

تاریخ دریافت: 92/03/25

تاریخ پذیرش: 92/5/20

## تخمین تابع تقاضای مسکن با استفاده از روش رگرسیون داده‌های پانل (مطالعه موردی: شهرهای غرب استان مازندران)

سید فخرالدین فخر حسینی

عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن

الهام فاضلی ویسری

عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن

### چکیده

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. این وضعیت به گونه‌ای است که مسکن در بیشتر کشورهای

صنعتی به عنوان مهمترین جزء تشکیل دهنده ثروت شخصی محسوب می‌شود. با عنایت به گران بودن هزینه 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. بنابراین، تغییرات قیمت آن برای خانوارها، بنگاه‌های تولیدکننده-ی 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.

در این مطالعه با استفاده از روش تابع قیمت هدانیک تقاضای مسکن شهرهای غرب استان مازندران و عوامل موثر بر قیمت مسکن در این شهرها بررسی شده است. جامعه آماری این مطالعه

مجتمع‌های مسکونی بیش از دو واحد مسکونی را در بر می‌گیرد که توسط یک تابع لگاریتمی دو طرفه و با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل برآورد می‌گردد. بر اساس نتایج ناشی از تخمین، مساحت (زیر بنا) و لوکس بودن واحد مسکونی به صورت مثبت و فاصله تا مرکز شهر به صورت منفی قیمت واحدهای مسکونی را متأثر می‌کنند و تعداد واحدهای مسکونی در هر مجتمع قیمت واحدهای مسکونی را تحت تأثیر قرار نداده و اصلی ترین عامل موثر به قیمت واحدهای مسکونی مساحت منزل مسکونی است.

طبقه‌بندی *JEL*: R21, D12, C23

**کلمات کلیدی:** ادغام داده‌های مقطعی، داده‌های سری زمانی، تابع قیمت هدانیک

### 1- مقدمه

دست‌یابی به توسعه پایدار مهم‌ترین هدف هر کشور است که از طریق رشد و هماهنگی بین بخش‌های اقتصادی هر کشور حاصل می‌شود. در میان بخش‌های مختلف اقتصاد، مسکن دارای نقش کلیدی بوده و از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. مسکن به عنوان یکی از نیازهای اساسی خانوارها که نه تنها به عنوان سرپناه بلکه به صورت یک دارائی مهم نیز تلقی

در ادبیات اقتصاد رفاه هدانیک به معنی مطلوبیت یا رضایت- مندی مصرف کننده از مصرف کالاها یا خدمات می باشد. روش هدانیک برای نخستین بار توسط گرلیچس<sup>۱</sup> (1960) برای تجزیه و تحلیل تقاضا در بازار مسکن و اقتصاد محیط زیست به کار رفت، و به وسیله کارهای نظری لنکستر<sup>۲</sup> (1966) و روزن<sup>۳</sup> (1974) شناسانده شد. در الگوی تقاضای هدانیک یک کالا دارای چند بعد است. چون مسکن نیز این چنین است، یعنی واحد مسکونی مانند یک کالای مرکب شامل سبدهای از ویژگی های گوناگون می باشد، به کارگیری الگوی هدانیک در بازار تقاضای مسکن مناسب است. پایه الگوی قیمت هدانیک پرداخت هایی که یک خانوار با توجه به تقاضای خود برای مسکن به منظور به دست آوردن یک واحد مسکونی انجام می دهد از عواملی نشأت می گیرد که واحد مسکونی به وسیله این ویژگی ها شناخته می شود.

هر خانوار دسته ای از ویژگی های مسکن و دیگر کالاها را مصرف می کند. این انتخاب در بردارنده سطوحی از رفاه و مطلوبیت برای مصرف کنندگان است. این مطلوبیت را می توان با تابع  $U$  نشان داد.

$$U = U(X, Q_j, S_j, N_j) \quad (1)$$

برای رسیدن به این مطلوبیت، مصرف کننده با محدودیت بودجه ای به صورت زیر روبروست:

$$Y = X + P(Z) \quad (2)$$

که در آن  $P(Z)$  ارزش ویژگی های واحد مسکونی و  $X$  ارزش سایر کالاهاست. بنابراین، قیمت مسکن تابعی از مقدار ویژگی های مورد استفاده در واحد مسکونی مورد تقاضای خانوار است. این تابع، تابع قیمت هدانیک ( $Ph$ ) نامیده می شود و به صورت زیر می باشد:

$$Ph_i = P(Q_j, S_j, N_j) \quad (3)$$

می گردد و از ارزش بالای اقتصادی برخوردار می باشد. موضوع مسکن همواره یکی از مسائل اجتماعی در کشور بوده و مدیریت پژوهش های در خصوص تدوین شاخص های کیفی مسکن، تامین مسکن ارزان قیمت و مناسب برای دهک های پایین اقتصادی، تدوین سیاست های اجتماعی مسکن در این بخش پی گیری می شود.

زمانی که کالا دارای بازار است وضعیت عرضه و تقاضا می تواند اطلاعات ارزشمندی در مورد منافع و ارزش حاصل از کالا و خدمات ارائه دهد و زمانی که کالا ماهیت غیربازاری دارد نیاز به اطلاعات تقاضا دارد. مسکن از جمله کالا های غیربازاری است که اطلاعات تقاضای آن به طور مستقیم در دسترس نمی باشد و باید از روش های موجود برای برآورد قیمت آن استفاده نمود. (ابونوری، همکاران، 1387، ص 52) از آنجا که سیاستگذاران در امر مسکن نیازمند آگاهی از ویژگی های ابعادی آن هستند، رتبه بندی این ابعاد اهمیت ویژه ای پیدا می کند. در اینجا این پرسش مطرح می شود که ابعاد و ویژگی های واحدهای مسکونی در تقاضای مسکن چگونه رتبه بندی می شود. هدف از این مقاله برآورد میل نهایی به پرداخت خانوارها برای هر یک از ویژگی های واحد مسکونی و تاثیر هر کدام از ویژگیها بر قیمت مسکن در شهرهای غرب استان مازندان است. برای این کار از تابع قیمت هدانیک استفاده می شود. ضرایب تابع قیمت هدانیک برآوردی از میل نهایی به پرداخت خانوارها است که ارجحیت های خانوار را نسبت به هر کدام از ویژگی های نشان می دهد. این مقاله در پنج قسمت تنظیم شده است. بعد از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم معرفی الگو، متغیرهای مدل و همچنین روشهای جمع آوری آمار و اطلاعات را شامل می شود. بخش چهارم به نتایج آزمونهای پایایی و همجمعی متغیرها اختصاص دارد. بخش پایانی به جمع بندی و نتیجه گیری می پردازد.

<sup>1</sup> Griliches

<sup>2</sup> Lancaster

<sup>3</sup> Rosen

ویژگیهای مسکن مذکور وجود داشته باشد این امر باعث بازگشت سریعتر و بیشتر سرمایه عرضه‌کنندگان و کسب مطلوبیت بیشتر برای متقاضیان مسکن شود. در واقع با تخمین تابع هدانیک عوامل موثر و تعیین کننده ارزش واحد مسکونی مشخص می‌گردد.

تحقیقات متعددی در زمینه قیمت مسکن به کمک مدل هدانیک انجام گرفته است. از جمله این مطالعات، تحقیق ریکر و هنینگ<sup>۱</sup> (۱۹۷۵) با استفاده از تابع تقاضای هدانیک نقش عوامل موثر بر قیمت مسکن را برای ۱۶۷ ناحیه شهر سنت لوئیس امریکا برآورد کردند که مساحت زیربنای واحدهای مسکونی، مجاورت و همسایگی با مجتمع های مسکونی مناسب و فاصله تا مرکز شهر به علت کاهش آلودگی بر قیمت واحد مسکونی تأثیر مثبت دارند.

مک دوگال<sup>۲</sup> (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 مدل انجام شده است. نتایج نشان داد که خدمات پلیس محلی و نیز آموزش و پرورش دارای بیشترین تأثیر بر قیمت است.

پترلینه‌مان<sup>۳</sup> (۱۹۸۰) با ارائه یک روش آماری سیستماتیک برای مسکن شهری در آمریکا، تابع قیمت هدانیک را برای واحدهای مسکونی «ملکی» و «استیجاری» تخمین زده است. آریماه<sup>۴</sup> (۱۹۹۲) در مطالعه‌ای بر روی شهر ایجان با استفاده از تابع قیمت هدانیک به بررسی ساختار مسکن پرداخته است. نتایج تخمین تابع تقاضای مسکن شهر ایجان خالی از آن است که یک درصد تغییر در اندازه خانوار تقاضا برای مساحت منزل مسکونی را ۰/۳۶ درصد افزایش می‌دهد و علاوه بر آن تحصیلات سرپرست خانوار اثر مثبت معنی‌داری بر تقاضای مسکن دارد.

که در آن  $I$  نشان دهنده واحد مسکونی مورد نظر و  $Z$  نشان دهنده ویژگی مورد نظر است. چون مصرف کنندگان مطلوبیتی‌شان را با توجه به سطح بودجه حداکثر می‌کنند، فرآیند بهینه‌سازی مقید به صورت زیر است:

$$U = U(X, Q_j, S_j, N_j) \\ \text{st: } Y = X + P(Z) \\ \mathcal{L} = U(X, Q_j, S_j, N_j) + \lambda(Y - Ph_i - X)$$

بر این اساس می‌توان نوشت:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial Q_j} = \frac{\partial U}{\partial Q_j} - \lambda \frac{\partial Ph_i}{\partial Q_j} = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial X} = \frac{\partial U}{\partial X} - \lambda = 0 \quad (5)$$

که با تقسیم کردن رابطه (۴) بر (۵)، رابطه (۶) به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial Q_j}}{\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial X}} = - \frac{\partial Ph_i}{\partial Q_j} \quad (6)$$

که در آن  $\frac{\partial U}{\partial Q_j}$  نشانگر مطلوبیت اضافی حاصل از مصرف یک واحد اضافی ویژگی مورد نظر است و  $\frac{\partial U}{\partial X}$  نشان دهنده مطلوبیت اضافی حاصل از مصرف یک واحد اضافی کالاهای مصرفی است و  $\frac{\partial Ph_i}{\partial Q_j}$  بیانگر ارزش نهایی ویژگی  $Z$  است.

رابطه (۶) نشان می‌دهد که شرط لازم بهینه‌سازی مقید تابع قیمت هدانیک برای یک منطقه، ایجاب می‌کند که تغییرات تابع قیمت هدانیک در اثر تغییرات در ویژگی‌های مختلف مسکن با تغییر در ترجیحات مصرف کننده 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. فی‌الواقع ضرایب برآوردی تابع هدانیک میل نهایی خانوار به پرداخت است بر ازای هر یک از ویژگی‌های مسکن بنابراین در فرآیند عرضه مسکن، مسکنی باید عرضه شود که حداکثر تمایل به پرداخت به ازای

<sup>۱</sup> Ridker and Henning

<sup>۲</sup> McDougal

<sup>۳</sup> Lineman

<sup>۴</sup> Arimah

ابونوری و رضانی و کیل کندی (1381) از الگوی هدانیک برای برآورد تابع تقاضای مسکن در شهرستان ساری استفاده کردند. در این تحقیق برای برآورد الگو از داده‌های مقطعی جمع‌آوری شده از 243 خانوار شهرستان ساری استفاده گردید و برای هر یک از ویژگی‌های اصلی مسکن مساحت زمین، مساحت زیربنا، قدمت ساختمان، تعداد اتاق، فاصله از خیابان اصلی، مصالح درجه یک، فاصله از مرکز شهر، فاصله از پارک، درصد فضای سبز، فاصله تا مرکز آموزشی، عرض خیابان بین چهار تا ده متر، وجود شبکه گاز تابع تقاضا برآورد شده است. اکبری و رضوی (1383) در قالب پایان‌نامه کارشناسی ارشد به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد می‌پردازد. بر اساس نتایج ناشی از تخمین مساحت (زیربنا) به صورت مثبت و فاصله تا مرکز شهر و قدمت ساختمان به صورت منفی قیمت واحدهای مسکونی را در شهرستان مشهد متاثر می‌کنند.

قادری (1384) وی در مطالعه خود با عنوان برآورد تقاضای مسکن شهری در ایران ابعاد اجتماعی تقاضای مسکن می‌پردازد. بنا به نتایج به دست آمده انواع درآمدهای جاری، دائمی و موقتی، سن سرپرست خانوار و تعداد افراد باسواد بر روی تقاضا اثر مثبت و اندازه خانوار بر روی تقاضا اثر منفی دارد.

زراء نژاد (1384) در مقاله‌ای تحت عنوان برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهر اهواز به روش داده‌های ترکیبی عوامل موثر بر تقاضای مسکن را در شهر اهواز مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج ناشی از تخمین مساحت (زیربنا) و لوکس به صورت مثبت و فاصله تا مرکز شهر به صورت منفی قیمت واحدهای مسکونی را متاثر می‌کنند. ابونوری، تقی نژاد و صیامی (1387) در مقاله‌ای با عنوان برآورد تابع قیمت هدانیک اجاره بها (مطالعه موردی شهرهای تبریز و اردبیل) از روش هدانیک در پی شناخت میزان ارزشگذاری مصرف کننده برای هر یک از آن ویژگیها است. فرض اصلی در روش هدانیک این است که قیمت و یا اجاره بهای هر واحد

چیاو و آرکیو<sup>1</sup> (1994) از روش هدانیک در برآورد تابع تقاضای خودرو در آمریکا استفاده نمودند. از نظر آن‌ها ویژگی‌های اصلی خریداران خودرو که در هنگام خرید در نظر می‌گیرند؛ راحتی، دوام، اقتصادی بودن، ارگونومی، عملکرد، ایمنی و مدل ماشین می‌باشد. چو و دیگران<sup>2</sup> (2001) در بررسی تابع قیمت هدانیک مسکن در کشور هنگ کنگ دریافتند که ساخت واحد مسکونی به وسیله یک پیمانکار معروف بیشترین تاثیر را بر قیمت مسکن دارد. دو کمکی و دیگران<sup>3</sup> (2003) با استفاده از یک مدل هدانیک به تخمین تابع تقاضای مسکن در شهر استانبول پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش یک متر مربع، متوسط قیمت 191 دلار افزایش می‌یابد و همچنین افزایش در تعداد اتاق‌ها تأثیر مثبت بر قیمت خانه دارد. قدمت و نوع ساختمان مسکونی بر قیمت ساختمان تأثیر معنی‌داری از نظر آماری ندارد و داشتن پروانه ساختمان و عنوان قانونی برای خانه مهم می‌باشد. عابدین در کوش و اسفندیاری (1370) پس از برآورد تابع تقاضای هدانیک برای دو شهر کوچک تویسرکان و دلجان تأثیر مساحت زمین و زیربنا، فاصله از مرکز شهر و شرایط واحد مسکونی از نظر تعداد اتاق و تجهیزات را محاسبه کردند. در این میان مساحت زیربنا دارای کشش مثبت و نزدیک به یک بود و بقیه ضرایب بی‌معنی بودند.

اسفندیاری (1379) در پژوهش خود با آمیختن داده‌های مقطعی و سری زمانی به برآورد تابع هدانیک قیمت زمین و مسکن در شهر اصفهان در فاصله سال‌های 71-77 پرداخت. در این مطالعه برای برآورد تابع قیمت هدانیک از دو روش اثرات ثابت و مدل کوارینانس استفاده گردیده و نتایج نشان می‌دهد که اگر دولت بخواهد تنها یک متغیر را کنترل نماید، بهتر است از مدل کوارینانس در مورد زمین استفاده کند؛ در غیر این صورت به کارگیری روش اثرات ثابت نسبت به مدل کوارینانس برتری دارد.

<sup>1</sup> Hsiao and et al

<sup>2</sup> Chua and et al

<sup>3</sup> Dockmeci and et al

*Lux*: که لوکس بون یا لوکس نبودن منزل مسکونی است که به صورت یک متغیر مجازی<sup>۱</sup> وارد شده است که در این مطالعه هرگاه منزل مسکونی مورد نظر حداقل دو مورد از موارد کابینت *MDF*، سرامیک یا پارکت، پکیج، کولر، آسانسور، پارکینگ را داشته باشد لوکس تلقی شده و متغیر مجازی عدد یک را انتخاب می‌کند در غیر اینصورت (حداکثر دو امتیاز) را داشته باشد غیر لوکس بوده و متغیر مجازی (*LUX*) مقدار صفر را اختیار می‌کند.

برای تخمین این مطالعه داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز مقطعی بوده که از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبه مستقیم با بنگاه‌های مسکن در شهرهای غرب استان مازندران (چالوس، نوشهر، تنکابن و رامسر) در سال شش ماهه اول سال ۱۳۹۱ جمع آوری شده است. در این مطالعه از روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی تصادفی از واحدهای مسکونی نمونه در هر شهر استفاده شده است.

در این مطالعه حجم ۸۰ تایی نمونه (برای هر شهر ۲۰ نمونه) برگزیده شده است. این حجم نمونه در سطح داده بعلت کوچک بودن شهرهای مذکور کافی بوده و نشان‌دهنده واقعیت جامعه آماری می‌باشد.

#### 4- برآورد الگو و نتایج آزمونها

##### 4-1- آزمون پایایی

جهت بررسی پایایی، چهار نوع آزمون ریشه واحد انجام گرفته است که عبارتند از: آزمون لوین و همکاران<sup>۲</sup>، آزمون پسران و همکاران<sup>۳</sup> آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (نوع فیشر) و فیلیس و پرون (نوع فیشر). نتایج این آزمون که در جدول (۱) ارائه شده‌اند، شامل عرض از مبدا و روند می‌باشند. فرضیه صفر در این آزمونها مبین وجود ریشه واحد است. نتایج نشان می‌دهند که سری‌های تلفیقی روی سطح مانا بوده و و بنابر این از نوع  $I(0)$  می‌باشد.

مسکونی تابعی از ویژگی‌های فیزیکی، مکانی و محیطی آن می‌باشد. یافته‌های نشان داده است که عوامل فیزیکی بیشتر از سایر عوامل بر اجاره بهای مسکن تأثیر دارد و آثار این عوامل بر واحدهای ویلایی و آپارتمانی متفاوت می‌باشد.

#### 3- معرفی الگو، متغیرها و روشهای جمع‌آوری آمار و اطلاعات

با مراجعه به پیشینه مطالعات هدانیک مشاهده می‌شود که نظریه مشخصی برای انتخاب شکل مناسب مدل هدانیک وجود ندارد و محققین بر مبنای نحوه استفاده از مدل و آماره‌های آن شکل مناسب را برمی‌گزینند. به همین دلیل در این مطالعه در برآورد مدلها از شکلهای تابعی خطی نیمه لگاریتمی و لگاریتمی دوطرفه استفاده شده است؛ اما به علت برتری شکل تابعی لگاریتمی دوبل (در ثبات ضرایب هدانیک استفاده از مدل برای تعیین قیمت‌های ضمنی ویژگی-ها، بیشتر بودن آماره  $F$  در مدل واحدهای آپارتمانی) تجزیه و تحلیل و تفسیر نتایج بر مبنای این شکل صورت می‌گیرد. لذا در این مطالعه به منظور برآورد تابع قیمت هدانیک شهرهای غرب استان مازندران از یک مدل لگاریتمی دوطرفه (دوبل) استفاده شده است. تابع قیمت هدانیک بصورت زیر می‌باشد:

$$\ln(\text{Price})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Metr})_{it} + \beta_2 \ln(\text{Distance})_{it} + \beta_3 \ln(\text{Number})_{it} + \beta_4 (\text{Lux})_{it}$$

که در آن:

*Price*: قیمت منزل مسکونی

*Meter*: زیر بنای واحد مسکونی

*Distance*: فاصله تا مرکز شهر

*Number*: تعداد واحدهای مسکونی در مجتمع

<sup>1</sup> Dummy Variable

<sup>2</sup> Levin, Lin & Chu 2000

<sup>3</sup> Pesaran, & Shin 2003

جدول (1): نتایج ایستایی متغیرها

نام متغیر	LPrice	LMetr	LDistance	LNumber
Levin et.al	-5/65	-3/57	-3/95	-6/38
P-value	0/0	0/0	0/0	0/0
Pesaran et.al	-5/64	-4/36	-3/78	-6/28
P-value	0/0	0/0	0/0	0/0
ADF	43/39	33/69	29/25	48/06
P-value	0/0	0/0	0/0	0/0
PP	49/38	46/56	30/71	49/83
P-value	0/0	0/0	0/0	0/0
وقفه	2	2	0	1

ماخذ: محاسبات تحقیق

## 4-2- آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتا

آماره‌های هم‌انباشتگی گروهی - میانگین پانل<sup>3</sup> شناخته می‌شوند. اولین آماره هم‌انباشتگی پانل یک آزمون نسبت واریانس غیر پارامتریک<sup>4</sup> است. دومین و سومین نوع آماره پانل نیز به ترتیب آماره‌های rho و t فیلپس پرون<sup>5</sup> (PP) می‌باشد.

چهارمین آماره ADF پانل<sup>6</sup> است که مشابه آزمون ریشه واحد پانل لوین و همکاران<sup>7</sup> می‌باشد.

به طریق مشابه، دو مورد اول از آماره‌های هم‌انباشتگی گروهی - میانگین پانل به ترتیب آماره‌های rho و t فیلپس پرون می‌باشد. سومین آماره نیز آزمون ADF گروهی - میانگین است که مشابه با آزمون ریشه واحد پانل ایم و همکاران<sup>8</sup> می‌باشد. نتایج هم‌انباشتگی پدرونی در جدول (2) آمده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که بر طبق اکثر آماره موجود، هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو وجود ندارد.

آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتا ابتدا توسط پدرونی<sup>1</sup> در سال 1995 به کار برده شد. در این آزمون، فرضیه صفر ( $H_0$ ) دلالت بر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای موجود در مدل دارد. در این تحقیق برای بررسی آزمون هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده شده است. این روش، رگرسیون هم‌انباشتگی جداگانه‌ای برای هر کشور تخمین می‌زند و بعد از آن برای آزمون پایایی جملات اخلاص از هفت آماره استفاده می‌کند. چهار مورد از این آزمون‌ها ضرایب اتورگرسیون را در بین مقاطع مختلف در طول آزمون ریشه واحد ترکیب می‌کنند. بنابراین، پارامترهای اتورگرسیون مرتبه اول را محدود می‌کنند تا برای همه مقاطع یکسان باشد.

پدرونی این آماره‌ها را به عنوان آماره‌های هم‌انباشتگی پانل<sup>2</sup> معرفی می‌کند. سه آماره دیگر براساس میانگین ضرایب اتورگرسیون می‌باشند که برای هر شهر بطور جداگانه تخمین زده می‌شود. بنابراین، این آماره‌ها به ضرایب اتورگرسیون اجازه می‌دهد که از کشوری به کشور دیگر تغییر کند که به عنوان

<sup>3</sup> group-mean panel cointegration statistics<sup>4</sup> non-parametric variance ratio test<sup>5</sup> Philips and peron (PP)<sup>6</sup> panel ADF statistic<sup>7</sup> Levin et al<sup>1</sup> Pedroni<sup>2</sup> Panel cointegration statistic

Im et al ^

جدول (2): نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

هم‌انباشتگی پانل گروهی		هم‌انباشتگی پانل		نوع آماره
Prob	Statistic	Prob	Statistic	
-	-	0/24	-0/99	آماره $V$ -پانل
0/29	0/79	0/38	0/21	آماره $\rho$ -پانل
0/00	-4/25	0/00	-3/49	آماره $PP$ -پانل
0/16	-1/33	0/08	-1/78	آماره $ADF$ -پانل

ماخذ: محاسبات محقق

### 3-4- برآورد الگو

برای برآورد مدل معرفی شده از روش داده‌های پانل استفاده می‌شود. استفاده از روش داده‌های پانل نسبت به روشهای مقطعی و سری زمانی دو مزیت عمده دارد: اول اینکه به محقق این امکان را میدهد تا ارتباط میان متغیرها و حتی واحدها (شهرها) را در طول زمان در نظر بگیرد و به بررسی آنها بپردازد. و مزیت دوم نیز، در توانایی این روش در کنترل اثرات انفرادی مربوط به استانها (به عنوان واحدهای مقطعی) است که قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیستند. در مدل عرض از مبدا معرفی شده، از سه قسمت  $(\alpha = \alpha_0 + \alpha_f + \alpha_i)$  تشکیل شده است که: (1)  $\alpha_0$  برای همه سالها و همه شهرها مشترک است، (2)  $\alpha_f$  که برای سال  $t$  بوده و برای همه شهرها به عنوان واحدهای انفرادی مشترک است. هرگاه این جزء وارد مدل شود، آن را مدل داده‌های پانل دو طرفه می‌گویند و هرگاه وارد مدل نشود، آن را مدل داده‌های پانل یک طرفه می‌نامند. (3)  $\alpha_i$  که برای هر یک از شهرها منحصر به فرد بوده، ولی برای همه سالها مشترک است. این جزء را در اصطلاح اثرات انفرادی مربوط به هر یک از شهرها مینامند که از طریق برآورد مدل به روش داده‌های پانل به دست می‌آید.

از آنجا که در روش مرسوم حداقل مربعات معمولی (OLS) یعنی وقتی که داده‌ها مقطعی، سری‌زمانی یا ترکیب شده در نظر گرفته می‌شوند، محدودیت  $\alpha_i = 0$  ظاهر میشود و به

عبارتی اثرات انفرادی شهرها استان یکسان فرض شده و نتایج دچار اریب ناهمگنی ناشی از یکسان بودن این اثرات میگردند. به این ترتیب برای رفع این مشکل در روش داده‌های پانل محدودیت یکسان بودن اثرات انفرادی حذف می‌شود ( $\alpha_i \neq 0$ ).

زمانی که  $\alpha_i$  با متغیرهای توضیحی ارتباط نداشته باشد، مدل اثرات تصادفی (RE) را خواهیم داشت و زمانی که  $\alpha_i$  با متغیرهای توضیحی ارتباط داشته باشد، مدل مورد نظر مدل اثرات ثابت (FE) خواهد بود. مدل اثرات تصادفی (RE) تنها زمانی کاربرد دارد که داده‌های پانل شامل  $N$  فرد می‌باشد که به صورت تصادفی از یک جامعه بزرگ انتخاب شده باشد، به طوری که  $\alpha_i$  ها به طور تصادفی ما بین واحدها توزیع می‌شود. مدل اثرات ثابت زمانی مناسبتر خواهد بود که ما به یک مجموعه خاصی از  $N$  واحد تمرکز نماییم که از یک جامعه بزرگ به صورت تصادفی انتخاب نمی‌شوند. برای انتخاب روش تخمین مدل یا داده‌های پانل، از آزمون  $F$  لیمر استفاده می‌شود. این آماره مبتنی بر صحت همگنی بین کلی شهرها استوار است. از این رو رد فرضیه  $H_0$  مبین استفاده از روش داده‌های پانل و عدم رد فرضیه  $H_0$  بیانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده می‌باشد. این آماره به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$F = \frac{(R_W^2 - R_T^2)/(N-1)}{(1 - R_W^2)/(NT - N - K)}$$

که قیمت مسکن شهرهای استان می‌باشد، را نشان می‌دهد و ضریب برآوردی مساحت (زیر بنا) دارای علامت مثبت، معادل 1/01 است و از نظر آماری نیز به علت بالا بودن آماره  $t$  با احتمال بیش از 99 درصد معنی‌دار است. ضریب برآوردی فاصله تا مرکز شهر به قیمت منزل مسکونی رابطه منفی (-0/02) دارد. از نظر آماری این علامت منفی است و به علت بالا بودن آماره  $t$  با احتمال بیش از 99 درصد معنی‌دار است. نتایج برآورد موید این مطلب است که تعداد واحدهای مسکونی در هر مجتمع (در هر ساختمان) بر قیمت واحدهای آن تاثیر مثبت دارد (ضریب 0/03) و اما از نظر آماری ضریب برآوردی معنی‌دار (0/49) نیست. لوکس بودن منزل مسکونی تاثیر معنادار بر قیمت واحد مسکونی دارد. بدین مفهوم که مصرف کنندگان مسکن میل به پرداخت بیشتری در قبال دسترسی به منازل مسکونی لوکس دارند و ضریب آن (0/04) از نظر آماری نیز به علت بالا بودن آماره  $t$  با احتمال بیش از 99 درصد معنی‌دار است.

که در آن  $R^2$ :  $R^2_{W}$  اثرات ثابت یا درونگروهی،  $R^2$ :  $R^2_T$  کل یا ترکیبی (pool)،  $N$  تعداد مقاطع،  $T$  طول دوره نظر و تعداد پارامترها می‌باشد. مقدار  $F$  حاصل شده از آزمون لیمر (26/81) از  $F_{3,71}$  بحرانی (2/68) بیشتر می‌باشد. در نتیجه فرضیه رد می‌شود و از بین دو روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده و روش داده‌های پانل، روش داده‌های پانل پذیرفته می‌شود. همچنین با توجه به اینکه شهرهای انتخابی به صورت تصادفی از بین یک جامعه آماری بزرگ انتخاب نشده‌اند، لذا روش اثرات ثابت در مقایسه با روش اثرات تصادفی مناسب خواهد بود. بنابراین در این پژوهش از روش اثرات ثابت استفاده خواهیم کرد. بر این اساس، مدل معرفی شده برای تابع هدانیک قیمت مسکن در شهرهای منتخب استان مازندران با استفاده از روش اثرات ثابت پانل دیتا برآورد می‌گردد. همانطور که براساس جدول (3) مشاهده شد ضرایب برآوردی رابطه مثبت و منفی بین متغیر توضیحی مدل را بر متغیر وابسته

جدول 3. اثر هر یک از عوامل بر قیمت مسکن شهرهای غرب استان مازندران

متغیرهای مستقل	متغیر وابسته: لگاریتم قیمت منزل مسکونی		
	ضریب	آماره $t$	Prob
عرض از مبدا	5/89	29/9	0/00
لگاریتم زیر بنای واحد مسکونی	1/01	10/31	0/00
لگاریتم فاصله تا مرکز شهر	-0/02	-2/87	0/005
لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی	0/03	0/69	0/49
لوکس بودن	0/04	2/00	0/04
	-0/01 $C\_NUSHAHR$ 0/05 $C\_RAMSAR$ -0/01 $C\_TONKABON$ -0/02 $C\_CHALOUS$	0/72 26/61 1/52	ضریب تعیین آماره $F$ آماره دوربین واتسون

ماخذ: نتایج تحقیق

بطور خلاصه نتایج برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهرهای غرب استان مازندران نکات قابل توجهی را در خود

## 5- نتیجه گیری و پیشنهادات



مسکن در خرید منزل مسکونی درجه اول مساحت یا زیر بنای منزل مسکونی است و در درجه دوم فاصله از مرکز شهر و لوکس بودن منزل مسکونی است. پس تولید کنندگان مسکن برای حاصل کردن حداکثر تمایل به پرداخت متقاضیان مسکن که حداکثر رضایتمندی را برای آنها حاصل می کند از یک طرف و کسب منافع بیشتر برای خود که در نهایت حداکثر رفاه را به ارمغان می آورد، در نتیجه قیمت واحدهای مسکونی ابتدا به مساحت منزل و در درجه دوم به فاصله تا مرکز شهر و درجه لوکس بودن واحد مسکونی وابسته است. در واقع احداث واحدهای مسکونی با زیر بنا یا مساحت بالای نزدیک به مرکز شهر و لوکس باید به عنوان یک راهکار اساسی مطرح است.

#### منابع

- 1- اسفندیاری، مرضیه (1379): «برآورد تابع قیمت هدانیک زمین و مسکن در شهر اصفهان در فاصله سال های 1371-1377» پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته علوم اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی.
- 2- زراء نژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸۵): «برآورد تابع قیمت هدانیک مسکن شهراواز به روش داده های ترکیبی»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۲۸.
- 3- شرزهای، غلامعلی و یزدانی، فردین (1375): «برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از تابع قیمت هدانیک شهرستان شهرکرد» مجموعه مقالات سومین سمینار سیاست های توسعه مسکن، دانشگاه شیراز.
- 4- عابدین درکوش، سعید و اسفندیاری، مرضیه (1370): «تخمین تابع تقاضای هدانیک مسکن برای شهرهای کوچک»، مجله آبادی، شماره اول.
- 5- عابدین درکوش، سعید (1370): «تخمین تابع قیمت واحدهای مسکونی در شهرهای کوچک ایران» پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- 6- یزدانی، فردین (1375): «برآورد تابع تقاضای مسکن برای ویژگی های مسکن»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

دارد. قیمت هدانیک که حداکثر میل به پرداخت را برای مصرف کنندگان نشان می دهد زمانی پرداخت می شود که حداکثر مطلوبیت حاصل شود. پس تابع قیمت هدانیک حداکثر تمایل به پرداخت را برای کسب حداکثر مطلوبیت مصرف کننده نشان می دهد نتایج تخمین را می توان به صورت زیر رتبه بندی نمود:

- 1- عامل اصلی موثر در قیمت واحدهای مسکونی در این شهرها زیر بنا یا مساحت منزل مسکونی است. فی الواقع مصرف کنندگان (تقاضاکنندگان) واحدهای مسکونی نسبت به مساحت واحد مسکونی حساسیت و میل به پرداخت بیشتری دارند. در واقع افزایش زیر بنا یا مساحت منزل مسکونی به علت جذابیت آن انگیزه پرداخت بیشتری را در متقاضیان واحدهای مسکونی در شهر تنکابن افزایش داده کسب سود بیشتر را برای عرضه کنندگان مسکن مهیا می کند.
- 2- فاصله تا مرکز شهر از پارامترهای تاثیر گذار بر قیمت واحدهای مسکونی در شهرهای مورد بررسی است. یعنی متقاضیان مسکن، واحدهای نزدیکتر به مرکز شهر را ترجیح می دهند و حاضرند قیمت بیشتری برای آن پرداخت کنند و متعاقبا منافع تولید کنندگان نیز بهتر تامین می شود.
- 3- تعداد واحدهای مسکونی در هر مجتمع (در هر ساختمان) بر قیمت واحدهای آن تاثیر دارد و از نظر آماری ضریب بر آوردی معنی دار نیست و شاید بعلت آن باشد که اختلاف چندانی در تعداد واحدهای عرضه شده وجود ندارد و عرضه مجتمع های بزرگتر در این شهرها دیده نمی شود.
- 4- لوکس بودن واحدهای مسکونی بر روی قیمت واحدهای مسکونی تاثیر مثبت دارد و لوکس بودن تمایل به پرداخت مصرف کنندگان را افزایش می دهد چون واحدهای مسکونی لوکس تر در شهرستان تنکابن بر اساس نتایج برآورد تابع قیمت هدانیک مطلوبترند.

لذا باتوجه به نتایج بدست آمده، برنامه ریزان طرح های توسعه شهری تنکابن باید رفتار خود را براساس ترجیحات مصرف کنندگان مسکن پایه ریزی کنند. اولویت اصلی متقاضیان

- 10- McDougal, G.S, (1976): Local Public Goods and Residential Property, National Tax Journal, Vol.29, No.4, PP.436-447.
- 11- Ridker, R, G & Henning, J, A, (1975): The Determinates of Residual Property Values of Seaside Reference to Air Pollution, The Review of Economics and Statistics, VOL.49, NO.2, PP.246-257.
- 12- Straszheim, M, R, (1973): An Economic Analysis of the Urban Housing Market, New York, National Bureau Economics Research
- 7- Hushak, L & Sadr, K, (1979): A spatial Model of Market Behavior, American Journal of agricultural Economics, Vol.61, No.4, PP.415-437
- 8- Kain, J, F & Quigley, J, M, (1978): Cost of Quality in Existing Housing Estimation in Implicit Market Model, journal of urban economics, VOL, 65, PP, 532-548
- 9- Lineman, P, (1980): Some Empirical Report of the Nature of Hedonic Price Function of Urban Housing Market, Journal of Urban Economics, Vol.8, No1, PP.44-68.