

رابطه علیت سرمایه گذاری مسکن و سرمایه گذاری غیر مسکن با GDP

نظر دهمرده

عضو هیأت علمی دانشگاه سیستان و بلوچستان
nazar@hamoon.usb.ac.ir

جواد کرامتی

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد
jkeramati@yahoo.com

یکی از اجزای مهم تشکیل دهنده GDP، سرمایه گذاری است و سرمایه گذاری خود به سرمایه گذاری مسکن، سرمایه گذاری در مستقالات و سرمایه گذاری در موجودی انبار تقسیم می شود. در تحقیق حاضر سرمایه گذاری را به دو بخش سرمایه گذاری مسکن و غیر مسکن تقسیم می کنیم و به دنبال این موضوع هستیم تا رابطه علیت انواع سرمایه گذاری را با GDP در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دهیم. هر چند ممکن است بیان شود که این مورد جزء حقایق آشکار شده است، اما ضرورت امر ایجاب می کند که با دلیل پذیرفته شود. برای بررسی این موضوع از داده های سالانه بانک مرکزی برای دوره (۱۳۸۶-۱۳۳۸) و دو روش علیتی برای اطمینان بیشتر به نتایج استفاده کرده ایم. روش اول با استفاده از آزمون باند ARDL (پسرن و دیگران ۲۰۰۱) و روش دوم با استفاده از علیت گرنجری تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) بوده است. نتایج حاصل از هر دو روش بیان می کنند که یک رابطه علیت دو طرفه بین سرمایه گذاری مسکن و غیر مسکن با GDP وجود دارد. بنابراین، روند مثبت سرمایه گذاری در اقتصاد ایران می تواند رشد اقتصادی کشور را از طریق افزایش GDP موجب شود و همچنین افزایش تولید ناخالص داخلی کشور، رشد سرمایه گذاری در اقتصاد ایران را در پی خواهد داشت.

طبقه بندی JEL: E20, E22, F43

واژه های کلیدی: سرمایه گذاری مسکن، سرمایه گذاری غیر مسکن، GDP، آزمون علیت گرنجری.

۱. مقدمه

رشد اقتصادی به عنوان یکی از اهداف کشورهای در حال توسعه از اهمیت بسیاری در اقتصاد برخوردار است. لذا حجم قابل توجهی از تحقیقات اقتصادی در این کشورها تحت تاثیر این امر واقع شده است و با توجه به اینکه یکی از اجزای مهم این پدیده سرمایه گذاری است، سرمایه گذاری و عوامل موثر بر آن مورد توجه ویژه قرار دارند.

از آن جا که شناخت چگونگی علل تاثیر گذاری متغیرها بر یکدیگر می تواند در اجرای سیاست های اقتصادی نقش بسزایی داشته باشد، بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصادی به بررسی رابطه علت و معلولی بین متغیرهای اقتصادی پرداخته اند.

همان طور که می دانیم رشد اقتصادی در ایران به شدت نوسان داشته و این موضوع می تواند ناشی از تغییرات رشد سرمایه گذاری طی این سال ها باشد. لذا قصد داریم تا به بررسی رابطه علت و معلولی رشد اقتصادی با انواع سرمایه گذاری در ایران بپردازیم.

تامین مسکن نیز یکی از موضوع های اصلی در رفاه افراد یک جامعه است که دولت توجه ویژه ای به این بخش دارد به طوری که تامین مسکن افراد کم درآمد نقش بارزی در تامین عدالت در جامعه ایفا می کند. بنابراین، نوسان های GDP می تواند بر سرمایه گذاری مسکن یا حتی سرمایه گذاری در سایر بخش های اقتصادی تاثیر بگذارد.

آمار و ارقام نیز گویای این واقعیت است که در سه دهه اخیر همواره بین ۲۰ تا ۴۰ درصد از کل سرمایه گذاری های کشور در این بخش انجام شده است. این مهم نشان دهنده اهمیت بسیار زیاد مسکن در رشد تولید و اشتغال و شاخص های اقتصادی است. لذا نوسان های مسکن می تواند کل اقتصاد را تحت تاثیر قرار دهد (زرینی و مهرگان، ۱۳۸۵).

در این مقاله پس از مروری بر مبانی نظری و بازار مسکن در ایران و اهمیت سرمایه گذاری در این بخش و مطالعات انجام شده در این زمینه سعی بر آن است که یک رابطه علت و معلولی بین انواع مختلف سرمایه گذاری با تولید ناخالص داخلی با استفاده از روش های مختلف علیتی مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین، تلاش می شود که به سوالات زیر پاسخ داده شود که:

- آیا بین متغیر سرمایه گذاری در بخش مسکن و تولید ناخالص داخلی رابطه علت و معلولی وجود دارد؟ و آیا این رابطه دو طرفه است؟
- آیا بین متغیر سرمایه گذاری در سایر بخش های اقتصادی به غیر از مسکن با تولید ناخالص داخلی رابطه علت و معلولی خواهیم داشت؟ آیا این رابطه دو طرفه است؟

۲. اهمیت موضوع

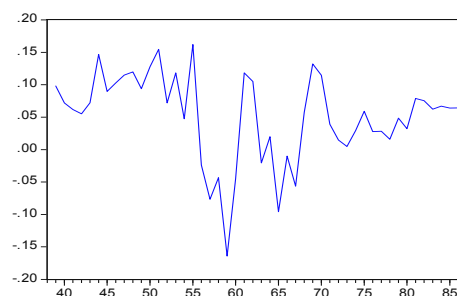
مسکن دارای ویژگی‌های خاصی است که با سایر کالاها و خدمات تفاوت دارد. این کالا به دلیل بادوام بودن، یک کالای سرمایه‌ای است و به دلیل اینکه نسبت به سایر کالاهای سرمایه‌گذاری دارای امنیت برای سرمایه‌گذاری است، سرمایه‌گذار مایل به سرمایه‌گذاری در این بخش می‌باشد. همچنین تامین مسکن مناسب، کنترل بازار مسکن و نظارت بر قیمت‌ها از وظایف اصلی دولت‌ها است که در قانون اساسی در اصول ۲، ۳۱ و ۳۳ تامین مسکن مناسب مورد تاکید برای دولت قرار گرفته است.

در کشورهای در حال توسعه بین رشد فعالیت‌های ساختمانی و رشد اقتصادی ارتباطی وجود دارد، به طوری که در صورت کاهش فعالیت ساختمانی، این کاهش بر سایر بخش‌های اقتصادی موثر خواهد بود. به عنوان شاهی بر این مدعی می‌توان به رشد اقتصادی ۷/۶ و ۶/۸ درصدی کشور در سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲ اشاره نمود که در این سال‌ها شاهد رونق فعالیت‌های ساختمانی بوده است. اما در سال ۱۳۸۳، نرخ رشد اقتصادی به ۴/۸ درصد کاهش یافت که یکی از دلایل عمده آن، رکود فراگیر بخش مسکن بوده است (نصراللهی و دیگران، ۱۳۸۳).

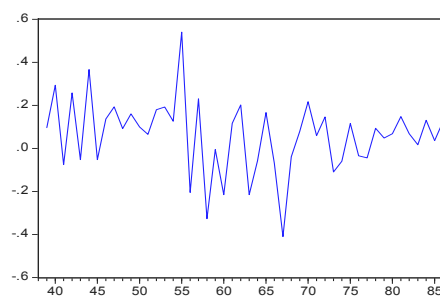
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت جاری در چند سال اخیر از روند خوبی برخوردار بوده است و از حدود ۷۴۰۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۳ به حدود ۳۰۰۰۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است. آنچه قابل توجه است، نرخ کاهنده رشد سرمایه‌گذاری طی سال ۱۳۸۷ است. این موضوع می‌تواند حاکی از آغاز دوره رکود باشد. طی سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ به دلیل مشکلات ساختاری در نظام اقتصادی کشور و نبود بازار مطمئن برای سرمایه‌گذاری و جذب نقدینگی، تقاضای سرمایه‌ای در بخش مسکن به شدت افزایش یافته و این موضوع سبب افزایش قیمت چشمگیر و بی‌سابقه در کل کشور شد (فراهانیان، ۱۳۸۵).

در نمودارهای زیر رشد متغیرهای GDP، سرمایه‌گذاری مسکن و سرمایه‌گذاری غیرمسکن به ترتیب برای سال‌های (۱۳۸۶ - ۱۳۳۸) با توجه به آمار مربوط به بانک مرکزی نشان داده شده است. همان‌طور که نمودارهای این سه متغیر بیانگر است، رشد این سه متغیر در طول این سال‌ها با نوسان‌های بسیاری همراه بوده است. سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن سال‌های انقلاب کاهش یافته که با توجه به نمودار GDP در طول این سال‌ها این متغیر نیز کاهش یافته به این معنا که رشد اقتصادی کاهش یافته است. مسکن علاوه بر اینکه دارای ارزش مصرفی است، از منظر یک دارایی نیز آحاد اقتصادی را به حضور در بازار ترغیب می‌کند (فرهادی‌پور، ۱۳۸۵). مسکن در اقتصاد ایران یکی از مهم‌ترین دارایی‌ها محسوب می‌شود به طوری که با رونق در بازار مسکن افراد منابع مالی خود را به این بازار هدایت می‌کنند. بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط با دیگر بخش‌های اقتصاد است و با رکود آن مجموعه

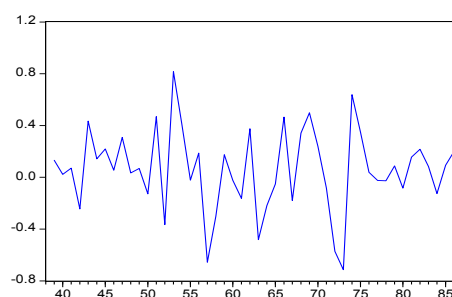
اقتصاد وارد بحران خواهد شد. بنابراین، لزوم تأمل بیشتر در این بخش ضروری است. در تحقیق حاضر، به بررسی رابطه علیت بین سرمایه گذاری مسکن و غیرمسکن با GDP می پردازیم. شاید اعتقاد بر این باشد که این رابطه کاملاً آشکار است و نیازی به بررسی ندارد درحالی که به این صورت نیست و تحقیقاتی که پیش از این انجام گرفته در برخی از موارد رابطه علیت دو طرفه بین انواع مختلف سرمایه گذاری و GDP رد شده است. لذا در تحقیق حاضر به بررسی این رابطه علیت با استفاده از دو روش علیتی ARDL و تودا و یاماموتو و مقایسه این دو روش با یکدیگر خواهیم پرداخت.



نمودار ۱. رشد GDP طی سالهای (۱۳۳۸ - ۱۳۸۶)



نمودار ۲. رشد سرمایه گذاری مسکن طی سالهای (۱۳۳۸ - ۱۳۸۶)



نمودار ۳. رشد سرمایه‌گذاری غیرمسکن طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۳۸)

۳. ادبیات تحقیق

طبق تعریف، سرمایه‌گذاری عبارت است از آن دسته از مخارج نهایی در اقتصاد که به حفظ و تداوم یا افزایش ظرفیت تولید کالاها و خدمات اقتصاد می‌انجامد. سرمایه‌گذاری کل از لحاظ نوع و ماهیت کالاهای سرمایه‌ای به سه دسته تقسیم می‌شود:

الف) سرمایه‌گذاری ثابت در لوازم کسب و کار که تمام مخارجی که برای ایجاد، خرید، نصب و تعمیرات اساسی کالاهای سرمایه‌ای صورت می‌گیرد را شامل می‌شود.

ب) سرمایه‌گذاری ثابت در ساختمان‌های مسکونی که به تمام مخارج صرف شده برای ساخت و تعمیرات اساسی ساختمان‌های مسکونی به جز هزینه خرید زمین اطلاق می‌شود.

ج) سرمایه‌گذاری در موجودی انبار که به تغییر در موجودی کالاهای ساخته شده، نیمه ساخته، مواد اولیه و ملزومات در انتهای سال نسبت به ابتدای سال را سرمایه‌گذاری در موجودی انبار گویند (رحمانی، ۱۳۸۳).

در تحقیق حاضر براساس مطالعات انجام شده دو نوع سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران در نظر گرفتیم و مجموع سرمایه‌گذاری در مستقلات و موجودی انبار را تحت عنوان سرمایه‌گذاری غیرمسکن بیان نمودیم.

اقتصاددانان درخصوص سرمایه‌گذاری به ارائه دیدگاه‌های مختلفی در این زمینه پرداختند. گروهی از این اقتصاددانان به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری و نرخ بهره پرداخته‌اند. فیشر (۱۹۳۰) رابطه عکس سرمایه‌گذاری و نرخ بهره را با استفاده از معیار ارزش فعلی خالص در ارزیابی سرمایه‌گذاری بررسی نمود. در این روش سود یا ارزش فعلی خالص یک طرح اقتصادی برآورد شده و در مورد قابل

اجرا بودن یا نبودن آن نتیجه گیری شد و سپس امکان مقایسه با سایر طرح ها فراهم آمد. وی نشان داد که هر چه نرخ بهره کاهش یابد، ارزش فعلی هر پروژه سرمایه گذاری افزایش خواهد یافت.

کینز با استفاده از جریان درآمدها و هزینه های یک طرح در طول عمر مفید آن درمورد سودآور بودن طرح و همچنین با در نظر گرفتن نرخ تنزیلی که ارزش فعلی خالص طرح را برابر صفر قرار می دهد به این نتیجه دست یافت که بین سرمایه گذاری و نرخ بهره رابطه عکس وجود دارد. در این نظریه همچنین بیان شد زمانی که نرخ بازدهی داخلی از نرخ بهره بازار بیشتر باشد، طرح مورد نظر برای سرمایه گذاری از نظر اقتصادی قابل اجرا خواهد بود. سپس به بیان رابطه بین موجودی سرمایه کل اقتصاد و نرخ بازدهی داخلی پرداخته که تحت عنوان منحنی کارایی نهایی سرمایه نامیده می شد. از نظر کینز هنگامی که سرمایه گذاری خالص مثبت صورت می گیرد می توان برای طرح های سرمایه گذاری که قابل اجرا شدن می باشند یک منحنی به نام منحنی کارایی نهایی سرمایه گذاری بیان نمود که از نظر او عامل مهم تغییرات سرمایه گذاری نیز می باشد (رحمانی، ۱۳۸۳).

گروهی دیگر از تحلیل ها عمدتاً توجه خود را به رابطه بین سرمایه گذاری و تقاضای بازار معطوف کردند که از آنها به عنوان نظریه شتاب سرمایه گذاری نام می برند که خود نیز به دو گروه ساده و انعطاف پذیر تقسیم می شوند.

کلارک (۱۹۱۷) به بیان نظریه شتاب ساده می پردازد. فرض اساسی وی برای بیان این نظریه، وجود یک تابع تولید ثابت با ضرایب ثابت بود. وی بیان نمود که نسبت سرمایه به تولید مقدار ثابتی است و موجودی سرمایه در این نظریه را به صورت $K_t = kY_t$ بیان نمود که k همان ضریب ثابت است. به این معنا که موجودی سرمایه بنگاه های تولیدی همواره برابر است با ضریب ثابت در سطح تقاضای بازار. سپس بیان نمود که سرمایه گذاری خالص ضریبی از تغییرات تقاضای کل بازار است به این معنا که سرمایه گذاری تابعی از تغییرات تقاضای کل است. نتایج تابع سرمایه گذاری کلارک نشان می داد که افزایش تقاضای کل سبب افزایش شدیدی در سرمایه گذاری خالص و سرمایه گذاری کل می شود. در نظریه شتاب انعطاف پذیر فرض ضریب ثابت همچنان برقرار بوده و بیان می کند که برخلاف نظریه شتاب ساده موجودی سرمایه به سرعت به سطح مطلوب آن نرسیده و بنابراین، تغییرات تقاضای کل سبب تغییر شدیدی در سرمایه گذاری نمی شود. به عبارت دیگر، در این نظریه سرمایه گذاری خالص تابعی مستقیم از سطح تقاضای کل است.

یورگنسون (۱۹۶۳) به بیان نظریه نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری با استفاده از نظریه بهینه‌سازی پرداخت. طبق نظر یورگنسون موجودی سرمایه تابعی مستقیم از سطح تقاضای کل بوده و تابعی نزولی از هزینه اجاره سرمایه است.

توین (۱۹۶۸) به بیان نظریه‌ای تحت عنوان نظریه Q می‌پردازد. نسبتی که وی بیان می‌کند برابر است با نسبت کل ارزش بنگاه به کل هزینه‌های سرمایه‌ای. مزیت این رابطه این است که به طور مستقیم قابل اندازه‌گیری است. طبق این نظریه، سرمایه‌گذاری تا جایی ادامه می‌یابد که Q به سطح عدد یک کاهش یابد و چنانچه کوچکتر از یک باشد در این صورت بنگاه باید موجودی سرمایه را کاهش دهد و چنانچه بزرگتر از یک باشد بنگاه سرمایه‌گذاری خود را جهت خرید ماشین‌آلات افزایش می‌دهد.

در کل این نظریه‌ها بیان می‌کردند که سرمایه‌گذاری عمدتاً تابع دو دسته عوامل است. یکی سطح کل تقاضای بازار و دوم هزینه تأمین مالی سرمایه. برای سرمایه‌گذاری برنامه‌ریزی شده در موجودی انبار و همچنین سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی نیز عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مشابه هستند. برای سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی می‌توان عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری را به صورت هزینه اجاره سرمایه، سطح درآمد که به عنوان متغیری که بیانگر قدرت خرید برای ساخت و خرید ساختمان‌های مسکونی است، قیمت مسکن که بر تقاضای مسکن تأثیر می‌گذارد و اجاره ساختمان‌های مسکونی که به عنوان بازدهی مسکن مشابه تولید نهایی برای سرمایه‌گذاری در مستقلات بر ساختمان‌های مسکونی تأثیر می‌گذارد برشمرد. معمولاً افزایش هزینه اجاره سرمایه سبب کاهش سرمایه‌گذاری در ساختمان می‌شود و افزایش سطح درآمد سبب افزایش تقاضای مسکن و افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود (رحمانی، ۱۳۸۳، جلد دوم).

از اوایل دهه ۱۹۷۰، سرمایه‌گذاری مسکن به عنوان یک عامل کمک کننده رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است نه تنها به خاطر اینکه داد و ستد مسکن به عنوان یک فعالیت اصلی با ضریب اثر بزرگ یافت شده است. همچنین به خاطر همراه شدن مسکن با بسیاری از منفعت‌های اقتصادی و اجتماعی (چن و زهیو، ۲۰۰۸).

مطالعات بسیاری درخصوص نقش مسکن در توسعه اقتصادی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به تیورین (۱۹۶۹)، پانگ (۲۰۰۱)، لیونگ (۲۰۰۴)، آرکو و هریس (۲۰۰۵) اشاره کرد. این مطالعات موضوعاتی از قبیل بیکاری و اثر درآمدی، آثار سرمایه‌گذاری مسکن و آثار رشد سرمایه‌گذاری مسکن را بررسی کرده‌اند. آرکو و هریس (۲۰۰۵) بیان کردند که سرمایه‌گذاری مسکن می‌تواند بر توسعه اقتصادی از طریق بیکاری، پس‌انداز، کل سرمایه‌گذاری و بهره‌وری نیروی کار تاثیر

بگذارند.

بحث‌های اخیر درخصوص رابطه سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی در مورد جهت این رابطه به شکست منجر شده است و این سوال مطرح است که آیا تغییر در سرمایه‌گذاری مسکن، شاخصی برای رشد اقتصادی است؟ مطالعات تجربی از قبیل گرین (۱۹۹۷)، کولسن و کیم (۲۰۰۰)، کیم (۲۰۰۴)، ریون و متس (۲۰۰۷) و ... هر یک به نتایج مختلفی در این زمینه رسیدند. نتایج تجربی مطالعات اخیر درخصوص رابطه بین سرمایه‌گذاری مسکن و رشد اقتصادی تقریباً توسط رابطه علیت گرنجری بررسی شده‌اند. این مطالعات نشان می‌دهند که هیچ تضمینی در مورد رابطه علیت بین متغیرهای سری زمانی وجود ندارد (چن و زهيو، ۲۰۰۸).

۴. پیشینه تحقیق

پیسینگ و پاترون (۲۰۰۸) اثر سرمایه‌گذاری مسکن و سرمایه‌گذاری غیرمسکن را رشد اقتصادی برای ایالات متحده بررسی کردند. آنها با استفاده از توابع واکنش آنی نشان دادند که شوک‌ها برای سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به سرمایه‌گذاری غیرمسکن در یک اقتصاد بسته بدون ورود خالص صادرات اثر بزرگتری بر GDP دارد که این اثر در یک اقتصاد باز کاهش خواهد یافت.

نگرو و اترک (۲۰۰۷) یک مدل پویا با استفاده از داده‌های فصلی برای سال‌های (۲۰۰۵ - ۱۹۸۵) را با استفاده از روش بیزین برای بررسی اهمیت حرکات قیمت‌های مسکن نسبت به شوک‌های محلی بکار بردند. آنها متوجه شدند که حرکات در تاریخ در قیمت‌های مسکن توسط عناصر محلی ایجاد شده‌اند و در دوره‌های اخیر یعنی سال‌های (۲۰۰۵ - ۲۰۰۱) تفاوت‌هایی وجود داشته است که بیانگر این است که افزایش در قیمت مسکن یک پدیده بین‌المللی بوده است.

ریون و متس (۲۰۰۷) داده‌ها را برای ۱۴ کشور اروپای جنوبی بکار بردند. نتایج نشان دادند که ساختمان‌سازی اثر بلندمدتی بر رشد اقتصادی ندارد.

کولسن و کیم (۲۰۰۰) به بررسی علیت و اثر سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن با در نظر گرفتن GDP با استفاده از روش خودتوضیح برداری (VAR) پرداختند. آنها نشان دادند که شوک‌های سرمایه‌گذاری مسکن برای مشخص کردن GDP دارای اهمیت بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاری غیرمسکن می‌باشند.

گرین (۱۹۹۷) اثر انواع مختلف سرمایه‌گذاری بر ادوار تجاری را بررسی می‌کند. وی بررسی می‌کند که چگونه تغییر در سرمایه‌گذاری مسکن و سرمایه‌گذاری غیرمسکن تغییرات در GDP را پیش‌بینی می‌کند. در واقع، او به بررسی رابطه علیت گرنجری هر یک از این دو نوع سرمایه‌گذاری با

GDP می‌پردازد. وی نشان داد که سرمایه‌گذاری مسکن بر GDP تأثیر می‌گذارد، اما از GDP تأثیرپذیر نیست درحالی‌که سرمایه‌گذاری غیرمسکن بر GDP اثر نمی‌گذارد اما از آن تأثیر می‌پذیرد.

زنگ و جین (۲۰۰۴) به بررسی سرمایه‌گذاری مسکن و قیمت مسکن در مدل چند بخشی ادوار تجاری پولی پرداختند. آنها با استفاده از یک روش تعادل عمومی یافتند که سیاست‌های پولی و نرخ‌های بهره نقش خاصی در مشخص کردن قیمت مسکن ایفا می‌کنند. آنها نشان دادند که شوک‌های پولی به شدت سرمایه‌گذاری مسکن و قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

اناری و کلاری (۲۰۰۲) رابطه بین قیمت مسکن و قیمت کالاها و خدمات غیر از مسکن را با استفاده از روش ARDL و روش رگرسیون‌های برگشتی بررسی کردند. آنها نشان دادند که قیمت‌های مسکن و کالاها و خدمات غیرمسکن هم انباشته‌اند.

نظری و سوری، حباب قیمتی بازار مسکن ایران را برای سال‌های (۱۳۷۱-۱۳۸۴) مورد بررسی قرار دادند. آنها پس از بررسی آزمون‌های وجود حباب در بازار مسکن با استفاده از آزمون نسبت درست نمایی نوع حباب یا عامل تغییرات قیمت را مشخص ساختند. نتایج بدست آمده دلالت بر مدل حباب زودگذر دارد یعنی علاوه بر عوامل پایه‌ای، حباب‌های غیرعقلانی نیز قیمت مسکن را توضیح می‌دهند.

الماسی و قره بابا (۱۳۸۸) به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی با رشد اقتصاد در ایران طی دوره (۱۳۵۰-۱۳۸۴) پرداختند. آنها با استفاده از رابطه علیت گرنجر استناد دارد و مدل تصحیح خطا دریافتند که یک رابطه علیت یک طرفه از سرمایه فیزیکی به رشد اقتصادی و یک رابطه دو طرفه میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین یک رابطه یک طرفه از سرمایه فیزیکی به سرمایه انسانی وجود دارد.

بابازاده و دیگران (۱۳۸۸) با مقاله‌ای تحت عنوان "تأثیر سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل بر رشد اقتصادی در ایران" به بررسی رابطه این دو متغیر برای دوره زمانی (۱۳۳۸-۱۳۸۴) پرداختند. آنها با توجه به رهیافت هم‌انباشتگی انگل گرنجر به این نتیجه دست یافتند که سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل دارای تأثیر معناداری در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی است.

صمیمی و دیگران (۱۳۸۶) با استفاده از مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان دادند که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح دهنده‌گی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند. در مطالعه آنها از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت

سهم، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمانهای تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده شده است.

نصراللهی و دیگران با استفاده از روش ARDL برای دوره زمانی (۱۳۸۳-۱۳۵۰) نشان دادند که تقاضای سوداگران مسکن با نرخ بازگشت سرمایه که در این تحقیق از نرخ سود سپردههای بانکی استفاده کردند دارای همبستگی شدید است. همچنین نشان دادند که با افزایش درآمدهای نفتی انتظار می رود که بخش مسکن دچار رونق گردیده و قیمت در آن افزایش یابد. همچنین نشان دادند که رابطه منفی میان نرخ سود تسهیلات بانکی و قیمت مسکن وجود دارد.

زربنی و مهرگان با استفاده از یک مدل چهار بخشی تحلیل مسکن و مدل خود رگرسیون برداری (VAR) تأثیر هزینه ساخت یک مترمربع بنا را بر قیمت مسکن برای دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۶) بررسی کردند. آنها نشان دادند که هزینه ساخت بنا در بلندمدت مهم ترین عامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن است و بین قیمت مسکن و موجودی مسکن رابطه معکوس وجود دارد.

۵. روش ARDL (آزمون باند)^۱

آزمون باند یک روش جدید برای مشخص کردن رابطه بلندمدت بین یک متغیر وابسته و تعدادی از برآوردکننده ها است. این روش توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای تعیین رابطه هم جمعی بین متغیرها ارائه شده است. در این روش برخلاف روش یوهانسن نیازی به دانستن درجه هم جمعی متغیرهای موجود در مدل نیست. ضمن اینکه تعداد بردارهای هم جمعی نیز تعیین می شود. در این روش برای بررسی رابطه هم جمعی بین متغیرهای X_t و Y_t دو نوع معادله برآورد می شود، اگر X_t متغیر وابسته باشد داریم:

$$\Delta X_t = (1) + \sum_{i=1}^k b_{i1} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i1} \Delta Y_{t-i} + \sigma_1 X_{t-1} + \sigma_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

که در آن، Δ عملگر تفاضل، X متغیر وابسته، Y بردار متغیرهای مستقل، ε_{1t} جمله اخلاص، t نشانگر زمان و k تعداد وقفه های بهینه است که به کمک ضوابط آکاییک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان - کوپین (HQC) یا $\bar{R}^2$ تعیین می شود. ضرایب $a_1, b_{i1}, c_{i1}, \sigma_1$ و σ_2 پارامترهای قابل برآورد هستند. معادله ای که Y_t متغیر وابسته است نیز به صورت زیر می باشد:

$$\Delta Y_t = a_2 + \sum_{i=1}^k b_{i2} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i2} \Delta Y_{t-i} + \omega_1 X_{t-1} + \omega_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

1. ARDL Bounds Testing

که در آن، Y متغیر وابسته X بردار متغیرهای مستقل و ε_2 جمله اخلال است. ضرایب a_2, b_{i2}, c_{i2} و ω_1, ω_2 پارامترهای قابل برآورد هستند. دیگر نمادها از همان تعاریف بکار رفته در رابطه قبل برخوردارند.

در رابطه (۱) که متغیر X_t متغیر وابسته است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ($H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = 0$) را در برابر فرضیه مخالف ($H_1: \sigma_1 \neq \sigma_2 \neq 0$) با استفاده از آماره F که آن را $F_X(X|Y)$ می‌نامیم، آزمون می‌کنیم. اما توزیع این آماره F بدون توجه به $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرهای مستقل مدل، استاندارد نیست. به این منظور، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی مناسبی را با توجه به تعداد متغیرهای مستقل موجود در مدل و وجود یا نبود عرض مبدأ یا روند زمانی در آن ارائه کردند. این آماره‌ها شامل دو مجموعه است. یک مجموعه با فرض اینکه تمام متغیرها $I(0)$ و مجموعه دیگر با فرض $I(1)$ بودن تمام متغیرها محاسبه شده است. اگر آماره F محاسبه شده از حد بالای محدوده مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران تجاوز نماید، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها را رد می‌کنیم. در این حالت می‌توان استنباط کرد که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از متغیر X_t به متغیر Y_t وجود دارد. اگر آماره F محاسبه شده کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و در این حالت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها وجود ندارد. چنانچه آماره F محاسبه شده درون محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیرمعین و غیرقابل استنباط خواهد بود. در مورد معادله دیگر نیز باید این رویه را تکرار کرد (زراء نژاد و انصاری، ۱۳۸۷).

۶. آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو (TY)

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل توضیح خود رگرسیون برداری (VAR) ^۱ تعدیل یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه همجمی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها (k) بهینه مدل خود توضیح برداری و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین کرد و یک مدل خود توضیح برداری را با تعداد وقفه‌های $(k+d_{max})$ تشکیل داد. البته، فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $(k \geq d_{max})$ باشد. پس اگر مدل دو متغیره زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم که $k+d_{max}=2$ باشد، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

که در آن، بردار جملات اخلاص و از نوع اغتشاش سفید است.

به عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که X_2 علت گرنجر X_1 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره آزمون مورد استفاده آماره والد (Wald) است که دارای توزیع X^2 مجانبی با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. آماره آزمون مورد استفاده صرف‌نظر از اینکه متغیرهای x_{1t} و x_{2t} پایا از هر درجه‌ای، غیرهمجمع یا همجمع از هر درجه‌ای باشند معتبر خواهد بود. مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و تنها اطلاع از رتبه مدل خودتوضیح برداری و درجه پایایی ماکزیم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند (آرمن و زارع، ۱۳۸۴).

در ادامه بحث به برآورد مدل با استفاده از دو روش علیتی ARDL و تودا یا ماموتو خواهیم پرداخت و نتایج حاصل از این دو روش را با یکدیگر مقایسه خواهیم نمود.

۷. برآورد مدل

مفهوم علیت گرنجری بسیار ساده است به این معنا که یک متغیر بتواند توانایی پیش‌گویی یک متغیر دیگر را داشته باشد. در اینجا برای بررسی رابطه علیت بین سرمایه‌گذاری (مجموع سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن) و GDP آزمون علیت گرنجری را مورد استفاده قرار می‌دهیم. ما این علیت را توسط آزمون باند پسران و همکاران بررسی نموده و سپس نتایج آن را با نتایج حاصل از روش تودا و یا ماموتو مقایسه می‌کنیم. آزمون علیت گرنجری در معادله زیر داده شده است:

$$X_{2t} = \sum a_j X_{2(t-j)} + \sum b_j X_{1(t-j)} + \alpha + \beta T + u(t) \quad (۴)$$

و آزمون فرض به صورت زیر است:

$$H_0 : b_j = 0, j = 1, \dots, J \quad (۵)$$

برای فهمیدن اینکه GDP با سرمایه‌گذاری مسکن و سرمایه‌گذاری غیرمسکن رابطه بلندمدت دارند رگرسیون را تشکیل می‌دهیم. مدلی که در اینجا مورد بررسی قرار می‌گیرد یک مدل تجربی

است که توسط گرین در سال ۱۹۷۷ برآورد شده است. چن و زهيو (۲۰۰۸) نیز همین مدل را برای اقتصاد چین بکار بردند و به نتایج متفاوتی با نتایج گرین دست یافتند. همان‌طور که بیان گردید، طبق نظریه کلارک بین موجودی سرمایه و تقاضای کل رابطه وجود دارد و از آنجا که تغییر در موجودی سرمایه همان سرمایه‌گذاری است، بنابراین می‌توان بیان نمود که $I_t = k\Delta Y_t$ و با توجه به فرض سایر شرایط ثابت می‌توان رگرسیون زیر را تشکیل داد:

$$\text{Investment}_{it} = \alpha + \beta_j * \text{GDP}_t + u_{jt} \quad (۶)$$

$j=1,2,\dots$ بیانگر سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن و u_{jt} بیانگر اجزای اخلاص برای رگرسیون‌ها است. در این تحقیق برای سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن و GDP از داده‌های مربوط به تشکیل سرمایه ناخالص داخلی موجود در بانک مرکزی ایران برای دوره (۱۳۸۶-۱۳۳۸) به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ بهره بردیم. طبق تعریف بانک مرکزی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ماشین‌آلات عبارت است از هزینه خریداری ماشین‌آلات و لوازم کسب و کار منهای خالص فروش ماشین‌آلات و لوازم کسب و کار دست دوم و قراضه توسط بخش خصوصی و دولتی در طول یک دوره حسابداری و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ساختمان عبارت است از هزینه ایجاد ساختمان‌های جدید، هزینه تعمیرات اساسی و تغییرات و اضافات ساختمانی توسط بخش خصوصی و دولتی در طول یک دوره حسابداری و GDP نیز بیانگر تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه می‌باشد.

از آنجا که در برخی از آزمون‌های علیت گرنجری اطلاع از درجه پایایی متغیرها لازم است باید پیش از ذکر نتایج آزمون‌ها درجه پایایی متغیرها تعیین شود (زراء نژاد و انصاری، ۱۳۸۷). بنابراین، با استفاده از آزمون دیکی-فولر (ADF) به بررسی پایایی متغیرها می‌پردازیم. نتایج آزمون دیکی-فولر برای سرمایه‌گذاری مسکن (RI)، سرمایه‌گذاری غیرمسکن (NRI) و GDP در جدول زیر بیان شده است. نتایج آزمون ریشه واحد بیانگر این است که با توجه به اینکه احتمال مورد نظر از سطح ۵ درصد بیشتر است نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطح ۵ درصد نامانا هستند و با اولین تفاضل تمام متغیرها (تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری مسکن و سرمایه‌گذاری غیرمسکن) در سطح ۵ درصد مانا خواهند بود. تمام متغیرها با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از آزمون ADF در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد

ADF: $\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i}$					
متغیر در سطح			متغیر در اولین تفاضل		
متغیر	ADF(Prob)	وقفه	متغیر	ADF(Prob)	وقفه
GDP	./۹۹	۱	GDP	./۰۱	۰
RI	./۸۵	۰	RI	./۰۰	۰
NRI	./۶۷	۰	NRI	./۰۰	۰

* سطح معناداری ۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

۸. بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری مسکن و سرمایه‌گذاری

غیرمسکن

۸-۱. نتایج آزمون باند

همان‌طور که گفته شد این روش که با استفاده از روش ARDL به برآورد آن می‌پردازیم توسط پسران بیان گردید و نتیجه حاصل از آن با مقایسه F حاصل از برآورد مدل با F باند به دست می‌آید. تنها زمانی نمی‌توان از این روش به نتیجه روشنی رسید که مقدار برآورد شده بین دو مقدار F باند قرار گیرد.

در این زیربخش، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی با سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن را با استفاده از روش ARDL آزمون نموده‌ایم. مزیت این روش این است که علاوه بر تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی برخلاف روش یوهانسن نیازی به دانستن درجه جمعی متغیرهای موجود در مدل نیست (زراء نژاد و انصاری، ۱۳۸۷). برای این منظور معادلاتی به صورت زیر که در آن RI بیانگر سرمایه‌گذاری مسکن و NRI بیانگر سرمایه‌گذاری غیرمسکن می‌باشد را برآورد می‌کنیم

مدل‌های قابل برآورد برای بررسی رابطه علیت بین سرمایه‌گذاری مسکن و GDP:

$$\Delta RI_t = a_1 + \sum_{i=1}^k b_{i1} \Delta RI_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i1} \Delta GDP_{t-i} + \sigma_1 RI_{t-1} + \sigma_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta GDP_t = a_2 + \sum_{i=1}^k b_{i2} \Delta RI_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i2} \Delta GDP_{t-i} + \omega_1 RI_{t-1} + \omega_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

مدل‌های قابل برآورد برای بررسی رابطه علیت بین سرمایه‌گذاری غیرمسکن و GDP:

$$\Delta NRI_t = a_1 + \sum_{i=1}^k b_{i1} \Delta NRI_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i1} \Delta GDP_{t-i} + \sigma_1 NRI_{t-1} + \sigma_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta GDP_t = a_2 + \sum_{i=1}^k b_{i2} \Delta NRI_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i2} \Delta GDP_{t-i} + \omega_1 NRI_{t-1} + \omega_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

که در مدل‌های ۷ تا ۱۰، ε_1 نشان‌دهنده جمله اختلال و ضرایب a, b, c, σ, ω پارامترهای قابل برآورد هستند. حال در روابط بالا باید فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت میان متغیرها را در برابر فرضیه مخالف آزمون کرد. در این آزمون از آماره F استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون رابطه ۷ و ۸ در جدول (۲) نشان داده شده است.

نتایج این جدول نشان می‌دهد درحالی‌که متغیر وابسته RI و یا متغیر وابسته GDP است، آماره F محاسباتی از حد بالای مقادیر بحرانی (۶/۰۴) در سطح ۹۵ درصد بیشتر است. بنابراین، در این حالت می‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را رد نمود، بنابراین یک رابطه بلندمدت بین متغیرها در این سطح از اعتماد وجود خواهد داشت. بنابراین یک رابطه علیت گرنجری از متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) به متغیر سرمایه‌گذاری مسکن (RI) و همچنین یک رابطه علیت گرنجری از متغیر سرمایه‌گذاری مسکن (RI) به متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) وجود دارد. نتایج حاصل از این دو معادله در جدول (۲) نشان داده شده است. قابل ذکر است چنانچه آماره بدست آمده از کران پایین مقادیر بحرانی پایین‌تر بود، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود یک رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شد.

باتوجه به نتایج به دست آمده از جدول (۲) و معنادار بودن دو رابطه با متغیرهای وابسته RI و GDP یعنی زمانی که به ترتیب رابطه علیت از سمت GDP به RI برقرار است و یا برعکس، هر دو از لحاظ آماری معنادار بوده و از لحاظ اقتصادی به این معنا است که افزایش و یا کاهش یک متغیر به طور مثال سرمایه‌گذاری مسکن می‌تواند افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی را به همراه داشته باشد و برعکس. بنابراین نوعی رابطه دو طرفه بین دو متغیر برقرار بوده که خود می‌تواند دوره‌های رکود و رونق اقتصادی را باعث گردد.

جدول ۲. آماره F در آزمون ARDL

جهت رابطه	آماره F	I(0)	I(1)
GDP → RI	۷/۹۵	۵/۲۴	۶/۰۴
RI → GDP	۷/۵۵	۵/۲۴	۶/۰۴

* سطح معناداری ۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (۳) نشان می‌دهد که در سطح ۹۵ درصد زمانی که متغیر وابسته سرمایه‌گذاری غیرمسکن و متغیر توضیحی تولید ناخالص داخلی است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت از GDP به سرمایه‌گذاری غیرمسکن رد می‌شود اما این فرضیه از سرمایه‌گذاری غیرمسکن به GDP پذیرفته می‌شود و این بیانگر یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به سرمایه‌گذاری غیرمسکن است. برای اطمینان از این نتیجه به بررسی معادله چهارم با ورود متغیر دامی برای سال‌های انقلاب می‌پردازیم. برای معرفی این متغیر قبل از انقلاب را صفر گذاشته و بعد از آن را یک قرار می‌دهیم. نتایج نشان می‌دهند که در سطح معناداری ۹۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین این دو متغیر رد می‌شود (جدول ۴). این حالت بیانگر یک رابطه علیت دو طرفه بین این دو متغیر خواهد بود. برای بررسی بهتر این روابط علیت بین متغیرها و همچنین اطمینان از نتایج حاصل از روش ARDL، به بررسی نتایج با استفاده از روش تودا و یاماموتو می‌پردازیم.

جدول ۳. آماره F در آزمون ARDL

جهت رابطه	آماره F	I(0)	I(1)
GDP → NRI	۱۱/۱۷	۵/۲۴	۶/۰۴
NRI → GDP	۲/۹۱	۵/۲۴	۶/۰۴

* سطح معناداری ۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۴. آماره F در آزمون ARDL (با بررسی متغیر دامی)

جهت رابطه	آماره F	I(0)	I(1)
NRI → GDP	۴/۸۹	۳/۳۵	۴/۳۱

* سطح معناداری ۱۰ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

۸-۲. نتایج آزمون تودا و یاماموتو (علیت گرنجری استاندارد)

مدل VAR در آزمون گرنجری برای آزمون این فرضیه که RI علت گرنجری GDP نیست به صورت زیر است، در این حالت نیز دو مدل را باید در نظر گرفت، فرض صفری که GDP علیت گرنجری RI نیست و RI علیت گرنجری GDP نیست را تشکیل می‌دهیم. همچنین فرضیه صفر برای سرمایه‌گذاری غیرمسکن با تولید ناخالص داخلی را نیز مورد آزمون قرار می‌دهیم.

$$DGDP_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i DGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i DRI_{t-i} + u_t \quad (11)$$

که اگر برای $i=1,2,3,\dots,k$ ضرایب β_i ها برابر با صفر باشند، سرمایه‌گذاری مسکن (RI) علت گرنجری GDP نیست.

همچنین برای آزمون فرض مبنی بر اینکه تولید ناخالص داخلی علت گرنجری سرمایه‌گذاری مسکن نیست یک مدل VAR به صورت زیر تشکیل می‌دهیم:

$$DRI_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i DRI_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i DGDP_{t-i} + u_t \quad (12)$$

همچنین می‌توانیم مدل VAR برای آزمون فرضیه صفر مبنی بر اینکه GDP علت گرنجری NRI نیست و یا برعکس NRI علت گرنجری GDP نیست را تشکیل دهیم. معادلات VAR مربوط به این دو رابطه علیتی به صورت زیر است:

$$DGDP_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i DGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i DNRI_{t-i} + u_t \quad (13)$$

$$DNRI_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i DNRI_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i DGDP_{t-i} + u_t \quad (14)$$

در این روش قبل از برآورد مدل می‌بایست لگ بهینه برآورد گردد و با توجه با این لگ و درجه هم‌جمعی خواهیم توانست درجه VAR مورد نظر را برای هر یک از معادلات تعیین نماییم. برای تعیین وقفه بهینه از دو معیار شوارتز-بیزین و حنان - کویین استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل از این دو معیار برای معادلات ۱۱ و ۱۲ بیانگر دو لگ بهینه و برای معادلات ۱۳ و ۱۴ نشان دهنده ۳ لگ بهینه خواهد بود و با توجه به اینکه بالاترین درجه هم‌جمعی با توجه به جدول (۱) بین متغیرها یک می‌باشد، با افزودن این درجه هم‌جمعی به تعداد لگ‌های برآورد شده می‌توان درجه VAR را برای معادلات محاسبه نمود. نتایج حاصل از این روش در جدول زیر آمده است. آماره آزمون مورد نظر برای این روش آماره X^2 خواهد بود که در جدول (۵) به آن اشاره شده است.

جدول ۵. آماره آزمون Wald، آزمون تودا و یاماموتو

جهت رابطه	Chi-sq	df	Prob
GDP → RI	۱۹/۳۳	۳	۰/۰۰۰۲
RI → GDP	۱۷/۱۶	۳	۰/۰۰۰۷

* سطح معناداری ۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول (۵) نشان می‌دهد که درجه VAR موردنظر ۳ خواهد بود. با توجه به اینکه احتمال موردنظر در این جدول کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه علیت بین متغیرها را رد می‌کنیم و فرضیه مقابل مبنی بر وجود رابطه علیت دو طرفه بین متغیرها پذیرفته می‌شود. در جدول (۶) نتایج مربوط به معادلات سرمایه‌گذاری غیرمسکن و GDP گزارش شده است. نتایج این جدول نیز حاکی از یک رابطه علیت دوطرفه بین متغیرهاست.

جدول ۶. آماره آزمون Wald، آزمون تودا و یاماموتو

جهت رابطه	Chi-sq	df	Prob
GDP → NRI	۲۵/۰۵	۴	/۰۰۰
NRI → GDP	۱۳/۹۰	۴	/۰۰۷

* سطح معناداری ۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

با مقایسه نتایج آزمون علیتی باند و علیت گرنجری تودا و یاماموتو می‌توان نتیجه گرفت که رابطه علیتی دو طرفه بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری مسکن و همچنین تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری غیرمسکن وجود دارد. این نتایج بیانگر این است که نوعی رابطه علت و معلولی بین GDP و سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن وجود دارد.

همان طور که مشاهده شد نتایج حاصل از روش تودا و یاماموتو مشابه چیزی است که از روش آزمون باند حاصل شد. در این حالت نیز بین سرمایه‌گذاری غیرمسکن و تولید ناخالص داخلی یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه وجود دارد که مشابه با نتایج حاصل از برآورد برای متغیر سرمایه‌گذاری مسکن، افزایش یا کاهش یک متغیر می‌تواند باعث افزایش یا کاهش متغیر دیگر شود. بنابراین توجه بیشتر به سرمایه‌گذاری در انواع مختلف آن می‌تواند رشد اقتصادی را به همراه داشته باشد و افزایش رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی کشور نیز سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی را تحت تاثیر قرار خواهد داد.

۹. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

به طور کلی در این مقاله به بررسی رابطه علیت سرمایه‌گذاری مسکن با تولید ناخالص داخلی و رابطه علیت سرمایه‌گذاری غیرمسکن (مجموع سرمایه‌گذاری مستقلات و موجودی انبار) با تولید ناخالص داخلی پرداختیم. در این پژوهش رابطه علیت گرنجری تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری مسکن و

غیرمسکن با استفاده از دو روش آزمون باند ARDL و روشی که توسط تودا و یاماموتو پیشنهاد گردیده است آزمون شد. در این بررسی برای اطمینان از نتایج تحقیق، نتایج این دو روش برای دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۳۸) مقایسه شد.

همچنین، شاید گفته شود که نتایج این تحقیق از قبل مشخص بوده و نیازی به بررسی آن نیست درحالی که برای اطمینان از این امر می‌بایست این فروض بررسی گردد و با دلیل پذیرفته شود با توجه به اینکه گرین نشان داد که سرمایه‌گذاری مسکن بر GDP تاثیر می‌گذارد، اما از آن تاثیرپذیر نیست. همچنین همان‌طور که بیان شد افراد مختلف در کشورهای مختلف نتایج یکسانی را به دست نیاورده‌اند. نتایج برای سرمایه‌گذاری مسکن و GDP نشان داد که یک رابطه علیت دو طرفه از سمت سرمایه‌گذاری مسکن به GDP و از GDP به سرمایه‌گذاری مسکن در هر دو روش آزمون باند ARDL و آزمون علیت گرنجری استاندارد تودا و یاماموتو وجود دارد. در آزمون باند چنانچه F برآورد حاصل از مدل از مقدار F بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پذیرفته نخواهد شد. همچنین نتایج مشابهی برای این دو متغیر از آزمون تودا و یاماموتو به دست آمد. با بررسی رابطه علیت سرمایه‌گذاری غیرمسکن و GDP نیز همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده گردید، رابطه علیت از سمت GDP به NRI برقرار بوده اما عکس این رابطه وجود نداشت. برای اطمینان از نتایج، متغیر دامی را در مدل لحاظ کردیم و پس از برآورد مجدد این مدل، رابطه علیت دو طرفه برای سرمایه‌گذاری غیرمسکن و GDP مورد قبول واقع شد. این نتایج از طریق آزمون تودا و یاماموتو نیز تصدیق گردید.

به‌طور کلی یافته‌های این پژوهش نشان دادند که سرمایه‌گذاری مسکن و GDP و سرمایه‌گذاری غیرمسکن و GDP بر یکدیگر تاثیر گذارند. بنابراین، در ایران رابطه علت و معلولی میان سرمایه‌گذاری مسکن و تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری غیرمسکن و تولید ناخالص داخلی وجود دارد. این نتایج توسط روش ARDL و تودا و یاماموتو مورد تایید قرار گرفته است. لذا تقویت هر یک از این متغیرها می‌تواند متغیر وابسته مربوط به خود را تحت تاثیر قرار دهد. بنابراین، افزایش سرمایه‌گذاری می‌تواند افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد و افزایش GDP نیز سبب رشد سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش‌های اقتصادی خواهد شد.

گفتنی است در این پژوهش، ارتباط میان میزان سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف و رشد اقتصادی بررسی شده است. ممکن است در صورت اندازه‌گیری موجودی سرمایه در هر یک از این بخش‌ها و بررسی ارتباط علت و معلولی آن بارشده اقتصادی نتایج متفاوتی حاصل شود.

همان طور که ملا حظه گردید رابطه‌ای دو طرفه بین سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی وجود دارد و افزایش یا کاهش یکی بر دیگری در همان جهت تأثیر خواهد گذاشت. لذا پیشنهاد می‌گردد که راه‌های افزایش سرمایه‌گذاری در ایران مورد بررسی قرار گیرد تا سبب افزایش GDP گشته و این افزایش دوباره از طریق افزایش در سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی بیشتر را نتیجه دهد. همچنین، سیاست‌گذاران می‌توانند با فراهم کردن بازار مطمئن برای سرمایه‌گذاری و تسهیل روند مراحل سرمایه‌گذاری در کشور به رشد بیشتر کشور کمک کنند. درضمن ضروری است تا دولت به بررسی این مسئله بپردازد که کدام یک از انواع مختلف سرمایه‌گذاری مؤثرتر بوده و بنابراین لزوم توجه به این بخش ضروری‌تر خواهد بود. افزایش GDP از راه‌های مختلف نیز سبب شده تا درآمد سرانه هر فرد افزایش یافته و به نوبه خود سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد.

بنابراین، با توجه به نتایج به دست آمده از این پژوهش می‌بایست دولت به بررسی تأثیر هر یک از بخش‌های سرمایه‌گذاری بر تولید ناخالص داخلی بپردازد و میزان اثرگذاری هریک از آنها را بر GDP تعیین نموده و همچنین میزان اثرگذاری GDP بر این دو بخش اصلی سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را مشخص نموده تا بتواند در جهت سیاست مناسب گام بردارد.

منابع

- آرمن، سیدعزیز و روح‌الله زارع (۱۳۸۴)، "بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۱-۱۳۴۶)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۴، صص ۱۴۳-۱۱۷.
- الماسی، مجتبی و اصغر سپهران قره‌بابا (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی بارشداقتصاد در ایران طی دوره (۱۳۸۴-۱۳۵۰)"، *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شماره ۵۳، صص ۱۸۶-۱۵۷.
- بابازاده، محمد، قدیمی، خلیل و دیگران (۱۳۸۸)، "تأثیر سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل بر رشد اقتصادی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، شماره ۵۰، صص ۱۹۹-۱۵۷.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
- جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا و دیگران (۱۳۸۶)، "عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۲، صص ۵۳-۳۱.
- رحمانی، تیمور (۱۳۸۳)، *اقتصاد کلان*، چاپ ششم، تهران: برادران.
- زراءزاد و الهه انصاری (۱۳۸۷)، "بررسی رابطه علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و هزینه آموزش عالی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۷، صص ۷۱-۵۳.

رابطه علیت سرمایه‌گذاری مسکن و ... ۱۳۳

زیرینی، ابراهیم و نادر مهرگان (۱۳۸۵)، "اثر هزینه ساخت بنا بر قیمت مسکن"، فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، شماره ۴۱، صص، ۲۴-۵.

فراهانیان، محمدجواد (۱۳۸۵)، آسیب شناسی افزایش قیمت در بازار مسکن، مدیریت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار.

فرهادی پور، محمدرضا (۱۳۸۵)، نوسانات اقتصاد کلان و تاثیر آن بر بازار مسکن و گروه‌های کم درآمد، مرکز تحقیقات ساختمان.

نصراللهی، خدیجه، طیبی، سیدکمیل و دیگران (۱۳۸۳)، "بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تاثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوصیح با وقفه‌برداری (ARDL)"، فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، شماره ۴۵، صص ۵۰-۲۹.

نظری، عظیم و داود سوری (۱۳۸۴)، "بررسی حباب قیمتی در بازار مسکن ایران"، فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، شماره ۴۱، صص ۹۱-۶۳.

Anari, A. & J. kolari (2002), "House Price and Inflation", *Real Estate Economics*, Vol. 1, PP. 67-84.

Bisping, T. O. & H. Patron (2008), "Residential Investment and Business Cycle in an Open Economy: A Generalized Impulse Response Approach", *Real Estate Finance Econmic*, Vol. 37, PP. 33-49.

Chen, J. & A. Zhu (2008), "The Relationship Between Housing Investment and Economic Growth in China: A Panel Analysis Using Quarterly Provincial Data", Department of Economics, Working Paper Series.

Clark, P.F. (1978), *Investment in the 1970s: Theory, Performance and Prediction*, Brooking Papers on Economic Activity, Vol. 1.

Coulson, N. E. & M. S. Kim (2000), "Residential Investment, Non- Residential Investment and GDP", *Real Estate Economics*, Vol. 2, PP. 233-247.

Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*.

Green, R. K. (1997), "Follow the leader: How Change in Residential Investment and Non- Residential Investment Predict Change in GDP", *Real Estate Economics*, Vol. 2, PP. 253-270.

Harris, R. & G. Arku (2005), "Housing and Economic Development: The Evolution of an Idea Since 1945", *Habitat International*, Vol. 30, PP. 1007-10017

Jin, Y. & Z. Zeng (2004), "Residential Investment and House Prices in a Multi-Sector Monetary Business Cycle Model", *Journal of House Economics*, Vol. 13, PP. 268-286.

Jorgenson, D.W. (1963), "Capital Theory and Investment Behavior", *The American Economic Review*, Vol. 2, PP. 247-259.

Leung, C. (2004), "Macroeconomics and Housing: a Review of the Literature", *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, PP. 249-267.

Negro, D. H. & C. Otrók (2007), "99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across U.S. States", *Journal of Monetary Economics*, Vol 54, PP. 1962-1985.

Phang, S.Y. (2001), "Housing Policy, Wealth Formation and the Singapore Economy", *Housing Studies*, Vol. 16, PP. 443-459.

Pesaran, M.H., Shin, Y. & R.J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP. 289 – 326.

Rune, W. & W. Mats (2007), "Construction Investments and Economic Growth in Western Europe", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 29, PP. 439-451.

Tobin, J. & W.C. Brainard (1968), "Pitfalls in Financial Model Building", *American Economic Association Paper and Proceeding*, Vol. 2, PP. 99-122.

Toda, H. Y. & T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregression With Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, Vol. 66, PP. 225-250.

Turin, D. A. (1969), *The Construction Industry*, Vienna: UNIDO.