

سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی در ایران

دکتر علی‌اکبر قلی‌زاده و حجت‌اکبریان*

تاریخ وصول: 1388/12/5 تاریخ پذیرش: 1389/3/31

چکیده:

اهمیت بخش مسکن و ارتباط آن با متغیرهای کلان اقتصادی، حلقه‌های پیشین و پسین گسترده با سایر بخش‌ها و فعالیت‌های اقتصادی و نقش بخش مسکن به عنوان محرک رشد اقتصادی، مطالعه‌ی سرمایه‌گذاری مسکن و اثر آنها رشد اقتصادی را از اهمیت ویژه‌ای برخوردار ساخته است. در این تحقیق با استفاده از روش مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره‌ی 85-1371 اثر سرمایه‌گذاری مسکونی و غیر مسکونی و عوامل مهم دیگر بر رشد اقتصادی بررسی شده است. هدف اصلی این مطالعه تخمین اثرات نهایی، کشش‌ها و تجزیه‌ی سهم متغیرها به عنوان منبع ایجاد رشد اقتصادی در ایران است. بر اساس برخی از نتایج این تحقیق، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مسکونی و غیر مسکونی در ایران وجود داشته است. بر اساس نتایج مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت، کشش رشد اقتصادی به ترتیب نسبت به سرمایه‌گذاری غیر مسکونی؛ نیروی کار؛ سرمایه‌گذاری مسکونی و مخارج دولت از بالاترین کمیت برخوردار بوده است. همچنین بر اساس نتایج حاصل از روابط بلندمدت، سرمایه‌گذاری مسکن تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است.

طبقه‌بندی JEL: R21, E2, F43

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مسکونی، سرمایه‌گذاری غیر مسکونی، مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی، علیت گرنجر

* به ترتیب، استادیار و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا

1- مقدمه

بنابر گزارش بانک جهانی حدود 40 درصد سرمایه‌گذاری کشور در هر سال به بخش مسکن اختصاص می‌یابد. سرمایه‌گذاری بخش مسکن 8 درصد از تولید ناخالص داخلی ایران را شامل می‌شود. بنابراین گزارش، 11 درصد شاغلان کشور در بخش مسکن فعالیت دارند. همچنین بیش از 20 درصد *GDP* کشور به بخش مسکن اختصاص دارد (اسکندری، 1385). سرمایه‌گذاری مسکونی بخش قابل توجهی تشکیل سرمایه‌ی ملی را به خود اختصاص می‌دهد و بر مبنای نظریه‌ی میو¹ (1999) در مراحل توسعه‌ی اقتصادی، سهم سرمایه‌گذاری مسکونی از تولید ناخالص داخلی ابتدا افزایش می‌یابد، به اوج خود می‌رسد و در مرحله‌ی توسعه یافتگی کاهش خواهد یافت. همچنین سهم سرمایه‌گذاری مسکونی از کل تشکیل سرمایه‌ی ملی به بیش از 40 درصد می‌رسد و این موضوع نشانگر نقش مهم مسکن در رشد اقتصادی است.

برخی محققین معتقدند سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی می‌تواند اثر بیشتری در مقایسه با سرمایه‌گذاری غیر مسکونی بر رشد اقتصادی داشته باشد. در عوض میلز² (1987) در سال 1987 به این نتیجه رسید که اثر سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی بر رشد اقتصادی، کمتر از سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های غیر مسکونی است. در مورد روابط علت و معلولی رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در مسکن نیز بین دانشمندان اتفاق نظر وجود ندارد. در حالی که گرین³ (1997) سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی را علت گرنجری رشد *GDP* می‌داند در عین حال بیان می‌کند سرمایه‌گذاری غیر مسکونی علت *GDP* نمی‌باشد. کولسون و کیم⁴ (2002) با استفاده از مدل *VAR* و توابع عکس‌العمل، به این نتیجه رسیدند که در میان اجزاء تشکیل دهنده‌ی *GDP* سرمایه‌گذاری مسکونی تنها جزء آن است که تأثیر معنی‌دار بر مصرف (که بزرگترین جزء *GDP* است) داشته است. بر اساس تجزیه و تحلیل‌های توابع عکس‌العمل، شوک‌های سرمایه‌گذاری مسکونی تأثیر بزرگتری نسبت به سرمایه‌گذاری غیر مسکونی بر *GDP* داشته‌اند. لذا در مورد رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی

¹ Mayo

² Mills

³ Green

⁴ Coulson and Kim

مطالعات متعددی صورت گرفته است که از جهت میزان و معنی‌داری اثرگذاری تفاوت‌های زیادی به چشم می‌خورد.

هدف این مطالعه بررسی رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی است و در پی پاسخ به این سؤال است که آیا سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد؟ در این مقاله با بکارگیری مدل نظری و تجربی، منابع رشد، میزان و کانال‌های اثرگذاری مورد بررسی قرار می‌گیرند. برای پاسخ به این سؤال از مدل *ARDL* و نرم‌افزار میکروفیت⁵ جهت تخمین روابط و بررسی رابطه‌ی بین این متغیرها استفاده شده است. در بخش اول مروری بر مطالعات انجام شده در داخل و خارج ارائه شده است. در بخش دوم مبانی نظری تحقیق در ارتباط با رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی توضیح داده شده است. بخش سوم به روش تحقیق، نتایج برآورد مدل و تفسیر نتایج اختصاص دارد و در خاتمه خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

2- مبانی نظری

از نظر اندرسون و تورنر⁶ (2005) سرمایه‌گذاری از طریق 5 کانال مهم بر رشد اقتصادی اثر گذار است. افزایش تقاضا موجب افزایش قیمت و تشویق سرمایه‌گذاری می‌شود که به نوبه‌ی خود رشد تولید و اشتغال بخش مسکن و نهایتاً تقاضای کل و تولید ناخالص داخلی را به دنبال دارد. اثر افزایش سودآوری سرمایه‌گذاری مسکن موجب جذب سرمایه‌گذاران جدید به بازار مسکن می‌شود و سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت. با افزایش عرضه و ثابت بودن سایر عوامل، قیمت مسکن کاهش می‌یابد که دو اثر مصرف و اثر ثروت را به دنبال خواهد داشت و با ثابت بودن درآمد، مخارج غیر مسکن خانوارها افزایش می‌یابد و در نتیجه تقاضای کل بالا می‌رود. از سوی دیگر کاهش قیمت موجب کاهش ثروت مسکن خانوارها می‌شود و می‌تواند تقاضای کل و رشد اقتصادی را کاهش دهد. اثر سرمایه‌گذاری مسکن بر بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه تقویت رشد اقتصادی، محور مهم دیگری است که در مطالعات انجام شده مورد بررسی قرار گرفته است. از نظر مین⁷ (1995)

⁵ Microfit

⁶ Andersson and Turner

⁷ Meen

سرمایه‌گذاری در صورتی منجر به رشد اقتصادی می‌شود که بتواند بهره‌وری را افزایش دهد. مین اثر بهره‌وری را از طریق مداخلات دولت در بازار مسکن و تشویق رشد سرمایه‌گذاری تعریف می‌کند زیرا فضای مناسب مسکونی می‌تواند نقش مؤثری بر بهبود بهره‌وری نیروی کار داشته باشد. از سوی دیگر عدم مطابقت بازار کار و بازار مسکن موجب کاهش بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی خواهد شد.

از آنجا که سرمایه‌گذاری به طور عام و سرمایه‌گذاری مسکونی به طور خاص یکی از ابزارهای قدرتمند تشویق رشد اقتصادی و در نتیجه تحقق هدف اقتصاد کلان یعنی نیل به اشتغال کامل تلقی می‌شود، لذا مطالعه‌ی تأثیر واقعی انواع سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی و تجزیه‌ی منابع رشد اقتصادی در ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هدف اصلی این مطالعه تجزیه و تحلیل رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری مسکونی و غیر مسکونی و رشد اقتصادی و تخمین اثرات نهایی، کشش‌ها و برآورد سهم متغیرها به عنوان منبعی در ایجاد رشد اقتصادی در ایران می‌باشد.

2-1- رابطه بین سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی

در خصوص رابطه‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی، دو دیدگاه مهم مطرح است: نظریه‌ی اول دیدگاه مبتنی بر نظریه‌ی کینزی⁸ است که دولت اشتغال و تقاضای کل را به عنوان مهمترین ابزار سیاستی برای سوق دادن اقتصاد به سمت تعادل عمومی تلقی می‌کند. بر اساس این دیدگاه، چنانچه سرمایه‌گذاری مسکن بتواند سطح اشتغال یا تقاضای کل را تغییر دهد، به عنوان ابزار سیاستی برای بهبود رشد اقتصادی به کار گرفته می‌شود. دوم، دولت‌ها می‌توانند از تئوری رشد نئوکلاسیکی که بر اهمیت سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در رشد اقتصادی تأکید دارند، برای توجیه به کارگیری پرداخت‌های عمومی در سرمایه‌گذاری مسکن استفاده کنند. مطابق این بحث، چنانچه سرمایه‌گذاری مسکونی بتواند بهره‌وری در اقتصاد را بهبود بخشد، مورد توجه قرار می‌گیرد.

⁸ Keynesian

2-2- رویکرد کینزی

در رویکرد کینزی، دولت، اشتغال و تقاضای کل به عنوان مهمترین ابزار سیاستی برای سوق دادن اقتصاد به سمت تعادل عمومی تلقی می‌شوند. برای توضیح اثرات سرمایه‌گذاری مسکن روی رشد اقتصادی بر اساس رویکرد کینزی، در یک مدل ساده بازار مسکن، بحث با ساخت و ساز جدید شروع می‌شود. در مدل ساده فرض می‌شود عرضه و تقاضا، نسبتاً با کَشش هستند. افزایش تقاضا سطح قیمت‌ها را در بازار مسکن بالا می‌برد و افزایش سود سرمایه‌گذاری و در نتیجه افزایش میزان سرمایه‌گذاری در این بخش را به دنبال دارد. با فرض ثابت ماندن سطح فن‌آوری در این بخش، افزایش سرمایه‌گذاری موجب بالا رفتن سطح اشتغال و به تبع آن افزایش تقاضای کل در سایر بخش‌های اقتصادی می‌گردد. مطابق رویکرد کینزی، افزایش تقاضای مسکن منجر به افزایش سرمایه‌گذاری مسکن و نهایتاً تقویت رشد اقتصادی از طریق افزایش اشتغال و تقاضای کل می‌شود. در مواقع رکود افزایش سرمایه‌گذاری از طریق افزایش اشتغال و تقاضای کل می‌تواند به عنوان ابزار سیاستی ضد سیکلی مورد استفاده قرار گیرد. سرمایه‌گذاری مسکن علاوه بر مواردی که توضیح آن از نظر گذشت از طریق مجاری دیگری نیز می‌تواند رشد اقتصادی را تقویت کند. مثلاً، چنانچه، در آینده احتمال سودآوری در این بخش وجود داشته باشد، اکثر سرمایه‌گذاران در بلندمدت به این بخش جذب و منحنی عرضه‌ی مسکن به سمت بالا انتقال می‌یابد، که در نتیجه کاهش قیمت‌ها و ذخیره‌ی مسکن بیشتری را در پی خواهد داشت. قیمت‌های پایین‌تر پرداخت‌های خانوارها را برای مسکن کاهش می‌دهد و در همان سطح درآمدی، خانوارها می‌توانند به سایر کالاهای مصرفی بیشتر بپردازند. این موضوع دلالت بر تأثیر قیمتی مثبت سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بر مصرف دارد، که به دنبال آن، تقاضای کل نیز افزایش خواهد یافت. همچنین برای خانوارها این کاهش قیمت، به معنی کاهش ثروت مسکن آنان نیز تلقی خواهد شد. بنابراین، با توجه به وجود کانال ثروت، که مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد، تأثیر قیمتی سرمایه‌گذاری مسکن می‌تواند منفی نیز باشد لذا با توجه به مطالب بیان شده مشخص است که اثر سرمایه‌گذاری مسکونی از طریق تأثیر قیمتی روی رشد اقتصادی مثبت، و از طریق تأثیر ثروت، منفی می‌باشد.

کانال دیگری که رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد، مکانیسم عدم تطابق بین بازار تولید و بازار کار می‌باشد. چنانچه بازار تولید در شرایط تعادل، با افزایش تقاضا برای محصولات تولید شده در یک منطقه مواجه گردد، تقاضا برای نیروی کار بیشتر می‌شود. حال اگر در این منطقه کمیت و کیفیت نیروی کار مناسب نباشد، نیاز به مهاجرت از مناطق دیگر به این منطقه الزامی است و افزایش تقاضا برای مسکن را به دنبال خواهد داشت. چنانچه عرضه‌ی مسکن بی‌کشش باشد و مهاجرت کنندگان نتوانند مسکن مورد نیاز خود را به دست آورند، مهاجرت اتفاق نمی‌افتد و عدم تطابق بین دو بازار بوجود می‌آید. بنابراین محصولات منطقه رشد نخواهد یافت. افزایش سرمایه‌گذاری مسکونی این عدم تطابق را کاهش می‌دهد و باعث افزایش محصولات با کیفیت و مقدار بیشتر می‌شود و به تبع آن باعث رشد اقتصادی می‌گردد. همچنین می‌توان چنین فرض کرد که سرمایه‌گذاری مسکونی با بهبود شرایط مسکن عوامل تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد، که به نوبه‌ی خود سرمایه‌ی انسانی را متأثر ساخته و به این ترتیب بهره‌وری اقتصادی نیز بهبود می‌یابد. بر اساس مباحث که ارائه گردید، رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی به صورت زیر قابل بیان است:

- 1- سرمایه‌گذاری مسکونی بر روی رشد اقتصادی از طریق اشتغال تأثیر مستقیم دارد.
- 2- سرمایه‌گذاری مسکونی تأثیر ضد سیکلی روی رشد اقتصادی دارد.
- 3- سرمایه‌گذاری مسکونی رشد اقتصادی را از طریق نفوذ در قیمت مسکن و بنابراین مصرف خانوارها تحت تأثیر قرار می‌دهد.
- 4- سرمایه‌گذاری مسکونی رشد اقتصادی را از طریق کاهش عدم تطابق بین بازار مسکن و بازار نیروی کار متأثر می‌سازد.

2-3- رویکرد نئوکلاسیکی

تئوری رشد نئوکلاسیکی⁹ بر اهمیت تأثیر سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در رشد اقتصادی تأکید دارد. بر اساس این نظریه چنانچه سرمایه‌گذاری مسکونی بتواند بهره‌وری در اقتصاد را بهبود بخشد، مورد توجه قرار می‌گیرد و از آنجا که سرمایه‌گذاری مسکن شرایط مسکن را می‌تواند تغییر دهد، بهره‌وری در اقتصاد را

⁹ Neo-Classic

نیز تغییر داده و از این‌رو، بر روی رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. بر اساس تئوری نئوکلاسیکی، رشد اقتصادی می‌تواند با افزایش بهره‌وری تقویت شود، که در زیر با یک تابع تولید ساده نشان داده شده است (بلانچارد،¹⁰ 2000).

$$Y = F(K, AN) \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق، Y تولید کل، K موجودی سرمایه، A تولید سرانه کارگر، N کل نیروی کار است.

اگر برای ساده‌سازی تغییرات سرمایه نادیده گرفته شود، می‌توان بر اثر بهبود تکنولوژی متمرکز شد. بهبود تکنولوژی به این مفهوم است که اقتصاد با همان مقدار کارگر، می‌تواند محصول بیشتری تولید کند. نحوه‌ی اثرگذاری بهبود تکنولوژی روی تولید در رابطه‌ی (2) نشان داده شده است.

$$Y = AN \quad (2)$$

اگر تعداد کارگران ثابت نگه داشته شود و A افزایش یابد، محصول افزایش می‌یابد.

$$A \uparrow \rightarrow AN \uparrow \rightarrow Y \uparrow \quad (3)$$

این بدان معنی است، اگر سرمایه‌گذاری مسکن بتواند بهره‌وری کارگران را افزایش دهد، می‌تواند رشد اقتصادی را متأثر سازد؛ و همچنین کاهش قابل ملاحظه در سرمایه‌گذاری مسکن، تأثیر سرمایه‌ی انسانی را به شدت تضعیف می‌کند. چندین رابطه‌ی مهم وجود دارد که از طریق آن سرمایه‌گذاری مسکن می‌تواند بهره‌وری کارگران را تحت تأثیر قرار دهد، از بارزترین آنها رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری مسکن و سلامت و همچنین موفقیت آموزشی است. در شرایط نامناسب مسکن، سلامت انسانی با خطر جدی مواجه است به طوری‌که با افزایش سرمایه‌گذاری مسکن، مردم از سلامت بالا برخوردار خواهند بود، و جامعه نیز سرمایه‌ی انسانی و بهره‌وری بالایی خواهد داشت.

¹⁰ Blanchard

3- مروری بر مطالعات انجام شده

در ادامه مهمترین مطالعاتی که در داخل و خارج کشور در زمینه‌ی ارتباط سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی صورت گرفته است توضیح داده می‌شود. اگر چه مطالعات متعددی در خارج کشور در این زمینه صورت گرفته است، در داخل کشور مطالعه‌ای در خصوص سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی صورت نگرفته اما مطالعاتی در زمینه‌ی تحلیل عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در مسکن انجام شده است که به اختصار مورد بررسی قرار می‌گیرد.

3-1- مطالعات انجام گرفته در داخل کشور

عاقلی کهنه شهری (1386) به تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری با استفاده از داده‌های فصلی پرداخته است. بر اساس نتایج این تحقیق سرمایه‌گذاری در بخش مسکن متأثر از عوامل مختلفی از جمله روند رشد جمعیت، گسترش شهرنشینی، تحولات سایر بازارها و غیره بوده است. در تصریح مدل سرمایه‌گذاری، متغیرهای تعداد پروانه‌های ساختمان‌های مسکونی، میانگین قیمت زمین، شاخص بهای خدمات شاغلین در بخش مسکن، شاخص بهای مصالح ساختمانی، کل اعتبارات و تسهیلات پرداختی به بخش مسکن، نرخ واقعی سود بانکی، قیمت فروش هر واحد مسکونی قرار داده شده است. با توجه به در دسترس بودن داده‌های سه متغیر تعداد پروانه‌های ساختمان‌های مسکونی، شاخص بهای مصالح ساختمانی و بازدهی نقدی در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جانشینی برای نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در دیگر فعالیت‌های اقتصادی، با استفاده از این متغیرها به برآورد مدل به روش *ARDL* پرداخته است. بر اساس نتایج این تحقیق سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی مناطق شهری در هر فصل از سرمایه‌گذاری دوره‌ی قبل با ضریب تأثیرگذاری حدود 0/38، تعداد پروانه‌های ساختمان‌های مسکونی جاری و فصل دوره‌ی قبل، شاخص قیمت فصل جاری و گذشته مصالح ساختمانی و نیز بازدهی نقدی سهام در فصل قبل و سرمایه‌گذاری فصل جاری متأثر شده است. تحولات فنی به صورت جمله روند زمانی، بر سرمایه‌گذاری در احداث واحدهای مسکونی تأثیر مثبت و معنی داری داشته است. با افزایش تعداد پروانه‌های ساختمانی برای ساخت مسکن در نقاط شهری در فصل جاری و گذشته بر سرمایه‌گذاری افزوده شده است. اثر

تعداد پروانه‌های ساختمانی فصل جاری بر سرمایه‌گذاری هر چند مثبت بوده است، اما از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. در حالی که این متغیر با تأخیر بر سرمایه‌گذاری موثر بوده است. همچنین شاخص بهای ساختمانی و بازدهی نقدی سهام اثر منفی بر سرمایه‌گذاری داشته است. همچنین بر اساس ضریب $ecm-1$ در بلندمدت حدود 62 درصد از نوسانات کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری تعدیل شده است.

نجفی (1385) به بررسی سنجش سهم عوامل مؤثر بر عرضه‌ی بخش مسکن در مناطق شهری با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های 81-1370 پرداخته است. پس از بررسی و شناخت عوامل مؤثر بر عرضه‌ی مسکن، میزان تأثیر هر یک از این عوامل را مورد سنجش قرار داده است. بدین ترتیب به منظور بررسی تجربی عرضه‌ی مسکن در مناطق شهری کشور (تخمین تابع عرضه‌ی مسکن در مناطق شهری ایران) با استفاده از تئوری‌های فضای شهری و روش $ARDL$ ارائه شده است. بر اساس مدل معرفی شده، لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی تابعی از لگاریتم سرمایه‌گذاری در ساختمان، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت مصالح ساختمانی، شاخص بهای ساختمانی بوده است. بر اساس نتایج حاصل از رابطه‌ی بلندمدت بین تعداد واحدهای مسکونی و سرمایه‌گذاری رابطه‌ی مستقیم وجود داشته است. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری در این بخش منجر به رشد تعداد واحدهای مسکونی به میزان 58 درصد شده است. از سویی رابطه‌ی معکوس بین تعداد واحدهای مسکونی و شاخص قیمت مصالح ساختمانی وجود داشته است. همچنین رابطه‌ی مستقیم بین شاخص قیمت مسکن و تعداد واحدهای مسکونی وجود داشته است. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در شاخص قیمت مسکن منجر به رشد یک درصدی تعداد واحدهای مسکونی شده است. همچنین رابطه‌ی معکوسی بین شاخص بهای خدمات ساختمانی و تعداد واحدهای مسکونی شده است. به طوری که یک افزایش در شاخص بهای خدمات ساختمانی منجر به کاهش $2/27$ درصدی واحدهای مسکونی شده است. همچنین تعداد ساختمان‌های ساخته شده در فصل پاییز بیشتر از فصل بهار و آن نیز بیشتر از فصل تابستان بوده است. فصل تابستان نیز بیشتر از فصل زمستان بوده است. بر اساس ضریب تصحیح خطا، 83 درصد از عدم تعادل بازار مسکن در یک دوره به سمت تعادل بلندمدت تعدیل شده و به

سمت مسیر بلندمدت خویش نزدیک شده است. در این مطالعه متغیر سرمایه‌گذاری در مسکن حاصل ضرب تعداد (متغیر وابسته مدل) و قیمت مسکن بوده است.

خلیلی عراقی¹¹ (2005) به بررسی بازار بخش مسکن ایران با رویکرد داده - ستانده پرداخته است. وی در برآورد تابع سرمایه‌گذاری ساخت بخش خصوصی از متغیرهای شاخص هزینه‌ی بخش مسکن، تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد جمعیت، تغییرات در تعادل پرداخت‌های اعتبار بخش خصوصی استفاده کرده است. مدل دارای قدرت توضیحی دهندگی بالایی بوده است. همچنین ضریب هزینه‌های (قیمت) مسکن دارای علامت منفی بوده است. ضریب بالای این متغیر نشان از حساسیت بالای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به قیمت آن بوده است. سایر متغیرهای استفاده شده دارای علامت مثبت و از لحاظ آماری با معنی بوده‌اند. بر اساس نتایج مطالعه، ارزش افزوده بخش مسکن با یک تأخیر سه ساله بر کل سرمایه‌گذاری بخش مسکن با ضریب $2/72$ مؤثر بوده است. اگر سهم جمعیت شهری از کل جمعیت کشور افزایش یابد با یک تغییر 2 ساله سهم سرمایه‌گذاری در مسکن افزایش می‌یابد. همچنین نرخ هزینه‌ی کالای واسطه‌ای بر ارزش افزوده برابر $0/861$ حاصل شده است که مصرف کالای واسطه‌ای در بخش مسکن از متوسط کشوری بالاتر بوده است. بر اساس نتایج تحلیل داده - ستانده سرمایه‌گذاری در این بخش 4 درصد ارزش افزوده‌ی کل کشور را به خود اختصاص داده است. 20 درصد از کل سرمایه‌گذاری کشور در این بخش بوده است. همچنین برای تولید 1000 واحد (ریال) ارزش افزوده در این بخش باید 861 واحد (ریال) مواد واسطه‌ای استفاده کرد.

خلیلی عراقی و موسوی (1379) با استفاده از تابع تولید عرضه‌ی لوکاس¹² به برآورد تابع عرضه‌ی مسکن در ایران پرداخته‌اند. در این مقاله از سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به عنوان متغیر مستقل در تابع تولید استفاده شده است. بر اساس نتایج این تحقیق سرمایه‌گذاری در مسکن و عرضه‌ی مسکن رفتار یکسانی نسبت به تغییرات قیمت مصالح و نرخ دستمزد نشان داده‌اند. همچنین سرمایه‌گذاری به اعتبارات بانکی حساسیت کمی داشته است. علت این امر، سهم

¹¹ Khalili Araghi

¹² Lucas

پایین اعتبارات بانکی در این بخش بوده است. در حالی که کشش عرضه و سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به قیمت بالا بوده‌اند. همچنین کمبود دانش فنی، عمودی‌سازی، تجهیزات مورد نیاز و هزینه‌های به کارگیری تجهیزات و سهم پایین شرکت‌های انبوه‌ساز از جمله عواملی هستند که موجب شده عمودی‌سازی در کشور چندان رونق نداشته باشد. سقف پایین هر فقره اعتبار مسکن، سهم پایین آن از کل سرمایه‌گذاری در ساخت هر واحد مسکونی و هزینه‌ی تمام شده‌ی آن از سیاست‌های اعتباری در این بخش کاسته است.

قلی زاده و کمیاب (1387) اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود ایران بر اساس داده‌های فصلی طی دوره‌ی 85-1371 بررسی کرده‌اند.

رفیعی (1382) در مطالعه‌ای عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری را بررسی کرده است. ترکیب بهینه‌ی سرمایه‌گذاری در مسکن چیست؟ نابرابری‌های منطقه‌ای در سرمایه‌گذاری در مسکن چه میزان می‌باشد و چه عواملی موجب این نابرابری می‌شوند؟ در این مطالعه عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مسکن تحت تأثیر پس‌انداز خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی، اعتبارات پرداختی به ساخت، تکمیل و خرید واحدهای مسکونی، دسترسی مردم به اعتبارات بانکی، نرخ بازگشت سرمایه در بخش مسکن، سطح قیمت‌ها، جمعیت و رشد آن بوده است. در میان عوامل مختلف، نرخ بازگشت سرمایه با یک وقفه، اثر مهم و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری داشته است. در نتایج این تخمین، و نیز نتایج برآوردهای اشکال خطی و غیر خطی رابطه، قدرت توضیح دهنده‌ی مدل‌ها از سطح 40 درصد فراتر نرفته است. بر اساس نتایج این تحقیق اهمیت نسبی عوامل مؤثر در تعیین نابرابری‌های منطقه‌ای در سرمایه‌گذاری مسکن نشان داده شده است. بر اساس نتایج تحقیق، در هر مقطع زمانی، سرمایه‌گذاری، در هر استان، بیش از همه به نرخ بازگشت سرمایه در دوره‌ی قبل بستگی داشته است. همچنین میزان اعتبارات بانکی نیز، در این تصمیم‌گیری مؤثر بوده است. در نهایت، اختلاف سطح درآمد خانوار در استان‌های مختلف، نقش کمتری در تبیین اختلاف منطقه‌ای در سرمایه‌گذاری مسکن داشته است. در پایان برای دستیابی به ترکیب بهینه‌ی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، مشارکت در بازار سرمایه، تجهیز منابع مالی خصوصی، افزایش

اعتبارات بانکی و نرخ‌های ترجیھی برای مناطق محروم به عنوان مشوق‌های سرمایه‌گذاری معرفی کرده است.

3-2- مطالعات انجام گرفته در خارج از کشور

شیوجی¹³ (2001) با استفاده از داده‌های تابلویی برای ایالات متحده و برخی مناطق ژاپن برای سال 1963-93، به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌ها رابطه‌ی مثبت معنی‌دار با رشد اقتصادی داشته است. هولتز - اکین و شوارتز¹⁴ (1995) به نتیجه‌ای غیر از این رسیدند، و دلیل این نتایج آن بود که پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل را مورد آزمون قرار نداده بودند.

در مطالعه‌ی دیگری، لئان¹⁵ (2001) سهم مستقیم و غیر مستقیم بخش ساخت و ساز در سنگاپور را بررسی کرد. گرین¹⁶ (1997) با تجزیه و تحلیل داده‌های ایالات متحده برای دوره‌ی 1959-99 نشان داد که سرمایه‌گذاری مسکونی علت گرنجری *GDP* بوده است. در حالیکه سرمایه‌گذاری غیر مسکونی معلول گرنجری *GDP* بوده است.

کولسون و کیم¹⁷ (2002) نتایج گرین را تأیید کردند و بیان داشتند که سرمایه‌گذاری غیر مسکونی موجب بیرون راندن سرمایه‌گذاری مسکونی شده است (اثر ازدحام).

ویگرن و ویل هلمسون¹⁸ (2007) با بررسی اطلاعات 14 کشور اروپایی به این نتیجه رسیدند که ساخت و ساز مسکونی علت گرنجری *GDP* هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بوده است. زمانیکه بیکاری در سطح بالایی بوده است سرمایه‌گذاری مسکونی اثر معنی‌دارتری روی رشد اقتصادی داشته است. همچنین یافته‌ها نشان داد، زمانی که ذخیره‌ی مسکن انباشته شده در سطح پایینی بوده است ساخت و ساز مسکونی اثر بزرگتری بر رشد اقتصادی داشته است. سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به طور قابل ملاحظه‌ای بین کشورهای دارای

¹³ Shioji

¹⁴ Holtz-Eakin and Schwartz

¹⁵ Lean

¹⁶ Green

¹⁷ Coulson and Kim

¹⁸ Wigren and Wilhelmsson

موجودی سرمایه مسکن کمتر و کشورهای دارای موجودی مسکن بیشتر، تفاوت داشته است.

دلونگ و سامرز¹⁹ (1991) در تحقیقات خود از داده‌های مقطعی²⁰ استفاده کردند که در آن نرخ رشد سالانه هر کارگر به عنوان متغیر وابسته و میانگین سهم سرمایه‌گذاری (تجهیزات و غیر تجهیزات) از *GDP* و نرخ رشد سالانه نیروی کار به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شد. بر اساس نتایج به دست آمده رابطه‌ی بین رشد و سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین آلات خیلی قوی‌تر از رابطه‌ی بین رشد و سایر انواع سرمایه‌گذاری‌ها بوده است. رابطه‌ی سرمایه‌گذاری در تجهیزات و رشد که توسط دلونگ و سامرز ارائه شد، توسط کاکلی و وود²¹ (1999) نیز مورد انتقاد قرار گرفت. این دو محقق در مطالعاتشان به رابطه‌ی بین رشد و سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های غیر مسکونی و رابطه‌ی بین رشد و سرمایه‌گذاری در تجهیزات دست یافتند.

از نظر فیشر²² (1997) ارتباط بین رشد و سرمایه‌گذاری در مسکن، بر اساس قضیه‌ی اثبات شده‌ای که انواع مختلف سرمایه در تولید کالاها را مکمل یکدیگر می‌داند، قابل توجیه است. مین و دیگران²³ (2001) اثر مستقیم سرمایه‌گذاری در ساختمان را بر روی مصرف و *GDP* بررسی کردند. بر اساس نتایج این تحقیق بعد از کاهش اولیه، تأثیر سرمایه‌گذاری در ساختمان بر مصرف و *GDP* افزایش خواهد یافت. بر اساس نتایج این تحقیق، در بلندمدت اشتغال در بخش ساخت و ساز ممکن است کاهش یابد، ولی اشتغال در سایر بخش‌ها افزایش خواهد یافت. از این رو به نیروی کار بیشتری نیاز خواهد بود و اشتغال کل افزایش خواهد یافت. در طول یک دوره‌ی کوتاه‌مدت نیز، بر اثر افزایش تقاضا برای کارگرانی که مصرفشان را افزایش داده‌اند، اشتغال در بخش مسکن و در کل اقتصاد نیز افزایش خواهد یافت.

در مورد چگونگی ارتباط بین رشد و سرمایه‌گذاری نظریه‌های زیادی ارائه شده است. یافته‌های علی دو سویه بین رشد و سرمایه‌گذاری و نیز بین انواع

¹⁹ Delong and Summers

²⁰ Cross-Section Regressions

²¹ Coakley and Wood

²² Fisher

²³ Meen

مختلف سرمایه‌گذاری نشان داده که سرمایه‌گذاری مسکن می‌تواند به عنوان تابعی از رشد، افزایش یابد، یا اینکه سرمایه‌گذاری مسکن به دلیل مکمل بودن با سایر انواع سرمایه‌گذاری‌ها به عنوان هدف برای تحریک رشد اقتصادی مورد توجه قرار گیرد. تأثیر مکملی به این صورت است که تمام سرمایه‌گذاری‌ها احتیاج به این دارند که به وسیله سرمایه‌گذاری در ساخت و ساز تکمیل شوند.

4- تصریح مدل و داده‌های مورد استفاده

داده‌های سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی از اطلاعات تشکیل سرمایه توسط بخش خصوصی در ساختمان‌های تکمیل شده استفاده شده است. همچنین داده‌های تولید ناخالص داخلی، درجه‌ی باز بودن اقتصاد و سایر داده‌ها از داده‌های حساب‌های ملی بانک مرکزی در طی دوره‌ی 85-1371 به صورت فصلی استفاده شده است. همچنین از روش اقتصادسنجی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی²⁴ (ARDL) برای تخمین روابط استفاده شده است. علاوه بر آن برای تخمین مدل‌ها از بسته‌های نرم‌افزاری *Microfit* استفاده شده است. در این تحقیق از مدل اقتصادی (4) جهت بررسی روابط بین سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی استفاده شده است.

$$LGDP = b_0 + b_1LHI + b_2LNI + b_3LG + b_4LL + b_5LOP + INF + e_t \quad (4)$$

علت استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده این است که متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی معمولاً با تأخیر عمل می‌کنند. بنابراین باید مدلی برای برآورد استفاده شود که پویایی‌های کوتاه‌مدت را به بلندمدت مرتبط سازد. در تکنیک خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بدون توجه به ناپایایی متغیرها می‌توان الگوی مناسب را برآورد کرد. روش *ARDL* در مقایسه با روش خود رگرسیون برداری²⁵ دارای مزایای زیادی است. برای مثال در مدل *VAR* تمام متغیرها به صورت درونزا در نظر گرفته می‌شوند. از این‌رو به دلیل بالا بودن تعداد

²⁴ Auto Regressive Distributed Lag

²⁵ Vector autoregressive (VAR)

متغیرهای مورد استفاده در مدل و کوچک بودن حجم نمونه موجب کاهش درجه‌ی آزادی مدل می‌گردد.

5- روش برآورد مدل

به منظور بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن از مدل‌های اقتصادسنجی مربوطه از جمله *ARDL* استفاده شده است. با استفاده از روش خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (*ARDL*) مدل مورد نظر برآورد می‌شود. انتخاب این روش بدان جهت صورت گرفته است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل، $I(1)$ یا $I(0)$ می‌باشند، قابل کاربرد است. همچنین با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد. استفاده از این روش در حجم نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی‌های کوتاه‌مدت بین متغیرها از کارایی بالاتری برخوردار است. بر اساس روش *ARDL* ابتدا برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت ارائه شده، سپس، از آزمون همگرایی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر²⁶ (1992) (بر مبنای آماره‌ی t) وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی (همگرایی) و یا به بیان دیگر، وجود رابطه‌ی بلندمدت ارائه می‌شود. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده به کمک معیار آکائیک،²⁷ شوارتز بیزین،²⁸ حنان کوئین²⁹ و یا ضریب تعیین³⁰ مشخص می‌شود.

6- برآورد مدل

در این قسمت ابتدا با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته سری زمانی متغیرها، پایایی و ناپایایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. پس از تعیین مرتبه‌ی انباشتگی متغیرها، با تعیین وقفه‌های بهینه با استفاده از نرم‌افزار *Microfit* برای تخمین مدل *ARDL* استفاده شده است. بر این اساس مدلی انتخاب شده است که در آن ضرایب تخمینی معنی‌دار بوده و نیز از لحاظ اقتصادی

²⁶ Banerjee, Dolado and Master

²⁷ Akaike Info Criterion

²⁸ Schwartz Bayesian Criterion

²⁹ Hannan-Quenn

³⁰ Coefficient of Determiation (R^2)

توجیه تئوریک داشته باشند. پس از برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت، با استفاده از آزمون همگرایی، ارائه شده توسط بنرجی، دولادو مستر (1992) (بر مبنای آماره‌ی t) وجود هم‌انباشتگی (همگرایی) و یا به عبارت دیگر، وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها آزمون شده است. سپس، تخمین ضرایب بلندمدت ارائه شده است. در قدم بعدی مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه‌ی تعادلی بلندمدت برآورد و سپس آزمون علیت گرنجر با استفاده از مکانیزم تصحیح خطا برای بررسی وجود رابطه‌ی علیت بین متغیرها انجام شده است. بعد از تخمین و برآورد ضرایب متغیرها، پایداری ضرایب مدل برآورد شده، بررسی شده است.

6-1- بررسی پایایی متغیرها

نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته‌ی متغیرها لگاریتم متغیرها و تفاضل لگاریتم متغیرها و با روند و بدون روند در جداول (1) الی (4) درج شده‌اند.

جدول 1: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (لگاریتم متغیرها و بدون روند)

| تعریف متغیر | آماره‌ی آزمون | مقادیر بحرانی مک‌کینون | سطح معنی‌داری | نتیجه |
|--------------------------------------|---------------|------------------------|---------------|--------|
| LGDP- لگاریتم تولید ناخالص داخلی | -2/71 | -2/91 | 5% | ناپایا |
| LHI- لگاریتم سرمایه‌گذاری مسکونی | -0/83 | -2/91 | 5% | ناپایا |
| LNI- لگاریتم سرمایه‌گذاری غیر مسکونی | -2/71 | -2/91 | 5% | ناپایا |
| LL- لگاریتم نیروی کار | -0/04 | -2/91 | 5% | ناپایا |
| LG- لگاریتم مخارج مصرفی دولت | -0/78 | -2/91 | 5% | ناپایا |
| LOP- لگاریتم درجه‌ی باز بودن اقتصاد | -2/23 | -2/91 | 5% | ناپایا |
| LIN- نرخ تورم | -1/42 | -2/91 | 5% | ناپایا |

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای وجود ریشه‌ی واحد از جدول (1) و از مقایسه‌ی آماره‌ی آزمون با مقادیر مک‌کینون این نتیجه حاصل می‌گردد که بدون در نظر گرفتن روند، تمامی متغیرها ناپایا بوده‌اند.

جدول 2: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (لگاریتم متغیرها و با روند)

| تعریف متغیر | آماره‌ی آزمون | مقادیر بحرایی مک‌کینون | سطح معنی‌داری | نتیجه |
|--|---------------|------------------------|---------------|--------|
| <i>LGDP</i> - لگاریتم تولید ناخالص داخلی | -1/69 | -3/49 | 5% | ناپایا |
| <i>LHI</i> - لگاریتم سرمایه‌گذاری مسکونی | -2/99 | -3/49 | 5% | ناپایا |
| <i>LNI</i> - لگاریتم سرمایه‌گذاری غیر مسکونی | -3/304 | -3/49 | 5% | ناپایا |
| <i>LL</i> - لگاریتم نیروی کار | -3/89 | -3/49 | 5% | پایا |
| <i>LG</i> - لگاریتم مخارج مصرفی دولت | -1/87 | -3/49 | 5% | ناپایا |
| <i>LOP</i> - لگاریتم درجه‌ی باز بودن اقتصاد | -1/93 | -3/49 | 5% | ناپایا |
| <i>LIN</i> - نرخ تورم | -1/97 | -3/49 | 5% | ناپایا |

مأخذ: محاسبات تحقیق (با استفاده از داده‌های مرکز آمار ایران)

با استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای وجود ریشه‌ی واحد و بر اساس جدول (2) مشاهده می‌شود که در این حالت نیز تمامی متغیرها ناپایا بوده است. لذا برای تعیین درجه‌ی انباشتگی متغیرها آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته در تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها، در دو حالت دارای روند و بدون روند انجام شده است. نتایج آزمون در جدول (3) نشان داده شده است.

جدول 3: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته‌ی متغیرها (تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم متغیرها و بدون روند)

| تعریف متغیر | آماره‌ی آزمون | مقادیر بحرایی مک‌کینون | سطح معنی‌داری | نتیجه |
|---|---------------|------------------------|---------------|-------|
| <i>DLGDP</i> - تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی | -40/5779 | -2/9157 | 5% | پایا |
| <i>DLHI</i> - تفاضل لگاریتم سرمایه‌گذاری مسکونی | -3/7594 | -2/9147 | 5% | پایا |
| <i>DLNI</i> - تفاضل لگاریتم سرمایه‌گذاری غیر مسکونی | -3/5887 | -2/9147 | 5% | پایا |
| <i>DLL</i> - تفاضل لگاریتم نیروی کار | -19/211 | -2/914 | 5% | پایا |
| <i>DLG</i> - تفاضل لگاریتم مخارج مصرفی دولت | -14/5693 | -2/914 | 5% | پایا |
| <i>DLOP</i> - تفاضل لگاریتم درجه‌ی باز بودن اقتصاد | -12/2884 | -2/914 | 5% | پایا |
| <i>DLIN</i> - تفاضل نرخ تورم | -10/194 | -2/915 | 5% | پایا |

مأخذ: محاسبات تحقیق (با استفاده از داده‌های مرکز آمار ایران)

بر اساس جدول (3) که در آن از تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم متغیرها، آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته صورت پذیرفته است، همه‌ی متغیرها پایا گردیده‌اند. در ادامه همین مراحل را در حالت وجود روند انجام می‌دهیم که در جدول (4) نشان داده شده است. بر اساس جدول (4) این نتیجه حاصل می‌شود که در این حالت نیز تمامی متغیرها پایا می‌باشند. با توجه به مطالبی که بیان شد، در مجموع می‌توان به این نتیجه رسید که تمامی متغیرها

ناپایا می‌باشند؛ به عبارت دیگر متغیرهای ناپایایی ذکر شده حداقل انباشته از مرتبه‌ی اول $I(1)$ خواهند بود.

بر اساس نتایج این بخش از تحقیق، متغیرهای مورد استفاده، انباشته از مرتبه‌های متفاوتی هستند و اگر بخواهیم که از روش خود رگرسیون برداری VAR برای تخمین ضرایب مدل استفاده کنیم، این امر امکان‌پذیر نمی‌باشد، چرا که برای برآورد مدل از این روش، باید تمامی متغیرها دارای مرتبه‌ی انباشتگی یکسانی باشند.

جدول 4: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته متغیرها (تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم متغیرها و با روند)

| نتیجه | سطح معنی‌داری | مقادیر بحرایی مک‌کینون | آماره‌ی آزمون | تعریف متغیر |
|-------|---------------|------------------------|---------------|--|
| پایا | 5% | -3/49 | -43/47 | DLGDP - تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی |
| پایا | 5% | -3/49 | -3/72 | DLHI - تفاضل لگاریتم سرمایه‌گذاری مسکونی |
| پایا | 5% | -3/49 | -3/71 | DLNI - تفاضل لگاریتم سرمایه‌گذاری غیر مسکونی |
| پایا | 5% | -3/49 | -19/04 | DLL - تفاضل لگاریتم نیروی کار |
| پایا | 5% | -3/49 | -14/54 | DLG - تفاضل لگاریتم مخارج مصرفی دولت |
| پایا | 5% | -3/49 | -12/55 | DLOP - تفاضل لگاریتم درجه‌ی باز بودن اقتصاد |
| پایا | 5% | -3/49 | -10/09 | DLIN - تفاضل نرخ تورم |

مأخذ: محاسبات تحقیق (با استفاده از داده‌های مرکز آمار ایران)

حال اگر همه‌ی متغیرهای موجود در مدل پایا می‌شدند، نیازی به استفاده از روش $ARDL$ نبود و می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای برآورد ضرایب مدل استفاده کنیم. بنابراین نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر و دیکی - فولر تعمیم یافته ما را در استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی ($ARDL$) مطمئن‌تر ساخته است.

2-6- نتایج تخمین مدل

بعد از تعیین مرتبه‌ی انباشتگی متغیرها، مدل (4) برآورد شده است.

$$LGDP = b_0 + b_1LHI + b_2LNI + b_3LG + b_4LL + b_5LOP + INF + e_t$$

با در نظر گرفتن لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص رشد اقتصادی و به عنوان متغیر وابسته و سایر متغیرها به عنوان متغیر توضیحی، نتایج تخمین الگوی کوتاه‌مدت به صورت زیر است:

$$LGDP = -2/2682 + 0/24LGDP(-1) + 0/24LGDP(-2) + 0/3LGDP(-3) + 0/18LHI$$

$$(-2/2897) \quad (2/7266) \quad (3/3253) \quad (5/3172) \quad (3/6259)$$

$$+ 0/34 LNI + 0/32 LL + 0/12 LG - 0/69 LG (-1) + 0/12 LG (-2)$$

$$(4/3708) \quad (3/1128) \quad (3/2890) \quad (-1/6799) \quad (2/8666)$$

$$+ 0/12 LOP - 0/67 INF - 0/22 INF (-1) - 0/59 INF (-2)$$

$$(2/7737) \quad (-2/6661) \quad (-0/91067) \quad (-2/2748)$$

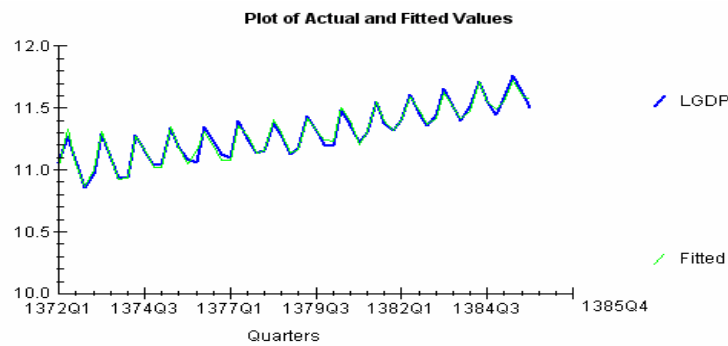
$$D.W = 2/16 \quad \bar{R}^2 = 0/98 \quad F = 164/8$$

در رابطه‌ی فوق، اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب، مقادیر بحرانی t هستند. این مدل بیانگر پویایی‌های کوتاه‌مدت رشد اقتصادی تحت تأثیر رفتار متغیرهای توضیحی است. همچنین بیانگر لگاریتم رشد اقتصادی، LHI لگاریتم متغیر سرمایه‌گذاری مسکونی، LNI لگاریتم سرمایه‌گذاری غیر مسکونی، LL لگاریتم متغیر تعداد نیروی کار، LG لگاریتم مخارج مصرفی دولت، LOP لگاریتم متغیر درجه‌ی باز بودن اقتصاد، INF نشانگر نرخ تورم است. بر اساس نتایج آماره‌های آزمون همبستگی سریالی، تصریح الگو و ناهمسانی واریانس همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس در مدل وجود نداشته است. بر اساس آماره‌ی F در مدل برازش شده، صفر بودن همه‌ی ضرایب بطور همزمان رد شده است. بر اساس ضرایب وقفه‌دار متغیر رشد اقتصادی به ترتیب برابر $0/24$ ، $0/25$ و $0/3$ بوده که اثر زیادی بر خود رشد داشته‌اند.

3-6- نمودار تخمین مدل‌ها

در نمودار خروجی مقادیر واقعی رگرسیون و مقادیر برازش شده (نمودار 1) خوبی برازش رگرسیون ارائه شده است.

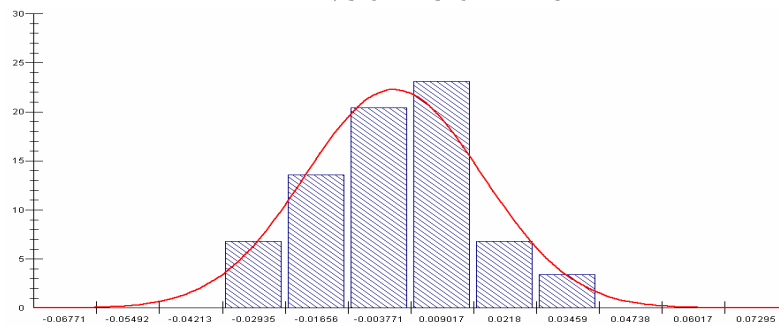
نمودار 1: نمودار مقادیر برازش شده و باقیمانده‌ی رگرسیون بر اساس مدل (ARDL)



مأخذ: محاسبات تحقیق

قبل از تخمین ضرایب بلندمدت مدل برآورد شده از روش (ARDL) برای درک بهتر مدل تخمینی، لازم است تا نمودار هیستوگرام باقیمانده‌ها نشان داده شود.

نمودار 2: نمودار هیستوگرام باقیمانده‌ها



در نمودار 2، منحنی و هیستوگرام مربوط به مدل رسم شده است که اولی نمودار توزیع نرمال برای اجزای اخلاص است که به صورت منحنی رسم شده است و دیگری هیستوگرام مربوط به اجزای اخلاص مدل برازش شده تحقیق است که تا حدی تصویر واضح‌تری از تطبیق هر دو نمودار نشان می‌دهد و گواه عدم وجود خود همبستگی بین اجزای اخلاص است.

4-6- آزمون وجود رابطه‌ی همگرایی

با توجه به وجود متغیرهای ناپایا در الگوهای *ARDL*، برای جلوگیری از مسأله‌ی رگرسیون کاذب آزمون‌های همگرایی الگوها انجام شده‌اند. کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای آزمون همگرایی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (1992) به صورت زیر محاسبه شده است.

$$t = \frac{\hat{I}_j - 1}{S_{\hat{I}_j}} = -3 / 255 \quad (5)$$

کمیت آماری بنرجی، دولادو و مستر (1992) در سطح اطمینان 95 درصد برابر 2/76 است. قدر مطلق مقدار آماره‌ی t محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی بوده است، فرض عدم وجود همگرایی بین متغیرهای مدل یعنی فرضیه H_0 رد شده است. بنابراین یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مستقل و متغیرهای وابسته در مدل وجود داشته است.

5-6- تخمین ضرایب بلندمدت مدل برآورد شده از روش *ARDL*

نتایج تخمین مدل بلندمدت به صورت زیر است:

$$LGDP = -3/26 + 0/26LHI + 0/50LNI + 0/46LL + 0/26LG + 0/17LOP - 2/07INF \quad (6)$$

(-4/5958) (2/7248) (2/0553) (2/9592) (4/9926) (3/5098) (-2/0782)

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی بیانگر حساسیت رشد اقتصادی نسبت به هر یک از متغیرها بوده است. بر اساس نتایج تخمین بلندمدت ضرایب، کشش بلندمدت تولید ناخالص داخلی نسبت به سرمایه‌گذاری مسکونی برابر 0/26 بوده است. به عبارتی دیگر، با افزایش یک درصد سرمایه‌گذاری مسکونی، تولید ناخالص داخلی در بلندمدت 0/26 درصد افزایش خواهد یافت. با توجه به اینکه ضریب بلندمدت سرمایه‌گذاری غیر مسکونی در مدل برابر 0/5 بوده است، سرمایه‌گذاری غیر مسکونی در بلندمدت یکی از منابع مهم رشد اقتصادی کشور بوده است. بر اساس برآورد ضریب نیروی کار رشد اقتصادی در بلندمدت به

نیروی کار حساسیت متوسطی داشته است. به عبارتی دیگر، یک درصد افزایش در نیروی کار موجب $0/46$ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی شده است. لذا اهمیت نیروی کار در رشد اقتصادی کشور در ردیف دوم قرار داشته است. بر اساس ضریب مخارج مصرفی دولت یک درصد افزایش در مخارج مصرفی دولت، موجب افزایش $0/26$ درصدی تولید ناخالص داخلی شده است. ضریب درجه‌ی باز بودن اقتصاد نیز مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بوده است. مقدار این ضریب که برابر $0/17$ است، بیانگر حساسیت پایین رشد اقتصادی نسبت به این متغیر در بلند مدت بوده است. ضریب نرخ تورم برابر $2/07$ - و بیانگر اثر مخرب و بازدارنده‌ی این متغیر بر رشد اقتصادی بوده است.

6-6- اثرات نهایی، کشش‌ها و منابع رشد

اثرات نهایی (مشتق جزئی سرمایه‌گذاری نسبت به متغیرها) نشانگر اثر یک درصد افزایش در رشد اقتصادی به ازای یک میلیارد افزایش در متغیرها (واحد) است. در جدول (5) اثرات نهایی، کشش‌ها و منابع رشد درج شده است.

جدول 5: کشش‌ها، اثرات نهایی و نقش هر عامل در ایجاد رشد اقتصادی

| شرح درصد | سرمایه‌گذاری مسکونی | سرمایه‌گذاری غیر مسکونی | نیروی کار | مخارج دولت | باقیمانده (بهره‌وری نیروی کار و سایر) |
|----------------------------|---------------------|-------------------------|------------|------------|---------------------------------------|
| اثرات نهایی بلندمدت - واحد | -/00006 | 0/000042 | 0/00000025 | 0/000056 | - |
| کشش بلندمدت | 0/26 | 0/5 | 0/46 | 0/26 | - |
| منابع - رشد - درصد | 19 | 33 | 13 | 14 | 21 |
| رشد 4/2 درصد | 0/798 | 1/386 | 0/564 | 0/588 | 0/882 |

مأخذ: استخراج بر مبنای خروجی تخمین‌ها و داده‌های آماری

بر اساس کمیت کشش‌ها در معادلات بلندمدت و کوتاه‌مدت، اثرات نهایی قابل محاسبه است. نظر به اهمیت اثرات بلندمدت، با استفاده از کشش‌های بلندمدت، اثرات نهایی بلندمدت محاسبه و در سطر اول جدول (5) گزارش شده‌اند. بر خلاف کمیت کشش‌ها، اثر نهایی سرمایه‌گذاری مسکونی بیشتر از اثر نهایی سرمایه‌گذاری غیر مسکونی بوده است. با توجه به اینکه ادوار تجاری در بخش مسکن نسبتاً شدید است می‌توان انتظار داشت در دوره‌ی رونق، اثر سرمایه‌گذاری بخش مسکن بر رشد اقتصادی از اهمیت بیشتری برخوردار باشد و در دوره‌ی رکود اثر مذکور ضعیف‌تر باشد. کمیت اثر نهایی سرمایه‌گذاری بیانگر آن است که هزار

میلیارد تومان افزایش در سرمایه‌گذاری مسکونی موجب می‌شود، با ثابت بودن سایر عوامل، رشد اقتصادی به میزان $0/6$ درصد افزایش یابد. اثر نهایی سرمایه‌گذاری غیر مسکونی بیانگر آن است که هزار میلیارد تومان افزایش در سرمایه‌گذاری مسکونی موجب می‌شود، با ثابت بودن سایر عوامل، رشد اقتصادی به میزان $0/42$ درصد افزایش یابد. اثر نهایی برای مخارج دولت $0/000056$ است یعنی ده هزار میلیارد ریال افزایش مخارج دولت موجب افزایش رشد اقتصادی به $0/56$ می‌شود. از این‌رو در بحث تخصیص منابع جهت به حداکثر رساندن نرخ رشد اقتصادی به ترتیب، سرمایه‌گذاری مسکونی، سرمایه‌گذاری غیر مسکونی و مخارج دولت حائز اولویت هستند.

سطر سوم منابع رشد اقتصادی است. با استفاده از اثرات نهایی و مقدار تغییر در هر یک از متغیرها در طی دوره‌ی مورد بررسی و بر اساس فرمول دیفرانسیل رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مسکونی به طور متوسط 19 درصد منبع تأمین رشد اقتصادی بوده است. برای مثال اگر رشد اقتصادی در دوره‌ی مورد بررسی $4/2$ درصد باشد تقریباً به میزان $0/8$ از رشد اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری در مسکن تحقق یافته است. میزان رشد اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری غیر مسکونی تقریباً $1/4$ درصد بوده است (سطر آخر حاصل ضرب سطر دوم در نرخ رشد مورد نظر یعنی $4/2$ درصد است). به عبارت دیگر سرمایه‌گذاری غیر مسکونی به میزان 33 درصد از منابع ایجاد رشد اقتصادی ایران شناخته شده است. نیروی کار و مخارج دولت به میزان 13 درصد و 14 درصد از منابع ایجاد رشد اقتصادی را به خود اختصاص داده است. نظر به عدم حضور متغیرهای دیگر در مدل، حدود 21 درصد و معادل $0/88$ از رشد $4/2$ درصدی را تأمین کرده است.

6-7- آزمون تصحیح خطا برای مدل انتخابی با استفاده از روش *ARDL*

مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه‌ی تعادلی بلندمدت که از روش *ARDL* برآورد شده، در معادله‌ی (7) نشان داده شده است. بر اساس نتایج این مدل تمامی ضرایب (به جز $(-1) dLGDP$) در سطح اطمینان بالای 95 درصد معنی‌دار بوده‌اند. ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا برابر $0/69$ - برآورد شده است. بر این اساس، در هر سال 69 درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه‌ی مزبور در

دوره‌ی بعد تعدیل شده است. لذا، تعدیل با سرعت به سمت تعادل بلندمدت گرایش پیدا می‌کند. مقدار آماره‌ی آزمون دوربین - واتسون برای مدل مذکور برابر 2/16 بوده است. مقدار این ضریب نشانگر عدم وجود خود همبستگی در مدل مورد مطالعه است. بنابراین الگوی تصحیح خطا برای مدل تخمین زده شده به صورت زیر است.

$$LGDP = -2/26 - 0/05dLGDP(-1) - 0/3dLGDP(-2) + 0/18dLHI + 0/34dLNI + 0/32dLL \quad (7)$$

(-2/26) (-1/07) (-5/31) (3/62) (4/37) (3/11)

$$+0/12dLG - 0/12dLG(-1) - 0/12dLOP - 0/67dINF - 0/59dINF(-1)$$

(3/28) (-2/86) (-2/77) (-2/66) (-2/27)

$$-0/69ecm(-1)$$

(-9/57)

$$D.W = 2/16 \qquad \bar{R}^2 = 0/96 \qquad F = 1281$$

6-8- آزمون علیت گرنجر با استفاده از مکانیزم تصحیح خطا

در این بخش از مقاله، علیت از متغیرهای سرمایه‌گذاری مسکونی، سرمایه‌گذاری غیر مسکونی، نیروی کار، مخارج مصرفی دولت، درجه‌ی باز بودن اقتصاد، نرخ تورم به تولید ناخالص داخلی و همچنین از تولید ناخالص داخلی به سرمایه‌گذاری مسکونی بررسی شده است. بر این اساس از آزمون (WALD) استفاده و نتایج این آزمون به صورت خلاصه در جدول (6) نشان داده شده است.

جدول 6: نتایج آزمون والد برای آزمون علیت متغیرها

| نتیجه‌گیری | آماره‌ی والد (F) | متغیر تأثیرگذار | متغیر وابسته |
|------------------------|------------------|-----------------|--------------|
| $LHI \rightarrow LGDP$ | 12/31(0/000) | LHI | LGDP |
| $LNI \rightarrow LGDP$ | 24/92(0/000) | LNI | LGDP |
| $LL \rightarrow LGDP$ | 8/75(0/003) | LL | LGDP |
| $LG \rightarrow LGDP$ | 12/41(0/000) | LG | LGDP |
| $LOP \rightarrow LGDP$ | 7/42(0/006) | LOP | LGDP |
| $INF \rightarrow LGDP$ | 6/21(0/006) | INF | LGDP |
| $LGDP \rightarrow LHI$ | 16/13(0/000) | LGDP | LHI |

مأخذ: استخراج بر مبنای خروجی تخمین‌ها و داده‌های آماری

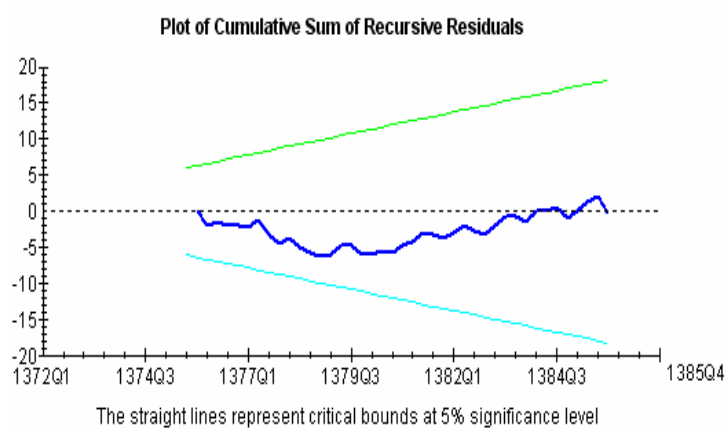
از آنجا که علیت از تمامی متغیرها به رشد اقتصادی وجود داشته است، می‌توان چنین بیان کرد که؛ عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مسکونی، سرمایه‌گذاری غیر مسکونی، نیروی کار، مخارج مصرفی دولت، درجه‌ی باز بودن اقتصاد و نرخ تورم بوده‌اند. حال بعد از انجام آزمون والد برای تشخیص وجود رابطه، این نتیجه حاصل می‌شود که علیت از سرمایه‌گذاری مسکونی بر رشد اقتصادی وجود داشته است.

6-9- بررسی استحکام مدل برآورد شده

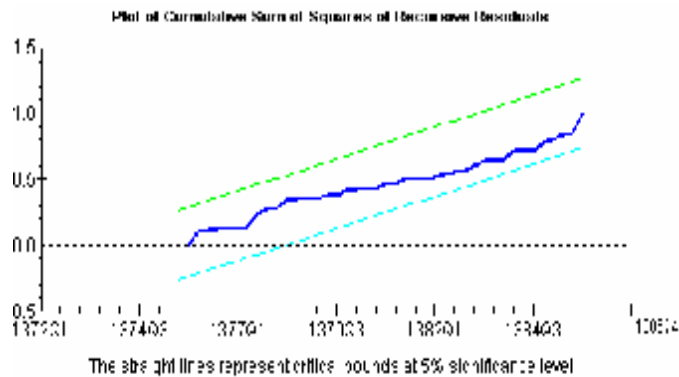
در روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای بررسی استحکام ضرایب تخمین زده شده در الگوی بلندمدت، از پویایی‌های الگوی کوتاه‌مدت استفاده شده است. در این قسمت از آزمون‌های گرافیکی $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ برای جملات باقیمانده‌ها الگوی کوتاه‌مدت استفاده شده است. حال در مورد آزمون $CUSUM$ اگر نمودار مجموع تراکمی باقیمانده‌های بازگشتی داخل ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح 5% قرار گیرد، رابطه‌ی بلندمدت پایدار خواهد بود و پایداری ضرایب برآورد شده مورد تأیید قرار می‌گیرد. ولی اگر مجموع تراکمی باقیمانده‌های بازگشتی خارج از ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح 5% قرار گیرد، رابطه‌ی بلندمدت ناپایدار خواهد بود و به عبارت دیگر، پایداری رابطه‌ی بلندمدت در دوره‌های زمانی مختلف با مخاطره مواجه خواهد شد. در رابطه با آزمون $CUSUMSQ$ مطالب همان است که در بالا به آن اشاره شد و فقط اختلاف آنها در

این است که در آزمون بر اساس روش $CUSUMSQ$ مربع مجموع تراکمی باقیمانده‌های بازگشتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود نمودارهای $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ در ناحیه‌ی بین دو خط بحرانی در سطح 5% قرار گرفته است. این نتیجه بیانگر این مطلب است که پایداری الگوی بلندمدت در بلندمدت، قابل تأیید بوده است.

نمودار 3: آزمون $CUSUM$ برای الگوی کوتاه‌مدت



نمودار 4: آزمون $CUSUMSQ$ برای الگوی کوتاه‌مدت



7- نتیجه‌گیری

از دیدگاه اقتصاد ملی، مسکن پویاترین بخش اقتصادی بوده و تشویق‌کننده‌ی رشد تولید و اشتغال در کشور است. این بخش به عنوان ضربه‌گیر اقتصاد ملی و هموارکننده‌ی نوسانات اقتصادی است. لذا توجه به این عامل و ارتباطی که می‌تواند با سایر متغیرهای کلان اقتصادی داشته باشد، از جایگاه ویژه‌ای نزد سیاست‌گذاران کشور برخوردار است. در این تحقیق رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و رشد اقتصادی بررسی شد.

در مدل اصلی تخمین زده شده با متغیر وابسته‌ی لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص رشد اقتصادی، ضریب متغیر سرمایه‌گذاری مسکونی در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنی‌دار بوده است که این به تأثیرپذیری رشد اقتصادی از این متغیر اشاره دارد. به عبارت دیگر، افزایش سرمایه‌گذاری مسکونی باعث افزایش رشد اقتصادی شده است. بر اساس نتایج مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت، کشش رشد اقتصادی به ترتیب نسبت به سرمایه‌گذاری غیر مسکونی، نیروی کار سرمایه‌گذاری مسکونی و مخارج دولت بالاترین بوده است. اما توالی ذکر شده برای اثرات نهایی برقرار نبوده است. سرمایه‌گذاری مسکونی دارای بالاترین اثر نهایی بر رشد اقتصادی بوده و پس از آن مخارج دولت، سرمایه‌گذاری غیر مسکونی و نیروی کار بوده‌اند. همچنین بر اساس آزمون والد برای تشخیص وجود رابطه علی، علیت از سرمایه‌گذاری مسکونی بر رشد اقتصادی وجود داشته است.

با استفاده از اثرات نهایی و مقدار تغییر در هر یک از متغیرها در طی دوره‌ی مورد بررسی، سرمایه‌گذاری مسکونی به طور متوسط 19 درصد منبع تأمین رشد اقتصادی بوده است. سرمایه‌گذاری غیر مسکونی به میزان 33 درصد از منبع ایجاد رشد اقتصادی ایران شناخته می‌شود. نیروی کار و مخارج دولت به میزان 13 درصد و 14 درصد از منبع ایجاد رشد اقتصادی را به خود اختصاص می‌دهند. نظر به عدم حضور متغیرهای دیگر در مدل، حدود 21 درصد و معادل 0/88 درصد از رشد 4/2 درصدی اقتصادی توسط عوامل خارج از مدل به ویژه بهره‌وری نیروی کار، تأمین می‌شود.

فهرست منابع:

- اسکندری، فریده. (1385). بررسی ارتباط قیمت مسکن و ادوار تجاری. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا.
- اکبریان، حجت. (1388). بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری مسکونی و رشد اقتصادی در ایران. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا.
- امینی و نشاط. (1382). برآورد سری زمانی داده‌های نیروی کار و موجودی سرمایه. مجله‌ی برنامه و بودجه.
- بانک مرکزی، حساب‌های ملی ایران (مجموعه‌های مختلف)، اداره‌ی حساب‌های اقتصادی. خلیلی عراقی، منصور و سایه موسوی. (1379). برآورد تابع عرضه‌ی مسکن در ایران. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، 57: 1-29.
- رفیعی، مینو. (1382). سرمایه‌گذاری در مسکن در مناطق مختلف کشور نابرابری‌ها و راه حل‌ها. فصلنامه‌ی اقتصاد مسکن، 34: 18-27.
- عاقلی کهنه‌شهری، لطفعلی. (1386). تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی شهری. فصلنامه‌ی اقتصاد مسکن، تابستان، شماره‌ی 40: 5-18.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر. (1387). نظریه‌ی قیمت مسکن در ایران. همدان: انتشارات نور علم، چاپ اول: 189.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب. (1387). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران. اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، 5(3): 49-77.
- گجراتی، دامودار. (1378). میانی اقتصاد سنجی. ترجمه‌ی حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، جلد دوم، چاپ دوم.
- نجفی، بنفشه. (1385). سنجش سهم عوامل مؤثر بر عرضه‌ی بخش مسکن در مناطق شهری. فصلنامه‌ی اقتصاد مسکن، شماره‌ی 37 و 38: 42-59.
- نوفرستی، محمد. (1378). ریشه‌ی واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: انتشارات مؤسسه‌ی رسا، چاپ اول.

Andersson, K. & B. Turner. (2005). Housing Investments and Economic Growth. National Ekonomiska Institutionen, Uppsala universitet.

Blanchard, O. (2000). Macroeconomics. 2nd Edition, Prentice Hall, New Jersey, USA.

Coulson, E. & M.S. Kim. (2002). Residential investment, non-residential investment and GDP. Real Estate Economics, 28(2), 233-248.

- Coakley, J. & A. Wood. (1999). Components of Investments and Growth in Investment, Growth and Employment. Perspectives for Policy by Driver, C, Temple, P (ed), Routledge, London, UK.
- DeLong, B.J. & L.H. Summers. (1991). Equipment Investment and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 16(2): 445-502.
- Fisher, J. (1997). Relative Prices, complementarities and Co Movement Among Components of Aggregate Expenditures. *Journal of Monetary Economics* nr 39.
- Green, R. (1997). Follow the leader: How Changes in Residential and Non-Residential Investment Predict Changes in GDP. *Real Estate Economics*, 25: 253-270.
- Holtz-Eakin, D. & A. E. Schwartz. (1995). Infrastructure in a Structural Model of Economic Growth. *Regional Science and Urban Economics*, 25(2): 131-151.
- Khalili Araghi, M. (2005). Investment in Housing Sector, an Input-output Approach. *Iranian Economic Review*, 14: 21-38.
- Lean, C. S. (2001). Empirical Tests to Discern Linkages Between Construction and Other Economics Sectors in Singapore. *Construction Management and Economics*, 19(4): 355-363.
- Meen G.P., K. Gibb, D. Mackay & M. White. (2001). The Economic Role of New Housing.
- Meen, G. (1995). Is Housing Good for the Economy?. *Housing Studies*, 10(3): 405.
- Mills, E. (1987). Has the United States Overinvested in Housing? *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 15: 601-616.
- Shioji, E. (2001). Public Capital and Economic Growth: a Convergence Approach. *Journal of Economic Growth*, 6(3): 205-227.
- Mayo, S.K. (1999). Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand. *Journal of Urban Economics*, 11: 24-39.
- Wigren, R. & M. Wilhelmsson. (2006). Robustness of the Causal and Economic Relationship between
- Wigren, R. & M. Wilhelmsson. (2007). Construction Investments and Economic Growth in West-Europe. *Journal of Policy Modeling*, 29(3): 439-451.