فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) . دوره‌ی ۱۷. شماره‌ی ۲. تابستان ۱۳۹۹. صص ۱۷۲ - ۱۴۹
Archive of SID

doi: 10.22055/jqe.2020.26651.1916

تحلیل اثر اعتماد سرمایه گذاران بر مکانیزم انتقال سیاست پولی و رشد اقتصاد بدون صادرات نفت خام در ایران: رهیافت (M-GARCH)

سیدعبدالله موسوی*، همایون رنجبر،** مجید صامتی*** و حسین شریفی رنانی ****

تاریخ وصول: ۱۳۹۷/۱۱/۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۱۴

چکیده

از عناصر مهم بازار سرمایه، سرمایه گذاران هستند. هدف نهایی هر سرمایه گذار از به جریان انداختن سرمایه خود، کسب حداکثر سود و بازدهی از آن می‌باشد. برای اینکه سرمایه گذاران به سرمایه گذاری در دارایی‌های مالی ترغیب شوند، باید بازدهی این دارایی‌ها، از سایر گزینه‌ها بیشتر باشد. توسعه کیفی و کمی بازار سرمایه در دو دهه اخیر، رواج انتشار اوراق مشارکت و ابزارهای مالی اسلامی به عنوان یکی از منابع اصلی تامین مالی، تدوین استانداردهای حسابداری و حسابرسی لازم‌الاجرا برای واحدهای اقتصادی و دیگر اقدامات اصلاحی و قانونی، توانسته‌اند بورس را به عنوان گزینه‌ای پر رنگ برای سرمایه گذاران مطرح کنند. به طوری که بر اساس آخرین آمارهای اعلام شده بیش از ده میلیون ایرانی دارای کد سهامداری بوده و در بخشی از منابع خود را در این بازار، سرمایه گذاری کرده‌اند. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع هدف مقاله بررسی اثر پایداری مالی بر مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی است. همبستگی بین اعتماد سرمایه گذاران در بازارها، رشد پول و رشد اقتصاد کلان بدون نفت، همراه همبستگی با نوسانات آنها تحلیل می‌شوند. پژوهش‌های کاربردی در بازارهای توسعه یافته نشان می‌دهند که با تغییر متغیرهای کلان اقتصادی قیمت سهام نیز تغییر خواهد کرد، بنابراین انتظار می‌رود که بین قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی ارتباط قوی وجود داشته باشد. شاخص قیمت سهام مهمترین عامل موثر بر تصمیم گیری سرمایه گذاران در بورس سهام است. از این رو، باید از عوامل موثر بر قیمت سهام آگاهی داشته باشیم. فرایند انتقال سیاست پولی از بازار دارایی‌ها شروع می‌شود. زیرا هزینه‌های اطلاعاتی و مبادلاتی برای اغلب دارایی‌ها از هزینه‌های تغییر

* دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی اصفهان، (خوراسگان)، ایران.
(نویسنده‌ی مسئول) (abdollah44moosavi@yahoo.com)
** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی اصفهان، (خوراسگان)، ایران.
*** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی اصفهان، (خوراسگان)، ایران.
**** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی اصفهان، (خوراسگان)، ایران.

www.SID.ir

Archive of SID

مکانیزم «برنامه مالی دولت» عملیاتی می‌گردد. این الگو با حمایت بانک جهانی در بیش از ۱۳۰ کشور جهان، اجرا شده است. بنابراین هدف تحقیق حاضر این است؛ اولاً مشخص نماید این الگوی اقتصادی با کدامیک از منابع حقوق بین‌الملل تطابق دارد، ثانیاً با بررسی نتایج حاصل از اجرای این مدل در برخی کشورهای شمال و جنوب تحقق حق‌های اقتصادی و اجتماعی به روش تحلیلی-توصیفی با استفاده از منابع کتابخانه‌ای تبیین شود.

نتایج تحقیق حاکی است که الگوی اقتصادی بانک جهانی "چارچوب میان مدت هزینه" به لحاظ مبنای حقوقی به عنوان مصداقی از "حقوق نرم[۴]" در چارچوب اعلامیه حق بر توسعه سازمان ملل متحد قابل ارزیابی است لیکن دولت‌ها بر اساس نظم هنجاری ناشی از حقوق بشر غایت‌گرا بدان ملتزم هستند زیرا فقر مغایر حقوق بشر بوده و کرامت انسانی را نقض می‌کند لذا پیش شرط تحقق آن ؛ اتخاذ سیاست‌های اقتصادی سالم و شفاف، سرمایه‌گذاری‌های عمومی مناسب و توسعه همه جانبه به ویژه در مسائل مربوط به آموزش، بهداشت، سلامت، زیرساخت‌ها، توسعه بخش کشاورزی، ایجاد فرصت‌های بیشتر برای کار آبرومند، مدیریت درست امور اداری و.... که همگی درگرو مدیریت صحیح منابع عمومی در اختیار دولت‌ها است. همچنین چارچوب میان مدت هزینه از سوی کشورها به عنوان ابزار بهبود عملکرد مالی در نظر گرفته شده زیرا این الگو اقتصادی بین دو مولفه سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی با «برنامه مالی دولت» یک چارچوب ارتباط‌دهنده ایجاد می‌نماید این درحالی است که غالب الگوهای ارایه شده در رابطه با برنامه مالی دولت فاقد این سیستم ارتباط‌دهنده هستندبنابراین اجرای این مدل از سوی کشورها از یک سو سبب نظام‌مند شدن قدرت سیاسی در امر هدایت منابع عمومی و تحقق حکمرانی مطلوب[۵] بوده و ازسوی دیگر در راستای حقوق بین‌الملل غایت گرا می‌تواند اهداف متعالی اسناد حقوق بشری در تحقق حق‌های اقتصادی و اجتماعی را تامین نماید.

طبقه‌بندی JEL: K19 ، K00

واژه‌های کلیدی: *حق‌های اقتصادی و اجتماعی، چارچوب میان مدت هزینه، اقتصاد بخش عمومی، بانک جهانی.*

---

[۴] Soft Law

[۵] Good Governance

www.SID.ir

Archive of SID

مکانیزم «برنامه مالی دولت» عملیاتی می‌گردد. این الگو با حمایت بانک جهانی در بیش از ۱۳۰ کشور جهان، اجرا شده است. بنابراین هدف تحقیق حاضر این است؛ اولاً مشخص نماید این الگوی اقتصادی با کدامیک از منابع حقوق بین‌الملل تطابق دارد، ثانیاً با بررسی نتایج حاصل از اجرای این مدل در برخی کشورهای شمال و جنوب تحقق حق‌های اقتصادی و اجتماعی به روش تحلیلی-توصیفی با استفاده از منابع کتابخانه‌ای تبیین شود.

نتایج تحقیق حاکی است که الگوی اقتصادی بانک جهانی "چارچوب میان مدت هزینه" به لحاظ مبنای حقوقی به عنوان مصداقی از "حقوق نرم[۴]" در چارچوب اعلامیه حق بر توسعه سازمان ملل متحد قابل ارزیابی است لیکن دولت‌ها بر اساس نظم هنجاری ناشی از حقوق بشر غایت‌گرا بدان ملتزم هستند زیرا فقر مغایر حقوق بشر بوده و کرامت انسانی را نقض می‌کند لذا پیش شرط تحقق آن ؛ اتخاذ سیاست‌های اقتصادی سالم و شفاف، سرمایه‌گذاری‌های عمومی مناسب و توسعه همه جانبه به ویژه در مسائل مربوط به آموزش، بهداشت، سلامت، زیرساخت‌ها، توسعه بخش کشاورزی، ایجاد فرصت‌های بیشتر برای کار آبرومند، مدیریت درست امور اداری و.... که همگی درگرو مدیریت صحیح منابع عمومی در اختیار دولت‌ها است. همچنین چارچوب میان مدت هزینه از سوی کشورها به عنوان ابزار بهبود عملکرد مالی در نظر گرفته شده زیرا این الگو اقتصادی بین دو مولفه سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی با «برنامه مالی دولت» یک چارچوب ارتباط‌دهنده ایجاد می‌نماید این درحالی است که غالب الگوهای ارایه شده در رابطه با برنامه مالی دولت فاقد این سیستم ارتباط‌دهنده هستندبنابراین اجرای این مدل از سوی کشورها از یک سو سبب نظام‌مند شدن قدرت سیاسی در امر هدایت منابع عمومی و تحقق حکمرانی مطلوب[۵] بوده و ازسوی دیگر در راستای حقوق بین‌الملل غایت گرا می‌تواند اهداف متعالی اسناد حقوق بشری در تحقق حق‌های اقتصادی و اجتماعی را تامین نماید.

طبقه‌بندی JEL: K19 ، K00

واژه‌های کلیدی: *حق‌های اقتصادی و اجتماعی، چارچوب میان مدت هزینه، اقتصاد بخش عمومی، بانک جهانی.*

---

[۴] Soft Law

[۵] Good Governance

www.SID.ir

Archive of SID

تولید یا تعدیل مصرف یا سرمایه گذاری کالاهای با دوام کمتر است. به ویژه هنگامی که عدم قطعیت درباره‌ی دائمی بودن یا موقتی بودن سیاست‌ها وجود دارد. بازار دارایی‌ها بسیار سریع جواب می‌دهد، بنابراین قیمت دارایی‌ها نقش مهمی را در مکانیزم انتقال پولی ایفا می‌کند. با به کارگیری تخمین گر MGARCH ، این پژوهش روابط موجود میان نسبت اعتماد سرمایه گذاران، رشد پول واقعی و فعالیت اقتصادی بدون صادرات نفت خام و نوسانات آنها را نشان می‌دهد. استفاده از این تخمینگر، تخمین درونزا عدم قطعیت‌ها و حصول معیارهای کاملا هماهنگ با همدیگر را ممکن می‌سازد. در این مقاله برای متغیر اعتماد سرمایه گذاران از شاخص PEG نسبت قیمت- درآمد به رشد عایدی‌ها که یک شاخص بهتری نسبت به PE، استفاده می‌شود. این شاخص با در نظر گرفتن پتانسیل رشد شرکت‌ها، حیات زیستی سرمایه گذاران را بیشتر منعکس می‌کند زیرا از چندین عامل تولید کننده درآمد مانند برند، سرمایه انسانی و انتظارات و موانع ورودااستفاده می‌کند. در این پژوهش اثر پایداری مالی را بر مکانیسم های انتقال سیاست پولی در ایران مورد بررسی قرار می دهد. همبستگی بین اعتماد سرمایه گذاران در بازارها، رشد پول و رشد اقتصادی، بدون صادرات نفت خام ایران، همراه با نوسانات آنها تحلیل می‌شوند. به ویژه ناهمسانی واریانس خطاها در یک چارچوب MGARCH، جهت به دست آوردن معیارهای عدم قطعیت برآورد شده، به صورت درونزا، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مقاله، داده‌های فصلی، متغیرها از ابتدای ۱۳۷۰ تا انتهای ۱۳۹۵ در نظر گرفته شده است. نتایج به دست آمده وجود همبستگی مثبت نوسانات اقتصاد کلان بدون نفت، با نسبت اعتماد سرمایه گذاران PEG دارد. همچنین نوسانات حجم نقدینگی M2 تاثیر منفی بر نسبت PEG می‌گذارد. نتایج پژوهش از تاثیر گرانجری دو طرفه بین نوسانات اقتصاد کلان بدون صادرات نفت خام و حجم نقدینگی حکایت دارد. از یافته‌های دیگر پژوهش:

- سیاست پولی قادر به تاثیر گذاری مستقیم بر اعتماد سرمایه‌گذاران و نوسانات آن تنها در دراز مدت می‌باشند.

- بین عدم قطعیت اقتصاد کلان بدون نفت و رشد GDP رابطه گرانجری وجود ندارد.

- نتایج تاثیر منفی عدم قطعیت اقتصاد کلان بدون نفت بر رشد noil GDP و علت معلول منفی بین رشد تولید و نوسانات آن را در میان مدت و درازمدت نشان می‌دهد.

- اگر سیاست پولی بتواند به طور مستقیم بازار سرمایه و پایداری آن راکنترل کند، با در نظر گرفتن همبستگی با noil GDP و نوسانات آن، به نظر می‌رسد تثبیت تولید و قیمت دارایی اهداف کافی باشند. البته هموارکردن سیکل اقتصادی برای داشتن بازارهای نسبتا پایدار نیز کافی است. اما تحلیل خاطر نشان کننده اهمیت سیاست پولی است، که این به خاطرهمبستگی منفی قوی بین نوسانات پول و پایداری اقتصاد کلان بدون نفت و مالی می‌باشد.

طبقه بندی ***JEL*** : D81,E44,E52,G11

واژه‌های کلیدی: *سیاست پولی، عدم قطعیت، نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران، تخمینگر* M-GARCH

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

بخش مالی اقتصاد هر کشور، تامین کننده منابع مالی و فعالیت‌های حقیقی اقتصادی محسوب می‌شود که به دو بخش تقسیم می‌گردد:

الف) بازار پول، که عمدتا توسط نظام بانکی یک کشور اداره می‌شود و مهم‌ترین کارکرد آن تامین اعتبارات کوتاه مدت است.

ب) بازار سرمایه، که کارکرد اصلی آن تامین مالی بلند مدت مورد نیاز در فعالیت‌های تولیدی و خدماتی مولد هست.

به طور کلی سه مجرای تاثیرگذاری سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری قابل تشخیص است:

اول ارتباط غیر مستقیم بین حجم اعتبارات و تقاضای کل، که در صورت وجود ظرفیت اضافی تولید و اشتغال ناقص می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و تولید شود.

دوم ارتباط مستقیم بین نقدینگی به عنوان سرمایه‌کاری و حجم جاری تولید. سوم ارتباط بین حجم اعتبارات بانکی و سرمایه‌گذاری برای افزایش تولید در آینده (Keller, 1980).

از عناصر مهم بازار سرمایه، سرمایه‌گذاران هستند. هدف نهایی هر سرمایه‌گذار از به جریان انداختن سرمایه خود، کسب حداکثر سود و بازدهی از آن است. برای اینکه سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی ترغیب شوند، باید بازدهی این دارایی‌ها، از سایر گزینه‌ها بیشتر *باشد* (Mehrani and Bahramfar, 2004).

ارزش یک شرکت، تابع سودآوری سرمایه‌گذاری‌های آن شرکت است، لذا مدیران با هدف حداکثر نمودن ثروت سهامداران، باید با شناخت عوامل موثر برسطح سرمایه گذاری، بین انتظارات سهامداران و فرصت‌های سرمایه گذاری مطلوب شرکت، تعامل برقرار نمایند تا هم فرصت‌های سودآور سرمایه‌گذاری را از دست ندهند و هم رضایت سهامداران را جلب کنند. پیاده سازی تئوری اقتصاد بازار کارا که طی سال‌های اخیر مورد توجه دولتمردان قرار گرفته است، توانسته تا حدی سهم بازار سرمایه را در مقابل بازار پول در تامین مالی بنگاه‌ها، افزایش دهد توسعه کیفی و کمی بازار سرمایه در دو دهه اخیر، رواج انتشار اوراق مشارکت و ابزارهای مالی اسلامی به عنوان یکی از منابع اصلی تامین مالی، تدوین استانداردهای حسابداری و حسابرسی لازم الاجرا برای واحدهای اقتصادی و دیگر اقدامات اصلاحی و قانونی، توانسته‌اند بورس را به عنوان گزینه‌ای پر رنگ برای سرمایه‌گذاران مطرح کنند. به طوری که بر اساس آخرین آمارهای اعلام شده بیش از ۱۰ میلیون ایرانی دارای کد سهامداری بوده و در بخشی از منابع خود را در این بازار، سرمایه‌گذاری کرده‌اند. هدف مقاله بررسی اثر پایداری مالی بر مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی است. همبستگی بین اعتماد سرمایه‌گذاران در بازارها،

www.SID.ir

Archive of SID

رشد پول و رشد اقتصاد کلان بدون نفت همراه همبستگی با نوسانات آنها تحلیل می‌شوند. پژوهش حاضر برای داده‌های سری زمانی فصلی، متغیرهای اعتماد سرمایه‌گذاران، تولید ناخالص داخلی حقیقی بدون صادرات نفت خام و حجم نقدینگی $M2$ ایران از ابتدای ۱۳۷۰ تا انتهای ۱۳۹۵ انجام می‌گیرد. این مقاله در شش بخش تنظیم گردیده است. بخش دوم به مبانی نظری پژوهش می‌پردازد. بخش سوم، پیشینه تحقیق را مرور می‌کند و بخش چهارم روش تحقیق به کار گرفته شده شرح داده می‌شود. بخش پنجم به یافته‌های پژوهش اختصاص دارد. و بخش ششم جمع‌بندی و پیشنهادات است.

۲- مبانی نظری

پژوهش‌های بسیاری در بازارهای مالی توسعه یافته نشان می‌دهند که با تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی قیمت سهام نیز نوسان می‌کند، بنابراین انتظار می رود که شاخص قیمت سهام با متغیرهای اقتصاد کلان همبستگی داشته باشد. دلیل تئوری برای تحلیل چنین ارتباطی آن است که قیمت سهام می‌تواند به عنوان جریان نقدی آتی تنزیل شده، در نظر گرفته شود این رابطه می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$p = \sum_{i=1}^{t} \left(\frac{E(Dn)}{(1+i)n}\right) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، P بیانگر قیمت سهام، E نشان دهنده ارزش مورد انتظار، i نرخ مناسب تنزیل و D پرداخت نقدی در پایان دوره t است. روشن است هر متغیر اقتصادی که بر جریان نقدی مورد انتظار یا نرخ تنزیل تاثیر بگذارد، بر قیمت سهام نیز تاثیر خواهد گذاشت (Cong and et al, 2008).

اولین و مهم‌ترین عامل موثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام است. از این رو، آگاهی از عوامل موثر بر قیمت سهام با اهمیت است. به طور طبیعی، عوامل زیادی در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و در نهایت قیمت سهام شرکت‌ها موثر هستند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهای خارج از محدوده‌ی اقتصاد داخلی است. بر این اساس، عوامل موثر بر قیمت سهام به عوامل داخلی و عوامل بیرونی قابل طبقه‌بندی است.

۱) عوامل داخلی در برگیرنده‌ی عوامل موثر بر قیمت سهام در ارتباط با عملیات و تصمیمات شرکت است. این عوامل شامل عایدی هر سهم EPS سود تقسیمی هر سهم DPS و

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت قیمت بر درآمد P/E افزایش سرمایه‌ی تجزیه سهام و عوامل درون شرکتی دیگر است.

۲) عوامل بیرونی شامل عوامل خارج از اختیارات مدیریت شرکت است که به گونه‌ای فعالیت شرکت را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این عوامل آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیمات خارج از شرکت و موثر بر قیمت سهام است.

در حالت کلی این عوامل به دو بخش زیر قابل تقسیم است:

الف) عوامل سیاسی مانند جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب است

ب) عوامل اقتصادی که رونق و رکود اقتصادی بورس را به شدت متاثر می‌سازد، به طوری که در دوره‌ی رونق اقتصادی، با افزایش سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های دارای رشد، قیمت سهام آنها افزایش خواهد یافت و در وضعیت رکود، کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را در پی خواهد داشت، زیرا در این شرایط، سرمایه‌گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه‌گذاری در سهام عادی برتری دارد.

(Shahsavar, 2000; Pakdin Amiri and et al, 2008; Samadi and et al, 2007).

مکانیسم انتقال پولی، سیستمی از متغیرهای اقتصادی می‌باشد که با همدیگر کار می‌کنند، تا تکانه های پولی را به بخش حقیقی اقتصاد انتقال دهند. فرآیند انتقال سیاست پول از بازار دارایی‌ها شروع می‌شود. زیرا هزینه‌های اطلاعاتی و مبادلاتی برای اغلب دارایی‌ها از هزینه‌های تغییر تولید یا تعدیل مصرف یا سرمایه‌گذاری در کالاهای با دوام کمتر است. به ویژه هنگامی که نا اطمینانی درباره دائمی بودن یا موقتی بودن سیاست‌ها وجود دارد. بازار دارایی‌ها بسیار سریع جواب می‌دهد، لذا قیمت دارایی‌ها نقش مهمی را در مکانیسم انتقال پولی ایفا می‌کند. همچنین در اوایل قرن بیستم با توجه به تغییرات زیاد قیمت برخی از دارایی‌ها مانند قیمت مسکن و سهام، نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی (انتقال سیاست‌های پولی و شوک‌ها پولی) توجه زیادی را به خود جلب کرده است. باید گفت که مهمترین راه، برای کنترل تورم در ایران با توجه به محدودیت ابزار سیاست پولی، کنترل رشد نقدینگی است. به همین خاطر، از نقدینگی به عنوان متغیر عرضه پول استفاده شده است. زیرا نقدینگی اصلی‌ترین ابزار غیر مستقیم پولی در ایران می‌باشد.

ادبیات نظری خاطر نشان کرده است که در اکثر موارد، افزایش نوسان هر متغیر اقتصادی باعث افزایش تقاضای پول می‌شود. علاوه برآن، عدم قطعیت تولید، قیمت دارایی‌ها را کاهش می‌دهد و نتیجه، ریسک گریزی را کاهش می‌دهد و عدم قطعیت بازارهای مالی همبستگی

www.SID.ir

Archive of SID

منفی با مصرف دارد. در دهه‌های اخیر، عدم قطعیت نقش محوری‌تری در توصیف دینامیک اقتصاد حقیقی اتخاذ کرده است و آثار مطالعاتی بلوم، بلوم و همکاران، اخیرا از جنبه نظری، اهمیت شوک‌های عدم قطعیت، در هدایت چرخه‌های تجاری، محرز کرده‌اند. سه کانال اصلی مشخص شده‌اند که عدم قطعیت در بازار دارایی یا رشد پول را به اقتصاد حقیقی مرتبط می‌سازند (Bloom, 2009; Bloom and et al, 2012).

اولی، آن گونه که در مقاله بویله و بویله- پترسون بیان شده، افزایش عدم قطعیت تولید، تاثیر مثبتی بر تقاضای پول با تغییر نرخ بهره و همچنین با کاهش نرخ بازده دارایی‌ها، دارد. دومی توسط چوی و اوه، تشریح شده، بعد از این که پول و خدمات مالی، طبق فرض وارد تابع مطلوبیت خانوار شود، عدم قطعیت ناشی از نوسانات زیاد رشد پول یا رشد تولید، به وسیله به اصطلاح اثر ثروت بر تقاضای پول و خدمات مالی تاثیر می‌گذارد. اما بعد از یک شوک مرتبه دوم در رشد پول یا رشد تولید، علامت نهایی پاسخ متغیرهای حقیقی اصلی، غیر قابل پیش بینی است. این ابهام به خاطر آن است که اثر ثروت را می‌توان به دو نیروی متضاد هم تجزیه نمود:

الف- اثر جایگزینی: هنگامی که نا اطمینانی مرتبط با رشد پول (تولید) افزایش یابد، خانواری که به ریسک علاقه ندارد، مصرف را با پول (پول را با مصرف) جایگزین می‌کند، زیرا ریسک کمتری دارد.

ب- اثر احتیاطی: در وضعیت نوسانات زیاد پول (تولید) مردم ترجیح می‌دهند پول بیشتری (کمتری) پس انداز کنند و کمتر (بیشتر) مصرف کنند، بنابراین افزایش (کاهش) تقاضای پول و خدمات مالی صورت می‌گیرد (Boyle, 1990; Choi and Oh,2003;Boyle and Peterson,1995).

چیارا در مطالعه خود نشان داد که علامت ضرایب شاخص‌های نوسانات تقاضای پول، و اثر غالب به میزان ریسک گریزی خانوار و پارامترهای سیاست، به خصوص به قدرت پاسخ بانک مرکزی به نوسانات تولید، بستگی دارد. علاوه برآن، عدم قطعیت مالی، در صورت غالب بودن می‌تواند علامت تاثیر جایگزینی را معکوس کند. زیرا خانوار بین دارایی‌هایی که قدرت ریسک پذیری بالا را با پول تعویض انجام می‌دهند، نه این که پول را با مصرف تعویض کند. بنابراین افزایش عدم قطعیت بازارهای مالی، با رشد پول یا رشد تولید، همیشه باعث افزایش تقاضای پول می‌شود. در نهایت، بکائرت نقش بازارهای مالی را با بررسی پیوند بین قیمت دارایی‌ها، رشد مصرف و سود سهام حاصل شده، تحلیل کردند. از آنجایی که مصرف و نوسانات تورم تعیین کننده‌های اصلی نوسانات تولید هستند، تعمیم نتایج در مورد مصرف به *GDP*

www.SID.ir

Archive of SID

امکان پذیر می‌شود. ارزیابی دارایی‌ها تحت تاثیر رشد مصرف و نوسانات آن قرار می‌گیرد. به خاطر همبستگی منفی بین مصرف و نوسانات آن و همبستگی مثبت بین مصرف و بازده سود سهام، افزایش نوسانات تولید دو اثر متناقض و متضاد بر قیمت دارایی دارد. قیمت دارایی را به خاطر اثر مدت ساختار افزایش می‌دهد اما این اثر به اثر گردش مالی منفی اضافه می‌شود. علاوه بر آن، افزودن به نوسانات سود سهام، نوسانات بازارهای دارایی‌ها را به خاطر افزایش هزینه‌های نقدینگی و همچنین به خاطر گزینه‌های رشد مطلوب‌تر، افزایش می‌دهد. در نهایت، ریسک پذیری و عدم قطعیت بازارهای مالی همبستگی منفی با مصرف پیدا می‌کنند.) Chiara Guerello, 2016; Bekaert and et al, 2009)

با نگرشی بر ساختار اقتصاد کلان هر کشور و بازارهای مختلف موجود در هر اقتصاد می‌توان دریافت که یکی از اساسی‌ترین بازارها در هر اقتصاد بازارهای سرمایه هستند. بدون تردید شرایط این بازارها به شدت از سایر بخش‌ها تاثیر می پذیرند و می‌توانند بر بخش‌های دیگر اقتصاد تاثیر گذار باشند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که یک بازار متشکل رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها تحت ضوابط و قوانین خاص است. بورس اوراق بهادار از سویی مرکز جمع آوری پس اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تامین پروژه های سرمایه‌گذاری بلند مدت و از سویی دیگر مرجعی رسمی و مطمئنی برای سرمایه‌گذاری دارندگان پس اندازهای راکد است (Samadi and et al, 2007).

با به کارگیری تخمینگر M-GARCH، این پژوهش روابط موجود میان نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران، رشد پول واقعی و فعالیت اقتصادی بدون صادرات نفت خام و نوسانات آنها را نشان می‌دهد. استفاده از این تخمینگر، تخمین درونزا عدم قطعیت ها و حصول معیارهای کاملا هماهنگ با همدیگر را ممکن می‌سازد. معیار پاداش ریسک دارایی‌ها، بهترین گزینه برای توصیف شوک‌های بازار سهام است. این معیار، تغییرات غیر قابل پیش‌بینی شاخص بازار سهام ناشی از تغییرات نسبت اعتماد سرمایه گذار را بطور خلاصه نشان می‌دهد و این مطابق با مدل ریسک دراز مدت ارایه شده توسط بانسال و یارون ، با توجه به نرخ جانشینی نهایی، عامل پاداش ریسک سهم صاحبان سهام به نحو مثبت با نسبت سود سهام – قیمت و بازده آتی سهم صاحبان سهام است که، ارزیابی دارایی‌ها، تغییر می‌کنند. معمول‌ترین معیارهای پاداش ریسک، معیارهای مالی تعیین کننده تعادل (بده بستان) نسبی بین قیمت یک سهم، عواید حاصل شده از هر سهم و رشد پیش‌بینی شده شرکت، می‌باشند. طبق ایده پوهان ، نسبت قیمت- عایدی PE یک عامل موثر خوبی برای حجم معاملات بازار بورس است. نسبت PE، یک آماره مالی است، برای تشخیص، و وقتی استفاده می‌شود، که ارزش شاخص سهام

www.SID.ir

Archive of SID

شرکت بالا (پایین) ارزیابی گردد. زیرا کاهش نسبت PE به معنای کاهش اعتماد سرمایه گذاران به رشد شرکت‌ها می‌باشد. در این پژوهش از شاخص PEG نسبت قیمت- عایدی به رشد عایدی‌ها که یک شاخص بهتری نسبت به PE است، استفاده می‌شود. این شاخص با در نظر گرفتن پتانسیل رشد شرکت‌ها، حیات زیستی سرمایه گذاران را بیشتر منعکس می‌کند زیرا از چندین عامل تولید کننده درآمد مانند برند، سرمایه انسانی و انتظارات و موانع ورود به بازار سرمایه استفاده می کند.(Bansa and yaron, 2004; Puhan, 2011)

چیارا ژئورلو (۲۰۱۶)، درمقاله خود به بررسی اثر پایداری مالی روی مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی دراقتصاد ایالات متحده از شاخص PEG استفاده کرده است.

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در این زمینه انجام شده است، که به چند مورد خارجی و داخلی نزدیک به مطالعه حاضر اشاره می‌شود.

ایسمیهان، در مقاله‌ای به بررسی نقش بی‌ثباتی اقتصاد کلان در انباشت سرمایه خصوصی و دولتی در کشور ترکیه در سال‌های ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۹ پرداخته است. او در این مطالعه از مدل *GARCH* استفاده کرد. بررسی‌ها نشان می‌دهند که، بی ثباتی اقتصاد کلان به عنوان یک عامل ریسک دارای اثر منفی بر دو متغیر مذکور است (Ismihan, 2005).

ابو بدر و ابو قرن، در مطالعه‌ای رابطه داخلی توسعه مالی و رشد اقتصادی کشورهای شرق خاورمیانه و شمال آفریقا را بررسی نمودند. آنها به تحلیل رابطه بین بازارهای مالی و رشد اقتصادی برای ۵ کشور منتخب شرق خاورمیانه و شمال آفریقا *MENA* در دوره ۲۰۰۴-۱۹۶۰ با استفاده از مدل خود رگرسیونی *VAR* و روش اقتصاد سنجی *VECM* پرداختند. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهند که رابطه بلند مدتی بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی کشورهای منتخب وجود دارد (Abubadr and Abuqarn, 2006). فلیپ آقایون و همکاران، در پژوهشی نوسان نرخ ارز و رشد تولید، برای داده‌های ۸۳ کشور در مدت زمان ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ سه متغیر نوسان نرخ ارز، رشد اقتصادی و توسعه مالی را در کنار یکدیگر تحلیل کردند. آنان از روش *GMM* برای برآورد مدل خود استفاده نمودند. شواهد تجربی و نتایج به دست آمده پیش‌بینی‌های نظری این مطالعه را تایید می‌کنند و نشان می‌دهند که اثر گذاری نرخ ارز بر رشد اقتصادی به سطح توسعه مالی بستگی دارد. در واقع قبل از رسیدن به سطح مشخص از توسعه مالی، نوسان نرخ ارز، بر رشد اقتصادی اثر مثبت هم می‌گذارد که این اثر مثبت چندان قوی و معنادار نیست (PhilipeAghion,et al, 2006). و اسکنابل،

www.SID.ir

Archive of SID

در مطالعه‌ای، در طی دوره زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۵، اثر تثبیت نرخ ارز را بر رشد اقتصادی ۴۱ اقتصاد کشورهای عضو اتحادیه اروپا مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه، تجارت بین الملل، جریان بین المللی سرمایه و تثبیت کلان اقتصادی را از جمله مسیرهای مهم انتقال ثبات نرخ ارز به رشد اقتصادی معرفی کرد. این مطالعه با استفاده از روش داده‌های تابلویی اثر منفی نوسانات نرخ ارز را بر رشد اقتصادی اندازه گرفت (Schnabl, 2008).

اکبر کازی و واگان ، اثر شوک‌های سیاست‌های پولی ایالات متحده را روی کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه[1] با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر زمانی در الگوی خود توضیح برداری گسترش یافته عاملی[2] مورد مطالعه قرار داده و نشان داده‌اند که اولا، در حالی که بسیاری از کشورهای عضو *OECD* از شوک‌های منفی سیاست‌های پولی ایالات متحده منتفع شده‌اند، شوک‌های مذکور اثر منفی قابل توجهی بر رشد تولید ناخالص داخلی ایالات متحده، کانادا، ژاپن و سوئد داشته است. ثانیا، انتقال اثرات سیاست پولی به رشد تولید ناخالص داخلی در کشورهای عضو *OECD* تا قبل از دهه ۱۹۸۰ روند افزایشی داشته است. ثالثا، حجم سیاست پولی ایالات متحده در دوره بحران مالی (۲۰۰۷)، نسبت به دوره‌های عادی، نامتعارف بوده و کانال‌های نرخ بهره، قیمت دارایی‌ها (بازار سهام) و تجارت، نقش عمده‌ای را در انتشار شوک‌های سیاست پولی داشته‌اند(Akbar Kazi and Vagan, 2014).

کراینر، با بررسی سیاست پولی و اعتبارات بانکی در منطقه یورو با استفاده از آزمون‌های فرضیه غیر آشیانه‌ای[3] آزمون متغیرهای حذف شده[4] و آزمون علیت گرانجر[5]، این سئوال را مطرح کرده است که آیا کانال بازار سهام یا کانال نرخ بهره، موضوعیت دارد یا خیر؟ نتیجه به دست آمده نشان می‌دهد که بانک مرکزی باید تلاش کند از طریق سیاست‌های مناسب پولی، قیمت‌های سهام را به منظور نیل به هدف ثبات اقتصادی و اعتبار دهی بانک‌ها، تثبیت نماید (Krainr, 2014).

ابراهیمی و همکاران در مطالعه‌ای ارتباط بین تورم، رشد اقتصادی و رشد نقدینگی در ایران را با استفاده از مدل *VARMA_MGARCH* برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه با استفاده از مدل‌های خود توضیح میانگین متحرک برداری *VARMA* و خود رگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته، چند متغیره

[1] Organization of Economic coroporation and Developpment(OECD)
[2] Time vaving parameter factor augmented VAR approach
[3] Non-nested
[4] Omitted variable
[5] Granger causality test

www.SID.ir

Archive of SID

MGARCH نحوه ارتباط و اثر گذاری سه متغیر رشد نقدینگی، رشد اقتصادی و تورم را مدل سازی کردند. نتایج تحقیق با توجه به مدل بهینه *VARMA_GARCH*، نشان داد رشد نقدینگی و رشد اقتصادی تاثیر متقابل بر یکدیگر دارند و هر دو متغیر، بر تورم به طور مستقیم اثر می‌گذارند (Ebrahimi and et al, 2013). ترکی و فراهانی به ارزیابی اثر عدم قطعیت تورمی بر سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه پرداختند. برای این منظور مدل رگرسیونی به روش داده‌های تابلویی مربوط به کشورهای منتخب در حال توسعه در دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۰ برآورد شد. نتایج نشان داد که، عدم قطعیت سرمایه‌گذاری داخلی را به طور معناداری و به صورت غیر خطی کاهش می‌دهد. از طرفی، این نتیجه‌گیری بیانگر این واقعیت است که با وجود عدم قطعیت، سرمایه‌گذاری از طریق تخصیص پس اندازهای داخلی فراهم می شود (Torki and Farahani, 2013). محمدی و ممبینی دهکردی در مطالعه خود طی دوره ۹۰-۱۳۶۹ به بررسی تاثیر غیر خطی عدم قطعیت نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی با و بدون نفت طی دوره پرداختند. به این منظور الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته، چند متغیری *M-GARCH* برای شاخص سازی عدم قطعیت نرخ ارز واقعی مورد استفاده قرار گرفت. بر اساس یافته‌های این پژوهش عدم قطعیت نرخ ارز حقیقی، تاثیر غیر خطی بر رشد اقتصادی همراه نفت و بدون نفت دارد (Mohamadi and Mombini Dehkordi, 2014).

۴- روش تحقیق

در این مقاله از مدل M-GARCH استفاده شده زیرا تغییر پذیری همزمان دو یا چند متغیر را مدل سازی می‌کند. با استفاده از یک تخمینگر GARCH چند متغیری، با در نظر گرفتن ماهیت در حال تغییر با زمان ماتریس واریانس‌ها و کوواریانس‌ها و همچنین، بررسی رابطه میان نوسانات مرتبط با نوسانات متغیرها، امکان پذیر می‌شود. با اینکه تصریح‌های تک متغیری و ویژگی‌های مدل GARCH مشهور هستند، حالت چند متغیری به دو دلیل اصلی، نیاز به تصریح های بیشتری دارند:

۱- این مدل باید به اندازه کافی انعطاف پذیر باشد تا دینامیک واریانس‌ها و کوواریانس‌های شرطی را نشان دهد. اما، از آنجایی که تعداد پارامترها با افزایش ابعاد مدل به صورت نمایی افزایش پیدا می‌کند، این تصریح باید به اندازه کافی تفصیلی باشد، تا برآورد نسبتا آسان مدل و تفسیر راحت پارامترها را ممکن سازد.

www.SID.ir

Archive of SID

۲- معین بودن یا صراحت مثبت ماتریس واریانس- کوواریانس لازم است که با محدود کردن پارامترهای مدل حاصل گردد.

برای ارزیابی عدم قطعیت و بی ثباتی در متغیرها چندین روش وجود دارد، اما روش متداول و مسلط در اکثر مطالعات اقتصاد سنجی، استفاده از مدل‌های گارچ می‌باشد. این روش که توسط بولرسلو[6] (۱۹۸۶) پیشنهاد شد. یک مدل سازی مبتنی بر واریانس متغیر در طول زمان است. مدل‌های GARCH در یک طبقه بندی کلی و بر اساس تعداد متغیرهای موجود در مدل، به مدل‌های تک متغیره و مدل‌های چند متغیره تقسیم می‌شوند. مدل‌های GARCH یک متغیره محدودیت‌هایی دارند که کاربرد آنها را دچار مشکل می‌نماید: از جمله فرض می کنند واریانس شرطی و سری مستقل از تمام سری‌های دیگر است. علاوه بر این به کوواریانس بین سری‌ها به عنوان یک عامل مهم در بررسی نوسانات متغیرها، توجهی ندارند. این محدودیت‌ها باعث می‌شوند که این مدل‌ها در بسیاری از موارد غیر قابل تشخیص شوند. در مقابل مدل‌های چند متغیره GARCH بسیار شبیه مئل‌های تک متغیره هستند. ازین رو تخمین آنها شبیه مدل‌های تک متغیره GARCH ساده است. با این تفاوت که علاوه بر معادلات قبلی، معادلات مشخصی برای بیان چگونگی حرکت کوواریانس‌ها در طول زمان دارند (Hidari and Bashiri, 2010).

از آنجا که هدف اصلی این مقاله، بررسی تاثیر عدم قطعیت‌های رشد پول و رشد تولید بدون نفت بر شاخص اعتماد سرمایه‌گذاران است، برای مدل سازی عدم قطعیت‌ها، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس، از یک مدل گارچ چند متغیره استفاده شده است. پارامترهای معادله میانگین برای متغیرهای مورد مطالعه بر پایه مدل سه متغیره به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset_1 & \emptyset_2 & \emptyset_3 \\ \emptyset_4 & \emptyset_5 & \emptyset_6 \\ \emptyset_7 & \emptyset_8 & \emptyset_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} + \quad (۲)$$
$$\begin{bmatrix} \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 \\ \theta_4 & \theta_5 & \theta_6 \\ \theta_7 & \theta_8 & \theta_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} \rho_1 & \rho_2 & \rho_3 \\ \rho_4 & \rho_5 & \rho_6 \\ \rho_7 & \rho_8 & \rho_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{1t} \\ \sigma_{2t} \\ \sigma_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}$$

فرض می شود که ε_{1t} و ε_{2t} و ε_{3t} دارای توزیع نرمال واریانس شرطی متغیر در طول زمان هستند. رهیافت‌های متفاوتی از مدل‌های چند متغیره GARCH در ادبیات اقتصادی وجود دارد که به عنوان نمونه می‌توان به رهیافت‌های CCC ، DCC ، VECH و BEKK اشاره

[6] Bollerslev

www.SID.ir

Archive of SID

کرد. در این تحقیق از رهیافت قطری BEKK برای تخمین مدل چند متغیره GARCH استفاده می‌شود.

$$H_t = C_\circ' C_\circ + A_{11}' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11} + B_{11}' H_{t-1} B_{11} \qquad (۳)$$
$$\varepsilon_t | \varphi_{t-1} \approx N(0, H_t)$$

که در آن H_t ماتریس کوورایانس شرطی ۳ ×۳ می‌باشد که همیشه قطعی و مثبت است. ε_t یک بردار اخلال۳×۱، φ_{t-1} نشان دهنده مجموع اطلاعات در زمان $t-1$، C ماتریس پایین مثلثی ۳×۳ از پارامترها، A و B ماتریس‌های قطری می‌باشند. در تخمین مدل MGARCH، پارامترها ی زیر تعریف می‌شوند:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} & h_{13t} \\ h_{21t} & h_{22t} & h_{23t} \\ h_{31t} & h_{32t} & h_{33t} \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$
$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}$$

که در آن h_{11t} و h_{12t} و h_{13t} واریانس های شرطی باقیمانده‌ها در زمان t هستند که به عنوان عدم قطعیت متغیرهای مورد مطالعه در نظر گرفته می‌شوند. عنصر a_{ij} از ماتریس $A_{3\times3}$ نشان دهنده اثر نوسانات متغیر i بر متغیر j و در نتیجه اثر ARCH نوسانات را منعکس می‌کند. عنصر b_{ij} از ماتریس $B_{3\times3}$ نشان دهنده پایدار انتقال نوسانات بین متغیر i و متغیر j و در نتیجه اثر GARCH نوسانات را منعکس می کند. بر این اساس مدل قطری BEKK توسط معادلات زیر نشان داده می‌شود:

(۵)

$$h_{11t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1t-1}^2 + b_{11}^2 h_{1t-1}$$
$$h_{22t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + c_{22}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + b_{22}^2 h_{2t-1}$$
$$h_{33t} = c_{31}^2 + c_{32}^2 + c_{33}^2 + a_{33}^2 \varepsilon_{3t-1}^2 + b_{33}^2 h_{3t-1}$$
$$h_{12t} = c_{11} c_{21} + a_{11} a_{33} \varepsilon_{1t-1}^2 \varepsilon_{2t-1}^2 + b_{11} b_{22} b_{12t-1}$$
$$h_{13t} = c_{11} c_{31} + a_{11} a_{22} \varepsilon_{1t-1}^2 \varepsilon_{3t-1}^2 + b_{11} b_{33} h_{13t-1}$$
$$h_{23t} = c_{21} c_{31} + c_{22} c_{32} + a_{22} a_{33} \varepsilon_{2t-1}^2 + b_{22} b_{33} h_{23t-1}$$

تحت فرض نرمال مشروط، پارامترهای مدل *GARCH* را می توان به وسیله حداکثر سازی تابع درستنمایی زیر برآورد نمود:

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2} log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} (log|H_t| + \varepsilon_t' H \varepsilon_t^{-1}) \qquad (۶)$$

که در آن θ تمام پارامترهای نامعلوم تخمین زده شده، N تعداد متغیرها و T تعداد مشاهدات است. دوره مورد بررسی در این تحقیق از ابتدای ۱۳۷۰ تا انتهای ۱۳۹۵ به صورت داده‌های فصلی است. حجم نقدینگی M2 در این پژوهش مجموع پول و شبه پول است. تولید ناخالص

www.SID.ir

Archive of SID

داخلی بدون صادرات نفت خام و شاخص قیمت مصرف کننده CPI با سال پایه ۱۳۹۰ در این تحقیق استفاده می‌شوند. متغیرهای مذکور ابتدا به شکل واقعی درآمده و سپس به صورت لگاریتمی وارد مدل اقتصاد سنجی خواهند شد. مدل مورد استفاده اثر نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران روی مکانیزم انتقال سیاست پول و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت NOILGDP را بررسی می‌کند.

۵- یافته‌های پژوهش

تحلیل M-GARCH مبتنی بر چند فرض اساسی می‌باشد. که می‌بایست در ابتدا مورد بررسی قرار گیرند. از جمله مهم‌ترین این فرضیه‌ها، فرض‌های مربوط به بررسی نرمال بودن متغیرها، عدم وجود خود همبستگی بین اجزاء اخلال مدل، نرمال بودن جملات اخلال، همبسته نبودن متغیرهای مستقل با یکدیگر و عدم ناهمسانی واریانس و نیز مانایی سرهای زمانی می‌باشد.

۵-۱- توصیف جامعه و نمونه آماری

برای بررسی مشخصات عمومی و پایه‌ای متغیرهای مورد استفاده جهت برآورد مدل و تجزیه و تحلیل دقیق آنها، تخمین آماره‌های توصیفی مربوط به آنها، لازم است. جدول شماره یک نشان دهنده تحلیل توصیفی داده‌های متغیرهای اصلی استفاده شده در این مقاله می‌باشد. مقادیر میانگین و میانه، کمینه و بیشینه، انحراف معیار و ضرایب چولگی و کشیدگی برای متغیرهای مستقل و وابسته مربوط به ۱۰۴ داده مورد بررسی، محاسبه شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

Table 1: Descriptive statistics of the variables analyzes

نام متغیر	بیشینه	کمینه	میانگین	میانه	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
PEG	۰/۰۲۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۲/۴۸۰	۱۲/۰۴۶
realnoilGDP	۴۹۰۰۷۸/۳	۵۱۴۱/۱۸	۵۵۳۴۶/۳۴	۲۵۷۲۰/۵۳	۷۷۸۷۶/۶۵	۳/۱۹۷	۱۵/۴۱۸
realM2	۲۱۷۳/۳۴	۱/۳۹۸	۱۲۰۷/۵۸	۱۰۶۴/۵۴	۵۵۷/۳۸۰	-۰/۲۸۸	۲/۶۷۸

مأخذ: محاسبات تحقیق Source : Author's Computation

۵-۲- آزمون ریشه واحد و مانایی

آزمون ریشه واحد، از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که برای تشخیص ایستایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون در جدول ۲

www.SID.ir

Archive of SID

خلاصه شده‌اند. با توجه به نامانا بودن متغیرهای M2 و noil GDP به جز نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران در سطح، آزمون را با یک بار تفاضل‌گیری تکرار می‌کنیم. نتایج در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرها

Table 2: Unit root test phillips-Perron

متغیر	آماره محاسباتی	مقادیر بحرانی			سطح معنی داری	نتیجه
		۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۱		
PEG	-۴/۳۲	-۳/۴۹	-۲/۸۹	-۲/۵۸	۰/۰۰۰	I(0)
Log(noilGDP/P)	-۱۴/۶۲	-۳/۴۹	-۲/۸۹	-۲/۵۸	۰/۰۰۰	I(1)
Log(M2/p)	-۹/۶۴	-۳/۴۹	-۲/۸۹	-۲/۵۸	۰/۰۰۰	I(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق Source : Author's Computation

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهند که آماره فیلیپس- پرون برای تمام سطوح معنی‌دار است. با توجه به این که بیشتر متغیرهای مورد بررسی با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، و تنها نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران بدون تفاضل‌گیری مانا بوده است، برای استفاده از متغیرها در سطح می‌بایست آزمون هم انباشتگی انجام شود. نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی جوهانسون در جدول ۳ نشان داده شده‌اند. در آزمون هم انباشتگی برای رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی متغیرها کافی است سطح معنی‌داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. بنابراین نتایج جدول ۳ نشان می‌دهند که با وجود نامانایی متغیرها در سطح، برآیند متغیرهای مورد بررسی در سطح دارای هم انباشتگی می‌باشند.

جدول ۳: نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسون

Table 3: Johansen cointegration test

تعداد رابطه	آماره trace	سطح معنی داری	نتیجه
بدون رابطه	۳۷/۵۲	۰/۰۰۵	مردود
حداکثر یک رابطه	۵/۸۴	۰/۷۱	قبول

مأخذ: محاسبات تحقیق Source : Author's Computation

۳-۵- ضریب همبستگی پیرسون

در جدول ۴ ضریب همبستگی متغیرهای مورد بررسی و واریانس‌های آنها به عنوان معیار عدم قطعیت به روش پیرسون خلاصه شده است. همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهند ضریب همبستگی بین دو متغیر نسبت اعتماد سرمایه گذاران و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت ۰/۵۷۰ است لذا بین این دو متغیر همبستگی نسبتا قوی وجود دارد. بین شاخص

www.SID.ir

Archive of SID

اعتماد سرمایه‌گذاران و نقدینگی واقعی همبستگی وجود دارد ولی ضعیف است. بین نوسانات متغیر نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران hPEG و اقتصاد کلان بدون نفت همبستگی معناداری وجود دارد. نوسانات نقدینگی hrealM2 با اقتصاد کلان بدون نفت همبستگی منفی وجود دارد. همچنین بین نوسانات نقدینگی و نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران همبستگی منفی و در سطح ۰/۰۵ معناداری مشاهده می‌شود.

۴-۵- بررسی ناهمسانی واریانس

در این مرحله راجع به ثابت یا متغیر بودن واریانس جمله خطا آزمون ناهمسانی انجام می‌گردد. در واقع قبل از برآورد مدل بایستی چنین آزمونی صورت گیرد. برای آزمون واریانس ناهمسانی مدل مورد مطالعه از آزمون وایت استفاده شده است. در این آزمون فرض صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس بین جملات اخلال ارزیابی می‌شود. نتایج آزمون ناهمسانی وایت در جدول ۵ نشان داده شده است. همان‌طور که نتایج جدول ۵ نشان می‌دهند با توجه به این که آماره آزمون در مدل مورد بررسی در سطح ۰/۰۵ درصد معنادار است، لذا فرض همسانی واریانس جملات اخلال تایید نمی‌شود. آزمون ARCH برای سری‌های منفرد نیز انجام گرفت که در جدول ۶ نتایج آن خلاصه شده است.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهند که آزمون ضریب LM برای وجود ناهمسانی واریانس شرطی خود برگشتی بر روی یک سری منفرد اشاره می‌کند، که توان دوم باقیمانده‌ها باید خود همبسته باشند. از آنجایی که در حضور نوسانات باقیمانده‌های خود توضیحی، تخمین‌ها از یک مدل خود برگشتی برداری VAR ناهماهنگ می‌شود، به کارگیری یک تخمینگر نوسانات احتمالاتی تایید می‌شود و تولید معیارهای عدم قطعیت برآورد شده به نحو درونزا را اجازه می‌دهد. نمودارهای۱ نیز نشان می‌دهند که تغییرات متغیرهای نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران و تولید ناخالص داخلی بدون نفت در طول زمان افزایش یافته است.

۵-۵- تعیین وقفه بهینه

برای تعیین وقفه بهینه سیستم، معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و حنان-کوئین محاسبه شده است. بهترین معیار برای تعیین تعداد وقفه بهینه، استفاده از معیار شوارتز می‌باشد که کمترین وقفه را برای وقفه بهینه در نظر می‌گیرد اما در صورتی که وقفه بهینه بدست آمده از معیار شوارتز و معیار آکائیک متفاوت بودند، بهتر است تا از معیار حنان-کوئین برای تعیین وقفه‌های بهینه استفاده گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴: ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرها

Table 4: Correlation coefficient pearson

Corrlation t-statistic	Log (noilGDP/p)	PEG	Log(M2/p)	hrealnoilGDP	hPEG	hrealM2
Log(noilGDP /p)	۱/۰۰۰	-		-	-	-
PEG	۰/۵۷۰ ۷/۰۰۷	۱/۰۰۰	-	-	-	-
Log(M2/p)	۰/۳۳۴ ۳/۵۹۰	۰/۱۱۶ ۱/۱۸۲	۱/۰۰۰	-	-	
hrealnoilGDP	۰/۶۲۷ ۸/۱۲۹	۰/۱۹۷ ۲/۰۳۳	۰/۰۴۳ ۰/۴۴۲	۱/۰۰۰	-	-
hPEG	۰/۴۷۴ ۵/۴۳۳	۰/۶۹۳ ۹/۷۲۸	۰/۱۰۳ ۱/۰۴۸	۰/۰۶۶ ۰/۶۶۹	۱/۰۰۰	-
hrealM2	-۰/۴۷۱ -۵/۳۹۹	-۰/۴۱۹ -۴/۶۶۰	۰/۳۹۲ ۴/۳۰۵	-۰/۱۲۵ -۱/۲۷۸	-۰/۳۷۰ -۴/۰۲	۱/۰۰۰ .....

Source : Author's Computation مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج ارائه شده در جدول (۷) نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای شوارتز و حنان- کوئین وقفه ۱، وقفه بهینه است. با توجه به مطالعات انجام شده، بازار سرمایه در کشورهای در حال توسعه تا این حد کارا نیستند، که سیاست‌های پولی را به طور سریع انتقال دهند. در ایران نیز انتظار می‌رود نوسانات رشد پولی به سرعت بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی تاثیر نگذارد. اگر چه بازار سرمایه در حالت عادی دماسنج وضع اقتصادی است، اما در ایران و به طور مشخص برای دوره‌ای فصلی انتظار تاخیری یک فصلی دور از انتظار نیست. آزمون‌های اقتصاد سنجی هم این تاخیر دوره‌ای را به دست داده‌اند.

جدول ۵: آزمون ناهمسانی واریانس وایت (متغیر وابسته: PEG)

Table 5: Whit heteroscedasticity test(The dependent variable: PEG)

سطح معنی داری	آماره	متغیرها
۰/۰۰۰	F= ۹/۱۸۰ nR^2= ۱۵/۹۹۸	Log(noilGDp/p)log(M2/p)

Source : Author's Computation مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶: آزمون اثرات ARCH

Table 6: Test for ARCH effects

Lag	PEG		Log(noilGDP/p)		Log(M2/p)	
	nR^2	p-value	nR^2	p-value	nR^2	p-value
۱	۵/۵۶۴	۰/۰۲۰	۸۳/۴۸	۰/۰۰۰	۹۰/۵۰	۰/۰۰۰
۲	۹/۷۸۰	۰/۰۰۰	۸۲/۷۲	۰/۰۰۰	۸۹/۷۲	۰/۰۰۰
۳	۷/۱۳۵	۰/۰۰۰	۸۳/۸۲	۰/۰۰۰	۸۸/۹۱	۰/۰۰۰
۴	۵/۸۱۸	۰/۰۰۰	۸۳/۳۰	۰/۰۰۰	۸۸/۰۴	۰/۰۰۰

Source : Author's Computation مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷: تعیین وقفه بهینه

Table7: lag length optimal

تعداد وقفه	AIC	SIC	HQ
۰	۴۳/۵۸	۴۳/۶۶	۴۳/۶۱
۱	۳۷/۴۱	۳۷/۷۳*	۳۷/۵۴ *
۲	۳۷/۴۰	۳۷/۹۵	۳۷/۶۳
۳	۳۷/۴۸	۳۷/۲۶	۳۷/۷۹
۴	۳۷/۶۰	۳۸/۶۲	۳۷/۷۹

مأخذ: محاسبات تحقیق Source : Author's Computation

۶-۵- تحلیل رابطه بین متغیرها

با توجه به نمودار ۱ و ادبیات قبلی، سه سری زمانی مورد بررسی از نوسانات خوشه بندی شده رنج می‌برند، یعنی تغییرات بزرگ منجر به تغییرات بزرگ، و تغییرات کوچک منجر به تغییرات کوچک می‌شود. به عبارت دیگر سطح جاری تغییر پذیری، رابطه مثبت با مقادیر گذشته آن دارد. برای تحلیل پویایی رابطه بین شاخص اعتماد سرمایه‌گذاران، رشد پولی و رشد اقتصاد کلان بدون نفت با توجه به معیار شوارتز، از یک مدل VAR(1)-MGARCH(1,1) استفاده شده است. نتایج ارائه شده در قسمت اول جدول (۸) ضرایب برآوردی میانگین شرطی و قسمت دوم ضرایب برآوردی واریانس شرطی را نشان می‌دهند.

ضرایب C(1) و C(6) و C(11) در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار هستند. بنابراین شاخص اعتماد سرمایه‌گذاران، رشد پولی و اقتصاد کلان بدون نفت از وقفه خود تاثیر می‌پذیرند. در مقابل، ضرایب C(2) و C(5) در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار نیستند، یعنی نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات متقاطع بین رشد پولی و رشد اقتصاد بدون نفت رد نمود. بنابراین رابطه‌ی علی دو سویه بین این دو متغیر وجود ندارد. با توجه به نتایج برآورد ضریب C(9) منفی (۰/۷-) و در سطح ۱۰ درصد از نظر آماری معنادار است، لذا شاخص اعتماد سرمایه‌گذاران تحت تاثیر نرخ رشد پولی قرار می‌گیرد. بنابراین سیاست پولی به طور مستقیم بر نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران تاثیر نمی‌گذارد. در واقع، در محیطی که دارایی نوسان دارد، تعویض بین دارایی‌های ریسک‌دار و پول، بر تعویض بین پول و مصرف، غالب است. سیاست پولی بر قیمت دارایی و نوسانات آن، به واسطه تاثیر مستقیم بر ریسک گریزی، تاثیر می‌گذارد. لذا در اتخاذ سیاست‌های پولی انبساطی باید کاملا محتاطانه عمل کرد، تا افزایش نسبت اعتماد سرمایه گذاران جهت سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی محقق شود. نتایج برآورد همچنین نشان می‌دهند ضریب C(10) مثبت (۰/۱۲) و در سطح ۵ درصد معنادار است، بنابراین نرخ رشد اقتصاد بدون نفت بر شاخص اعتماد سرمایه‌گذاران تاثیر مستقیم دارد.

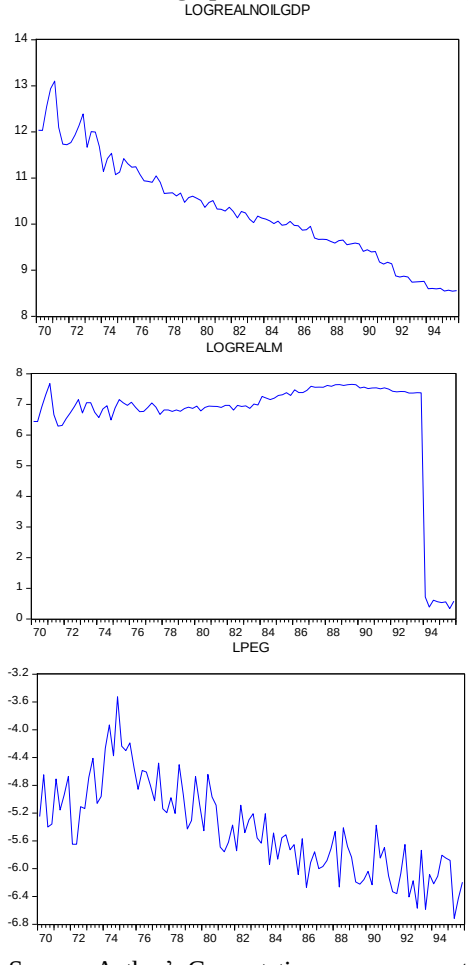
www.SID.ir

Archive of SID

رشد و ثبات اقتصادی می‌تواند مولفه بسیار مهمی در جلب اعتماد سرمایه گذاران باشد. معادلات واریانس- کواریانس شرطی قرار داده شده در این پژوهش با روش گارچ چند متغیره نوسانات بین شاخص اعتماد سرمایه‌گذاران، رشد پولی و رشد اقتصاد کلان بدون نفت بررسی می شوند. با توجه به اینکه ضرایب C(19)، C(20) و C(21) در سطح ۱۰ درصد از نظر آماری معنادار هستند، می‌توان گفت که متغیرهای مدل برآورد شده تحت تاثیر نااطمینانی‌های گذشته خود قرار می گیرند. با توجه به ضریب C(17) (۰/۰۳) نا اطمینانی اقتصاد کلان بدون نفت بر نوسانات نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران اثر مثبت و در سطح ۱۰ درصد معنادار است.

نمودار۱:خط زمانی متغیرهای مورد بررسی

Figure 1. Time line graphs of the variables analyzed



Source : Author's Computation مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین ضریب C(15) (-۰/۰۳) نشان می‌دهد که نوسانات سیاست پولی بر نوسانات شاخص اعتماد سرمایه‌گذاران اثر منفی و در سطح ۱۰ درصد از نظر آماری معنادار است. نوسانات رشد پول واقعی از طریق تاثیر بر قیمت دارایی و نوسانات آن، به واسطه تاثیر مستقیم بر ریسک گریزی تاثیر می گذارد. نوسانات سیاست‌های پولی و رشد اقتصاد بدون نفت بر تغییرات اعتماد سرمایه گذاران موثر می باشد. با توجه به این که ضرایب گارچ الگو C(22)، C(23) و C(24) در سطح ۵ درصد معنادار هستند لذا هر سه متغیر از نوسانات گذشته خود تاثیر می‌پذیرند. از یافته‌های پژوهش سرایت نوسانات بین سه متغیر است. سرایت پذیری بازار سرمایه و به طور خاص شاخص بازار از سیاست پولی و رشد اقتصاد بدون نفت از دیگر نتایج این پژوهش می باشد.

جدول ۸: نتایج برآورد مدل VAR(1)- MGARCH (1,1)

Table 8: Model estimation results

	coefficient	Std.Error	z- statistic	prob
C(1)	۰/۹۵۴	۰/۰۴۷	۲۰/۵۷	۰/۰۰۰
C(2)	۰/۷۶	۰/۰۵۱	۱/۴۹	۰/۱۰۱
C(3)	۳/۹۵	۱۲/۸۴۳	۱/۵۵	۰/۰۹۱
C(4)	-۰/۵۸۸	۰/۶۱۹	-۱/۴۹۱	۰/۱۰۳
C(5)	-۰/۰۶	۰/۰۰۴	-۱/۷۶	۰/۰۶۸
C(6)	۰/۹۷۵	۰/۰۲۹	۳۳/۲۳	۰/۰۰۰
C(7)	۴/۲۹۱	۱۰/۵۲۳	۱/۸۳	۰/۰۷
C(8)	۰/۲۱۹	۰/۲۴۷	۱/۳۴	۰/۱۷۴
C(9)	-۰/۷۴	۰/۰۰۷۱	-۱/۴۱	۰/۱۰۴
C(10)	۰/۱۲	۰/۰۰۰۳	۳/۷۹۷	۰/۰۰۰
C(11)	۰/۲۹۲	۰/۱۱۳	۲/۵۷۷	۰/۰۰۰
C(12)	-۰/۹	۰/۰۰۲۶	-۳/۵۱۶	۰/۰۰۰
Variance Equation coefficient				
C(13)	-۰/۰۶	۰/۰۰۲	-۳/۱۲۷	۰/۰۰۱۸
C(14)	-۰/۰۲	۰/۰۰۰۴	-۴/۵۵۸	۰/۰۰۰
C(15)	-۰/۰۳۳	۰/۰۰۰۸	-۱/۴۰۹	۰/۰۸۲
C(16)	-۰/۰۳	۰/۰۰۰۲۹	-۱/۲۰۶	۰/۱۲۳
C(17)	۰/۰۳۲	۰۰۰۲۵	۱/۱۳۰	۰/۰۹۶
C(18)	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰۰۰۸	۱/۲۸۵	۰/۰۷۷
C(19)	-۰/۰۷	/۱۲۷۳	-۱/۵۶۷	۰/۰۵۴
C(20)	۰/۱۰۴۸	۰/۱۱۷	۱/۴۹۱	۰/۰۷۱۱
C(21)	۰/۵۱۱	۰/۰۶۱	۸/۲۳۸	۰/۰۰۰
C(22)	۱/۰۲۱	۰/۰۰۵	۲۰۰/۲۷۷	۰/۰۰۰
C(23)	۰/۹۸۳	۰/۰۰۷	۱۲۶/۰۵۳	۰/۰۰۰
C(24)	۰/۸۷۶	۰/۰۲۹	۲۹/۸۲۴	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source : Author's Computation

www.SID.ir

Archive of SID

ادبیات نظری بر کانال نرخ بهره به عنوان مکانیزم انتقال اصلی شوک‌های نوسانات پولی به اقتصاد حقیقی تاکید کرده‌اند، اما مقاله‌هایی مانند ماسکارو و ملتزر و ایوانز استدلال کرده‌اند، که از آنجا که نوسان پولی نوسان نرخ بهره را افزایش می‌دهد، ریسک‌دار بودن اوراق قرضه را نیز افزایش می‌دهد. افزایش ریسک نگه داشتن اوراق قرضه بر تقاضای پول تاثیر می‌گذارد و نرخ بهره را افزایش می‌دهد، و باعث بوجود آمدن دوران عدم سرمایه‌گذاری و رکود می‌شود (Mascaro and Meltzera, 1983; Evans, 1984).

یافته‌های پژوهش نیز نشان می‌دهد که ضریب عدم اطمینان رشد پولی تاثیر منفی معنی‌داری بر نسبت اعتماد سرمایه‌گذاران دارد. لذا می‌توان گفت سیاست‌های پولی مستقیما بر ریسک گریزی سرمایه‌گذاران تاثیر می‌گذارد. یعنی می‌توان گفت: افزایش علاقه به اثرات پایداری مالی از طریق افزایش سرمایه‌گذاری می‌تواند بر فعالیت اقتصاد کلان بدون نفت تاثیر مثبتی بگذارد و رشد آن را به ارمغان آورد. ضریب عدم قطعیت تولید بدون صادرات نفت خام همانطور که نتایج جدول ۸ نشان می‌دهند مثبت و در سطح ۱۰ درصد از نظر آماری معنادار است و این با ادبیات نظری هماهنگ است، که تصریح می‌کند عدم قطعیت تولید، قیمت دارایی‌ها و به دنبال آن ریسک گریزی را کاهش می‌دهد.

افزایش عدم قطعیت تولید باعث کاهش نرخ بازده دارایی‌ها می‌شود؛ لذا سرمایه گذاران نسبت به دوره‌های قبل سرمایه گذاری کمتری خواهند کرد. علامت ضریب شاخص نوسان رشد پولی و بنابراین اثر غالب، به میزان ریسک گریزی سرمایه‌گذاران و پارامترهای سیاست پولی، به خصوص به قدرت پاسخ بانک مرکزی به نوسانات تولید، بستگی دارد. در مجموع می‌توان گفت که افزایش نا اطمینانی تولید یا رشد پولی همیشه باعث افزایش تقاضای پول می‌شود زیرا سرمایه گذار بین دارایی‌های دارای ریسک بیشتر و پول تعویض انجام می‌دهد.

۷-۵- آزمون علیت گرانجری

علیت یکی از مسائل اساسی در تحلیل رابطه بین متغیرهای اقتصادی است. برای تعیین جهت علیت برای متغیرهای مورد استفاده قرار می‌گیرد، که مبانی نظری صریحی در مورد آنها وجود ندارد. روش مرسوم برای بررسی علیت، معروف به آزمون علیت گرانجری است. نتایج این آزمون روی متغیرهای تحقیق و واریانس های آنها به عنوان معیار سنجش عدم قطعیت در جدول ۱۰ خلاصه شده است. نوسانات اقتصاد کلان بدون نفت، تاثیر گرانجری بر نرخ رشد تولید در کوتاه مدت (یعنی حداقل ۳ ماه) نمی‌گذارد. و در دوره‌های دوم به بعد بر رشد تولید موثر خواهد بود (جدول، ۱۰). نوسانات رشد پولی تا دوره چهارم بر رشد پولی تاثیر گرانجری

www.SID.ir

Archive of SID

دارد. در حالی که در کوتاه مدت، عدم قطعیت حجم پول، پویایی پول و رشد تولید را توجیه نمی‌کند، اما عدم قطعیت اقتصاد کلان بدون نفت تاثیری قوی بر پویایی آن متغیرها از دوره دوم به بعد می‌گذارد. عدم قطعیت تولید در کوتاه مدت در حالی که بر رشد تولید تاثیر ندارد، اما بر رشد حجم پول تاثیر دارد.

این نتایج با یافته‌های سرلتیس و رحمن هم خوانی دارند زیرا نوسانات تولید بر تقاضای پول، مصرف و تولید عمدتا از طریق کانال ثروت تاثیر می‌گذارد، اما اثر نهایی به نوسانات قیمت دارایی بستگی دارد. زیرا عدم قطعیت اقتصاد کلان بدون نفت تاثیر گرانجری قابل توجه و معناداری در سطح ۰/۰۵ بر پایداری مالی می‌گذارد. عدم همبستگی بین نماینده‌های عدم قطعیت در هر طول تاخیر ملاحظه شده وجود دارد (جدول ۱۰)، و این برای اثر نوسانات رشد پولی نیز تایید می‌شود، این به دلیل اثرات احتیاطی است که به خاطر نوسانات زیاد قیمت دارایی به طور هم زمان تولید می شود. همچنین بین نوسانات رشد پول واقعی و نوسانات رشد اقتصاد کلان بدون نفت در میان مدت و دراز مدت یک رابطه گرانجری دو طرفه وجود دارد (Serletis and Rahman, 2009).

۶- جمع بندی و پیشنهادات

در این مقاله به تحلیل تاثیر دارایی‌ها بر رابطه بین سیاست پولی و رشد اقتصاد کلان بدون صادرات نفت خام در ایران در دوره از فصل اول ۱۳۷۰ تا فصل آخر ۱۳۹۵پرداخته شد. همچنین رشد عدم قطعیت متغیرها و تاثیر آنها بر یکدیگر مورد بررسی قرار گرفت. با در نظر گرفتن تغییرات در سیاست پولی و مقررات بازارهای مالی، تخمین‌ها، به طرفداری از استقلال بانک مرکزی به عنوان متولی اجرای سیاست‌های پولی جهت پایداری تولید را تایید می‌کنند. نتایج حاصل از تخمین مدل، یک همبستگی مثبت بین رشد پول و نوسانات PEG و همبستگی مثبت بین نماینده عدم قطعیت اقتصاد کلان بدون نفت با نماینده‌های عدم قطعیت پولی و نوسانات اعتماد سرمایه‌گذاران، را نشان می‌دهند. نتایج با نشان دادن این که، شوک های مرتبه دوم به رشد noilGDP تاثیری مستقیم و مثبت، بر نوسان PEG می‌گذارند، منابع چنین همبستگی هایی را خاطر نشان می کند.اما عکس آن معتبر نیست. در حقیقت، عدم قطعیت پولی به طور غیر مستقیم تنها از طریق اثر بر رشد پول و قیمت دارایی، بر نوسانات بازار بورس اوراق بهادار تاثیر می‌گذارد. با ترکیب این نتایج، می‌توان بیان کرد که دوره طولانی نوسانات کم رشد تولید، معمولا باعث به وجود آمدن دوره نوسانات بازار

www.SID.ir

Archive of SID

بورس اوراق بهادار نمی‌شود. رشد GDP بدون نفت تاثیری مستقیم و مثبت بر نوسانات PEG می‌گذارد. یافته‌های دیگر این پژوهش عبارتند از:

-سیاست پولی قادر به تاثیر گذاری مستقیم بر اعتماد سرمایه‌گذاران و نوسانات آن تنها در دراز مدت می‌باشند.

-بین عدم قطعیت اقتصاد کلان بدون نفت و رشد GDP رابطه گرانجری وجود ندارد.

-نتایج تحلیل نشان داد که بین اعتماد سرمایه گذاران و رشد اقتصادی رابطه مستقیم وجود دارد و این با مطالعات گلداسمیت[۷] (۱۹۶۹)، مکینون[۸] (۱۹۷۳) و شاو[۹] (۱۹۷۳)، که با اشاره به عملکرد مالی از طریق افزایش پس انداز (یعنی افزایش اعتماد سرمایه گذاری) و در نتیجه رشد سرمایه گذاری، معتقدند که توسعه مالی منجر به افزایش رشد اقتصادی خواهد شد، همخوانی دارد.

- نتایج تاثیر منفی عدم قطعیت اقتصاد کلان بدون نفت بر رشد noil GDP و علت معلول منفی بین رشد تولید و نوسانات آن را در میان مدت و دراز مدت نشان می‌دهد.

جدول ۹: آزمون علیت گرانجر

Table 9: Granger-Causality test

F (prob)	lag	realM2	realnoilgdp	peg	hrealM2	hrealnoilgdp	hpeg
realM2	۱		۴/۷۹(۰/۰۳)	۱/۲۴(۰/۲۷)	۳۹۰/۹(۰/۰۰)	۵/۸۷(۰/۰۲)	۱/۳(۰/۲۶)
	۲		۳/۱۶(۰/۰۴)	۰/۲۳(۰/۷۹)	۴۷۰/۵(۰/۰۰)	۳۵/۲۲(۰/۰۰)	۰/۹۳(۰/۴۰)
	۳		۱/۴۸(۰/۲۲)	۰/۱۸(۰/۹۱)	۳۱۷/۸(۰/۰۰)	۱۸/۹(۰/۰۰)	۰/۷۳(۰/۵۴)
	۴		۰/۸۴(۰/۵۰)	۰/۴۰(۰/۸۱)	۲۴۰/۶(۰/۰۰)	۱۲/۷۶(۰/۰۰)	۰/۷۳(۰/۵۷)
realnoilgdp	۱	۱/۶۴(۰/۲۰)		۴/۰۸(۰/۰۴)	۱۵/۱۷(۰/۰۰)	۳۰۶/۶(۰/۰۰)	۰/۳۸(۰/۵۴)
	۲	۱/۶۳(۰/۲۰)		۲/۰۳(۰/۱۴)	۶۳/۲۲(۰/۰۰)	۵۸۵/۵(۰/۰۰)	۰/۷۱(۰/۴۹)
	۳	۱/۲۵(۰/۲۹)		۰/۵۷(۰/۲۰)	۴۲/۴(۰/۰۰)	۳۶۶/۸(۰/۰۰)	۰/۷۲(۰/۵۴)
	۴	۱/۰۱(۰/۳۱)		۱/۲۸(۰/۲۸)	۳۴/۹۸(۰/۰۰)	۳۵۹/۳(۰/۰۰)	۰/۶۵(۰/۶۳)
peg	۱	۰/۱(۰/۷۵)	۰/۲۵(۰/۶۲)		۰/۰۰(۰/۹۵)	۰/۰۱(۰/۹۲)	۳۷۶/۵(۰/۰۰)
	۲	۰/۰۵(۰/۹۵)	۰/۵۲(۰/۶۰)		۰/۰۴(۰/۹۶)	۰/۲۳(۰/۷۹)	۲۰۹/۸(۰/۰۰)
	۳	۰/۰۵(۰/۹۸)	۰/۵۷(۰/۶۳)		۰/۱۰(۰/۹۶)	۰/۴۹(۰/۶۹)	۱۵۱/۶(۰/۰۰)
	۴	۰/۱۱(۰/۹۸)	۰/۵۰(۰/۷۳)		۰/۱۲(۰/۹۷)	۰/۶۷(۰/۶۱)	۱۱۱/۲۵(۰/۰۰)
hrealM2	۱	۰/۵۶(۰/۴۵)	۲/۵۴(۰/۱۱)	۳/۸۷(۰/۰۵)		۱/۴۹(۰/۲۲)	۰/۷۷(۰/۳۸)
	۲	۱/۶۸(۰/۲۰)	۴/۰۴(۰/۰۲)	۰/۸۶(۰/۴۳)		۳/۸۴(۰/۰۲)	۰/۳۷(۰/۶۹)
	۳	۱/۵۴(۰/۵۹)	۱/۷۱(۰/۱۷)	۰/۵۸(۰/۶۳)		۳/۳۶(۰/۰۲)	۰/۳۷(۰/۷۸)
	۴	۰/۳۸(۰/۸۲)	۱/۸۱(۰/۱۳)	۰/۵۹(۰/۶۷)		۲/۲۷(۰/۰۶)	۰/۴۵(۰/۷۷)
	۱	۳/۰۷(۰/۰۸)	۰/۷۸(۰/۳۸)	۲/۰۰(۰/۱۵)	۱/۴۴(۰/۲۳)		۰/۳۷(۰/۵۴)

[7] Goldsmith
[8] Mckinnon
[9] Shaw

www.SID.ir

Archive of SID

hrealnoil gdp	۲	۵/۷۵(۰/۰۰)	۱۵/۵۸(۰/۰۰)	۰/۵۳(۰/۵۹)	۲/۴۵(۰/۰۹)		۱/۳۸(۰/۶۸)
	۳	۳/۹۹(۰/۰۱)	۸/۴۹(۰/۰۰)	۰/۸۰(۰/۴۹)	۴/۳۱(۰/۰۰)		۰/۱۶(۰/۹۲)
	۴	۳/۱۲(۰/۰۲)	۷/۱۸(۰/۰۰)	۰/۹۰(۰/۴۶)	۴(۰/۰۰)		۰/۱۶(۰/۹۶)
hpeg	۱	۰/۰۰(۰/۹۹)	۰/۳۳(۰/۵۶)	۱۲/۹(۰/۰۰)	۰/۲۶(۰/۶۱)	۰/۰۰(۰/۹۸)	
	۲	۰/۱۷(۰/۸۴)	۰/۲۷(۰/۷۶)	۰/۶۶(۰/۵۲)	۰/۰۲(۰/۹۸)	۰/۰۸(۰/۹۲)	
	۳	۰/۱۰(۰/۹۶)	۰/۱۸(۰/۱۷)	۰/۵۱(۰/۱۴)	۰/۱۵(۰/۹۳)	۰/۰۹(۰/۹۶)	
	۴	۰/۰۹(۰/۹۸)	۰/۱۸(۰/۹۴)	۱/۳۸(۰/۲۵)	۰/۱۳(۰/۹۷)	۰/۱۲(۰/۹۷)	

Source : Author's Computation مأخذ: محاسبات تحقیق

-اگر سیاست پولی بتواند به طور مستقیم بازار سرمایه و پایداری آن را کنترل کند، با در نظر گرفتن همبستگی با noilGDP و نوسانات آن، به نظر می‌رسد تثبیت تولید و قیمت دارایی اهداف کافی باشند. البته هموار کردن سیکل اقتصادی برای داشتن بازارهای نسبتا پایدار نیز کافی است. اما تحلیل خاطر نشان کننده اهمیت سیاست پولی است، که این به خاطر همبستگی

-

- **قدردانی:** از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

- **Acknowledgments**
- Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

- **تضاد منافع:** نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

- **Conflict of Interest**
- The authors declare no conflict of interest.

www.SID.ir

Archive of SID

Reference

- Abrahimi, M., Afatibaran, F. & Moftakhardaryaee Nejad, K. (2013). The Relationship between Inflation and economic Growth and Liquidity Growth in Iran: VARMA- MGARCH approach. *Journal of modern Economic Theories*, (1)4, 127-148, In Persian.
- Acosta, P. & Loza, A. (2005). Short and long Run Determinants Of private Investment in Argentina. *the Journal of Applided Economics*, (8)2,389-406.
- Aghion, PH., et al. (2006). Exchange Rate Volatility and productivity Growth. The Role of Financial Development NBER Working paper.
- kazi, A., Hakimzadi, I., W. & Farhan, A. (2014). The chaning intermatinal transmission of U.S monetary policy shock. Is the evidence of contagion effect on OECD countries? Economic madelling, 30, 90-116, In Persian.
- Baker, H.K. & Haslem, J.A. (2006). The impact of investor socioecomic characteristics on risk and return prefernces,*the Journal of Business Research*, (2006), 469-476.
- Bahramfar. N. & Mehrani, K. (2004). The Relationship between Earninings Par share and dividends and investmens in companies listed in Tehran stock Exchange. *The Journal of Accounting and Auditing*, 36, 27-43, In Persian.
- Bansal, R. & Yaron, A. (2004). Risk, for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles. *The Journal of Finance*. (4)59, 1481-1509.
- Bekaert, G., Engsrom, E. & Xing, Y. (2009). Risk, uncertainty, and asset price. *The Journal of Financial Economics*, (1)91, 59-82.
- Bird, R. & Yeung, D. (2012). How do investors react under uncertainty? *Pacific-Basin finance Journal*, (20), 310-327.
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I. & Terry, S. (2012). Really uncertain business cycles, Tech, rep. *National Bureau of Economic Research*.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks, Econometrico, (3) 77,623-685.
- Boyle, G. & Peterson, J. (1995). Monetary policy, aggregate uncertainty, and the stock market, *Journal of Money, credit and Banking*, 570-582.
- Boyle, G.W. (1990). Monetary demand and the stockmarket in a general equilibrium model with variablevelocity. *Journal of political Economy*, 1039-1053.
- Chiara, G. (2016) The effect of investors' confidence on monetary policy transmission mechanism A multivariate GARCH approach, *Journal of Economics and Finance*, 37, 248-266.
- Chow, W. & Oh, S. (2003). A mony demand function with output uncertainty, monetary uncertainty, and financial innovations. *The Journal of money, credit and Banking*.685-709.
- Evans, P. (1984). The effects on output of money growth and interest rate volatility in the united states- *The Journal of political Economy*.204-222.
- Evans. P. (1984). The effects on output of money growth and Interest rate Volatility in the united states, Jpolit Economic. (92), 204-222.

www.SID.ir

Archive of SID

- Gholami, A. & Karim Khaani, A. (2010).The relationship between inflation and inflation uncertainty in investment growth and economic growth in iran. *Joural applied economics*.3, In Persian.
- Goldsmith, R.W. (1969). Financialstrucreand Development", New Haven, Us. Yale University press.
- Hydari, H. & Bashiry, S. (2012). Analysis of the relationship between real exchange rate uncertainty and stock price index in tehran stock exchange; Observation on model VAR-GARCH. The *Journal economic modeling research*. (3) 9. 71-92, In Persian.
- Ismihan, M. (2005) The Role of mancroeconomic Instability in public and private capital Accumulation and Growth: the case of Turkey 1963-1999. *The Journal of Applied Economics* (37), 239-251.
- Jongwanish, J. & Kohpaiboon, A. (2008). Private Invest ment, Trends and Deteminats in Thailand. World Development, (36) 10, 109-1724.
- Keller, P.N. (1980). Implications of credit policies on output and the balance of payments, IMF staf papers, September.
- Kraine, R.E. (2014). Monetary policy and banklending in the Euro axea: Is there a shock market channelor an interest rate channel. *Journal money and finance*, 49.283-298.
- Lashkari, M. (2014). Money and currency and banking. Payam noor university press. 231-235, In Persian.
- Lucas, C.D.L. & Ling, C.E. (2013). The effect of uncertainty on investment, Hiring, and R&D. causal evidence from equity options. IZA Discussion paper, (13) 61, 17-34.
- Mascaro, A. & Meltzera, H. (1983). Long and short-term Interest rates in a risky world, J Monet Econ, (12), 485-518.
- Mohammadi, T. & mombini dehkordi, M. (2014). The nonlinear impact of real exchange rate uncertainty on economic growth with and without Iranian oil. *Journal economic research* paper. (14)55.41-70, In Persian.
- Piraee, KH. & Shahsavar, M. (2008). The effect of macroeconomic variables on the Iranian stock market.*Journal economic research*. (9)1, 21-38, In Persian.
- Pakdin, M., Pakdin, M. & Pakdin, A. (2009). Prioritizing financial factors affecting price index in Tehran stock exchange using TOPSIS method. *Journal Financial research* .10(26). (2009). 61-76, In Persian.
- Puhan, T. (2011) .Asset Prices and macroeconomic uncertainty. The role of inflation and monetary policy implications.
- Rong- Gang, C., Yi- Ming, W., Jian-Lin, J. & ying, F. (2008). Relationships between oil price shocks and stock Market: An empirical analysis from china Energy Policy. (36)9. September (2008). 3544-3553.
- Salahesh, T., Kazerooni. A. & Asgharpur, H. (2016). Analysis of the nonlinear effects of monetary policy in the two - channel net value and cash flow framework of corporations (Panelquantilemethod). The Journal investment knowledge, (23) 6.213-228, In Persian.

www.SID.ir

Archive of SID

- Samadi, S., Shirvanymofrad, Z. & Davarzadeh, M. (2007). Study the effectiveness of Tehran stock exchange price index on the world price oil and gold. *The Journal economic studies*, (4) 2, 21-51, In Persian.
- Samadi, S., Khorampur, A., Mosadeghi, A0. & Mirmahdi, SA. (2015). Analyzing the contagion of world oil price fluctuations in the stock market (Selected from OPEC member countries). *The Journal economic reseach*, (49) 3, 555-574, In Persian.
- Suliman, AB. & Amer, AQ. (2006). Financial development and economic growth nexus: time series evidence from midell east and north afrcan countries, research University of Negev, (12) 4.
- Schnabl, G. (2008). Exchange Rate Volatility and Growth insmall open Economies at the EMU periphery Economie systems, (32).
- Serletis, A. & Rahman, S. (2009). The output Effect of money Growth uncertainty: Evidence from a multivariate GARCH- in-mean VAR open Econ Rev. (20), 607-630.
- Taghavi, M., Bagheri, S. & Mohajeri, P. (2011). Surveying of Structural Break in Nexus of Financial Development and Economic Growth and Optimal Size of Lending of Bank Credit to Private Sector. Quarterly *Journal of Economic Growth and Development*, 1(14), 37-54.
- Teixeira, T.N. & Filho, D.S. (2007). Is the in Investment link really elusive the harm ful effecs of inflation uncertainty in Brazil, Banco central Do brasil. Working paper series 157, 23 (157), 1-69.
- Turky Samaee, R. & Ahmmadi, L. (2014). The impact of inflation uncertainty on read private equity investment in industry Iranian economy.*The Journal of commerce*. (18) 70, 93-111, In Persian.
- Turky, L. & Farahani, M. (2014). Analysis of the uncertainty effect on investment in selected developing countries.The Journal economical, 8(18), 59-76, In Persian.
- Warneryd, K. (2006). How people value and trade stocks-market psychology.
- Zadeh Far, Y. & Larimi, J. & Faramarzi, R. (2012). Studies of the effect price shocks and oil income on actual return on stocks of listed companies in tehran stock exchang. *The Journal accounting and auditing studies*. (Iranian accounting association).
- Keller, P.N. (1980). Implications of credit policies on output and the balance of payments, IMF staf papers, September.

© 2020 by the authors. Licensee SCU, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

www.SID.ir