نشریــه علمــی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
دوره ۱۷ / شماره ۶۳ / پاییز ۱۴۰۳
صفحه ۹۳ تا ۱۱۳

تأثیر سیاست های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی با استفاده از روش *Panel VAR*

مجید محمدمیرزائی داریان[۱]
احمد نقی لو* [۲]
یداله رجائی [۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی با استفاده از روش *Panel VAR* می‌باشد. روش تحقیق حاضر بر اساس اهداف تحقیق از نوع کاربردی می‌باشد. داده‌های پژوهش در بازه زمانی بین ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ در بازه زمانی. با استفاده از نرم‌افزار *Eviews12* مورد برازش قرار گرفت. نتایج آزمون دیکی فولر مانایی متغیره‌های نشان داد. تمام متغیرهای پژوهش؛ یا یکبار تفاضل گیری در سطح I_1 ایستا شدند؛ همچنین نتایج وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز بیزین (*SBC*) نشان داد بهترین وقفه یک و دو می‌باشد. نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن بر اساس آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه نشان داد بین متغیرهای پژوهش رابطه مدت بین متغیرهای وجود دارد. نتایج تحلیل شوک‌ها نشان داد شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی تأثیرگذار هستند .

کلید واژه: شوک‌ها، پولی، مالی، قیمت دارائی‌های مالی، *Panel VAR*

[۱] گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران. *majidmirzaei1983@gmail.com*
[۲] گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران(نویسنده مسئول). *My_talk@hotmail.com*
[۳] گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران . *Dr.yadollah.rajaei@gmail.com*

۱. مقدمه

سیاست پولی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای تأثیرگذار در اقتصاد، همواره موردتوجه و استفاده مقامات مسئول کشورها بوده است؛ اما استفاده صحیح از سیاست‌های پولی در وهله اول نیازمند شناخت دقیق نحوه و میزان تأثیرگذاری آن بر اقتصاد کشور است؛ بنابراین فهم چگونگی تأثیرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد، برای ارزیابی نوع و نحوه اعمال سیاست پولی امری ضروری است. اتخاذ سیاست‌های پولی فرآیندی است که بانک مرکزی و یا مقام پولی کشور به کنترل عرضه پول و یا سایر متغیرهای پولی می‌پردازد و به‌عنوان یکی از انواع سیاست‌های اقتصادی، نوساناتی را به اقتصاد تحمیل می‌نماید.

سیاست مالی به‌عنوان عنصر فعال اقتصاد کلان انقلابی است که کینز در علم اقتصاد به وجود آورد. پیش از وی کلاسیک‌ها اساساً به عدم دخالت دولت در اقتصاد معتقد بودند. محور اصلی نظرات کینز به گسترش دامنه فعالیت دولت در امور تولیدی، اقتصادی و سرمایه‌گذاری دولتی برای رسیدن به سطح اشتغال کامل قرار داشت، به‌طوری‌که در دهه‌های ۱۹۴۰،۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ اقتصاد کینز و نظریه‌های وی بر اقتصاد کشورهای پیشرفته حاکم بود. اقتصاد کینز در این کشورها تا اواسط دهه ۱۹۶۰ موفق بود، زیرا نرخ بیکاری در این کشورها نسبتاً پایین بود اما پس از آن در اواخر دهه ۱۹۶۰ و اوایل دهه ۱۹۷۰ به دلیل رکودترمی اقتصاد کینزبه دلیل ناتوانی در ارائه راه‌حل مناسب موردانتقاد شدید قرار گرفت و بسیاری از باورهای اولیه دولتی کردن فعالیت‌ها زیر سؤال رفت. این اقدامات افراطی پدیده دیگری به نام شکست بازار با تأکید بر عدم کارایی آن و اتلاف منابع را به وجود آورد، در این میان گروهی تحت عنوان طرفداران مکتب اصالت پول بهره بری میلتون فریدمن ضمن رد نظریه کینزبرای از بین بردن مشکلات اقتصادی برای اجرای برخی نظریه‌های کلاسیک در قالبی نوین تأکید نمودند (موسوی جهرمی و زایر، ۱۳۸۷).

بی‌تردید سیاست‌های کلان اقتصادی نقش حیاتی در تحقق توسعه پایدار اقتصادی به‌ویژه در زمان بحران‌های اقتصادی دارند. اکثر کشورهای جهان با کاهش نرخ بهره و تزریق نقدینگی اضافی به سیستم مالی خود به بحران‌های اقتصادی پاسخ داده‌اند بااین‌حال همه کشورها انعطاف‌پذیری لازم برای اجرای چنین سیاست‌هایی را ندارند زیرا شرایط آن‌ها از منظر سیاست پولی متفاوت است (تومسیک[4]، ۲۰۱۲). کشورهایی که نرخ بهره پایین‌تری دارند ممکن است اثربخشی این سیاست را از دست بدهند زیرا کاهش بیشتر نرخ بهره می‌تواند ارزهایشان را با ایجاد جریان خروجی سرمایه بی‌ثبات کند (سبحانی پور و همکاران،۲۰۲۰) با توجه به محدودیت‌های سیاست پولی تحت این شرایط سیاست مالی برای تثبیت رشد اقتصادی و کنترل تورم استفاده‌شده است. معرفی بسته‌های محرک مالی می‌تواند تقاضای داخلی را تقویت کرده و به مقابله با هرگونه ضرر در اعتماد اقتصادی کمک کند با این، حال هزینه‌های ناپایدار می‌تواند منجر به کسری بودجه گسترده شود که ممکن است به سطوح بالای بدهی عمومی منجر شود. بدون این پاسخ‌های سیاستی، اقتصادها ممکن است دچار رکود عمیق و طولانی شوند، بااین‌حال، گام‌های اشتباه در سیاست ممکن است هر بحرانی را شدیدتر کند (محمود و سیال، ۲۰۲۲)

بازارهای مالی از اساسی‌ترین بازارها در هر کشوری می‌باشند. شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و این بازارها نیز به‌شدت از سایر بخش‌ها تأثیر می‌پذیرند (تقیان دینانی و فرید، ۱۳۹۵). افزایش روابط میان بازارها به نحوی بوده که باعث یک به‌هم‌پیوستگی قابل‌توجه در نوسانات قیمت، بازده سهام یا بازده سایر دارایی‌ها در بازارهای مختلف گردیده است، این به‌هم‌پیوستگی به‌گونه‌ای می‌باشد که معمول موجی از افزایش یا کاهش قیمت از یک یا چند بخش آغاز و به‌وسیله پیوند میان صنایع به بخش‌های دیگر منتقل می‌گردد (یین و همکاران[5]، ۲۰۲۰). محققان معتقدند که افزایش همگرایی بازارهای مالی در چند دهه‌ی اخیر، انتقال نوسانات را میان آن‌ها تشدید نموده است. نوسانات باعث ایجاد نا اطمینانی، لطمه به اعتماد عمومی و کاهش در سرمایه‌گذاری می‌گردد. درک نادرست ارتباطات متقابل بازارها می‌تواند منجر به اتخاذ سیاست‌های اقتصادی ضدتولیدی و نامناسب گردد (برنی و همکاران[6]،۲۰۰۸). نوسانات در بازارهای مالی اهمیت ویژه‌ای دارند. نوسانات دارای ویژگی‌هایی می‌باشند که به‌طور معمول در بازده دارایی یافت می‌شوند و نقش برجسته‌ای در توسعه مدل نوسان دارند (تای هانگ[7]، ۲۰۲۰).

---

[4] . *Tomsik*
[5] *Yin & et al*
[6] *Beirne & et al*
[7] *Thai Hung*

بحران‌های مالی دهه‌های اخیر باعث شده است که بازارهای دارایی به یکی از موضوعات مهم موردبحث بسیاری از اقتصاددانان و پژوهشگران مالی تبدیل شود (چانگ، آیی و گوپتا[8]، ۲۰۱۸). معمولاً این بحران در همان بازار باقی نمانده و به‌صورت بالقوه می‌تواند زمینه‌ساز بحران در سایر بازارهای مالی گردد (نیام[9]، ۲۰۱۶)؛ و عاملی که بحران مالی را نگران‌کننده‌تر می‌نمایند انتقال بحران‌ها از یک کشور به سایر کشورها و یا یک بازار مالی به بازار مالی دیگر می‌باشد این فرآیند از طریق هم حرکتی در نرخ ارز، قیمت‌های سهام و جریان سرمایه قابل‌بررسی می‌باشد (طالقانی و همکاران،۱۳۹۸)؛ و انتقال حباب زمانی رخ می‌دهد که تغییر قیمت دریک بازار بایک وقفه به بازار دیگر تأثیرگذار باشد. این تأثیر می‌توانند بین کشورهای مختلف و یا بین بازارهای مالی متفاوت دریک کشور اثرگذار باشد (رضی کاظمی و همکاران،۱۴۰۰)؛ و در طبقه‌بندی بحران‌های اقتصادی بحران‌ها به دودسته کلی بحران بخش حقیقی اقتصاد و بحران مالی طبقه‌بندی می‌گردند.

به‌طورکلی با بررسی دوره‌های زمانی قیمت دارائی‌ها، آنچه استنباط می‌گردد. اغلب آن‌ها در دوره‌های مختلف زمانی تحت تأثیر ریسک‌های سیستماتیک وغیرسیستماتیک دچار نوسان شده و بعضاً اثرات آن به‌صورت بلندمدت در اقتصاد باقی می‌ماند؛ و باید اذعان داشت حباب قیمتی از دیگر شوک‌های اقتصادی متفاوت بوده وآثارماندگی طولانی‌مدتی در اقتصاد دارند (هاتفی مجومردومهرآرا،۱۳۹۸). وجود چنین روندهای قیمتی در یک بازار، سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌نمائید تاسبد دارائی‌های خود را تعدیل نموده و ترکیب دارائی‌های خود را تغییر دهند. این موضوع می‌تواند از یک‌سو آشفتگی در بازار بحران‌زده را تشدید نموده وازسوی دیگر، باعث سرایت حباب به بازارهای دیگر شود (خلیفه و همکاران[10]،۲۰۱۴؛ سانچالین و همکاران[11]،۲۰۱۹).

ازاین‌رو مقاله حاضر باهدف بررسی تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی شکل‌گرفته است. درصدد پاسخ به این سؤال هست شوک‌های پولی و مالی بر چه تأثیری بر قیمت دارائی‌های مالی(مسکن) دارد؟

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱-تعریف سیاست‌های مالی

سیاست مالی عبارت است از: استفاده از مخارج و فعالیت‌های درآمدزای دولت برای رسیدن به اهدافی همچون اشتغال کامل به‌عبارت‌دیگر، این سیاست‌ها عبارت از سیاست دولت درباره سطح خریدهای دولت، سطح پرداختهای انتقالی و ساختار مالیاتی است و اشاره به استفاده از بودجه دولت برای تأثیرگذاری در فعالیت‌های اقتصادی دارد این سیاست‌هایکی از نقاط تلاقی سیاست و اقتصاد هستند زیرا شرایط سیاسی نقش بسیار مهمی در تعیین هدف یا اهداف سیاست مالی دارند (دورنبوش و فیشر[12]،۲۰۰۵).

در زبان ایتالیایی *Fisco II* به معنی بنگاهی است که مالیات را جمع‌آوری می‌کند، بنابراین سیاست مالی عبارت است از سیاست‌هایی که به مالیات وابسته‌اند. با این وجود، انقلاب کینزی مفهوم سیاست مالی را تغییر و آن را از سمت درآمد یا مالیات به سمت درآمد و مخارج سوق داده است. براین اساس، سیاست مالی به دست‌کاری مالیات‌ها و مخارج عمومی برای اثرگذاری بر تقاضای کل اشاره دارد. به‌طورکلی سیاست مالی بخشی از سیاست‌های مدیریت تقاضا محسوب می‌شوند که اثرگذاری آن بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند مصرف سرمایه‌گذاری تورم تولید ناخالص داخلی و اهداف کلان اقتصادی ازجمله اهداف توزیعی تخصیصی و تثبیتی به حرکت درآوردن فعالیت‌های بخش‌های غیردولتی استفاده از منابع راکد کشور و جهت‌دهی آن‌ها به سمت رشد و توسعه به‌عنوان مهم‌ترین ویژگی‌های آن‌ها به شمار می‌آیند به عبارتی سیاست مالی به دست‌کاری مالیات‌ها و مخارج عمومی برای اثرگذاری بر تقاضای کل اشاره دارد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹). دولت‌ها از سیاست مالی به استناد ویژگی‌هایی که دارد، برای رسیدن به اهداف خود در سطح کلان استفاده می‌کنند. بر این اساس اهداف سیاست مالی در چارچوب وظایف اقتصادی بخش عمومی و با توجه به شرایط اقتصادی و چالش‌های سیاسی پیش روی دولت‌ها مشخص می‌شود. به‌طورکلی برنامه‌های مختلف دولت در دستیابی به اهدافی مانند اشتغال کامل تثبیت، قیمت‌ها موازنه تراز پرداختها و رشد اقتصادی در قالب وظیفه تثبیت یا تحقق عدالت اجتماعی که درنتیجه تخصیص بهینه منابع روی می‌دهد یا اهدافی چون ارائه کالا و خدمات عمومی، مبارزه با فقر، کاهش فاصله طبقاتی، کمک به گروه‌های کم‌درآمد

---

[8] . *Chang, Aye and Gupta*
[9] . *Neaime*
[10] . *Khalifa, et al.*
[11] . *Sunchalin, et al*
[12] *Dornbusch and Fischer*

که جزء برنامه‌های توزیع هستند (جعفری صمیمی و همکاران،۱۳۹۱).

۲-۲- سیاست پولی

سیاست پولی به سیاست‌هایی اطلاق می‌شود که مقامات پولی از طریق تغییر در عرضه پول و یا تغییر در انتظارات عامه درباره نرخ بهره آینده یا هر دو، متغیرهای حقیقی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهند. مهم‌ترین نقش سیاست‌های پولی کنترل حجم پول و نقدینگی کل است و درواقع از این طریق بر سایر متغیرهای اقتصادی اثر می‌گذارد. کشورها برای رسیدن به اهداف خود با بهره‌گیری از سیاست‌های پولی که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، شرایط اقتصادی را به سمت اهداف خود هدایت می‌کنند به همین دلیل رشد اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت آن‌ها از سیاست پولی نشأت می‌گیرد. (هانسون[۱۳]، ۱۹۹۶) (با تاچاریا و همکاران[۱۴]، ۲۰۰۹). کشورهایی که دارای رشد اقتصادی مثبت هستند سیاست پولی آن‌ها مطابق با شرایط اقتصادی بومی و جهانی می‌باشد (ماتسینی و نیتسیکو[۱۵]، ۲۰۱۰).با در نظر داشتن نوسانات اقتصادی دو نوع تدبیر وجود دارد که به سیاست پولی انبساطی و سیاست پولی انقباضی شهرت یافته‌اند.

سیاست پولی انبساطی سیاست‌هایی که باعث افزایش یافتن حجم پول در اقتصاد می‌شود.

سیاست پولی انقباضی سیاست‌هایی که باعث کاهش حجم پول در اقتصاد می‌شود (بانک اطلاعات مرکزی ایران، ۱۳۹۴).

۳-۲- تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر قیمت دارایی‌های مالی

۱-۳-۲-کانال دیدگاه مالی

دیدگاه‌های مختلفی در مورد ارتباط علی تغییر در قیمت دارایی‌ها و نرخ رشد ستانده و تورم وجود دارد. بر اساس یک دیدگاه تحولات بازارهای دارایی تنها یک انحراف اتفاقی و موضوعی فرعی است و نمی‌تواند علتی برای ستانده باشد، اما اطلاعات موجود در قیمت آن‌ها به‌طور ضمنی بیانگر نرخ رشد سود تقسیم شده، درآمد و ستانده در آینده است. دیدگاه دیگر براثر علی قیمت دارایی‌ها روی مصرف شخصی و سرمایه‌گذاری تاکید می‌کند. افزایش قیمت دارایی‌ها با افزایش اثر ثروت، مصرف شخصی را تحت تأثیر قرار می‌دهد که این امر نیز درخواست افزایش دستمزد انتظاری (به‌عنوان نتیجه‌ای از رشد درآمد واقعی)، ارزش وثیقه و درنتیجه افزایش ظرفیت استقراض بنگاه‌های خصوصی را به دنبال دارد، هرچند ویکرز[۱۶] (۲۰۰۰) به این نکته اشاره دارد که قیمت مسکن بالاتر باعث می‌شود مردمی که صاحب‌خانه نیستند یا نیازهای خانه‌ای آن‌ها اقناع نشده است، هزینه‌های غیر مسکن خود را کاهش دهند، بنابراین اثر قیمت دارایی خانه روی هزینه مصرفی می‌تواند دوگانه باشد. تجزیه‌وتحلیل نقش ثروت در مصرف خانوارها به نظریه درآمد دائمی یا مدل سیکل زندگی بازمی‌گردد بر این اساس سطح مصرف خانوارها تابعی از درآمد دائمی یا همان ارزش فعلی درآمد نیروی کار و نیز درآمد سرمایه است. درآمد سرمایه شامل ثروت مسکن و ثروت دارایی‌های مالی است. با معلوم بودن درآمد دائمی قابل انتظار خانوارها در طول زندگی به این صورت هزینه می‌کنند که در سال‌های اولیه استقراض می‌کنند در اواسط دوره کاری پس‌انداز می‌کرده و در سال‌های پایانی پس‌انداز نمی‌کنند بنابراین یک افزایش غیرمنتظره در ثروت باعث می‌شود مصرف‌کنندگان سود ثروت را در طول دوره باقی‌مانده توزیع نموده کمی بیشتر مصرف و کمتر پس‌انداز کنند. افزایش قیمت دارایی‌ها سرمایه‌گذاری را با کاهش در هزینه سرمایه جدید نسبت به سرمایه موجود (نظریه کیوتوبین) تحت تأثیر قرار می‌دهد این افزایش قیمت بر اساس رشد انتظاری ستانده در آینده و بهبود توان ترازنامه شرکت‌ها که سبب می‌شود بانک‌ها هزینه‌های بهره وام‌ها را کاهش دهند، انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند

کان، مک فارلن و رابینسون[۱۷] (۲۰۰۹) این مقاله شواهد تجربی جامعی را ارائه می‌کند که از محاسبات پولی سارجنت والاس (۱۹۸۱) مبتنی بر اینکه افزایش قرضه عمومی تورم‌زا است دفاع می‌کند. یافته‌ها این رابطه را در کشورهای درحال‌توسعه و شدیداً بدهکار تائید می‌کنند که البته این رابطه در سایر کشورهای توسعه‌یافته ضعیف می‌باشد. این رابطه با لحاظ سایر متغیرها، حذف قیود اعمال‌شده بر ضرایب، تصحیح تورش های درونزا و استفاده از زیر نمونه‌های کوچک حفظ می‌شود. آن‌ها یک مدل *VAR* به‌منظور بررسی کانال تأثیرگذاری و توابع واکنش آنی برای مدل آینده‌نگر تورم تخمین زده‌اند. اثر ثروت ناشی از قرضه عمومی، به‌طوری‌که توسط تئوری مالی سطح قیمت بیان‌شده است، می‌تواند همچنین بر تورم اثرگذارد، ولی شواهد تجربی برای این ادعا یافت نمی‌شود. نتایج می‌گوید که خطر دام تورم

[13] *Hansen*
[14] *Bhattacharya et al*
[15] *Mattesini, Nistico*
[16] *Vickers*
[17] *Goohoon,Kwon,Mcfarlane*

ناشی از قرضه در کشورها شدیداً مقروض بالا می‌باشد، تثبیت پولی در میان‌مدت بعید است که مؤثر باشد. یافته‌ها بر اهمیت عوامل نهادی و ساختاری در برقراری ارتباط بین سیاست مالی و تورم تاکید دارد.

۲-۳-۲- کانال‌های دیدگاه پولی

رابطه میان سیاست پولی و نوسان دارایی‌های مالی و فیزیکی همواره یک موضوع موردتوجه در اقتصاد کلان بوده است و به‌ویژه پس از بحران اخیر بسیار موردتوجه اقتصاددانان قرارگرفته است دیدگاه‌های مختلفی در این زمینه در طول زمان توسعه‌یافته است که بر اساس آن‌ها می‌توان اقتصاددانان را به دو گروه عمده تقسیم کرد؛ کسانی که بر نقش سیستم مالی در هماهنگی فعالیت‌های اقتصادی تأکید کرده‌اند و آنان که توجهی به بخش مالی به‌عنوان یک بخش تعیین‌کننده در این زمینه نداشته‌اند. دیدگاه گروه دوم در تئوری مقداری پول قرن هجدهم و نوزدهم مشهود است که در آن تغییرات در عرضه پول به‌طور مستقیم و بدون اثرگذاری برمتغیرهای واقعی در سطح قیمت‌ها منعکس می‌شود تئوری مقداری با قانون سی[18] که پول را به‌عنوان یک حجاب معرفی می‌کند کالاها با کالاها مبادله می‌شوند و یا به‌عبارت‌دیگر پول تأثیری بر قیمت‌های نسبی - ندارد سازگار است. این تئوری اقتصاد پولی را در یک دوره طولانی از زمان هیوم[19] در قرن هجدهم تا فیشر (۱۹۱۱) تحت تأثیر قرار داده است.

در این دوره یک نسخه اصلاح شده از تئوری مقداری ابتدا توسط ترنتون (۱۸۰۲) و پس از او ریکاردو (۱۸۱۰) مطرح شد که بر مکانیسم غیرمستقیم " تأکید می‌کرد. با توجه به این، مکانیسم افزایش در عرضه پول به‌طور مستقیم به‌موجب افزایش قیمت‌ها نمی‌شود، بلکه ابتدا نرخ بهره را تحت تأثیر قرار می‌دهد که خود بر مخارج و درنتیجه قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد. این مکانیسم مفهوم ابتدایی از نرخ بهره به‌عنوان یک متغیر انتقال ارائه کرد. بیان دوباره‌ای از مکانیسم غیرمستقیم در فرایند تجمعی مشهور وی کسل[20]" در کتاب بهره و قیمت‌ها (۱۸۹۸) مطرح شد. وی کسل نرخ بهره واقعی یا بازاری را از نرخ بهره طبیعی جدا کرد. به‌رغم تأثیرگذاری نظریه‌های کینز در نظریه‌های، اقتصادی، ارتباط میان پول متغیرهای واقعی و عملکرد بازارهای اعتبار در حد قابل‌توجهی در مسیر اصلی ادبیات این حوزه در اوایل دهه‌های پس از جنگ جهانی دوم نادیده گرفته شد. دلیل این امر را می‌توان به پیروی اقتصاددانان از تفسیر *IS-LM* هیکس[21](۱۹۳۷) از کتاب نظریه عمومی نسبت داد که در آن فقط به دو دارایی مالی پول و اوراق قرضه به‌عنوان نماینده‌ای از کل بازار سرمایه توجه شده بود.

نویسندگانی چون مینسکی (۱۹۷۸) و (۱۹۷۵) و گردن (۱۹۹۴) مدل‌های خود را بر اساس تأکید کینز مبنی برقرار دادن عدم قطعیت به‌عنوان یک منبع اولیه ناپایداری مالی و درنتیجه نوسانات واقعی بنا کردند با توجه به فرضیه ناپایداری مالی مینسکی (۱۹۷۸)، ناپایداری ذاتی در بخش مالی موجب بروز بحران‌های این بخش است. گردن (۱۹۹۴) نیز نظریه تأمین مالی و سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک‌ها را که بر اساس چارچوب میلر مودیلیانی ساخته شده بود مورد انتقاد قرار داده و تئوری پساکینزین دیگری ارائه کرد که عدم قطعیت در مورد آینده و ریسک گریزی را موردتوجه قرار می‌داد.

میشکین (۲۰۰۴) مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی به سایر بخش‌های و*AD-AS* اقتصادی را به سه دسته طبقه‌بندی می‌کند نخستین مکانیسم انتقال پولی همان کانال سنتی نرخ بهره است که از اهمیت قابل‌توجهی در مدل‌های *IS-LM* کینزین‌ها برخوردار است. دسته دوم از طریق قیمت دارایی‌ها به‌غیراز نرخ بهره عمل می‌کند که مشکین از آن به‌عنوان کانال سایر دارایی‌ها نام می‌برد. دسته سوم، دیدگاه اعتبار است که با توجه به اثرات عدم تقارن اطلاعات بر بازارهای اعتبار عمل می‌کند.

کانال نرخ بهره: هنگامی‌که در نرخ بهره اسمی معین، بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی اجرا کند، نرخ بهره حقیقی کاهش می‌یابد؛ بنابراین هزینه سرمایه کاهش‌یافته و سرمایه‌گذاری و تولید افزایش می‌یابد. لذا تغییرات نرخ بهره بازاری توسط سیاست پولی، هزینه‌های سرمایه‌گذاری را کاهش یا افزایش می‌دهد و بدین ترتیب بر تقاضای کل و تولید تأثیر می‌گذارد. لذا باوجود چسبندگی‌های اسمی، اقدام‌های سیستماتیک و غیرمنتظره سیاست پولی بر تولید تأثیر می‌گذارند. ویژگی مهم مکانیسم انتقال نرخ بهره، تأکید آن بر نرخ بهره حقیقی در مقابل نرخ بهره اسمی می‌باشد. این ویژگی است که تصمیمات مصرف‌کنندگان و کارگزاران اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. علاوه بر این اغلب مشاهده شده است که نرخ بهره حقیقی بلندمدت و نه نرخ بهره کوتاه‌مدت اثر عمده‌ای بر مخارج دارد. چگونه تغییرات ایجادشده در نرخ بهره

[18] *Say's Law*
[19] *Hume*
[20] *Wicksell*
[21] *Hicks*

اسمی کوتاه‌مدت توسط بانک مرکزی منجر به تغییر مربوطه در نرخ بهره حقیقی اوراق قرضه کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود؟ پاسخ این سؤال در قیمت‌های چسبنده می‌باشد. از این‌رو هنگامی‌که سیاست پولی انبساطی، نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت را کاهش می‌دهد، نرخ بهره واقعی کوتاه‌مدت را نیز کاهش می‌دهد و این امر حتی در دنیای با انتظارات عقلایی نیز صادق است. فرضیه انتظارات ساختار زمانی- که بیان می‌کند نرخ بهره بلندمدت، متوسط نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت آتی مورد انتظار می‌باشد-نتیجه می‌گیرد که کاهش نرخ بهره کوتاه‌مدت حقیقی منجر به کاهش در نرخ بهره حقیقی بلندمدت می‌شود. سپس این نرخ‌های بهره پایین‌تر منجر به افزایش در سرمایه‌گذاری ثابت کارگزاران اقتصادی، سرمایه‌گذاری در مسکن، مخارج مصرفی بادوام و سرمایه‌گذاری به‌صورت موجودی انبار می‌شود که همه آن‌ها باعث افزایش در تولید کل می‌شود (میشکین[22]،۱۹۹۶).

۴-۲- پیشینه تحقیق

روحی سرا و همکاران (۱۴۰۳) در مقاله‌ای به بررسی طراحی مدلی جهت پیش‌بینی بحران مالی بازار سرمایه‌ایران با استفاده از مدل‌های وب هوشمند پرداختند. برای این منظور از داده‌های حاصل از پرسشنامه تکمیل‌شده توسط ۲۰ خبره در بخش کیفی و داده‌های حاصل از ۱۷۳ شرکت از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شد. یافته‌ها نشان داد که می‌توان با استفاده از مدل‌های وب هوشمند، بحران مالی بازار سرمایه‌ایران را پیش‌بینی نمود و از نظر کارایی، روش بهینه‌سازی مورچگان بیشترین کارایی و روش گرگ خاکستری کمترین کارایی را در مسئله پیش‌بینی بحران مالی دارد.

حیدری و همکاران(۱۴۰۳) در مقاله‌ای به بررسی رویکردی نوین به مدل‌سازی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (رویکرد مدل‌های *TVP-DMA&TVP-FAVAR*) پرداختند. بر اساس نتایج میانگین‌گیری پویا، مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر قیمت مسکن در اقتصاد ایران عبارتند از متغیرهای تورم، نرخ ارز، نقدینگی، رشد اقتصادی، تسهیلات پرداختی بانک‌ها برای مسکن، مطالبات معوق و افزایش بدهی بانک‌ها، حجم دارایی‌های ثابت بانک‌ها، شاخص قیمت زمین در تهران، شاخص تحریم‌ها، جمعیت، مالیات بر مسکن، ضریب شهرنشینی و شاخص بهای مصالح ساختمانی. بر اساس نتایج مدل متغیرهای تورم، نرخ ارز، نقدینگی، تسهیلات پرداختی بانک‌ها برای مسکن، حجم دارایی‌های ثابت بانک‌ها، شاخص قیمت زمین در تهران، شاخص تحریم‌ها، جمعیت، ضریب شهرنشینی و شاخص بهای مصالح ساختمانی تأثیر مثبت و متغیرهای رشد اقتصادی، مطالبات معوق و افزایش بدهی بانک‌ها و مالیات بر مسکن تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند.

آصفی و همکاران (۱۴۰۱) به ارزیابی مکانیزم انتقال پولی از طریق کانال قیمت دارایی در توسعه مالی پرداخته‌اند. نتایج توابع واکنش تک آن‌های حاکی از آن است که کانال قیمت مسکن در میان‌مدت و بلندمدت باعث افزایش تولیدشده اما آثار تورمی قابل‌توجهی نیز در کوتاه‌مدت و میان‌مدت داشته است. بر اساس نتایج و نقش قابل توجه کانال قیمت سهام در انتقال شوک پولی به سطح قیمت‌ها می‌توان گفت این کانال نقش قابل‌توجهی در کاهش آثار تورمی سیاست پولی دارد.

پورحسینی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه خود با استفاده از رویکرد خود رگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (*TVP-VAR*) و داده‌های سری زمانی فصلی از سال ۳: ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۹: ۴ به بررسی ارتباط شوک‌های عدم نقد شوندگی بازار مالی و پویایی‌های اقتصاد کلان پرداخته‌اند. نتایج مطالعه واکنش رشد تولید به شوک عدم نقد شوندگی را به‌صورت منفی و کاهشی نشان داده و نیز شوک عدم نقد شوندگی اثر فزاینده بر تورم داشته و اثر افزایش حجم نقدینگی به این شوک‌ها، رشد نسبی به دنبال داشته است.

قدیری و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از داده‌های مالی اقتصادی ایران از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۳۹۷ به‌صورت فصلی به مطالعه نقش سیاست‌های مالی بر تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده از طریق کانال اعتبارات بانکی و نرخ ارز در دو الگوی متفاوت پرداخته‌اند. یافته‌ها بیانگر این موضوع بود که الگوی دوم از برتری بیشتر نسبت به الگوی اول برخوردار است. همچنین متغیرهای ابزار سیاستی اثر مثبت و معنادار بر متغیرهای تعداد پروانه ساختمانی صادرشده و قیمت مسکن در کوتاه‌مدت میان‌مدت و بلندمدت با توجه به کانال اعتباری دارد متغیر نرخ سپرده که به‌عنوان ابزار سیاستی استفاده شده است در میان‌مدت و بلندمدت می‌تواند تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده را با توجه به میزان تسهیلات بانک‌ها افزایش دهد

جانه موین کمایتی و همکاران[23] (۲۰۲۳) در مقاله‌ای با عنوان اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر قیمت سهام به بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر بازار سهام هند پرداخته‌ان.د نتایج حاکی از آن است که شوک‌های پیش‌بینی‌نشده سیاست پولی سریعاً و

[22] *Mishkin*

[23] *Su dinh, nguyenphus, canh moinakmaiti*

به‌طور چشم‌گیری به شکاف تولید تورم و نرخ بهره پاسخ می‌دهد. اثر مثبت شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده در بازارهای گاوی و اثر منفی شوک‌های پیش‌بینی‌نشده نشان از عدم تقارن است.

فریتاس وال و همکاران[24] (۲۰۲۲) با استفاده از تحلیل مطالعه رویداد، اثر تصمیمات پیش‌بینی نشده سیاست پولی را بر بازده کل سهام برزیل و ۵۳ شرکت بررسی می‌کند. آن‌ها دریافتند که سیاست پولی اثر معنادار بر بازار سهام دارد ولی درصد کمی از تغییرات بازار سهام را توضیح می‌دهد این تحلیل در سطح بخشی با معیار بازده انتظاری نشان می‌دهد که بخش مالی بیشترین تأثیر را از سیاست پولی داشته است.

دی پوتر[25] (۲۰۲۱) در مطالعه خود نشان می‌دهند که عدم قطعیت سیاست پولی بر انتقال شوک‌های سیاست پولی بر بازده اسمی واقعی بلندمدت تأثیر می‌گذارد برای یک شوک سیاست پولی معین زمانی که سطح عدم قطعیت سیاست پولی پایین، باشد واکنش بازدهی بیشتر است. معامله گران اصلی بازار و سایر سرمایه‌گذاران موقعیت‌های نرخ بهره خود را زمانی که عدم اطمینان سیاست پولی پایین است، بیشتر از زمانی که عدم اطمینان زیاد است تنظیم می‌کنند این تعدیل‌های پرتفوی احتمالاً انتقال بزرگتر شوک سیاست پولی به بازده اوراق قرضه را در زمانی که عدم اطمینان پایین است توضیح می‌دهد این یافته‌ها نقشی را که عدم قطعیت سیاست پولی در انتقال سیاست پولی به بازارهای مالی ایفا می‌کند نشان می‌دهد.

۳-روش تحقیق

روش مقاله حاضر بر اساس اهداف تحقیق از نوع کاربردی می‌باشد این مقاله درصدد بررسی تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی با استفاده از روش *Panel VAR* می‌باشد. به عبارتی مطالعه از حیث هدف کاربردی و ازنظر جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات توصیفی از نوع علی می‌باشد. روش شناسی از نوع پس رویدادی است. در این تحقیق تلاش می‌شود؛ تا با تبیین تئوریک و طراحی یک مدل و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به بررسی تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی با استفاده از روش *Panel VAR* پرداخته می‌شود. روش‌های گردآوری اطلاعات در بخش ادبیات نظری و مفاهیم تئوریک، از شیوه آرشیوی (داده‌های گردآوری‌شده) بر اساس محتوای مقالات، پایان‌نامه‌ها، گزارش‌های علمی، محتوای وب‌سایت‌هایی علمی که به نمایه مقالات، مجلات علمی و پژوهشی و مقالات اجلاس‌های ملی و بین‌المللی و برای جمع‌آوری آمار و اطلاعات کمی موردنیاز نیز، از جداول آماری و بانک‌های از آمارهای منتشر شده توسط بانک مرکزی و داده‌های آماری (ایران) استفاده شده است.برای بررسی تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی، دو دسته مدل وجود دارند. مدل ارائه شده بر اساس مطالعه تجربی جانه موین کمایتی و همکاران (۲۰۲۳)، فریتاس وال و همکاران (۲۰۲۲)، سیوهایبو همکاران (۲۰۲۱)، ژیواجین و همکاران (۲۰۲۱)، ژانگ و همکاران (۲۰۲۰)، بهمنی و ساها (۲۰۱۶)، کندی و نوریزاد (۲۰۱۶)، ویسلیف ندوگا اوما[26] (۲۰۱۴)، هسینق (۲۰۱۳)، افانسو سوزا (۲۰۱۱)، آگنلو سوزا (۲۰۱۲)، لی و همکاران (۲۰۱۰)، هیلده و همکاران (۲۰۱۰)، جانسن و همکاران (۲۰۰۸) است که به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$logPZmin = f(logcpi, logegar, logexr, logmm, logmasa)$$

$$logPZmin = f(logcpi, logegar, logexr, logcov, logmasa)$$

$logPZmin$: شاخص قیمت زمین در شهرهای بزرگ می‌باشد.

$logcpi$: شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد.

$logexr$: نرخ ارزغیررسمی در بازار می‌باشد.

$logmasa$: شاخص خدمات ساختمان (مصالح ساختمان) می‌باشد.

$logcov$:مخارج دولت می‌باشد.

$logmm$: حجم نقدینگی می‌باشد.

تمامی متغیرهای مورداستفاده در مدل به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۹۵ درنظر گرفته خواهد شد.

۳-۲- روش تجزیه‌وتحلیل داده‌ها:

تجزیه‌وتحلیل توصیفی داده‌ها با استفاده از شاخص‌های آمار توصیفی خلاصه و طبقه‌بندی می‌شود؛ شاخص‌های آمار توصیفی در قالب شاخص‌های مرکزی و پراکندگی مطرح می‌شوند. در گزارش تحقیقی به خلاصه داده‌ها آمار توصیفی می‌گویند. شاخص‌های گرایش مرکزی مثل میانگین، شاخص‌های گرایش پراکندگی انحراف معیار می‌باشند. جداول و نمودارها نیز جز ابزارهای نمایش تجربه و تحلیل توصیفی داده‌ها به شمار می‌روند. در این پژوهش برای متغیرهای از شاخص‌های مثل میانگین، انحراف معیار واریانس در بخش بعدی استفاده خواهد. برای بررسی فروض تحقیق از مدل

[24] *Freitas Val et al*
[25] *,De Pooter*
[26] *Wycliffe Nduga Ouma*

اقتصادی سنجی پانل خودرگرسیونی ساختاری در فصل چهارم استفاده خواهد شد. علت استفاده از مدل اقتصادی سنجی پانل خودرگرسیونی ساختاری اولاً داده‌های پانل ناهمگونی فردی را که می تواند نتایج گمراه کننده و غلط را ایجاد کند کنترل می‌کند. هم‌چنین مشکلات مدل‌های سری زمانی را ندارد و اطلاعات بیشتری را به دلیل تلفیق ابعاد فردی و زمانی حاصل کرده و راندمان بیشتر داده‌ها، تغییرپذیری و تنظیمات پویای بهتر را کاهش می‌دهد. ثانیاً، علت استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری؛ چون تجزیه‌وتحلیل خود رگرسیون برداری ساختاری به یک ابزار گسترده و پرکاربرد در میان محققان تجربی برنانکه (۱۹۸۶) و بلانچارد وکاه (۱۹۸۹) و...، به‌ویژه کسانی که علاقه‌مند به مطالعه روابط پویا بین متغیرهای اقتصادی هستند تبدیل شده است.

۳-۲-۱-تعریف الگوی خود توضیح برداری یا Var:

هنگامی‌که رفتار چند متغیر سری زمانی موردبررسی قرار می‌گیرد. لازم است به ارتباط متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات هم‌زمان توجه شود .VAR مجموعه‌ای از مدل رگرسیون است (یعنی بیش از یک متغیر مستقل وجود دارد) که می‌تواند به‌نوعی پیوند بین مدل‌های سری زمانی تک متغیره و معادلات هم‌زمان موردتوجه قرار دهد . آنچه که در مدل سازی برای محقق کردن شرط شناسایی مدل معمول است .آن است که تعدادی از متغیرهای از پیش تعیین شده، تنها در بعضی از معادلات الگو وارد می‌شوند (نوفرستی،۱۳۷۳).

در برآورد الگوهای سیستم معادلات هم‌زمان لازم است دو قدم برداشته شود ، یکی اینکه باید متغیرهای الگو را به دودسته درون‌زا و بیرون زا طبقه‌بندی کرد و دیگری اینکه باید قیدهایی را بر ضرایب متغیر الگوها اعمال کرد تا به شناسایی الگو دست یافت. در حالیکه در روش VAR احتیاج به چنین تفکیکی ما بین متغیرها لازم نیست. ساده ترین موردی که در زمینه این مدل ها وجود دارد VAR دو متغیره است که به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}Y_{1t-1} + \cdots + \beta_{1k}Y_{1t-k} + \alpha_{11}Y_{2t-1} + \cdots + \alpha_{1k}Y_{2t-k} + e_{t1}$$

$$Y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}Y_{2t-1} + \cdots + \beta_{2k}Y_{2t-k} + \alpha_{21}Y_{1t-1} + \cdots + \alpha_{2k}Y_{1t-k} + e_{2t}$$

که در مدل های بالا e_{it} جزء اخلال نوفه سفید هستند. همان گونه که مشاهده می‌شود ویژگی مهم مدل VAR انعطاف‌پذیری و تعمیم آسان آن به g متغیر وابسته است. یکی دیگر از جنبه‌های مفید روش VAR این است که با نمادااقتصادی تشریح می‌شود مثلاً در حالت $K = 1$ یعنی هر متغیر تنها به مقدار بی واسطه قبلی Y_{1t} وY_{2t} بعلاوه به یک جزء خطا وابسته است یعنی:

$$Y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}Y_{1t-1} + \alpha_{11}Y_{2t-1} + e_{t1}$$

$$Y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}Y_{2t-1} + \alpha_{21}Y_{1t-1} + e_{2t}$$

که به زبان ماتریسی عبارت خواهد بود از :

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

در روش الگوی خود توضیح برداری یا Var باید ابتداء طول وقفه بهینه انتخاب شود.

۴.تجزیه و تحلیل

اولین گام در تحلیل آماری، تعیین مشخصات خلاصه‌شده داده‌ها و محاسبه شاخص‌های توصیفی می‌باشد که به این منظور از شاخص‌های مرکزی و پراکندگی می‌توان استفاده نمود. لذا در جدول(۴-۱) شاخص‌های مرکزی و پراکندگی استفاده‌شده به ترتیب میانگین و انحراف معیار آورده شده است. علاوه بر شاخص‌های مرکزی و پراکندگی برای توصیف آماری متغیرها می‌توان به بررسی توزیع آماره داده‌ها ازنظر نرمال بودن نیز پرداخت که به این منظور از آماره چولگی و کشیدگی برای تعیین تفاوت با توزیع نرمال استفاده شد که این دو آماره تفاوت داده‌ها از توزیع نرمال را مشخص می‌کنند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از بانک مرکزی و کدال سازمان بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ به‌صورت فصلی تجزیه‌وتحلیل‌ها انجام‌شده است به شرح جدول(۱) می‌باشد.

جدول(۱): آمار توصیفی

نام متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	چولگی	کشیدکی	دامنه تغییرات	جارک برا
نرخ ارز[۲۷]	۴۴	۸۲۴۴۷/۰۵	۳۶۹۱۰	۲۶۹۴۵۰	۱۱۸۰۰	۱/۲۲	۳/۱۶	۷۸۶۰۹/۹۶	۱۱/۰۰۵
شاخص قیمت‌ها	۴۴	۱۳۶/۶۲	۱۰۰/۵۵	۲۹۳/۹۲	۴۰/۵۰۰	۱/۳۴۱	۳/۸۲۳	۹۲/۷۲۲	۱۴/۴۴۹
تولید ناخالص داخلی	۴۴	۳۳۲۵۲۹۶	۳۲۵۲۱۷۵	۴۰۲۲۸۰۸	۲۷۷۸۷۱۸	۰/۸۵۴۳	۳/۰۲۸۹	۳۰۴۷۹۵/۷	۳/۳۵۴
شاخص قیمت خدمات ساختمانی	۴۴	۱۴۳/۵۷۷	۱۰۰/۳۰۰	۵۱۹/۱	۳۴/۳۰۰	۱/۷۳۹	۵/۱۸۰	۱۲۰/۶۶۰	۳۰/۹۰۰
شاخص قیمت زمین	۴۴	۲۰۹/۹۰۰	۱۰۰	۸۰۹	۲۹/۶۰۰	۱/۵۹۶	۴/۰۵۰	۲۳۰/۸۲	۲۰/۷۱۲
حجم نقدینگی	۴۴	۲۶۴۵۷۱۵	۱۵۱۰۵۰۰	۹۸۶۵۸۰۰	۷۴۲۴۱۱/۴	۱/۵۷۴	۴/۳۱۸	۲۴۲۸۶۹۹	۲۱/۳۸۰
مخارج دولت	۴۴	۵۲۴۶۰۹/۸	۴۹۸۰۹۷/۷	۷۲۷۸۲۱/۸	۳۲۶۲۲۰/۳	۰/۵۱۱۳	۲/۸۰۳	۹۱۲۳۸/۶۴	۱/۹۸۸
شاخص کرایه ساختمان	۴۴	۱۲۲/۵۲۷	۱۰۰	۳۵۲/۴۰	۴۹/۶۰	۱/۵۴۵	۴/۸۵۰	۷۳/۶۴	۲۳/۷۸۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج آماره‌های توصیفی برای میانگین متغیر توصیفی نرخ ارز برای دوره‌های فصلی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ برابر ، ۸۲۴۴۷/۰۵ریال بیشینه آن مربوط به سال ۱۴۰۰ برابر۲۶۹۴۵۰ریال و کمینه آن با مربوط به سال ۱۳۹۰برابر۲۱۱۹۷۲ریال می‌باشد. بر اساس نتایج آماره‌های توصیفی برای میانگین متغیر توصیفی شاخص قیمت بر اساس سال پایه‌ای برای دوره‌های فصلی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ برابر ،۱۳۶/۶۲ درصد بیشینه آن مربوط به سال ۱۳۹۷ برابر۵۱۹/۱ درصد و کمینه آن با مربوط به سال ۱۳۹۱برابر۴۰/۵۰۰ درصد می‌باشد. بر اساس نتایج آماره‌های توصیفی برای میانگین متغیر توصیفی تولید ناخالص داخلی برای دوره‌های فصلی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ برابر ،۳۳۲۵۲۹۶ میلیارد ریال، بیشینه آن مربوط به سال ۱۳۹۷ برابر۴۰۲۲۸۰۸ میلیارد ریال و کمینه آن با مربوط به سال ۱۴۰۰برابر۲۷۷۸۷۱۸ میلیارد ریال می‌باشد. بر اساس نتایج آماره‌های توصیفی برای میانگین متغیر توصیفی شاخص قیمت خدمات ساختمانی برای دوره‌های فصلی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ برابر ۱۴۳/۵۷۷ درصد، بیشینه آن مربوط به سال ۱۴۰۰ برابر۵۱۹/۱ درصد و کمینه آن با مربوط به سال ۱۳۹۰برابر۳۴/۳۰۰ درصد می‌باشد. بر اساس نتایج آماره‌های توصیفی برای میانگین متغیر توصیفی شاخص قیمت زمین در شهرهای بزرگ برای دوره‌های فصلی ۱۳۹۰ الی ۱۴۰۰ برابر ۲۰۹/۹۰۰درصد، بیشینه آن مربوط به سال ۱۴۰۰ برابر۸۰۹ درصد و کمینه آن با مربوط به سال ۱۳۹۰برابر۲۹/۶۰۰درصد می‌باشد.

۳-۴- بررسی ایستایی متغیرهای پژوهش

در تحلیل‌های اقتصادی فرض بر این است که بین متغیرهای مطرح در یک تئوری اقتصادی، ارتباط بلندمدت و تعادلی برقرار است.برای بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های پانل، می‌توان از آزمون دیکی فولر استفاده کرد که نتایج آن به‌صورت جدول (۲)عرضه می‌گردد.

[27]. قیمت نرخ ارز بصورت غیر رسمی است

جدول (۲) آزمون مانایی (دیکی فولر) برای تمامی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	آماره آزمون			مقدار بحرانی	سطح معناداری	نتیجه
	۰/۰۱ درصد	۰/۰۵ درصد	۰/۱۰ درصد			
لگاریتم نرخ ارز	-۴/۱۸۶	-۳/۵۱۸	-۳/۱۸۹	-۲/۰۶۶	۰/۵۴۹	نامانا در سطح صفر
	-۴/۱۹۲	-۳/۵۳۰	-۳/۱۹۱	-۵/۹۲۳	۰/۰۰۰۱	مانا در سطح یک
لگاریتم شاخص قیمت‌ها	-۴/۱۹۲	-۳/۵۲۰	-۳/۱۹۱	-۱/۲۱۸	۰/۸۹۳	نامانا در سطح صفر
	-۴/۲۰۵	-۳/۵۲۶	-۳/۱۹۴	-۶/۴۹۵	۰/۰۰۰	مانا در سطح یک
لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمانی	-۴/۱۹۲	-۳/۵۲۰	-۳/۱۹۱	-۱/۲۷۸	۰/۸۷۹	نامانا در سطح صفر
	-۴/۱۲۴	-۳/۵۴۰	-۳/۲۰۲	-۵/۱۷۹	۰/۰۰۰۹	مانا در سطح یک
لگاریتم شاخص قیمت زمین	-۴/۱۹۲	-۳/۵۲۰	-۳/۱۹۱	-۱/۶۸۷	۰/۷۳۹۱	نامانا در سطح صفر
	-۳/۵۹۶	-۲/۹۳۳	-۲/۶۰۴	-۳/۲۸۳	۰/۰۲۲	مانا در سطح یک
لگاریتم حجم نقدینگی	-۴/۱۹۸	-۳/۵۲۳	-۳/۱۹۲	-۰/۲۳۲	۰/۹۹۰	نامانا در سطح صفر
	-۴/۲۰۵	-۳/۵۲۶	-۳/۱۹۴	-۴/۱۲۰	۰/۰۱۲۴	مانا در سطح یک
لگاریتم مخارج دولت	-۴/۲۰۵	-۳/۵۲۶	-۳/۱۹۴	-۲/۲۰۲	۰/۴۷۵	نامانا در سطح صفر
	-۴/۲۰۵	-۳/۵۲۶	-۳/۱۹۴	-۱۰/۱۴۸	۰/۰۰۰	مانا در سطح یک
لگاریتم شاخص اجاره ساختمان	-۴/۲۱۱	-۳/۵۲۹	-۳/۱۹۶	-۰/۸۹۸	۰/۹۴۶	نامانا در سطح صفر
	-۴/۲۱۱	**-۳/۵۲۹**	**-۳/۱۹۶**	**-۶/۵۸۲**	**۰/۰۰۰**	مانا در سطح یک

$$\begin{cases} H_0 & \text{اگر } Prob \le 0.05 \quad \text{(مانا)ایستا} \\ H_1 & \text{اگر } Prob \ge 0.05 \quad \text{(مانا نا)نایستا} \end{cases} \quad (۴-۱)$$

جدول(۲) نشـان می‌دهد، آزمون دیکی فولر ایسـتایی یا مانایی متغیره‌های تحقیق بررسـی شـد. جدول(۴-۲) سـطح خطا (*Prob*)بـرای متغیرهـای پژوهش؛لگـاریتم نرخ ارز، لگـاریتم درآمد نفتی، لگاریتم شـاخص قیمت‌ها،لگاریتم شـاخص قیمتی بورس(خودرو)، لگـاریتم تولیـد نـاخالص داخلی، لگاریتم قیمت سـکه طلا، لگاریتم شـاخص قیمت خدمات ساختمانی، لگاریتم شـاخص قیمت زمین، لگاریتم حجم نقدینگی، لگاریتم مخارج دولت، لگاریتم شـاخص کرایه ساختمان نشان می‌دهد بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشـد، بنابراین فرض H_1 این آزمون مبنی بر وجود ناایسـتایی متغیرهای تحقیق رد نمی‌شـود و پس فرض H_0 آزمون ایسـتا بودن متغیرها در سـطح صـفر مورد قبول واقع نمی‌شـود. پس از تفاضل گیری مرتبه اول؛ سطح خطا (*Prob*) برای متغیرهـای لگـاریتم نرخ ارز، لگـاریتم شـاخص قیمت‌ها، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم شـاخص قیمت خدمات سـاختمـانی، لگـاریتم شـاخص قیمـت زمین، لگاریتم حجم نقـدینگی، لگـاریتم مخـارج دولـت، لگـاریتم شـاخص کرایـه سـاختمان نشان می‌دهد کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بنابراین فرض H_1 این آزمون مبنی بر وجود ناایسـتایی متغیرهای تحقیق رد می‌شـود و پس فرض H_0 آزمون ایسـتا بودن متغیرها در سـطح صـفر مورد قبول واقع می‌شـود. نتیجه گرفته می‌شـود متغیرهای پژوهش در سطح I_1 ایستا می‌باشند.

۴-۵- تعیین طول وقفه مناسب در مدل

برای تعیین تعـداد روابط بلنـدمـدت بـا اسـتفـاده از روش جوهانسـون لازم اسـت تا ابتداء الگوی خود توضـیح‌برداری متناسـب با بردارهای متغیر برآورد شـود تا با آزمون ریشـه‌های مشـخص ماتریس ضـرایب حاصـل تعداد روابط بلندمدت بین متغیرهـا تعیین شـود. اوّلین مرحلـه در برآورد الگوی *VAR* تعیین وقفه بهینه‌ی الگو اسـت. به این منظور ابتداء لازم اسـت وقفه بهینه برای آزمون مشـخص شـود. این کار با اسـتفاده از معیـارهـای (*AIC*)، شـوارتز بیزین (*SBC*)، حنـان کوئین (*HQC*) وآزمون نسـبت راسـت نمایی (*LR*) انجام گرفت. در این تحقیق حـداکثر بـا ۳وقفـه برای تعیین وقفـه بهینه آزمون انجـام گرفـت. نتایج جدول (۳) وقفه‌های به دسـت آمده برای معیارهای آکائیک (*AIC*)، شوارتز بیزین (*SBC*)، حنان کوئین (*HQC*) وآزمون نسـبت راسـت نمایی (*LR*)را نشـان می‌دهد. ازآنجایی که بهترین معیار برای تعیین وقفه بهینه معیار شـوارتز بیزین می‌باشـد. ولی در این مقاله از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است.

جدول (۳): تعیین وقفه مدل اول*VAR*

HQ	*SC*	*AIC*	*LR*	*LogL*	*Lag*
-۹/۰۶	-۸/۹۱	-۹/۱۶	*NA*	۱۹۳/۸۰	۰
-۲۲/۰۷	*-۲۰/۹۵	-۲۲/۷۱	۵۲۰/۳۶	۵۰۷/۵۵	۱
-۲۱/۳۵	-۱۹/۲۸	-۲۲/۵۴	۴۴/۵۲	۵۴۰/۱۵	۲
-۲۲/۲۷	-۱۹/۲۴	-۲۴/۰۱	*۷۰/۹۶	۶۰۶/۲۸	۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۴): تعیین وقفه مدل دوم*VAR*

HQ	*SC*	*AIC*	*LR*	*LogL*	*Lag*
-۸/۱۱	-۷/۹۵	-۸/۲۰	*NA*	۱۷۴/۱۵	۰
-۲۰/۱۰	*-۱۸/۹۸	-۲۰/۷۴	۴۸۵/۹۷	۴۶۷/۱۷	۱
-۱۹/۱۹	-۱۷/۱۱	-۲۰/۳۷	۳۹/۰۶	۴۹۵/۷۷	۲
&-۲۰/۴۴	-۱۷/۴۱	*-۲۲/۱۸	*۷۸/۳۵	۵۶۸/۷۸	۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۶- آزمون هم انباشتگی مدل:

برای انجام آزمون هم انباشتگی، از آزمون هم انباشتگی جوهانسن آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌شود..

جدول (۵): نتایج آزمون تعیین مرتبه همگرایی در مدل اول

فرض H_0	**فرض H_1**	**مقدارویژه**	**آماره اثر *trace***	**مقدار بحرانی سطح ۰،۰۵**	***Prob***
*$R = 0$	$R > 0$	۰/۹۱۵	۲۰۹/۸۸	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰
*$R = 1$	$R > 1$	۰/۶۸۹	۱۱۰/۹۷	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰
$* R = 2$	$R > 2$	۰/۵۳۲	۶۴/۲۱	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰۷
*$R = 3$	$R > 3$	۰/۴۶۱	۳۳/۷۹	۲۹/۷۹	۰/۰۱۶۴
$R = 4$	$R > 4$	۰/۱۹۱	۹/۰۵	۱۵/۴۹	۰/۳۶۰
$R = 5$	$R > 5$	۰/۰۱۳	۰/۵۵۹	۳/۸۴	۰/۴۵۴
فرض H_0	**فرض H_1**	**مقدارویژه**	**آماره حداکثرمقدار ویژه *Max-Eigen***	**مقدار بحرانی سطح ۰/۰۵**	*Prob*
*$R = 0$	$R > 0$	۰/۹۱۵	۹۸/۹۱	۴۰/۰۷	۰/۰۰۰
*$R = 1$	$R > 1$	۰/۶۸۹	۴۶/۷۵	۳۳/۸۷	۰/۰۰۰۹
*$R = 2$	$R > 2$	۰/۵۳۲	۳۰/۴۲	۲۷/۵۸	۰/۰۲۱
*$R = 3$	$R > 3$	۰/۴۶۱	۲۴/۷۳	۲۱/۱۳	۰/۰۱۴
$R = 4$	$R > 4$	۰/۱۹۱	۸/۴۹	۱۴/۲۶	۰/۳۳۰
$R = 5$	$R > 5$	۰/۰۱۳	۰/۵۵	۳/۸۴	۰/۴۵۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۶): نتایج آزمون تعیین مرتبه همگرایی در مدل دوم

فرض H_0	فرض H_1	مقدارویژه	آماره اثر *trace*	مقدار بحرانی سطح ۰،۰۵	*Prob*
$R = 0$*	$R > 0$	۰/۸۸۷	۱۹۳/۰۲۵	۹۵/۷۵۳	۰/۰۰۰
*$R = 1$	$R > 1$	۰/۶۳۱	۱۰۵/۷۰۰	۶۹/۸۱۸	۰/۰۰۰
$* R = 2$	$R > 2$	۰/۵۳۱	۶۵/۷۸	۴۷/۸۵۶	۰/۰۰۰۵
*$R = 3$	$R > 3$	۰/۴۴۹	۳۵/۴۷	۲۹/۷۹۷	۰/۰۱۰
$R = 4$	$R > 4$	۰/۲۴۷	۱۱/۶۲	۱۵/۴۹۴	۰/۱۷۶
$R = 5$	$R > 5$	۰/۰۰۶	۰/۲۴۴	۳/۸۴۱	۰/۶۲۱
فرض H_0	**فرض H_1**	**مقدارویژه**	**آماره حداکثرمقدار ویژه *Max-Eigen***	**مقدار بحرانی سطح ۰/۰۵**	*Prob*

$*R=0$	$R>0$	۰/۸۸۷	۸۷/۳۲۴	۴۰/۰۷۷	۰/۰۰۰
$*R=1$	$R>1$	۰/۶۳۱	۳۹/۹۱۳	۳۳/۸۷	۰/۰۰۸۴
$*R=2$	$R>2$	۰/۵۳۱	۳۰/۳۱۶	۲۷/۵۸	۰/۰۲۱۷
$*R=3$	$R>3$	۰/۴۴۹	۲۳/۸۴۸	۲۱/۱۳۱	۰/۰۲۰۲
$R=4$	$R>4$	۰/۲۴۷	۱۱/۳۷۷	۱۴/۲۶۴	۰/۱۳۶۳
$R=5$	$R>5$	۰/۰۰۶	۰/۲۴۴۰	۳/۸۴۱	۰/۶۲۱۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه تعیین وقفه بهینه یک نتایج آزمون جوهانسن در جدول (۵) بر اساس آماره اثر سه رابطه بلند و بر اساس آماره حداکثر مقدار ویژه سه رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد نتیجه سه رابطه بلندمدت در سطح ۰/۹۵ بین متغیرهای تحقیق وجود دارد. با توجه تعیین وقفه بهینه یک نتایج آزمون جوهانسن در جدول (۶) بر اساس آماره اثر سه رابطه بلند و بر اساس آماره حداکثر مقدار ویژه سه رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد. نتیجه سه رابطه بلندمدت در سطح ۰/۹۵ بین متغیرهای تحقیق وجود دارد

۴-۷- برآورد رابطه بلندمدت تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی بر اساس مدل جوهانسون

رابطه بلندمدت تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر قیمت دارائی‌های مالی به‌وسیله روش همجعی جوهانسون مورد بررسی قرار گرفت به شرح جداول زیر می‌باشد:

۴-۷-۱- بررسی تأثیر حجم نقدینگی بر شاخص قیمت زمین

جدول (۷): برآورد رابطه بلندمدت مدل اول بر اساس مدل جوهانسون

نام متغیر	ضرایب متغیرها	انحراف معیار	آماراحتمال t
لگاریتم شاخص قیمت	۸۳/۴۸	۶/۳۶	۱۳/۱۲۵
لگاریتم شاخص قیمت اجاره ساختمان	۲۲/۰۲	۴/۱۶۸	۵/۲۸۳
لگاریتم نرخ ارز	۲۲/۹۲۲	۱/۷۳۷	۱۳/۱۹۶
لگاریتم حجم نقدینگی	۱/۸۰۳	۰/۹۰	۲/۰۰۳
لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمان	۳۲/۴۳۲	۲/۸۳۳	۱۱/۴۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

- وقتی لگاریتم شاخص قیمت یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۸۳/۴۸ درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۱۳/۱۲۵ ≤ ۱/۹۶ می‌باشد.
- وقتی لگاریتم شاخص قیمت اجاره ساختمان یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۲۲/۰۲ درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۵/۲۸۳ ≤ ۱/۹۶ می‌باشد.
- وقتی لگاریتم نرخ ارز یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۲۲/۹۲۲ درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۱۳/۱۹۶ ≤ ۱/۹۶ می‌باشد.
- وقتی لگاریتم حجم نقدینگی یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۱/۸۰۳ درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۲/۰۰۳ ≤ ۱/۹۶ می‌باشد.
- وقتی لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمان یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۳۲/۴۳۲ درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۱۱/۴۵ ≤ ۱/۹۶ می‌باشد.

۴-۷-۲- بررسی تأثیرمخارج دولت بر شاخص قیمت زمین

جدول (۸): برآورد رابطه بلندمدت مدل دوم بر اساس مدل جوهانسون

نام متغیر	ضرایب متغیرها	انحراف معیار	آماراحتمال t
لگاریتم شاخص قیمت	۳۴/۰۸۴	۳/۲۸	۱۰/۳۹
لگاریتم شاخص قیمت اجاره ساختمان	۴/۲۴	۰/۹۸۴	۴/۳۰۸
لگاریتم نرخ ارز	۸/۶۷۶	۰/۸۷۰	۹/۹۷۲

لگاریتم مخارج دولت	-۱/۷۶۰	۰/۷۰۱	۲/۵۱۰
لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمان	۱۷/۶۰۸	۱/۵۶	۱۱/۲۸۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

- وقتی لگاریتم شاخص قیمت یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۳۴/۰۸۴ درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۱۰/۳۹ $\geq$ ۱/۹۶ می‌باشد.
- وقتی لگاریتم شاخص قیمت اجاره ساختمان یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۴/۲۴ درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۴/۳۰۸ $\geq$ ۱/۹۶ می‌باشد.
- وقتی لگاریتم نرخ ارز یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۸/۶۷۶درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۹/۹۷۲ $\geq$ ۱/۹۶ می‌باشد.
- وقتی لگاریتم مخارج دولت یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۱/۷۶۰ درصد کاهش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۲/۵۱۰ $\geq$ ۱/۹۶ می‌باشد
- وقتی لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمان یک درصد افزایش می‌یابد میزان لگاریتم شاخص قیمت زمین ۱۷/۰۷درصد افزایش می‌یابد و ازلحاظ آماری معنادار است چون t بدست۱۱/۲۸۷ $\geq$ ۱/۹۶ می‌باشد.

۸-۴- برآورد مدل تحقیق بر اساس روش خود رگرسیون برداری

مدل را با روش خود رگرسیونی برداری با وقفه بهینه دو مورد برازش قرار می دهیم، نتایج و معادله های مدل در جدول‌های زیرآمده است. برای تفسیر نتایج به این نکته باید توجه کرد که اساساً در تخمین دستگاه معادلات ضرایب و درصد توضیح دهندگی پارامترهای الگو، اهمیت روش های تک معادله را ندارند و انتظار نمی‌رود که کلیه ضرایب برآورده شده مربوط به وقفه متغیرها از نظر آماری معنادار باشند؛ اما ممکن است که ضرایب در مجموع بر اساس آماره F معنادار بوده باشند. به عبارتی در حالت کلی آماره آزمون F معنی‌دار بودن ضرایب را در مجموع تائید می‌کنند نتایج معادله به دست آمده بر اساس آزمون خود رگرسیونی (VAR)به شرح جداول می‌باشد:

جدول (۹): نتایج برآورد مدل اول الگوی رگرسیون خود برداری *VAR*

نام متغیر	ضرایب متغیرها	انحراف معیار	آماراحتمال t
لگاریتم شاخص قیمت زمین یک دوره گذشته	۱/۳۶۱	۰/۲۸۲	۴/۸۱۴
لگاریتم شاخص قیمت یک دوره گذشته	۱/۱۶۲	۱/۳۴۵	-۰/۸۶۴
لگاریتم شاخص اجاره ساختمان یک دوره گذشته	۰/۳۳۸	۱/۱۹۶	۰/۲۸۲
لگاریتم نرخ ارز یک دوره گذشته	۰/۰۸۳۵	۰/۱۲۳	۰/۶۷۵
لگاریتم حجم نقدینگی	۰/۰۵۱۴	۰/۳۰۹	۰/۱۶۶
لگاریتم شاخص قیمت مصالح ساختمان	۰/۹۹۳	۱/۰۵۰	۰/۹۴۵
عرض از مبدا	-۱/۹۸۲	۱/۶۳۹	-۱/۲۰۹

R=۰/۹۹۶ F=۳۷۳/۳۲۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۱۰): نتایج برآورد مدل دوم الگوی رگرسیون خود برداری *VAR*

نام متغیر	ضرایب متغیرها	انحراف معیار	آماراحتمال t
لگاریتم شاخص قیمت زمین یک دوره گذشته	۱/۳۴۸	۰/۲۰۹	۶/۴۴۰
لگاریتم شاخص قیمت یک دوره گذشته	-۰/۸۸۰	۱/۲۵۹	-۰/۶۹۸
لگاریتم شاخص اجاره ساختمان یک دوره گذشته	۰/۴۳۲	۱/۰۵۱	۰/۴۱۰
لگاریتم نرخ ارز یک دوره گذشته	۰/۰۷۸۵	۰/۱۲۱	۰/۶۴۶
لگاریتم مخارج دولت	۰/۰۹۴۰	۰/۱۱۲۵	۰/۸۳۵
لگاریتم شاخص قیمت مصالح ساختمان	۰/۸۳۸	۰/۹۴۱	۰/۸۹۰
عرض از مبدا	-۳/۵۸۴	۳/۳۵۹	-۱/۰۶۷

R=۰/۹۹۶ F=۳۸۰/۵۸۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتـایج جـدول ها نشـــان می‌دهد آماره F بیان‌گر معناداری کل رگرسیون به دست آمده است. به عبارتی این فرضیه که ضرایب متغیرهای مسـتقل مدل می‌توانند صـفر باشند رد می‌شود ولی کل رگرسـیون معنی‌دار است. آماره R^2 که بیانگر قدرت توضیح دهندگی مدل ها را بیان می‌کند که ضـریب تعدیل شـده برای تمـامی مـدل‌ها بالاتر از ۹۵ درصـد اسـت. به عبارتی بیش از ۹۵درصـد از تغییرات متغیرهای وابسـته به وسـیله متغیرهای مستقل توضیح داده شده است.

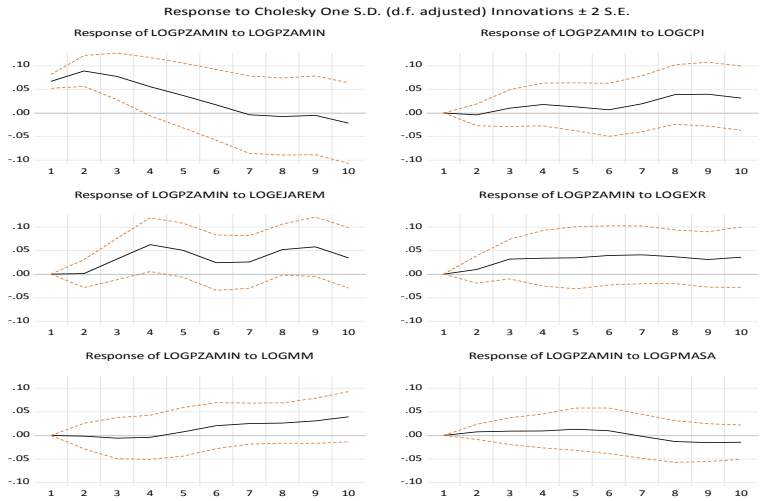
۹-۴- تحلیل شوک داده‌ها و مدت استهلاک آن‌ها

معـمـولاً در اسـتـنـتـاج مـربوط بـه یـک الگوی خود رگرسـیون‌برداری پنـل، بـه توابع واکنش ضـربـه‌ای و تجزیه واریانس توجه می‌شـود یک واکنش ضـربه‌ای مولفه‌های مربوط به متغیرهای درونزا را به شـوک‌ها با جهش‌هایی که متغیرهای خاصـی وارد می‌شـود تفکیک می‌کند سـپس تأثیر تغییر در جهش بـه اندازه یک انحراف معیار شـوک‌های مقادیر جاری و آینده متغیرهای درونزا را مشـخص می‌کند. ما تأثیر این شـوک را طی برنـامـه ۱۰ سـالـه مورد بررسـی قرار می‌دهیم. نتایج نمودارها نشـان می‌دهد که هرگاه تکانه یا شـوکی به اندازه یک انحراف معیـار بر وابسـتـه اعمـال گردد چـه تـأثیری بر روی متغیرهای دیگر مستقل تحقیق دارد. نتایج به شرح نمودارهای زیر می‌باشد.

۹-۴-۱- تحلیل شوک داده‌ها و مدت استهلاک آن‌ها در مدل اول

هرگاه تکانه یا شـوکی به اندازه یک انحراف معیار بر وابسـته شـاخص قیمـت زمین مـدل اول اعمـال گردد چـه تأثیری بر روی متغیرهای دیگر مستقل تحقیق دارد. نتایج به شرح نمودار زیر می‌باشد

نمودار(۱): تحلیل شوک داده‌ها و مدت استهلاک آن‌ها در مدل اول



منبع: یافته‌های پژوهشگر

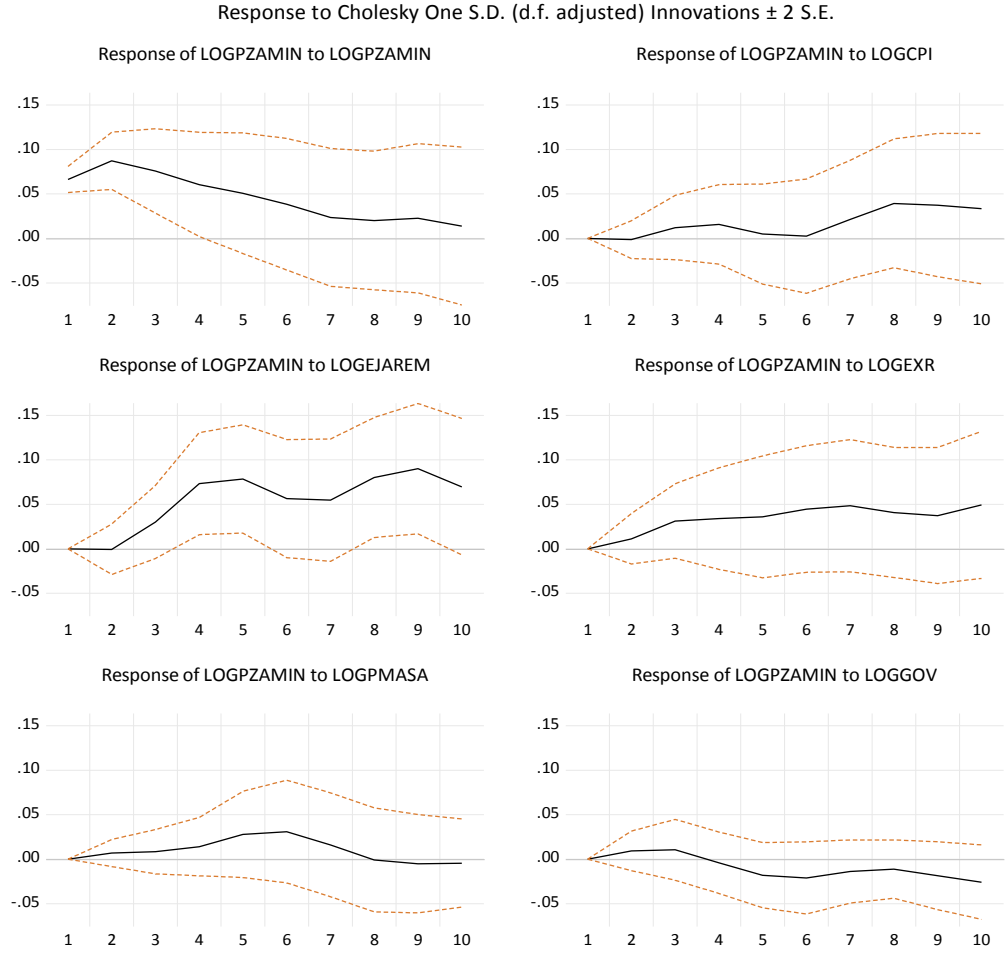
نمودار(۱)اثر شـوک بر روی خود متغیر وابسـته شـاخص قیمت زمین نشـان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شوک مثبت به‌صـورت صـعودی می‌باشـد، از سـال دوم الی سـال سـوم اثر شـوک مثبت به‌صورت نزولی، از سال هفتم الی نهم اثر شوک منفی تقریباً ثابت، از سـال نهم به بعد اثر شـوک منفی و نزولی اسـت. اثر شـوک شـاخص قیمـت زمین‌بر روی خودش در سـال‌های اول مثبت و صـعودی است. اثر شوک شاخص قیمت زمین‌بر شـاخص قیمت نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شـوک ثابت و بدون تغییر می‌باشـد، از سـال دوم الی سـال چهارم اثر شـوک مثبت به‌صـورت صـعودی، از سال چهارم الی شـشم اثر شوک مثبت ولی نزولی، از سال ششم الی سال دهم اثر شـوک مثبت و صـعودی اسـت. اثر شـوک شـاخص قیمت زمین‌بر روی خودش در سال‌های اول مثبت و صعودی است.اثر شـوک شـاخص قیمت اجاره ساختمان بر شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شوک ثابت و بدون تغییر می‌باشـد، از سال دوم الی سال دهم اثر شوک مثبت بوده ولی در بازه زمانی دوم الی چهارم به‌صـورت صعودی،چهارم الی شـشم به‌صورت نزولی، ششم الی هفتم به‌صورت ثابت، از هفتم الی نهم به‌صـورت صـعودی ودر نهایت از سـال نهم الی دهم نزولی اسـت.اثر شـوک نرخ ارز بر شـاخص قیمت زمین نشـان

می‌دهد؛ از سال اول الی سال دهم اثر شوک مثبت و صعودی است.اثر شوک حجم نقدینگی بر شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شوک ثابت و بدون تغییر است. از سال دوم الی چهارم اثر شوک نزولی و منفی و از سال چهارم الی سال دهم اثر شوک مثبت و صعودی است.اثر شوک شاخص قیمت مصالح ساختمان بر شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال پنجم اثر شوک مثبت و صعودی است. از سال پنجم الی هفتم اثر شوک نزولی و منفی و از سال هفتم الی سال دهم اثر شوک منفی و ثابت است.

۴-۹-۲- تحلیل شوک داده‌ها و مدت استهلاک آن‌ها در مدل دوم

هرگاه تکانه یا شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر وابسته شاخص قیمت زمین مدل دوم اعمال گردد چه تأثیری بر روی متغیرهای دیگر مستقل تحقیق دارد. نتایج به شرح نمودار زیر می‌باشد.

نمودار(۲): تحلیل شوک داده‌ها ومدت استهلاک آن‌ها در مدل دوم



منبع: یافته‌های پژوهشگر

نمودار(۲)اثر شوک بر روی خود متغیر وابسته شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شوک مثبت به‌صورت صعودی می‌باشد، از سال دوم الی سال دهم اثر شوک مثبت به‌صورت نزولی است. اثر شوک شاخص قیمت زمین‌بر شاخص قیمت نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شوک ثابت و بدون تغییر می‌باشد، از سال دوم الی سال چهارم اثر شوک مثبت به‌صورت صعودی، از سال چهارم الی ششم اثر شوک مثبت ولی نزولی، از سال ششم الی سال دهم اثر شوک مثبت و صعودی است. اثر شوک شاخص قیمت اجاره ساختمان بر شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شوک ثابت و بدون تغییر می‌باشد، از سال دوم الی سال دهم اثر شوک مثبت بوده ولی در بازه زمانی دوم الی چهارم به‌صورت صعودی،چهارم الی پنجم به‌صورت ثابت ، از سال پنجم الی ششم اثر شوک مثبت و نزولی، از سال ششم الی هفتم به‌صورت ثابت، از هفتم الی نهم به‌صورت صعودی ودر نهایت از سال نهم الی دهم نزولی

است.اثر شوک نرخ ارز بر شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دهم اثر شوک مثبت و صعودی است. اثر شوک مخارج دولت بر شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال دوم اثر شوک ثابت و بدون تغییر است. از سال دوم الی چهارم اثر شوک نزولی و منفی و از سال چهارم الی سال دهم اثر شوک مثبت و صعودی است. اثر شوک شاخص قیمت اجاره ساختمان بر شاخص قیمت زمین نشان می‌دهد؛ از سال اول الی سال سوم اثر شوک مثبت و صعودی می‌باشد، از سال سوم الی سال چهارم اثر شوک مثبت بوده ولی نزولی بوده، از سال چهارم الی سال دهم اثر شوک نزولی و منفی است.

۴-۱۰- تجزیه واریانس مدل‌ها

تجزیه واریانس، مقوله‌ای است که بعد از واردآمدن شوک مطرح می‌شود که یکی از کاربردهای مدل های رگرسیون برداری است. در این مدل این امر را نشان می‌دهد که چند درصد تغییرات متغیر توسط متغیرهای دیگر، توضیح داده می‌شود. در ستون اول جدول SE که خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های مختلف (۱۰)ساله نشان می‌دهد به دلیل اینکه خطای پیش‌بینی هر سال، روی خطای پیش‌بینی سال بعد تأثیر می‌گذارد، طی دوره زمانی باگذشت زمان، خطای پیش‌بینی در حال افزایش است.

۱-۱۰-۴. تجزیه واریانس در مدل یک

جدول(۱۱): تجزیه واریانس مدل اول

Period	S.E.	شاخص قیمت زمین	شاخص قیمت	شاخص قیمت اجاره	نرخ ارز	حجم نقدینگی	شاخص مصالح
1	0.066989	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.112147	98.59783	0.126195	0.012556	0.796814	0.015890	0.450717
3	0.144365	88.19528	0.571981	4.976154	5.414887	0.171833	0.669868
4	0.171623	72.92583	1.503303	16.88549	7.732295	0.175057	0.778027
5	0.187048	65.32090	1.743418	21.52295	9.959797	0.311252	1.141681
6	0.194970	60.89136	1.722334	21.36475	13.30747	1.406663	1.307426
7	0.203468	55.94625	2.496176	21.24160	16.29493	2.811855	1.209180
8	0.218848	48.47894	5.327544	24.01327	16.92389	3.868422	1.387931
9	0.234598	42.23434	7.506888	27.02071	16.49883	5.104586	1.634646
10	0.246476	39.02265	8.427970	26.44427	17.07777	7.206684	1.820647

Cholesky Ordering: LOGPZAMIN LOGCPI LOGEJAREM LOGEXR LOGMM LOGPMASA

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تجزیه واریانس نشان می‌دهد در سال اول ۱۰۰ درصد تغییرات توسط خود متغیر وابسته نشان داده می‌شود. جدول (۴-۱۹) اثرتجزیه واریانس شاخص قیمت زمین را نشان می‌دهد در سال اول ۱۰۰ درصد تغییرات توسط خود متغیرتوضیح داده می‌شود. در سال دوم ۹۸/۵۹ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۰/۱۲۶ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۰/۰۱۲۵ توسط شاخص قیمت اجاره، ۰/۷۹۶ توسط نرخ ارز، ۰/۰۱۵ توسط حجم نقدینگی و درنهایت ۰/۴۵۰ شاخص قیمت مصالح ساختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود.در سال سوم ۸۸/۱۹ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۰/۵۷۱ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۴/۹۷۶ توسط شاخص قیمت اجاره، ۵/۴۱۴ توسط نرخ ارز، ۰/۱۷ توسط حجم نقدینگی و درنهایت ۰/۶۶شاخص قیمت مصالح ساختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال چهارم ۷۲/۹۲توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۱/۵۰ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۱۶/۸۸ توسط شاخص قیمت اجاره، ۷/۷۳۲ توسط نرخ ارز، ۰/۱۷۵ توسط حجم نقدینگی و درنهایت ۰/۷۷شاخص قیمت مصالح ساختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال پنجم ۶۵/۳۲ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۱/۷۴۳ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۲۱/۵۲۲ توسط شاخص قیمت اجاره، ۹/۹۵ توسط نرخ ارز، ۰/۳۱ توسط حجم نقدینگی و درنهایت ۱/۱۴۱شاخص قیمت مصالح ساختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال ششم۶۰/۸۹ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۱/۷۲۲ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۲۱/۳۶ توسط شاخص قیمت اجاره، ۱۳/۳۰ توسط نرخ ارز، ۱/۴۰۶ توسط حجم نقدینگی و درنهایت ۱/۳۰۷شاخص قیمت مصالح ساختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال هفتم۵۵/۹۴ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۲/۴۹۶ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۲۱/۲۴ توسط شاخص قیمت اجاره، ۱۶/۲۹ توسط نرخ ارز، ۲/۸۱۱ توسط

حجم نقـدینگی و درنهـایـت ۱/۲۰۹شـــاخص قیمت مصـــالح سـاختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود.در سال هشـتم۴۸/۴۷ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۵/۳۲ توســط شــاخص قیمت مصــرف‌کننده، ۲۴/۰۱ توســط شــاخص قیمت اجاره، ۱۶/۹۲ توســط نرخ ارز، ۳/۸۶۸ توســط حجم نقـدینگی و درنهـایـت ۱/۳۸۷شـــاخص قیمت مصـــالح سـاختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود.در سال نهم ۴۲/۲۳ توسـط خود متغیر وابسـته(شـاخص قیمت زمین)، ۷/۵۰۶توســط شــاخص قیمت مصــرف‌کننده، ۲۷/۰۲توســط شــاخص قیمت اجاره، ۱۶/۴۹ توســط نرخ ارز، ۵/۱۰۴ توســط حجم نقـدینگی و درنهـایـت ۱/۶۳۴شـــاخص قیمت مصـــالح سـاختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود.در سال دهم ۳۹/۰۲۲ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۸/۴۲۷توســط شــاخص قیمت مصــرف‌کننده،۲۶/۴۴توســط شــاخص قیمت اجاره، ۱۷/۰۷۷توســط نرخ ارز، ۷/۲۰۶توســط حجم نقـدینگی و درنهـایـت ۱/۸۲۰شـــاخص قیمت مصـــالح سـاختمانی تغییرات متغیر وابسـته توضیح داده می‌شود.**نتیجه:** اثرتجزیه واریانس شـــاخص قیمت زمین را نشـــان می‌دهد در ۱۰سـال تغییرات شـاخص قیمت اجاره ساختمان بیشتر ازهمه متغیرهـای مـدل تغییرات شـــاخص قیمت زمین را توضـــیح می‌دهد.

۲-۱۰-۴. تجزیه واریانس در مدل دوم

جدول(۱۲): تجزیه واریانس مدل دوم

Period	S.E.	شاخص قیمت زمین	شاخص قیمت	شاخص اجاره	نرخ ارز	شاخص مصالح	مخارج دولت
1	0.066349	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.110794	97.88753	0.014022	0.003646	1.014298	0.383532	0.696971
3	0.142234	87.76284	0.741362	4.516685	5.427433	0.579227	0.972455
4	0.175695	69.37876	1.293747	20.33024	7.284766	1.021783	0.690707
5	0.204960	57.10518	1.009478	29.57933	8.428510	2.594401	1.283099
6	0.223738	50.86033	0.860558	31.17523	11.05684	4.088638	1.958406
7	0.238457	45.75676	1.559799	32.70793	13.86048	4.054980	2.060050
8	0.258894	39.42370	3.639959	37.32351	14.23805	3.440976	1.933799
9	0.280742	34.17454	4.866951	42.03689	13.87815	2.959576	2.083895
10	0.296820	30.78724	5.624027	43.12472	15.17639	2.670097	2.617523

Cholesky Ordering: LOGPZAMIN LOGCPI LOGEJAREM LOGEXR LOGPMASA LOGGOV

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تجزیه واریانس نشان می‌دهد در سال اول ۱۰۰ درصد تغییرات توسط خود متغیر وابسته نشان داده می‌شود. جدول (۱۲) اثرتجزیه واریانس شاخص قیمت زمین را نشان می‌دهد در سال اول ۱۰۰ درصد تغییرات توسط خود متغیرتوضیح داده می‌شود. در سال دوم ۹۷/۸۸ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۰/۰۱۴ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۰/۰۰۳۶ توسط شاخص قیمت اجاره، ۱/۰۱۴ توسط نرخ ارز، ۰/۶۹۶ توسط مخارج دولت و درنهایت ۰/۳۸۳ شاخص قیمت مصالح ساختمانی تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال سوم ۸۷/۷۶ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۰/۷۴ توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۴/۵۱۶ توسط شاخص قیمت اجاره، ۵/۴۲ توسط نرخ ارز، ۰/۵۷۹شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۰/۹۷۲ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال چهارم۶۹/۳۷ توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۱/۲۹۳توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۲۰/۳۳۰ توسط شاخص قیمت اجاره، ۷/۲۸ توسط نرخ ارز، ۱/۰۲شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۰/۶۹ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال پنجم۵۷/۱۰۵توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۱/۰۰۹۴توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۲۹/۵۷۹ توسط شاخص قیمت اجاره، ۸/۴۲۸ توسط نرخ ارز، ۲/۵۹۴شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۱/۲۸۳ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود.در سال ششم ۵۰/۸۶توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۰/۸۶۰توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۳۱/۱۷۵ توسط شاخص قیمت اجاره،

۱۱/۰۵۶ توسط نرخ ارز، ۴/۰۸۸شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۱/۹۵۸ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال هفتم ۴۵/۷۵توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۱/۵۵۹توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۳۲/۷۰۷ توسط شاخص قیمت اجاره، ۱۳/۸۶۰ توسط نرخ ارز، ۴/۰۵۴شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۲/۰۶۰ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود.در سال هشتم ۳۹/۴۲توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، ۳/۶۳۹توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۳۷/۳۲۳ توسط شاخص قیمت اجاره، ۱۴/۲۳۸ توسط نرخ ارز، ۳/۴۴۰شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۱/۹۳۳ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود. در سال نهم ۳۴/۱۷۴توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، در سال نهم ۴/۸۶۶توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۴۲/۰۳۶ توسط شاخص قیمت اجاره، ۱۳/۸۷۸ توسط نرخ ارز، ۲/۹۵۰شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۲/۹۵ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود.

در سال دهم ۳۰/۷۸۷توسط خود متغیر وابسته(شاخص قیمت زمین)، در سال دهم ۵/۶۲توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، ۴۳/۱۲۴ توسط شاخص قیمت اجاره، ۱۵/۱۷۶ توسط نرخ ارز، ۲/۶۷۰شاخص قیمت مصالح ساختمانی و درنهایت۲/۶۱ توسط مخارج دولت تغییرات متغیر وابسته توضیح داده می‌شود

نتیجه: اثرتجزیه واریانس شاخص قیمت زمین را نشان می‌دهد در ۱۰سال تغییرات شاخص قیمت اجاره ساختمان بیشتر ازهمه متغیرهای مدل تغییرات شاخص قیمت زمین را توضیح می‌دهد.

۵. نتایج و پیشنهادات

در هر اقتصاد چهار بازار اصلی وجود دارد که عبارتند از بازار کالا طلاومسکن بازار پول وجه نقد و سپرده‌های بانکی، بازار سرمایه سهام و اوراق قرضه بازارهای پول و سرمایه بخش مالی اقتصاد (بازارهای مالی) نامیده می‌شوند بازارهای مالی نسبت به اعلام رخدادهای کلان اقتصادی در سایر بازارها تظاهر تغییرات قیمت طلا حساس هستند. طلا همواره با توجه به ارزش ذاتی، فسادناپذیری، برخورداری از مقبولیت عامه، قدرت نقد شوندگی و هزینه نگهداری پایین از اهمیت بالایی برخوردار بوده است. قیمت جهانی این فلز گران‌بها و ارزشمند مانند هر کالای دیگری تحت تأثیر نیروهای عرضه و تقاضا در بازار است. اما با توجه به اینکه طلا یک کالای حساس و استراتژیک است، عوامل زیادی بر میزان عرضه- تقاضا و بالطبع قیمت آن اثر می‌گذارند. تغییرات ارزش دلار در برابر سایر ارزها، قیمت جهانی نفت، نرخ بهره بانکی وقایع جغرافیایی -سیاسی ازجمله مهم‌ترین عوامل اثرگذار محسوب می‌شوند . با توجه نتایج پژوهش می‌توان استنباط کرد، بر اساس ادبیات در ارزیابی ارتباط مخارج دولت و حجم نقدینگی، افزایش حجم نقدینگی و به دنبال آن افزایش قیمت‌ها باعث افزایش ارزش دارایی‌ها و نهاده‌های تولیدی می‌گذارد و مؤسسات اقتصادی می‌شود. در مورد شاخص قیمت مسکن افزایش درآمدهای نفتی و حجم نقدینگی، درآمدهای انباشته شده را به سمت سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های سودآور سوق می‌دهد اما زمانی که فعالیت‌های صنعتی کم بازده و فعالیت‌های تجاری با موانع محدودیت‌های ارزی و محدودیت‌های واردات روبرو هستند، افزایش حجم نقدینگی و مخارج دولت به سمت بخش مسکن و به‌صورت تقاضای سوداگرانِ سوق می‌یابد. همچنین افزایش نرخ ارز همسو باقیمت مسکن می‌باشد. از دیدگاه نظری، انتظار می‌رود نرخ ارز و نا اطمینانی آن بر قیمت نهاده‌های ساختمانی اثرگذار باشد. در اقتصاد ایران نرخ ارز بر عوامل طرف عرضه مسکن اثرگذار است، یعنی فشار هزینه‌ای افزایش نرخ ارز بیشتر از فشار تقاضا می‌باشد. نتایج به دست آمده در این تحقیق طبق ادبیات موجود ارتباط مثبت حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها را تائید کرده و بنابراین اهمیت توجه بیشتر سیاست‌گذاران پولی و مالی به بازار دارایی‌های را مشخص می‌کند. بر اساس چهارچوب و آرای اقتصاددانان کینزی، کاهش ارزش پول ملی از طریق افزایش خالص صادرات و افزایش تقاضای کل باعث افزایش تولید می‌شود، اما این مسئله تنها یک شرط لازم برای انبساطی بودن کاهش قدرت پول ملی است، نه کافی؛ برای مثال، کاهش ارزش پول ملی باعث گرانتر شدن نهاده‌ها وارداتی می‌شود و می‌تواند به انقباض منحنی عرضه کل اقتصاد منجر شود. همچنین می‌تواند به کاهش سرمایه‌گذاری که جزء مهمی از تقاضای کل است، منجر شود. میسی (۱۹۸۶)، وست (۱۹۸۷) وو (۱۹۹۵) به نتایج بعضاً متضادی دست یافتند. ساختارهای درهم‌تنیده اقتصادهای امروزی باعث می‌شود تا حباب در یک بخش با کشور به‌سرعت به بخش با اقتصاد دیگر کشورها سرایت یابد. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آن‌ها در یک فضای جدا از یکدیگر صورت نمی‌گیرد. پس می‌توان نتیجه گرفت تغییرات متغیرهای اقتصادی خود باعث ایجاد حباب نرخ ارز می‌گردند. نرخ ارز به‌عنوان یک متغیر مهم و کلیدی در الگوهای اقتصادی

به‌حساب می‌آید و بـه لحـاظ تأثیر بسزایی که بر بخش حقیقی و مالی دارد، ارائه پیشنهاد و سیاست‌گذاری بـا اسـتفاده از ایـن متغیـر حسـاسـیت و دقت نظر خاصی را می‌طلبد، اما آنچه با استفاده از این تحقیق می‌توان در قالـب پیشـنهاد بیان کرد، به‌صـورت زیر است: با توجه نتایج پژوهش پیشنهاد می‌گردد در مورد سـیاسـت‌های پولی انبسـاطی و تزریق پول به اقتصـاد توجهات کافی و مدبرانه مبذول گردد. موضـوع مهمی که باید برای سـیاسـت‌گذاری در نظر گرفت این اسـت که با بررسـی حبـاب‌های رخ داده درگذشـته می‌توان عوامل ایجادکننده این حبـاب‌ها را کشـف و با مشـخصـات حباب تطبیق داد. این تشـخیص از این نظر برای سـیاسـت‌گذاری مهم است که با در دسـت داشتن علائم و نتایج حباب‌ها، قدرت جلوگیری از رخداد حباب برای سـیاست‌گذار ایجاد می‌شود. درواقع با پیگیری روند حباب‌های گذشـته، علاوه بر تسـلط بر شـرایط بازار می‌توان از وقوع بحران‌هـای مـالی نشـأت گرفتـه از این حبـاب‌هـا نیز جلوگیری کرد. بازار مالی ازجمله بازار مسـکن نیز از این قاعده مسـتثنی نیسـت. چراکه تعیین حباب‌های رخ داده درگذشـته می‌توانـد بـه تعیین متغیرهـای اسـاسـی کـه موجـب ایجاد حباب‌های بازار مسـکن می‌شـوند، کمک کند بنابراین برای سـیاسـت‌گذاران مهم اسـت که از زمان وقوع حباب‌های بازار مسـکن اطلاع داشـته و بدین طریق بتوانند از وقوع بحران‌های مالی جلوگیری کرده و منجر به ثبات مالی شوند

منابع و مآخذ

ابو نوری الف و مشـرفی،گ.(۱۳۸۵). اثر شـاخص های اقتصـاد کلان بر شـاخص قیمت سـهام صـنعت پتروشـیمی در ایران با اسـتفاده از مدل (*ARDL*)، پژوهشـنامه اقتصـادی. :۲۱ ۲۰۹ تا ۲۲۸.

اسـنودان، برایان و وینه، وارد آر (۲۰۰۵). اقتصـاد کلان جدید (منشـأ، سـید تحول و وضـعیت فعلی)، ترجمه منصـور خلیلی عراقی و علی سـوری، تهران، انتشـارات سـمت: صفحات ۱۹۹- ۱۱۵.

آصـفی، ن. کریمی، ز. حقیقت،ج. برقی اسکوئی، م.(۱۴۰۱) . اثر سـیاسـت پولی از طریق کانال قیمت دارایی بر توسـعه مالی، فصـلنامه علمی پژوهش‌های رشـد و توسـعه اقتصـادی، سـال دوازدهم، شماره چهل وششم.

جیحون‌تبار، ف(۱۳۹۵). آزمون تجربی توهّم بدهی در اقتصـاد ایران با اسـتفاده از رهیافت*ARDL* ، فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصـادیِ کاربردی ایران سـال پنجم، شـمارهی ۲۰ :۱۵۱ -۱۷۲.

حافظی، بهار. و امیریوسـفی، خالد.(۱۳۹۷). بررسی تأثیر کسری بودجه بر پس انداز در اقتصـاد ایران آزمون برابری ریکاردویی، فصـلنامه پژوهش‌ها و سـیاسـت‌های اقتصادی شماره ۴۴، ۸۰- ۵۲.

روحی سرا ، م. طاهری‌نیا،م. زلقی، ح. سرلک، ا.(۱۴۰۳). طراحی مـدلی جهـت پیش بینی بحران مـالی بـازار سـرمـایه ایران با استفاده از مدلهای وب هوشمند، فصلنامـه اقتصاد مالی، دور۱۸ / شماره۱ (پیاپی ۶۶)/ : ۶۹ تا ۱۰۲

صـمدی، ع. و سـیدی، (۱۳۹۲). تأثیر اندازه دولت‌ها بر شـدت جانشـینی بین مخارج دولت ومصرف خصوصی: مطالعه موردی کشـورهای منتخب عضـو سـازمان همکاری اسـلامی،فصـلنامه پژوهش‌ها و سـیاسـت‌های اقتصـادی، سال۲۱، شماره ۶۶، ۹۲- ۶۹.

طالقانی، ف.، شـکیبایی، ع.، صـالحی، م.، جالیی، س، نجاتی، م. (۱۳۹۸). بررس ی انتقال بحران در شبکه مالی جهانی به ایران. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقدار ی، ۱۷)۱(، .۱۸۳-۱۵۵

منجذب، م. (۱۳۹۰). آزمون نظریه بارو-ریکاردو در تابع مصـرف ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، (۱۱)۲ : ۱۰-۱.

موسوی جهرمی، ی. و زایر، آ (۱۳۸۷).بررسی اثر کسری بودجه دولت بر مصـرف و سـرمایه گذاری بخش خصـوصـی در ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱(۳ :)۱۱-۱

Akerlof, G. (1970). "The Market of 'Lemons': Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism", Quarterly Journal of Economics, 84(3). Pp. 488– 500

Allsopp, C. and D. Vines. (2005). "The Macroeconomic Role of Fiscal Policy." OxfordReview of Economic Policy, 21(4), 485-508.

Barro Robert, J. (1989), "The Ricardian Approach to Budget Deficit", Journal of Political Economy,Vol .84,pp.343-49.

Bernanke, B. S. and M. L. Gertler. 2000. "Monetary Policy and Asset Price Volatility", NBER Working Paper, No. 7559.

Baum, Anja and B. Koester, Gerrit (2011), The impact of fiscal policy on economic activityover the business cycle –evidence from a threshold VAR analysis, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 03/2011.

Bernanke, B. (2002). "Deflation: Making Sure 'It' Doesn't Happen Here." Remarks before the National Economists Club, Washington, D.C. November 21.

paper, Research Department Federal Reserve Bank of New York, NY10045.
Krugman, P. (2005). "Is Fiscal Policy Poised for a Comeback?" Oxford Review of Economic Policy, 21(4), 515-523.
Sa Mishkin, F. S. (2004). The Economics of Money, Banking and Financial Markets, Seventh Edition, Pearson & Addison Wesley Publishing, New York.leh, A. S. (2003). The Budget Deficit and Economic Performance: A Survey. Economics Working Paper Series, University of Wollongong.
.Samwel, M., (2016). Do Budget Deficit Crowds Out Private Investment: A Case of Tanzanian Economy, International Journal of Business and Management; 11 (6), pp. 183-193
Solow, R. M. 2005. "Rethinking Fiscal Policy." Oxford Review of Economic Policy,21(4): 509-514.
UMER JEEL, A. and, A. (2019). Ricardian Equivalence: Empirical Evidences from China Asian Affairs: An American Review, 0:1–18.
Bernheim, B.D. (1990). A neoclassical perspective on budget deficits. Journal of Economic Perspectives, 3 (2); 55-72
Blinder, A. 2004. "The Case against the Case against Discretionary Fiscal Policy"CEPS Working Paper, No. 100, June.
Biza, R, A. (2015). Do budget deficits crowd out private investment an analysis of the South African economy, Int. J. Economic Policy in Emerging Economies, 8(1), pp. 52-96.
Gulley, O.D. (1994) An empirical test of the effects of government deficits on money demand; Applied economics, 26(3): 239-247.
Goodfriend, M. 2004. "Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis: A Primer."Economic Quarterly, Federal Reserve Bank of Richmond, Summer: 21-45.
Grazia Attinasi , M and Klemm, A.(2016) "The Growth Impact of Discretionary FiscalPolicy Measures", Journal of Macroeconomics 49, 265-279
Hillman, A. L. (2009). Public Finance and Public Policy Responsibilities and Limitations of Government: Second Edition, Cambridge University Press, Second Edition.
Kuttner Kenneth (2003), "Passive savers and fiscal policy effectiveness in Japan", works

Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis
Vol. 17 / No. 63, Autumn 2024

The effect of monetary and financial policies on the price of financial asset Using the Panel VAR method

MajidMohammad Mirzaei Daryan[1]
Ahmad naghilo*[2]
Yadollah Rajaei[3]

Abstract

The main purpose of this article is to investigate the effect of monetary and financial shocks on the prices of financial assets using the Panel VAR method. The current research method is based on the research objectives of applied type. Research data in the time period between 1390 and 1400 in the time period. It was fitted using Eviews12 software. The results of the Dickey-Fuller test showed the significance of the variables. all research variables; or once the differentiation stopped at level I_1; Also, the results of the optimal interval based on the Schwartz Bayesian criterion (SBC) showed that the best interval is one and two. The results of Johansen's cointegration test based on the effect statistic and the maximum eigenvalue showed that there is a long-term relationship between the research variables. The results of the analysis of shocks showed that monetary and financial shocks affect the price of financial assets.

Keywords: *shocks, monetary, financial, financial asset prices, Panel VAR*

[1] *Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran.majidmirzaei1983@gmail.com*

[2] *Department of Economics, Zanjan branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran (corresponding author). My_talk@hotmail.com*

[3] *Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran.yadollah.rajaei@gmail.com*