

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال دهم، شماره ۳۷، بهار ۱۴۰۰

صفحات: ۱۶۹-۱۹۹

DOI: 10.22084/aes.2020.22565.3156

(مقاله پژوهشی)

اثرات متقابل بی ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در

اقتصاد ایران با رهیافت MSVAR

الهام حسینی^۱

یونس نادمی^{*۲}

حمید آسایش^۳

سیدحسین سجادی‌فر^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۵

چکیده

هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، با توجه به بحران‌های مالی که در دهه‌ی اخیر رخ داده است، بیش از پیش افزایش یافته و باعث شده است که کشورهای برای مقابله با آثار نامطلوب این بحران‌ها سیاست‌های اقتصادی هماهنگ را مدنظر قرار دهند. اجرای هر سیاست اقتصادی با بی‌ثباتی‌هایی همراه هست که می‌تواند بر همدیگر اثراتی داشته باشند. بر این اساس، در مقاله‌ی حاضر به بررسی اثرات متقابل بی‌ثباتی‌های سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران پرداخته شد. بدین منظور با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ (MSVAR) در طول دوره‌ی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ اثرات متقابل سیاست‌های پولی و مالی مورد بررسی قرار گرفت. بی‌ثباتی متغیرهای درآمدهای مالیاتی، مخارج دولت، نرخ بهره و حجم نقدینگی با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات برآورد شد. نتایج نشان داد که بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت در رژیم‌های صفر و یک تأثیر منفی بر بی‌ثباتی نرخ بهره دارد. بی‌ثباتی نرخ بهره در رژیم‌های یک و دو تأثیر معنادار بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت دارد. همچنین بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی حجم نقدینگی نداشت، اما بی‌ثباتی حجم نقدینگی در رژیم دو تأثیر مستقیم بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت داشت. بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی در رژیم دو تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی نرخ بهره داشت، در حالی که بی‌ثباتی نرخ بهره تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی نداشت. همچنین، بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی در رژیم‌های صفر و یک تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی حجم نقدینگی داشت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی در رژیم دو تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی داشت. بر این اساس، در اقتصاد ایران بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی تحت شرایط رژیم‌های بر همدیگر اثرگذار می‌باشند.

کلیدواژه‌ها: بی‌ثباتی سیاست پولی، بی‌ثباتی سیاست مالی، خود رگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: E5, G32

Email: hosseinilham@rocketmail.com

۱. گروه اقتصاد، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، ایران

Email: younesnademi@abru.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت‌الله بروجردی، بروجرد، ایران (*نویسنده مسئول)

Email: hamid.asayesh@abru.ac.ir

۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آیت‌الله بروجردی، بروجرد، ایران

Email: h.sajadifar@gmail.com

۴. پژوهشگر اقتصاد آب و محیط‌زیست، شرکت آب و فاضلاب استان تهران، ایران

۱. مقدمه

چگونگی تعامل سیاست‌های مالی و پولی در چند دهه‌ی اخیر بیشتر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است؛ چراکه تعامل بین این سیاست‌ها نقش بسیار اساسی در تعیین روند متغیرهای کلان اقتصادی از جمله ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی دارد. در چند دهه‌ی اخیر بحث‌های پیرامون ارتباط سیاست‌های مالی و پولی در ادبیات اقتصادی نقش پررنگی را پیدا کرده است. از جمله سارجنت و والاس^۱ (۱۹۸۱) نشان دادند که سیاست پولی بدون هماهنگی لازم با سیاست‌های مالی قدرت لازم برای حفظ ثبات قیمت‌ها را در کوتاه‌مدت و بلندمدت ندارد. اصل تئوری مالی سطح قیمت‌ها^۲ هم اشاره دارد که یک سیاست پولی قوی باهدف ثبات قیمتی حتی با وجود استقلال بانک مرکزی و تعهد به تورم پایین، احتمالاً قابل حصول نباشد، مگر این‌که اندازه‌گیری‌های مشخصی برای اطمینان از سیاست‌های مالی مناسب انجام شود (کمیجانی^۳ و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۰).

اهمیت هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، با توجه به بحران‌های مالی که در دهه‌ی اخیر رخ داد، بیش‌ازپیش افزایش یافته است و کشورها را بر آن داشته است تا ترکیبات سیاستی منسجم و هماهنگی در راستای مقابله با آثار نامطلوب بحران‌ها بر اقتصاد اتخاذ کنند؛ بنابراین هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی بدین معناست که این سیاست‌ها باوجود داشتن اولویت‌های هدف‌گذاری متفاوت، در یک راستا حرکت کرده و آثار مثبت همدیگر را تقویت و یا حداقل اثربخشی همدیگر را خنثی نکنند. درواقع، حتی اگر سیاست‌های پولی و مالی با به‌کارگیری ابزارهای کارآمد و هدفمند طراحی و پیاده‌سازی گردند، چنان‌چه هماهنگ با یکدیگر عمل نکنند، در برخی شرایط این امکان وجود دارد که به اهداف مطلوب خود دست پیدا نکنند. از سوی دیگر، در زمینه‌ی سیاست‌های پولی و مالی ناهماهنگی، مشکلاتی ازجمله تفاوت در زمان اثرگذاری این دو سیاست است. به‌طور کلی سیاست‌های مالی در مقایسه با سیاست‌های پولی به مدت‌زمان بیشتری نیاز دارد تا آثار خود را نشان دهد. بدین جهت عدم هماهنگی میان نهادهای پولی و مالی و غفلت از این موضوع در نهایت منجر خواهد شد که سیاست‌های پولی و مالی قادر به دستیابی به سطح بهینه اهداف خود نباشند (توکلیان^۴ و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۹۶).

بنابراین، ملاحظه می‌شود که سیاست‌های مالی و پولی در راستای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی نیازمند هماهنگی در جهت تقویت اثر همدیگر و یا حداقل ممانعت از خنثی‌سازی اثرات همدیگر می‌باشند. در این میان، مسئله‌ی ناطمینانی این سیاست‌ها که شرایط برای پیش‌بینی و اتخاذ

-
1. Sargent and wallance
 2. Fiscal Theory of Price Level
 3. Komijani
 4. Tavaklian

تدابیر لازم و مناسب را با مشکل جدی مواجه می‌سازد؛ در این مقاله تلاش بر این است که رفتار متقابل بی‌ثباتی و نا اطمینانی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران را به صورت دینامیک با استفاده از روش خود رگرسیون بردای مارکف-سوئیچینگ مورد مطالعه قرار دهد. لذا مقاله‌ی حاضر بدین صورت سازمان‌دهی شده است که در بخش مقدمه به کلیات و بیان مسأله پرداخته شده است؛ بخش دوم، بخش مبانی نظری که به بررسی مبانی نظری اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر همدیگر پرداخته؛ و در پایان بخش مبانی نظری خلاصه‌ای از نتایج مطالعات داخلی و خارجی بیان شده است. در بخش روش‌شناسی و تصریح مدل روش برآورد و مدل‌های تحقیق مطرح شده است. بخش نتایج و یافته‌های تحقیق به ارائه یافته و نتایج پرداخته و نهایتاً در بخش نتیجه‌گیری نیز بررسی و تجزیه و تحلیل نتایج انجام یافته است.

۲ مبانی نظری

۲-۱. سیاست‌های پولی و مالی

سیاست‌های پولی عمدتاً به دنبال ثبات قیمت‌ها است، در حالی که سیاست‌های مالی بر پایداری رشد اقتصادی متمرکز است؛ لذا ملاحظه می‌شود با توجه به متفاوت بودن ماهیت هدف این سیاست‌ها و اولویت‌های مقامات پولی و مالی، سیاست‌های پولی و مالی می‌توانند در جهت عکس و ضد هم عمل کنند. بر این اساس، هماهنگی میان این سیاست‌ها به لحاظ دستیابی به نتایج مطلوب ضروری است. از طرف دیگر، ابزارهای سیاست پولی و مالی مجزا بوده و ممکن است نوعاً بر بیشتر از یک هدف سیاستی اثر داشته باشد. هر چند که هر یک از ابزارهای سیاستی به سیاست‌گذاران به منظور دسترسی به مقادیر مطلوب برای هر هدف سیاست پولی و یا مالی کمک می‌کنند، ولی این امکان وجود دارد که در دستیابی به مقادیر مطلوب خود اختلال ایجاد کنند؛ به عنوان مثال، سیاست مالی انبساطی می‌تواند در دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا کمک کند، اما اگر کسری بودجه دولت از سوی بانک مرکزی تأمین مالی شود، به افزایش نرخ تورم منجر خواهد شد (توکلیان و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۹۷).

بامیدل^۱ و همکاران (۲۰۱۱) مهم‌ترین چالش‌هایی را که در بحث هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی وجود دارد بدین صورت بیان کرده است:

- فقدان کانال‌های مناسب به منظور ارتباط مؤثر بین مقامات پولی و مالی: هر چند که کانال‌های ارتباطی بین مقامات پولی و مالی به منظور تسهیل هماهنگی میان آن‌ها وجود دارد، ولی در برخی موارد این کانال‌ها به طور مؤثر عمل نمی‌کنند و این نوع از نقصان‌ها می‌تولند ناشی از یکی از این

1. Bamidel

مقامات و یا هر دوی آن‌ها باشد؛ بنابراین تلاش وافر لازم است تا سطوح مختلف کانال‌های ارتباطی به‌طور اثربخش با یکدیگر عمل کنند.

- عدم‌پایندی به رویه‌های تعیین‌شده برای هماهنگی: پیروی نکردن هر یک از مقامات پولی و یا مالی از یکسری رویه‌های تعیین‌شده و همچنین دستورالعمل‌های هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، باعث اختلال و تحریف در اجرای هر کدام از سیاست‌های پولی و مالی می‌گردد. در نتیجه، مقامات پولی و مالی باید به‌صورت هماهنگ با یکدیگر عمل کرده و همکاری لازم را داشته باشند تا رفتارهای ناهماهنگ آن‌ها منجر به نابودی هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی نشود.

- تضاد اهداف مقامات پولی و مالی: مقامات مالی از طریق سیاست‌های مالی به‌دنبال دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا و پایداری هستند، درحالی‌که مقامات پولی معمولاً نگران ثبات قیمت‌ها می‌باشند. حتی در برخی موارد نیز ممکن است با توجه به شرایط خاص هر کشور، این دو هدف در مقابل یکدیگر قرار گیرند و هماهنگی این سیاست‌ها را دشوار سازند.

- فقدان بازارهای مالی مناسب: تأمین مالی بودجه دولت در بازارهایی مالی که در سطوح اولیه‌ی توسعه قرار دارند، ممکن است بر هزینه‌های داخلی اعتبارات فشار وارد کند. در چنین وضعیتی، بانک مرکزی برای واکنش مناسب با محدودیت روبه‌رو می‌شود؛ چراکه با توجه به محدودیت‌های بازارهای مالی، توانایی کمتری در به‌کارگیری و استفاده از ابزارهای سیاست پولی در راستای کاهش فشار بر هزینه‌ی اعتبارات و نهایتاً رشد اقتصادی خواهد داشت.

- درجه‌ی سلطه مالی: سلطه مالی موقعی بروز می‌کند که سیاست مالی بر سیاست پولی چیره باشد و در چنین حالتی، مقامات مالی می‌توانند بر مقامات پولی فشار آورند تا کسری بودجه دولت را پولی کنند؛ لذا در چنین شرایطی، پایه‌ی پولی و تورم به‌سرعت افزایش خواهد یافت. این حالت به‌ویژه در مواردی که کسری بودجه دولت بزرگ باشد، منجر به کاهش قابل‌توجهی در کارایی سیاست پولی خواهد شد. براین‌اساس، هرچه درجه‌ی سلطه مالی بیشتر باشد، هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی دشوارتر خواهد بود.

- شیوه‌ی تأمین مالی کسری بودجه دولت: شیوه‌ی تأمین مالی کسری بودجه دولت باید با احتیاط بوده و منجر به رشد پایدار و غیرتورمی در بلندمدت شود؛ چراکه در غیر این‌صورت، هماهنگی نمودن سیاست‌های پولی و مالی ممکن است کارایی لازم را نداشته باشند.

- تفاوت در افق زمانی اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی: سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت تعدیل می‌شوند، درحالی‌که سیاست مالی در مدت زمان بیشتری تعدیل می‌شود و این پدیده هماهنگی سیاست‌های مالی و پولی را با دشواری همراه می‌کند. درواقع، آثار اجرای سیاست‌های مالی در مقایسه با سیاست پولی به‌مرور در اقتصاد نمایان شده و کارگزاران اقتصادی با وقفه به تعدیلات سیاست مالی

واکنش نشان می‌دهند، درحالی‌که آثار اجرای سیاست پولی در مدت‌زمان کمتری در اقتصاد نمود پیدا می‌کند و فعالان اقتصادی بلافاصله نسبت به آن واکنش نشان می‌دهند؛ از این‌رو، هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی تا حدی تضمین می‌نماید که مقامات پولی و مالی در اتخاذ و پیاده‌سازی سیاست‌های خود به‌منظور دستیابی به اهداف موردتوافق مش‌ترک، مسأله تناقض زمان اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی را به‌خوبی در نظر گرفته‌اند. در صورت فقدان چنین نگرشی، عدم هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی با توجه به تفاوت در زمان اثرگذاری آن‌ها، منجر به کاهش اثربخشی آن‌ها خواهد شد. بر این‌اساس، هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی باید در دو سطح کوتاه‌مدت و بلندمدت صورت پذیرد؛ در کوتاه‌مدت، هماهنگی سیاست‌ها عمدتاً باید در راستای بهبود ثبات قیمت‌ها باشد که بر مدیریت سیاست پولی و شیوه‌ی تأمین مالی بدهی عمومی تأکید می‌کند. اما، در بلندمدت، ضروری است که یک ترکیب سیاستی به‌کار گرفته شود که تعادل اقتصاد را با توجه به نرخ رشد پایدار و باثبات تأمین نماید.

درخصوص بحث هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی باید اشاره کرد که فقدان هماهنگی میان دو حوزه‌ی سیاست پولی و مالی منجر به پیامدهای نامطلوب اقتصادی، از جمله: بی‌ثباتی مالی، نرخ‌های بهره بالا، فشار نرخ ارز، تورم فزاینده، اثر معکوس بر روند رشد اقتصادی و غیره می‌شود. درواقع، اگر سیاست‌های پولی و مالی به‌صورت هماهنگ و سازگار باهم عمل نکنند؛ در چنین حالتی، عملکرد ضعیف در یک حوزه‌ی سیاستی، می‌تواند ضعف را به دیگر حوزه‌ها منتقل کرده و در بلندمدت باعث بی‌ثباتی سیاست کلان اقتصادی شود. شحوویچ^۱ (۲۰۱۳) هماهنگی سیاست‌های مالی و پولی را چنین تعریف می‌کند که در آن، هر دوی سیاست‌های پولی و مالی در راستای حل یک مشکل اقتصادی هستند؛ به‌عبارت‌دیگر، هماهنگی سیاست‌ها وقتی وجود دارد که هر دوی سیاست‌های پولی و مالی در یک مسیر و درواقع در راستای دستیابی به یک هدف مشخص حرکت نمایند؛ بنابراین بحث هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی به این معنی نیست که ابزارهای پولی و مالی هم‌زمان به‌کار گرفته شوند، بلکه هدف از هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی این هست که چگونه این ابزارهای سیاستی در جهت دستیابی به اهداف مطلوب کنترل و هدایت شوند.

در حالت کلی می‌توان هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی را به دو صورت دسته‌بندی کرد؛ در حالت اول، هماهنگی می‌تواند به‌صورت مستمر میان نهادهای مالی و پولی به‌منظور تصمیم‌گیری مشترک بر جنبه‌های مرتبط با طراحی و پیاده‌سازی سیاست‌ها صورت پذیرد و یا می‌تواند براساس مجموعه‌ای از قوانین و فرایندهایی باشد که نیاز برای اثر متقابل مکرر را حداقل سازد. حالت دوم، انتخاب بهینه بین دو حالت فوق به ویژگی‌های خاص هر کشور و درجه‌ی توسعه‌یافتگی نهادی آن

وابسته است (شحوویچ، ۲۰۱۳)؛ بنابراین هماهنگی مؤثر بین سیاست‌های پولی و مالی باعث می‌شود تا سیاست‌گذاران در دستیابی به اهداف سیاستی مطلوب کلان اقتصادی موفق‌تر عمل کنند (لارنس و پیدرا، ۱۹۹۸).

۳. سابقه‌ی تحقیق

توکلیان و همکاران (۱۳۹۸) در تحقیقی با عنوان، هماهنگی و اثر متقابل سیاست‌های مالی و پولی در اقتصاد ایران: یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، به بررسی هماهنگی و اثرات متقابل سیاست‌های پولی و مالی در ایران در طول دوره‌ی ۱۳۶۹-۱۳۹۵ با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید تعدیل‌یافته و در چارچوب نظریه‌ی بازی‌ها، بازی‌های تعادل نش مبتنی بر بازی در دو حالت رهبری سیاست‌گذار مالی و رهبری سیاست‌گذار پولی و بازی همکارانه و با رویکرد بیزی پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان داد که بهترین شرایط رفاهی در صورت همکاری دو سیاست‌گذار و لحاظ وزن بیشتر به نرخ تورم رخ خواهد داد و در کل این رویکرد زیان پایین‌تری را نسبت به دیگر شرایط به همراه خواهد داشت. در صورت عدم تمایل به همکاری دو سیاست‌گذار پولی و مالی، رهبری سیاست‌گذار پولی در اولویت دوم باشد؛ چراکه این حالت زیان کمتری برای هر دو سیاست‌گذار خواهد داشت.

آهنگری و تمنایی‌فر^۲ (۱۳۹۶) در تحقیقی با عنوان، بررسی رابطه‌ی دینامیک میان سیاست‌های پولی و مالی در ایران، با استفاده از داده‌های دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۷ و با به‌کارگیری روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده‌ی ARDL رابطه‌ی پویای میان سیاست‌های پولی و مالی در بلندمدت بررسی شد. آن‌ها از متغیرهای نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی و نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیرهایی که به ترتیب معیار واکنش سیاست‌های مالی از طرف دولت در مقابل سیاست‌های پولی از سوی بانک مرکزی و بالعکس است، استفاده کردند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که واکنش سیاست‌گذاران پولی بانک مرکزی در مقابل افزایش کسری بودجه دولت در جهت افزایش حجم نقدینگی و واکنش سیاست‌گذاران مالی در مقابل افزایش حجم نقدینگی توسط بانک مرکزی در جهت کاهش کسری بودجه دولت شکل می‌گیرد. واکنش سیاست‌گذاران پولی به‌صورت افزایش نقدینگی در مقابل افزایش کسری بودجه که می‌تواند موجب تورم و بی‌ثباتی بیشتر شود، حاکی از تسلط سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران است. هم‌چنین مقایسه‌ی ضرایب متغیرهای حجم نقدینگی در تابع واکنش سیاست‌گذاران مالی و کسری بودجه در تابع واکنش سیاست‌گذاران

1. Lauren and Piedra

2. Ahangari and Tamnaeifar (2017)

پولی بیانگر واکنش شدیدتر سیاست‌گذاران پولی در مقابل سیاست‌های مالی نسبت به واکنش سیاست‌گذاران مالی در مقابل سیاست‌های پولی است.

مداح و طالب‌بیدختی^۱ (۱۳۹۴)، در تحقیقی با عنوان، بررسی رفتار سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران با رویکرد چرخشی مارکوف، به بررسی رفتار سیاست پولی و مالی در ایران در طول دوره‌ی زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۲ با استفاده از مدل چرخشی مارکوف پرداختند. آن‌ها از نرخ رشد نقدینگی و درآمدهای مالیاتی به‌عنوان ابزارهای سیاست‌گذاری پولی و مالی استفاده کردند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان داد که دوره‌ی موردبررسی به سه دوره‌ی تقسیم می‌شود؛ در دوره‌ی ۱۳۶۰-۱۳۶۴ هر دو سیاست‌گذاران با یک سیاست پولی و مالی منفعل روبه‌رو بودند و از یک تعامل رفتاری سازگار با یکدیگر برخوردار نبودند. در دوره‌ی ۱۳۶۵-۱۳۸۷ اقتصاد با سیاست پولی منفعل ولی با یک سیاست مالی فعال مواجه بوده است. در دوره‌ی ۱۳۸۸-۱۳۹۲ مجدداً سیاست‌گذاران پولی و مالی از سیاست‌های منفعلانه پیروی کرده‌اند.

حسین‌زاده‌یوسف‌آباد و حقیقت^۲ (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان، اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شونده‌ی ARDL، اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران در طول دوره‌ی ۱۳۸۸-۱۳۵۱ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که عرضه‌ی پول داخلی و قیمت داخلی تأثیر مثبت و درآمد ملی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت دارد؛ هم‌چنین جزء ناپایدار نرخ ارز حقیقی در بلندمدت تأثیر معناداری بر نرخ ارز ندارد در حالی که کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنادار بر نرخ ارز دارد.

مجاب^۳ و همکاران (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان، توضیح تغییرات پایه‌ی پولی و مخارج دولت در ایران، باهدف به‌دست آوردن شواهد آماری در خصوص ماهیت سیاست‌گذاری‌های مالی و پولی در اقتصاد ایران، از روش میانگین‌گیری بیزین در رگرسیون‌های نرخ رشد پایه‌ی پولی و مخارج دولت استفاده کردند. در این‌راستا، آن‌ها از متغیر پایه پولی به‌عنوان ابزار سیاست‌گذاری پولی و از مخارج دولت به‌عنوان ابزار سیاست‌گذاری مالی در ایران استفاده کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که سلطه‌ی درآمدهای نفتی بر سیاست‌گذاری مالی، بی‌توجهی سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی به تغییرات تولید و افزایش نرخ رشد پایه‌ی پولی در اثر افزایش نرخ رشد مخارج جاری دولت است.

هوشمند^۴ و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیقی با عنوان، رابطه‌ی بین سیاست‌های پولی و ارز در ایران، به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز در اقتصاد ایران در طول دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ با

1. Madahand Talib Bidakhti (2015)

2. Hosseinzadeh Yousefabad & Haghghat (2013)

3. Mojab et al. (2013)

4. Hooshmand et al (2012)

استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شونده‌ی ARDL پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان‌داد که سیاست پولی در بلندمدت تأثیر مستقیم و معنادار بر نرخ ارز دارد. همچنین درآمد ملی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز دارد؛ درحالی‌که نوسانات ناپایدار نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت تأثیر معناداری بر نرخ ارز ندارد. در کوتاه‌مدت سیاست پولی با یک وقفه و نوسانات ناپایدار نرخ ارز تأثیر مستقیم و معناداری بر نرخ ارز داشته‌اند.

ویسلباوم^۱ (۲۰۱۴) در تحقیقی با عنوان، تقابل سیاست پولی و مالی در نیوزلند، با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ به بررسی تعاملات بین سیاست پولی و سیاست مالی در کشور نیوزلند در طول دوره‌ی ۲۰۱۴-۱۹۹۴ با استفاده از روش مارکف سوئیچینگ پرداخت. نتایج وی دو نظام سیاسی متمایز را شناسایی کرد که شامل سیاست پولی تطابقی^۲ و سیاست پولی غیرتطابقی بود. در نظام غیرتطابقی، سیاست پولی نسبت به تغییرات در بدهی دولت واکنش نشان نمی‌دهد. در مقابل، در نظام تطابقی، سیاست‌گذاری پولی با افزایش بدهی، نرخ بهره را کاهش می‌دهد.

سویک^۳ و همکاران (۲۰۱۴) در تحقیقی با عنوان، تقابل سیاست‌های پولی و مالی: مطالعه‌ی مورد کشورهای نوظهور اروپایی، از طریق به‌کارگیری مدل چرخشی مارکوف، به بررسی تعاملات بین سیاست پولی و مالی برای اقتصاد اروپا در طول دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ م. پرداختند. آن‌ها نشان‌دادند که سیاست مالی در کشورهای جمهوری چک، استونی، مجارستان و اسلوانی بین نظام‌های مالی فعال و منفعل تغییر کرده‌اند؛ درحالی‌که سیاست‌های مالی لهستان و اسلواکی را می‌توان از طریق یک نظام سیاستی بدون نظام چرخشی تصریح کرد. علاوه‌بر این، آن‌ها نشان‌دادند که سیاست پولی در همه‌ی کشورها بعد از سال ۲۰۰۰ م. منفعل بوده است.

استفان^۴ (۲۰۰۹) در تحقیقی با عنوان، عبور نرخ ارز و سیاست پولی: چقدر ارتباط قوی دارند؟ به بررسی ارتباط بین تغییرات سیاست پولی و نرخ ارز در کانادا با استفاده از روش DSGE با بهره‌گیری از فرم خلاصه‌شده‌ی معادله‌ی منحنی فیلیپس و قانون سیاست پولی سبک تیلور پرداخت. نتایج مطالعه‌ی وی نشان‌داد که رابطه‌ی قوی و منفی و معنادار بین سیاست پولی و نرخ ارز وجود دارد.

گنکلوز و گیمرز^۵ (۲۰۰۸) در تحقیقی با عنوان، سیاست پولی و نرخ ارز در برزیل، به بررسی ارتباط سیاست پولی و نرخ ارز در برزیل در طول دوره‌ی ۲۰۰۶-۲۰۰۰ با استفاده از روش حداقل مربعات

-
1. Wesselbaum
 2. Accommodative
 3. Cevik
 4. Stephen
 5. Gonçalves & Guimaraes

معمولی (OLS) پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که به‌طور متوسط سیاست‌های پولی با کاهش ارزش پول ملی همراه بوده است؛ هم‌چنین بین نرخ بهره و نرخ ارز رابطه‌ی منفی وجود دارد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱- فیلتر هادریک-پرسکات

از آنجاکه هدف مقاله حاضر بررسی اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در ایران است، ابتدا بی‌ثباتی سیاست‌های مالی و با استفاده از روش فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه می‌شود؛ بنابراین به مبانی نظری فیلتر هادریک-پرسکات پرداخته می‌شود. تکنیک کاری فیلتر هادریک-پرسکات به این صورت است که داده‌های سری زمانی را به سه جزء روند، جزء چرخه‌ای و جزء نامنظم، در طول زمان تفکیک می‌کند؛ به این صورت که در بار اول متغیر سری زمانی را به دو جزء روند و مجموع دو جزء دیگر، یعنی جزء چرخه‌ای و جزء نامنظم تفکیک می‌کند. در بار دوم، این فیلتر با جداسازی جزء نامنظم از نامنظم، سری زمانی را به سه قسمت موردنظر تقسیم می‌کند (فاروق‌اری، ۲۰۰۱). روش فیلتر هادریک-پرسکات پارامتر هموار کننده‌ی $\lambda=100$ است که در آن Y_t به‌عنوان یک سری زمانی مشخص که g_t جمع جزء رشد و C_t جزء سیکلی آن است به‌عبارت‌دیگر:

$$Y_t = g_t + C_t$$

$$\min (g_t) = \left[\sum_{t=1}^T C_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right] \quad (1)$$

اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی با استفاده از روش خود رگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ و آزمون پاسخ به شوک‌ها با الهام، تعدیل و تلفیق مطالعات (کونکرو و سیباینگ، ۲۰۱۳)، تروی و اریک^۳ (۲۰۱۱)، مداح و طالب‌بیدختی (۱۳۹۴) و آهنگری و تمنای فر (۱۳۹۶) موردبررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته است.

۴-۲- مدل خودرگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ MSVAR

اگر تصور بر این باشد که سری زمانی موردبررسی در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت یا همان رژیم است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های خود رگرسیون برداری موجه نبوده و از مدل‌های خود رگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ می‌توان به‌عنوان مدل جایگزین مناسب استفاده کرد. در این مدل ایده‌ی اصلی این است که پارامترهای مدل خود رگرسیون برداری به متغیر s_t بستگی

1. Farooq Arby
2. Kuncoro&Sebayang
3. Troy& Eric

دارند؛ درعین حال s_t قابل مشاهده نیست و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده‌ی y_t به صورت زیر خواهد بود (کرولیزیک^۱ و همکاران، ۲۰۰۲: ۲۴۴).

$$p(y_t | Y_t, s_t) = \begin{cases} f(y_t | Y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } s_t = 1 \\ f(y_t | Y_{t-1}, \theta_n) & \text{if } s_t = n \end{cases} \quad (2)$$

به طوری که θ_n بردار پارامترهای مدل خود رگرسیون برداری در رژیم‌های مختلف و Y_{t-1} نشانگر $[Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}$ است. برای یک رژیم مشخص s_t ، y_t را می‌توان به وسیله‌ی مدل VAR(P) زیر نشان داد.

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

$u_t \sim NID \left[0, \sum s_t \right]$

برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها نیاز است که نحوه تغییر رژیم (s_t) را شناسایی کرد که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به وسیله‌ی زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکف ایجاد می‌شود.

$$pr \left\{ s_t \mid [s_{t-j}]_{j=1}^{\infty}, [Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty} \right\} = pr \{ s_t | s_{t-1}; \rho \} \quad (4)$$

در رابطه‌ی فوق ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست؛ براساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به دست آورد:

$$p_{i,j} = pr \{ s_{t+1} = j | s_t = i \}, \sum_{j=1}^n p_{i,j} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, n\} \quad (5)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $n \times n$ ، ماتریس احتمالات انتقال p به دست می‌آید که هر عنصر از آن $p_{i,j}$ احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد.

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1 \quad (6)$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل خود رگرسیون برداری خطی تبدیل به مدل خود رگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ زیر می‌شود.

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (7)$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم وابسته هستند و بنابراین مدل به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t \text{ if } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_n + A_{1n}y_{t-1} + \dots + A_{pn}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t \text{ if } s_t = n \end{cases} \quad (۸)$$

بنابراین مدل‌های تحقیق بدین صورت تصریح شدند؛ مدل ۱ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی نرخ بهره (پروکسی سیاست پولی)، مدل ۲ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی حجم نقدینگی (پروکسی سیاست پولی)، مدل ۳ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی نرخ بهره (پروکسی سیاست پولی) و مدل ۴ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی حجم نقدینگی (پروکسی سیاست پولی) را نشان می‌دهند.

$$VLGOV_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$VLIR_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$VLGOV_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$VLM_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$VLTAX_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$VLIR_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$VLTAX_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

$$VLM_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t$$

در مدل‌های تصریح‌شده VLGOV و VLTAX بیانگر درآمدهای مالیاتی و اندازه‌ی دولت (پروکسی سیاست مالی) و VLIR، VLM2 به‌ترتیب بیانگر بی‌ثباتی حجم نقدینگی و نرخ بهره (پروکسی بی‌ثباتی سیاست‌های پولی) می‌باشند. برای برآورد مدل‌ها از بسته‌ی نرم‌افزاری OxMetrics نسخه‌ی هفت

استفاده شد؛ هم‌چنین آمار سری زمانی متغیرهای از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و WDI(2019) استخراج و جمع‌آوری شده است.

۵. نتایج و یافته‌های پژوهش

۵-۱- تصریح مدل‌های پژوهش

مدل‌های لازم برای بررسی اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در تحقیق حاضر به صورت زیر تصریح شدند.

مدل ۱ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی نرخ بهره (پروکسی سیاست پولی)؛

مدل ۲ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی حجم نقدینگی (پروکسی سیاست پولی)؛

مدل ۳ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی نرخ بهره (پروکسی سیاست پولی)؛

مدل ۴ رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی (پروکسی سیاست مالی) و بی‌ثباتی حجم نقدینگی (پروکسی سیاست پولی) را نشان می‌دهند.

$$VLGOV_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$VLIR_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$VLGOV_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$VLM_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLGOV_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$VLTAX_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$VLIR_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLIR_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\begin{aligned}
 VLTAX_t &= \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t \\
 VLM_t &= \beta_0 + \sum_{p=1}^n \beta_i VLTAX_{t-p} + \sum_{p=1}^n \alpha_i VLM_{t-p} + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{۴}$$

در مدل‌های تصریح‌شده‌ی VLTAX و VLGOV بیانگر درآمدهای مالیاتی و اندازه‌ی دولت (پروکسی سیاست مالی) و VLM2، VLIR، به‌ترتیب بیانگر بی‌ثباتی حجم نقدینگی و نرخ بهره (پروکسی بی‌ثباتی سیاست‌های پولی) می‌باشند؛ هم‌چنین بی‌ثباتی‌های درآمدهای مالیاتی، اندازه‌ی دولت، نرخ بهره و حجم نقدینگی با استفاده از فیلتر-هادریک-پرسکات برآورد و از جزء نوسانی متغیرها به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی متغیرها استفاده شد. برای برآورد مدل‌ها از بسته‌ی نرم‌افزاری OxMetrics نسخه‌ی هفت استفاده شد؛ هم‌چنین آمار سری زمانی متغیرهای از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و (WDI(2019 استخراج و جمع‌آوری شده است.

۲-۵- آماره‌های توصیفی متغیرها

در این مقاله از متغیرهای درآمدهای مالیاتی دولت به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (پروکسی سیاست مالی)، اندازه‌ی دولت به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (پروکسی سیاست مالی)، حجم نقدینگی و نرخ بهره (پروکسی سیاست پولی) در طول دوره‌ی زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶ که از بانک اطلاعات مرکز آمار ایران استخراج و جمع‌آوری شده، استفاده شده است. از آنجا که هدف مقاله بررسی اثرات متقابل بی‌ثباتی متغیرهای فوق است، ابتدا بی‌ثباتی آن‌ها با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات برآورد شد؛ بنابراین آماره‌ی توصیفی بی‌ثباتی متغیرها در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱: نتایج آماره‌های توصیفی متغیرها

| آماره | VLTAX | VLGOV | VLM | VLIR |
|------------------------|----------|----------|----------|----------|
| میانگین | ۱۴E-۲.۹۹ | ۱۴E-۵.۲۸ | ۱۴E-۲.۰۷ | ۱۴E-۱.۹۳ |
| حداکثر | ۰/۴۰۵ | ۰/۴۸۱ | ۰/۱۶۰ | ۰/۲۹۳ |
| حداقل | -۰/۳۴۰ | -۰/۶۰۲ | -۰/۱۲۳ | -۰/۱۹۰ |
| کشیدگی | -۰/۰۳۳ | -۰/۵۹۵ | ۰/۵۷۲ | ۰/۴۰۳ |
| چولگی | ۳/۰۴۳ | ۴/۹۹۱ | ۲/۵۶۰ | ۴/۰۳۹ |
| آماره‌ی جاک-برا | ۰/۰۱۰ | ۸/۹۷۷ | ۲/۵۰۶ | ۲/۸۸۴ |
| احتمال آماره‌ی جاک-برا | ۰/۹۹۴ | ۰/۰۱۱ | ۰/۲۸۵ | ۰/۲۳۶ |
| تعداد مشاهدات | ۴۰ | ۴۰ | ۴۰ | ۴۰ |

منبع: محاسبات پژوهشگر.

۳-۵- نتایج آزمون مانایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها، داده‌های سری زمانی متغیرها از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ چراکه اگر در برآوردهای معادلات اقتصادسنجی از سری‌های زمانی ناماناستفاده شود، چنانچه واریانس، میانگین و کوواریانس متغیرها مستقل از زمان نباشند، استنتاجات آماری از اعتبار لازم برخوردار نخواهد بود و رگرسیون برآورد شده، یک رگرسیون کاذب خواهد بود؛ بنابراین مانایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) مورد بررسی قرار گرفت و نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)

| متغیر | شرایط آزمون | آماره t آزمون | احتمال آزمون |
|-------|----------------|-----------------|--------------|
| VLTAx | با عرض از مبدأ | -۳/۷۵ | ۰/۰۰۶۸ |
| VLM | با عرض از مبدأ | -۳/۸۶ | ۰/۰۰۵۲ |
| VLIR | با عرض از مبدأ | -۳/۴۴ | ۰/۰۱۵۳ |
| VLGOV | با عرض از مبدأ | -۳/۵۲ | ۰/۰۱۲۵ |

منبع: محاسبات پژوهشگر.

همان‌طور که نتایج آزمون ملنایی متغیرها در جدول (۲) نشان می‌دهد، تمامی متغیرهای مدل در سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد معنادار می‌باشند؛ بنابراین متغیرها در سطح داده‌ها مانا می‌باشند؛ بر این اساس، نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل‌ها معتبر می‌باشند.

۴-۵- نتایج تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل

اولین گام در مدل‌های MSVAR تعیین درجه‌ی مدل VAR بهینه است. وقفه‌ی بهینه‌ی مدل در روش خود رگرسیون برداری براساس معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کویین براساس حداقل آماره‌ی این معیارها تعیین می‌شود. در مقاله‌ی حاضر وقفه‌ی بهینه‌ی مدل‌ها با استفاده از آماره‌ی شوارتز بیزین تعیین شد که نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR با استفاده از آماره‌ی شوارتز بیزین

| تعداد وقفه | مدل ۱ | مدل ۲ | مدل ۳ | مدل ۴ |
|------------|---------|---------|---------|---------|
| ۰ | -۲/۰۹۵ | -۲/۶۳۸ | -۲/۶۰۳ | -۳/۳۹۲ |
| ۱ | *-۲/۶۱۴ | *-۲/۹۷۴ | *-۲/۹۴۸ | *-۳/۹۴۹ |
| ۲ | -۲/۳۷۴ | -۲/۸۳۱ | -۲/۶۸۵ | -۳/۹۳۸ |

منبع: محاسبات تحقیق.

همان طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود؛ براساس حداقل معیار آماره‌ی شوارتز بیزین، در مدل‌های تحقیق، وقفه‌ی بهینه‌ی یک است.

۵-۵- تعیین تعداد رژیم بهینه

در مرحله‌ی بعد تعداد بهینه‌ی رژیم مدل‌های تحقیق باید تعیین شود؛ بدین منظور می‌توان از معیار حداکثر راست‌نمایی استفاده کرد. نتایج تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل‌ها در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴: آماره‌ی حداکثر مقدار راست‌نمایی برای تعیین رژیم بهینه

| تعداد رژیم | مدل ۱ | مدل ۲ | مدل ۳ | مدل ۴ |
|------------|--------|---------|--------|---------|
| ۲ | ۸۸/۸۷۹ | ۹۵/۱۵۹ | ۷۰/۰۵۶ | ۹۱/۹۴۶ |
| ۳ | ۹۶/۸۶۷ | ۱۰۲/۳۷۷ | ۷۹/۶۳۳ | ۱۰۳/۵۱۹ |

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به نتایج آماره حداکثر مقدار راست‌نمایی در جدول (۴) ملاحظه می‌شود که رژیم سه بیشترین مقدار آماره‌ی حداکثر راست‌نمایی را در هر چهار مدل دارد؛ بنابراین رژیم بهینه‌ی مدل‌های تحقیق، سه است.

۵-۶- نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل‌ها

۵-۶-۱- نتایج مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی نرخ بهره

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی نرخ بهره در ایران در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل $MSI(3)VAR(1)$ تأثیر متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی نرخ بهره (مدل ۱)

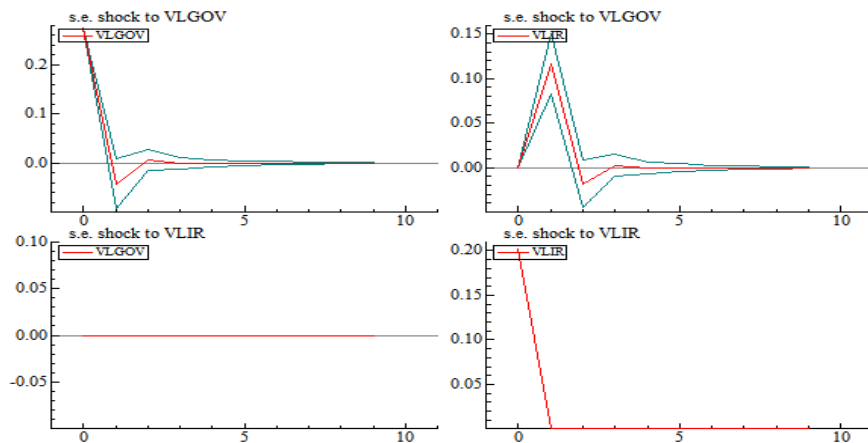
| رژیم دو | | رژیم یک | | رژیم صفر | | رژیم‌ها |
|--------------------|--------|---------|--------|----------|---------|---------------------------------------|
| متغیر وابسته VLGOV | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۰۰۰ | ۰/۱۶۷ | ۰/۰۰۱ | -۰/۲۵۴ | ۰/۹۶۹ | -۰/۰۰۰۶ | C |
| ۰/۳۳۸ | -۰/۱۵۲ | ۰/۱۹۰ | ۰/۳۲۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۶۹ | VLGOV(1) |
| ۰/۰۱۳ | ۰/۷۹۶ | ۰/۰۲۶ | -۱/۳۵۸ | ۰/۸۸۴ | ۰/۰۴۳ | VLIR(1) |
| متغیر وابسته VLIR | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۰۱۴ | ۰/۰۶۴ | ۰/۲۲۳ | -۰/۰۵۱ | ۰/۶۴۶ | -۰/۰۰۵ | C |
| ۰/۹۸۹ | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۲۶ | -۰/۳۹۴ | ۰/۰۰۱ | -۰/۲۸۱ | VLGOV(1) |
| ۰/۷۴۵ | ۰/۰۶۰ | ۰/۰۹۵ | ۰/۶۴۷ | ۰/۰۱۰ | ۰/۴۲۴ | VLIR(1) |
| ۹۹/۸۶۷ | | | | | | log-likelihood |
| ۲۷۷/۷۰ (۰/۰۰۰) | | | | | | Linearity LR-test Chi ² |

منبع: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت با وقفه یک در رژیم صفر با ضریب مثبت، تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی اندازه دولت دارد؛ درحالی‌که در دو رژیم دیگر تأثیر معناداری ندارد. همچنین بی‌ثباتی نرخ بهره با یک وقفه در رژیم صفر تأثیر معناداری ندارد؛ اما در دو رژیم یک و دو به ترتیب تأثیر منفی و مستقیم بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت دارد.

براساس نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود که بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت با وقفه‌ی یک در رژیم دو تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی نرخ بهره ندارد؛ درحالی‌که در رژیم‌های صفر و یک تأثیر منفی بر بی‌ثباتی نرخ بهره دارد. به عبارتی، بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت منجر به کاهش بی‌ثباتی نرخ بهره می‌شود.

عکس‌العمل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی نرخ بهره نسبت به شوک‌های یکدیگر در نمودار (۱) نشان داده شده است. همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت نسبت به شوک‌های خودش در ابتدا عکس‌العمل مثبت نشان می‌دهد. اما در دوره‌ی اول منفی شده است که بعد از آن پایدار شده و عکس‌العملی نشان نداده است. بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی نرخ بهره در دوره‌های اول عکس‌العمل نشان داده و بعد از آن عکس‌العملی نشان نداده است؛ همچنین، بی‌ثباتی نرخ بهره نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت عکس‌العمل نشان نداده است.



نمودار ۱: عکس‌العمل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی نرخ بهره نسبت به شوک‌های همدیگر

منبع: محاسبات پژوهش.

در جدول (۶) احتمال انتقالات رژیم‌ها در مدل برآورد شده نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رژیم صفر نسبت به دو رژیم دیگر پایدارتر است و احتمال ماندن در رژیم صفر (انتقال از رژیم صفر به رژیم صفر) برابر با $0/88$ است. درحالی احتمال ماندن در رژیم صفر و یک به ترتیب برابر $0/62$ و $0/37$ است؛ بنابراین احتمال قرار گرفتن در رژیم صفر بالاتر است. همچنین احتمال انتقال رژیم صفر به رژیم یک و دو به ترتیب $0/11$ و صفر است. احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر و رژیم دو به ترتیب برابر صفر و $0/37$ است. علاوه بر این احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم صفر و یک به ترتیب $0/62$ و صفر است؛ بنابراین ملاحظه می‌شود که رژیم صفر و به‌طور نسبی رژیم یک ماندگارتر می‌باشند.

جدول ۶: احتمال انتقال رژیم‌ها در مدل (۱)

| رژیم ۲ | رژیم ۱ | رژیم ۰ | |
|---------|---------|---------|--------|
| $0/627$ | $0/000$ | $0/882$ | رژیم ۰ |
| $0/000$ | $0/625$ | $0/117$ | رژیم ۱ |
| $0/370$ | $0/374$ | $0/000$ | رژیم ۲ |

منبع: محاسبات تحقیق.

۵-۶-۲- نتایج مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی در جدول (۷) نشان داده شده است.

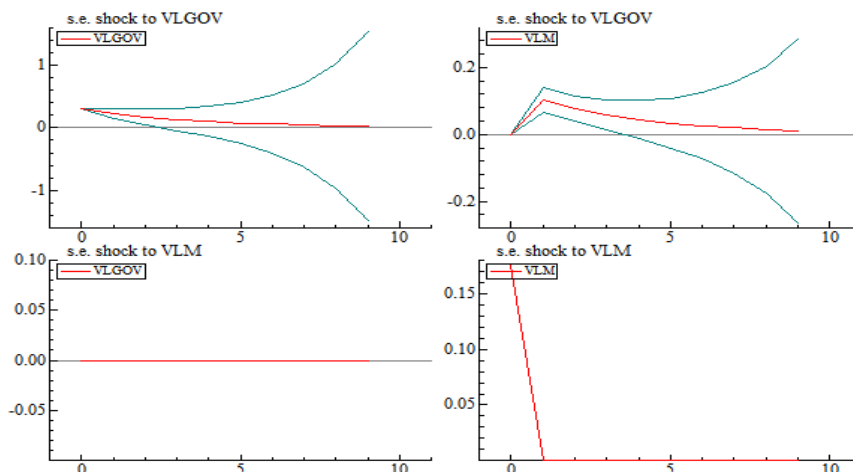
جدول ۷: نتایج تخمین مدل $MSI(3)VAR(1)$ تأثیر متقابل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی مدل (۲)

| رژیم دو | | رژیم یک | | رژیم صفر | | رژیم‌ها |
|--------------------|--------|---------|--------|----------|--------|---------------------------------------|
| متغیر وابسته VLGOV | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۰۰۰ | ۰/۳۱۴ | ۰/۲۰۳ | -۰/۰۲۸ | ۰/۸۶۳ | ۰/۰۰۸ | C |
| ۰/۰۸۹ | -۰/۱۹۱ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۵۶ | ۰/۲۷۷ | -۰/۳۲۴ | VLGOV(1) |
| ۰/۰۰۳ | ۳/۶۶۶ | ۰/۵۸۹ | -۰/۱۶۰ | -۰/۹۲۶ | -۰/۰۴۴ | VLM(1) |
| متغیر وابسته VLM | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۵۸۸ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۳۸ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۶۲ | C |
| ۰/۱۳۹ | -۰/۰۵۸ | ۰/۱۰۶ | -۰/۰۷۸ | ۰/۳۱۹ | -۰/۱۱۳ | VLGOV(1) |
| ۰/۲۸۰ | ۰/۴۱۷ | ۰/۰۲۷ | ۰/۲۷۴ | -۰/۰۶۰ | -۰/۴۳۷ | VLM(1) |
| ۱۰۲/۳۷۷ | | | | | | log-likelihood |
| ۲۹۲/۶۰ (۰/۰۰۰) | | | | | | Linearity LR-test Chi ² |

منبع: محاسبات تحقیق.

همان‌طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، بی‌ثباتی حجم نقدینگی با وقفه‌ی یک در دو رژیم صفر و یک تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت ندارد؛ درحالی‌که در رژیم دو تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت دارد. همچنین بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت با یک وقفه در رژیم یک تأثیر مستقیم در رژیم دو تأثیر منفی معنادار بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت دارد. براساس نتایج جدول (۷) مشاهده می‌شود که بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت با وقفه‌ی یک در هر سه رژیم تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی حجم نقدینگی ندارد. همچنین بی‌ثباتی حجم نقدینگی با یک وقفه در رژیم‌های صفر و یک تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی حجم نقدینگی دارد.

عکس‌العمل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی نسبت به شوک‌های یکدیگر در نمودار (۲) نشان داده شده است؛ همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت نسبت به شوک‌های خودش در ابتدا عکس‌العمل مثبت نشان می‌دهد. اما از دوره‌ی ۵ پایدار شده و عکس‌العملی نشان نداده است. همچنین، بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی حجم نقدینگی عکس‌العمل مثبت نشان داده است. همچنین، بی‌ثباتی حجم نقدینگی نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت عکس‌العمل نشان نداده است.



نمودار ۲: عکس‌العمل بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی نسبت به شوک‌های همدیگر
منبع: محاسبات تحقیق.

در جدول (۸) احتمال انتقالات رژیم‌ها در مدل برآورد شده نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رژیم یک نسبت به دو رژیم دیگر پایدارتر است و احتمال ماندن در رژیم یک (انتقال از رژیم یک به رژیم یک) برابر با $0/86$ است. درحالی احتمال ماندن در رژیم صفر و دو به ترتیب برابر $0/69$ و $0/58$ است؛ بنابراین احتمال قرار گرفتن در رژیم یک بیشتر است. همچنین احتمال انتقال رژیم صفر به رژیم یک و دو به ترتیب $0/30$ و صفر است. احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر و رژیم دو به ترتیب برابر صفر و $0/13$ است. علاوه بر این، احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم صفر و یک به ترتیب $0/41$ و صفر است؛ بنابراین ملاحظه می‌شود که رژیم یک و به‌طور نسبی رژیم صفر ماندگارتر می‌باشند.

جدول ۸: احتمال انتقال رژیم‌ها در مدل (۲)

| رژیم ۲ | رژیم ۱ | رژیم ۰ | |
|---------|---------|---------|--------|
| $0/413$ | $0/000$ | $0/693$ | رژیم ۰ |
| $0/000$ | $0/863$ | $0/306$ | رژیم ۱ |
| $0/587$ | $0/136$ | $0/000$ | رژیم ۲ |

منبع: محاسبات تحقیق.

۵-۶-۳ نتایج مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی درآمد مالیاتی و بی‌ثباتی نرخ بهره

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی و بی‌ثباتی نرخ بهره در ایران در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۹: نتایج تخمین مدل $MSI(3)VAR(1)$ تأثیر متقابل بی‌ثباتی درآمد مالیاتی دولت و بی‌ثباتی نرخ بهره (مدل ۳)

| رژیم دو | | رژیم یک | | رژیم صفر | | رژیم‌ها |
|-------------------|-------|---------|--------|----------|--------|------------------------------------|
| متغیر وابسته VLTX | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۱۵۷ | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۰۵ | -۰/۰۶۸ | ۰/۷۳۱ | -۰/۰۱۱ | C |
| ۰/۰۰۲ | ۰/۸۷۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۴۸ | ۰/۳۶۳ | -۰/۱۸۱ | VLTX(1) |
| ۰/۲۸۱ | ۰/۵۵۲ | ۰/۵۴۳ | -۰/۱۳۵ | ۰/۴۱۶ | -۰/۲۹۸ | VLIR(1) |
| متغیر وابسته VLIR | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۰۰۴ | ۰/۰۸۱ | ۰/۰۰۴ | -۰/۰۳۸ | ۰/۰۷۹ | -۰/۰۳۲ | C |
| ۰/۰۵۷ | ۰/۲۵۸ | ۰/۵۶۰ | -۰/۰۴۱ | ۰/۲۳۹ | ۰/۱۲۹ | VLTX(1) |
| ۰/۰۸۴ | ۰/۵۱۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۸۰ | ۰/۰۲۵ | -۰/۴۹۵ | VLIR(1) |
| ۷۹/۶۳۳ | | | | | | log-likelihood |
| ۱۸۴/۷۱ (۰/۰۰۰) | | | | | | Linearity LR-test Chi ² |

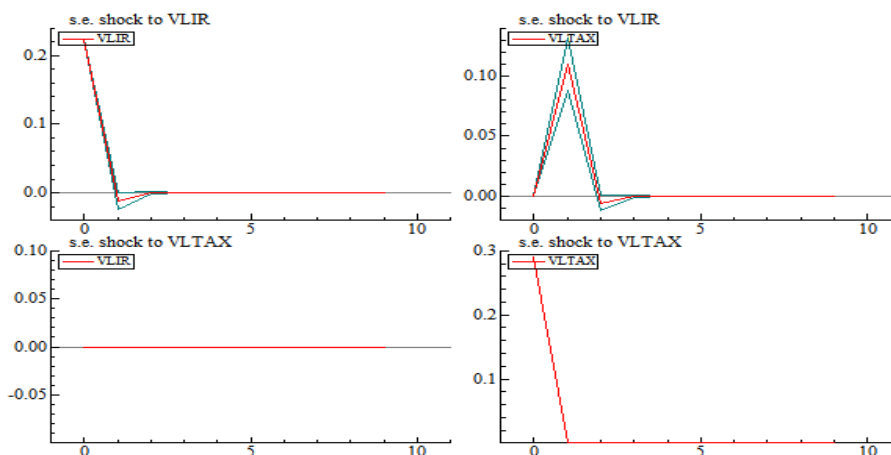
منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به نتایج جدول (۹) در مدل رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی و بی‌ثباتی نرخ بهره مشاهده می‌شود که در هر سه رژیم بی‌ثباتی نرخ بهره با وقفه‌ی یک تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی ندارد. همچنین بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی در رژیم یک و دو تأثیر مستقیم بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی دارد.

بر اساس نتایج جدول (۹) مشاهده می‌شود بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی در دو رژیم صفر و یک تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی نرخ بهره ندارد؛ اما در رژیم دو تأثیر مستقیم و معنادار در سطح معناداری ۱۰ درصد دارد. همچنین بی‌ثباتی نرخ بهره با وقفه‌ی یک در رژیم صفر تأثیر منفی و در رژیم‌های یک و دو تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی خودش داشته است.

عکس‌العمل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی و بی‌ثباتی حجم نرخ بهره نسبت به شوک‌های یکدیگر در نمودار (۳) نشان داده شده است؛ همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، بی‌ثباتی نرخ بهره

نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی عکس‌عمل مثبت نشان می‌دهد. اما از دوره‌ی ۲ پایدار شده و عکس‌عملی نشان نداده است. هم‌چنین، بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی نرخ بهره‌ی عکس‌عمل نشان نداده است.



نمودار ۳: عکس‌عمل بی‌ثباتی نرخ بهره و بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی نسبت به شوک‌های همدیگر
منبع: محاسبات تحقیق.

در جدول (۱۰) احتمال انتقالات رژیم‌ها در مدل برآورد شده نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رژیم دو در مقایسه با دو رژیم دیگر پایدارتر است و احتمال ماندن در رژیم دو (انتقال از رژیم دو به رژیم دو) برابر با $0/63$ است. درحالی احتمال ماندن در رژیم صفر و یک به ترتیب برابر صفر و $0/33$ است؛ بنابراین احتمال پایداری رژیم دو بیشتر از دو رژیم دیگر است. هم‌چنین احتمال انتقال رژیم صفر به رژیم یک و دو به ترتیب 100 و صفر درصد است. احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر و رژیم دو به ترتیب برابر $0/49$ و $0/17$ است؛ علاوه بر این، احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم صفر و یک به ترتیب صفر و $0/36$ است؛ بنابراین ملاحظه می‌شود که رژیم دو در مقایسه با دو رژیم دیگر ماندگارتر می‌باشند.

جدول ۱۰: احتمال انتقال رژیم‌ها در مدل ۳

| رژیم ۲ | رژیم ۱ | رژیم ۰ | |
|---------|---------|---------|--------|
| $0/000$ | $0/495$ | $0/000$ | رژیم ۰ |
| $0/362$ | $0/332$ | ۱ | رژیم ۱ |
| $0/637$ | $0/172$ | $0/000$ | رژیم ۲ |

منبع: محاسبات تحقیق.

۵-۶-۴ نتایج مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی درآمد مالیاتی و بی‌ثباتی حجم نقدینگی

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل تأثیر متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی و بی‌ثباتی حجم نقدینگی در ایران در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۱۱: نتایج تخمین مدل $MSI(3)VAR(1)$ تأثیر متقابل بی‌ثباتی درآمد مالیاتی دولت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی (مدل ۴)

| رژیم دو | | رژیم یک | | رژیم صفر | | رژیم‌ها |
|----------------------|--------|---------|--------|----------|--------|------------------------------------|
| متغیر وابسته‌ی VLTAX | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۳۹۳ | -۰/۰۲۶ | ۰/۵۵۶ | -۰/۰۲۱ | ۰/۱۰۶ | ۰/۰۷۰ | C |
| ۰/۳۵۲ | ۰/۲۰۴ | ۰/۰۰۶ | ۰/۴۳۵ | ۰/۰۱۰ | ۰/۹۲۶ | VLTAX(1) |
| ۰/۰۲۰ | ۱/۱۵۴ | ۰/۱۰۷ | ۱/۱۳۷ | ۰/۱۸۰ | -۰/۵۸۸ | VLM(1) |
| متغیر وابسته‌ی VLM | | | | | | |
| احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | احتمال | ضریب | متغیر |
| ۰/۰۰۰ | ۰/۰۵۶ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۷۲ | ۰/۲۱۹ | ۰/۰۱۲۹ | C |
| ۰/۱۰۰ | ۰/۱۰۹ | ۰/۲۵۹ | ۰/۰۴۰ | ۰/۰۱۴ | ۰/۲۲۰ | VLTAX(1) |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۶۴۷ | ۰/۰۲۲ | ۰/۴۴۵ | ۰/۰۱۶ | ۰/۲۸۳ | VLM(1) |
| ۱۰۳/۵۱ | | | | | | log-likelihood |
| ۲۰۱/۶۱ (۰/۰۰۰) | | | | | | Linearity LR-test Chi ² |

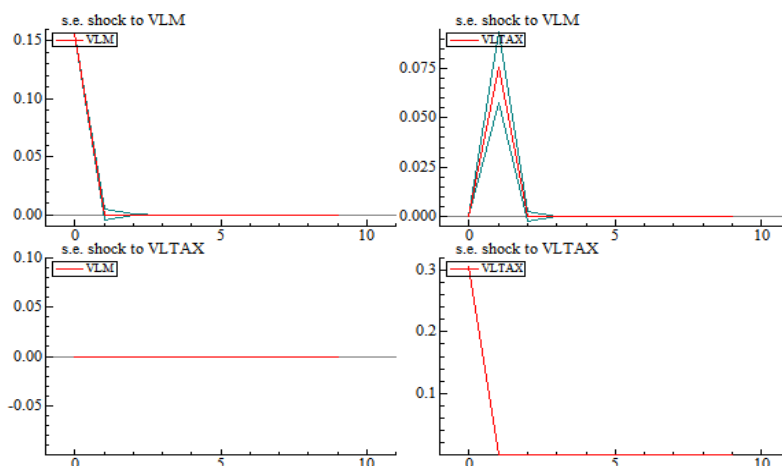
منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به نتایج جدول (۱۱) در مدل رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی و بی‌ثباتی حجم نقدینگی مشاهده می‌شود که بی‌ثباتی حجم نقدینگی با یک وقفه در دور رژیم صفر (رونق) و رژیم یک (رکود) تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی ندارد؛ اما در رژیم دو تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی دارد. همچنین بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی با یک وقفه در رژیم‌های صفر و یک تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی خودش دارد.

براساس نتایج جدول (۱۱) مشاهده می‌شود بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی با وقفه یک، در رژیم صفر (رونق) تأثیر مستقیم و معنادار و در دو رژیم یک و دو تأثیر غیرمعنادار بر بی‌ثباتی حجم نقدینگی دارد. همچنین بی‌ثباتی حجم نقدینگی یا وقفه‌ی یک در هر سه رژیم تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی خودش دارد.

عکس‌العمل بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی و بی‌ثباتی حجم نقدینگی نسبت به شوک‌های یکدیگر در نمودار (۴) نشان داده شده است؛ همان‌طور که در نمودار (۴) مشاهده می‌شود، بی‌ثباتی حجم نقدینگی

نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی عکس‌العمل مثبت نشان می‌دهد. اما از دوره‌ی ۲ پایدار شده و عکس‌العملی نشان نداده است. همچنین، بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی نسبت به شوک‌های بی‌ثباتی حجم نقدینگی عکس‌العمل نشان نداده است.



نمودار ۴: عکس‌العمل بی‌ثباتی حجم نقدینگی و بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی نسبت به شوک‌های همدیگر منبع: محاسبات پژوهش.

در جدول (۱۲) احتمال انتقالات رژیم‌ها در مدل برآورد شده، نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رژیم دو و رژیم یک نسبت به دو رژیم دیگر پایدارتر است؛ و احتمال ماندن در رژیم دو (انتقال از رژیم دو به رژیم دو) برابر با $0/76$ و احتمال ماندن در رژیم یک (انتقال از رژیم یک به رژیم یک) برابر با $0/73$ است. در حالی احتمال ماندن در رژیم صفر برابر $0/46$ است؛ بنابراین احتمال قرار گرفتن در رژیم دو در مقایسه با دو رژیم دیگر بالاتر است. همچنین احتمال انتقال رژیم صفر به رژیم یک و دو به ترتیب $0/53$ و صفر است. احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر و رژیم دو به ترتیب برابر $0/11$ و $0/14$ است. علاوه بر این، احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم صفر و یک به ترتیب $0/24$ و صفر است؛ بنابراین ملاحظه می‌شود که رژیم دو و رژیم یک ماندگارتر می‌باشند.

جدول ۱۲: احتمال انتقال رژیم‌ها در مدل ۴

| | | | |
|---------|---------|---------|--------|
| رژیم ۲ | رژیم ۱ | رژیم ۰ | |
| $0/240$ | $0/118$ | $0/461$ | رژیم ۰ |
| $0/000$ | $0/735$ | $0/538$ | رژیم ۱ |
| $0/759$ | $0/146$ | $0/000$ | رژیم ۲ |

منبع: محاسبات تحقیق.

نتیجه‌گیری

دستیابی به رشد و توسعه‌ی اقتصادی به‌همراه ثبات قیمت‌ها یکی از اهداف اصلی سیاست‌های اقتصادی و سیاست‌گذاران اقتصادی است. نیل به رشد اقتصادی و ثبات قیمت‌ها از طریق اجرای سیاست‌های پولی و مالی حاصل می‌شود. سیاست‌های پولی توسط مقامات پولی (بانک مرکزی) و سیاست‌های مالی توسط دولت به انجام می‌رسد. هدف سیاست‌های پولی ثبات قیمت‌ها و هدف سیاست‌های مالی افزایش رشد اقتصادی است؛ بنابراین اجرای سیاست‌های پولی و مالی توسط این نهادها سیاست‌گذار نیازمند هماهنگی در اجرای چنین سیاست‌هایی است. بر این اساس، مطالعه‌ی اثرات متقابل سیاست‌های پولی و مالی در راستای نحوه اثرگذاری و اثرپذیری آن‌ها از همدیگر نیازمند مطالعه و پژوهش است. از سوی دیگر، بی‌ثباتی اجرای سیاست‌های پولی و مالی در حین اجرای سیاست‌ها اتفاق می‌افتد؛ بنابراین در این مقاله سعی شده است، رابطه‌ی متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران در طول دوره‌ی زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶ با استفاده از روش خود رگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ (MSVAR) مورد مطالعه قرار گیرد. بر این اساس، با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات نوسانات متغیرهای درآمدهای مالیاتی دولت (به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی)، اندازه‌ی دولت (مخارج مصرفی دولت به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی)، حجم نقدینگی (به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) و نرخ بهره برآورد و از جزء نوسانی متغیرها به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی متغیرها استفاده شد. سپس با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ اثرات متقابل متغیرهای پروکسی بی‌ثباتی‌های سیاست پولی و مالی مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج نشان داد که بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت در رژیم‌های صفر و یک تأثیر منفی بر بی‌ثباتی نرخ بهره دارد، اما در رژیم دو تأثیر معناداری بر آن ندارد. همچنین بی‌ثباتی نرخ بهره در رژیم‌های یک و دو تأثیر معنادار بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت دارد. در واقع، بی‌ثباتی دو متغیر اندازه‌ی دولت و نرخ بهره در رژیم‌های یک و دو تأثیر متقابل بر همدیگر دارند. از سوی دیگر، بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی حجم نقدینگی نداشت؛ اما بی‌ثباتی حجم نقدینگی در رژیم دو تأثیر مستقیم بر بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت داشت؛ بنابراین رابطه‌ی یک‌طرفه از سمت بی‌ثباتی حجم نقدینگی به بی‌ثباتی اندازه‌ی دولت در رژیم دو برقرار است. بر این اساس، در رژیم دو نوسانات حجم نقدینگی باعث افزایش نوسانات اندازه‌ی دولت می‌شود. بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی در رژیم دو تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی نرخ بهره داشت، در حالی که بی‌ثباتی نرخ بهره تأثیر معناداری بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی نداشت؛ بنابراین بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی در رژیم دو باعث افزایش بی‌ثباتی نرخ بهره می‌شود. در واقع می‌توان گفت علیت یک‌طرفه از بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی به بی‌ثباتی نرخ بهره در رژیم دو برقرار است. همچنین،

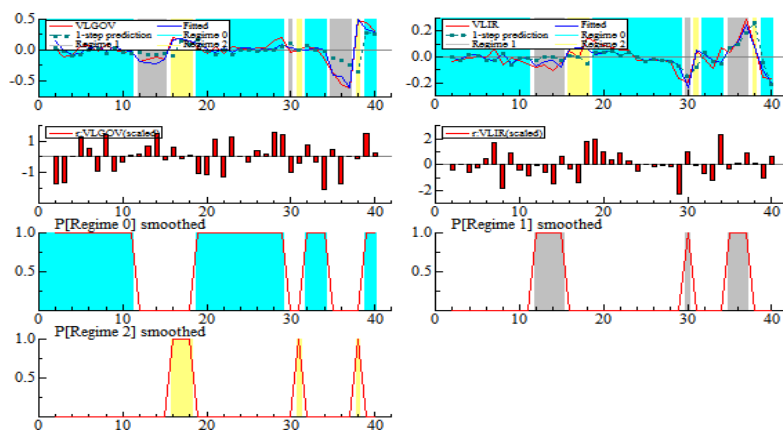
بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی در رژیم صفر تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی حجم نقدینگی داشت و بی‌ثباتی حجم نقدینگی در رژیم دو تأثیر مستقیم و معنادار بر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی داشت؛ بنابراین در رژیم صفر بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی باعث افزایش بی‌ثباتی حجم نقدینگی می‌شود؛ اما در دو رژیم یک و دو تأثیر معناداری وجود ندارد. همچنین، در رژیم دو بی‌ثباتی حجم نقدینگی باعث افزایش بی‌ثباتی درآمدهای مالیاتی می‌شود.

منابع

- آهنگری، عبدالمجید؛ و تمنایی فر، سیما. (۱۳۹۶). «بررسی رابطه دینامیک میان سیاست‌های پولی و مالی در ایران». فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال ۶، شماره ۲۳، ص: ۱۸۷-۲۰۴.
- توکلیان، حین؛ طاهر پور، جواد؛ و محسن پور، فرزاد. (۱۳۹۸). «همانگی و اثر متقابل سیاست‌های مالی و پولی در اقتصاد ایران: یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی». نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۹۰، سال ۲۳، ص: ۲۴۱-۱۹۵.
- حسین‌زاده‌یوسف‌آباد، سید مجتبی؛ و حقیقت، علی. (۱۳۹۲). «اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL)». فصلنامه علوم اقتصادی، سال هفتم، شماره ۲۵، ص: ۱۲۳-۱۴۶.
- کمبجانی، اکبر؛ کاوند، حسین؛ و عباسی نژاد، حسین. (۱۳۸۹). «فقدان استقلال در سیاست پولی و نقش نوسانات قیمت نفت بر سیاست‌های پولی و مالی در ایران». سیاست‌های اقتصادی، شماره ۱، ص: ۳۲-۳.
- مجاب، رامین؛ برکچیان، سید مهدی؛ و نیلی، فرهاد. (۱۳۹۲). «توضیح تغییرات پایه پولی و مخارج دولت در ایران». پژوهش‌های پولی-بانکی، سال ششم، شماره ۱۷، ص: ۱۶-۱.
- مداح، مجید؛ و طالب بیدختی، آزاده. (۱۳۹۴). «بررسی رفتار سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران با رویکرد چرخشی مارکوف». فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۳، شماره ۷۵، ص: ۱۸۷-۱۶۷.
- هوشمند، محمود؛ دانش‌نیا، محمد؛ شهرپور، صالح؛ قزلباش، اعظم؛ و اسکندری‌پور، زهره. (۱۳۹۱). «رابطه بین سیاست‌های پولی و نرخ ارز در ایران». فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۹، شماره ۲، ص: ۱۰۹-۱۲۷.
- Ahangari, Abdolmajid & Tamnaeifar, Sima (2017), "A Study of the Dynamic Relationship between Monetary and Fiscal Policies in Iran", *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, Volume 6, Number 23, pp: 187-204.
- Cevik, E.I. Dibooglu, S. & Kutan, A. M. (2014), "Monetary and Fiscal Policy Interactions: Evidence from Emerging European Economies", *Journal of Comparative Economics*, 42, pp:1079-1091.
- Farooq Arby, M. (2001). "Long-Run Trend Business Cycles and Short-Run Shocks in Real GDP. State Bank of Pakistan", *Working Paper*, No. 1/01.
- Gonçalves, C. E. & Guimaraes, B. (2008), "Monetary policy and the exchange rate in Brazil", *Journal of International Money and Finance*, pp: 24,1-7.
- Hooshmand, Mahmoud Daneshnia, Mohammad Shahrivar, Saleh. Ghezlbash, Azam & Eskandaripour, Zohreh (2012), "The Relationship between Monetary Policy and Exchange Rates in Iran", *Quarterly Journal of Quantitative Economics (Former Economic Studies)*, Volume 9, Number 2, pp: 109-127.
- Hosseinzadeh Yousefabad, Seyed Mojtaba & Haghghat, Ali (2013), "The Effect of Monetary Policy on the Exchange Rate in Iran Using the Distributed Interval Distributed Pattern (ARDL)", *Quarterly Journal of Economic Sciences*, Year 7, No. 25, pp: 123-146.

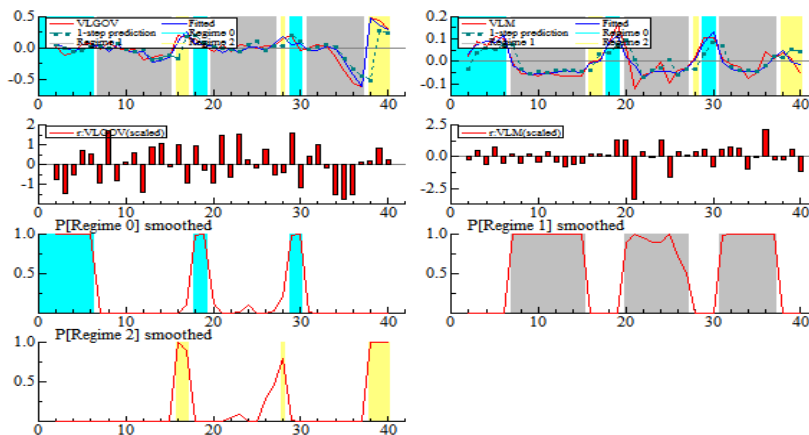
- Komijani, Akbar. Kavand, Hossein & Abbasinejad, Hossein (2010), "Lack of Independence in Monetary Policy and the Role of Oil Price Fluctuations on Monetary and Fiscal Policies in Iran", *Economic Policies*, No. 1, pp: 3-32.
- Krolzig, H. M. Marcellino, M. & Mizon, G. (2002). "A Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labor Market". *Empirical Economics*, 27, 233-254.
- Kuncoro, H. K. & Dianta, Sebayang, A. (2013), "The Dynamic Interaction between Monetary and Fiscal Policies in Indonesia". *Romanian Journal of Fiscal Policy*, 4,1(6): 47-66.
- Laurens B. & E. De La Piedra (1998), "Coordination of Monetary and Fiscal Policies".
- Madah, Majid & Talib Beidakhti, Azadeh (2015), "A Review of the Behavior of Monetary and Fiscal Policy in the Iranian Economy with Markov's Rotational Approach", *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, Volume 23, Number 75, pp. 167-187.
- Mojab, Ramin; Barkchian, Seyed Mehdi & Nili, Farhad (2013), "Explaining the changes in the monetary base and government spending in Iran", *Monetary-Banking Research*, Year 6, No. 17, pp: 1-16.
- Sargent, T. & Wallace, N. (1981), "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall, pp: 1-17.
- Šehović, D. (2013). "General Aspects of Monetary and Fiscal Policy Coordination". *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 2(3), pp: 5-27.
- Stephen, M. (2009). "Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy: How Strong is The Link?" *Bank of Canada Working Paper*.
- Tavaklian, while. Taherpour, Javad & Mohsenpour, Farzad (2019), "Coordination and Interaction of Fiscal and Monetary Policies in the Iranian Economy: A Model of Stochastic Dynamic General Equilibrium", *Scientific Journal (Quarterly) of Economic Research and Policies*, No. 90, Year 23, pp: 195-241.
- Troy, D. & Eric, M. L (2011), "Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus", *European Economic Review*, No. 55, pp: 211-227
- Wesselbaum, D. (2014), "Fiscal and Monetary Policy Interactions in New Zealand", *MPRA Paper*, No. 58763.

پیوست‌ها



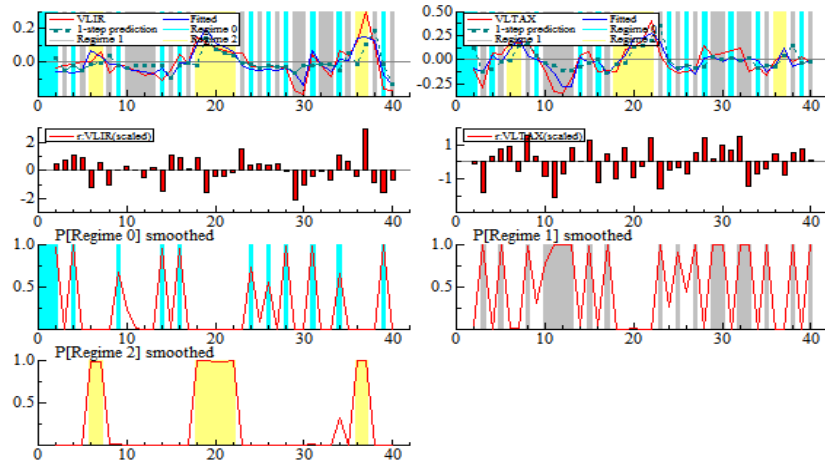
نمودار تعیین رژیم‌های مدل ۱

منبع: محاسبات تحقیق.



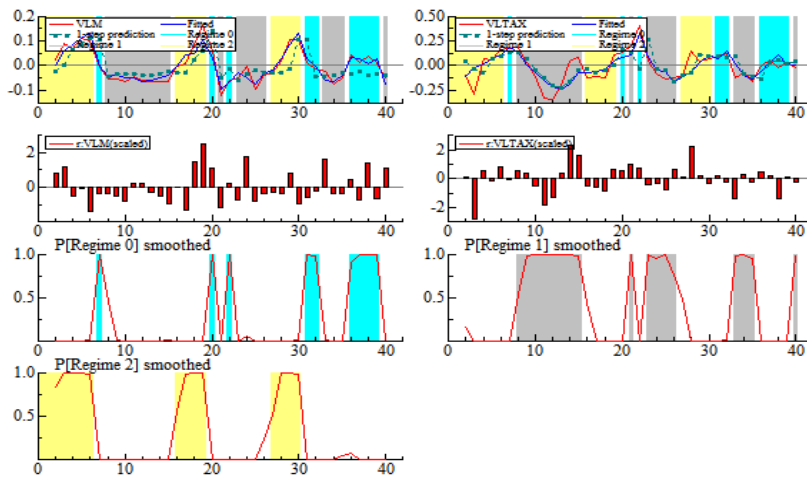
نمودار تعیین رژیم‌های مدل ۲

منبع: محاسبات تحقیق.



نمودار تعیین رژیم‌های مدل ۳

منبع: محاسبات تحقیق.



نمودار تعیین رژیم‌های مدل ۴

منبع: محاسبات تحقیق.

The Interactions of Instability of Monetary and Fiscal Policies in the Iranian Economy by the MSVAR Approach

Hosseini, E.^{1*}, Nademi, Y.², Asayesh, H.³, Sajadifar, S. H.⁴.

Abstract

The coordination of monetary and fiscal policies, given the financial crises that have occurred in the last decade, has increased more than ever and has led countries considers coordinating economic policies to deal with the adverse effects of these crises. The implementation of any economic policy is accompanied by instabilities that can affect each other. Accordingly, the present article examines the interaction effects of monetary and fiscal policy instabilities in the Iranian economy. For this purpose, using the Markov-Switching Vector Auto Regression Model (MSVAR) during the period 1978-2017, the interaction effects of monetary and fiscal policies were investigated. The instability of the variables of tax revenues, government expenditures, interest rates and broad money was estimated using the Hadrick-Prescott filter. The results showed that government size instability in regimes of zero and one has a negative effect on interest rate instability. Interest rate volatility in regimes one and two has a significant effect on government-size instability. Also, the size instability of the government did not have a significant effect on the instability of the volume of broad money, but the instability of the broad money in the regime two had direct effects on the instability of the size of the government. The instability of tax revenues in the regime two had direct and significant effects on the instability of interest rates, while the instability of interest rates did not have a significant effect on the instability of tax revenues. Also, the instability of tax revenues in regimes of zero and one had a direct and significant effect on the instability of broad money and the instability of the broad money in the regimes two had direct and significant effects on the instability of tax revenues. Accordingly, in the Iranian economy, the instability of monetary and fiscal policies affects each other under regime conditions.

Keywords: Monetary policy instability, financial policy instability, Markov Switching Vector Auto-Regressive (MSVAR).

JEL Classification: E5, G32

-
- | | |
|--|--|
| 1. Department of economics, Aligudarz Branch, Islamic Azad university, Aligudarz, Iran | Email: hosseinielham@rocketmail.com |
| 2. Assistant Professor, Department of economics, Ayatollah Borujerdi university, Borujerd, Iran | Email: younesnademi@abru.ac.ir |
| 3. Assistant Professor, Department of economics, Ayatollah Borujerd university, Borujerd, Iran | Email: hamid.asayesh@abru.ac.ir |
| 4. Water economics and environment researcher, Tehran water and wastewater company, Tehran, Iran | Email: h.sajadifar@gmail.com |