فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال پانزدهم، شمارهٔ ۵۱، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۹۵_ ۱۲۰

تأثیر تجارت خارجی در سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد ایران

حمید قدیری [*] **حسین شریفی رنانی** [†]
سعید دائی کریم‌زاده [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۲۲

چکیده

با توجه به اهمیت روزافزون تجارت بین‌الملل و وابستگی اقتصادها به یکدیگر و همچنین به‌دلیل اهمیت بخش مسکن در بهبود شاخص رشد و توسعه اقتصادی، این مطالعه به بررسی تأثیر تجارت خارجی در سرمایه‌گذاری مسکونی در قالب دو الگوی اقتصاد باز و بسته در اقتصاد ایران می‌پردازد. برای بررسی این آثار از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) در دورهٔ زمانی ۱۳۶۸:۱-۱۳۹۷:۱ استفاده شده است. در این مطالعه مخارج سرمایه‌گذاری دولت در بخش مسکن به‌عنوان متغیر سیاست مالی درنظرگرفته شده است و با واردکردن متغیر تجارت خارجی به مدل، تأثیر سرمایه گذاری دولت در بخش مسکن کم اما مثبت می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که تجارت نقشی بسزا در میزان اثرگذاری متغیرهای مختلف در سرمایه‌گذاری مسکونی دارد، به‌طوری‌که باعث افزایش آثار سیاست پولی در این متغیر شده و از درجهٔ اهمیت سیاست مالی کاسته است. همچنین نتایج حاکی از ارتباط معکوس و معنادار بین نوسانات نرخ ارز با سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران است. در مورد تأثیر درآمدهای نفتی در سرمایه‌گذاری مسکونی، نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت قیمت نفت اثری معنادار در سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران دارد.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری مسکونی، درآمدهای نفتی، تجارت خارجی، سیاست پولی و مالی.
طبقه‌بندی JEL: E62 ، F30، G21

[*] دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)؛ hamid.ghadiri1356@gmail.com
[†] دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، (نویسندهٔ مسئول)؛ h.sharifi@khuisf.ac.ir
[‡] دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان) ؛ karimzadeh@khuisf.ac.ir

۱ مقدمه

بخش مسکن پرتحرک‌ترین و پویاترین بخش اقتصاد ایران در چند دهه اخیر بوده است. زمانی که تکانه‌ای در بازار مسکن رخ می‌دهد، آثار تکانه‌ها به بخش‌های مرتبط و در نهایت به کل اقتصاد ملی و حتی بین‌المللی به‌وضوح قابل‌مشاهده است. ازاین‌جهت که مسکن کالایی ناهمگن و بادوام است، سرمایه‌گذاری مسکونی متفاوت از سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی است و سرمایه‌گذاری مسکونی نسبت‌به سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌ها، ادوار تجاری متفاوت از خود نشان می‌دهد (پریور و حسنی، ۱۳۹۶). در دو دههٔ اخیر، بین ۳۰ تا ۴۰ درصد از کل سرمایه‌گذاری کشور در بخش مسکن انجام شده است و همواره بیش از ۲۰ درصد از تولید ناخالص ملی به این بخش اختصاص داشته است، به همین جهت، سیاست‌گذاری صحیح در این بخش تأثیری بسزا در رشد و توسعهٔ اقتصادی کشور دارد و به‌طور خاص تحریک اشتغال، سرمایه‌گذاری، تعادل تراز پرداخت‌ها، و کنترل تورم را به ارمغان می‌آورد (قادری و بهنام، ۱۳۹۵).

در اقتصاد ایران، بخش مسکن از اهمیت بالاتری برای اقتصاد کشور، مردم، و دولت نسبت‌به بسیاری از کشورها برخوردار است. در ایران به‌دلیل توسعه‌نیافتگی و عدم کارآمدی بازارهای مالی، بازار مسکن نقش اصلی را در جذب دارایی‌های افراد بر عهده داشته و لذا می‌توان آن را به‌عنوان نمایندهٔ بازار دارایی قلمداد کرد که روابط پسین و پیشین قابل‌توجهی با سایر بخش‌های اقتصادی دارد

از طرفی، به این جهت که مسکن کالایی غیرمنقول است، حین تغییر در تجارت و رابطهٔ مبادله عکس‌العمل متفاوتی نسبت‌به سایر کالاها از خود نشان می‌دهد. براثرِ بیماری هلندی[1] در کوتاه‌مدت مازاد تقاضای به‌وجودآمده برای کالاهای قابل‌مبادله از طریق واردات جبران می‌شود، درحالی‌که این مازاد برای کالاهای غیرقابل‌مبادله مانند زمین و ساختمان منجر به افزایش شدید قیمت این کالاها شده، سودآوری در این بخش افزایش یافته، و نیروی کار و سرمایه به این بخش منتقل می‌شود.

با توجه به وابستگی اقتصادها به یکدیگر و اهمیت روزافزون تجارت بین‌الملل و همچنین با درنظرگرفتن وابستگی بالای اقتصاد ایران به نفت، باید این نکته را در نظر داشت که با افزایش قیمت نفت و به‌دنبال آن استفاده بیشتر از دلارهای نفتی، کالاهای قابل‌مبادله از طریق اهرم‌هایی مانند واردات مهار می‌شود، ولی افزایش قیمت در کالاهای غیرقابل‌مبادله

---

[1] Dutch Disease

نظیر مسکن قابل‌کنترل نیست و شکاف حاصل‌شده در افزایش قیمت مسکن نسبت‌به سایر دارایی‌های رقیب (نظیر ارز و سهام) باعث افزایش بازدهی بازار مسکن نسبت‌به سایر بازارها شده و در نتیجه، بخش مسکن با ورود سرمایه‌های سرگردان با افزایش سودآوری و واسطه‌گری مواجه می‌شود (بتارای[1]، ۲۰۰۹).

بر این اساس، نوسانات قیمت مسکن در مقابل نوسانات قیمت نفت حائز اهمیت است، به‌طوری‌که نتایج حاصل در مطالعات داخلی نظیر خداپرست و تبعه ایزدی (۱۳۹۴) و مطالعهٔ ختایی (۱۳۸۶) نشان داده است که در اقتصاد مبتنی بر نفت ایران در بلندمدت، افزایش درآمدهای نفتی منجر به کاهش نرخ ارز حقیقی شده است و واردات کالاهای منقول را به‌دنبال دارد. از طرفی، اگرچه مسکن به‌عنوان کالای غیرقابل تجارت به‌طور مستقیم تحت تأثیر کاهش نرخ ارز حقیقی قرار نمی‌گیرد، این امکان وجود دارد که با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، پایهٔ پول از محل درآمدهای ارزی تقویت شود و پتانسیل بانک‌ها در پرداخت تسهیلات به بخش مسکن را افزایش دهد؛ لذا، ادوار تجاری مسکن با نوسانات قیمت نفت مرتبط است، چرا که پس از افزایش درآمدهای نفتی، درآمد خانوار افزایش‌یافته و تقاضا برای کالاهای قابل‌مبادله و غیرقابل‌مبادله نظیر مسکن افزایش می‌یابد و ازآنجاکه مسکن کالای غیرقابل مبادله است، مازاد تقاضای آن با واردات قابل‌کنترل نیست و افزایش قیمت مسکن را به‌دنبال دارد که این عامل منجر به جذب دلارهای نفتی و افزایش سرمایه‌گذاری مسکونی می‌شود. در نهایت، می‌توان اذعان داشت که با افزایش قیمت نفت، مسکن نیز با رونق همراه بوده است (پاک‌نیت و همکاران، ۱۳۹۷).

از طرفی، منطبق با مطالعاتی مانند کاغذیان و همکاران (۱۳۹۷)، تأثیر نوسانات نرخ ارز در بخش مسکن را از دو جنبه می‌توان موردتوجه قرار داد. اول اینکه ناپایداری در بازار ارز منجر به انتقال منابع سرمایه‌گذاری به سایر بخش‌ها نظیر مسکن و در نهایت منجر به افزایش قیمت مسکن و افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود. دوم، تغییرات نرخ ارز به‌طور بالقوه قیمت نهاده‌های تولید مسکن را افزایش می‌دهد که موجب افزایش قیمت مسکن می‌شود.

از این جهت که مسکن کالایی غیرمنقول است، حین تغییر در تجارت و رابطهٔ مبادله، عکس‌العمل متفاوتی نسبت‌به سایر کالاها از خود نشان می‌دهد. براثرِ بیماری هلندی[2] در کوتاه‌مدت مازاد تقاضای به‌وجودآمده برای کالاهای قابل‌مبادله از طریق واردات جبران

---

[1] Bhattarai

[2] Dutch Disease

می‌شود، درحالی‌که این مازاد برای کالاهای غیرقابل‌مبادله مانند زمین و ساختمان منجر به افزایش شدید قیمت این کالاها شده، سودآوری در این بخش افزایش یافته، و نیروی کار و سرمایه به این بخش منتقل می‌شود (آی. و همکاران[1]، ۲۰۱۴).

با توجه به وابستگی زیاد اقتصاد ایران به صادرات نفت، نوسانات قیمت نفت و میزان صادرات آن درجهٔ بازبودن اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به‌طوری که زمانی‌که قیمت نفت بسیار پایین است یا تحریم تجاری صورت می‌گیرد، میزان مبادلات تجاری که نفت بخشی مهم از آن را دربرمی‌گیرد، پایین بوده و اقتصاد ایران به‌سمت اقتصاد بسته میل می‌کند (قلی‌زاده و براتی، ۱۳۹۲).

لذا، با توجه به تأثیرگذاری متفاوتی که می‌تواند سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در دو نوع اقتصاد باز و بسته در دوره‌های رونق و رکود در اقتصاد داشته باشد نحوهٔ عملکرد سیاست‌ها نیز متفاوت خواهد بود.

لذا، به‌دلیل اهمیت بخش مسکن در اقتصاد کشور با تخمین دو الگو با استفاده از مطالعهٔ لارسن[2] (۲۰۱۸) در تعیین وقفهٔ بهینه از رویکرد تصحیح خطای برداری[3]، این مطالعه به بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله متغیرهای سیاست پولی و مالی بر سرمایه‌گذاری بخش مسکن در دو اقتصاد باز و اقتصاد بسته می‌پردازد.

دو هدف عمده که در این تحقیق دنبال می‌شود، بررسی آثار سیاست‌های پولی و مالی در سرمایه‌گذاری مسکونی و همچنین بررسی نقش تجارت خارجی در این اثرگذاری است. مهم‌ترین عواملی که منجر به تمایز پژوهش حاضر نسبت‌به سایر مطالعات داخلی و خارجی شده است، این است که در این پژوهش با تخمین دو مدل اقتصاد بسته و باز تلاش در تفکیک آثار افزایش و کاهش قیمت نفت کرده است و دیگر آنکه هم‌زمان سه متغیر اقتصاد باز شامل نرخ ارز، تکانه‌های نفتی، و واردات را در کنار سیاست مالی در اقتصاد ایران بررسی و سعی در تفکیک آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت آن دارد. این پژوهش در ۶ بخش تدوین شده است. پس از مقدمه، در بخش ۲، به بررسی ادبیات نظری پژوهش پرداخته می‌شود. بخش ۳ شامل پیشینهٔ تحقیق است و بخش ۴ به داده‌ها و منابع آماری می‌پردازد. در بخش ۵، برآورد الگو و تحلیل یافته‌ها انجام می‌شود و در بخش ۶، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاست‌گذاری ارائه می‌شود.

---

[1] Aye et al.

[2] Larsen

[3] Vector Error Correction Model, VEC

۲ ادبیات نظری پژوهش

بازار مسکن یا به عبارتی قیمت مسکن به‌دلیل ویژگی‌های خاص آن، از عوامل متعددی تأثیر می‌پذیرد. برخی عوامل بیرونی یا به عبارتی متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر در عرضه و تقاضای مسکن را می‌توان این‌گونه تشریح کرد:

سیاست مالی: مخارج دولت اعم از جاری و عمرانی همواره آثار چشمگیری در سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی داشته است. تأثیر مخارج مالی در سرمایه‌گذاری خصوصی، موجب پیدایش ادبیاتی خاص در اقتصاد، با عنوان اثر برون‌رانی (جانشینی)[1] و اثر درون‌رانی (مکملی)[2]، میان دو بخش خصوصی و دولتی شده است. بر اساس اثر درون‌رانی افزایش مخارج مالی دولت، اثر تشویقی و مثبت در سرمایه‌گذاری خصوصی دارد، به‌طوری‌که با ایجاد پتانسیل‌های جدید موجب سودآورشدن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهد شد و اگر رابطهٔ آن‌ها به‌صورت جانشینی باشد، افزایش مخارج مالی دولت می‌تواند اثر منفی در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته باشد (محمودزاده و همکاران، ۱۳۹۰).

سیاست پولی: سیاست پولی با افزایش یا کاهش نرخ بهره به‌طور مستقیم (از طریق تأثیر در هزینهٔ استفاده از سرمایه و انتظارات تغییر قیمت مسکن در آینده) یا غیرمستقیم (از طریق آثار ثروت ناشی از تغییر قیمت مسکن و تأثیر وام‌های مسکن در تقاضای مسکن) در بازار مسکن مؤثر است و به عبارتی، کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آثار ناشی از افزایش حجم نقدینگی در جامعه به‌عنوان معضل برون‌زا برای بازار مسکن، از یکسو تقاضای مسکن را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر، موجب تورم و افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز می‌شود و لذا قیمت مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد و موجب جذابیت بیشتر بازار مسکن برای سرمایه‌گذاران و ورود بیشتر سرمایه به این بازار می‌شود.

میزان تسهیلات و اعتبارات بانکی: بانک‌ها نقشی مهم در بازار مسکن ایفا می‌کنند. بر اساس مطالعات انجام‌شده نظیر مونت و همکاران[3] (۲۰۱۶) و نعمتی و همکاران (۱۳۹۸) آثار اعتبارات اعطایی در بخش مسکن از دو دیدگاه قابل‌بحث است. یکی دیدگاه مثبت که بر نقش اعتبارات اعطایی و آثار گستردهٔ آن در رشد ارزش‌افزوده در بخش مسکن و فعالیت‌های مرتبط تأکید دارد که منجر به رشد و توسعه در نظام تأمین مالی در بخش مسکن می‌شود و دیگری

---

[1] Crowding out Effect

[2] Crowding In Effect

[3] Monnet

دیدگاه منفی است که توسعهٔ نظام مالی در بخش مسکن منجر به تشدید افزایش قیمت مسکن و پیدایش تکانه‌های ادواری می‌شود.

درآمدهای نفتی: درآمدهای حاصل از فروش و صادرات نفت از یکسو منابع مالی لازم برای سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کنند و از سوی دیگر، منجر به افزایش تقاضا در کل اقتصاد می‌شوند. زروکی و مؤتمنی (۱۳۹۶) و کاغذیان و همکاران (۱۳۹۴) معتقدند سرمایه‌گذاری در بخش مسکن با افزایش قیمت نفت رابطهٔ همسو دارد، به‌طوری‌که با افزایش درآمدهای نفتی و اتخاذ سیاست‌های پولی انبساطی در ایران، قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن افزایش معنادار یافته است.

درجهٔ بازبودن اقتصاد: در مطالعات تجربی برای درنظرگرفتن اقتصاد باز یا به عبارتی ارتباط اقتصادی با سایر کشورها، متغیرهای مختلف به‌کار گرفته شده است. برخی مطالعات مانند رونگ و وانگ[1] (۲۰۱۶) از متغیر صادرات و واردات به‌صورت جداگانه استفاده کرده‌اند و برخی دیگر مانند فورلانتو و گیولودری[2] (۲۰۰۶) متغیر درجهٔ بازبودن اقتصاد را در تحقیق خود به‌کار برده‌اند. اما با توجه به درجهٔ اهمیت نوسانات قیمت نفت و بیماری هلندی در اقتصاد ایران و نقش و تأثیر آن در کالاهای غیرقابل‌مبادله مانند مسکن، در این مطالعه برای درنظرگرفتن اقتصاد باز از متغیر واردات کالا و خدمات که مستقیماً تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت قرار می‌گیرد، استفاده می‌شود.

نرخ ارز: تأثیر نوسانات نرخ ارز در سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ایران به دو دستهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل‌تحلیل است. به‌طوری که در کوتاه‌مدت اثر نوسانات نرخ ارز با افزایش قیمت مسکن رابطهٔ معکوس و در بلندمدت با افزایش قیمت مسکن رابطهٔ مستقیم خواهد داشت (پریور و حسنی، ۱۳۹۶). در این راستا در کوتاه‌مدت با افزایش نرخ ارز، رونق بازار مسکن کاهش می‌یابد و سرمایه‌گذاران منابع سرمایه‌گذاری‌شده در این بخش را به سرمایه‌گذاری در بازار ارز اختصاص می‌دهند و از سودهای کوتاه‌مدت آن بهره می‌برند که این امر سبب کاهش قیمت در این بخش می‌شود؛ اما در بلندمدت با تغییرات نرخ ارز ممکن است به‌طور بالقوه قیمت نهاده‌های تولید مسکن تغییر یابد، به‌طوری‌که با افزایش نرخ ارز نهاده‌های تولید مسکن افزایش قیمت خواهند داشت و منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد (نعمتی و فطرس، ۱۳۹۸).

---

[1] Rong & Wang

[2] Furlanetto & Giuliodori

۳ مطالعات تجربی تحقیق

کیلینس و همکاران[1] (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر تکانه‌های نفتی در سرمایه‌گذاری مسکن در کانادا با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج حاکی از رابطهٔ مثبت و معنادار بین متغیرهای مذکور است و نشان داده است که تکانه‌های نفتی در عرضه و تقاضای مسکن اثرگذار بوده است.

آنتوناکاکیس و همکاران[2] (۲۰۱۶) در تحقیقی با عنوان «هم‌حرکتی‌های پویا بین بازار مسکن و نفت در امریکا» با استفاده از داده‌های فصلی (۲۰۱۵ـ۲۰۰۰) و بهره‌گرفتن از مدل رویکرد خودرگرسیون برداری[3] ساختاری[4] نتیجه می‌گیرند هم‌حرکتی بازده بازار مسکن و بازار نفت مثبت است.

لی[5] (۲۰۱۵) در پژوهشی به تأثیر سیاست‌های مالی دولت و تکانه‌های ارزی در سرمایه‌گذاری مسکونی با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[6] در مالزی پرداختند. نتایج حاکی از کاهش اثر مخارج دولت و تأثیر معکوس نرخ ارز در سرمایه‌گذاری مسکونی است. همچنین نتیجه گرفتند که نقش قیمت مسکن در سازوکار انتقال سیاست پولی در اقتصاد باز به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای افزایش می‌یابد.

گروسی و افشاری (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری بیزین به بررسی تأثیرات تکانه‌های اقتصاد کلان در سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ پرداخته‌اند. در این تحقیق، تکانه‌های پولی، مالی، درآمد نفتی، و نرخ ارز وارد مدل شده است. با توجه به نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی تکانه‌های پولی و تکانهٔ درآمد نفتی، به‌ترتیب بیشترین و کمترین اثر ماندگار را در سرمایه‌گذاری حقیقی در بخش مسکن ایران داشته‌اند. بیشترین نوسان سرمایه‌گذاری به‌ترتیب مربوط به تکانه‌های مالی، پولی، نرخ ارز، و درآمد نفتی بوده است.

نعمتی و فطرس (۱۳۹۸) در تحقیقی با عنوان «شناسایی عوامل مؤثر در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن» با تأکید بر سیاست‌های مالی و پولی به بررسی عوامل مؤثر در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ با استفاده از رویکرد

---

[1] Killins et al.

[2] Antonakakis et al.

[3] Vector Auto regression, VAR

[4] Structural Vector Autoregression Model, SVAR

[5] Le

[6] Autoregressive Distributed Lag, ARDL

متوسط‌گیری مدل بیزینی در ایران پرداختند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که اثرگذاری سیاست‌های پولی در سرمایه‌گذاری مسکونی قوی‌تر از سیاست‌های مالی است.

کاغذیان و همکاران (۱۳۹۷) تأثیر نوسانات نرخ ارز در سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران را طی دورهٔ زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۲ با استفاده از مدل اقتصادسنجی رگرسیون چندگانه تخمین زدند. یافته‌های تحقیق حاکی از ارتباط معکوس و معنادار بین نوسانات نرخ ارز با سرمایه‌گذاری در بخش مسکن است.

قلی‌زاده و براتی (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان «نقش تجارت خارجی در اثرگذاری اجزای GDP در سرمایه‌گذاری مسکونی» به بررسی نقش اجزای تولید ناخالص ملی در سرمایه‌گذاری مسکونی و غیرمسکونی از روش تصحیح خطای برداری و داده‌های فصلی (۱ـ ۱۳۷۰ تا ۴ـ ۱۳۸۶) در دو اقتصاد باز و بسته پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد با ورود خالص صادرات در مدل از میزان اثرگذاری مخارج دولت و مصرف در هردو نوع سرمایه‌گذاری کاسته شده است و اثر سرمایه‌گذاری مسکونی در سرمایه‌گذاری غیرمسکونی زیاد است، ولی عکس آن برقرار نیست.

لذا، تحقیق حاضر هم‌زمان سه متغیر اقتصاد باز شامل نرخ ارز، تکانه‌های نفتی، و واردات را در کنار سیاست مالی در اقتصاد ایران بررسی و سعی در تفکیک آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت آن دارد.

۴ معرفی داده‌ها و منابع آماری

داده‌های آماری مورداستفاده در این تحقیق به‌صورت فصلی طی سال‌های ۱:۱۳۶۸ـ ۱:۱۳۹۷ مربوط به ایران موردبررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای توضیحی در این تحقیق شامل مخارج سرمایه‌گذاری دولت در بخش ساختمان، تسهیلات اعطایی در بخش مسکن، درآمدهای نفتی، نرخ ارز، و واردات از منبع آماری حساب‌های ملی ایران تهیه‌شده توسط بانک مرکزی گردآوری شده است. همچنین سرمایه‌گذاری مسکونی بخش خصوصی و قیمت ۱ مترمربع زمین نیز از اطلاعات قیمت وزارت مسکن اقتباس شده است. برای فصلی‌کردن متغیرها از روش دنتون[1] استفاده شده است. توضیح به‌کارگیری این متغیرها به شرح ذیل است:

مخارج دولت (G): مطالعات انجام‌شده توسط آنتیپا و شالک[2] (۲۰۰۹)، قلی‌زاده و براتی (۱۳۹۲)، و سایر مطالعات در این زمینه از متغیر مالیات و مخارج دولت به‌عنوان متغیر

---

[1] تکنیک مذکور مبتنی بر روش‌های حداقل‌کردن مجموع مربعات است که در سال ۱۹۷۱ توسط دنتون به‌منظور محک‌زنی یک سری زمانی از داده‌ها معرفی شد.

[2] Antipa & Schalck

سیاست مالی استفاده کرده‌اند. با توجه به اینکه مالیات در ایران، به‌ویژه مالیات بر ثروت، نقش کمی بر مخارج سرمایه‌گذاری دارد، از مخارج دولت در بخش ساختمان برای بررسی اثر سیاست مالی استفاده می‌شود.

حجم پول (M): برای بررسی نقش سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری مسکونی از متغیر نقدینگی در مدل استفاده شده است. اگرچه تغییر عرضهٔ پول از طریق تغییر در نرخ بهره و تورم در دیگر متغیرها اثر می‌گذارد و در اغلب مطالعات انجام‌شده در این زمینه، نرخ بهره جزو متغیرهایی است که وارد مدل شده است، اما با توجه به شرایط تغییر نرخ بهره، با ظهور بانکداری بدون ربا در ایران و نداشتن واکنش آن به وضعیت بازار پول و سرمایه، نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست‌گذاری مدل‌سازی نمی‌شود.

مخارج مصرفی بخش خصوصی: بر اساس تئوری درآمد دائمی، خانوارها سهمی ثابت از درآمد دائمی خود را در هر دوره مصرف می‌کنند و مصرف خانوار نسبتی از درآمد دائمی است، لذا در این مطالعه، از متغیر مصرف خانوار روی کالا و خدمات بی‌دوام (C) به‌عنوان جانشین برای متغیر درآمد دائمی استفاده می‌شود. این متغیر که در مطالعات مختلف نیز مانند مطالعه زروکی و مؤتمنی (۱۳۹۶) استفاده شده است.

تسهیلات و اعتبارات بانکی در بخش مسکن (Cr): میزان تسهیلات در بخش مسکن و دسترسی به آن تأثیر مثبت در سرمایه‌گذاری مسکونی دارد (خلیلی و موسوی، ۱۳۹۱). در ایران به‌دلیل پایین‌بودن نرخ سود بانکی و با توجه به اینکه تابع تقاضای اعتبارات چندان تحت تأثیر تغییرات این نرخ نیست، خود میزان اعتبارات را در مدل وارد می‌کنیم.

درآمدهای نفتی (M): مطابق ادبیات اقتصادی و نظریهٔ بیماری هلندی بر اساس افزایش قیمت نفت و به‌تبع آن افزایش درآمدهای نفتی به‌دلیل افزایش ارزش پول داخلی، قیمت کالاهای قابل تجارت افزایش یافته و این آثار منفی با واردات قابل‌جبران است، درحالی‌که خنثی‌سازی این اثر در کالاهای غیرقابل تجارت ممکن نیست و منجر به افزایش قیمت و در نهایت گرایش به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن می‌شود (آرین و همکاران[1]، ۲۰۱۵).

نرخ ارز واقعی (S): معیاری است که سطح رقابت‌پذیری اقتصادی کشور را در بازارهای جهانی نشان می‌دهد و به‌صورت نسبت قیمت کالاهای قابل تجارت به قیمت کالاهای غیرقابل تجارت تعریف می‌شود و بازتاب‌دهندهٔ وضعیت اقتصادی یک کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورهاست (ییکی[2]، ۲۰۱۷). بر اساس مطالعات انجام‌شده نظیر پاک‌نیت و

---

[1] Arin et al.

[2] Yiqi

همکاران (۱۳۹۷) نرخ ارز در اقتصاد باز به‌دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای داخلی و خارجی، متغیر کلیدی به‌شمار می‌آید که سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی تأثیر زیادی در آن دارند.

۵ روش‌شناسی تحقیق

از مهم‌ترین موضوعات در تجزیه‌وتحلیل آثار سیاست‌های پولی و مالی بر فعالیت‌های اقتصادی مسئلهٔ هم‌زمانی[1] است که تشخیص آثار آن سیاست را بین متغیرهای تحت بررسی با مشکل مواجه می‌کند. رویکرد خودرگرسیون برداری و تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی[2] به همراه تحلیل واکنش ضربه[3] تا حدود زیادی امکان پرداختن به بحث هم‌زمانی را برای محققان فراهم کرده است. کارشناسان و منتقدان الگوهای رویکرد خودرگرسیون برداری همچون کینگ و پلوسر[4] (۱۹۸۴) و برنانکه و بلیندر[5] (۲۰۰۶) انتقاداتی را بر مشکلات تصریح دقیق تکانه‌های سیاست‌های پولی و مالی دال بر عدم تفسیر تئوری‌های اقتصادی ارائه کرده‌اند، چون در عمل اکثر سری‌های زمانی رفتار وابسته به زمان دارند، با بررسی ریشهٔ واحد هریک از متغیرها و ماناشدن آن‌ها و همچنین وجود هم‌جمعی[6] بین متغیرها با درجهٔ همگرایی مشابه، بر اساس الگوی عمومی رویکرد خودرگرسیون برداری، می‌توان الگوی تصحیح خطای برداری عمومی را با rرابطه هم‌جمعی معرفی کرد. تبیین وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی و ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها، در چهارچوب الگوی عمومی تصحیح خطای برداری زیر امکان‌پذیر است:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_t + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \mathrm{B}_0 \mathrm{x}_t + \cdots + \mathrm{B}_q \mathrm{x}_{t-q} + C\mathrm{D}_t + u_t \quad (۱)$$

در این رابطه، α به‌صورت ماتریس k×r ضریب سرعت تعدیل[7] به‌سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. β ماتریس k×r هم‌جمعی است و نشان‌دهندهٔ بخش

---

[1] Simultaneily Issue
[2] Forecast Error Variance Decomposition, FEVD
[3] Impulse Response, IR
[4] King & Plosser
[5] Bernanke & Blinder
[6] Cointegration
[7] Loading Coefficients

بلندمدت الگوست. Γ_j ماتریس k×k ضرایب کوتاه‌مدت و u_t نیز بردار اجزای خطای اختلال خالص با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ را نشان می‌دهد. برای تخمین رابطهٔ فوق اگر ماتریس Γ_0 یکه باشد و هیچ متغیر برون‌زایی نیز وجود نداشته باشد، می‌توان بر اساس مطالعه یوهانسون[1] (۱۹۹۵) یا روش دومرحله‌ای ساده[2] از فرایند تخمین رتبهٔ خلاصه‌شدهٔ یوهانسون[3] استفاده کرد، به این طریق که ابتدا الگوی تصحیح خطای برداری از طریق فرایند یوهانسون (۱۹۹۵) موردتخمین قرار داده می‌شود و درگام بعدی روابط ساختاری بین متغیرها و تکانه‌های اقتصادی، با اعمال قیود هم‌زمانی و بلندمدت بر آثار این تکانه‌ها بررسی می‌شود، ولی اگر ماتریس Γ_0 یکه نباشد، یا متغیر برون‌زا باشد، یا محدودیت‌هایی بر ماتریس Γ_j برقرار باشد، از تخمین دومرحله‌ای[4] استفاده می‌شود. در این روش، مي‌توان علاوه بر ماتریس Γ_j محدودیت‌هایي نیز بر ضرایب سرعت تعدیل کوتاه‌مدت و متغیرهاي از پیش تعیین‌شده برقرار کرد (لوتکپل و کراتزیگ[5]، ۲۰۰۸).[6] انتقادی که اغلب بر الگوی تصحیح خطای برداری قرار می‌گیرد، تمرکز خاص بر تکانه‌های سیاستی به‌جای تکانه‌های غیرسیاستی است. الگوی تصحیح خطای برداری در صورت وجود بردار هم‌جمعی برای تحلیل سیاست پولی و مالی مناسب است. در این رویکرد در بررسی تحلیل توابع عکس‌العمل، تکانه‌های ساختاری به دو جزء تکانه‌های دائمی[7] (با اعمال محدودیت‌های بلندمدت) و تکانه‌های زودگذر[8] (با اعمال محدودیت‌های کوتاه‌مدت) تفکیک می‌شود (مک‌کالوم[9]، ۱۹۹۹).

۵. ۱ تصریح مدل تصحیح خطای برداری

در این پژوهش به‌منظور بررسی دقیق آثار سیاست مالی و پولی در سرمایه‌گذاری مسکونی نیاز به استفاده از مدل تصحیح خطای برداری با تعداد متغیرهای زیادی است، ولی ازآنجاکه

---

[1] Johansen
[2] Simple Two-Step, S2S
[3] Johansen Reduced Rank, RR
[4] Two-stage Estimation
[5] Lütkepohl & Reimers
[6] Lutkepohl & Kratzig
[7] Permanent Shocks
[8] Transitory Shocks
[9] McCallum

افزودن تعداد متغیرها در مدل منجر به کاهش درجهٔ آزادی می‌شود، به‌جهتِ سهولت در تخمین و بالابردن قابلیت اعتماد آن به حداقل متغیرها بسنده می‌شود؛ لذا، با توجه به محدودیت‌های موجود بردار متغیرها به‌شکل زیر معرفی می‌شود:

$$Y_t=(I_h \text{ و } G_h \text{ و } Cr \text{ و } M \text{ و } C \text{ و } S \text{ و } Cr \text{ و } I_{oil} \text{ و } IMP) \qquad (۲)$$

در این رابطه، متغیرهای درون‌زا شامل سرمایه‌گذاری در بخش مسکن (I_h)، سرمایه‌گذاری دولت در بخش ساختمان (G_h)، تسهیلات اعطایی بانک‌ها در بخش مسکن (Cr)، حجم پول (M)، مخارج مصرفی بخش خصوصی (C) و نرخ ارز (S)، درآمدهای نفتی (I_{oil})، و واردات کالا و خدمات (IMP) است.

آثار سیاست‌های پولی و مالی در سرمایه‌گذاری مسکونی از طریق مدل‌سازی روابط بین متغیرهای درون‌زا، یعنی ارتباط بین اخلال‌های u_t و تکانه‌های ساختاری ε_t قابل‌تحلیل خواهند بود. حال با اعمال این قیود بر روابط بین متغیرهای درون‌زا، می‌توان تحلیلی مناسب را ارائه کرد. به‌منظور شناسایی مدل، هریک از پسماندهای شکل خلاصه‌شده (u_t) را از طریق روابط تعادلی مدل‌های اقتصاد کلان به تکانه‌های ساختاری (ε_t) مرتبط می‌سازیم.

برای بررسی تأثیر متغیرهای مختلف در سرمایه‌گذاری مسکونی همانند مطالعه جمله هی و همکاران[1] (۲۰۱۷) از مدل تصحیح خطای برداری و با تخمین دو الگو استفاده می‌شود. در الگوی اول، مدل را برای اقتصاد بسته و بدون واردکردن متغیر واردات، درآمد نفتی، و نرخ ارز تخمین زده و سپس با درنظرگرفتن متغیر واردات در مدل در الگوی دوم نتایج به‌دست‌آمده برای اقتصاد باز با نتایج اقتصاد بسته مقایسه و تحلیل می‌شود.

ویژگی کلیدی این تحقیق در استفاده از توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته[2] است که توسط پسران و شین[3] (۱۹۹۸) ارائه شده است. توابع عکس‌العمل متعارف با تغییر در ترتیب متغیرها تغییر می‌کند و باید ترتیب قرارگیری متغیرها با دقت تعیین شود، درحالی‌که مزیت توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته در آن است که به ترتیبِ قرارگیری متغیرها حساس نیست.

برای استفاده از توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته، لازم است جملات اخلال در مدل به‌صورت نرمال چندمتغیره باشد. برای بررسی تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی در این مطالعه از تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متعارف استفاده می‌شود و در نهایت، مقایسه‌ای میان نتایج به‌دست‌آمده از توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته و تجزیهٔ واریانس متعامد انجام خواهد شد.

---

[1] He et al.

[2] Generalized Impulse Response Functions, GIRF

[3] Pesaran & Shin

۵. ۲ برآورد الگو و تحلیل یافته‌ها

در این بخش، نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین متغیرهای مربوط با استفاده از نرم‌افزار JMulTi4 در قالب رویکرد تصحیح خطای برداری مبتنی بر داده‌های آماری ۱۳۶۸:۱-۱۳۹۷:۱ مربوط به اقتصاد ایران[۱] موردبحث و بررسی قرار می‌گیرد.

در ابتدا، الگوی اول یعنی مدل اقتصاد بسته تخمین زده می‌شود و سپس با واردکردن متغیرهای تجارت (واردات، نرخ ارز، و درآمدهای نفتی) در مدل و برآورد آن، الگوی دوم یعنی مدل اقتصاد باز تخمین زده می‌شود و نتایج به‌دست‌آمده از هر دو مدل با یکدیگر مقایسه می‌شود.

لذا، بعد از اثبات نامانایی متغیرها در سطح به‌وسیلهٔ آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و مانایی آن‌ها در تفاضل مرتبه اول برای بررسی هم‌جمعی بین متغیرها از آزمون یوهانسون (۱۹۹۵) استفاده می‌شود. آزمون هم‌جمعی[۲] بین متغیرها مشخص می‌کند که آیا رابطهٔ تعادلی و بلندمدت بین متغیرهای موردنظر برقرار است. با انجام‌دادن این آزمون و محاسبهٔ آزمون نسبت راست‌نمایی[۳] ونیز مقایسهٔ آن با مقادیر بحرانی جدول در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد، و ۱۰ درصد، هم‌جمعی و رابطهٔ تعادلی بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود. در این آزمون، بر اساس نتایج مندرج در جداول ۱ و ۲ مشاهده می‌شود که در الگوی ۱ در سطح معناداری ۹۹ درصد، یک رابطه و در الگوی ۲ در سطح معناداری ۹۵ درصد نیز یک رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. در تخمین الگوی تصحیح خطای برداری نتایج این آزمون موردنیاز است.

جدول ۱

نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون (الگوی اول – اقتصاد بسته)

فرض صفر	LR	سطح معناداری	۹۰٪	۹۵٪	۹۹٪
R=0	۱۷۹/۴۳	۰/۰۰۰	۷۱/۷۴	۷۶/۸۱	۸۴/۸۱
R<=1	۱۲۱/۲۱	۰/۰۰۰	۵۰/۴۵	۵۳/۸۱	۵۹/۸۱
R<=2	۸۶/۱۶	۰/۰۰۰۳	۳۲/۲۵	۳۵/۱۱	۳۹/۷۸
R<=3	۵۹/۹۵	۰/۰۰۴۶	۱۶/۹۸	۲۱/۱۶	۲۴/۶۳
R<=4	۴۵/۱۲	۰/۰۱۱	۷/۹	۸/۹۴	۱۲/۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

---

[۱] کلیهٔ داده‌ها از ترازنامهٔ سال‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا. اخذ شده است.

[2] Cointegration Test

[3] Likelihood Ratio Testing, LR

ازآنجاکه هدف بررسی تأثیر سایر متغیرها در سرمایه‌گذاری مسکونی است، لذا، عمل نرمال‌کردن بر روی بردار به‌دست‌آمده بر اساس سرمایه‌گذاری مسکونی انجام می‌شود. نتایج این آزمون‌ها برای هر دو الگو در جداول ۲ قابل‌مشاهده است.

جدول ۲

آزمون‌های تشخیصی

در اقتصاد بسته (الگوی ۱)

آزمون	$Q_{۱۶}$		$LM_{۲}$		$LM_{۱}$		$LJB_{۲}$		$MARCH_{LM}(۲)$	
وقفه‌ها	۰	۴	۰	۴	۰	۴	۰	۴	۰	۴
آمارهٔ تخمینی	۵۸۸.۸	۱۸۴/۵	۷۵/۲	۲۰.۲	۲۳/۱	۸/۹	۳۸۹۹۷/۴	۱۳۳۹۲/۶	۳۷۲/۶	۲۶۲.۳
آمارهٔ p	۰/۰۰	۰/۷۸	۰/۰۰	۰/۹۵	۰/۰۰	۰/۹۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۱

در اقتصاد باز (الگوی ۲)

آزمون	$Q_{۱۶}$		$LM_{۲}$		$LM_{۱}$		$LJB_{۲}$		$MARCH_{LM}(۲)$	
وقفه‌ها	۰	۴	۰	۴	۰	۴	۰	۴	۰	۴
آمارهٔ تخمینی	۹۸۴/۷	۴۵۹.۷	۱۱۱.۲	۲۵/۲	۵۱/۳	۲۲/۹	۱۰۴۴۳۷.۷	۴۶۹۱.۲	۱۰۰۹.۴	۸۹۸/۳
آمارهٔ p	۰/۰۰	۰/۳۲	۰/۰۲	۰/۹۹	۰/۰۴	۰/۹۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

فرضیهٔ صفر تنها وقتی رد می‌شود که آمارهٔ p کوچک‌تر از ۰/۱ یا ۰/۰۵ باشد (لوتکپل، ۲۰۰۸، ۴۷).

Q_h: آزمون پورتمن برای تشخیص خودهمبستگی

LM_h: آزمون بریش ـ گادفری برای تشخیص خودهمبستگی

LJB_k: آزمون ژارکو ـ برا برای تشخیص غیرنرمال‌بودن

$MARCH_{LM}(q)$: آزمون ARCH- LM چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی اجزای باقیماندهٔ خطا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۲ حاکی از آن است که آزمون‌های تشخیصی در دو الگو، وقفهٔ ۴ را به‌عنوان وقفهٔ بهینه برای تخمین الگوهای موردنظر مشخص می‌کند که دلالت بر نبود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی اجزاء باقیماندهٔ خطا دارد، ولی الگو با غیرنرمال‌بودن اجزای باقیماندهٔ خطا مواجه است.

بعد از اثبات نامانایی متغیرها در سطح و مانایی آن‌ها در تفاضل مرتبه اول، وجود هم‌جمعی، انجام‌دادن آزمون‌های تشخیصی، و تعیین وقفهٔ بهینه به تخمین ضرایب با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، الگو با

استفاده از فرایند رتبهٔ خلاصه‌شدهٔ یوهانسون در سطح معناداری ۹۹ درصد توسط نرم‌افزار تخمین زده شد؛ لذا، روابط بلندمدت ضمنی در اقتصاد بسته الگوی ۱ عبارت است از[۱]:

$$Iht = \underset{(2.38)}{4.02Ght} + \underset{(4.10)}{0.3Mt} + \underset{(2.57)}{2.06Crt} + \underset{(1.267)}{1.632Ct} \qquad (۳)$$

رابطهٔ ۳ به تابع سرمایه‌گذاری بخش مسکن قابل‌تفسیر است. همان‌گونه که از ضرایب رابطهٔ فوق مشخص است، متغیرهای مخارج دولت در بخش ساختمان، تسهیلات اعطایی بخش مسکن، مصرف خصوصی، و نقدینگی ارتباطی مثبت با سرمایه‌گذاری مسکونی دارند. با افزایش حجم پول، در صورت کم‌بازده‌بودن سایر دارایی‌ها (به‌جز مسکن)، نقدینگی وارد بخش مسکن می‌شود که این امر منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن شده و افزایش در سرمایه‌گذاری بخش مسکن تقاضا برای تسهیلات اعطایی را افزایش می‌دهد که منطبق با نتایج آنتیپا و شالک (۲۰۰۹) و لربس[۲] (۲۰۱۴) است.

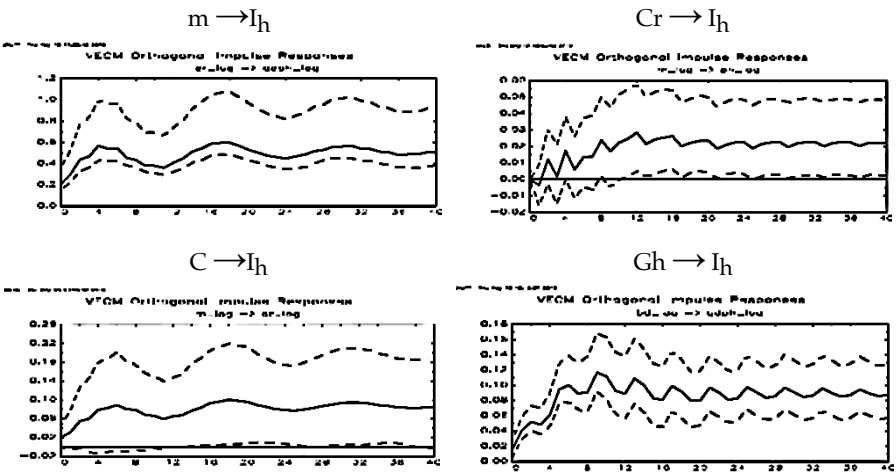
شکل ۱ توابع GIRFs را برای معادلهٔ سرمایه‌گذاری مسکونی در مدل اقتصاد بسته نشان می‌دهد. مصرف، عرضهٔ پول، تسهیلات اعطایی بانک‌ها، و مخارج دولت نیز در بلندمدت اثری مثبت در سرمایه‌گذاری مسکونی داشته‌اند، با این تفاوت که حجم پول و تسهیلات اعطایی بانک‌ها اثری به‌مراتب بیشتر نسبت‌به مخارج سرمایه‌گذاری دولت در بخش ساختمان در سرمایه‌گذاری مسکونی داشته است. بر اساس تحلیل‌های لوتکپل و ریمرز (۱۹۹۲) نتایج شکل ۱ در الگوی اقتصاد بسته نشان می‌دهد که عکس‌العمل حجم پول در کوتاه‌مدت اثر مثبت و غیرمعنادار، میان‌مدت، و بلندمدت اثر مثبت و معنادار در سرمایه‌گذاری بخش مسکن دارد. با افزایش نقدینگی در اقتصاد، درآمدهای انباشته به‌سوی سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های سودآور جذب می‌شوند. زمانی که فعالیت‌های اقتصادی (غیر مسکن) کم‌بازده و پردردسرند، سرمایه‌ها جذب بازار مسکن می‌شود که منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن خواهد شد. این نتیجه مشابه با نتایج راهال (۲۰۱۶)، تکالاکیس[۳] (۲۰۱۴)، آنتیپا و شالک (۲۰۰۹)، وارگاس‌ـ سیلوا (۲۰۰۸) است که نقش متغیرهای پولی را مهم‌تر از متغیرهای مالی بیان کرده‌اند.

---

[۱] اعداد داخل پرانتز آمارهٔ t را نشان می‌دهد.

[2] Lerbs

[3] Tagkalakis



شکل ۱. تحلیل توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته معادلهٔ سرمایه‌گذاری در الگوی اول اقتصاد بسته
منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متعامد ضروری است تا ترتیب قرارگیری متغیرها مشخص شود. سازوکار تجزیهٔ واریانس به این صورت است که واریانس خطای پیش‌بینی هر متغیر را به تکانه‌های منحصربه‌فردی اختصاص می‌دهد و سهم تغییرات مختلف در واریانس‌ها را از طریق تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعیین می‌کند. تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متداول‌ترین ابزار برای تفسیر مدل‌های رویکرد خودرگرسیون برداری است. در الگوی ۱ در اقتصاد بسته به‌منظور ارزیابی اهمیت نسبی تکانه‌های پولی وارد بر سرمایه‌گذاری مسکونی، تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی سرمایه‌گذاری مسکونی در فصول مختلف طبق جدول ۳ موردبررسی قرار می‌گیرد. با بررسی همبستگی هم‌زمان بین متغیرها ترتیب قرارگیری متغیرها به‌دست می‌آید که ابتدا مصرف و در انتها حجم پول قرار دارد. جدول ۳ نتایج تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی برای معادله سرمایه‌گذاری در اقتصاد بسته را نشان می‌دهد.

جدول ۳

تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی معادلهٔ سرمایه‌گذاری در اقتصاد بسته (الگوی ۱)

دوره	LG_h	LCr	LM	LI_h	LC
۱	۱/۷۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۹۲/۰۰	۰/۰۰
۴	۰/۹۱	۰/۱۱	۰/۱۹	۹۶/۰۱	۵/۰۱
۸	۲/۰۱	۰/۱۶	۰/۴۵	۰/۰۱	۸/۲۱
۱۲	۳/۲۲	۱۰/۱۹	۱۰/۰۷	۶۸/۰۲	۱۲/۰۲
۲۴	۲/۹۹	۱۳/۷۸	۱۳/۰۸	۷۱/۰۳	۱۲/۰۳
۴۰	۳/۰۷	۱۴/۲۷	۱۴/۷۸	۷۱/۴۵	۱۲/۰۳

*ترتیب قرارگیری متغیرها C⟶GRI ⟶ Cr⟶RI⟶M2

منبع: یافته‌های پژوهش

ارقام مندرج در جدول ۳ بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاری مسکونی حدود ۷۲ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی خود را توضیح می‌دهد. مصرف، عرضهٔ پول، و تسهیلات اعطایی مسکن به‌ترتیب بیش از ۱۲، ۱۴، و ۱۴ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی معادلهٔ سرمایه‌گذاری مسکونی را توضیح می‌دهند. مخارج سرمایه‌گذاری دولت در بخش ساختمان بخش کمی از واریانس سرمایه‌گذاری مسکونی را توضیح داده و به‌تبعِ آن تأثیر کمی در نوسان‌های ایجادشده در سرمایه‌گذاری مسکونی دارد. این نتیجه با نتیجهٔ راهال (۲۰۱۶) و لربس (۲۰۱۴) مشابه است، به‌گونه‌ای که سیاست پولی اثری به‌مراتب بیشتر از سیاست مالی در سرمایه‌گذاری مسکونی دارد.

برای برآورد و بررسی مدل اقتصاد باز در الگوی دوم مشابه مطالعهٔ ماسیمو (۲۰۰۶)، متغیرهای مربوط را وارد مدل می‌کنیم و مدل موردنظر را برای اقتصاد باز تخمین می‌زنیم. قبل از تخمین مدل، لازم است تا آزمون هم‌جمعی یوهانسون بررسی شود. جدول ۴ نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون برای اقتصاد باز را با واردکردن متغیرهای واردات، نرخ ارز، و درآمدهای نفتی به مدل اقتصاد بسته نشان می‌دهد.

جدول ۴

آزمون هم‌جمعی یوهانسون (الگوی دوم- اقتصاد باز)

فرض صفر	LR	سطح معناداری	۹۰٪	۹۵٪	۹۹٪
R=0	۲۶۷/۵۸	۰/۰۰۰	۶۷/۷۴	۷۷/۸۷	۸۵/۸۴
R<=1	۱۸۱/۲۳	۰/۰۰۰	۵۱/۹۰	۵۶/۹۷	۶۴/۴۵
R<=2	۹۷/۱۷	۰/۰۰۰	۳۳/۲۵	۳۵/۰۶	۴۰/۷۱
R<=3	۳۸/۶۵	۰/۰۰۰	۱۸/۹۸	۲۱/۱۶	۲۴/۶۳
R<=4	۲۳/۹۶	۰/۰۰۰	۷/۴	۸/۹۹	۱۲/۵۱

یادداشت. یافته‌های پژوهش

ازآنجاکه هدف این مطالعه بررسی تأثیر سایر متغیرها در سرمایه‌گذاری مسکونی است، لذا، عمل نرمال‌کردن بر روی بردار به‌دست‌آمده بر اساس سرمایه‌گذاری مسکونی انجام شده است. ورود متغیر واردات در مدل از این جهت که متغیری جدید برای ایجاد اختلالات اقتصادی وارد تحلیل می‌کند، نتایج این تحقیق را غنی‌تر می‌سازد.

همچنین بر اساس تخمین یوهانسون، روابط بلندمدت ضمنی در الگوی ۲ در اقتصاد باز عبارت است از:

$$Iht = 2.029Ght + 1.268IMPt + 1.01Mt + 2.98Crt + 1.98Ct - 1.21St + 2.98\mathrm{Ioil}t \quad (۴)$$
$$(3.72) \quad (+3.36) \quad (3.81) \quad (4.10) \quad (1.33) \quad (-1.73) \quad (1.33)$$

رابطهٔ تخمینی در الگوی ۲ نیز به تابع سرمایه‌گذاری بخش مسکن در اقتصاد باز قابل‌تفسیر است. همان‌طور که انتظار می‌رفت و منطبق با مبانی نظری، کشش سرمایه‌گذاری مسکونی نسبت‌به واردات در بلندمدت مثبت است، به‌طوری‌که ۱ درصد افزایش واردات افزایشی معادل ۱/۲۶۸ درصد در سرمایه‌گذاری مسکونی را به‌همراه دارد. همچنین، با ورود واردات در مدل، کشش حجم پول نسبت‌به حالت اقتصاد بسته بیشتر شده و از کشش مربوط به مخارج دولت در بخش ساختمان کاسته شده است. همان‌گونه که بیان شد با افزایش حجم پول، در صورت کم‌بازده‌بودن سایر دارایی‌ها (به‌جز مسکن) نقدینگی وارد بخش مسکن می‌شود که این امر منجر به افزایش سرمایه‌گذاری مسکونی شده و افزایش در سرمایه‌گذاری بخش مسکن، تقاضا برای تسهیلات اعطایی را افزایش می‌دهد.

شکل ۲ توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته را برای معادلهٔ سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد باز نشان می‌دهد. همان‌طور که از توابع آشکار می‌شود، اثر مخارج مصرفی و عرضهٔ پول نسبت‌به اقتصاد بسته افزایش یافته و در مقابل اثر سرمایه‌گذاری مسکونی در خودش تقریباً ثابت مانده و اثر مخارج سرمایه‌گذاری دولت در بخش ساختمان در سرمایه‌گذاری مسکونی

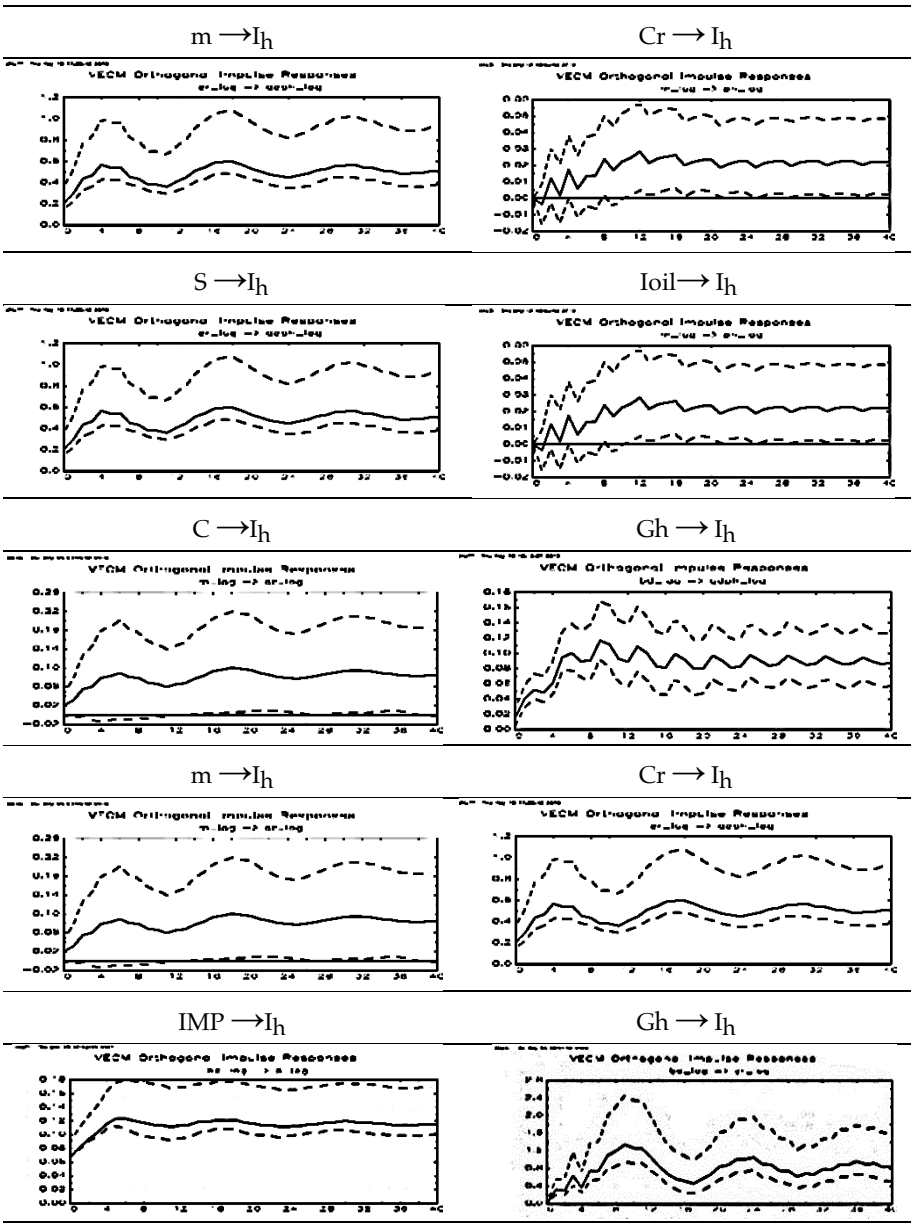
کاهش یافته است. همچنین نتایج حاکی از ارتباط معکوس و معنادار بین نوسانات نرخ ارز با سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران است، به‌عبارت‌دیگر با افزایش نرخ ارز در طول دورهٔ پژوهش، بخش خصوصی به میزان کمتری به سرمایه‌گذاری در بخش مسکن اقدام کرده است که منطبق با نتایج میشکین[1] (۲۰۱۱) و کاغذیان و همکاران (۱۳۹۷) است. در ضمن در مورد تأثیر درآمدهای نفتی در سرمایه‌گذاری مسکونی، نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت برخلافِ کوتاه‌مدت، قیمت نفت اثری معنادار در سرمایه‌گذاری مسکونی در ایران دارد، به‌نحوی‌که افزایش ۱ درصد در قیمت نفت سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ۰/۱۶۵ درصد افزایش می‌یابد که منطبق با یافته‌های زروکی و مؤتمنی (۱۳۹۶) و پاک‌نیت و همکاران (۱۳۹۷) است. نتایج حاکی از آن است که تأثیر سیاست پولی در سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد باز بیشتر از اقتصاد بسته است، به‌طوری‌که هرچه تجارت گسترده‌تر و واردات افزایش یابد، تأثیر سیاست پولی در سرمایه‌گذاری مسکونی بیشتر خواهد شد. در اقتصاد باز و با وجود تحرک سرمایه، متغیرهای پولی به‌مراتب تأثیر بیشتر در سرمایه‌گذاری مسکونی خواهند داشت. در مقابل، بخشی از مخارج دولت صرف واردات شده و بدین‌جهت از میزان اثرگذاری مخارج دولت در سرمایه‌گذاری مسکونی کاسته می‌شود.

از دیدگاه نظری و منطبق با مطالعات میشکین (۲۰۱۱) و لریس (۲۰۱۴)، زمانی که فعالیت‌های اقتصادی (غیر از مسکن) کم‌بازده و پردردسر و فعالیت‌های تجاری با موانعی همچون محدودیت‌های ارزی یا مقررات محدودکننده واردات مواجه است، سرمایه‌ها جذب بازار مسکن می‌شود که منجر به افزایش قیمت و تولید در بخش مسکن خواهد شد.[۲]

---

[1] Mishkin

[۲] لوتکپل و ریمرز (۱۹۹۲) در تحلیل‌های خود دامنهٔ معناداری را در نظر نمی‌گیرند. در این مطالعه نیز فواصل اطمینان مدنظر نیست و فقط خود توابع مدنظر قرار می‌گیرد.



شکل ۲. توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافتهٔ معادلهٔ سرمایه‌گذاری در الگوی ۲ اقتصاد باز

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۲ نشان می‌دهد واردات اثر مثبت و نسبتاً زیاد در سرمایه‌گذاری مسکونی دارد که می‌تواند به‌دلیل بیماری هلندی در بخش مسکن و ساختمان باشد. بر مبنای نظریهٔ بیماری هلندی، با افزایش ارزش پول داخلی با افزایش درآمدهای نفتی قیمت کالاهای قابل‌مبادله که شامل صادرات غیرنفتی و تولیدات جایگزین واردات است، کاهش یافته و قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله شامل خدمات و مسکن افزایش می‌یابد، لذا، افزایش درآمدهای نفتی منجر به ورود کالاهای مصرفی و تشویق سرمایه‌گذاری‌های کم‌بازده می‌شود و در بلندمدت کارایی و رشد اقتصادی را تهدید می‌کند (راهال، ۲۰۱۶). از مقایسهٔ نتایج به‌دست‌آمده از الگوی ۱ و ۲ در اقتصاد باز و اقتصاد بسته، چنین استنباط می‌شود که اثر سیاست‌های پولی در اقتصاد باز نسبت‌به اقتصاد بسته شدیدتر است. در ضمن نتایج حاکی از آن است که از میزان اثرگذاری سیاست‌های مالی در سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد باز نسبت‌به اقتصاد بسته کاسته شده است. این مورد بر اهمیت و تأثیرگذاری بیشتر سیاست‌های پولی در اقتصاد باز در ایران تأکید دارد و این بدان مفهوم است که هرچه دامنهٔ تجارت خارجی وسیع‌تر باشد، تأثیر سیاست‌های پولی در سرمایه‌گذاری مسکونی بیشتر و سیاست‌های مالی کم‌اثرتر است که با نتایج لی (۲۰۱۵) و زروکی و مؤتمنی (۱۳۹۶) هم‌راستاست.

جدول ۵

تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی معادلهٔ سرمایه‌گذاری در اقتصاد باز (الگوی ۲)

دوره	LG_h	LCr	LM	LI_h	LIMP	LC	LS	L Ioil
۱	۱/۸۶	۰/۱۴	۰/۷۹	۹۶/۱۸	۰/۳۴	۰/۹۸	۰/۳۲	۰/۹۸
۴	۰/۳۶	۰/۶۸	۱/۷۶	۹۷/۱۱	۰/۷۵	۰/۴۸	۰/۹۳	۱/۴۸
۸	۰/۸۶	۱/۱۶	۱/۷۱	۹۴/۶۸	۰/۶۹	۱/۶۸	۲/۶۵	۴/۶۸
۱۲	۰/۹۸	۲/۹۶	۲/۲۹	۹۱/۰۲	۱/۳۲	۷/۰۲	۱۲/۰۲	۷/۰۲
۲۴	۰/۶۹	۱۴/۲۴	۳۲/۳۶	۲۳/۹۶	۱۴/۹۰	۹/۹۶	۲۷/۹۶	۱۱/۹۶
۴۰	۰/۶۳	۱۵/۲۷	۳۲/۹۶	۲۲/۶۱	۱۴/۹۸	۱۰/۶۱	۲۸/۶۱	۱۶/۶۱

ترتیب قرارگیری متغیرها (C→IMP →Gh→S→Cr →Ih→M)

یادداشت. یافته‌های پژوهش

مقایسهٔ نتایج تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی برای معادلهٔ سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد باز و اقتصاد بسته (جدول ۵) حاکی از آن است که نقش مصرف، عرضهٔ پول، و تسهیلات اعطایی بخش مسکن در توضیح واریانس سرمایه‌گذاری مسکونی بیشتر شده،

درحالی‌که از نقش سرمایه‌گذاری مسکونی در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی معادله I_h کاسته شده است. این نتایج مؤید نتایج توابع عکس‌العمل تعمیم‌یافته است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد، تجارت در میزان اثرگذاری متغیرهای مختلف در سرمایه‌گذاری مسکونی نقشی بسزا داشته است، به‌طوری‌که باعث افزایش آثار سیاست پولی در این متغیر شده و از درجهٔ اهمیت سیاست مالی کاسته است که با نتایج وارگاس‌ـ سیلوا[1] (۲۰۰۸)، لی (۲۰۱۵)، قلی‌زاده و براتی (۱۳۹۲)، زروکی و مؤتمنی (۱۳۹۶)، و کاغذیان و همکاران (۱۳۹۷) مطابقت دارد.

۶ نتیجه‌گیری

با توجه به گسترش اهمیت روزافزون تجارت در میان کشورها و نیز تأثیرپذیری کالاهای غیرمنقول از تجارت خارجی و آثاری که صادرات و واردات در این نوع کالاها می‌گذارند، این پژوهش به بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین متغیرهای سیاستی در سرمایه‌گذاری مسکونی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری برای دو مدل اقتصاد باز و اقتصاد بسته می‌پردازد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که اثر سیاست‌های پولی در سرمایه‌گذاری مسکونی قوی‌تر از تأثیر سیاست‌های مالی در این بخش است. به‌طورکلی، یافته‌های این تحقیق نشان‌دهندهٔ اهمیت بیشتر سیاست پولی نسبت‌به سیاست مالی در سرمایه‌گذاری مسکونی است، به‌طوری‌که با واردکردن تجارت خارجی در مدل بر میزان اهمیت سیاست پولی افزوده می‌شود و به همین تناسب، از درجهٔ اهمیت سیاست‌های مالی کاسته می‌شود.

با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری مسکونی نقشی مهم در شناسایی و ایجاد ادوار تجاری دارد، توصیه سیاستی برآمده از این الگو حاکی از آن است که توجه سیاست‌گذاران به نقش بسزای سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری مسکونی ضروری به‌نظر می‌رسد. از طرفی به‌دلیل اتکای بالای اقتصاد ایران به نفت و ابتلای آن به بیماری هلندی، تغییرات قیمت نفت سرمایه‌گذاری مسکونی را دستخوش تغییرات و اختلالات قابل‌توجه قرار می‌دهد. بر این اساس، درک صحیح از اثرگذاری تغییرات قیمت نفت در قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری مسکونی واکاوی بیشتری را می‌طلبد.

در نهایت، پیشنهاد می‌شود برای جلوگیری از نوسان‌های سرمایه‌گذاری مسکونی، تغییرات ایجادشده در عرضهٔ پول، تسهیلات اعطایی بخش مسکن، و همچنین مصرف

---

[1] Vargas-Silva

خصوصی کنترل شود. ازآنجاکه یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد کانال اعتباری در هر دو الگوی اقتصاد باز و اقتصاد بسته در کوتاه‌مدت و حتی بلندمدت سهمی بزرگ در انتقال پول به سرمایه‌گذاری مسکونی داشته است و به عبارتی تسهیلات اعطایی توسط بانک‌ها به بخش خصوصی توانسته با افزایش نقدینگی و سرمایه در گردش بنگاه‌های اقتصادی، موجبات افزایش سرمایه‌گذاری مسکونی را فراهم کند، لذا، به سیاست‌گذاران اقتصادی توصیه می‌شود تسهیلات در بخش مسکن را افزایش دهند تا زمینه‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی در راستای پویایی بخش مسکن فراهم شود. همچنین در دوره‌ای که قیمت نفت بالاست و واردات افزایش می‌یابد، سیاست پولی مهم‌ترین عامل مؤثر در رشد سرمایه‌گذاری در بخش مسکن است. در ضمن، توصیه می‌شود تا سیاست‌گذاران در حوزهٔ سیاست‌گذاری در بازار مسکن بر نحوهٔ تأثیرگذاری قیمت نفت توجه نمایند تا بتوانند به هنگام بروز تکانه‌های قیمت نفت و به‌تبعِ آن، درآمدهای نفتی از آثار نامطلوب آن در بازار مسکن پیشگیری نمایند و مدیریتی مطلوب‌تر در هزینه‌کردن دلارهای نفتی در اقتصاد و به‌ویژه بخش مسکن داشته باشند.

این پژوهش شواهدی از تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را که توسط بانک مرکزی و دولت درجهتِ حمایت از فعالیت‌های اقتصادی اجرا شده است، ارائه کرده است.

فهرست منابع

پریور، ا. و حسنی، م. (۱۳۹۶). ارزیابی پویایی‌های رابطهٔ بازار ارز، بازار سهام، و بازار مسکن در ایران. *پژوهشنامهٔ اقتصاد و کسب‌وکار*، ۸(۱۴)، ۲۷ـ ۶۷.

پاک‌نیت، م.، بهرامی، ج.، توکلیان، ح.، و شاه‌حسینی، س. (۱۳۹۷). سرمایه‌گذاری بانک‌ها در بخش مسکن در اقتصاد نفتی ایران تحت رویکرد DSGE. *پژوهشنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، ۸(۲۹)، ۲۷ـ ۶۷.

ختایی م. و سیفی‌پور، ر. (۱۳۸۶). ابزارها و قواعد شناخته‌شدهٔ سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، مطالعهٔ موردی: برنامهٔ سوم توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی. *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ۷۳: ۲۳۳ـ ۲۶۷.

خلیلی، سیدمنصور و موسوی مهرآرا. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. پژوهش ها و سیاستهای اقتصاد۲۰(۶۳)، ۵۰ ـ۳۳.

خداپرست شیرازی، ج. و تبعه ایزدی، ا. (۱۳۹۴). اندازه‌گیری وابستگی درآمدهای مالیاتی دولت‌های تحصیلدار به درآمدهای نفتی. *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری*، ۴(۱۱)، صص. ۲۱ـ ۴۶.

زروکی، ش. و مؤتمنی، م. (۱۳۹۶). اثر نامتقارن قیمت نفت در بازار مسکن در ایران: کاربردی از رهیافت ARDL غیرخطی. *نشریهٔ پژوهشنامهٔ اقتصاد کلان*، ۱۲(۲۳)، ۸۱ـ ۱۰۵.

قادری، ج. و ایزدی، ب. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی در قیمت مسکن در ایران. *فصلنامهٔ اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۵۵ـ ۷۵.

قلی‌زاده، ع. و براتی ج. (۱۳۹۲). تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در سرمایه‌گذاری مسکونی در اقتصاد باز. *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۵۸، صص ۳۱ـ ۵۰.

کاغذیان، س.، نقدی، ی.، و پاشایی، ح. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز در سرمایه‌گذاری بخش مسکن در ایران. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی راهبرد اقتصادی* ۳(۱۲). ۱۱۳ـ ۱۳۲.

گروسی م. و افشاری ز. (۱۳۹۹). تأثیر تکانه‌های اقتصاد کلان در سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در ایران با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری بیزین. *فصلنامهٔ علمی‌ـ پژوهشی اقتصاد و مدیریت شهری*، ۸(۳۰): ۵۱ـ ۶۶.

محمودزاده، م.، صادقی، س.، و صادقی، ث. (۱۳۹۰). اثر مخارج مالی در سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، *فصلنامهٔ برنامه‌ریزی و بودجه*، (۲)۱۶، ۱۳۱ـ ۱۴۶.

نعمتی غ. و فطرس، م. ح.(۱۳۹۸). شناسایی عوامل مؤثر در سرمایه‌گذاری خصوصی در مسکن با تأکید بر سیاست‌های مالی و پولی: رویکرد بیزین. *فصلنامهٔ علمی‌ـ پژوهشی اقتصاد و مدیریت شهری*، ۸(۲۹): ۱۱۰-۸۷.

Arin, K. P. Koray, F. & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers in good times and bad times. *Journal of Macroeconomics*, 44: 303-311.

Antonakakis, N., Gupta, R. & Mwamba, J. W. M. (2016). Dynamic Co-Movement between Housing and Oil Markets in the US over 1859 to 2013: A Note. Atlantic Economic Journal, 44(3), 377-386.

Aye, G. C., Balcilar, M., Gupta, R., Jooste, C., Miller, S. M., & Ozdemir, Z. A. (2014). Fiscal policy shocks and the dynamics of asset prices: The South African experience. *Public Finance Review*, *42*(4), 511-531.

Antipa, P. & C. Schalck (2009). *Impact of fiscal policy on residential investment in France* (Bank of France Working Papers, No. 270).

Bernanke, B., & Blinder, S. (2006). Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 49-100.

Bhattarai, K. (2009). Growth and exchange rates in the global economy. *European Economic Association and European Meeting of the Econometric Society*, August 23-27, Barcelona, Spain.

Furlanetto, F. & Giuliodori, Massimo (2006). *Fiscal shocks in a small open economy* (University of Lausanne, DEEP Working Paper).

He, Q., Liu, F., Qian, Z. & Chong, T. T. L. (2017). Housing prices and business cycle in China. *International Review of Economics & Finance*, 52, 246-256.

Killins, R. N., Egly, P. V. & Escobari, D. (2017). The impact of oil shocks on the housing market. *Journal of Economics and Business*, 93, 15-28.

King, R. G. & Plosser, C.I. (1984). The behavior of money, credit, and prices. *Journal of Economic Research*, 110(23): 95-125.

Le, T. H. (2015). Do soaring global oil prices heat up the housing market? Evidence from Malaysia. *Economics: The OpenAccess, Open-Assessment E-Journal*, 9(27), 1-30.

Lütkepohl, H. & Reimers, H. E. (1992). Impulse response analysis of cointegrated systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16(1), 53-78.

Lutkepohl, H. and Kratzig, M. (2008). Applied Time Series Econometrics, Cambridge, Cambridge University Press.

Mishkin, F. S. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy (No. w8617). National bureau of economic research.

Larsen, E. R. (2018). Can monetary policy revive the housing market in a crisis? Evidence from high-resolution data on Norwegian transactions. Journal of Housing Economics, 42, 69-83.

Lerbs, O. W. (2014). House prices, housing development costs. *Journal of Property Research*, 31(3), 183-210.

McCallum, B.T. (1999). Analysis of the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Research*, 100 (81), 61-86.

Mishkin, F. S. (2011). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.

Monnet, E. & Wolf, C. (2016). Demographic cycle, migration and housing investment: a causal examination. Migration and Housing Investment: A Causal Examination (April 2016)

Pesaran, M. H. & Y. Shin (1998), Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58, pp. 17–29.

Rahal, C. (2016). Housing markets and unconventional monetary policy. *Journal of Housing Economics*, 32, 67-80.

Rong, Z., Wang, W. & Gong, Q. (2016). Housing price appreciation, investment opportunity, and firm innovation. *Journal of Housing Economics*, 33, 34-58.

Tagkalakis, A. O. (2014). Discretionary fiscal policy and economic activity in Greece. *Empirica*, 41(4), 687-712.

Vargas-Silva, Carlos (2008), Monetary policy and the US housing market analysis. *Journal of Macroeconomics*, 30, pp. 977–990.

Yiqi, Y. (2017). The effect of oil prices on housing prices in the Norwegian market (Master's thesis).