مصرف می‌کند. این انتخاب در بردارنده سطوحی از رفاه و مطلوبیت برای مصرف‌کننده است. این مطلوبیت را می‌توان با تابع U به صورت زیر نشان داد.

$$U = U(X, Q_j, S_j, N_j) \qquad (۱)$$

1- Hedonikos 2- Mazappa 3 - Battalhon 4- Freeman

برای دسترسی به این مطلوبیت، مصرف‌کننده با محدودیت بودجه‌ای به صورت زیر روبروست.

$$Y = X + P(Z) \quad (۲)$$

که در آن $P(Z)$ ارزش ویژگی‌های واحد مسکونی و X ارزش سایر کالاهاست. بنابراین، قیمت مسکن تابعی از مقدار ویژگی‌های مورد استفاده در واحد مسکونی مورد تقاضای خانوار است. این تابع، تابع قیمت هدانیک (Ph) نامیده می‌شود (آریماه[1]، ۱۹۹۲) و به صورت است:

$$Ph_i = P(Z) = P(Q_j, S_j, N_i) \quad (۳)$$

که در آن i نشان‌دهنده واحد مسکونی مورد نظر و j نشان‌دهنده ویژگی مورد نظر است. چون مصرف‌کنندگان مطلوبیتشان را با توجه به سطح بودجه حداکثر می‌کنند، فرایند حداکثرسازی مقید به صورت زیر است.

$$Max:\ U = U(X, Q_j, S_j, N_j)$$
$$st:\ Y = X + P(Z)$$
$$\ell = U(X, Q_j, S_j, N_j) + \lambda(Y - Ph_i - X)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial q_j} = \frac{\partial U}{\partial q_j} - \lambda \frac{\partial Ph_i}{\partial q_j} = ۰ \quad (۴)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial X} = \frac{\partial U}{\partial X} - \lambda = ۰ \quad (۵)$$

با تقسیم روابط (۴) و (۵) بر یکدیگر و حذف λ داریم :

$$\frac{\frac{\partial U}{\partial q_j}}{\frac{\partial U}{\partial X}} = \frac{\partial Ph_i}{\partial q_j} \quad (۶)$$

که در آن $\frac{\partial U}{\partial q_j}$ نشانگر مطلوبیت اضافی حاصل از مصرف یک واحد اضافی ویژگی موردنظر است و $\frac{\partial U}{\partial X}$ نشان‌دهنده مطلوبیت اضافی حاصل از مصرف یک واحد اضافی کالاهای مصرفی است و $\frac{\partial Ph_i}{\partial q_j}$ بیانگر ارزش نهایی ویژگی jام است.

1- Arremah

رابطه (۶) نشان می‌دهد که شرط لازم بهینه‌سازی مقید تابع قیمت هدانیک برای یک منطقه، ایجاب می‌کند که تغییرات تابع قیمت هدانیک در اثر تغییر در ویژگی‌های مختلف مسکن با تغییر در ترجیحات مصرف‌کننده نسبت به خرید مسکن و خرید سایر کالاها برابر باشد. مشتق جزئی تابع هدانیک نسبت به هر ویژگی، در واقع ارزش نهایی ضمنی آن ویژگی را نشان می‌دهد. در مطالعات تجربی ارزش نهایی هر یک از ویژگی‌های مسکن توسط تخمین ضرائب تابع قیمت هدانیک به دست می‌آید.

۴. سابقه تحقیقات و مطالعات انجام شده پیرامون تابع قیمت هدانیک

هس[1] (۱۹۲۲) برای اولین بار قیمت هدانیک را در تخمین قیمت اراضی کشاورزی ایالت مینی سوتای امریکا به کار برده است. این بررسی با استفاده از تحلیل داده‌های سال‌های ۱۹-۱۹۱۶ و یک رگرسیون خطی انجام شده است. سطح زیر کشت و موقعیت زمین به عنوان عوامل اثرگذار بر قیمت این اراضی عنوان شده است. واگ[2] (۱۹۲۹) مدل هدانیک را در زمینه کشاورزی و برای تعیین عوامل اثرگذار بر قیمت سبزی به کار برده است. کورت[3] (۱۹۳۹) مدل هدانیک را به بررسی عوامل اثرگذار بر قیمت اتومبیل گسترش داد. از متغیرهای مورد استفاده، عمر اتومبیل، نوع کاربری اتومبیل و میزان ساعت کار اتومبیل بوده است (به نقل از چاو و چین[4]، ۲۰۰۲). ریدکر و هنینگ[5] (۱۹۶۷) با استفاده از تابع قیمت هدانیک میزان تأثیر آلودگی هوا بر قیمت مسکن شهر سنت لوئیس آمریکا را بررسی کردند. بر اساس این تحقیق، آلودگی نقش تعیین‌کننده‌ای در قیمت مسکن در این ناحیه داشته است.

کین و کوئیگلی[6] (۱۹۷۰) در یک نمونه ۱۵۰۰ خانواری واحدهای مسکونی و با استفاده از تابع قیمت هدانیک، اثر ویژگی‌های کیفی واحدهای مسکونی بر قیمت آن را در شهر سنت لوئیس امریکا بررسی کردند. از نتایج مهم این تحقیق بی‌معنی بودن اثر متغیر فاصله محل سکونت بر قیمت واحد مسکونی بوده است. وجود مکان‌هایی جهت قدم‌زدن در اطراف ساختمان، نمای بیرونی ساختمان، و نوع طراحی در و پنجره‌ها، دارای بیشترین تأثیر بر قیمت مسکن است. استرازهیم[7] (۱۹۷۳) در تخمین و بررسی تابع قیمت شهر سانفرانسیسکو با تقسیم این شهر به ۷۳ بازار فرعی، به گونه‌ای عمل کرد که انواع مسکن در چارچوب منطقه‌بندی شهری تا اندازه‌ای همگن شود و ناهمگنی ناشی از اختلاف درآمد یا فرهنگ کنترل گردد. این مطالعه نشان داد که یک رابطه خطی بین ارزش واحد مسکونی و ویژگی‌های آن وجود دارد. مک دوگال[8] (۱۹۷۶) تأثیر کالاها و خدمات همگانی بر قیمت املاک مسکونی منطقه متروپولتین لوس آنجلس را بررسی کرد. این تحقیق با استفاده از آمار مقطعی ۳۵ ناحیه شهری و دو

1- Hass 2- Waugh 3- Court 4- Chau and Chin
5- Ridker and Henning 6- Kain and Quigley 7-Straszheim 8- Mcdougal

مدل انجام شده است. نتایج نشان داد که خدمات پلیس محلی و نیز آموزش و پرورش دارای بیشترین تأثیر بر قیمت است. هوشک و صدر[1] (۱۹۷۹، به نقل از به نامیان، ۱۳۸۰) با استفاده از یک مدل فضایی رفتار بازار زمین تحقیقی برای شناخت شدت اثرگذاری هر یک از ویژگی‌های مختلف زمین بر قیمت آن انجام دادند. منظور از مدل فضایی رفتار بازار زمین، مدل چندبعدی است که در برگیرنده تمامی عوامل مؤثر بر قیمت باشد. این مطالعه با استفاده از ۱۹۴۰ قطعه زمین به عنوان نمونه از سه منطقه از ایالت اوهایو انجام شده است. نتایج نشان داد که ویژگی‌های مختلف زمین بر قیمت آن اثر معنی‌داری داشته و رابطه قیمت هر واحد زمین و اندازه هر قطعه زمین به طور موکد غیرخطی بوده است. همچنین رابطه بین قیمت و مساحت زمین با کاربری مسکونی یک رابطه معکوس بوده و قیمت زمین کشاورزی در این ناحیه‌ها به طور متوسط ارزانتر از قیمت زمین‌های مسکونی و گرانتر از قیمت زمین‌های تجاری بوده است. پیتر لینه من[2] (۱۹۸۰) با انتخاب نمونه‌هایی از ایالت‌های لوس آنجلس، شیکاگو و ۳۴ منطقه بزرگ شهری ایالت‌های آمریکا از تابع قیمت هدانیک در برآورد عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در سراسر ایالت متحده امریکا استفاده کرد. چو[3] و دیگران (۲۰۰۱) در بررسی تابع قیمت هدانیک مسکن در هنگ‌کنگ دریافتند که ساخت واحد مسکونی به وسیله یک پیمانکار معروف بیشترین تأثیر را بر مسکن دارد. عابدین درکوش و معصومیان (۱۳۶۴) تحقیقی برای شناسایی طرف تقاضای مسکن شهری تهران انجام دادند. در این بررسی ابتدا تهران به ۴ ناحیه مجزا از نظر درآمدی تقسیم و سپس در هر ناحیه، توابع قیمت برای واحدهای مسکونی به فروش رفته در نیمه دوم سال ۱۳۶۳ تخمین زده شده است. نتایج نشان داد که برای واحدهای مسکونی واقع در نقاط مختلف شهر که قیمت بازاری یکسانی دارند، به دلیل عوامل مختلف مؤثر در تعیین قیمت آنها، نباید مشمول سیاست‌های برنامه‌ای یکسانی باشند. عابدین درکوش(۱۳۷۰) تابع قیمت واحد مسکونی شهرهای تویسرکان و دلیجان را مورد بررسی قرار داد. برای انجام این تحقیق شهر تویسرکان به ۱۰ محله تقسیم و از هر محله بر حسب تعداد واحد مسکونی نمونه‌گیری شده است. همچنین از شهر دلیجان تعداد ۲۸ واحد مسکونی تازه‌ساز به طور تصادفی از یازده محله انتخاب شده است. مهمترین متغیرهای مورد بررسی مساحت زیربنا، مساحت زمین، تعداد اتاق، تعداد تجهیزات موجود در ساختمان، فاصله تا مرکز اصلی و تجاری شهر، کیفیت مصالح و فاصله تا خیابان اصلی بوده است. در مجموع از کل عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن، سه ضریب مساحت زمین، مساحت زیربنا و کیفیت تجهیزات از نظر آماری در هر دو شهر بامعنی شدند. همچنین، ضریب کشش متغیرهای مؤثر بر قیمت در هر دو شهر کوچکتر از یک برآورد شد. شرزه‌ای و یزدانی(۱۳۷۵) تابع تقاضای مسکن در شهرکرد را بررسی کردند. در این تحقیق برای شناخت ترجیحات مصرف‌کنندگان از داده‌های مقطعی سال ۱۳۷۰ استفاده شده است. همچنین تابع قیمت هدانیک برای واحدهای مسکونی واقع در بافت قدیم، بافت جدید و کل شهر به صورت جداگانه و با روش حداقل

1- Hushak & Sadr 2- Linneman 3- Chau

مربعات معمولی تخمین زده شده است. نتایج نشان داد در حالی که متغیر تعداد اتاق در بافت جدید نسبت به کل شهر دارای اهمیت بیشتری در قیمت واحد مسکونی است، متغیرهای فاصله از خیابان و عمر بنا در بافت جدید از اهمیت کمتری برخوردار است. اسفندیاری(۱۳۷۹) عوامل اثرگذار بر قیمت واحدهای مسکونی و زمین را در شهر اصفهان با استفاده از ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی برای سال‌های ۷۷-۱۳۷۶ مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه دو تابع قیمت برای ساختمان و زمین با استفاده از مدل اثرات ثابت برآورد شده است. همچنین، برای تخمین مدل هدانیک زمین علاوه بر مدل اثر ثابت از مدل کوواریانس، یعنی واردکردن متغیرهای مجازی برای دوره‌های زمانی و برای مقطع‌ها نیز استفاده شده است. نتایج نشان داد که تنها متغیر مستقل مساحت زمین معنی‌دار و ضریب تشخیص این مدل نسبت به مدل اثر ثابت بیشتر (۰/۸۷) است. به نامیان (۱۳۸۰) با استفاده از مدل هدانیک به تخمین تابع اجاره بهای واحدهای مسکونی در شهر تهران پرداخت. در این تحقیق برای واحدهای ویلایی و آپارتمانی دو تابع به صورت جداگانه تخمین زده شده است. بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی متغیر وابسته مربوط به متغیر مستقل سطح زیر بنا با ضریب کشش ۰/۶۶درصد بوده است. قدمت واحد مسکونی با ضریب آماری بالا اهمیت زیادی از نظر مصرف‌کنندگان داشته است. نوید تهرانی(۱۳۸۰) در مطالعه‌ای برای محاسبه عوارض نوسازی واحدهای مسکونی شهر تهران از روش هدانیک استفاده کرده است.

۵. روش تحقیق

چون داده‌های لازم برای برآورد تابع قیمت هدانیک واحدهای مسکونی شهر اهواز به صورت سری‌های زمانی در دسترس نبود، از روش ترکیب داده‌های سری زمانی- مقطعی استفاده می‌کنیم.

منظور از داده‌های ترکیبی[1] مجموعه‌ای از داده‌ها است که متشکل از تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) است که در طول یک دوره زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار می‌گیرند. در این صورت تعداد مشاهدات $N \times T$ بوده که با استفاده از مدل‌های مختلفی قابل تخمین است.

۵-۱. آزمون‌های انتخاب مدل مناسب

با استفاده از داده‌های ترکیبی (پنل)، می‌توان به تخمین‌های کارا دست یافت. شکل کلی مدل داده‌های ترکیبی که به مدل اجزاء خطا[2] معروف است، به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = B_1 + \sum_{j=2}^{k} B_j X_{jit} + \sum_{p=1}^{S} \gamma_p Z_{pi} + \delta\ t + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

1- Panel Data 2- Error Components Models

در رابطه فوق Y نشان‌دهنده متغیر وابسته، X متغیرهای توضیحی مشاهده شده و Z نشان‌دهنده متغیرهای توضیحی غیر قابل مشاهده اثرگذار بر متغیر وابسته برای هر مقطع است که برای توضیح بهتر مدل داده‌های ترکیبی، این دسته از متغیرها از مقادیر اجزاء خطا جدا شده است. نماد i نشان‌دهنده مقطع‌ها یا واحدهای مشاهده شده، t نشان‌دهنده دوره زمانی و j و p به ترتیب نشانگر تعداد متغیرهای مشاهده نشده و مشاهده شده است. ε_{it} نشان‌دهنده خطای برآورد داده‌های ترکیبی است که تمامی شرایط مربوط به جملات خطا تحت فرضیات گوس- مارکف[1] را داراست. جمله روند نشان‌دهنده تغییرات جمله ثابت در طول زمان است. این مدل به مدل داده‌های ترکیبی دو طرفه معروف است.

از آنجا که متغیرهای Z قابل اندازه‌گیری نیستند، می‌توان مجموع همه آنها را به صورت یک متغیر α_i نشان داد که در این صورت معادله (۷) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$Y_{it} = B_1 + \sum_{j=2}^{k} B_j X_{jit} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

که در آن $\alpha_i = \sum_{p=1}^{s} \gamma_p Z_{pi}$ است. اگر α_i با هر کدام از متغیرهای توضیحی دیگر X وابسته باشد، برآورد و تحلیل از طریق این معادله، دارای تورش مربوط به متغیرهای برآورد نشده خواهد بود (دوقرتی[2]، ۲۰۰۴).

اگر متغیرهای غیر قابل اندازه‌گیری کنترل شود، می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی یا حداقل مربعات تعمیم‌یافته به تخمین‌های کارایی دست یافت. یکی از راه‌های کنترل به کارگیری مدل اثر ثابت[3] است. در مدل اثر ثابت، اثرات مشاهده نشده در جمله ثابت رگرسیون وارد می‌شود. در این مدل با استفاده از روش متغیرهای مجازی یا روش تفاضل‌گیری، اثرات متغیرهای غیر قابل مشاهده کنترل می‌شود.

بنابراین، در مدل‌های اثر ثابت، برای دستیابی به تخمین‌های کارا از روش حذف متغیرهای غیر قابل مشاهده اثرگذار در مدل استفاده می‌شود. به کارگیری این روش موجب حذف بسیاری از متغیرهای مهم می‌شود. از این رو، می‌توان به جای در نظر نگرفتن این متغیرها، آنها را در اجزاء خطا منظور کرد. این روش به مدل اثر تصادفی[4] معروف است. اولین شرط برای استفاده از مدل اثر تصادفی آن است که متغیرها به صورت تصادفی انتخاب شده باشند. در این صورت α_i متغیری تصادفی است و مدل (۷) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$Y_{it} = B_1 + \sum_{j=2}^{k} B_j X_{jit} + u_{it} \qquad (۹)$$

1- Gauss-Markov 2- Dougherty 3- Fixed Effects Model
4 Random Effect Model

که در آن $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ است.

شرط لازم استفاده از این مدل، عدم وابستگی متغیرهای α_i به سایر متغیرهای توضیحی در مدل است. اگر این شرط برقرار نباشد، تخمین مدل اثر تصادفی غیر ثابت و با تورش خواهد بود. در این صورت از مدل اثر ثابت استفاده می‌شود.

بنابراین وقتی که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود، باید آزمون‌های مختلفی برای تشخیص روش تخمین مناسب انجام داد. رایج‌ترین آنها آزمون هاسمن[1] برای انتخاب یکی از مدل‌های اثر ثابت یا مدل اثر تصادفی و آزمون LM[2] برای انتخاب یکی از مدل‌های اثر تصادفی یا مدل داده‌های ادغام شده[3] است. این مراحل بدین صورت است که اگر داده‌ها به صورت تصادفی از میان داده‌های زیادی انتخاب نشده باشد، از مدل اثر ثابت استفاده می‌شود. اما اگر داده‌ها به صورت تصادفی انتخاب شده باشند، هر دو مدل اثر ثابت و اثر تصادفی تخمین زده می‌شود. سپس آزمون هاسمن انجام می‌گیرد. چنانچه آماره این آزمون نشان‌دهنده برآورد با استفاده از مدل اثر ثابت باشد، این مدل برآورد می‌شود. اما چنانچه این آماره نشانگر برآورد مدل با استفاده از مدل اثر تصادفی باشد، باید آزمون LM برای انتخاب یکی از مدل‌های اثر تصادفی یا ادغام داده‌ها، انجام گیرد (بالتاگی،[4] ۲۰۰۵).

فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

$$H_0 : \delta_\alpha^2 = 0 \rightarrow Pool$$
$$H_1 : \delta_\alpha^2 > 0 \rightarrow Random\ \ Effect \qquad (10)$$

که در این فرضیات، δ_α^2 نشان‌دهنده واریانس اثر مقطعی مدل برآوردشده از طریق اثر تصادفی است. چنانچه واریانس اثرات مقطعی در مدل اثر تصادفی ناچیز باشد، می‌توان از روش ترکیب کل داده‌ها (ادغام) و استفاده از تخمین حداقل مربعات معمولی برای برآورد روابط بین متغیرها استفاده کرد. برای محاسبه آماره از خطای برآورد داده‌های ادغام شده به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{T^2\sum \bar{e}_{i.}^2}{\sum\sum e_{it}^2} - 1\right]^2 \approx \chi_1^2 \qquad (11)$$

که در رابطه فوق e_{it} خطای برآورد مدل داده‌های ادغام شده و $\bar{e}_{i.}$ متوسط خطا در زمان اول است. با درستی فرضیه اول این آماره دارای توزیع χ^2 با یک درجه آزادی است.

به این ترتیب، با آزمون‌های مختلف می‌توان مدل مناسب تخمین را برگزید. پس از انتخاب مدل مناسب باید نسبت به پایابودن سری‌های زمانی و غیرکاذب نبودن رگرسیون اطمینان حاصل کرد.

1- Hausman 2- Breusch-Pagan LM Test 3- Pool 4- Baltagi

۵-۲. آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی

اغلب مدل‌های اقتصادسنجی که در دهه‌های اولیه رشد مورد استفاده قرار می‌گرفت، بر فرض پایایی سری‌های زمانی استوار بود. پس از آن که ناپایایی اکثر سری‌های زمانی آشکار شد، به کارگیری متغیرها به انجام آزمون‌های پایایی منوط گردید. اما بحث پایایی و همجمعی متغیرها و آزمون‌های مربوط، در حالتی از داده‌های ترکیبی مقطعی- سری زمانی استفاده می‌شود، با حالتی که داده‌ها به صورت سری‌های زمانی است، تفاوت عمده‌ای دارد.

آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی به وسیله کوآه[1] (۱۹۹۴) پایه‌ریزی شد. این مطالعات به وسیله لوین و لین[2] (۱۹۹۲)؛ لوین، لین و چو[3](۲۰۰۲)؛ برینونگ و میرر[4] (۱۹۹۴) و ایم، پسران و شین[5] (۱۹۹۷) کامل شد.

۵-۲-۱. آزمون لوین و لین (LL)

آزمون ریشه واحد مربوط به سری‌های زمانی، پایایی متغیرها را با استفاده از یک معادله بررسی می‌کند. لوین و لین (LL) نشان دادند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها، دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه است. وو[6] (۲۰۰۰) در تحقیق خود نشان داد که به کارگیری آزمون‌های ریشه واحد متداول در داده‌های ترکیبی، مانند آزمون دیکی- فولر، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس- پرون، دارای قدرت آماری پایینی نسبت به آزمون های ریشه واحد داده‌های ترکیبی هستند. لوین و لین (۱۹۹۲) آزمون ریشه واحد را به صورت زیر ارائه کرده‌اند:

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta\ t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$
$$i = 1,2,\ldots,N \qquad (12)$$
$$t = 1,2,\ldots,T$$

که در آن N تعداد مقطع ها، T دوره زمانی، ρ_i پارامتر خودهمبسته برای هر مقطع، δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و ε_{it} جملات اخلال با توزیع نرمال است.

این آزمون بر اساس آزمون ADF به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta\ t + \alpha_i + \sum_{j=1}^{li} \theta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \qquad (13)$$

که در این رابطه l_i طول وقفه است.

1- Quah 2- Levin & Lin 3- Levin, Lin & Chu 4- Breitung & Meyer
5- Im, Pesaran & Shin 6- Wu

آزمون LL آزمون ترکیبی آزمون ADF در حالت وجود روند زمانی است. این آزمون در حالت ناهمگنی مقطع‌ها و ناهمسانی واریانس‌های جملات اخلال، دارای قدرت بالایی است.
فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \rho_i = 0 \\ H_1 : \rho_i = \rho < 0 \end{cases}$$

در این فرضیات هرچه T و N بزرگتر باشند، آماره آزمون به سمت توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس۱ میل خواهد کرد.
با استفاده از آماره‌ها و ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها، آماره آزمون به صورت زیر محاسبه شده است:

$$t_\delta^* = \frac{t_\delta - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\delta}_\varepsilon^{-2}SE(\hat{\delta})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\delta_{m\tilde{T}}^*} \Rightarrow N(0,1) \qquad (۱۴)$$

در این رابطه $SE(\hat{\delta})$ انحراف استاندارد $\hat{\delta}$ و $\hat{\delta}_\varepsilon$ انحراف استاندارد معادله نرمال شده بلندمدت است. هم چنین $\mu_{m\tilde{T}}^*$ و $\delta_{m\tilde{T}}^*$ به ترتیب میانگین و انحراف معیار محاسبه شده به وسیله لوین و لین با استفاده از طول وقفه و تعداد متغیرها بوده و $\tilde{T}$ متوسط تعداد وقفه‌ها در هر مقطع را نشان می‌دهد. آماره محاسبه شده سپس با آماره‌های جدول سطح معناداری لوین و لین مقایسه می‌شود. اگر این آماره از آماره جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه وجود ریشه واحد برای آن متغیر رد نمی‌شود.

۵-۲-۲. آزمون بریتونگ و می یر

آزمون بریتونگ و می یر (BM) یکی دیگر از آزمون‌های پایایی داده‌های ترکیبی است که فرضیات آن مانند آزمون لوین و لین است؛ یعنی H_0 بر پایه وجود ریشه واحد و فرضیه H_1 بر اساس پایابودن متغیر استوار است. مراحل انجام و برآورد آماره (BM) با آزمون LL متفاوت است (بریتونگ و میرر، ۱۹۹۴). روش کار برای انجام این آزمون به صورت مراحل زیر است:
۱- پس از برآورد و تشکیل آماره آزمون دیکی- فولر رابطه (۱۳)، ابتدا شاخص‌های استانداردی با استفاده از تفاضل اول متغیرها و وقفه‌های تفاضل اول آنها به صورت زیر ساخته می‌شود.

$$\Delta\tilde{X}_{it} = \frac{(\Delta X_{it} - \sum_{j=1}^{p_i}\hat{\beta}_{ij}\Delta X_{it-j})}{S_i} \qquad (۱۵)$$

$$\widetilde{X}_{it-1} = \frac{(X_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta X_{it-j})}{S_i} \qquad (16)$$

در این روابط $\hat{\beta}_{ij}$ ضرایب حاصل از تخمین رابطه (۱۳)، p_i طول وقفه آزمون و S_i انحراف معیار حاصل از رابطه (۱۳) است.

۲- در مرحله بعد از این شاخص‌ها به صورت زیر روندزدایی می‌شود.

$$\Delta X_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} (\Delta \widetilde{X}_{it} - \frac{\Delta X_{it+1} + ... + \Delta X_{it+T}}{T-t}) \qquad (17)$$

$$X_{it-1}^* = \widetilde{X}_{it-1} - C_{it} \qquad (18)$$

که مقدار C_{it} بر اساس روابط زیر تعیین می‌شود

$$C_{it} = \begin{cases} 0 & \text{اگر جمله ثابت و روند در رگرسیون وجود نداشته باشد} \\ \widetilde{X}_{i1} & \text{اگر جمله ثابت در رگرسیون باشد، ولی روند وجود نداشته باشد} \\ \widetilde{X}_{i1} - \frac{t-1}{T} \widetilde{X}_{iT} & \text{اگر جمله ثابت و روند در رگرسیون وجود داشته باشد} \end{cases}$$

۳- در مرحله آخر با استفاده از مقادیر محاسبه شده روابط (۱۷) و (۱۸)، پارامتر α به صورت زیر برآورد می‌شود

$$\Delta Y_{it}^* = \alpha Y_{it-1}^* + v_{it} \qquad (19)$$

بریتونگ و می یر نشان دادند که تحت فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد، آماره α دارای توزیع نرمال استاندارد است. بنابراین، پس از انجام مراحل فوق آماره α با مقادیر جدول توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌شود.

۵-۲-۳. آزمون ایم، پسران و شین (IPS)

یکی دیگر از آزمون‌های پایایی متغیرها در حالت استفاده از داده‌های ترکیبی، آزمون ایم، پسران و شین (IPS[1]) است. اختلاف IPS با آزمون LL بیشتر در فرضیات آنها نمود پیدا می‌کند. در فرضیه H_1 آزمون IPS ضرایب ρ_i ها دارای ارزش‌های متفاوت به صورت زیر است:

$$H_0 \{ \rho_i = 0 \qquad i = 1,2,...,N$$

1- Iṃ Pesaran & Shin(IPS)

$$H_1 \begin{cases} \rho_i < 0 & i = 1,2,\ldots,N1 \\ \rho_i = 0 & i = N1+i,\ldots,N \end{cases} \quad , \quad 0 < N1 < N$$

بر اساس این فرضیات، بعضی از مقطع‌ها می‌تواند دارای ریشه واحد باشد. بنابراین، آزمون ریشه واحد به صورت جداگانه برای هر مقطع انجام می‌شود و سپس میانگین این آماره‌ها به صورت $\bar{t}_{NT}$ محاسبه می‌گردد.

آماره این آزمون به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Gamma_t = \frac{\sqrt{N}\left[\bar{t}_{NT} - \mu\right]}{\sqrt{\nu}} \rightarrow N(0,1) \qquad (20)$$

که در رابطه فوق Γ_t آماره آزمون ریشه واحد IPS است. اگر $t_{iT}(\pi_i, B_i)$ نشان‌دهنده آماره t برای آزمون ریشه واحد i امین مقطع، با وقفه π_i و ضرایب آزمون B_i باشد، آماره استاندارد $\bar{t}_{NT}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT}(\pi_i, B_i) \qquad (21)$$

که مقدار آن با گرایش N و T به سوی بینهایت به سمت توزیع نرمال استاندارد میل می‌کند.

به منظور ایجاد یک آماره $\bar{t}$ استاندارد، ایم پسران وشین ارزش‌های $E(t_{iT}(\pi_i, B_i))$ و $Var\, t_{iT}(\pi_i, B_i)$ مربوط به این مقادیر را محاسبه کرده‌اند. هنگامی که t به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، این مقادیر به مقادیر آماره‌های آزمون دیکی- فولر نزدیک می‌شوند. با توجه به این که قدرت این آزمون در صورت وجود خودهمبستگی میان جملات اخلال، کاهش می‌یابد، روشی برای رفع خودهمبستگی پیشنهاد شده است. بر اساس این روش آماره استانداردشده با استفاده از میانگین و واریانس $t_{iT}(\pi_i, 0)$ تحت فرض $\rho_i = 0$ به صورت زیر است.

$$W_{\bar{t}} = \frac{\sqrt{N}\left[\bar{t}_{NT} - N^{-1}\sum_{i=1}^{N} E(t_{iT}(\pi_i, 0)) \setminus \rho_i = 0\right]}{\sqrt{N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Var\left[t_{iT}(\pi_i, 0) \setminus \rho_i = 0\right]}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (22)$$

اگر مقدار آماره محاسبه شده فوق از آماره جدول کوچکتر باشد، فرضیه ریشه واحد رد نمی‌شود.

علاوه بر آماره t استاندارد، می‌توان از آماره $\overline{LM}$ نیز استفاده کرد:

$$\overline{LM}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} LM_{iT} \qquad (۲۳)$$

که در آن LM_{iT} عبارت از آماره LM ریشه واحد انفرادی برای آزمون فرضیه $\rho_i = 0$ در برابر فرضیه $\rho_i < 0$ است. مقادیر بحرانی $\overline{LM}$ نیز در جدول محاسبه شده است. در اینجا نیز می‌توان از $\overline{LM}$ استانداردشده استفاده کرد:

$$\Gamma_{\overline{LM}} = \frac{\sqrt{N}\left[\overline{LM}_{NT} - E\left(LM_{iT} \setminus \rho_i = 0\right)\right]}{\sqrt{Var\left[LM_{iT} \setminus \rho_i = 0\right]}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (۲۴)$$

۵-۲-۴. آزمون مادالا و وو

روش دیگری که برای آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی مورد استفاده قرار می‌گیرد، روشی است که از سطح معنی‌داری آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌کند.

اساس این روش برگرفته از روش فیشر (۱۹۳۲) بوده که بعداً به وسیله چوی(۲۰۰۱) و مادالا و وو[1] (۱۹۹۹) به تفصیل گسترش داده شده است. بر این اساس این آزمون به آزمونMW معروف است. آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته به صورت زیر انجام می‌شود:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{z=1}^{\pi i} B_{i,z}\Delta y_{i,t-z} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۲۵)$$

که در آن $y_{i,t}$ متغیر مورد بررسی، α_i ضریب ثابت در آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته، πi وقفه آزمون و ε_{it} خطای آزمون است. فرضیات آزمون MW همانند فرضیات آزمون IPS است. در این روش، آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی از طریق مقادیر Pvalue های آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته، استفاده می‌شود. آماره استفاده شده برای انجام آزمون فیشر، توسط مادالا و وو (۱۹۹۹) به صورت زیر ارائه شده است:

$$P_{MW} = -2\sum_{i=1}^{N} Log(\text{Pvalue}) \qquad (۲۶)$$

این آماره دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی $2N$ است. (مادالا، ۱۹۸۸، ص ۴۴۰).

1- Maddala & Wu

۶. آزمون‌های هم‌جمعی داده‌های پنل

بررسی وجود هم‌جمعی متغیرها در داده‌های ترکیبی نیز بسیار مهم است. برای انجام آزمون همجمعی داده‌های ترکیبی، کائو[1] (۱۹۹۹) و پدرونی[2] (۱۹۹۹) پس از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرها در بلندمدت، مانند آنچه که در مورد سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی انجام می‌شود، از آماره‌های زیر برای آزمون همجمعی استفاده کرده‌اند:

$$DF_\gamma = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\gamma}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{10/2}} \qquad (۲۷)$$

$$DF_t = \sqrt{1/25}t_\gamma + \sqrt{1/875}N \qquad (۲۸)$$

که در آن γ ضریب رگرسیون خطای بلندمدت، روی وقفه خطاهای حاصل از تخمین مدل به روش پانل (e_{it}) به صورت زیر است:

$$\hat{e}_{it} = \gamma\ \hat{e}_{it-1} + u_t \qquad (۲۹)$$

N در آماره‌های DF_γ و DF_t نشان‌دهنده تعداد مقطع‌ها و t_γ مقدار t استاندارد ضریب رابطه (۲۹) است. آماره‌های استخراج شده، هر دو، توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک دارند. فرضیه‌های انجام آزمون همجمعی داده‌های ترکیبی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

برای همه مقطع‌ها $H_0 : \gamma = 1$

برای همه مقطع‌ها $H_1 : \gamma < 1$

که فرضیه H_0 نشان‌دهنده وجود همجمعی بین متغیرها در تمامی مقطع‌ها و فرضیه H_1 نشانگر نبود همجمعی بین متغیرها است.

کائو (۱۹۹۹) آزمون همجمعی تعمیم‌یافته دیکی- فولر را با فرض این که بردارهای همجمعی در هر مقطع همگن باشند، به صورت رابطه زیر ارائه کرده است:

$$\hat{e}_{it} = \gamma\ \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{P} J_j \Delta\hat{e}_{i,t-j} + v_{i,tp} \qquad (۳۰)$$

در رابطه فوق e_{it} خطای تخمین رابطه بلندمدت با روش داده‌های ترکیبی و p تعداد وقفه‌ها در آزمون ADF است که اندازه آن بستگی به رفع خودهمبستگی بین اجزای خطا دارد. همچنین J_j ضریب متغیر تفاضل وقفه‌های آزمون و $v_{i,tp}$ خطای معادله تخمین زده شده فوق است. به عبارتی دیگر، در آزمون همجمعی کائو، مانند آزمون‌های DF_γ و DF_t، پس از تخمین رابطه بلندمدت، خطای تخمین محاسبه می‌شود و با استفاده از آن آزمون ADF انجام می‌شود. فرضیات این آزمون

1- Kao 2- Pedroni

مانند فرضیات آزمون‌های DF_γ و DF_t است و آماره آزمون دارای توزیع t استاندارد است (پدرونی، ۱۹۹۹، به نقل از اردوغان،[1] ۲۰۰۲ ص ۳۴). بنابراین، در آزمون ADF معنی‌داری ضریب γ در رابطه (۳۰) با استفاده از جدول توزیع استاندارد t آزمون می‌شود.

در ارتباط با تخمین رابطه هم‌جمعی بلندمدت بردار ضرایب، کائو و چیانگ[2] (۱۹۹۸) نشان دادند که برآورد داده‌های ترکیبی سری زمانی- مقطعی بر اساس تخمین کل ضرایب و به وسیله روش OLS دارای تورش است. به این دلیل آنها پیشنهاد کردند از روش تخمین حداقل مربعات پویا (DOLS[3]) استفاده شود. در این روش برای برآورد ضرایب بلندمدت به صورت زیر عمل می‌شود:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \sum_{j=1}^{p} \eta_j \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p} \varsigma_j \Delta X_{i,t+j} + e_{it} \qquad (۳۱)$$

در رابطه فوق p نشان‌دهنده روندهای گذشته و آینده،[4] $\Delta X_{i,t-j}$ وقفه تفاضل متغیر توضیحی، $\Delta X_{i,t+j}$ تفاضل متغیر توضیحی با روندهای آینده، η_j ضرایب وقفه‌ها یا روندهای گذشته، ς_j ضرایب روندهای آینده، e_{it} خطای برآورد رابطه بلندمدت پویا و y_{it} متغیر وابسته است. تعداد وقفه‌ها و روندهای آینده برای هر متغیر بر اساس معنی‌داری ضرایب تعیین می‌شود. همچنین، در اغلب تحقیقات کاربردی از یک وقفه و یک روند برای آینده کلیه متغیرها استفاده شده است.

۷. روش‌های جمع آوری آمار و اطلاعات و معرفی متغیرها

آمارهای مورد استفاده در این تحقیق از سری آمارهای سازمان مسکن و شهرسازی است که هر ساله با مراجعه به بنگاههای ملکی شهرهای بزرگ کشور به صورت شش ماهه جمع‌آوری می‌شود. با توجه به محدودیت آمار مربوط به ویژگی‌های واحدهای مسکونی، با استفاده از روش پانل و اطلاعات شش ماهه اول سال ۱۳۷۶ تا شش ماهه دوم سال ۱۳۸۱ به عنوان زمان (T) و هر یک از مناطق شهرداری شهر اهواز به عنوان مقطع (N) استفاده شده است. برخی دیگر از آمارها با مراجعه به معاونت عمران و شهرسازی شهرداری اهواز و با استفاده از آمارهای مربوط به هر یک از مناطق شهرداری اهواز استخراج شده است. همچنین، برای انجام برآوردهای دقیق‌تر آمار مربوط به واحدهای مسکونی ویلایی و آپارتمانی به تفکیک جمع‌آوری و مدل هدانیک مسکن برای هر یک از آنها به تفکیک برآورد شد. با توجه به ویژگی مدل هدانیک در لحاظ‌کردن اغلب متغیرهای اثرگذار بر قیمت، برای برآورد مدل هدانیک قیمت واحدهای مسکونی از متغیرهای زیر استفاده شده است:

1- Erdogan 2- Kao & Chiang 3- Dynamic OLS 4- Leads and Lags

۱- قیمت (PRICE) به عنوان متغیر وابسته: این متغیر از تقسیم مجموع قیمت واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع مساحت واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲- متغیرهای فیزیکی و ساختاری موثر بر قیمت، به عنوان متغیرهای مستقل

۲-۱- مساحت زیربنا (MAS): این متغیر از تقسیم مجموع کل مساحت زیربنای واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۲- مساحت زمین (ZAMIN): این متغیر از تقسیم مجموع کل مساحت زمین واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۳- قدمت (OMR): این متغیر از تقسیم مجموع کل قدمت واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۳- دسترسی به گاز شهری (GAZ): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی دارای انشعاب گاز شهری معامله شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۴- مجهز بودن ساختمان به شوفاژ (SHOF): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی دارای شوفاژ معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۵- نسبت تعداد آپارتمان‌های کمتر از چهار طبقه و چهار طبقه (VAHED4): یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر قیمت واحدهای مسکونی در شهر اهواز نسبت تعداد واحدهای مسکونی معامله‌شده کمتر از چهار طبقه در زمان و مقطع مورد بررسی است. این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی کمتر از چهار و چهار طبقه معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۶- واحد مسکونی با اسکلت بتونی (ESK1): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی دارای اسکلت بتونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۷- واحد مسکونی با اسکلت آهنی (ESK2): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی دارای اسکلت آهن معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۸- واحد مسکونی با اسکلت آجر و آهن (ESK3): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی دارای اسکلت آجر و آهن معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۲-۹- واحد مسکونی با اسکلت سایر (ESK4): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی دارای سایر اسکلت‌های ساختمانی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۳- متغیرهای موقعیتی اثرگذار بر قیمت هدانیک به عنوان دیگر متغیرهای مستقل

۳-۱- مجاورت واحد مسکونی با خیابان دارای عرض کمتر از چهار متر (ARZ1): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی مجاور با خیابان دارای عرض کمتر از چهار متر معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۳-۲- مجاورت واحد مسکونی با خیابان دارای عرض بین چهار تا ده متر (ARZ2): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی مجاور با خیابان دارای عرض بین چهار تا ده متر معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۳-۳- مجاورت واحد مسکونی با خیابان دارای عرض بین ده تا بیست متر (ARZ3): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی مجاور با خیابان با عرض بین ده تا بیست متر معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۳-۴- مجاورت واحد مسکونی با خیابان دارای عرض بیش تر از بیست متر (ARZ4): این متغیر از تقسیم مجموع کل تعداد واحدهای مسکونی مجاور با خیابان با عرض بیش‌تر از بیست متر معامله‌شده در منطقه N و در زمان T بر مجموع کل واحدهای مسکونی معامله‌شده در منطقه N و در زمان T محاسبه شده است.

۴- متغیرهای همسایگی موثر بر قیمت واحدهای مسکونی به عنوان متغیرهای مستقل

۴-۱- فاصله واحد مسکونی از مرکز شهر (FAS): این متغیر با استفاده از نقشه تقسیم‌بندی مناطق شهرداری و به وسیله اندازه‌گیری فاصله مرکز هر منطقه شهرداری از مرکز شهر محاسبه شده است. در این تحقیق مرکز منطقه یک، به دلیل وجود اغلب مراکز خرید در این منطقه، به عنوان مرکز شهر انتخاب شده است.

۴-۲- میزان فضای سبز موجود در هر منطقه (SABZ): این متغیر با استفاده از آمارهای شهرداری اهواز و به صورت نسبت میزان فضای سبز موجود در هر منطقه و به صورت شش ماهه استخراج شده است.

۸. نتایج آزمون‌های تجربی پایایی متغیرها

برای برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز که نشان‌دهنده ارزش نهایی ویژگی‌های مختلف واحد مسکونی مورد تقاضای مصرف‌کننده است، به دلیل در دسترس نبودن آمار سری زمانی، از روش داده‌های ترکیبی سری زمانی مقطعی استفاده شده است. برای تعیین نوع مدل اثر ثابت یا اثر تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است. از آنجا که تعداد واحدهای مقطعی در شهر اهواز از سری زمانی مورد بررسی کمتر است، مطابق آزمون هاسمن، برای برآورد از روش اثر تصادفی نمی‌توان استفاده کرد. بنابراین، بهترین مدل برای برآورد قیمت مدل اثر ثابت است. در این تحقیق برای برآورد مدل قیمت هدانیک مسکن با استفاده از مدل اثر ثابت که زیر مجموعه‌ای از مدل پانل است، ابتدا آزمون‌های پایایی هر یک از متغیرها برای تخمین قیمت هدانیک کل واحدهای مسکونی، واحدهای آپارتمانی و واحدهای ویلایی به تفکیک انجام شده است. برای انجام این آزمون ابتدا آزمون دیکی- فولر معمولی برای هر مقطع انجام شده و سپس با استفاده از آماره‌های مناسب، آزمون پایایی متغیرها انجام شده است. نتایج نهایی این آزمون‌ها به ترتیب در جداول (۱) و (۲) و (۳) ارائه شده است.

جدول-۱. نتیجه انجام آزمون ریشه واحد IPS وMW برای متغیرهای مربوط به کل واحدهای مسکونی

متغیر	IPS		MW		وقفه
	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	
PRICE	-۰/۴	-۱/۸	۶/۶۴	۵/۷۶	۲
OMR	-۰/۲۳	-۰/۶۸	۳/۶۸	۴/۲۲	۱
MAS	-۱/۴۵	-۲/۱۱	۷/۸۴	۸/۳	۲
VAHED4	-۱/۰۲	-۱/۵	۸	۸/۲	۱
ZAMIN	-۱/۵	-۱/۷۵	۷/۵	۷/۹	۱
ARZ1	-۱/۰۷	**-۴/۱۸**	۶/۴۴	۶/۷۸	۱
ARZ2	-۱/۸۶	**-۳/۲۰**	۳/۱۴	۱۵	۱
ARZ3	**-۳/۸۳**	**-۳/۶۲**	۳/۸۶	۶/۰۸	۱

ادامه جدول-۱.

متغیر	IPS		MW		وقفه
	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	
ESK1	-۱/۲۷	-۲/۳۲	۶/۳۸	۸/۷	۲
ESK2	-۰/۹۴	-۱/۵۶	۴/۳	۵/۷	۲
ESK3	-۱/۰۷	-۱/۵۹	۵/۴	۵/۹۶	۱
GAZ	**-۲/۶۹**	**-۳/۱۲**	۷/۰۶	۷/۹۲	۱
SHOF	-۱/۹۵	**-۳**	۸/۳۴	۸/۷	۲

مأخذ: نتایج تحقیق

لازم به توضیح است که در این جدول و جداول مشابه بعدی:

- سطح معنی‌داری آزمون IPS با ضریب ثابت برابر با ۲/۲۱- و با روند برابر با ۲/۸۷- است.
- میانگین و واریانس برای انجام آزمون IPS به ترتیب برابر با ۱/۹۹- و ۰/۰۳ است.
- سطح معنی‌داری توزیع χ^2 با ۱۰ درجه آزادی در سطح معنی‌داری ۵ درصد برابر با ۱۸/۳۰ است.
- اعدادی که به صورت پررنگ مشخص شده است، نشان‌دهنده رد فرضیه وجود ریشه واحد برای این متغیرها است.

برای انجام آزمون از آماره‌های IPS و MW استفاده شده است. در مورد کل واحدهای مسکونی، مقایسه آماره‌های محاسبه شده IPS با آماره‌های جدول مخصوص این آزمون که توسط ایم و دیگران (۱۹۹۷و ۲۰۰۳) تهیه شده است، نشان می‌دهد که متغیرهای PRICE، OMR، MAS، ESK1، ESK2، ESK3، VAHED4 و ZAMIN در سطح احتمال ۵ درصد، چه با روند و چه بدون روند، دارای ریشه واحد هستند؛ زیرا مقادیر آماره‌های آزمون IPS آنها از مقادیر آماره‌های جدول مربوط به این آزمون کمتر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌شود. همچنین، نتایج آزمون پایایی متغیر ARZ، ARZ2 و SHOF نشان‌دهنده پایایی این متغیرها با وجود روند زمانی است. بقیه متغیرها مانند متغیر ARZ و GAZ در سطح احتمال ۵ درصد پایا هستند.

برای اطمینان از نتایج به دست آمده، از آزمون MW برای آزمون پایایی متغیرهای داده‌های ترکیبی کل واحدهای مسکونی نیز استفاده شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که در سطح احتمال خطای ۵ درصد، مقدار آماره‌های محاسبه‌شده این آزمون در مورد کلیه متغیرها از آماره جدول مربع کای در سطح احتمال ۵ درصد با۱۰ درجه آزادی کوچکتر است و فرضیه داشتن ریشه واحد کلیه متغیرها، رد نمی‌شود. نتایج انجام آزمون ریشه واحد متغیرهای به کاررفته برای برآورد مدل قیمت هدانیک واحدهای مسکونی آپارتمانی شهر اهواز در جدول(۲) ارائه می‌شود. بر اساس محاسبه آماره‌های IPS

متغیرهـای PRICE، OMR، ARZ، ARZ، ESK3،ESK2، VAHED4، GAZ و SHOF در سـطح احتمال خطای ۵ درصد دارای ریشه واحد هستند.

همچنین، متغیر MAS در آزمون IPS بدون روند ایستا بوده که نتایج آزمون با رونـد نـشان داد کـه این متغیر دارای ریشه واحد است. بر این اساس، متغیر ESK1 به کار رفته در برآورد قیمـت هـدانیک واحدهای آپارتمانی در آزمون IPS با روند و بدون روند، پایا بوده است.

جدول-۲. نتیجه انجام آزمون ریشه واحد IPS و MW برای متغیرهای مربوط به واحدهای آپارتمانی

متغیر	IPS		MW		وقفه
	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	
PRICE	-۰/۵۳	-۲/۸۱	۴/۱۸	۷/۵۴	۲
OMR	-۱/۱۱	-۲/۵۲	۱۰/۵۴	۱۱/۲۲	۱
MAS	**۲/۶۶**	-۰/۶۸	۵/۸۴	۸/۸	۱
VAHED4	-۱/۲۲	-۱/۰۳	۶/۵	۷	۱
ZAMIN	-۱/۵	-۱/۴۴	۶/۵	۶	۱
ARZ1	-۱/۳۲	-۲/۲۵	۵/۱۸	۷	۱
ARZ2	**-۲/۷۹**	**-۲/۹۵**	۷/۷۸	۷/۵۶	۱
ARZ3	-۱/۴۶	-۱/۰۷	۵/۰۲	۳/۲۴	۱
ESK1	**-۲/۶۲**	**-۳/۱۱**	۱۱/۰۶	۹/۹۸	۱
ESK2	-۱/۰۴	-۱/۵۸	۷	۸	۱
ESK3	-۱/۰۵	-۲/۱۹	۲/۱۶	۵/۵۴	۱
GAZ	**-۱/۵**	-۱/۹	۵/۵	۵/۹۶	۱
SHOF	-۱/۲۴	-۲/۷۲	۶/۲۶	۸/۶۸	۲

مأخذ: نتایج تحقیق

آزمون ریشه واحد متغیرهای واحدهای آپارتمانی به وسیله آماره MW نیز محاسبه شده است. نتایج این آزمون (جدول(۲)) نشان می‌دهد که فرضیه داشتن ریشه واحد این متغیرها رد نمـی‌شـود و کلیـه متغیرهای به کار رفته در این برآورد دارای ریشه واحد هستند. آزمون ریشه واحـد داده‌هـای ترکیبـی مقطعی- سری زمانی برای برآورد قیمت هدانیک واحدهای مسکونی ویلایـی شـهر اهـواز، ماننـد کـل واحدهای مسکونی و واحدهای آپارتمانی با استفاده از آماره‌های آزمون IPS، MW نیز انجام شده است.

نتایج این آزمون ها در جدول(۳) آمده است. بـر اسـاس نتـایج بـه دسـت آمـده از آزمـون IPS، کلیـه متغیرها به غیر از متغیرهـای ESK2 و GAZ، دارای ریـشه واحـد هـستند. نتـایج آزمـونMW بـرای متغیرهای واحدهای ویلایی نشان‌دهنده ناپایایی این متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد است.

جدول-۳. نتیجه انجام آزمون ریشه واحد IPS و MW برای متغیرهای مربوط به واحدهای ویلایی

متغیر	IPS		MW		وقفه
	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	
PRICE	-۱/۳۶	-۲/۸۱	۵/۷۲	۵/۴	۲
OMR	-۱/۴۸	۱/۷۸	۶/۲۸	۵/۷	۱
MAS	-۱/۳۷	۱/۹۲	۴/۵	۶/۵	۱
VAHED4	-۱/۷۰	-۱/۶۵	۹	۹/۸	۱
ZAMIN	۲/۰۲	۲	۷/۵	۷	۱
ARZ1	-۱/۱۴	-۲/۳۳	۵/۷۴	۹/۸۸	۲
ARZ2	-۱/۳	-۲/۴۶	۴/۵	۶/۶۴	۱
ARZ3	-۱/۸۵	۲/۶۱	۸/۷۸	۹/۳۸	۲
ESK1	-۱/۴۸	-۲/۳	۷/۲۴	۷/۴۴	۱
ESK2	**-۲/۴۴**	**-۲/۹۲**	۱۱/۸	۱۱/۳	۱
ESK3	-۲/۲	-۲/۵	۸/۸۸	۸/۹	۱
GAZ	**-۱/۲۵**	**-۱/۸۹**	۵/۰۴	۶/۰۶	۱
SHOF	-۱/۴۴	-۲/۰۵	۷	۵/۵	۱

مأخذ: نتایج تحقیق

۹. نتایج آزمون‌های همجمعی

برای تعیین روابط بلندمدت و پویایی متغیرهای تابع قیمت هدانیک مسکن، آزمون‌های همجمعی بین متغیرهای واحدهای مسکونی آپارتمانی، واحدهای مسکونی ویلایی و کل واحد مـسکونی، بـه صـورت جداگانه انجام شده است. نتایج انجام این آزمون‌ها که با اسـتفاده از آمـاره‌هـای DF_γ و DF_t انجـام شده است، در جدول(۴) آمده است. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد فرضیه فقدان همجمعی پذیرفته نمی‌شود و متغیرها در بلندمدت همجمع هستند.

جدول-۴. نتایج آزمون همجمعی داده‌های ترکیبی قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز

آماره آزمون	DF_γ	DF_t
کل واحدهای مسکونی	-۴/۴۶	۸/۶
واحدهای مسکونی آپارتمانی	-۶/۱۹	۶/۹۴
واحدهای مسکونی ویلایی	-۱۷/۱۶	۱۲/۸۴

مأخذ: نتایج تحقیق

- لازم به توضیح است که آماره‌ها دارای توزیع نرمال بوده و با مقدار سطح معنی‌داری ۱/۶۴- مقایسه می‌شوند.

۱۰. نتایج برآورد تابع قیمت هدانیک به روش داده‌های ترکیبی

قیمت ضمنی هر ویژگی مسکن که با ضرایب تابع قیمت هدانیک نشان داده می‌شود، برای هر مقطع یکسان است و به وسیله ترکیب داده‌های سری زمانی- مقطعی برآورد می‌شود. تفاوت موجود در برخی از خصوصیات واحدهای مسکونی در هر مقطع که باعث افزایش قیمت در آن مقطع می‌گردد، به وسیله تفاوت در شیب رگرسیون‌ها نشان داده می‌شود. همان‌طور که توضیح داده شد، برای برآورد و لحاظ‌کردن ناهمگنی مقطعی از روش GLS در برآورد تابع قیمت هدانیک کل واحدهای مسکونی، واحدهای آپارتمانی و واحدهای مسکونی ویلایی استفاده شده است. همچنین برآورد از روش کل به جزء و با در نظر گرفتن کلیه عوامل اثرگذار بر قیمت برای هر منطقه به وسیله نرم‌افزار Eviews5 محاسبه شده است. پس از تخمین اولیه برای واحدهای مسکونی ویلایی، آپارتمانی و کل واحدهای مسکونی، برخی از متغیرها به دلیل معنی‌دارنبودن یا هم‌خطی از مدل حذف شده و در نهایت بهترین مدل به عنوان مدل توضیح‌دهنده قیمت در هر منطقه برآورد شده است. پس از برآورد مدل‌های مختلف، بهترین مدل ساختاری برای تخمین تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز با توجه به معنی‌داری ضرایب و قدرت توضیح‌دهندگی مدل، مدل تمام لگاریتمی است. ضریب همبستگی مدل یادشده بالاست و نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی خوب مدل است. همچنین، ضرایب تخمین این مدل در مقایسه با مدل‌های رقیب دارای بیشترین علایم مورد انتظار است. نتایج تخمین نهایی تابع قیمت هدانیک با استفاده از روش داده‌های ترکیبی، برای کل واحدهای مسکونی، واحدهای مسکونی ویلایی و واحدهای مسکونی آپارتمانی هر یک از مناطق پنج‌گانه شهر اهواز، به صورت جدول (۵) است. ضرایب برآوردشده نشان‌دهنده میزان ترجیحات مصرف‌کنندگان نسبت به مصرف هر یک از ویژگی‌های مختلف واحدهای مسکونی، یعنی عوامل فیزیکی، محیطی و همسایگی مؤثر بر قیمت واحد مسکونی در هر ۵ منطقه شهر اهواز است. این ضرایب نشان می‌دهد که از بین مهمترین عوامل فیزیکی، محیطی و همسایگی مؤثر بر قیمت کل واحدهای مسکونی، مساحت زیربنا، مساحت زمین،

قدمت واحد مسکونی، دسترسی واحد مسکونی به گاز شهری، دسترسی به خیابان با عرض بین ۴ تا ۱۰ متر، نسبت واحدهای مسکونی معامله‌شده چهار واحدی و کمتر از چهار واحدی به کل تعداد واحدهای مسکونی معامله‌شده، دسترسی به خیابان با عرض بین۱۰ تا ۲۰ متر، استفاده از اسکلت آجر و آهن در ساختمان و دسترسی به میزان فضای سبز، بر قیمت واحد مسکونی تأثیر دارند. مدل برآوردی تابع قیمت هدانیک کل واحدهای مسکونی نشان می‌دهد که در شهر اهواز عوامل فیزیکی مانند دسترسی به گاز شهری، میزان مساحت واحد مسکونی و متغیر مساحت زمین واحد مسکونی بیش از عوامل موقعیتی مانند دسترسی به عرض خیابان بین ۴ تا ۱۰ متر، بر قیمت واحد مسکونی مؤثر است. از بین عوامل فیزیکی مؤثر بر قیمت هدانیک کل واحدهای مسکونی، مساحت زیربنای واحد مسکونی دارای بیشترین تأثیر بر قیمت است؛ به‌طوری که با یک درصد افزایش در مساحت زیربنای واحد مسکونی، قیمت هدانیک کل واحدهای مسکونی در هر منطقه، ۰/۸۷درصد تغییر می‌کند. بنابراین لازم است در برنامه‌های ساخت مسکن و تغییر زیربنای واحدهای مسکونی به این عوامل توجه شود. همچنین علامت منفی متغیر قدمت نشان‌دهنده تأثیر منفی این متغیر بر قیمت کل واحدهای مسکونی است. مقدار ضریب این متغیر همچنین نشان می‌دهد که تأثیر آن بر قیمت از تأثیر مساحت بر قیمت کمتر است. ضریب منفی متغیر دسترسی به فضای سبز در هر منطقه برای کل واحدهای مسکونی که با یافته‌های رمضانی وکیل کندی در مورد ساری مطابقت دارد، نشان می‌دهد که با یک درصد افزایش در میزان فضای سبز در هر منطقه از شهر اهواز به شرط ثبات سایر ویژگی‌های واحد مسکونی، ۰/۱۴درصد قیمت کل واحدهای مسکونی کاهش می‌یابد. همچنین در مدل برآوردی کل واحدهای مسکونی متغیرهای Arz1 و Esk2 به دلیل عدم معنی‌داری و آماره t پایین از مدل حذف شد. برآورد نشان می‌دهد که متغیر اسکلت بتونی معنی‌دار نیست اما از آنجا که با حذف این متغیر اغلب ضرایب متغیرها در مدل بی‌معنی می‌شوند، این متغیر با وجود عدم معنی‌داری از مدل حذف نشده است.

به دلیل ناهمگنی واحدهای مسکونی در هر منطقه شهرداری شهر اهواز، و برای برآورد نتایج بهتر، علاوه بر تخمین تابع قیمت هدانیک کل واحدهای مسکونی، آمار و اطلاعات مربوط به واحدهای ویلایی و آپارتمانی مناطق پنج‌گانه شهر اهواز به طور جداگانه تهیه و قیمت هدانیک مسکن واحدهای ویلایی و آپارتمانی نیز برآورد گردید. برآورد تابع قیمت واحدهای مسکونی آپارتمانی نشان می‌دهد که از بین مهمترین عوامل اثرگذار بر قیمت واحدهای مسکونی آپارتمانی در هر یک از مناطق پنج‌گانه شهر اهواز، مساحت زیربنا، مساحت زمین، دسترسی به گاز شهری، قدمت، کاربرد آجر و آهن در اسکلت ساختمان، دسترسی به خیابان با عرض بین ۴ تا ۱۰ متر و نیز دسترسی به خیابان با عرض بین۱۰ تا۲۰ متر، نسبت واحدهای مسکونی معامله‌شده چهار واحدی و کمتر از چهار واحدی به کل تعداد واحدهای مسکونی معامله‌شده و میزان فضای سبز موجود در منطقه، بر قیمت واحدهای

مسکونی آپارتمانی شهر اهواز موثر است. بر اساس این مدل، ویژگی‌های فیزیکی دارای بیشترین تـأثیر بر قیمت است

جدول-۵. تخمین نهایی تابع قیمت هدانیک با استفاده از روش داده‌های ترکیبی

متغیر		کل واحدهای مسکونی	واحدهای مسکونی ویلایی	واحدهای مسکونی آپارتمانی
LNMAS		۰/۷۸	۰/۷۲	۰/۸۱
LNOMR		-۰/۳۰	-۰/۷۰	-۰/۵۹
LNGAZ		۰/۲۹	۰/۱۹	۰/۹۶
LNVAHED4		۰/۳۵	-	۰/۵۶
LNZAMIN		۰/۳۶	۰/۴۶	۰/۳۹
LNARZ1		-	۰/۷۹	-
LNARZ2		۰/۰۴	۰/۷۵	۰/۱۷
LNARZ3		۰/۱۷	-	۰/۴۶
LNESK1		۰/۰۳	۰/۲۲	۰/۱۶
LNESK2		-	-	۰/۱۶
LNESK3		۰/۳۹	-۰/۶۵	-
LNSABZ		-۰/۱۴	-۰/۴۰	۰/۴۱
ضریب ثابت	منطقه۱	۷۵/۰۲	-۲/۰۳	-۲۱/۳۸
	منطقه۲	۸۷/۸۲	-۲/۱۰	-۲۶/۲۱
	منطقه۳	۱۲۰/۹۹	-۳/۰۸	-۳۶/۵۵
	منطقه۴	۷۹/۲۳	-۲/۵۰	-۲۳/۷۵
	منطقه۵	۷۴/۵۶	-۲/۷	-۲۲/۷۱
dw		۱/۶۹	۲/۱۸	۱/۱۵
R2		۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹
F		۶۰۳	۱۴۰۴۷	۲۳۰۵

مأخذ: نتایج برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن

بین ویژگی‌های فیزیکی، متغیر مساحت زیربنای واحد مسکونی دارای بیشترین تأثیر بر قیمت واحدهای آپارتمانی است؛ به طوری که با فرض ثبات شرایط، یک درصد افزایش در مساحت زیربنای واحد مـسکونی،

قیمت این نوع واحدها را ۰/۸۱ درصد افزایش می‌دهد. بعد از عوامل فیزیکی، عوامل محیطی دارای تأثیر زیادی بر قیمت واحدهای مسکونی آپارتمانی است. یکی از این عوامل، عرض خیابانی است که واحد مسکونی در آن مستقر است. نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت متغیر مجاورت با خیابان دارای عرض بین ۱۰ تا ۲۰ متر بر قیمت این نوع واحدهای مسکونی است. به طوری که به فرض ثبات سایر ویژگی‌های واحدهای مسکونی آپارتمانی، با یک درصد افزایش در نزدیکی واحد مسکونی با خیابان دارای عرض بین ۱۰ تا ۲۰متر، به اندازه ۰/۴۶درصد به قیمت این نوع واحدهای مسکونی افزوده می‌شود. ضریب مثبت فضای سبز برای واحدهای آپارتمانی نشان‌دهنده تأثیر مثبت این متغیر بر قیمت این نوع واحدهای مسکونی است. بر این اساس با افزایش میزان فضای سبز در هر منطقه بر قیمت واحدهای آپارتمانی آن مناطق افزوده می‌شود. بر اساس مدل برآوردی برای واحدهای مسکونی ویلایی، مساحت زیربنا، مساحت زمین، قدمت، دسترسی به گاز شهری، دسترسی به خیابان با عرض ۴ تا ۱۰ متر و عرض ۱۰ تا۲۰ متر، استفاده از اسکلت آجر و آهن و همچنین استفاده از اسکلت بتون آرمه و میزان فضای سبز موجود در هر منطقه بر قیمت این نوع واحدهای مسکونی موثر است. نتایج برآورد قیمت هدانیک مربوط به واحدهای ویلایی نشان می‌دهد که بهترین مدل، مدل لگاریتمی است. همچنین، از بین عوامل مختلف اثرگذار بر قیمت واحدهای مسکونی ویلایی، متغیرهای موقعیتی بیش از سایر متغیرها بر قیمت مسکن مؤثر است؛ به طوری که مجاورت واحد مسکونی با خیابان دارای عرض کمتر از چهار متر و خیابان با عرض بین ۱۰ تا ۲۰ متر، دارای بیشترین تأثیر بر قیمت واحدهای مسکونی ویلایی است. بر این اساس به ازای یک درصد افزایش در متغیر میزان مجاورت با خیابان با عرض کمتر از چهار متر، به شرط ثبات سایر شرایط، ۰/۷۹درصد به قیمت این نوع واحدهای مسکونی افزوده می‌شود. به بیان دیگر متقاضیان واحدهای مسکونی ویلایی به مکان استقرار و موقعیت مکانی آنها بیش از سایر ویژگی‌ها اهمیت می‌دهند. از آنجا که با افزایش عرض خیابان سر و صدای ناشی از ترافیک و عبور و مرور افزایش می‌یابد، استقرار واحدهای ویلایی در خیابان‌های کم عرض‌تر از نظر متقاضیان این نوع واحدها دارای تأثیر مثبت بر قیمت است. دسترسی به فضای سبز به عنوان یکی از عوامل همسایگی، تأثیر زیادی بر قیمت واحدهای مسکونی ویلایی دارد. این متغیر که دارای ضریب منفی بوده و با یافته‌های رمضانی وکیل کندی مطابقت دارد، نشان‌دهنده کاهش قیمت واحدهای ویلایی است که در همسایگی آنها پارکها و فضای سبز وجود دارد. در کلیه مدل‌های برآوردی، متغیر دسترسی به خیابان با عرض بیش از ۲۰ متر به دلیل هم خطی از مدل حذف شد. این نکته نشان می‌دهد که اثر این متغیر به وسیله سایر متغیرها توضیح داده می‌شود. همچنین از بین متغیرهای رفاهی تنها متغیر گاز معنی‌دار و متغیر شوفاژ معنی‌دار نبوده و از تخمین حذف شد. متغیر فاصله واحد مسکونی از شهر به دلیل ویژگی خاص مدل اثر ثابت در عدم لحاظ متغیرهایی با مقدار ثابت در دوره زمانی موردنظر، وارد مدل نشده است.

با توجه به این توضیحات در شهر اهواز از نظر متقاضیان واحدهای مسکونی عوامل رفاهی و فیزیکی ساختمان بیش از سایر عوامل بر قیمت واحد مسکونی مؤثر است. بین عوامل فیزیکی و ساختاری کل واحدهای مسکونی، مساحت زیربنای واحد مسکونی دارای بیشترین تأثیر بر قیمت است. در واحدهای

آپارتمانی نیز عوامل فیزیکی بیش از سایر عوامل بر قیمت مسکن مؤثر است. متغیر دسترسی به عرض خیابان بین ۴ تا ۱۰ متر و ۱۰ تا ۲۰ متر از بین عوامل موقعیتی، دارای بیشترین تأثیر بر قیمت واحدهای آپارتمانی است. از آنجا که با تعریض‌شدن خیابان امکان استفاده از آن به عنوان پارکینگ وجود دارد این متغیرها تأثیر مثبت بر قیمت دارند. مدل برآوردی برای واحدهای مسکونی ویلایی، نشان می‌دهد که متغیرهای موقعیتی بیش از سایر متغیرها بر قیمت مسکن مؤثر است.

بنابراین با توجه به تاثیر زیاد ویژگی‌های فیزیکی واحدهای مسکونی، لازم است که در برنامه‌ریزی‌های ساخت و ساز واحدهای مسکونی، به عوامل فیزیکی بیش از سایر عوامل اهمیت داده شود. همچنین پیشنهاد می‌شود قبل از ساخت واحدهای مسکونی آپارتمانی، در مورد مکان استقرار این واحدها مکان‌یابی شده و سعی شود تا این واحدها در خیابان‌های با عرض بین ۱۰ تا ۲۰ متر ساخته شود. با توجه به تأثیر زیاد عوامل موقعیتی بر قیمت هدانیک واحدهای مسکونی ویلایی در شهر اهواز لازم است در ساخت این نوع واحدهای مسکونی به متغیرهای موقعیتی توجه بیشتری شود. همچنین با توجه به تأثیر منفی متغیر درصد فضای سبز موجود در هر منطقه در شهر اهواز بر قیمت واحدهای ویلایی لازم است که در ساخت این واحدهای مسکونی به فاصله این متغیر از فضای سبز و پارک‌ها توجه شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ابریشمی، حمید. (۱۳۸۱). *اقتصاد سنجی کاربردی*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

اسفندیاری، مرضیه. (۱۳۷۹). *برآورد تابع قیمت هدانیک زمین و مسکن در شهر اصفهان در فاصله سالهای ۱۳۷۷-۱۳۷۱*. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

دلال پور محمدی، محمد رضا. (۱۳۷۹). *برنامه‌ریزی مسکن*. تهران: انتشارات سمت.

رمضانی وکیل کندی، رسول. (۱۳۸۱). *برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از مدل هدانیک: مطالعه موردی شهر ساری*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

شرزه‌ای، غلام علی و یزدانی، فردین. (۱۳۷۵). *برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از قیمت هدانیک، مورد شهرکرد*. مجموعه مقالات سومین سمینار سیاست‌های توسعه مسکن در ایران، جلد اول، دانشگاه شیراز.

عابدین درکوش، سعید. (۱۳۷۰). *تخمین تابع قیمت واحد مسکونی در شهرهای کوچک ایران*. مجله آبادی، سال اول، شماره اول.

عزیزی، محمد مهدی. (۱۳۸۲). تراکم در شهرسازی: اصول و معیارهای تعیین تراکم شهری. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

فرقانی، محمد باقر و صحرایی، محمد علی. (۱۳۷۳). *برنامه‌ریزی مسکن، نمونه موردی تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

مخبر، عباس. (۱۳۷۴). *ابعاد اجتماعی مسکن*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

مرکز آمار ایران. (۱۳۷۹). سالنامه آماری استان خوزستان. تهران: مرکز آمار ایران.

نوید تهرانی، عظیم. (۱۳۸۰). *ارائه روشی برای محاسبه عوارض نوسازی واحدهای مسکونی در شهر تهران با استفاده از تابع قیمت هدانیک*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی تهران.

Arimah, B. C. (1992). Hedonic Price and Demand for Housing Attributes in Third Word City: The Case of Ibadan, *Urban Studies*. Vol. 29, No. 5. PP. 639-651

Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd Edition, United Kingdom: Wiley Publishers.

Batalhone, S., Nogueira, J. and Mueller, B. (2002). Economics of Air Pollution: Hedonic Price Model and Smell Consequences of Sewage Treatment Plants in Urban Areas. University of Brasilia, Department of Economics, *Working Paper* 234.

Breitung, J. and Meyer, W. (1994). Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages in Different Bargaining Levels Cointegrated? *Applied Economics,* No. 26, PP. 353-361.

Chau, K.W and Chin, T.L (2002). A Critical Review of the Literature on the Hedonic Pricing Model and Its aplication to the Housing in Penang. *Presented to the Seventh Asian Real Estate Society Conference*, Seoul, Korea.

Chau, K.W., Ma, V.S.M. and Ho, D.C.W. (2001). *The Pricing of "Luckiness" in the Apartment Market*. Journal of Real Estate Literature, Vol. 9, No. 1, PP. 31-40.

Choi, I. (2001). *Unit Root Tests for Panel Data*. Journal of International Money and Finance, No. 20, PP. 249-272.

Clark, D.E. and Herrin, W.E. (2000). *The Impact of Public School Attributes on Home Sale Price in California*. Growth and Change, Vol. 31, PP. 385-407.

Dougherty, C. (2004). *Introduction To Panel Data Models. Courses of London School of Economics and Political Science.* Available at:ww.Econ. Lse.ac.uk/courses.

Erdogan, E. (2002). *Price and Income Elastisity of Turkish Export Demand: A Panel Data Application*. Central Bank of The Republic of Turkey, Department of Statistics, Available at: http://Tcmb.gov.tr./research/cbre.

Fisher, R.A. (1932). *Statistical Methods for Research Workers*. Edinburgh.

Follain, J.R. and Jimenez, E. (1985). *Estimating The Demand for Housing Characteristics*. Regional Science and Urban Economics, Vol. 15, PP. 77-107.

Freeman, A.M. (1993). *Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues*. Scandinavian Journal of Economics, Vol. 81, PP. 154-171.

Garrod, G. and Willis, K. (1992). Valuing the Goods Characteristics : *An Application of The Hedonic Price Method to Environmental Attributes*. Journal of Environmental Management, Vol. 34, No. 1, PP. 59-76.

Hushak, L. and Sadr, K. (1979). *A Spatial Model of Market Behavior*. Amerrican Journal of Agricultural Economics, Vol, 61, No. 4, PP. 415-437.

Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1997). *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*. Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Im, K., Pesaran, H. and Shin, K. (2003). *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*. Journal of Econometrics, No. 115, PP. 53-74.

Kain, J.F. and Quigley, J.M. (1970). *Measuring the Value of Housing Quality*. Journal of the American Statistical Association, Vol. 65, PP. 532-548.

Kao, C. and Chiang, M. (1998). *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*. Working Paper, Center for Policy Research, Syracuse University, New York.

Kao, C. (1999). *Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data*. Journal of Econometrics, No. 90, PP.1-44.

Levin, A. and Lin, C.F. (1992). *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*. University of California, San Diego, Discussion Paper No. 92-93.

Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002). *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties*. Journal of Econometrics, Vol. 108, PP.1-24.

Linneman, P. (1980). *Some Empirical Results on the Nature of the Hedonic Price Function for the Urban Housing Market*. Journal of Urban Economics, Vol. 8, No. 1, PP. 47 – 68.

Maddala, G.S. and Wu, S. (1999). *A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue,Vol 61, PP. 631-652.

Maddala, G.S. (1988). *Introuduction to Econometrics*. University of Florida, New York: Macmillan Publishing Company.

Mazappa. (2005). *Mazappa Dictionary*. Available at: http://laughlinguitars.ca/dic.htm.

Mcdougal, G.S. (1976). *Local Public Goods and Residential Property Values: Some Insights and Extensions*. National Tax Journal, Vol 29, No. 4, PP. 436-447.

Pedroni, P. (1999). *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels With Multiple Regressors*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. Special Issue, PP.

Pesaran, M.H. (2004). *Random Coefficient Panel Data Models*. University of Cambridge, Discussion Paper, No. 236.

Quah, D. (1994). *Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data*. Economics Letters, Vol 44, PP. 9-19.

Ridker, R.G. and Henning, J.A. (1967). *The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution*. The Review of Economics and Statistics, Vol. 49,No.2, PP. 246-257.

Seddighi, H.R, Lawer K.A. and Katos, A.V. (2000). *Econometrics: A Practical Approach*. London : Routledge.

Straszheim, M.R. (1973). *An Econometric Analysis of the Urban Housing Market*. New York: National Bureau of Economic Research.

Wu, J.L. (2000). *Mean Reversion of Current Account: Evidence From the Panel Data Unit – Root Test*. Economics Letters, Vol 66, PP. 215-22.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی