فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و یکم / زمستان ۱۳۹۸

# بررسی رابطه متقابل بین بازارهای مالی و بازارمسکن

شهرام واحدی[۱]
فرهاد حنیفی[۲]
میر فیض فلاح شمس[۳]
سید جلال صادقی شریف[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۰۸/۰۴ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۰۹/۲۶

## چکیده

بررسی و تحلیل سرایت پذیری تلاطم در میان بازارها، چند دهه‌ای است که به صورت بسیار کاربردی مورد تأکید نظریه پردازان و پژوهشگران حوزه‌های مختلف قرار گرفته است. در این میان بخش مسکن نیز به عنوان یکی از زیربخش‌های اقتصادی است که سهم عمده‌ای در تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و اشتغال دارد و به لحاظ داشتن ارتباط قوی با سایر بخش‌های مالی نقش حیاتی در ایجاد پویایی و رونق فعالیت‌های بازارهای مالی دارد. در بخش مسکن، انتظار بر آن است که یک سیاست مالی و پولی انبساطی، با افزایش حجم پول در سبد دارایی، باعث افزایش تقاضا برای مسکن شود. البته این امر به مسائل مختلفی بستگی دارد. بنابراین، لزوم تأمل بیشتر در این بخش ضروری است. لذا در این تحقیق با استفاده از الگوی تحلیل سری زمانی خود رگرسیون برداری (VAR) به بررسی رابطه متقابل بین بازارهای مالی و بازارمسکن پرداخته شده است. نتایج این تحقیق نشان داد بازارهای مالی بخصوص بازارهای ارز و طلا رابطه معناداری با مسکن دارد.

## کلمات کلیدی

بازار مسکن، خود رگرسیونی برداری، بازارهای پولی، بازارهای مالی

۱- گروه مدیریت، دانشکده مدیریت، واحد امارات، دانشگاه آزاد اسلامی، دبی، امارات متحده عربی. vahedi_sh@yahoo.com
۲-گروه بازرگانی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول) hanifi_farhad@yahoo.com
۳-گروه بازرگانی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. ۴fallahshams@gmail.com
۴-گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. ssadeghisharif@gmail.com

**مقدمه**

مکانیزم اعتباری سیاست‌های مالی از طریق مکانیزم شتاب دهنده مالی می‌تواند روی قیمت مسکن تاثیرگذار باشد(کاپولا و همکاران[1]، ۲۰۱۰). به لحاظ تئوریک انتظار بر آن است که یک سیاست مالی انبساطی، با افزایش حجم پول در سبد دارایی، باعث افزایش تقاضا برای مسکن شود. البته این امر به مسائل مختلفی بستگی دارد. برای مثال، فرض کنیم حجم پول در اثر یک سیاست پولی انبساطی افزایش داشته باشد، افراد برای اینکه از مقدار پول استفادهٔ بیشتری ببرند، سعی در خرید دارایی‌های دیگر، همچون مسکن، ارز و سهام خواهند داشت. حال فرض کنید. در آن اقتصاد، بازدهٔ بخش مسکن از سایر دارایی‌ها بیشتر باشد، یا اینکه افراد در آن جامعه، بیشتر تمایل به سرمایه‌گذاری بلندمدت داشته باشند. در آن صورت، تقاضا برای مسکن بیشتر خواهد شد و سرمایه گذاران، مسکن را جایگزین دارایی‌های دیگر، ازجمله سهام و ارز خواهند کرد. (یایزدفر و همکاران[2]، ۲۰۱۲). به طور کلی، به دلیل اینکه سهام و مسکن در یک سبد دارایی قرار دارند، انتظار بر آن است که خلاف جهت یکدیگر عمل کنند. یعنی اگر بازدهٔ بازار مسکن افزایش یابد، به لحاظ رقابتی که میان بازارهایی مانند مسکن و ارز وجود دارد، افزایش قیمت در بازار مسکن، باعث افزایش هزینه‌های فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌شود. (کاپولا و همکاران[3]، ۲۰۱۰). به این ترتیب، با افزایش بازده در بازارهای رقیب، منابع سرمایه‌گذاران از بازار سهام به سمت بازار مسکن سرازیر می‌شود، درنتیجه، قیمت سهام کاهش خواهد یافت. درواقع، مردم در سبد دارایی خود، مسکن را جایگزین سهام می‌کنند و در این شرایط، نرخ بازدهٔ مورد انتظار سرمایه گذاران در بازار سهام(نرخ تنزیل)، افزایش می‌یابد. در چارچوبِ بحث‌های نظری، قیمت مسکن، ارتباط منفی با شاخص بازار سهام خواهد داشت( شهبازی و کلانتری[4]، ۲۰۱۲). اکثر مطالعاتی که در ایران در مورد بازار مسکن انجام گرفته است، در رابطه با شاخص قیمت مسکن یا متغیرهای مالی بصورت جزیی بررسی کرده‌اند و به رابطه بازار مسکن متقابل با بازارهای مالی پرداخته نشده است. در بین مطالعات داخلی و خارجی، تعداد انگشت شماری به بررسی آثار متقابل مالی و مسکن پرداخته شده است. بنابراین در تحقیق به بررسی رابطه متقابل بین بازارهای مالی و بازارمسکن پرداخته شده است.

**تاریخچه، مروری بر پیشینه‌ی تحقیق**

بحران اخیر در بخش مسکن آمریکا توانست تمامی بخش‌های اقتصادی این کشور را تحت تاثیرقرار دهد و با سرعت به دیگر کشورها توسعه یافته نیزسرایت کند و درحقیقت این امر تاوانی بودکه کشورها برای جهانی شدن و حرکت آزادانه سرمایه پرداخت کردند. شاید این گونه به نظر می رسید که این بحران

در کشورهای در حال توسعه تاثیرکمتری داشته است، اما حرکت اقتصاد به سمت جهانی شدن و به هم تنیده شدن اقتصاد کشورها با یکدیگراین فرضیه را کمرنگ تر می‌کند. رفتار بازار واقعی مسکن نیز بخاطر تاثیر قیمت مسکن بر پورتفوی‌های وام بانک‌ها و دیگر موسسات مالی حائز اهمیت است. ویلاک (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که دوره‌ای از کاهش شدید در قیمت‌های مسکن معمولا با افزایشی در نرخ نکول رهن همراه است که اثر نامطلوبی بر سودهای بانکی دارد. کاهش سودآوری ممکن است منجر به شکست بانک‌ها و سایر وام دهندگان واقعی و متعاقبا کاهش فعالیت اقتصادی شود. یک مثال مهم اخیر از این مورد سقوط برادران لهمان بود که از طریق اوراق بهاردار با پشتوانه رهنی بشدت در معرض بازار واقعی قرار گرفت. بدنبال سقوط لهمان در سپتامبر ۲۰۰۸، شاخص بی ثباتی CBOE(VIX)که اغلب بعنوان "شاخص ترس" نامیده می شود به بالای ۷۰٪ جهش کرد و در مدت کوتاهی پس از آن رکود جهانی رخ داد. گنت و اویانگ[۵](۲۰۱۰) در مطالعه تجربی‌شان شواهدی ارائه می‌کنند که تغییرات قیمت مسکن چرخه‌های مالی را راه می‌اندازند. بنابراین، با فرض اثرات بطوربالقوه مخرب کاهش قیمت مسکن بر اقتصاد، درک عمیق‌تری از محرک‌های اقتصادی در بازار مالی لازم است.(بلتاری وموراناً[۶]،۲۰۱۰). درراستای انجام تحقیق برخی محققان نتایج زیر را بدست آورده‌اند. از جمله:

مهرآرا و شهاب لواسانی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن ابتدا به معرفی و نحوه اثرگذاری بیماری هلندی بر اقتصاد کشورهای دارای نفت پرداخته و سپس با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری به بررسی تعامل میان شش متغیر چرخه‌های قیمت مسکن، نرخ ارز واقعی، درآمدهای واقعی نفت، عرضه پول و نرخ بهره پرداخته‌اند. نتیجه بررسی آن‌ها حاکی از افزایش در بخش ادواری قیمت مسکن به دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت است.

سوری، حیدری و افضلی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. برای این منظور از چندین الگوی خود رگرسیون برداری که شامل متغیرهای نرخ سود وام‌های بانکی و حجم پول در گردش و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده طرف تقاضا و هزینه‌های خدمات ساختمانی و نیز ساخت مسکن جدید به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده سمت عرضه می‌باشند، به‌صورت فصلی طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۰ استفاده کرده‌اند. نتایج مدل‌ها نشان داد که با کاهش نرخ سود وام‌های بانکی هزینه استقراض از سیستم بانکی کاهش‌یافته و درنتیجه، تقاضا برای مسکن توسط خانوار افزایش‌یافته و به عبارتی، سیاست کنترل نرخ‌های سود

تسهیلات بانکی که یکی از شیوه‌های سرکوب مالی در اقتصاد است موجب انتقال منابع به بخش مسکن و فرار منابع از بخش بانکی می‌شود.

تسه، رودگرز و نیکلیوسکی [۷](۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی رابطه بین نرخ بهره حقیقی وام مسکن و قیمت‌های حقیقی مسکن در انگلستان و ولز بعد بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۷ پرداختند. نتیجه اصلی کار آنان بیانگر این است که بحران جهانی مالی دارای اثر بلندمدت بین سیاست‌های پولی و قیمت مسکن می‌باشد به‌گونه‌ای که به ازای هر یک درصد افزایش در نرخ بهره حقیقی وام مسکن، قیمت مسکن ۶/۴ درصد افزایش می‌یابد.

جانسون[۸] (۲۰۱۴) به بررسی وجود رابطه علیت بین قیمت مسکن و وضعیت اشتغال زنان در آمریکا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پرداخته است. وی به دنبال پاسخ به این سؤال بود که آیا گران شدن مسکن موجب افزایش اشتغال زنان می‌شود یا افزایش اشتغال زنان و به دنبال آن افزایش درآمد خانوار موجب افزایش قیمت مسکن می‌شود. نتیجه مطالعه وی نشان می‌دهد که هیچ رابطه علیت معناداری بین قیمت مسکن و اشتغال زنان در آمریکا وجود ندارد.

شی، جو و تریپ[۹] (۲۰۱۴) به بررسی تأثیرات سیاست‌های بانک مرکزی در نرخ بهره بر قیمت مسکن در نیوزیلند طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۹ پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که افزایش در نرخ بهره موجب ایجاد حباب در قیمت مسکن می‌شود.

انجی، بروکس و وارد[۱۰](۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر اقتصاد کلان بر پویایی بازار مسکن و مستغلات در ایالت متحده آمریکا طی دوره ۲۰۱۱ – ۱۹۶۰ پرداختند. نتیجه اولیه کار آن‌ها این بود که حساسیت بازار مسکن نسبت به تغییرات کلان اقتصادی وابسته به دوره‌های اقتصادی است و بیان می‌کنند که سیاست‌گذاران از طریق تغییر در نرخ بهره می‌توانند موجب تسریع در تغییر دوره‌های اقتصادی شوند.

**چارچوب نظری**

از لحاظ نظری ، مولفه‌های بازار مالی تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اولاً همانند سایر دارایی‌ها، قیمت مسکن به بازده‌ی موجود بر سایر دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه حساس می‌باشد. اگر بازدهی اوراق قرضه افزایش یابد (نرخ بهره افزایش یابد)، دارندگان دارایی بخشی از پورتفولیوی خود را به اوراق قرضه تبدیل خواهند کرد. و از سایر دارایی‌ها همانند مسکن دوری خواهند کرد. این مسأله باعث خواهد شد تا زمانی که بازده‌ی ناشی از نگهداری سایر دارایی‌ها با درنظرگرفتن ریسک های متفاوت برابر می‌شود، قیمت مسکن کاهش پیدا کند. ثانیاً تقاضای مسکن با نرخ‌های بهره ارتباط منفی دارد، زیرا

پرداختی‌های بهره بخش عمده‌ای از هزینه خرید مسکن را تشکیل می‌دهد. ثالثاً مبلغی که یک شخص قادر و مایل است برای مسکن هزینه کند، بطور مستقیم با قابلیت پرداخت اولیه بهره ارتباط دا رد. همان گونه که روزن(۲۰۰۷) بیان می‌کند، خانوارها به وسیله درآمد جاری شان نسبت به آنچه می‌توانند قرض کنند محدودند(جانسون[۱۱] ،۲۰۱۴). در طول زمان همان طورکه دستمزد واقعی افزایش می یابد و تورم باعث کاهش ارزش واقعی بدهی می‌شود، فشار ناشی از پرداخت بهره کمتر و کمتر می‌شود. نرخ بهره جاری از عوامل مهم تعیین کننده قیمت مسکن است. یک روش دیگر که بازار پولی می‌تواند قیمت مسکن را کاهش دهد، افزایش نرخ بهره متغیر برای مسکن‌هایی است که، جهت بازگشت اصل سرمایه فروخته می‌شوند. میشکین(۲۰۰۷) کانال قیمت دیگر دارایی‌ها را براساس تئوریQتوبین(۱۹۹۶) و اثر ثروت مودیگلیانی(۱۹۷۱) بیان می‌کند. وی معتقد است که بازار پولی از طریق متأثر کردن دارایی‌ها می‌تواند بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر بگذارد که این کانال با دو تئوری یاد شده انجام می‌گیرد. تئوری Q توبین بازار پولی را قیمت سهام بر اقتصاد مؤثر می‌داند. وقتی قیمت سهام افزایش می‌یابد افزایش Qتوبین و کاهش هزینه سرمایه را سبب می‌شود که خود، افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری و در نهایت تولید کل را در پی دارد. تئوریQ توبین را به غیر از بازار سهام در مورد بازار مسکن نیز می‌توان بکار برد. درباره مسکن می‌توان Q ارزش بازاری واحد مسکونی بر هزینه ساخت واحد مسکونی را بیان نمود(شی، جو و تریپ[۱۲] ،۲۰۱۴). در واقع، زمانی که مقامات پولی با اجرای سیاست‌های پولی انقباضی نرخ بهره را افزایش داده و وضعیت را برای دریافت وام مسکن از جانب متقاضیان خرید مسکن محدود کنند تقاضا برای مسکن و در نتیجه ارزش بازاری مسکن کاهش خواهد یافت(زول و همکاران[۱۳] ،۲۰۱۱). همچنین، سیاست پولی با کاهش یا افزایش نرخ‌های بهره بازار مسکن و از این طریق کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از طریق تأثیر مستقیم نرخ بهره بر هزینه استفاده از سرمایه، انتظارات تغییرات قیمت مسکن در آینده، عرضه مسکن و از طریق تأثیر غیرمستقیم بر آثار اعتبارات بخش مسکن بر روی تقاضای مسکن. کاهش در نرخ بهره حقیقی نیز به دلیل اینکه جذابیت بازارهایی مثل مسکن را در برابر بخش بانکی بالا می‌برد، به انتقال دارایی‌ها از بازار سپرده به مسکن منجر می‌شود( جای کی[۱۴] ،۲۰۱۷). بنابراین می‌تواند موجب انتقال به راست منحنی تقاضای مسکن بر اثر کاهش نرخ سود بانکی و به تبع افزایش قیمت مسکن است. در سمت عرضه مسکن نیز با کاهش نرخ سود سپرده‌های بانکی، زمینه کاهش نرخ سود تسهیلات تولید مسکن فراهم می‌شود، موضوعی که می‌تواند به نوبه خود موجب تعدیل هزینه تمام شده ساخت مسکن شود. بعبارتی سیاست پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره موجب افزایش سرمایه گذاری می‌شود، زیرا این سیاست با کاهش نرخ بهره موجب کاهش هز ینه استفاده از سرمایه گردیده و تقاضای مسکن را افزایش

می‌دهد. همچنین، زمانی که سیاست های پولی انقباضی نرخ بهره کوتاه مدت را افزایش می دهند، نرخ بهره بلند مدت نیز تمایل به افزایش دارد زیرا آنها به نرخ بهره کوتاه مدت انتظاری آینده وابسته هستند. با این افزایش‌ها هزینه استفاده از سرمایه افزایش یافته و تقاضا برای مسکن کاهش می‌یابد. کاهش در تقاضا نیز منجر به کاهش قیمت مسکن و کاهش در ساخت مسکن می‌شود. این کانال انتقال سیاست پولی یکی از مهم‌ترین کانال‌ها در مدل‌های اقتصاد کلان می باشند( مندی و همکاران[۱۵]،۲۰۱۸). همچنین در اقتصاد ایران، نرخ ارز حقیقی به عنوان یک جانشین برای بازده مسکن عمل می‌کند. یعنی با افزایش عایدی نرخ ارز و بازار ارز، مردم به داد و ستد ارز روی خواهند آورد .بنابراین، با افزایش بازدهی در بازار ارز، تقاضا برای مسکن کاهش خواهد یافت که به دنبال آن، قیمت مسکن کاهش می یابد. ازسوی دیگر، نرخ ارز می‌تواند بر هزینهٔ کالاها و خدمات مورد نیازساخت مسکن نیز تأثیرگذار باشد. به این ترتیب، با افزایش نرخ ارز، هزینهٔ ساخت مسکن افزایش خواهد یافت. درنهایت، این افزایش هزینه، باعث افزایش قیمت مسکن خواهد شد(دهمرده و خاکی، ۱۳۹۳). همچنین با افزایش درآمدهای ارزی، این درآمدها به سمت بازار، در قالب افزایش مخارج دولت و رشد سرمایه‌گذاری، ممکن است به رونق و تورم قیمت در بازار کالاهای غیرقابل مبادله (غیرتجاری) بینجامد؛ چون در این شرایط، به دلیل کاهش نرخ ارز و رونق واردات، به طور معمول، کالاهای قابل مبادله(تجاری) که امکان واردات از خارج دارند، افزایش قیمت نخواهند داشت و بار تورم بر دوش کالاهای غیرتجاری است.(دهمرده و خاکی، ۱۳۹۳). به این ترتیب، بیماری هلندی باعث بروز تورم در بازارهایی مثل بازار مسکن می‌شود. از این رو، به واسطهٔ آنکه بازار ارزی بر تقویتِ بخشِ غیرتجاری(بازار مسکن) و تضعیف بخشِ تجاری بیماری هلندی از کانال کاهش نرخ ارز انجام می‌گیرد، با افزایش نرخ ارز، قیمت مسکن نیز افزایش خواهد یافت(قادری و همکاران ، ۱۳۹۵) . همچنین مسکن و سرمایه‌گذاری در آن به دلیل داشتن عمر طولانی، می‌تواند از لحاظ تأثیرگذاری بر قیمت سهام مدنظر قرار گیرد. این دارایی که یکی از دارایی‌های رقیب سهام در سبد دارایی است، می‌تواند سهم نسبی سهام را در سبد متأثر ساخته و روی شاخص قیمت سهام مؤثر باشد(کول و همکاران[۱۶]،۲۰۱۲). تقاضا برای این دارایی، متأثر از منافع و هزینه های آن و نیز عواید ناشی از سایر داراییها است. علاوه بر در نظر گرفتن رابطه جانشینی بین مسکن و سهام، باید این نکته را نیز در نظر گرفت که ممکن است سهام صنعت خاصی چون صنعت سیمان، تحت تأثیر تغییرات قیمت این دارایی قرار گیرد. همچنین مسکن، برخلاف دارایی‌های دیگر، مانند پول و نرخ ارز که از کانال‌های مختلفی بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دادند، اثرات محدودتری بر بازار سهام خواهد داشت(سکمن[۱۷]، ۲۰۱۱).

**روش شناسی**

این تحقیق از دیدگاه هدف از نوع تحقیقات کاربردی و از دیدگاه ماهیت و روش از جمله تحقیقات همبستگی محسوب می‌شود. همچنین از لحاظ جمع آوری اطلاعات، تحقیقی پیش رویدادی است،که به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات از آمار توصیفی، استنباطی، روش رگرسیون چند متغیره برداری استفاده شده است. در تحقیق‌های همبستگی برای بررسی رابطه میان متغیرها از تحلیل خود رگرسیون برداری استفاده می‌شود. بدین ترتیب پس از انتخاب موضوع تحقیق ، جستجو در سایت‌های اطلاعاتی بمنظور یافتن منابع و مآخذ تحقیق انجام شد. سپس با استفاده از منابع جمع آوری شده، مباحث تئوریک مربوط به موضوع تحقیق مورد مطالعه قرار گرفت و پس از آن، اقدام به آزمون تجربی مباحث مطرح شده نموده و در نهایت وجود رابطه معنادار بین این متغیرها را مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهیم. جامعه آماری پژوهش اقتصاد ایران می باشد. همچنین به منظور محاسبه و پردازش متغیرها از نرم افزارهای Excel, و Eviews,استفاده شده است.

ابزار گردآوری اطلاعات

برای بدست آوردن داده‌ها ابزار گوناگونی مانند اطلاعات و داده‌های مورد نیاز این تحقیق با استفاده از دو روش جمع آوری شده اند. ۱-ابتدا برخی اطلاعات که مربوط به مباحث تئوریک پژوهش بود از منابع و ماخذ در قالب کتب، مجلات و نشریات تخصصی و پایان نامه‌ها گرداوری شده است. ۲-سپس اطلاعات و داده‌های مورد نیاز جهت تحلیل رابطه بین داده ها عمدتاً از نرم افراز اطلاعاتی بانک مرکزی و سازمان آمار جمع آوری گردیده می‌شود. همچنین به منظور محاسبه و پردازش متغیرها از نرم‌افزارهای، Excel و Eviews استفاده شده است.

فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات

می‌توان مدل های کلان را به صورت، صورت های تحویل یافته[۱۸] غیر مقید بر آورد نمود. البته برخی محدودیت‌ها، همانند طول وقفه لازم است. بنابراین وقتی می گوییم غیر مقید منظور غیر مفید بر مبنای دانش نظری است، بدین ترتیب یک گروه مدل های سری زمانی چند متغیره توسعه داده می شود. آنچه در ادامه می آید یک طرح خود رگرسیونی برداری به عنوان الگوی پایه استیک فرایند خودرگرسیونی برداری از رتبه [VAR(P)],P برای یک سیستم با M متغیر $Y_t = (Y_{lt}\ Y_{2t} ... Y_{mt})$ به صورت فرایندتصادفی زیر نشان داده می شود.( جای کی[۱۹]،۲۰۱۷)

$$Y_t = V + \Theta_1 Y_{t-1} + \Theta_2 Y_{t-2} + ..... + \Theta_p Y_{t-p} + V_t$$ -

$$\Theta_i = \begin{bmatrix} \theta_{11,i} & \theta_{12,i} & \cdots & \theta_{1n,i} \\ \theta_{M1,i} & \theta M_{2,i} & \cdots & \theta_{Mn,i} \end{bmatrix}$$

یک ماتریس $M \times M$ و $V_t = (V_{1t}, V_{2t}, ..., V_{mt})$ دارای همان ویژگی های استوکاستیک خطاهای صورت تحویل یافته در یک سیستم معادلات هم زمان است. به عبارت دیگر $V_t$ دارای میانگین صفر $(E(V_t) = 0)$ و ماتریس واریانس کواریانس (غیر منفرد) $\Sigma_v = E[V_t V'_t]$ برای تمام tهاست. به علاوه برای $V_t, t \neq s$ و $V_s$ ناهمبسته هستند. این خواص فرایند اخلال خالص برداری[۲۰] را به دست می‌دهند. معمولا پارامترهای $\Sigma_v, \Theta_1, \Theta_2, ..., \Theta_p, V$ درعمل ناشناخته هستند وپیش از آن که بتوان از سیستم برای پیش بینی یا مقاصد تحلیلی استفاده نمود باید آنها را تخمین زد.( مندی و همکاران[۲۱]،۲۰۱۸)

مدل عملیاتی تحقیق

زمانی‌که اطمینان نداریم یک متغیّر واقعاً برونزا است، می‌توانیم تابع انتقال را به گونه‌ای تغییر دهیم که در آن همه متغیّرها درونزا محسوب می‌شوند در الگوی چند متغیّره، این تحقیق روند زمانی $\{H_t\}$ متأثر از مقادیر حال و گذشته $\{z_t\}$ می‌باشد و روند زمانی(مجموعه متغیرهای دارای رابطه با مسکن $\{z_t\}$ نیز از مقادیر حال و گذشته $\{H_t\}$ تأثیر می‌پذیرد. برای تشخیص بیشتر این مسأله، سیستم چندمتغیّره زیر را در نظر می‌گیریم:

$H_t = C_1 + \sum_{t=1}^{2} [a_{1,t} H(-t) + b_{1,t} CU(-t) + \partial_{1,t} G(-t) + d_{1,t} SM(-t) + f_{1,t} OM(-t) + \omega_{1,t} M2(-t) + e_1]$

$CU_t = C_2 + \sum_{t=1}^{2} [a_{2,t} H(-t) + b_{2,t} CU(-t) + \partial_{2,t} G(-t) + d_{2,t} SM(-t) + f_{2,t} OM(-t) + \omega_{2,t} M2(-t) + e_2]$

$G_t = C_3 + \sum_{t=1}^{2} [a_{3,t} H(-t) + b_{3,t} CU(-t) + \partial_{3,t} G(-t) + d_{3,t} SM(-t) + f_{3,t} OM(-t) + \omega_{3,t} M2(-t) + e_3]$

$SM_t = C_4 + \sum_{t=1}^{2} [a_{4,t} H(-t) + b_{4,t} CU(-t) + \partial_{4,t} G(-t) + d_{4,t} SM(-t) + f_{4,t} OM(-t) + \omega_{4,t} M2(-t) + e_4]$

$OM_t = C_5 + \sum_{t=1}^{2} [a_{5,t} OM(-t) + e_5]$

$M2_t = C_5 + \sum_{t=1}^{2} [a_{6,t} M(-t) + e_6$

که در آن:

H= نوسانات قیمت مسکن در بازار تهران، G= نوسانات قیمت طلا در بازار تهران، CU= نوسانات قیمت ارز بر اساس نرخ تبدیلی ریال، SM= نوسانات شاخص بازار سهام، OM= نوسانات قیمت نفت،

M2= نرخ رشد نقدینگی ،e= پسماند مدل بطوری‌که دنباله‌های $H_t$ و $z_t$ مانا هستند؛ $\varepsilon_{yt}$ و $\varepsilon_{zt}$ جملات اختلال نوفه سفید به ترتیب با واریانس $\sigma_y$ و $\sigma_t$ بوده و $\{\varepsilon_{yt}\}$ و $\{\varepsilon_{zt}\}$ جملات اختلال، نوفه سفید هستند که مستقل از یکدیگر می‌باشند. معادلات فوق یک الگوی خودرگرسیونی برداری (VAR) مرتبه N را تشکیل می‌دهند؛ چرا که حداکثر وقفه‌های وارد شده در این معادلات، N وقفه می‌باشد . ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که در آن امکان تأثیرگذاری هر یک از چند متغیّر بر دیگری فراهم است.

**جامعه آماری تحقیق**

الف: قلمرو مکانی: جامعه‌ی آماری اقتصاد ایران

ب: قلمرو زمانی: قلمرو زمانی پژوهش سال های ۱۳۷۲ الی۱۳۹۵به مدت ۲۵سال می باشد.

ج: قلمرو موضوعی: پژوهش حاضر با توجه به موضوع در حیطه مدیریت مالی مطرح است.

**یافته‌های تحقیق**

بررسی نتایج آزمون های مانایی

مانایی از روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض ایستایی متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد. از طرف دیگر اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان ناایستا می‌باشند. از این رو قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ایستایی و ناایستایی آن اطمینان حاصل کرد. برای اطمینان از ایستایی و ناایستایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون شکست ساختاری برون استفاده می‌شود. بطور کلی یک سری زمانی وقتی ایستا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. آزمون ایستایی از آن جهت اهمیت می‌یابد که اگر متغیرهای سری زمانی ایستا نباشند، مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز می‌کند. در این گونه رگرسیون‌ها در عین حال که ممکن است هیچ رابطه معنی‌داری بین متغیرهای سری زمانی وجود نداشته باشد، اما ضریب تشخیص الگوی ضریب تعیین($R^2$)بسیار بالا خواهد بود. ضریب تعیین نشان دهنده توانایی پیش‌بینی الگوست. علاوه بر این در آزمون‌های آماری رایج در ادبیات اقتصاد سنجی روش‌های متفاوتی برای ایستا کردن سری‌های زمانی وجود دارد که اهم آنها عبارتند از: آزمون همبسته نگار و آزمون ریشه واحد می‌باشد، که آزمون ریشه واحد به دو روش دیکی ـ فولر و فلیپس - پروتون تقسیم می‌گردد. در این پژوهش از روش ریشه واحد به طریق دیکی ـ فولر به وسیله نرم‌افزار EVIEWSاستفاده شده است که به تبع ایستا کردن سری زمانی جامعه نرمال می‌شود و خود همبستگی نیز وجود نخواهد داشت. اساس این آزمون بر این منطق استوار است که وقتی در معادله ضریب مقدار

احتمالی (P) به لحاظ آماری معنی‌دار باشد پس سری زمانی مانا ( ایستا ) نیست. به بیان دیگر معنی‌دار بودن ضریب P به لحاظ آماری از طریق آزمون فرض‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای آزمون مانایی متغیرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی- فولر فرض بر این است که سری زمانی مورد بحث دارای یک فرآیند خود توضیح مرتبه اول است و سپس فرضیه $\rho =1$ براساس آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. اکنون اگر سری زمانی تحت بررسی، دارای فرآیند خود توضیح مرتبه$\rho$ باشد، رابطه مورد برآورد برای آزمون$\rho$ از تصریح صحیحی برخوردار نخواهد بود و باید آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده شود تا توضیح حدی و کمیت‌های بحرانی بدست آید. ابتدا آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته از متغیرهای اصلی و بدون در نظر گرفتن روند، صورت می‌گیرد . نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای داده‌ها را نشان می دهد. برای بررسی مانایی متغیرها ازآزمون های دیکی فولر و آزمون های فیشر- ADF استفاده شده است.

**جدول۱- نتایج آزمون های مانایی**

| متغیر | درجه مانایی | سطح اطمینان | آماره آزمون | مقدار احتمالی | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| نوسانات قیمت مسکن | سطح | ٪۵ | ۱/۱۵ | ۰/۹۹ | نامانا |
| | تفاضل مرتبه اول | ٪۵ | -۴/۹۵ | ۰/۰۰ | مانا |
| بازار سهام | سطح | ٪۵ | ۲/۷۶ | ۰/۹۹ | نامانا |
| | تفاضل مرتبه اول | ٪۵ | ۶/۹۰ | ۰/۰۰ | مانا |
| قیمت ارز | سطح | ٪۵ | -۱۱/۶۳ | ۰/۰۰ | مانا |
| قیمت طلا | سطح | ٪۵ | ۱/۲۳ | ۰/۶۵ | نامانا |
| | تفاضل مرتبه اول | ٪۵ | -۸/۹۵ | ۰/۰۰ | مانا |
| نرخ رشد نقدینگی | سطح | ٪۵ | -۲/۰۵ | ۰/۲۶ | نامانا |
| | تفاضل مرتبه اول | ٪۵ | -۱۰/۲۰ | ۰/۰۰ | مانا |
| قیمت نفت | سطح | ٪۵ | -۳/۷۴ | ۰/۰۰ | نامانا |

همانطور که ملاحظه می‌شود با توجه به اینکه قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی برای کلیه متغیرها کوچکتر می باشد(مقداری احتمالی زیر ٪۵ است)، لذا این چنین نتیجه گیری می‌شود که کلیه متغیرهای مورد مطالعه در سطح ناپایا بوده و فرض مبنی بر وجود ریشه واحد متغیرهای مزبور در سطح بالایی از درجه اطمینان مورد نظر رد نمی‌شود. در این بخش برای اطمینان از ایستایی و یا ناایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد نظر، کلیه متغیرهای استفاده شده بر اساس آزمون

دیکی – فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می گیرد. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته به صورت‌های مختلف و ممکن و بر اساس معنی‌دار بودن هر یک از عوامل جبری (مقادیر ثابت و روند) و معنی‌دار بودن متغیرهای وابسته با وقفه داده برای کلیه متغیرهای موجود در مدل آزمون گردید. جدول ۱ نشان دهنده نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مورد نظر می‌باشد.

تعیین وقفه بهینه در الگویVAR

اولین مسئله در مدل‌های خود رگرسیون برداری تعیین طول وقفه است. بطوری که قاعده تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری است که در این بین به دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد. تعیین تعداد وقفه بهینه مدل نیز دارای اهمیت می‌باشد. اگر رگرسورهای موجود در همه معادلات یک مدل VAR یکسان باشد، برآوردهای OLS سازگار و مجانباً کارا خواهند بود. چناچه تعداد وقفه‌ها P باشد، در هر یک از n معادله موجود در سیستم تعداد P ضریب بعلاوه یک جزء ثابت وجود خواهد داشت. لذا در اینگونه مدل‌ها انتخاب درست تعداد وقفه‌ها مسأله‌ای بسیار اساسی است. اگر P بسیار کوچک باشد؛ مدل دارای خطای در تصریح خواهد بود و اگر P بیش از اندازه بزرگ باشد؛ درجه آزادی کاهش خواهد یافت. برای تعیین وقفه بهینه، در ابتدا بزرگترین وقفه ممکن را با توجه به درجه آزادی مدل، انتخاب می‌کنیم. سپس مدل VAR را با تعداد وقفه‌های مذکور تخمین می‌زنیم. آزمون بهتری که می‌توان برای بررسی این قید بین معادله‌ای مورد استفاده قرار داد؛ آزمون نسبت درستنمایی[۲۲] است.مبنای آزمون نسبت درستنمایی را تئوری مجانبی[۲۳] تشکیل می‌دهد که شاید در مورد نمونه‌های کوچکی که عمدتاً در مطالعات اقتصادسنجی سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ چندان مناسب نباشد. بعلاوه آزمون نسبت درستنمایی تنها زمانی قابل استفاده است که یک مدل، حال مقیّد شده مدل دیگر باشد. آزمون‌های دیگری که برای تعیین وقفه بهینه وجود دارد، عبارتند از شکل تعمیم یافته چند متغیّره معیارهای معیار اطلاعاتی آکایک(AIC) ، معیار اطلاعاتی شواز (SBC)و معیار اطلاعاتی هانن کوین. در اینجا نیز همانند حالت تک متغیّره، مدلی را انتخاب خواهیم کرد که دارای کمترین مقدار AIC و SBC باشد. برای اینکه مطمئن شویم مدل‌ها را به درستی با هم مقایسه نموده‌ایم لازم است از تعداد مشاهدات یکسانی برای تخمین تک‌تک معادلات استفاده نماییم.

**جدول۲- نتایج تعیین تعداد وقفه های بهینه در الگوی تحقیق**

| وقفه | معیار اطلاعاتی آکایک | معیار اطلاعاتی شواز | معیار اطلاعاتی هانن کوین |
|---|---|---|---|
| ۰ | ۶۶/۷۴ | ۶۷/۰۶ | ۶۶/۸۷ |
| ۱ | ۵۶/۸۲ | ۵۷/۶۲ | ۵۷/۱۸ |
| ۲ | ۵۶/۸۳ | ۶۷/۹۹ | ۵۷/۲۹ |
| ۳ | ۵۶/۸۸ | ۵۸/۴۷ | ۵۷/۵۲ |

هم انباشتگی یوهانسون – یوسیلیوس

بعد از تعیین وقفه بهینه باید مدل یوهانسون – یوسیلیوس را برای برآورد رابطه بلند مدت بکارگرفت. همانطور که اشاره گردید برای انجام هم انباشتگی یوهانسون–یوسیلیوس از آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌شود. پس از تشخیص تعداد بردارهای هم انباشتگی با استفاده از آزمون‌های مذکور بردارهای معمولی و نرمال استخراج می شوند و معنی دار بودن ضرایب مورد بررسی قرار می‌گیرد.

**جدول۳ -نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسن**

| هم انباشتگی یوهانسن | مقادیر | آماره | مقدار بحرانی | مقدار احتمالی |
|---|---|---|---|---|
| آزمون اثر | | | | |
| حداقل یک بردار همگرایی تراس | ۰/۱۲ | ۵۱/۳۴ | ۴۷/۸۵ | ۰/۰۴ |
| حداقل دو بردار همگرایی تراس | ۰/۱۱ | ۳۷/۵۴ | ۲۹/۷۹ | ۰/۰۳ |
| آزمون حداکثر مقادیر ویژه | | | | |
| حداقل یک بردار همگرایی حداکثر مقادیر ویژه | ۰/۱۲ | ۳۲/۸۰ | ۲۷/۵۸ | ۰/۰۲ |
| حداقل دو بردار همگرایی حداکثر مقادیر ویژه | ۰/۱۱ | ۳۱/۹۸ | ۲۱/۱۳ | ۰/۰۱ |

نتایج نشان می‌دهد طبق آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه بردار همگرایی بین متغیرهای مدل وجود دارد. براساس نتایج آزمون جوهانسون نیز، نشان داده می شود که تخمین انجام شده مشکل خاصی نداشته و استفاده از روش VAR قابل قبول می باشد و طبق نتایج جدول ۳ بین متغیرها مدل، وجود یک بردار تایید می‌شود، و رابطه بلند مدت بین متغیرها برقرار می‌باشد. بنابراین براساس این آزمون فرض تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تائید قرار می‌گیرد و نشان دهنده این است که تمام متغیرهای مدل با هم رابطه تعادلی بلندمدت دارند

نتایج مدل خودرگرسیون برداری

با توجه به آماره‌های $R^2$و F و D.W مشخص می‌شود که الگوی VAR مورد بررسی الگوی مناسب و دارای تصریح مناسبی می‌باشد. با این وجود به بررسی تحلیل‌های ساختاری (واکنش به ضربه و تجزیه واریانس) می‌پردازیم. در مورد معنی‌داری ضرایب در الگوهای VAR توضیح اینکه: ۱- از آنجا که در این الگوها تعداد پارامترهای مورد برآورد زیاد و درجه آزادی برآورد پایین است، لذا همه ضرایب مورد برآورد لزوماً معنی‌دار نخواهند بود؛ ۲- از آنجا که ضرایب وقفه‌ها در الگوهای VAR فاقد معنی و تفسیر اقتصادی هستند و در واقع مقدار ضرایب مورد برآورد و تفسیر آن، هدف مورد نظر در برآورد الگو نمی‌باشد، بلکه هدف از برآورد این الگوها، تحلیل ارتباط پویای بین متغیّرهاست؛ ۳- از آنجا که هدف از استنباط‌های آماری در مورد برآوردکننده‌های OLS، بررسی میزان قدرت تعمیم‌پذیری ضرایب مورد برآورد از نمونه به جامعه می‌باشد و این در حالی است که جامعه آماری برای ضرایب فاقد معنی، مفهوم، تعریف و مبنای نظری، قابل فرض نمی‌باشد؛ لذا در الگوهای VAR استنباط‌های آماری همانند سایر الگوها و ضرایب دارای تفسیر و مبنای اقتصادی، حائز اهمّیت و توجه نمی‌باشند؛ بلکه استنتاج ریاضی و برآورد عددی ضرایب الگوها که منعکس‌کننده چگونگی ارتباط بین سری‌های زمانی متغیّرهای مورد نظر می‌باشد، تأمین‌کننده هدف پژوهشگر از چگونگی تعامل و ارتباط بین متغیّرها خواهد بود. لذا این که بعضی از ضرایب مورد برآورد الگو به لحاظ آماری فاقد معنی‌داری هستند، در تحلیل‌های ساختاری بدست آمده از این الگوها، می‌تواند قابل اغماض باشد. در جدول ۴ نتایج برازش مدل خود رگرسیون برداری ارائه شده است. ستون اول، دوم، سوم و چهارم متغیر نوسانات قیمت ارز، قیمت طلا، نوسانات شاخص سهام ، نرخ رشد نقدینگی و قیمت نفت است. ضرایب آن نشان دهنده این است که وقفه اول نوسانات قیمت مسکن، درآمد سرانه و نرخ رشد نقدینگی بر خودش تاثیر معنادار داشته و افزایش نوسانات قیمت مسکن، درآمد سرانه و نرخ رشد نقدینگی در وقفه اول منجر به افزایش دوباره خودش می‌شود. نتایج متغیرهای درونی شامل نرخ رشد نقدینگی و قیمت نفت بر نوسانات قیمت مسکن دارد. نتایج به دست آمده از آماره t (t=۲/۲۲) برای متغیر قیمت ارز و آماره t (t=۲/۱۹) برای متغیر قیمت طلا، و آماره t (t=۰/۳۸) برای متغیر نوسانات شاخص سهام ناشی از خروجی جدول۴در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد، t محاسبه شده برای متغیر قیمت طلا و ارز از t(بحرانی) از مقادیر قدر مطلق ۱/۹۶ بزرگتر است و برای متغیر نرخ نوسانات شاخص سهام از t(بحرانی) از مقادیر قدر مطلق ۱/۹۶ کوچکتر است. همچنین نتایج به دست آمده از آماره t (t=۵/۴۷) برای متغیر نرخ رشد نقدینگی و آماره t (t=۱۱/۱) برای متغیر قیمت نفت ناشی از خروجی جدول۴در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد، t محاسبه شده برای متغیر نرخ رشد نقدینگی

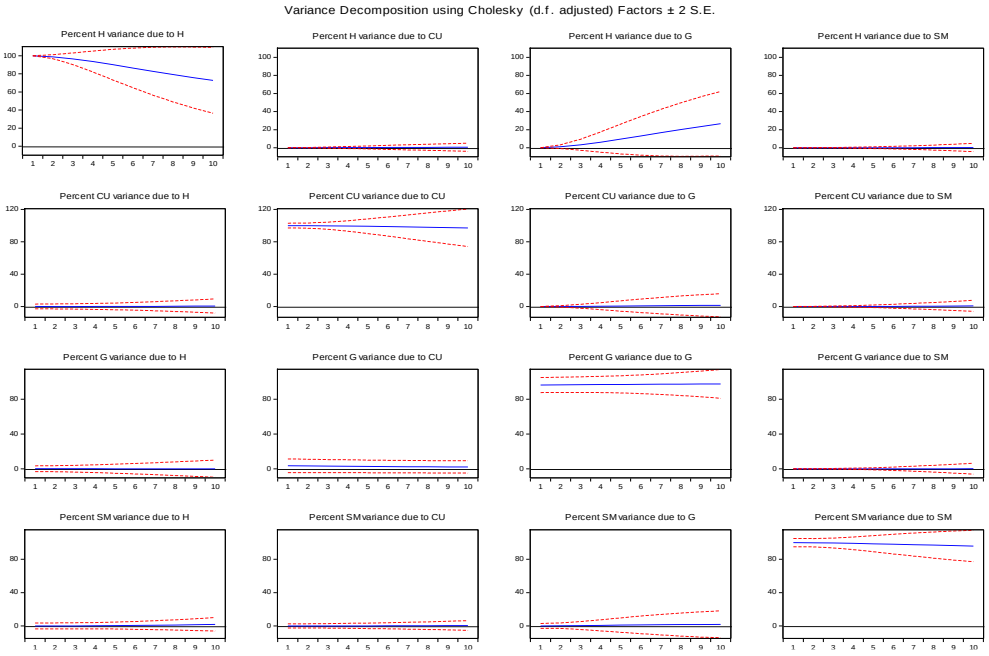
و نفت از t(بحرانی)از مقادیر قدرمطلق ۱/۹۶ بزرگتراست. بنابراین قیمت ارز و طلا بعنوان متغیر درونی و نرخ رشد نقدینگی و قیمت نفت بعنوان متغیر بیرونی‌برنوسانات قیمت‌مسکن موثراست. ضریب‌تعیین نشان می‌دهد تقریبا ۹۳٪ تغییرات در متغیر وابسته توسط تغییرات در متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

**جدول۴- نتایج حاصل از تخمین الگو**

| تعداد وقفه (۱) | | نوسانات قیمت مسکن | قیمت ارز | قیمت طلا | نوسانات شاخص سهام |
|---|---|---|---|---|---|
| نوسانات قیمت مسکن | ضریب | ۰/۹۶ | ۰/۰۵ | -۰/۰۳ | ۰۰/۰۷ |
| | انحراف معیار | ۰/۰۳ | ۰/۰۱ | ۰/۰۶ | ۰/۰۱ |
| | آماره t | ۳۰/۹۳ | ۵/۵۷ | -۰/۰۵ | ۱/۰۷ |
| قیمت ارز | ضریب | ۰/۰۲ | ۰/۹۸ | ۰/۵۰ | ۷/۲۵ |
| | انحراف معیار | ۰/۰۰۷ | ۰/۲ | ۰/۰۶ | ۲/۲۲ |
| | آماره t | ۲/۲۲ | ۴۵/۳۵ | ۸/۳۳ | ۳/۲۶ |
| قیمت طلا | ضریب | ۰/۶۷ | ۰/۰۹ | ۰/۹۰ | ۰/۴۹ |
| | انحراف معیار | ۰/۳۰ | ۰/۰۱ | ۰/۰۳ | ۰/۰۷ |
| | آماره t | ۲/۱۹ | ۹/۵۴ | ۱۳/۲۷ | ۷/۶۹ |
| نوسانات شاخص سهام | ضریب | ۰/۰۰۴ | ۳/۵۷ | -۰/۰۰۰۵ | ۱/۰۳ |
| | انحراف معیار | ۰/۰۱ | ۱/۳۴ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۲ |
| | آماره t | ۰/۳۸ | ۱/۶۶ | ۰/۲۵ | ۳۸/۳۶ |
| نرخ رشد نقدینگی | ضریب | ۰/۴۰ | ۰/۴۳ | ۰/۸۴ | ۱۷/۸۲ |
| | انحراف معیار | ۰/۰۹ | ۰/۰۳ | ۰/۲۷ | ۳/۶۲ |
| | آماره t | ۵/۴۷ | ۱۴/۶۳ | ۳/۱۱ | ۴/۹۲ |
| قیمت نفت | ضریب | ۰/۰۲ | ۶/۴۱ | ۰/۰۴ | ۰/۰۷ |
| | انحراف معیار | ۰/۰۰۱ | ۱/۴۹ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۲ |
| | آماره t | ۱۱/۱ | ۴/۳۰ | ۵/۹۶ | ۳/۵۸ |
| ضریب تعیین | | ۰/۹۳ | ۰/۹۵ | ۰/۹۱ | ۰/۹۱ |
| آماره فیشر | | ۲۶۳۹/۴۱ | ۴۱۲/۸۷ | ۱۹۴/۳۴ | ۲۰۸۹/۵۲ |
| مقدار احتمالی فیشر | | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ | ۰/۰۰ |

تجزیه واریانس[۲۴]

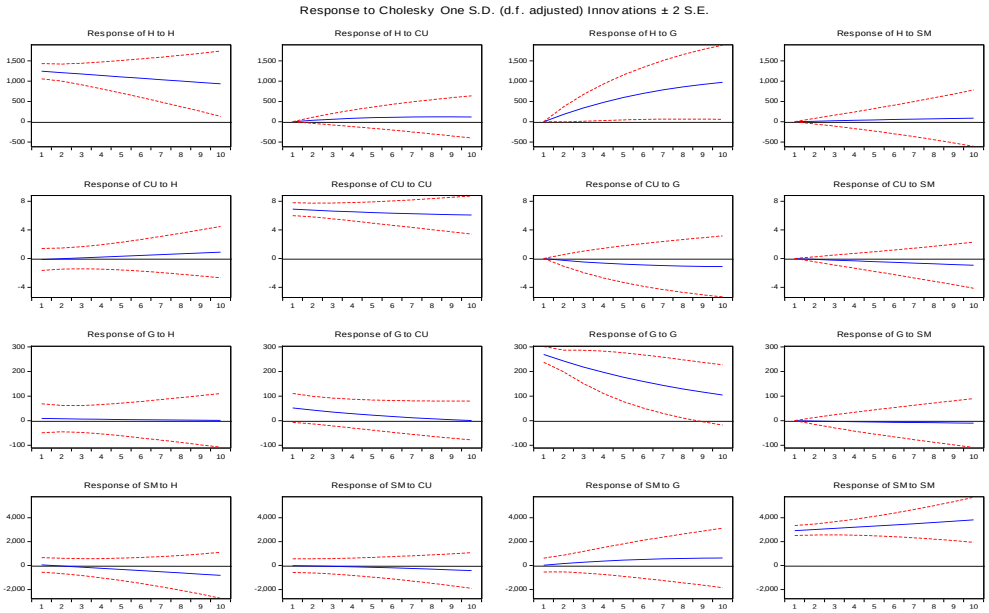
در بخش قبلی تنها جهت تاثیر علیت بین متغیرها مشخص شد و اطلاعاتی در مورد خواص پویایی و میزان تأثیر هر متغیر در رابطه علیت بدست نیامد. لیکن با استفاده از روش تجزیه واریانس می‌توان قدرت نسبی تاثیر علیت را بررسی و درجه برونزای متغیرها را محاسبه نمود. نمودار ۱نتایج تجزیه واریانس برای یک دوره زمانی نشان داده شده است. طبق نتایج بدست آمده، نوسانات طلا در توجیه بی‌ثباتی خود بیشترین مقدار را در طول زمان داردکه با گذشت زمان از میزان آن ارتقا یافته و به تدریج برنقش سایر متغیرها کاسته می‌شود بطوری که در دوره ۵ سهم نوسانات ارز به ۳۰ درصد می‌رسد. بنابراین در دوره‌های اولیه اعمال یک شوک, سهم بی‌ثباتی سایر متغیرهای توضیحی بر نوسانات قیمت مسکن کم بوده و عامل اصلی نوسانات بوجود آمده، نرخ نوسانات ارز است لیکن به تدریج نقش سایر متغیرهای مدل افزایش یافته به گونه‌ای که سهم بازار طلا پایان دوره ۳ به ۲۰ درصد می‌رسد.




تابع عکس العمل[۲۵] آنی(ضربه – پاسخ)

با توجّه به اینکه این پژوهش به بررسی اثر شوکهای بازارهای بر روی نوسانات قیمت مسکن می‌پردازد، لذا تحلیل واکنش به ضربه به اندازه یک انحراف معیار از ناحیه قیمت‌های بازارهای مالی بر روی هر سه متغیّر مورد بررسی پرداخته می‌شود. نمودار نشان می‌دهد که اگر یک شوک مثبت یا تغییر ناگهانی به

اندازه یک انحراف معیار در متغیّر ایجاد شود، تأثیر آن بر متغیّرهای این الگو در دوره‌های بعد چگونه خواهد بود.




## نتیجه گیری و بحث

در پژوهش حاضر، پویایی رابطهٔ بین بازار مسکن، بازار مالی( ارز،طلا و سهام) در ایران را بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش، بیانگر این است که اثر معناداری از نوسانات بازارهای ارز و طلا بر نوسانات بازار مسکن وجود دارد؛ اما اثرات مثبت و معناداری از نوسانات بازار سهام بر نوسانات بازار مسکن وجود ندارد. بنابراین بازار مسکن از یکسو، متأثر از توسعهٔ بخش‌های مالی و حقیقی و جهت‌گیری بازارهای پولی و مالی داخلی و از سوی دیگر، دستخوش تحولات بازارهای مالی بین‌المللی و اخبار مختلف داخلی و خارجی است که به‌طور همزمان، بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی را متأثر می‌کند.

بررسی رابطهٔ علیت میان نوسانات بازارهای مسکن، ارز ،طلا و سهام بر رابطهٔ علّی نرخ ارز و طلا به سمت بازار مسکن و نیز رابطهٔ علّی از بازار مسکن به سمت بازار سهام، طلا و ارز دلالت دارد. مهم‌ترین دلیل پدیدهٔ مذکور، آثار میان مدت درآمدی و هزینه‌ای تکانهٔ بازار ارز در صورت‌های مالی بنگاه‌های اقتصادی و درنتیجه، بازار سهام و مسکن است. در همین جهت، تاثیرات نوسانات در دوره‌های رونق و رکود بازار سهام نیز با نوسان‌های جریان‌های درآمدی و وجوه نقد کلان در بازارهای مسکن و مستغلات انتقال یافته است که با مشاهدات تجربی نیز سازگار است.

بنابراین نوسانات بازارهای مالی از دو مسیر ثروت و انتظارات افراد، بر مسکن تأثیر می‌گذارد: کاهش نوسانات و سقوط بازارهای مالی، باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذارانی می‌شود که در بازار مالی سرمایه‌گذاری کرده‌اند و به این ترتیب، درآمد دریافتی آنها کم خواهد شد. با کاهش درآمد سرمایه گذاران، تقاضای آنها برای پول به دلیل کاهش قدرت خرید (تقاضای معاملاتی) و همچنین، کاهش مبادلات در بازارهای مالی تنزل می‌یابد. کاهش تقاضای پول، به معنای کاهش نرخ بهره و خروج سرمایه از کشور است. با افزاش تقاضای ارز، نرخ ارز افزایش می یابد؛ به این ترتیب، نوعی اثرگذاری ازسوی قیمت مسکن به نرخ ارز قابل تصور است. همچنین، اثر نتایج این پژوهش نشان می‌دهند، هریک از بازارها از یکدیگر مستقل نیستند و نوسانات در یک بازار، علاوه بر اثرگذاری بر خود آن بازار، بر دیگر بازارها نیز تأثیرگذار است. بنابراین بین بازارها رابطه معنادار وجود دارد. بنابراین پژوهش پیشنهاد می‌شود. با توجه به بند یک نتیجه‌گیری و از آنجاییکه از بین متغیرهای به کار گرفته شده، نرخ ارز ارتباط قویتری به صورت هم جهتی و در میان مدت نسبت به سایر مولفه‌ها بازارهای مالی با نوسانات بازار مسکن دارد، لازم است سیاست گذاران در سیاست‌گذاری برای کنترل نوسانات قیمت مسکن، به کنترل نرخ ارز تأکید و توجه بیشتری نمایند. زیرا یکی از عوامل تعیین کننده درمحاسبهٔ سودآوری و کارآیی پروژه‌های سرمایه گذاری، به ویژه در ایران است. بنابراین باوجود ثبات در نرخ ارز، اطمینان در محیط اقتصاد داخلی افزایش می‌یابد و سرمایه گذاران می‌توانند به سهولت دربارهٔ سرمایه‌گذاری در زمان حال و آینده تصمیم بگیرند. همچنین نظر به اینکه بازار های مالی به عنوان کانالی مهم جهت هدایت نقدینگی به منظور تأمین منابع مالی سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود، بانک مرکزی و سازمان بورس باید با سطوح کارشناسی قوی تر به امر مهم توجه کنند.

**منابع**


۱) دهمرده، نظر و خاکی، لیلا، مدل سازی تغیر پذیری قیمت مسکن در ایران و پیش بینی رشد قیمت‌ها تحقیقات اقتصادی، دوره، شماره ۴، صص: ۷۵۱-۷۴۴، (۱۳۹۳).

۲) سوری، امیررضا؛ حیدری، حسن و افضلی، حسین، بررسی رابطه متغیرهای طرف تقاضا و عرضه مؤثر بر بخش مسکن بر قیمت مسکن در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۲(۱)، صص: ۱۴۰- ۱۱۳، (۱۳۹۱).

۳) قادری, جعفر, ایزدی, بهنام.، بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰). اقتصاد شهری, ۱(۱), صص: ۵۵-۷۵، (۱۳۹۵).

۴) مهرآرا، محسن؛ شهاب لواسانی، کیوان، آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۷، صص: ۲۶- ۱، (۱۳۹۱).

5) Beltratti, A., &Morana, C,International House Prices and Macroeconomic Fluctuations.Journal of Banking & Finance,34(3), PP: 533-45, (2010).

6) Ghent, A.C., Owyang, M.T, Is housing the business cycle? Evidence from U.S. cities. Journal of Urban Economics 67, PP: 336–351,(2011).

7) Golob, K., M. Bastiˇc, and I. Pšunder Analysis of Impact Factors on the Real Estate Market: Case Slovenia. Engineering Economics 23 (4), PP: 357–67, (2012).

8) Gupta, R., Jurgilas, M. & M. Kabudi ,The Effect of Monetary Policy on Real house Price Growth in South Africa: A Factor- Augmented Vector Autoregression (FAVAR) Approach", Journal of Economic Modeling, Vol.27, PP: 315-323, (2010).

9) Jiaqi Ge ,Endogenous rise and collapse of housing price: An agent-based model of the housing market,Computers, Environment and Urban Systems, Volume 62, March 2017, PP: 182-198, (2017).

10) Johnson, W. R, House Prices and Female Labor Force Participation. Journal of Urban Economics, 82, 1- 11, (2014).

11) Mandy H. M. Lau, Xueji Wei,Housing size and housing market dynamics: The case of micro-flats in Hong Kong, Land Use Policy, Volume 78, PP: 278-286, (2018).

12) Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. House Price Dynamics and Their Reaction to Macroeconomic Changes. Economic Modelling, PP: 32,172-178, (2013).

13) Sekman,Inflation, Real Stock Return and M onetaryPolicy". Applied Financial Economics.No, 6. PP: 29-35, (2011).

14) Shahbazi K, Kalantari Z. The Effects of Fiscal and Monetary Policies Shocks on Housing Market Variables in Iran: A SVAR Approach. 3.20 (61), PP: 77-104, (2012).

15) Shi, S., Jou, J. B., & Tripe, D, Can Interest Rates Really Control House Prices? Effectiveness and Implications for Macroprudential Policy. Journal of Banking & Finance, 47, PP: 15- 28, (2014).

16) Tse, C. B., Rodgers, T., & Niklewski, The 2007 Financial Crisis and the UK Residential Housing Market: Did the Relationship Between Interest Rates and House Prices Change?. Economic Modelling, 37, PP: 518-53, (2014).

17) Yahyazadehfar, M. & Babaie, A, Macroeconomic Variables and Stock Price: New Evidence from Iran. Middle-East Journal of Scientific Research , 11 (4), PP:: 408-527, (2011).

18) Zull Kepili Ezati, E., & Masron, T.A,Real Estate–Foreign Direct Investment–Growth in Malaysia: Re-Framing Eclectic Paradigm . IPEDR, 7, PP: 110-114, (2011).

**یادداشت‌ها**

1 Gupta, R., Jurgilas, M. & M. Kabudi
2 Yahyazadehfar, M. & Babaie, A
3 Gupta, R., Jurgilas, M. & M. Kabudi
4 Shahbazi K, Kalantari Z
5 Ghent and Owyang
6 Beltratti, A., &Morana, C
7 Tse, C. B., Rodgers, T., & Niklewski, J.
8 Johnson, W. R
9 Shi, S., Jou, J. B., & Tripe, D
10 Nneji, O , Chris Brooks, Charles W.R. Ward
11 Johnson, W. R
12 Shi, S., Jou, J. B., & Tripe, D
13 Zull Kepili Ezati, E., & Masron, T.A.
14 Jiaqi Ge
15 Mandy H. M. Lau, Xueji Wei
16 Golob, K., M. Basti˘c, and I. Pšunder
17 Sekman
18 Reduced Forms
19 Jiaqi Ge
20 vector white noise
21 Mandy H. M. Lau, Xueji Wei
22 Likelihood Ratio Test
23 Asymptotic Theory
24 Variance Decomposition.
25 Impulse Response.