فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال هجدهم، شماره ۵۶، زمستان ۱۳۸۹، صفحات ۱۳۴- ۱۱۳

رابطه علیت سرمایه‌گذاری مسکن وسرمایه‌گذاری غیرمسکن 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، سرمایه‌گذاری است و سرمایه‌گذاری خود به سرمایه‌گذاری مسکن، سرمایه‌گذاری در مستقلات و سرمایه‌گذاری در موجودی انبار تقسیم می‌شود. در تحقیق حاضر سرمایه‌گذاری را به دو بخش سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن تقسیم می‌کنیم 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 می‌کند که با دلیل پذیرفته شود. برای بررسی این موضوع از داده‌های سالانه بانک مرکزی برای دوره (۱۳۸۶- ۱۳۳۸) و دو روش علیتی برای اطمینان بیشتر به نتایج استفاده کرده‌ایم. روش اول با استفاده از آزمون باند ARDL (پسران و دیگران ۲۰۰۱) و روش دوم با استفاده از علیت گرنجری تودا و یاماموتو(۱۹۹۵) بوده است. نتایج حاصل از هردو روش بیان می‌کنند که یک رابطه علیت دو طرفه بین سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن با GDP وجود دارد. بنابراین، روند مثبت سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران می‌تواند رشد اقتصادی کشور رااز طریق افزایش GDP موجب شود و همچنین افزایش تولید ناخاص داخلی کشور، رشد سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را درپی خواهد داشت.

طبقه‌بندی JEL: *E20 , E22 , F43.*
واژه‌های کلیدی: *سرمایه‌گذاری مسکن، سرمایه‌گذاری غیرمسکن، GDP، آزمون علیت گرنجری.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۴/۲۶** **تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۸/۲**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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 سرمایه‌گذاری است، سرمایه‌گذاری و عوامل موثر برآن مورد توجه ویژه قرار داراند.

از آن جا که شناخت چگونگی علل تاثیرگذاری متغیرها بر یکدیگر می‌تواند در اجرای سیاست‌های اقتصادی نقش بسزایی داشته باشد، بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصادی به بررسی رابطه علت و معلولی بین متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند.

همان‌طورکه می‌دانیم رشد اقتصادی در ایران به شدت نوسان داشته و این موضوع می‌تواند ناشی از تغییرات رشد سرمایه‌گذاری طی این سال‌ها باشد. لذا قصد داریم تا به بررسی رابطه علت و معلولی رشد اقتصادی با انواع سرمایه‌گذاری در ایران بپردازیم.

تامین مسکن نیز یکی از موضوع‌های اصلی در رفاه افراد یک جامعه است که دولت توجه ویژه‌ای به این بخش دارد به طوری‌که تامین مسکن افراد کم درآمد نقش بارزی در تامین عدالت در جامعه ایفا می‌کند. بنابراین، نوسان‌های GDP می‌تواند بر سرمایه‌گذاری مسکن یا حتی سرمایه‌گذاری درسایر بخش‌های اقتصادی تاثیر بگذارد.

آمار و ارقام نیز گویای این واقعیت است که در سه دهه اخیر همواره بین ۲۰ تا ۴۰ درصد از کل سرمایه‌گذاری‌های کشور در این بخش انجام شده است. این مهم نشان‌دهنده اهمیت بسیار زیاد مسکن در رشد تولید و اشتغال و شاخص‌های اقتصادی است. لذا نوسان‌های مسکن می‌تواند کل اقتصاد را تحت تاثیر قرار دهد (زرینی و مهرگان، ۱۳۸۵).

در این مقاله پس از مروری بر مبانی نظری و بازار مسکن درایران و اهمیت سرمایه‌گذاری در این بخش و مطالعات انجام شده در این زمینه سعی برآن است که یک رابطه علت ومعلولی بین انواع مختلف سرمایه‌گذاری با تولید ناخالص داخلی با استفاده از روش‌های مختلف علیتی مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین، تلاش می‌شودکه به سوالات زیر پاسخ داده شودکه:

- آیا بین متغیر سرمایه‌گذاری دربخش مسکن و تولید ناخالص داخلی رابطه علت ومعلولی وجود دارد؟ و آیا این رابطه دو طرفه است؟
- آیا بین متغیر سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی به غیر از مسکن با تولید ناخالص داخلی رابطه علت و معلولی خواهیم داشت؟ آیا این رابطه دو طرفه است؟

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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.

درکشورهای درحال توسعه بین رشد فعالیت‌های ساختمانی و رشد اقتصادی ارتباطی وجود دارد، به طوری‌که درصورت کاهش فعالیت ساختمانی، این کاهش برسایر بخش‌های اقتصادی موثر خواهد بود. به عنوان شاهدی بر این مدعی می‌توان به رشد اقتصادی ۷/۶ و ۶/۸ درصدی کشور در سال‌های ۱۳۸۱ و۱۳۸۲ اشاره نمود که در این سال‌ها شاهد رونق فعالیت‌های ساختمانی بوده است. اما در سال ۱۳۸۳، نرخ رشد اقتصادی به ۴/۸درصدکاهش یافت که یکی از دلایل عمده آن، رکود فراگیر بخش مسکن بوده است (نصراللهی و دیگران، ۱۳۸۳).

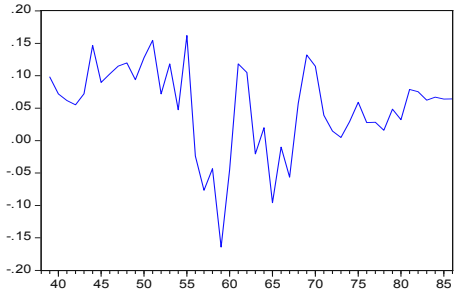
سرمایه‌گذاری بخش‌خصوصی به قیمت جاری در چند سال اخیر از روند خوبی برخوردار بوده است و از حدود ۷۴۰۰۰ میلیارد ریال درسال ۱۳۸۳ به حدود ۳۰۰۰۰۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است. آنچه قابل توجه است، نرخ کاهنده رشد سرمایه‌گذاری طی سال ۱۳۸۷ است.این موضوع می‌تواند حاکی از آغاز دوره رکود باشد.طی سال‌های 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 درکل کشور شد (فراهانیان، ۱۳۸۵).

در نمودارهای زیر رشد متغیرهای GDP، سرمایه‌گذاری مسکن و سرمایه‌گذاری غیرمسکن به‌ترتیب برای سال‌های (۱۳۸۶ – ۱۳۳۸) با توجه به آمار مربوط به بانک مرکزی نشان داده شده است. همان‌طورکه 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 نمودارGDP درطول این سال‌ها این متغیر نیز کاهش یافته به‌این معناکه رشد اقتصادی کاهش یافته است.

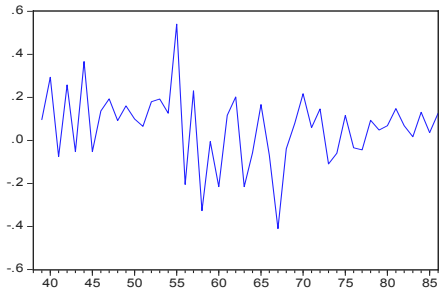
مسکن علاوه بر اینکه دارای ارزش مصرفی است، از منظر یک دارایی نیز آحاد اقتصادی را به حضور در بازار ترغیب می‌کند (فرهادی‌پور، ۱۳۸۵). مسکن در اقتصاد ایران یکی از مهم‌ترین دارایی‌ها محسوب می‌شود به‌طوری‌که با رونق دربازار مسکن افراد منابع مالی خود را به این بازار هدایت می‌کنند. بخش مسکن دارای بیشترین ارتباط با دیگر بخش‌های اقتصاد است و با رکود آن مجموعه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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

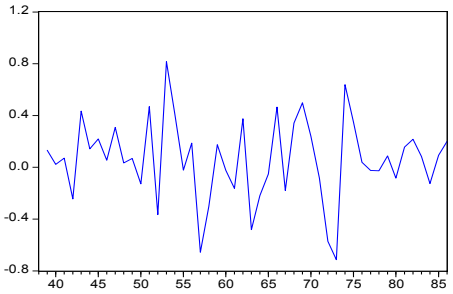


نمودار ۱. رشد GDP طی سال‌های (۱۳۸۶ - ۱۳۳۸)



نمودار۲. رشد سرمایه‌گذاری مسکن طی سال‌های (۱۳۸۶- ۱۳۳۸)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]



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 ازلحاظ نوع و ماهیت کالاهای سرمایه‌ای به سه دسته تقسیم می‌شود:

الف) سرمایه‌گذاری ثابت در لوازم کسب وکارکه 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).

درتحقیق حاضر براساس مطالعات انجام شده دو نوع سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران درنظرگرفتیم 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 پرداخته اند. 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

اجرا بودن یا نبودن آن نتیجه‌گیری شد و سپس امکان مقایسه با سایر طرح‌ها فراهم آمد. وی نشان دادکه هر چه نرخ بهره کاهش یابد، ارزش فعلی هر پروژه سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت.

کینز با استفاده از جریان درآمدها و هزینه‌های یک طرح در طول عمر مفید آن درمورد سودآور بودن طرح و همچنین با درنظرگرفتن نرخ تنزیلی که ارزش فعلی خالص طرح را برابر صفر قرارمی‌دهد به این نتیجه دست یافت که بین سرمایه‌گذاری و نرخ بهره رابطه عکس وجود دارد. در این نظریه همچنین بیان شد زمانی‌که نرخ بازدهی داخلی از نرخ بهره بازار بیشتر باشد، طرح مورد نظر برای سرمایه‌گذاری 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 می‌شد. از نظر کینز هنگامی‌که سرمایه‌گذاری خالص مثبت صورت می‌گیرد می‌توان برای طرح‌های سرمایه‌گذاری که قابل اجرا شدن می‌باشند یک منحنی به نام منحنی کارایی نهایی سرمایه‌گذاری بیان نمود که از نظر او عامل مهم تغییرات سرمایه‌گذاری نیز می‌باشد (رحمانی، ۱۳۸۳).

گروهی دیگر از تحلیل‌ها عمدتاً توجه خود را به رابطه بین سرمایه‌گذاری و تقاضای بازار معطوف کردندکه از آنها به عنوان نظریه شتاب سرمایه‌گذاری نام می‌برندکه خود نیز به دو گروه ساده و انعطاف‌پذیر تقسیم می‌شوند.

کلارک (۱۹۱۷) به بیان نظریه شتاب ساده می‌پردازد. 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 $Kt= kY_t$ بیان نمود که k همان ضریب ثابت است. به‌این معناکه موجودی سرمایه بنگاه‌های تولیدی همواره برابر است با ضریب ثابت در سطح تقاضای بازار. سپس بیان نمود که سرمایه‌گذاری خالص ضریبی از تغییرات تقاضای کل بازار است به این معناکه سرمایه‌گذاری تابعی از تغییرات تقاضای کل است. نتایج تابع سرمایه‌گذاری کلارک نشان می‌دادکه افزایش تقاضای کل سبب افزایش شدیدی در سرمایه‌گذاری خالص و سرمایه‌گذاری کل می‌شود. در نظریه شتاب انعطاف‌پذیر فرض ضریب ثابت همچنان برقرار بوده و بیان می‌کندکه برخلاف نظریه شتاب ساده موجودی سرمایه به سرعت به سطح مطلوب آن نرسیده و بنابراین، تغییرات تقاضای کل سبب تغییر شدید در سرمایه‌گذاری نمی‌شود. به عبارت دیگر، در این نظریه سرمایه‌گذاری خالص تابعی مستقیم از سطح تقاضای کل است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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.

توبین (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 دهدو چنانچه بزرگتر از یک باشد بنگاه سرمایه‌گذاری خود را جهت خرید ماشین‌آلات افزایش می‌دهد.

درکل این نظریه‌ها بیان می‌کردندکه سرمایه‌گذاری عمدتاً تابع دو دسته عوامل است. یکی سطح کل تقاضای بازار و دوم هزینه تأمین مالی سرمایه. برای سرمایه‌گذاری برنامه‌ریزی شده در موجودی انبارو 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 درساختمان می‌شود و افزایش سطح درآمد سبب افزایش تقاضای مسکن و افزایش سرمایه گذاری 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 نیروی‌کار تاثیر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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 درسرمایه‌گذاری 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 می‌دهندکه هیچ تضمینی در مورد رابطه علیت بین متغیرهای سری زمانی وجود ندارد (چن و زهیو، ۲۰۰۸).

۴. پیشینه تحقیق

بیسپینگ 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 دادندکه شوک‌ها برای سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به سرمایه‌گذاری غیرمسکن در یک اقتصاد بسته بدون ورود خالص صادرات اثر بزرگتری بر GDP داردکه 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 شوک های محلی بکار بردند. آنها متوجه شدندکه 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 نظرگرفتن GDP با استفاده از روش خودتوضیح برداری (VAR) پرداختند. آنها نشان دادندکه شوک‌های سرمایه‌گذاری مسکن برای مشخص‌کردن 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

GDP می‌پردازد. وی نشان دادکه سرمایه‌گذاری مسکن بر GDP تأثیر می‌گذارد، اما از GDP تاثیرپذیر 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 یافتندکه سیاست‌های پولی و نرخ‌های بهره نقش خاصی در مشخص کردن قیمت مسکن ایفا می‌کنند. آنها نشان دادندکه 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 دادندکه قیمت‌های مسکن و کالاها و خدمات غیرمسکن هم انباشته‌اند.

نظری و سوری، حباب قیمتی بازار مسکن ایران را برای سال‌های (۱۳۸۴-۱۳۷۱) 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 (۱۳۸۴-۱۳۵۰) پرداختند. آنها با استفاده از رابطه علیت گرنجری استاندارد 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 ونقل بر رشد اقتصادی در ایران" به بررسی رابطه این دو متغیر برای دوره زمانی (۱۳۸۴-۱۳۳۸) پرداختند. آنها با توجه به رهیافت هم‌انباشتگی انگل گرنجر به این نتیجه دست یافتندکه سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل ونقل 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 دادندکه متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند. در مطالعه آنها از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

سهام، 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 دادندکه تقاضای سوداگرانه مسکن با نرخ بازگشت سرمایه که دراین تحقیق از نرخ سود سپرده‌های بانکی استفاده کردند دارای همبستگی شدید است. همچنین نشان دادندکه با افزایش درآمدهای نفتی انتظار می‌رود که بخش مسکن دچار رونق گردیده و قیمت درآن افزایش یابد. همچنین نشان دادندکه رابطه منفی میان نرخ سود تسهیلات بانکی و قیمت مسکن وجود دارد.

زرینی 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 دادندکه هزینه ساخت بنا در بلندمدت مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن است و بین قیمت مسکن و موجودی مسکن رابطه معکوس وجود دارد.

۵. روش ARDL (آزمون باند)[1]

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

$$\Delta X_t \quad (۱) \quad + \sum_{i=1}^{k} b_{i1}\Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i1}\Delta Y_{t-i} + \sigma_1 X_{t-1} + \sigma_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۱)$$

که درآن، Δ عملگر تفاضل، X متغیر وابسته، Y بردار متغیرهای مستقل، ε_1 جمله اخلال، t نشانگر زمان و k تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابط آکاییک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC)، حنان - کویین (HQC) یا $\bar{R}^2$ تعیین می‌شود. ضرایب a_1، b_{i1}، c_{i1}، σ_1 و σ_2 پارامترهای قابل برآورد هستند. معادله‌ای‌که Y_t متغیر وابسته است نیز به صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta Y_t = a_2 \sum_{i=1}^{k} b_{i2}\Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i2}\Delta Y_{t-i} + \omega_1 X_{t-1} + \omega Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \qquad (۲)$$

1. ARDL Bounds Testing

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

که در آن، Y متغیر وابسته X بردار متغیرهای مستقل و ε_2 جمله اخلال است. ضرایب a_2، bi_2، ci_2، ω_1وω_2 پارامترهای قابل برآوردهستند. دیگر نمادها از همان تعاریف بکار رفته در رابطه قبل برخوردارند.

در رابطه (۱) که متغیر X_t متغیر وابسته است، فرضیه صفر مبنی برعدم 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. دراین حالت می‌توان استنباط کرد که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه ازمتغیر X_t به متغیر Y_t وجود دارد. اگر آماره F محاسبه شده کمتراز 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 قرارگیرد، 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 درسال ۱۹۹۵ یک روش ساده به‌صورت تخمین یک مدل توضیح خود رگرسیون‌برداری (VAR)[1] تعدیل یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال می‌کنندکه این روش حتی درشرایط وجود یک رابطه همجمعی 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 خودتوضیح برداری را با تعداد وقفه‌های ($k+d_{max}$) تشکیل داد. البته، فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهدبودکه ($k \geq d_{max}$) باشد. پس اگر مدل دو متغیره زیر را درنظربگیریم و فرض‌کنیم که $k+d_{max}= 2$ باشد، خواهیم داشت:

1. Vector Autoregresive

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اخلال و از نوع اغتشاش سفید است.

بـه عنـوان مثـال، بـرای آزمـون ایـن فرضـیه کـه X_2 علـت گرنجـر X_1 نیـست، محـدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره آزمون مورد استفاده آماره والـد (Wald) اسـت کـه دارای توزیع X^2 مجانبی با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. آماره آزمـون مـورد اسـتفاده صرف‌نظر از اینکه متغیرهای x_{1t} و x_{2t} پایا از هر درجه‌ای، غیرهمجمع یا همجمع از هر درجـه‌ای باشـند معتبر خواهد بود. مزیت این روش این است که مـارا از لـزوم اطـلاع داشـتن از ویژگـی‌هـای همجمعـی سیستم بی‌نیاز می‌کند و تنها اطلاع از رتبه مدل خودتوضـیح بـرداری و درجـه پایـایی مـاکزیمم متغیرهـا برای انجام این آزمون کفایت می‌کند (آرمن و زارع، ۱۳۸۴).

درادامه بحث به برآورد مـدل بـا اسـتفاده از از دو روش علیتـی ARDL و تـودا یامـاموتو خـواهیم 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 معناکه 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 یاماموتو مقایسه می‌کنیم. آزمون علیت گرنجری در معادله زیر داده شده است:

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

و آزمون فرض به صورت زیر است:

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

برای فهمیدن اینکه GDP با سرمایه‌گذاری مسکن و سـرمایه‌گـذاری غیرمـسکن رابطـه بلندمـدت دارند رگرسیون را تشکیل می‌دهیم. مدلی که در اینجا مورد بررسی قـرار مـی‌گیـرد یـک مـدل تجربـی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

است که توسط گرین در سال ۱۹۷۷ برآورد شده است. چن و زهیو (۲۰۰۸) نیز همین مدل را برای اقتصاد چین بکار بردند و به نتایج متفاوتی با نتایج گرین دست یافتند. همان‌طورکه 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:

$$Investment_{jt} = \alpha + \beta_j * GDP_t + u_{jt} \qquad (۶)$$

$j=1,2,\ldots$ بیانگر سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن و u_{jt} بیانگر اجزای اخلال 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 سال۱۳۷۶ بهره بردیم. طبق تعریف بانک مرکزی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ماشین‌آلات عبارت است از هزینه خریداری ماشین‌آلات و لوازم کسب وکار منهای خالص فروش ماشین‌آلات و لوازم کسب وکار دست دوم و قراضه توسط بخش خصوصی و دولتی در طول یک دوره حسابداری و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص درساختمان 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، بااستفاده 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 می‌دهدکه تمام متغیرها در سطح ۵ درصد نامانا هستند وبا 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 قرارگرفته‌اند. نتایج حاصل ازآزمون ADF در جدول (۱) نشان داده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد

$$\text{ADF: } \Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta Y_{t-i}$$

متغیردر اولین تفاضل			متغیر درسطح		
وقفه	ADF(Prob)	متغیر	وقفه	ADF(Prob)	متغیر
۰	./۰۱	GDP	۱	./۹۹	GDP
۰	./۰۰	RI	۰	./۸۵	RI
۰	./۰۰	NRI	۰	./۶۷	NRI

*سطح معنادری ۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

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

۸-۱. نتایج آزمون باند

همان‌طورکه‌گفته 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 مقدارF باند قرار گیرد.

در این زیربخش، وجودرابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی با سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن رابا 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 درمدل نیست (زراء نژاد و انصاری، ۱۳۸۷). برای این منظور معادلاتی به‌صورت زیر که درآن 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:

$$\Delta RI_t = a_1 + \sum_{i=1}^{k} b_{i1} \Delta RI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i1} \Delta GDP_{t-i} + \sigma_1 RI_{t-1} + \sigma_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۷)$$

$$\Delta GDP_t = a_2 + \sum_{i=1}^{k} b_{i2} \Delta RI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i2} \Delta GDP_{t-i} + \omega_1 RI_{t-1} + \omega_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad (۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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

$$\Delta NRI_t = a_1 + \sum_{i=1}^{k} b_{i1}\Delta NRI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i1}\Delta GDP_{t-i} + \sigma_1 NRI_{t-1} + \sigma_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (۹)$$

$$\Delta GDP_t = a_2 + \sum_{i=1}^{k} b_{i2}\Delta NRI_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{i2}\Delta GDP_{t-i} + \omega_1 NRI_{t-1} + \omega_2 GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (۱۰)$$

که در مدل‌های ۷ تا ۱۰، ε_1 نشان‌دهنده جمله اخلال و ضرایب ω , σ, c, b, a 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 درجدول (۲) نشان داده شده است.

نتایج این جدول نشان می‌دهد درحالتی‌که متغیر وابسته RI و یا متغیر وابستهGDP 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 بدست‌آمده از کران پایین مقادیر بحرانی‌پایین‌تر بود، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود یک رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شد.

باتوجه به نتایج به دست‌آمده از جدول (۲) و معنادار بودن دو رابطه با متغیرهای وابسته RI وGDP یعنی زمانی‌که 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 به‌این 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.

جدول۲. 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

جدول (۳) نشان می‌دهدکه در سطح ۹۵ درصد زمانی‌که متغیر وابسته سرمایه‌گذاری غیرمسکن و متغیر توضیحی تولید ناخالص داخلی است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت ازGDP 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 متغیردامی برای سال‌های انقلاب می‌پردازیم. برای معرفی این متغیر قبل از انقلاب را صفرگذاشته و بعد از آن را یک قرار می‌دهیم. نتایج نشان می‌دهندکه در سطح معناداری ۹۰ درصد فرضیه صفرمبنی 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.

جدول۳. 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 معنادری۵ درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول۴. 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 معناداری۱۰ 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 به‌صورت زیر است، در این حالت نیز دو مدل را باید درنظرگرفت، 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.

$$DGDP_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i DGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i DRI_{t-i} + u_t \qquad (۱۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

که اگر برای $i=1,2,3,\ldots,k$ ضرایب β_i ها برابر با صفرباشند، سرمایه‌گذاری مسکن (RI) علیت گرنجری GDP نیست.

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

$$DRI = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i DRI_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i DGDP_{t-i} + u_t \qquad (۱۲)$$

همچنین می‌توانیم مدل VAR برای آزمون فرضیه صفر مبنی براینکه 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:

$$DGDP_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i DGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i DNRI_{t-i} + u_t \qquad (۱۳)$$

$$DNRI = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i DNRI_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i DGDP_{t-i} + u_t \qquad (۱۴)$$

دراین 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 و۱۴ 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 بودکه 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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 نیزحاکی از یک رابطه علیت دوطرفه بین متغیرهاست.

جدول۶. 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 معناداری۵ 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 است‌که نوعی رابطه علت و معلولی بین GDP و سرمایه‌گذاری مسکن و غیرمسکن وجود دارد.

همان طورکه 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 داردکه 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 تولیدناخالص داخلی کشور نیز سرمایه‌گذاری دربخش‌های مختلف اقتصادی را تحت‌تاثیر قرار خواهد داد.

۹. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

به طورکلی در این مقاله به بررسی رابطه علیت سرمایه‌گذاری مسکن با تولیدناخالص 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

غیرمسکن با استفاده از دو روش آزمون باند ARDL و روشی که توسط تودا و یاماموتو پیشنهادگردیده 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 درحالی‌که برای اطمینان از این امر می‌بایست این فروض بررسی گردد و با دلیل پذیرفته شود با توجه به اینکه گرین نشان دادکه سرمایه‌گذاری مسکن بر GDP تاثیر می‌گذارد، اما از آن تاثیرپذیر نیست. همچنین همان‌طورکه 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 برعدم 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) مشاهدگردید، رابطه علیت از سمت GDP به NRI برقرار بوده اما عکس این رابطه و جود 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.

به‌طورکلی یافته‌های این پژوهش نشان دادندکه سرمایه‌گذاری مسکن و GDP و سرمایه‌گذاری غیرمسکن و GDP بریکدیگر تاثیرگذارند. بنابراین، در ایران رابطه علت و معلولی میان سرمایه‌گذاری مسکن و تولیدناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری غیرمسکن و تولیدناخالص داخلی وجود دارد. این نتایج توسط روش ARDL و تودا و یاماموتو مورد تایید قرارگرفته 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 خواهدشد.

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

همان طورکه 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 می‌گرددکه راه‌های افزایش سرمایه‌گذاری در ایران مورد برسی قرارگیرد 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 بیشترکشورکمک 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 تاثیر قرار دهد.

بنابراین، با توجه به نتایج به دست آمده از این پژوهش می‌بایست دولت به بررسی تأثیر هر یک از بخش‌های سرمایه‌گذاری بر تولیدناخالص داخلی بپردازد و میزان اثرگذاری هریک از آنها را بر GDP تعیین نموده و همچنین میزان اثرگذاری GDP براین 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 اصغرسپهبان قره‌بابا (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه سرمایه‌گذاری درنیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی بارشداقتصاد درایران طی دوره (۱۳۸۴-۱۳۵۰)"، *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شماره۵۳، 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*، شماره۵۰، صص ۱۹۹-۱۵۷.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

جعفری‌صمیمی، احمد، علمی، زهرا و دیگران (۱۳۸۶)، "عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن درایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۲، صص ۵۳-۳۱.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۳)، *اقتصاد کلان*، چاپ ششم، تهران: برادران.

زراءنژاد و الهه انصاری (۱۳۸۷)، "بررسی رابطه علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و هزینه آموزش عالی درایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۷، صص ۷۱-۵۳.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

زرینی، 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.

فرهادی‌پور، محمدرضا (۱۳۸۵)، *نوسانات اقتصاد کلان و تاثیر آن بربازار مسکن و گروه‌های کم درآمد*، مرکز تحقیقات ساختمان.

نصراللهی، خدیجه، طیبی، سیدکمیل و دیگران (۱۳۸۳)، "بررسی چگو نگی عملکرد بیماری هلندی و تاثیر نرخ تسهیلات بانکی برقیمت 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"، *فصنامه علمی اقتصاد مسکن*، شماره۴۱، 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), "Residentail 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. Otrok (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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]

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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-22]