

## بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران

جعفر قادری<sup>۱</sup>

کریم اسلاملوئیان<sup>۲</sup>

سکینه اوجی مهر<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۸/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۷/۱۱

### چکیده

هدف این مقاله، بررسی تأثیر برخی از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن ایران طی دوره ۱۳۷۵:۳-۱۳۸۵:۴ است. در این راستا، از ترکیب دو الگوی مطرح شده در زمینه سرمایه‌گذاری مسکن و سبد دارایی و روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، برای تحلیل همجمعی استفاده شده است. متغیرهای توضیحی شاخص قیمت مسکن، حجم نقدینگی، درآمد خانوار، هزینه ساخت و ساز، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز، نرخ سود سپرده بانکی و قیمت سکه طلا در نظر گرفته شده است. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، ضرایب متغیرهای شاخص قیمت مسکن، حجم نقدینگی، درآمد خانوار، هزینه ساخت و ساز، شاخص قیمت سهام و نرخ ارز، معنادار و مطابق انتظار بوده است. این در حالی است که معنادار نبودن ضرایب متغیرهای قیمت سکه و نرخ سود سپرده بانکی، بیانگر آن است که این دارایی‌ها نتوانسته‌اند به عنوان رقیب مسکن، نقش مؤثری بر میزان سرمایه‌گذاری مسکن داشته باشند.

**واژگان کلیدی:** سرمایه‌گذاری مسکن، الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، سبد دارایی

طبقه بندی JEL: C22, E22, G11

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
رتال جامع علوم انسانی

jghaderi@rose.shiraz.ac.ir  
keslamlo@rose.shiraz.ac.ir  
oujimehrs@yahoo.com

۱. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز  
۲. دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز  
۳. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شیراز

## ۱- مقدمه

در بین تمامی بخشهای اقتصادی و در تمام جوامع، اعم از جوامع توسعه یافته یا در حال توسعه، مسکن بزرگترین سهم سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده است. سرمایه‌گذاری در بخش مسکن معمولاً ۲ تا ۸ درصد تولید ناخالص ملی و ۱۰ تا ۳۰ درصد کل تشکیل سرمایه ثابت جهانی را شامل می‌شود. سرمایه‌گذاری مسکن، طی دهه گذشته در ایران، با وجود افت و خیزهای بسیار، به طور متوسط نرخ رشد ۱۱/۲٪ را به خود اختصاص داده است و علاوه بر این، اهمیت و تأثیر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بر سایر بخش‌های اقتصادی، بیانگر ضرورت تحقیق و مطالعه در مورد سرمایه‌گذاری مسکن و عوامل مؤثر بر آن است که متأسفانه در ادبیات مربوط به مسکن، کمتر به آن توجه شده است.

بنابراین، در این مقاله سعی شده است تا چگونگی تأثیر برخی از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن ایران طی سالهای ۸۵-۱۳۷۵ مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. این عوامل را می‌توان در دو گروه دسته بندی کرد: گروه اول، متغیرهای اقتصادی مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن است که مشتمل بر شاخص قیمت مسکن، هزینه ساخت و ساز، حجم نقدینگی و درآمد خانوار است. گروه دوم نیز دارایی‌های رقیب مسکن است که بنا به فرض، افزایش قیمت آنها منجر به کاهش سرمایه‌گذاری مسکن خواهد شد. دارایی‌های رقیب مسکن در این تحقیق، سهام، سپرده های بانکی، ارز و سکه طلا در نظر گرفته شده است.

از این رو، پایه نظری تحقیق بر اساس دو نظریه سرمایه‌گذاری مسکن و انتخاب بهینه سبد دارایی بنا نهاده شده است.

داده‌های مورد استفاده به صورت فصلی و از ترازنامه بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی و آمار فعالیت‌های ساختمان بخش خصوصی جمع آوری شده است. در ضمن به دلیل در دسترس نبودن داده‌های فصلی مربوط به درآمد خانوار، این داده ها با استفاده از داده‌های سالانه درآمد خانوار برآورد گشته اند.

در ادامه به دنبال مقدمه، پیشینه تحقیق، مبانی نظری، ساختار الگو و سپس برآورد آن ارائه شده است. آخرین بخش مقاله نیز شامل خلاصه و نتیجه گیری می باشد.

## ۲- پیشینه تحقیق

کانوی و هاوارد (Conway and Haward, 1980) با استفاده از داده‌های سالانه ۷۷-۱۹۵۸ مربوط به پنج ایالت آمریکا، تابع سرمایه‌گذاری مسکن را با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده‌اند. آنها سرمایه‌گذاری مسکن را تابع درآمد سرانه، هزینه ساخت و ساز، قیمت نسبی مسکن، موجودی سرانه مسکن، میزان اعتبارات بانکی و متغیر تقاضای دلالی<sup>۱</sup> به عنوان نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری مسکن در نظر گرفته‌اند. نتایج تخمین حاکی از آن است که به غیر از متغیر دلالی برای مسکن، بقیه متغیرها معنادار بوده‌اند.

توپل و روزن (Topel and Rosen, 1988) الگوی سرمایه‌گذاری مسکن را با استفاده از داده‌های فصلی ۸۳-۱۹۶۳ آمریکا تخمین زده‌اند. در برآورد الگو، معادلات به صورت همزمان و با استفاده از متغیرهای ابزاری تخمین زده شده‌اند. در این الگو، نرخ بهره به عنوان هزینه فرصت سرمایه به کار رفته که از نظر آماری نیز معنادار است. هزینه عوامل تولید از نظر آماری معنادار نیست و علامت ضرایب نیز بر خلاف انتظار است.

دونانتس (Donatos, 1995) با استفاده از نظریه شتاب انعطاف‌پذیر سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن یونان را با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۸۹-۱۹۵۸ بررسی کرده است. تخمین الگو با به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، نشان داده است که عوامل درآمد و جمعیت به طور معناداری بر تصمیم سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارند، ولی متغیرهای مالی، تأثیر معناداری بر سرمایه‌گذاری مسکن نشان نداده است.

لی (Lee, 1999) نیز با استفاده از داده‌های فصلی ۹۱-۱۹۶۳ آمریکا، الگوی سرمایه‌گذاری مسکن را به روش متغیرهای ابزاری تخمین زده است. نتایج حاصل از مطالعه وی نشان داده است که ضریب قیمت مسکن مثبت و ضریب متغیرهای هزینه، منفی است.

بارت و یانگ (Barot and Yong, 2002) برای دو کشور سوئد و انگلیس برای دوره زمانی ۹۸-۱۹۷۰ با استفاده از روش تصحیح خطا، الگوی سرمایه‌گذاری مسکن را تخمین زده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در هر دو کشور، Q توبین، علیت گرنجری سرمایه‌گذاری مسکن است.

جود و وینکلر (Jud and Winkler, 2003) الگوی Q سرمایه‌گذاری برای مسکن را با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا از سال ۲۰۰۰-۱۹۷۹ تخمین زده‌اند. نتایج تخمین با روش خود توضیح

۱. تقاضای دلالی یا سوداگری مسکن که معادل با تفاضل درصد تغییر شاخص قیمت مسکن و نرخ رهن محلی در نظر گرفته شده است.

برداری، حاکی از آن است که نسبت‌های تأخیری و جاری  $Q$ ، به طور مثبت و معناداری روی سرمایه‌گذاری مسکن اثر دارد و سرمایه‌گذاری در مسکن تابعی از نظریه توبین است. کیم (Kim, 2004) در مقاله‌ای عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن کره و رابطه علیت گرنجری بین سرمایه‌گذاری مسکن و نوسانات اقتصادی کره جنوبی را مورد بررسی قرار داده است. کیم از داده‌های فصلی مربوط به سالهای ۱۹۷۰-۲۰۰۲، در تخمین خود استفاده کرده است. در ابتدا اثر متغیرهایی مثل نرخ بهره، درآمد سرانه و مربع درآمد سرانه را بر سرمایه‌گذاری مسکن تخمین زده که نتایج، حاکی از معنادار بودن ضرایب است. در ادامه با انجام آزمون علیت گرنجری به این نتیجه یافته است که سرمایه‌گذاری مسکن، علیت گرنجری نوسانات اقتصاد کره نیست، اما نوسانات اقتصادی کره، علیت گرنجری سرمایه‌گذاری مسکن می‌باشد.

نتو (Neto, 2005) تلاش کرده است تا در الگوی سرمایه‌گذاری مسکن، چگونگی شکل‌گیری انتظارات سوددهی یک پروژه را توسط تولید کننده بررسی کند. برای تخمین تابع سرمایه‌گذاری از داده‌های سری زمانی فصلی اسپانیا طی سالهای ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۰ استفاده شده است. روش تخمین مورد استفاده در این مطالعه نیز، روش گشتاورهای تعمیم یافته<sup>۱</sup> (GMM) است. نتایج نشان داده است ضرائب متغیرهای طرف تولید مانند نیروی کار، مواد خام و هزینه زمین معنادار هستند.

برگ و برگر (Berg and Berger, 2006) در مقاله‌ای تحت عنوان نظریه  $Q$  و بازار مسکن سوئد، به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری مسکن و نسبت  $Q$ ، از آغاز سال ۱۹۸۰ تا پایان ۲۰۰۳ پرداخته‌اند و با استفاده از الگوی تصحیح خطا و آزمون همجمعی یوهانسن، درجه بالایی از همبستگی را بین نسبت  $Q$  و متغیر سرمایه‌گذاری مسکن به دست آورده‌اند.

ژاکوبسن و همکاران (Jacobsen et al, 2007) با استفاده از مفاهیم نظریه سرمایه‌گذاری  $Q$ ، الگویی را برای سرمایه‌گذاری مسکن ارائه داده‌اند که در آن سرمایه‌گذاری مسکن تابعی از نرخ بهره، موجودی مسکن، درآمد خانوار، هزینه‌های ساخت و شاخص قیمت مسکن است. داده‌های مورد استفاده، فصلی و برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ است. نتایج برآورد الگو حاکی از این است که افزایش در سرمایه‌گذاری مسکن نروژ مربوط به نرخ بهره پایین و بالا بودن قیمت مسکن است و افزایش هزینه‌های ساخت و ساز و درآمد خانوار<sup>۲</sup>، باعث کاهش سرمایه‌گذاری مسکن می‌شود.

چن و زو (Chen and Zhu, 2008) نیز طی مقاله‌ای رابطه بین سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی چین را برای داده‌های فصلی مربوط به استان‌های کشور طی دوره ۱۹۹۹:۱ تا ۲۰۰۷:۴ و

### 1. Generalized Method of Moments

۲. به تعبیر محقق این مقاله (ژاکوبسن)، افزایش درآمد منجر به افزایش قیمت زمین و در نتیجه افزایش هزینه‌های ساخت و ساز خواهد گردید و در نتیجه سرمایه‌گذاری در بخش مسکن کاهش می‌یابد.

با روش تصحیح خطای ترکیبی<sup>۱</sup> مورد آزمون قرار داده اند که نتایج تحقیق آنها نشان دهنده وجود یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین سرمایه گذاری مسکن و رشد اقتصادی چین در هر دو دوره کوتاه مدت و بلند مدت می باشد.

در داخل کشور نیز مطالعات محدودی در زمینه سرمایه‌گذاری مسکن صورت گرفته است که در زیر به دو مورد آن اشاره شده است. عراقی و موسوی (۱۳۷۶) با به کارگیری داده‌های مقطعی- زمانی مربوط به سالهای ۷۳- ۱۳۷۰ استان های کشور، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن را بررسی کرده‌اند. برآورد الگو از روش معادلات همزمان و با استفاده از متغیرهای ابزاری انجام گرفته است. نتایج تخمین نشان داده است که قیمت واقعی مسکن دارای تأثیری مثبت بر سرمایه‌گذاری مسکن بوده است. در این مطالعه، سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به عوامل تولید و هزینه‌های آن حساسیت نشان نداده است، که می تواند نشانه بی‌کشش بودن عرضه سرمایه‌گذاری، نسبت به تغییر هزینه تولید در کوتاه مدت باشد.

عاقلی کهنه شهری (۱۳۸۶) نیز با به کارگیری داده های فصلی مربوط به سال های ۸۵-۱۳۷۶ مناطق شهری ایران، به تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری پرداخته است. متغیرهای مورد استفاده، شامل قیمت مصالح ساختمانی، تعداد پروانه های ساختمانی و بازدهی نقدی سهام است. نتایج تخمین الگو با روش خود رگرسیون با وقفه‌های توضیحی، نشان داده است که قیمت مصالح ساختمانی و بازدهی نقدی سهام با ضرایب منفی و تعداد پروانه‌های ساختمانی با ضریب مثبت، حدود ۹۳ درصد تغییرات سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی را توضیح می‌دهند.

### ۳ - مبانی نظری

از آن‌جا که سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به عنوان بخشی از سرمایه‌گذاری کل در اقتصاد محسوب می‌شود، محققان با استفاده از نظریه‌های موجود در مورد سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. این نظریات به شرح زیر است که در این بخش، هر یک را به طور مجزا بررسی خواهیم کرد:

الف) نظریه الگوی شتاب و شتاب انعطاف پذیر: از اولین نظریه‌های سرمایه‌گذاری، الگوی شتاب کلارک (Clark, 1917)، الگوی شتاب انعطاف‌پذیر کلارک (Clark, 1944) و کویک (Coyck, 1954) است. در علم اقتصاد، تبیین سرمایه‌گذاری بر اساس تغییر در سطح تولید یا درآمد ملی، به نظریه شتاب سرمایه‌گذاری موسوم است. در نظریه شتاب ساده، فرض بر این است که کشش عرضه

کالاهای سرمایه‌ای بی‌نهایت است و بین سفارش و تحویل کالاها، وقفه زمانی وجود ندارد. اما در حقیقت، کشش عرضه کالاهای سرمایه‌ای محدود است و بین سفارش و تحویل این کالاها وقفه زمانی وجود دارد و بدین جهت، نمی‌توان شکاف سرمایه را به طور آنی پر کرد، بلکه باید به طور تدریجی آن را تعدیل نمود که این به ارزش عددی ضریب تعدیل ( $\lambda$ ) بستگی دارد. این مسأله منجر به شکل‌گیری نظریه شتاب انعطاف‌پذیر گردید. دونانتس (Donatos, 1995) با استفاده از مفاهیم نظریه شتاب انعطاف‌پذیر سرمایه‌گذاری، الگویی را برای سرمایه‌گذاری مسکن به کار گرفته است. در این الگو، فرض بر این است که موجودی مطلوب مسکن متناسب با تقاضای مسکن است.

ب) نظریه هزینه تعدیل: یکی دیگر از نظریه‌های مورد استفاده در مطالعات موجود در زمینه سرمایه‌گذاری مسکن، نظریه هزینه تعدیل است. مطالعات توپل و روزن (Topel and Rosen, 1988)، لی (Lee, 1999) و نتو (Neto, 2005)، در این دسته قرار دارند. هزینه تعدیل به دو گروه هزینه تعدیل درونی<sup>۱</sup> و هزینه تعدیل بیرونی<sup>۲</sup> تقسیم شده است. هزینه تعدیل درونی، هزینه‌هایی است که یک بنگاه اقتصادی با تغییر در موجودی سرمایه‌اش با آن مواجه می‌شود. به طور مثال، هزینه‌هایی مانند هزینه نصب دستگاه جدید و آموزش کارگران برای کار با آن دستگاه، هزینه‌های تعدیل درونی هستند. بنابراین هزینه تعدیل درونی تابعی از نرخ تغییر موجودی سرمایه است. اما اگر فرض شود، عرضه کالای سرمایه‌ای کاملاً باکشش است طوری که بنگاه اقتصادی بتواند موجودی سرمایه‌اش را بدون هزینه تغییر دهد، در این صورت هزینه‌های بنگاه، هزینه تعدیل بیرونی است (Romer, 1996: 348).

ج) نظریه Q توبین: از دیگر نظریات مشهور سرمایه‌گذاری، نظریه Q توبین است. جیمز توبین (Tobin, 1969)، متغیر Q را، که در واقع نسبت دو ارزش مختلف یک دارایی یا سرمایه‌گذاری را اندازه‌گیری می‌کند، معرفی کرده است. صورت این نسبت، ارزش بازاری سرمایه موجود را به جاری آن در بازار آزاد و مخارج آن، هزینه تولید سرمایه را نشان می‌دهد. در بازار مسکن نسبت Q توبین را می‌توان به صورت زیر نوشت:

هزینه ساخت مسکن / ارزش بازاری مسکن = Q

در شرایط رقابتی و تعادلی بازار آزاد، ارزش بازاری یک واحد مسکونی با هزینه ساخت آن برابر است، بنابراین، ارزش عددی Q برابر با واحد است. در شرایط عدم تعادل، ارزش عددی Q می‌تواند بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از واحد باشد.

- 
1. Internal Adjustment Cost
  2. External Adjustment Cost

علی‌رغم اینکه نظریه Q، نظریه‌ای مناسب برای تحلیل تجربی بازار مسکن است، مطالعات محدودی با بهره‌گیری از آن منتشر شده است. که مطالعه برگ و برگر (Berg and Berger, 2006) و جود و وینکلر (Jud and Winkler, 2003)، از جمله آنهاست.

د) الگوی ژاکوبسن و همکارانش (Jacobsen et al, 2007): این محققان الگویی را برای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بسط داده‌اند که در آن، از مفاهیم نظریه Q و نظریه هزینه تعدیل، توأم بهره گرفته‌اند. این الگو که جزء الگوهای نئوکلاسیک است بر اساس شرط حداکثر سازی سود بنگاه شکل گرفته است و می‌توان آن را به صورت زیر بیان کرد:

یک بنگاه اقتصادی، سطحی از سرمایه‌گذاری را انتخاب می‌کند که ارزش آن را حداکثر کند. اگر  $V_t$  ارزش واقعی بنگاه در زمان  $t$  باشد که برابر با جمع ارزش سود جاری و سود تنزیل شده آتی است، ارزش فعلی سود آتی، با یک عامل تنزیل که به نرخ بهره واقعی (R) بستگی دارد، به صورت زیر محاسبه شده است.

$$V_t = \text{Max} \sum_{s=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+R} \right)^{s-t} \left[ \pi(K_s) - CI_s - C \phi / 2 \cdot \frac{(I_s - \delta K_s)^2}{K_s} \right] \quad (1)$$

$$S.T \quad K_{s+1} = (1 - \delta)K_s + I_s$$

عامل تنزیل در پرانتز اول نشان داده شده است و نرخ بهره واقعی بنا به فرض ثابت است. عبارت اول در کروشه، درآمد واقعی بنگاه اقتصادی است که در هر دوره با فروش سرمایه مسکن  $K_s$  به دست می‌آورد و با  $\pi(K_s)$  نشان داده شده است. هزینه‌های بنگاه اقتصادی در دو عبارت بعدی بیان شده‌اند.  $CI_s$ ، هزینه‌های مستقیم را نشان می‌دهد.  $I_s$ ، سرمایه‌گذاری مسکن است و C یک شاخص ترکیبی از قیمت‌های عوامل نهاده مثل موادخام، نیروی کار و زمین است. برای سادگی، فرض شده که قیمت واقعی عوامل (C) برابر با یک است. علاوه بر هزینه‌های مستقیم، بنگاه اقتصادی با هزینه‌های تعدیل درونی همراه با تغییرات در موجودی سرمایه‌اش مواجه می‌باشد که به صورت  $C \cdot \phi \cdot (I_s - \delta K_s)^2 / 2 K_s$  بیان شده است.  $\phi$  یک پارامتر ثابت و مثبت است. رابطه دوم (۱) رابطه بین سرمایه، سرمایه‌گذاری ناخالص و نرخ استهلاک را بیان می‌کند.

بنگاه اقتصادی ارزش  $V_t$  را با در نظر داشتن سرمایه‌گذاری و موجودی مطلوب سرمایه آتی، حداکثر می‌کند و بدین ترتیب، سرمایه‌گذاری بهینه تعیین می‌شود. برای حداکثر سازی از روش لاگرانژ استفاده شده است.

نتایج به دست آمده پس از حداکثرسازی، نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری بهینه مسکن، تابعی از Q است. از آنجا که Q متوسط، نسبت قیمت مسکن به هزینه‌های ساخت و ساز و زمین را بررسی

می‌کند، بنابراین، می‌توان سرمایه‌گذاری مسکن را تابعی از قیمت مسکن، هزینه‌های ساخت و ساز و قیمت زمین در نظر گرفت، اما به دلیل آن‌که نرخ بهره واقعی، یک متغیر مهم برای تخمین سوددهی سرمایه‌گذاری است، نرخ بهره واقعی هم به عنوان یک عامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری مسکن، به الگو اضافه شده است. پس در نهایت می‌توان گفت که سرمایه‌گذاری مسکن در این الگو تابع قیمت مسکن، هزینه ساخت و ساز، قیمت زمین و نرخ بهره است که به صورت زیر است:

$$\frac{I}{K} = g(R, PH, PJ, PL) \quad (2)$$

در این جا  $I$  سرمایه‌گذاری ناخالص مسکن،  $R$  نرخ بهره،  $PL$  قیمت زمین،  $K$  موجودی سرمایه مسکن<sup>۱</sup>،  $PH$  شاخص قیمت مسکن و  $PJ$  هزینه ساخت و ساز یک متر مربع بنا است. برای بسیاری از خانواده‌ها که در شهر زندگی می‌کنند، زندگی در مرکز شهر با ارزش است زیرا بدین وسیله می‌توانند هزینه سفر<sup>۲</sup> را پس‌انداز کنند. هزینه سفر شامل هزینه‌های مستقیم حمل و نقل و هزینه فرصت است. مطلوبیت زیستن در مرکز شهر و نزدیکی به مراکز خدمات رسانی و محل کار، باعث افزایش قیمت زمین در مرکز شهر می‌شود. اگر درآمد واقعی خانوار زیاد شود، ارزش اوقات فراغت کارمندان و دیگر شاغلان بالا خواهد رفت. بنابراین، ارزش پس‌انداز ناشی از هزینه سفر هم زیاد می‌شود و افراد تمایل بیشتری برای سکونت در مرکز شهر خواهند داشت، به عبارت دیگر، تقاضا برای زمین در نواحی مرکزی زیاد شده و این به افزایش قیمت زمین در این نواحی منجر خواهد شد (Jacobsen et al., 2007: 35).

بنابراین، درآمد خانوار ( $Y$ )، بر قیمت زمین تأثیرگذار است. قیمت زمین تابع عوامل دیگری چون نرخ بهره واقعی، بیکاری، انتظارات قیمتی و قوانین و مقررات نیز هست که با بردار ( $Z$ )، نشان داده شده است؛ پس:

$$PL = h(Y, Z) \quad (3)$$

با جایگذاری رابطه (۳) در رابطه (۲)، می‌توان الگوی سرمایه‌گذاری مسکن ارائه شده توسط ژاکوبسن و همکارانش را به صورت زیر نوشت:

$$\frac{I}{K} = g(R, PH, PJ, Y, Z) \quad (4)$$

- 
1. Housing Capital
  2. Travel Cost



## ۴ - ساختار الگو

در نهایت، بررسی و مقایسه چند نظریه در مورد سرمایه‌گذاری مسکن، منجر به انتخاب الگویی که ژاکوبسن و همکارانش در سال ۲۰۰۷، برای سرمایه‌گذاری مسکن مطرح کرده‌اند، به عنوان الگوی پایه انتخاب گردید؛ زیرا در این الگو، از هر دو نظریه Q و نظریه هزینه تعدیل استفاده شده است، الگوی کامل‌تری نسبت به سایر الگوهای سرمایه‌گذاری مسکن به نظر می‌رسد. البته لازم به ذکر است که تغییراتی به شرح زیر در این الگو اعمال گردید:

الف) از آنجا که یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری مسکن در این الگو، موجودی سرمایه مسکن است و موجودی سرمایه مسکن در ایران به روش دقیقی محاسبه نشده است، در این تحقیق به منظور حذف این متغیر، با پیروی از لی (Lee, 1999) و نتو (Neto, 2005)، فرم تابعی زیر برای هزینه تعدیل به کار گرفته شده است که باعث می‌شود تا در نهایت الگوی سرمایه‌گذاری مسکن به دست آمده، بدون موجودی سرمایه مسکن باشد:

$$C(I) = a_0 + a_1 I_t + \frac{b}{2} I_t^2 \quad (5)$$

با استفاده از این تابع هزینه تعدیل، مسأله حداکثر سازی ارزش بنگاه یعنی رابطه (۱)، تغییر خواهد کرد. در اینجا نیز با استفاده از روش لاگرانژ، ارزش بنگاه حداکثر خواهد شد و سرمایه‌گذاری بهینه مسکن، تابعی از Q خواهد شد.

ب) ساختمان‌های مسکونی به سبب طولانی بودن عمرشان، به منزله یک دارایی قلمداد می‌شوند. در حقیقت، مسکن یکی از بی شمار دارایی‌هایی محسوب می‌شود که شخص می‌تواند آن را به منزله ثروت نگهدارد. پس تقاضا برای مسکن به میزان بازدهی واقعی سایر دارایی‌های موجود بستگی دارد. اگر بازدهی سایر شکل‌های نگه داری ثروت، پایین باشد، در این صورت سرمایه‌گذاری مسکن به طور نسبی دارای جذابیت بیشتری برای نگهداری ثروت می‌شود (Dornbusch et al., 2004).

بنابراین در این تحقیق، سعی بر این است که اثر دارایی‌های جانشین هم بر سرمایه‌گذاری مسکن بررسی شود. اما الگوی سرمایه‌گذاری مسکن مطرح شده توسط ژاکوبسن در بر گیرنده این مطلب نمی‌باشد و به کارگیری این الگو به تنهایی هدف تحقیق را تأمین نخواهد کرد. از این رو، با در نظر گرفتن آن به عنوان الگوی پایه، می‌توان متغیرهای مربوط به دارایی‌های جانشین را به عنوان برخی از عوامل تأثیرگذار بر قیمت زمین وارد الگو نمود، که با بهره‌گیری از مقاله واگل و جانسون (Waggle and Johnson, 2007) در زمینه سبد دارایی، متغیرهای مذکور وارد الگو می‌گردند.

بنابراین ساختار الگوی سرمایه‌گذاری مسکن در تحقیق حاضر، به صورت زیر تعیین می‌شود:

ابتدا با اعمال تغییرات مذکور در الگوی ژاکوبسن، می‌توان سرمایه‌گذاری مسکن را تابعی از قیمت مسکن، قیمت زمین و هزینه‌های ساخت و ساز در نظر گرفت. این الگو به صورت زیر است:

$$I = g ( PH, PJ, PL ) \quad (۶)$$

متغیرهای موجود در این الگو، در قسمت‌های قبل تعریف شده‌اند. همچنین از آنجا که آمار مربوط به قیمت زمین در کل دوره مورد بررسی وجود ندارد، از عوامل تأثیرگذار بر آن، به جای این متغیر استفاده شده است. بدین ترتیب، قیمت زمین نیز تابع درآمد خانوار (Y)، حجم نقدینگی (M) و PA به عنوان برداری از قیمت‌های دارایی‌های جانشین در نظر گرفته شده است. همان‌طور که ذکر شد، در اینجا حجم نقدینگی (M) به عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر قیمت زمین علاوه بر درآمد خانوار می‌باشد؛ زیرا که با افزایش درآمدهای ناشی از نفت و افزایش نقدینگی در جامعه، درآمدهای انباشته شده، جذب سرمایه‌گذاری‌های سودآور می‌شود. هنگامی که فعالیت‌های صنعتی کم بازده و پردردسرنده، فعالیت‌های تجاری با موانعی چون محدودیت‌های ارزی یا مقررات دست و پاگیر واردات روبرو هستند، سرمایه‌ها جذب بازار زمین و مسکن خواهد شد. این مسأله منجر به افزایش قیمت زمین می‌شود.

از طرفی، مطابق با آنچه بیان شد، به منظور وارد کردن متغیرهای دارایی‌های جانشین به الگوی سرمایه‌گذاری مسکن باید از الگوی سید دارایی استفاده کرد. بنابراین، با بهره‌گیری از الگویی که واگل و جانسون (Waggle and Johnson, 2007) ارائه کرده‌اند، PA، به عنوان برداری از قیمت‌های دارایی‌های جانشین، از طریق متغیر PL به الگو اضافه خواهد شد. در این تحقیق، از قیمت سهام (PS)، قیمت سکه (PC)، نرخ ارز (PE) و R نرخ سود سپرده‌های بلند مدت بانکی، به عنوان دارایی‌های جانشین، استفاده می‌گردد:

$$PA = (PS, PC, PE, R) \quad (۷)$$

بنابراین، قیمت زمین به صورت زیر، تابع درآمد خانوار، حجم نقدینگی و برداری از دارایی‌های جانشین است:

$$PL = h(Y, M, PA) \quad (۸)$$

در نهایت، با جایگذاری رابطه (۸) در رابطه (۷)، الگوی سرمایه‌گذاری مسکن به صورت زیر بیان شده است:

$$I = g(PH, PJ, Y, M, PA) \quad (۹)$$

## ۴-۱- برآورد تورم انتظاری به منظور محاسبه نرخ واقعی سود

نظر به اینکه در ساختار الگوی ارائه شده در این تحقیق، از نرخ واقعی سود سپرده بانکی استفاده شده است و نرخ واقعی سود، حاصل تفاضل نرخ اسمی سود و تورم انتظاری است، لذا در این قسمت نحوه برآورد تورم انتظاری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

برای برآورد تورم مورد انتظار، در بیشتر کارهای تجربی از دو الگوی انتظارات تطبیقی و عقلایی استفاده شده است. مطالعه گرجی و اقبالی نشان داده که الگوی انتظارات عقلایی، نتایج مورد قبولی را برای داده های ایران ارائه نکرده است. به عبارت دیگر، با توجه به فروض و شرایط انتظارات عقلایی و نقش تأکید اطلاعات، به نظر می‌رسد که عامه مردم توجه چندانی به اخبار اقتصادی نداشته و یا در تحلیل واقعیت‌های اقتصادی و ریشه‌های آن دچار مشکل هستند. همچنین به نظر می‌رسد که طی سالهای اخیر نیز اعتماد مردم به تأثیر سیاست های دولت کاهش چشمگیر یافته باشد (گرجی و اقبالی، ۱۳۸۶، ص ۱۷).

از آنجا که این تحقیق تابع سرمایه‌گذاری مسکن را برای مورد ایران بررسی می‌کند، بنابراین، از الگوی انتظارات تطبیقی، برای برآورد تورم مورد انتظار استفاده خواهد شد. انتظارات تطبیقی اولین بار توسط کاگان (۱۹۵۶)، طرح و معرفی شده است. در این الگو، نرخ تورم مورد انتظار، میانگین هندسی مقادیر مشاهده شده در گذشته بوده که به صورت زیر بیان شده است:

$$\pi_t^* = \lambda \pi_{t-1} + \lambda(1-\lambda)\pi_{t-2} + \dots + \lambda(1-\lambda)^{n-1} \pi_{t-n} \quad (10)$$

که حاصل جمع اوزان، برابر با واحد است. این الگو ممکن است به صورت زیر نوشته شود:

$$\pi_t^* = \lambda \pi_{t-1} + (1-\lambda)\pi_{t-1}^* \quad (11)$$

یا به صورت زیر نوشته شود:

$$\pi_t^* - \pi_{t-1}^* = \lambda(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) \quad (12)$$

که  $\pi_t^*$  تورم مورد انتظار در دوره  $t$  و  $\lambda$  ضریب تعدیل است که مقادیر آن بین ۰ و ۱ قرار دارد. راه دیگر برای نشان دادن آنکه  $\pi_t$  به وقفه‌های خود بستگی دارد، آن است که  $\pi_t$  را به صورت یک الگوی میانگین متحرک<sup>۱</sup> (MA) نوشت. الگوی میانگین متحرک از مرتبه  $n$  را می‌توان به صورت زیر بیان کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۲۰):

$$\pi_t = u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \theta_3 u_{t-3} + \dots + \theta_n u_{t-n} \quad (13)$$

که  $\pi_t$  نرخ تورم می باشد که با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده به دست آمده است.  $u_t$  و  $\theta_t$ ، به ترتیب جملات اختلال و ضرایب آنها در وقفه‌های مختلف است. بنابراین در این تحقیق با استفاده از مقاله گرجی و اقبالی (۱۳۸۶)، به روش انتظارات تطبیقی و با استفاده از الگوی میانگین متحرک، تورم مورد انتظار برآورد گردیده است. در این الگو، وقفه بهینه جملات اختلال با بررسی نمودار همبسته نگار<sup>۱</sup>، مشخص می‌شود.

#### ۴-۲- برآورد فصلی درآمد خانوار

همان طور که قبلاً ذکر شد، در این تحقیق برای برآورد تابع سرمایه‌گذاری مسکن از داده‌های فصلی استفاده شده که داده‌های فصلی مربوط به کلیه متغیرها بجز درآمد خانوار در آمارهای رسمی ایران موجود است. بنابراین، در این قسمت درباره چگونگی برآورد داده‌های فصلی درآمد خانوار با استفاده از داده‌های سالانه آن، توضیح داده خواهد شد.

در این تحقیق از روشی که چور فون تانگ (Chor Foon Tang, 2008) به پیروی از گاندولفو (Gandolfo, 1981)، به کار گرفته است، استفاده خواهد شد. در این روش، ابتدا مشاهدات مربوط به سه سال متوالی مربوط به متغیر  $y_t$  در نظر گرفته می‌شود، یعنی  $y_{t-1}$ ،  $y_t$  و  $y_{t+1}$  سپس به منظور به دست آوردن فرمول‌های فصلی، از توابعی به شکل درجه دوم، انتگرال گرفته می‌شود. در نهایت، فرمول محاسبه شده برای سری فصلی به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} y_t^{(1)} &= 0.0546875y_{t-1} + 0.234375y_t - 0.0390625y_{t+1} \\ y_t^{(2)} &= 0.0078125y_{t-1} + 0.265625y_t - 0.0234375y_{t+1} \\ y_t^{(3)} &= -0.0234375y_{t-1} + 0.265625y_t + 0.0078125y_{t+1} \\ y_t^{(4)} &= -0.0390625y_{t-1} + 0.234375y_t + 0.0546875y_{t+1} \end{aligned} \quad (14)$$

در رابطه بالا،  $y_t^{(i)}$  مشاهده فصل  $i$ ام در سال  $t$  است (Chor Foon Tang, 2008: 3074).

#### 1. Correlogram

۲. برای جزئیات بیشتر در خصوص نحوه فصلی کردن داده‌ها به گاندولفو (Gandolfo, 1981) مراجعه گردد.

## ۵- برآورد الگو

قبل از برآورد الگو، لازم است ایستایی متغیرهای مورد استفاده بررسی گردد. تاکنون آزمون‌هایی مانند آزمون ریشه واحد دیکی فولر، دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس و پرون<sup>۱</sup> به صورت بسیار گسترده‌ای برای بررسی ایستایی متغیرها به کار گرفته شده‌اند. اما نلسون و پلوسر (Nelson and Plosser, 1982) بیان کردند که آزمون‌های استاندارد ایستایی در رد فرضیه صفر ریشه واحد بسیاری از سری‌های زمانی شکست خورده-اند. آنها انواع آزمون‌های دیکی-فولر<sup>۲</sup>، را برای ۱۴ سری زمانی سالانه آمریکا به کار گرفتند و دریافتند که این آزمون‌ها در رد فرضیه ریشه واحد همه سری‌ها بجز یکی، شکست خوردند. این نتایج حتی با در نظر گرفتن خودهمبستگی جملات اختلال و استفاده از آزمون‌های تعمیم یافته ساید<sup>۳</sup> و دیکی (۱۹۸۴) یا آزمون فیلیپس و پرون (Phillips and Perron, 1988)، تغییر نکرد.

وجود نتایج شبیه به این، برای بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی باعث شد تا محققانی به نامهای کونکوسکی، فیلیپس، اسمیت و شین (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin, 1992) آزمون‌های را برای بررسی ایستایی مطرح کنند. این آزمون، که غالباً  $kpss$  نامیده می‌شود، به تدریج بخشی از اقتصادسنجی سری‌های زمانی شد. در این آزمون، برخلاف آزمون دیکی فولر (۱۹۷۹)، فرضیه صفر، فرضیه ایستایی است. در واقع فرضیه صفر ایستایی، فرضیه صفر بودن واریانس گام تصادفی<sup>۴</sup> است و آماره یک طرفه  $LM$  برای فرضیه ایستایی استفاده می‌شود.

از آنجا که در آزمون (KPSS)، فرضیه صفر فرضیه ایستایی است، در صورت کوچک‌تر بودن قدر مطلق آماره (KPSS) از قدر مطلق مقادیر بحرانی، متغیر مورد نظر ایستا خواهد بود. نتایج حاصل از این آزمون، همان طور که جدول (۱) نشان می‌دهد حاکی از آن است که لگاریتم متغیرهای نرخ واقعی سود سپرده بانکی، قیمت واقعی مسکن، سرمایه‌گذاری مسکن، درآمد خانوار و قیمت سهام، در سطح ایستا هستند. اما بقیه متغیرها با یک بار تفاضل گیری ایستا شده‌اند.

مقادیر بحرانی در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد با روند به ترتیب، برابر با ۰/۲۱۶، ۰/۱۴۶ و ۰/۱۱۹ و بدون روند به ترتیب ۰/۷۳۹، ۰/۴۰۳ و ۰/۳۴۷ می‌باشد.

1. Phillips and Perron
2. Dicky- Fuller
3. Said
4. Random Walk

جدول ۱. آزمون kpss

| نام آزمون | آماره آزمون |         |                 |         | نتایج آزمون<br>ایستایی |
|-----------|-------------|---------|-----------------|---------|------------------------|
|           | سطح متغیر   |         | تفاضل مرتبه اول |         |                        |
| نام متغیر | بدون روند   | با روند | بدون روند       | با روند |                        |
| lnI       | ۰/۲۲        | ۰/۰۸    | -----           | -----   | I(۰)                   |
| LnPH      | ۰/۸۴        | ۰/۰۵۷   | -----           | -----   | I(۰)                   |
| LnPJ      | ۰/۶۲۴       | ۰/۱۶۵   | ۰/۱۴۰           | -----   | I(۱)                   |
| lnY       | ۰/۸۶        | ۰/۱۰    | -----           | -----   | I(۰)                   |
| lnM       | ۰/۸۳        | ۰/۱۹۶   | ۰/۲۷            | -----   | I(۱)                   |
| LnPS      | ۰/۵۱        | ۰/۱۱    | -----           | -----   | I(۰)                   |
| LnPC      | -----       | ۰/۱۸    | -----           | ۰/۰۲    | I(۱)                   |
| lnPE      | ۰/۶۲        | ۰/۱۵    | ۰/۲۸            | ۰/۰۷    | I(۱)                   |
| R         | ۰/۴۵        | ۰/۰۵    | -----           | -----   | I(۰)                   |

مأخذ: یافته های تحقیق

بعد از بررسی ایستایی متغیرها، برآورد الگو ارائه شده است. همان طور که آزمون ایستایی نشان می دهد، متغیرهای مورد استفاده، ایستا از مرتبه صفر و یک هستند. بدین ترتیب، امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL، فراهم آمده است؛ زیرا که مزیت این روش آن است که متغیرهای دارای مرتبه های تجمعی صفر و یک، می توانند بدون مشکل در کنار یکدیگر قرار گیرند. استفاده از این روش همچنین امکان بررسی همزمان رفتار پویای کوتاه مدت و بلندمدت<sup>۱</sup> سرمایه گذاری مسکن را میسر می سازد. پسران و شین<sup>۲</sup> نشان داده اند که در این روش، اگر وقفه ها به خوبی تصریح شده باشند، تخمین زننده حداقل مربعات، دارای توزیع نرمال بوده و برای حجم نمونه های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

با توجه به روش برآورد، فرم ARDL رابطه (۹) به صورت زیر است:

۱. از آنجا که سرمایه گذاری مسکن ماهیتی بلند مدت دارد، در این مقاله سعی بر این بوده تا رفتار سرمایه گذاری مسکن علاوه بر کوتاه مدت، رفتار بلند مدت نیز به منظور ارائه پیشنهاد های سازنده به سیاستگذاران و برنامه ریزان مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

$$\ln I_t = \sum_{j=1}^p \phi_j \ln I_{t-j} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} \ln PH_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \beta_{2j} \ln PJ_{t-j} + \sum_{j=0}^{q3} \beta_{3j} \ln M_{t-j} + \sum_{j=0}^{q4} \beta_{4j} \ln Y_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{q5} \beta_{5j} \ln PS_{t-j} + \sum_{j=0}^{q6} \beta_{6j} \ln PC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q7} \beta_{7j} \ln PE_{t-j} + \sum_{j=0}^{q8} \beta_{8j} R_{t-j} + \delta W_t + u_t$$

که در آن،  $\ln I$  لگاریتم سرمایه‌گذاری مسکن،  $\ln PH$  لگاریتم قیمت مسکن،  $\ln PJ$  لگاریتم هزینه ساخت،  $\ln M$  لگاریتم حجم نقدینگی،  $\ln Y$  لگاریتم درآمد خانوار،  $\ln PS$  لگاریتم شاخص قیمت سهام،  $\ln PC$  لگاریتم قیمت سکه،  $\ln PE$  لگاریتم نرخ ارز،  $R$  نرخ سود واقعی سپرده‌های بلند مدت بانکی و  $W$  برداری از متغیرهای مجازی فصلی، مربوط به فصول تابستان، پاییز و زمستان و همچنین متغیر مجازی مربوط به افزایش ناگهانی قیمت سهام در سال ۸۲ است، که بیانگر بی‌ثباتی اقتصادی ایران در سال‌های ۸۴-۸۲ می‌باشد و با D82 مشخص شده است (در سال ۸۲، ۸۳ و ۸۴ مقدار یک و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر گذاشته شده است).

نتایج برآورد الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی مربوط به سرمایه‌گذاری مسکن ایران، طی سالهای ۴:۱۳۸۵-۳:۱۳۷۵ در جدول ۲ آمده است. به دلیل کوچک بودن حجم نمونه از معیار شوارز بیزین (SBC)، در انتخاب وقفه بهینه الگو استفاده شده است تا درجه آزادی کمتری از دست رود. معیار شوارز بیزین، به متغیرهای لگاریتم هزینه ساخت و ساز، لگاریتم حجم نقدینگی، لگاریتم درآمد خانوار و نرخ سود بانکی وقفه یک و به سایر متغیرها وقفه صفر داده است.

برآورد الگوی کوتاه مدت نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای لگاریتم هزینه ساخت و ساز و یک وقفه آن و لگاریتم شاخص قیمت سهام، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنادار هستند و بر سرمایه‌گذاری مسکن نیز، تأثیر منفی دارند. از طرفی، ضرایب متغیرهای لگاریتم قیمت مسکن، لگاریتم درآمد خانوار با یک وقفه و لگاریتم نرخ ارز، نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد، با معنی و بر سرمایه‌گذاری مسکن، تأثیر مثبت دارند.

ضریب متغیر مجازی مربوط به فصول تابستان و پاییز نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند؛ به طوری که علامت مثبت متغیر مجازی مربوط به فصل تابستان، رونق ساخت و ساز مسکن در این فصل را نشان می‌دهد و علامت منفی متغیر مجازی فصل پاییز، بیانگر تأثیر منفی فصل سرد پاییز بعد از فصل پر رونق ساخت و ساز بر سرمایه‌گذاری مسکن است. در این الگو، ضریب متغیر روند نیز در سطح ۹۹ درصد معنادار است اما ضریب متغیر لگاریتم نرخ سود بانکی با یک وقفه آن و لگاریتم قیمت سکه، متغیر مجازی سال ۸۲ و متغیر مجازی فصل زمستان، بی‌معنی هستند.

نتایج آزمون‌های تشخیصی که در نرم افزار ماکروفیت همراه با برآورد الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی ارائه می شود نیز نشان می دهد که سطح معناداری دو آماره LM و F، از سطح خطای ۵ درصد، در کلیه این آزمون ها بیشتر بوده و این بدان معنی است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی جملات اختلال، شکل تابعی صحیح، توزیع نرمال جملات اختلال و واریانس همسانی جملات اختلال در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (او۰و۰و۰او۰او۰و۰) ARDL

| متغیر وابسته lnI |              |              |                        |
|------------------|--------------|--------------|------------------------|
| متغیر توضیحی     | ضریب         | انحراف معیار | سطح معناداری [آماره t] |
| lnPH             | ۱/۸۱         | ۰/۸۳         | ۲/۱۶ [۰/۰۴]            |
| lnPJ             | -۰/۳۹        | ۰/۱۸         | -۲/۱۲ [۰/۰۴]           |
| LnPJ(-1)         | -۱/۱۷        | ۰/۲۱         | -۵/۵۱ [۰/۰۰۰]          |
| lnM              | ۰/۱۷         | ۰/۴۹         | ۰/۳۵ [۰/۷۲]            |
| LnM(-1)          | ۰/۹۴         | ۰/۵۲         | ۱/۷۸ [۰/۰۸]            |
| lnY              | -۰/۷۶        | ۰/۷۵         | -۱/۰۸ [۰/۳۲]           |
| LnY(-1)          | ۱/۷۷         | ۰/۸۲         | ۲/۱۴ [۰/۰۴]            |
| LnPS             | -۰/۱۸        | ۰/۰۶         | -۲/۹۱ [۰/۰۱]           |
| LnPC             | ۰/۲۴         | ۰/۱۷         | ۱/۴۴ [۰/۱۶]            |
| LnPE             | ۰/۳۹         | ۰/۱۸         | ۲/۱۴ [۰/۰۴]            |
| R                | ۰/۰۰۹        | ۰/۰۰۷        | -۱/۲۵ [۰/۲۲]           |
| LnR(-1)          | -۰/۰۱        | ۰/۰۰۸        | -۱/۹۶ [۰/۰۶]           |
| ۲S               | ۰/۱۰         | ۰/۰۵         | ۲/۰۳ [۰/۰۵]            |
| ۳S               | -۰/۲۰        | ۰/۰۴         | -۵/۰۸ [۰/۰۰]           |
| ۴S               | ۰/۰۶         | ۰/۰۴         | ۱/۶۳ [۰/۱۱]            |
| D82              | ۰/۰۱         | ۰/۰۳         | ۰/۴۲ [۰/۶۴]            |
| T                | -۰/۰۴        | ۰/۰۰۹        | -۴/۵۱ [۰/۰۰۱]          |
| آزمون های آماری  | $R^2 = ۰/۹۱$ | DW=۱/۸۳      | F(۱۴و۲۶)=۱۵/۹۴ [۰/۰۰۰] |

مأخذ: یافته های تحقیق



### ۵-۱- برآورد الگوی بلندمدت

از آنجا که برآورد ضرایب بلند مدت الگو بدون حصول اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها امکان پذیر نیست و با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده از درجه همجمعی صفر و یک برخوردارند، از آزمون کرانه پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)، به منظور بررسی وجود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو، استفاده شده است. آماره F در آزمون کرانه برابر با ۵/۸۵۱ به دست آمده که از حد بالایی آماره بحرانی پسران و همکارانش، در سطح خطای یک درصد بزرگتر است. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد شده و فرضیه مقابل (وجود رابطه تعادلی بلندمدت) پذیرفته می‌شود.

با توجه به وجود رابطه تعادلی بلند مدت، الگوی بلندمدت برآورد شده است. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (۱ و ۰ و ۰ و ۱ و ۰ و ۱ و ۰ و ۱ و ۰ و ۱) ARDL، در جدول ۳ گزارش شده است. همان طور که جدول شماره ۳ نشان می‌دهد، ضرایب بلندمدت لگاریتم متغیرهای شاخص قیمت مسکن، هزینه ساخت و ساز، حجم نقدینگی، درآمد خانوار، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز، متغیر مجازی فصول تابستان و پاییز و متغیر روند، در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند در صورتی که، ضرایب بلند مدت متغیرهای لگاریتم قیمت سکه و نرخ سود سپرده های بانکی، متغیرهای مجازی فصل زمستان و سال ۸۲، معنادار نیستند.

همچنین، از آنجا که در تابع از فرم لگاریتمی متغیرها، استفاده شده است، ضرایب نشان دهنده کشش است. برای تفسیر بیشتر نتایج می‌توان گفت: کشش سرمایه‌گذاری مسکن به شاخص قیمت مسکن، ۱/۸۱ است، که نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی قیمت مسکن، سرمایه‌گذاری مسکن به میزان ۱/۸۱ درصد اضافه خواهد شد. کشش سرمایه‌گذاری مسکن به حجم نقدینگی و درآمد خانوار به ترتیب ۱/۱۲ و ۱/۰۱ به دست آمده است. بنابراین، افزایش یک درصدی هر یک از دو متغیر مذکور، منجر به افزایش به ترتیب ۱/۱۲ درصدی و ۱/۰۱ درصدی سرمایه‌گذاری مسکن خواهد شد.

جدول ۳. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت

| متغیر وابسته lnI |       |              |                        |
|------------------|-------|--------------|------------------------|
| متغیر توضیحی     | ضریب  | انحراف معیار | [سطح معناداری] آماره t |
| lnPH             | ۱/۸۱  | ۰/۸۳         | ۲/۱۶[۰/۰۴]             |
| lnPJ             | -۱/۵۴ | ۰/۲۲         | -۷/۰۵[۰/۰۰]            |
| lnM              | ۱/۱۲  | ۰/۳۶         | ۳/۰۳[۰/۰۱]             |
| lnY              | ۱/۰۱  | ۰/۲۶         | ۳/۷۶[۰/۰۰]             |
| LnPS             | -۰/۱۸ | ۰/۰۶         | -۲/۹۱[۰/۰۱]            |
| LnPC             | ۰/۲۴  | ۰/۱۷         | ۱/۴۴[۰/۱۶]             |
| LnPE             | ۰/۳۹  | ۰/۱۸         | ۲/۱۴[۰/۰۴]             |
| R                | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۴        | -۱۳/۳۶[۰/۱۸]           |
| ۲S               | ۰/۱۰  | ۰/۰۵         | ۲/۰۳[۰/۰۵]             |
| ۳S               | -۰/۲۰ | ۰/۰۴         | -۵/۰۸[۰/۰۰]            |
| ۴S               | ۰/۰۶  | ۰/۰۴         | ۱/۶۳[۰/۱۱]             |
| D82              | ۰/۰۱  | ۰/۰۳         | ۰/۴۲[۰/۶۴]             |
| T                | -۰/۰۴ | ۰/۰۰۹        | -۴/۵۱[۰/۰۰۱]           |

مأخذ: یافته های تحقیق

کشش سرمایه‌گذاری مسکن به هزینه ساخت و ساز نیز، ۱/۵۴- است که حاکی از کاهش ۱/۵۴ درصدی سرمایه‌گذاری مسکن به ازاء افزایش یک درصدی هزینه ساخت و ساز است. ضریب نرخ ارز، ۰/۳۹ حاصل شده که نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی نرخ ارز، سرمایه‌گذاری مسکن به اندازه ۰/۳۹ درصد افزایش خواهد یافت. کشش سرمایه‌گذاری مسکن به شاخص قیمت سهام ۰/۱۸- به دست آمده است، پس با افزایش شاخص قیمت سهام به میزان یک درصد، سرمایه‌گذاری مسکن، ۰/۱۸ درصد کاهش می‌یابد.

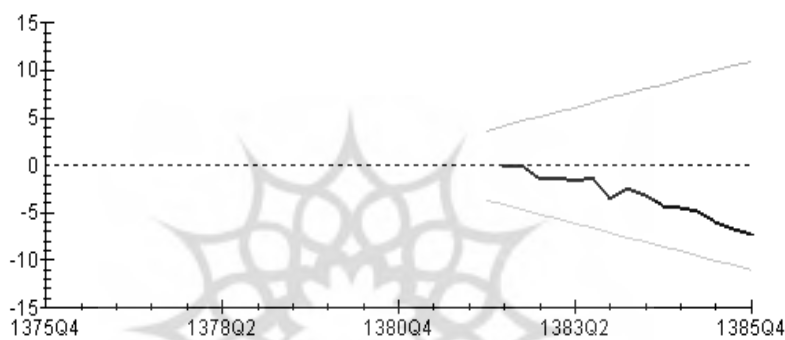
این در حالی است که از دو دارایی دیگر مورد استفاده در این تحقیق، به عنوان دارایی‌های رقیب مسکن، نرخ سود بانکی و قیمت سکه تأثیری بر سرمایه‌گذاری مسکن، طی دوره مورد مطالعه نداشته است. ضریب متغیر مجازی فصول تابستان و پاییز هم نشان می‌دهد که با شروع فصل

تابستان در هر سال، سرمایه‌گذاری مسکن، به میزان ۰/۱۰ درصد بیشتر و با شروع پاییز، به میزان ۰/۲۵ درصد کمتر خواهد شد.

#### ۵-۲- آزمون‌های ثبات ساختاری

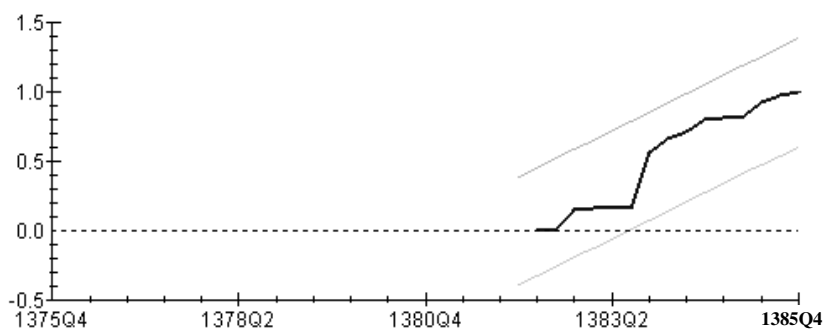
جهت بررسی ثبات ساختاری الگوی سرمایه‌گذاری مسکن ایران، از آزمون‌های مجموع انباشت پسماندهای برگشتی (CUSUM) و مجموع انباشت مربعات پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ)، استفاده شده است.

نمودار ۱. آزمون مجموع انباشت پسماندهای برگشتی (CUSUM)



نتایج حاصل از آزمون ثبات ساختاری، به ترتیب در نمودارهای ۱ و ۲ آورده شده است. همان‌طور که نمودار ۱ نشان می‌دهد، مجموع انباشت پسماندهای برگشتی، از کرانه‌های تعیین شده در سطح معناداری ۵ درصد بزرگ‌تر و فرضیه صفر (یعنی تصریح صحیح معادله رگرسیون) رد نشده است. نمودار ۲ نیز حاکی از ثبات ضرایب برآورد شده طی مدت مورد بررسی است؛ زیرا که مجموع انباشت مربعات پسماندهای برگشتی، در محدوده کرانه‌های تعیین شده در سطح معناداری ۵ درصد قرار دارد.

## نمودار ۲. آزمون مجموع انباشت مربعات پسماندهای برگشتی (CUSUMSQ)



## ۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری مسکن تأثیر زیادی بر ابعاد مختلف اقتصادی دارد. تحقیقات زیادی نشان داده است که ارزش افزوده ناشی از مسکن، تنها به بخش مسکن محدود نبوده و بر بخشهای مختلف اقتصادی مؤثر است. با افزایش سرمایه‌گذاری مسکن، بخشهایی چون صنعت ساخت و ساز، تعمیر و نوسازی، صنایع ساخت کالاهای بادوام مرتبط با منزل مثل میلمان و اسباب منزل، بنگاهداران، دفترخانه‌ها، آهنگری‌ها، نقشه بردارها و از این قبیل منتفع خواهند شد. بنابراین، سرمایه‌گذاری مسکن نه تنها مشکل کمبود مسکن را حل می‌کند، بلکه به طور همزمان تعداد قابل توجهی شغل، هم به طور مستقیم در بخش مسکن و هم، به طور غیر مستقیم در سایر بخش‌ها ایجاد می‌کند. با وجود اهمیت زیاد سرمایه‌گذاری مسکن در اقتصاد، به نظر می‌رسد در مطالعات علمی داخلی کمتر به آن پرداخته شده و اکثر تحقیقات انجام شده در مورد عرضه، تقاضا و قیمت مسکن بوده است. لذا در این مقاله سعی شده است تا چگونگی تأثیر برخی از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن ایران طی سالهای ۸۵-۱۳۷۵ مورد بررسی و آزمون قرار گیرد.

این عوامل را می‌توان در دو گروه دسته بندی کرد: گروه اول، متغیرهای اقتصادی مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن است که مشتمل بر شاخص قیمت مسکن، هزینه ساخت و ساز، حجم نقدینگی و درآمد خانوار است. جانشین، تابع سرمایه‌گذاری مسکن در قالب یک الگوی فصلی برآورد گردیده است. تجزیه و تحلیل الگوی فوق نیز به روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، انجام گرفته است؛ گروه دوم، نیز دارایی‌های رقیب مسکن است که بنا به فرض، افزایش قیمت آنها منجر به کاهش سرمایه‌گذاری مسکن خواهد شد. دارایی‌های رقیب مسکن در این تحقیق، سهام، سپرده‌های بانکی، ارز و سکه طلا در نظر گرفته شده است.

نتایج برآوردها نشان می‌دهد که در کوتاه مدت و بلند مدت، قیمت واقعی مسکن از متغیرهای عمده تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران برای شروع به ساخت مسکن است. علامت مثبت ضریب نشان می‌دهد که با افزایش قیمت مسکن و پیشی گرفتن آن بر نرخ تورم، سود نسبی و انتظاری در این بخش نسبت به سایر بخشها افزایش می‌یابد و انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری در این بخش را فراهم می‌کند. در این الگو، نرخ واقعی سود تسهیلات بانک مسکن منجر به افزایش هزینه استفاده از سرمایه شده و از میزان سرمایه‌گذاری مسکن می‌کاهد. هم‌چنین هزینه ساخت و ساز نیز اثر منفی بر سرمایه‌گذاری مسکن می‌گذارد که مطابق با نظریه مورد استفاده در این تحقیق است.

علامت مثبت ضرایب متغیر درآمد خانوار در دو الگوی کوتاه مدت و بلندمدت، هم‌چنین حجم نقدینگی در بلندمدت، نشان می‌دهد با افزایش حجم نقدینگی در ایران که معمولاً ناشی از افزایش قیمت نفت است، سرمایه‌گذاری مسکن، زیاد خواهد شد. زیرا که فعالیت‌های صنعتی کم بازده و پردردسرنده و فعالیت‌های تجاری با موانعی چون محدودیت‌های ارزی یا مقررات دست و پاگیر واردات روبرو هستند، بنابراین، سرمایه‌ها جذب بازار زمین و مسکن خواهد شد.

افزایش درآمد خانوار نیز منجر به افزایش سرمایه‌گذاری مسکن می‌شود و این نشان دهنده آن است که نیاز به مسکن در ایران کاملاً محسوس است و بخشی از افزایش درآمدها به افزایش سرمایه‌گذاری در مسکن منجر می‌شود.

علاوه بر این، مطابق با آنچه قبلاً ذکر شد، در این تحقیق فرض بر این است که سبد دارایی، مشتمل بر مسکن، سهام، سپرده بانکی، سکه طلا و ارز است. پس انتظار این است که افزایش قیمت هر یک از دارایی‌های رقیب مسکن، یعنی سهام، سکه، سپرده بانکی و ارز تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری مسکن گذارد، اما برآورد الگوی کوتاه مدت و بلند مدت سرمایه‌گذاری حاکی از این است که طی دوره مورد بررسی، فقط افزایش قیمت سهام منجر به کاهش سرمایه‌گذاری مسکن گردیده است. یعنی از بین دارایی‌های مذکور، تنها سهام، رقیب مناسبی برای مسکن بوده است.

این در حالی است که معنادار نبودن ضریب قیمت سکه در الگوهای بلند مدت و کوتاه مدت، بیانگر این است که سکه طلا طی دهه اخیر، به دلیل ثبات نسبی قیمت و سوددهی پایین، رقیب قابل توجهی برای مسکن نبوده است و افزایش یا کاهش آن تأثیر چشمگیری بر سرمایه‌گذاری مسکن نداشته است. سپرده‌های بلند مدت بانکی نیز به دلیل نرخ تقریباً ثابت خود، نتوانسته‌اند نقش معناداری را به عنوان رقیب مسکن در نوسانات سرمایه‌گذاری مسکن داشته باشند.

ضریب نرخ ارز نیز در تمامی الگوهای برآورد شده در این مقاله، معنادار و دارای علامت مثبت بوده است. اگرچه در کوتاه مدت ممکن است به دلیل وجود انگیزه‌های سفته‌بازی، این نتیجه قابل دفاع باشد اما در بلندمدت، بر اساس نظریه سبب‌داری و در نظر گرفتن رابطه جانشینی مسکن

و ارز، توجیه اقتصادی این رابطه مشکل است. به نظر می‌رسد در دهه اخیر، نرخ ارز به دلیل اعمال برخی سیاست‌های اقتصادی دولت از جمله سیاست یکسان سازی نرخ ارز، دارای رشد ملایم و یکنواختی (به غیر از یک جهش ناگهانی در ۷۸-۱۳۷۷) بوده است. بنابراین، ارز توانسته به عنوان یک دارایی تقریباً مطمئن در کنار سایر دارایی‌های پربازده و نامطمئن، ریسک سبد دارایی سرمایه‌گذاران را کاهش داده و از این رو، مورد توجه آنان باشد. البته لازم است که با توجه به احتمال اشتباهات آماری، عدم کارایی بازار و نبود اطلاعات کامل، به نتیجه به دست آمده با احتیاط نگریست.

بنابراین، با توجه به اینکه کاهش هزینه‌های ساخت و ساز منجر به افزایش سرمایه‌گذاری مسکن خواهد شد، به نظر می‌رسد که لازم است سرمایه‌گذاری در صنایع مرتبط با مسکن تقویت شده و با استفاده از تکنولوژی روز در امر تولید مسکن، هزینه‌های تولید کاهش یابد. همچنین از آنجا که نتایج برآورد الگو حاکی از این است که علاوه بر هزینه ساخت و ساز، دو متغیر قیمت مسکن و حجم نقدینگی، ضرایب بزرگتری نسبت به سایر متغیرهای مورد استفاده در الگو داشته‌اند و به عبارت دیگر، تغییرات این دو متغیر تأثیر زیادی بر سرمایه‌گذاری مسکن در ایران خواهد گذاشت. از این رو، به نظر می‌رسد با کنترل دو متغیر مذکور، سرمایه‌گذاری مسکن سریعتر به سمت مقدار بهینه آن هدایت خواهد شد.

## منابع

- تفضلی، فریدون (۱۳۸۳) اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی، تهران: نشر نی، چاپ چهاردهم.
- خلیلی عراقی، منصور و سایه موسوی (۱۳۷۶) تخمینی از تابع عرضه سرمایه‌گذاری مسکن در ایران؛ بولتن اقتصاد مسکن، شماره ۱۹ و ۲۰.
- عاقلی کهنه شهری، لطفعلی (۱۳۸۶) تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری، فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۴۰.
- گرچی، ابراهیم و علیرضا اقبالی (۱۳۸۶) برآورد منحنی فیلیپس در ایران (با رویکردی به انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی)، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۰.
- نوفروستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی؛ تهران: انتشارات رسا، چاپ اول.
- Bart, Bharat and Zan Yang (2002) House Prices and Housing Investment in Sweden and the UK: Econometric Analysis for the Period 1970-1998, Journal of Ruds. Vol. 14, No. 2.
- Berg, Lennart and Tommy Berger (2006) The Q Theory and The Swedish Housing Market – An Empirical Test, Journal of Real Estate Finan Economics, Vol. 33, pp. 329-344.
- Chen Jie and Aiyong Zhu (2008) The Relationship Between Housing Investment and Economic Growth in China: A Panel Analyse Using Quarterly Provincial Data. Uppsala Universitet Working Paper. No. 17.
- Kim, Kyung-Hwan (2004) Housing and the Korean Economy, Journal of Housing Economics, Vol.13, pp. 321-341.
- Conway, S. Richard and Charles T. Howard. (1980). A Forecasting Model for Regional Housing Construction, Journal of Regional Science. Vol. 20, No. 1, pp. 1- 10.
- Donatos, George (1995) A Quantitative Analysis of Investment in New Housing in Greece, Journal of urban studies, Vol. 32, No.9, pp. 1475-1487.
- Dornbusch, Rudiger, Stanly Fisher and Richard Startz (2004) Macroeconomics. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Gondolfo, G. (1981) Quantitative Analysis and Econometric Estimation of Continuios Time Dynamic. North-Holland, Amsterdam.
- Jacobsen, Dog Henning, Kristin Solberg Johannes and Hangland Kjersti (2007) Housing Iinvestment and House Prices, Journal of Norge bank. Economic Bulletin, Vol.78, No.1, pp. 33-46.
- Jud, G. Donald and Daniel Winkler (2003) The Q Theory of Housing Investment, Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. 24, No. 3, pp. 376-392.
- Kwiatkowski, D. and Phillips, P. C. B. and Schmidt, P. and Shin, Y. (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root, Journal of Econometrics, Vol 54, pp. 159-178.

- Lee, Gabriel S. (1999) Housing Investment Dynamics, Period of Production, and Adjustment Costs, *Journal of Housing Economics*, Vol. 8, pp. 1-25.
- Neto, Melchior Sawya (2005) Analysis of the Determinants of New Housing Investment in Spain, *Journal of Housing theory Society*, Vol. 22, No. 1, pp. 18-31.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. J. Smith (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326.
- Pesaran, M. H. and B. (1997) *Working with Microfit 4, Interactive Econometric Analysis*. Cambridge: Trowbridge, Wilts.
- Romer, David (1996) *Advanced macroeconomic*, Ch.8, pp.345-35.
- Seddighi, H. R., K. A. Lawler and A. V. Katos (2000) *Econometrics: A Practical Approach*, Routledge, London.
- Tang, Chor-Foon (2008) A Re-examination of The Relationship Between Electricity Consumption and Economic Growth in Malaysia, *Journal of Energy Policy*, Vol. 36, PP. 3067-3075.
- Topel, Robert and Sherwin Rosen (1988) Housing Investment in the United States, *Journal of political Economy*, Vol. 96, No. 4, pp. 718-740.
- Waggle, Doug and Dont Johnson (2007) Home Ownership and Mixed-Asset Portfolio Allocation, *Journal of The Quarterly Review of Economics and Finance*, pp.1-34.

