Archive of SID

فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۱۱، شماره ۳۸، پاییز ۱۴۰۰

تورم و کسری بودجه در اقتصاد ایران: رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ

جلال منتظری شورکچالی[۱]، مهدی زاهد غروی[۲]، مجتبی احسانی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۰۱

چکیده:

با توجه به مجادلات نظری و تجربی گسترده حول مسأله وجود یا عدم وجود و یا جهت رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم، مطالعه حاضر رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم در اقتصاد ایران را با استفاده از رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های حاصل از آزمون علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ این مطالعه نشان می‌دهد که در هر دو رژیم شناسایی شده، یک رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه دولت به تورم وجود داشته، اگر چه شدت اثرگذاری کسری بودجه بر تورم در فصل‌های رژیم صفر (۱۳۷۴- ۱۳۷۰ و ۱۳۹۲-۱۳۹۰) و فصل‌های رژیم یک (۱۳۹۰ -۱۳۷۴ و ۱۳۹۷-۱۳۹۲) یکسان نبوده است. هم‌چنین و براساس واقعیت‌های اقتصاد ایران، به نظر می‌رسد دیدگاه‌های سارجنت و والاس (۱۹۸۱) جهت توجیه نظری رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه دولت به تورم قابل دفاع است. براساس سارجنت و والاس (۱۹۸۱) در رژیم‌های مسلط مالی، مقامات مالی اقتصاد بر مقامات پولی اقتصاد مسلط هستند و مقامات پولی نمی‌توانند عرضه پول را کنترل کنند که در این صورت مقامات پولی با تقاضای دولت برای اوراق قرضه و پولی کردن کسری بودجه دولت مواجه خواهند بود و دولت پیوسته کسری بودجه را با مالیات تورمی تامین مالی می‌کند. بنابراین و براساس یافته‌های این مطالعه، می‌توان از «ضرورت استقلال مقامات مالی و پولی» به عنوان یک پیش شرط اساسی جهت کنترل تورم در ایران نام برد.

کلید واژه: تورم، کسری بودجه، علّیت گرنجر، مارکوف سوئیچینگ، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C22، E31، H62.

[۱] استادیار، گروه اقتصاد، پژوهشکده اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). ایمیل: jalalmontazeri@gmail.com

[۲] استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه آیت‌الله بروجردی، بروجرد، لرستان، ایران. ایمیل: zahed_gharavi@yahoo.com

[۳] استادیار، گروه اقتصاد، موسسه آموزش عالی فروردین، قائم‌شهر، مازندران، ایران.. ایمیل: m_ehsani40@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

بیش از نیم قرن است که مجادلات نظری و تجربی گسترده‌ای حول رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم - به عنوان دو شاخص متعارف عملکرد اقتصاد کلان – شکل گرفته است. این‌که ۱- آیا سیاست کسری بودجه منجر به تورم‌های بالاتر می‌شود یا خیر؟ و ۲- آیا تورم منجر به کسری‌های بودجه بزرگتر می‌شود یا خیر؟، سوالاتی است که هنوز به لحاظ نظری و یا تجربی پاسخ مشخصی به آن داده نشده است. در بحث علیّت از سمت کسری بودجه به تورم، فریدمن[۱] (۱۹۶۸) کسری بودجه تامین مالی شده با پول را تورم‌زا می‌داند و سارجنت و والاس[۲] (۱۹۸۱) و میشکین[۳] (۲۰۰۴) بر این باور هستند که اثر تورمی کسری بودجه دولت بستگی به تداوم آن و تامین مالی آن از طریق پول دارد (اولالکان[۴]، ۲۰۲۰). میلر[۵] (۱۹۸۳) در تبیین رابطه کسری بودجه با تورم، کسری بودجه دولت را بدون توجه به این که پولی شود و یا پولی نشود، لزوماً تورم‌زا می‌داند (صالح و هاروی[۶]، ۲۰۰۵). از طرفی دیگر، تئوری برابری ریکاردویی[۷] پیش‌بینی می‌کند چون کاهش مالیات در دوره جاری با افزایش متناسب مالیات در دوره آینده تامین مالی می‌شود، بنابراین کسری بودجه دولت منتهی به افزایش تقاضا و قیمت‌ها نمی‌شود (آبو و عبد[۸]، ۲۰۱۵) و نمی‌توان هیچ نوع رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم متصور شد. در بحث علیّت از سمت تورم به کسری بودجه، تانزی[۹] (۱۹۷۸) استدلال کرده است که تورم، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش ارزش واقعی مالیات‌های جمع‌آوری شده (اثر تانزی[۱۰])، افزایش می‌دهد (راگ-مورسیا[۱۱]، ۱۹۹۹) و پاتینکین[۱۲] (۱۹۹۳) استدلال می‌کند که تورم، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش ارزش واقعی مخارج دولت (اثر پاتینکین[۱۳]) کاهش می‌دهد (اوگبنا[۱۴]، ۲۰۱۴). نهایتاً و در تبیین وجود علیّت غیرخطی بین تورم و کسری بودجه، کینزین‌ها استدلال می‌کنند که آثار تورمی کسری بودجه دولت بستگی به دوره‌های رکود و رونق اقتصادی دارد. به این‌گونه که در دوره رکود شدید اقتصادی، احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت کمتر است، اما در دوره رونق اقتصادی و نزدیکی اقتصاد به اشتغال کامل، احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت بیشتر است. هم‌چنین کاردوزو[۱۵] (۱۹۹۸) با تاکید بر غیریکنواختی[۱۶] رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم، بیان می‌کند که تورم در سطوح پایین ممکن است اثر متفاوتی بر کسری بودجه دولت بگذارد تا تورم در سطوح بالا. یا به عبارت دیگر؛ تورم در سطوح بالا، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش ارزش واقعی مخارج دولت کاهش می‌دهد اما تورم در سطوح پایین، کسری بودجه دولت را از طریق کاهش ارزش واقعی مالیات جمع‌آوری شده افزایش می‌دهد (کاردوزو، ۱۹۹۸). مطالعات تجربی انجام گرفته نیز در خصوص مسأله وجود یا عدم وجود و یا جهت رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم منتج به نتایج مشخصی نشده است و این مطالعات بسته به نمونه تحت بررسی، مفروضات و مقتضیات زمانی تحقیق نتایج متناقضی را گزارش کرده‌اند. بنابراین، به نظر می‌رسد بهترین روش در پاسخ‌گویی به این تناقضات نظری و تجربی، بررسی تجربی رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم به صورت مجزا در هر کشوری است، با این شرط که نباید از احتمال وجود غیریکنواختی مورد تاکید کاردوزو (۱۹۹۸) در تبیین رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم و هم‌چنین این نقطه نظر همیلتون[۱۷] (۱۹۹۴) که رفتار بسیاری از متغیرهای سری زمانی در دوره‌های مختلف و حسب مقتضیات زمانی متفاوت خواهد بود، غافل شد. همیلتون (۱۹۹۴) تاکید کرده است که عواملی نظیر بحران‌های اقتصادی، تغییر در سیاست‌های دولت، جنگ و هراس مالی، می‌توانند رژیم‌ها یا وضعیت‌های متفاوتی را برای متغیرهای اقتصادی ایجاد نمایند. بنابراین مطالعه رفتار متغیرها در چنین بستری در قالب رویکردهای خطی ممکن است عاری از خطا نباشد (دسچامپس[۱۸]، ۲۰۰۸). بر این اساس، مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ[۱۹] و با هدف لحاظ نایکنوایی و مقتضیات زمانی در تحلیل‌ها، به بررسی رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم – به عنوان دو چالش عمده اقتصاد ایران در سال‌های بعد از پیروزی انقلاب - در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۸ می‌پردازد.

این مقاله در پنج بخش ساماندهی شده که در بخش بعدی ادبیات تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم الگو و روش‌شناسی تحقیق ارائه شده و بخش چهارم به برآورد الگو و تفسیر نتایج اختصاص داده شده است. نهایتاً، در بخش پنجم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق ارائه شده است.

مبانی نظری

www.SID.ir

Archive of SID

در تبیین رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم، مجادلات نظری گسترده‌ای میان مکاتب و اقتصاددانان مختلف شکل گرفته، که می‌توان این دیدگاه‌های نظری را حسب مسأله وجود یا عدم وجود و یا جهت رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم از یکدیگر تمیز داد.

گروه اول از این دیدگاه‌های نظری را می‌توان به مکاتب کلاسیکی، کینزی و پول‌گرایان[۲۰] و اقتصاددانانی نظیر متزلر[۲۱] (۱۹۵۱) و پاتینکین (۱۹۶۵)، سارجنت و والاس (۱۹۸۱) و میلر (۱۹۸۳) و پرمچاند[۲۲] (۱۹۸۴) نسبت داد که اعتقاد به وجود رابطه علّی از سمت کسری بودجه به تورم دارند. براساس مکتب اقتصاد کلان کلاسیک، افزایش مخارج دولت به علت قرار داشتن اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل، تورم‌زا است. این مکتب، تورم را پدیده‌ای پولی دانسته و بر این باور است پول، عامل اصلی تعیین‌کننده سطح عمومی قیمت‌ها است و بخش پولی و بخش حقیقی اقتصاد مستقل از هم عمل می‌کنند. دستمزد حقیقی در بخش حقیقی اقتصاد تعیین می‌شود و با تغییر در عرضه پول، دستمزد اسمی تغییر می‌کند. بنابراین افزایش عرضه پول در نتیجه کسری بودجه دولت هیچ اثری بر بخش حقیقی اقتصاد ندارد و تنها سطح عمومی قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. در حالی که براساس مکتب اقتصاد کلان کینزی، حداقل در کوتاه‌مدت رکود اقتصادی به خودی خود از بین نمی‌رود و دخالت دولت در اقتصاد کلان با اعمال سیاست‌های انبساطی مالی و پولی برای از بین بردن رکود اقتصادی ضروری است (اولایونگبو[۲۳]، ۲۰۱۳). اقتصاددانان کینزی باور به تعادل بلندمدت پایدار اقتصاد و کسری کوتاه‌مدت بودجه دولت دارند و وظیفه دولت را تحقق تعادل اقتصادی می‌دانند و نه تحقق تعادل بودجه دولت و بر این باور هستند که تعادل اقتصاد گاهی به مدد کسری بودجه دولت محقق می‌شود (یوررحمان و همکاران[۲۴]، ۲۰۰۸) و کسری بودجه دولت می‌تواند خصوصاً در دوران رکود اقتصادی برای تحریک تقاضای کل اقتصاد به منظور افزایش رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد و از این‌رو نگران کسری بودجه دولت نیستند (اولالکان، ۲۰۲۰). از نظر کینزین‌ها کسری بودجه دولت تنها در شرایط اشتغال کامل و براساس تئوری مازاد تقاضا، تورم‌زا است، چرا که در شرایط اشتغال کامل، کسری بودجه دولت، مازاد تقاضا ایجاد می‌کند و سود بنگاه‌ها در همان دستمزدهای اسمی ثابت، افزایش می‌یابد و تقاضای بنگاه‌ها برای نیروی کار جهت پاسخ به افزایش تقاضای کل، افزایش می‌یابد و در نتیجه دستمزد نیروی کار افزایش می‌یابد و به تبع آن سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم افزایش می‌یابد. بنابراین کسری بودجه دولت در شرایط اشتغال کامل، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم را افزایش می‌دهد (کویونکو[۲۵]، ۲۰۱۴). در تبیین اثرگذاری مثبت کسری بودجه بر تورم، پول‌گرایان، مسأله پولی‌کردن کسری بودجه یا مسأله مالیات تورمی[۲۶] را مورد بحث قرار داده‌اند. براساس این نگرش، مالیات تورمی یا تامین مالی کسری بودجه با پول به عنوان آسان‌ترین روش تامین مالی کسری بودجه دولت، تورم‌زا است، در حالی که تامین مالی کسری بودجه با اوراق قرضه لزوماً تورم‌زا نیست و تورم‌زایی آن بستگی به نگرش سیاسی مقامات پولی کشور دارد. اگر مقامات پولی، نرخ بهره را تثبت کرده باشند، تامین مالی کسری بودجه با اوراق قرضه تورم‌زا است. زیرا منتهی به افزایش عرضه پول می‌شود و در نهایت سطح عمومی قیمت‌ها و تورم افزایش می‌یابد (صالح و هاروی، ۲۰۰۵). اگر چه نظر بوکانان و واگنر[۲۷] (۱۹۷۷)، هنگامی که دولت دچار کسری بودجه باشد، بانک مرکزی، اوراق قرضه دولتی را برای پایین نگه داشتن نرخ بهره اوراق قرضه دولتی می‌خرد، در نتیجه پول پرقدرت، عرضه پول، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم افزایش می‌یابند. متزلر (۱۹۵۱) و پاتینکین (۱۹۶۵) در تبیین رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم استدلال کرده‌اند که کسری بودجه دولت، با افزایش دادن ارزش واقعی اوراق قرضه معوق دولتی و خالص ثروت ادراک شده[۲۸] افراد، تقاضای کالا و خدمات خانوارها و مخارج کل اقتصاد را افزایش می‌دهد و به تبع آن مستقیماً سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم بدون واسطه - صرف نظر از اثر ازدحام و یا پولی شدن کسری بودجه - افزایش می‌یابند (دوایر[۲۹]، ۱۹۸۲). سارجنت و والاس (۱۹۸۱) اگرچه کسری بودجه مستمر دولت را در بلندمدت و نه لزوماً در کوتاه‌مدت، تورم‌زا می‌دانند (کاتائو و ترونیس[۳۰]، ۲۰۰۵)، اما دیدگاه مکتب اقتصاد کلان پولی در تبیین رابطه کسری بودجه با تورم را گمراه کننده می‌دانند. مبنای نظری سارجنت و والاس (۱۹۸۱) در تبیین رابطه کسری بودجه دولت با تورم، تئوری تسلط رژیم پولی[۳۱] و مالی[۳۲] است. به این معنا که در رژیم‌های مسلط پولی، مقامات پولی اقتصاد بر مقامات مالی اقتصاد مسلط هستند و می‌توانند سیاست پولی

www.SID.ir

Archive of SID

را مستقلاً اعمال کنند و مقامات مالی در هنگام سیاست‌گذاری مالی با محدودیت بودجه تحمیل شده از طرف مقامات پولی مواجه هستند. در این صورت مقامات پولی می‌توانند عرضه پول را کنترل کنند و در نتیجه کسری بودجه دولت، اثر تورمی ندارد. در مقابل در رژیم‌های مسلط مالی، مقامات مالی اقتصاد بر مقامات پولی اقتصاد مسلط هستند و مقامات پولی نمی‌توانند عرضه پول را کنترل کنند که در این صورت مقامات پولی با تقاضای دولت برای اوراق قرضه و پولی کردن کسری بودجه دولت مواجه خواهند بود و دولت پیوسته کسری بودجه را با مالیات تورمی تامین مالی می‌کند و در نتیجه کسری بودجه اثر تورمی دارد (لین و چو[۳۳]، ۲۰۱۳). علاوه بر این، سارجنت و والاس (۱۹۸۱) نشان داده‌اند که تحت شرایط خاص، اگر مسیرهای زمانی[۳۴] مخارج دولت و مالیات‌ها برون‌زا باشند، تامین مالی کسری بودجه دولت با اوراق قرضه به علت فشار بیش از حد بر نرخ بهره، پایدار نخواهد بود و بانک مرکزی نهایتاً مجبور می‌شود که کسری بودجه دولت را پولی کند که این اقدام بانک مرکزی، عرضه پول را افزایش می‌دهد و به تبع آن نرخ تورم نیز در بلندمدت افزایش می‌یابد (متین[۳۵]، ۱۹۹۸). میلر (۱۹۸۳) کسری بودجه دولت را صرف نظر از این‌که پولی شود و یا پولی نشود، تورم‌زا می‌داند. میلر بر این باور است که سیاست کسری بودجه می‌تواند از کانال‌های متعددی اثر تورمی داشته باشد. زیرا بانک مرکزی ممکن است با همان استدلال سارجنت و والاس (۱۹۸۱)، مجبور به همسازی پولی[۳۶] کسری بودجه دولت شود و در نتیجه آن، نرخ تورم افزایش یابد. اما حتی اگر بانک مرکزی، کسری بودجه دولت را پولی نکند، کسری بودجه دولت به مدد اثر ازدحام[۳۷]، می‌تواند اثر تورمی داشته باشد. این گونه که کسری بودجه غیرپولی شده، به واسطه افزایش عرضه اوراق قرضه دولتی، نرخ بهره را افزایش می‌دهد و افزایش نرخ بهره موجب ازدحام برای سرمایه‌گذاری خصوصی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود و به تبع آن نرخ رشد تولید واقعی کاهش می‌یابد و در نتیجه آن نرخ تورم افزایش می‌یابد (صالح و هاروی، ۲۰۰۵). در استدلالی مشابه، پرمچاند[۳۸] (۱۹۸۴) بیان کرده است که تامین مالی کسری بودجه دولت از طریق استقراض از مردم، مستلزم تشدید عرضه اوراق قرضه دولتی است که در نتیجه قیمت اوراق قرضه کاهش می‌یابد و منجر به افزایش نرخ بهره می‌شود. این افزایش نرخ بهره، به نوبه خود منجر به ازدحام مالی[۳۹] بخش خصوصی می‌شود و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را کاهش می‌دهد (اولادیپو و آکینبوبولا[۴۰]، ۲۰۱۱) و در نتیجه نرخ رشد اقتصادی و مقدار عرضه کالا در همان سطح اولیه نقدینگی کاهش و سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم افزایش می‌یابد (کور[۴۱]، ۲۰۱۷).

در نقطه مقابل دیدگاه‌های مطرح شده، گروه دیگری از نظریات، وجود یک رابطه علّی از سمت تورم به کسری بودجه دولت را مورد بحث قرار داده‌اند. یافته‌های برشیانی-تورونی[۴۲] (۱۹۳۷) برای اولین بار نشان داد که با شتاب تورم، رابطه کسری بودجه دولت و تورم منفی می‌شود و کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد (کاردوزو، ۱۹۹۸). تانزی (۱۹۷۸) نشان می‌دهد که تورم به واسطه کاهش ارزش واقعی درآمد مالیاتی دولت، کسری بودجه دولت را افزایش می‌دهد (اثر تانزی). استدلال تانزی (۱۹۷۸) این است که افزایش تورم می‌تواند موجب کاهش یا افزایش ارزش واقعی درآمد مالیاتی دولت شود که به وقفه‌های جمع‌آوری مالیات[۴۳]، کشش‌پذیری[۴۴] و شاخص‌بندی[۴۵] درآمد مالیات بستگی دارد. در کشورهای در حال توسعه که وقفه جمع‌آوری مالیات بیشتر از کشورهای صنعتی است، تورم به واسطه اثر تانزی، کسری بودجه دولت را افزایش می‌دهد (کاردوزو، ۱۹۹۸). بارو (۱۹۷۸و۱۹۷۹) استدلال کرده است که کسری بودجه دولت، نتیجه تورم است و تورم نتیجه کسری بودجه دولت نیست، زیرا افزایش کسری بودجه دولت، منتهی به افزایش ارزش اسمی اوراق قرضه معوق دولتی می‌شود. حال اگر نرخ تورم انتظاری افزایش یابد، ارزش اسمی اوراق قرضه دولتی نیز باید افزایش یابد تا ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه معوق دولتی در همان مقدار اولیه ثابت بماند و دولت کسری بودجه را به منظور برقراری ارزش انتظاری واقعی اوراق قرضه دولتی در همان سطح اولیه افزایش می‌دهد. از این‌رو کسری بودجه دولت، نتیجه تورم است (دوایر، ۱۹۸۲ و احمد و آوریندی[۴۶]، ۲۰۱۹). یافته‌های پاتینکین (۱۹۹۳) که به اثر پاتینکین معروف شده است نشان می‌دهد که تورم به واسطه کاهش ارزش واقعی مخارج دولت، کسری بودجه دولت را کاهش می‌دهد (پکارسکی[۴۷]، ۲۰۱۱). زیرا با افزایش نرخ تورم، نرخ بهره واقعی کاهش می‌یابد و هم‌چنین در خلال دوره تورم بالا، معمولاً دولت‌ها حقوق و دستمزد نیروی کار را با تاخیر می‌دهند که این دو عامل، ارزش واقعی مخارج دولت را کاهش می‌دهد و به تبع آن کسری

www.SID.ir

Archive of SID

بودجه دولت کاهش می‌یابد. از سوی دیگر اگر دولت، مالیات را کاملاً شاخص‌بندی کرده باشد و وقفه‌های جمع‌آوری مالیات را کاهش داده باشد، آن‌گاه تورم، ارزش واقعی مخارج دولت را کاهش می‌دهد اما ارزش واقعی درآمد مالیاتی دولت را کاهش نمی‌دهد که در نهایت کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد. اگر اثر پاتنکین مسلط باشد، آن‌گاه با افزایش نرخ تورم، ارزش واقعی مخارج دولت کاهش می‌یابد و کمتر از هنگامی می‌شود که تورم وجود نداشت و به تبع آن کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد و با کاهش نرخ تورم، ارزش واقعی مخارج دولت شروع به افزایش می‌کند و به تبع آن کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد (کاردوزو، ۱۹۹۸).

علیرغم تمام این مجادلات در خصوص جهت رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر، گروه دیگری از نظریات بر این مسأله تاکید دارند که رابطه بین کسری بودجه و تورم بسته به شرایط اقتصاد کلان، شدت تورم، میزان انعطاف‌پذیری بازار سرمایه و کیفیت مالیات‌ستانی دولت می‌تواند متفاوت باشد. براساس مبانی نظری مکتب اقتصاد کلان کینز، آثار تورمی کسری بودجه دولت بستگی به دوره‌های رکود و رونق اقتصادی دارد. به این‌گونه که در دوره رکود شدید اقتصادی احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت کمتر است، اما در دوره رونق اقتصادی و نزدیک به اشتغال کامل، احتمال تورم‌زا بودن کسری بودجه دولت بیشتر است. بنابراین رابطه کسری بودجه و تورم می‌تواند غیریکنواخت باشد و در گذر زمان و بسته به شرایط متفاوت باشد. براساس کاردوزو (۱۹۹۸)، علت وجود رابطه غیریکنواخت بین کسری بودجه و تورم می‌تواند شدت تورم باشد. هنگامی‌که نرخ تورم پایین است، با افزایش تورم، کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد و هنگامی‌که نرخ تورم بالا است، با افزایش تورم، کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد. زیرا در نرخ‌های تورم پایین، دولت‌ها انگیزه‌ای برای شاخص‌بندی مالیات‌ها و کاهش وقفه‌ی جمع‌آوری مالیات ندارند و اثر تانزی، ارتباط کسری بودجه دولت و تورم را مستقیم می‌کند. در مقابل در نرخ‌های تورم بالا، دولت‌ها انگیزه‌ای قوی برای شاخص‌بندی مالیات و کاهش وقفه‌ی جمع‌آوری مالیات دارند و اثر پاتنکین ارتباط کسری بودجه دولت و تورم را منفی می‌کند. بنابراین اثر تورمی کسری بودجه دولت به نرخ اولیه تورم در کشور بستگی دارد (کاردوزو، ۱۹۹۸). نهایتاً، آبو و عبد (۲۰۱۵) بیان می‌کنند، اگر در کشوری بازار سرمایه پرتحرک و توسعه یافته‌ای وجود نداشته باشد که دولت بتواند در آن بازار اوراق قرضه دولتی را به آسانی بفروشد و کسری بودجه را تامین مالی کند، دولت چنان بانک مرکزی را به ایجاد اعتبار هدایت می‌کند تا کسری بودجه دولت تامین مالی شود و لذا کسری بودجه آثار تورمی خواهد داشت. هم‌چنین در کشورهایی که در جمع‌آوری مالیات کارایی کمتری دارند و یا دچار بی‌ثباتی سیاسی هستند و دسترسی کافی به استقراض خارجی ندارند، هزینه نسبی پولی کردن کسری بودجه یا مالیات تورمی کم است و دولت برای تامین مالی کسری بودجه به مالیات تورمی وابسته می‌شود. بنابراین اثر تورمی کسری بودجه دولت بستگی به وجود بازار مالی پرتحرک، کارایی دولت در جمع‌آوری مالیات و دسترسی دولت به استقراض خارجی دارد (آبو و عبد، ۲۰۱۵).

به صورت خلاصه و براساس ۳ دسته نظریات مورد بحث که به ترتیب بر وجود رابطه علّی از کسری بودجه به تورم؛ وجود رابطه علّی از سمت تورم به کسری بودجه و غیریکنواختی رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم را مورد تاکید قرار داده‌اند، می‌توان گفت که به لحاظ نظری در خصوص وجود یا عدم وجود و یا جهت رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم هیچ‌گونه اجماع و توافقی بین مکاتب مختلف اقتصادی و یا اقتصاددانان مشاهده نمی‌شود و بسته به شرایط حاکم بر یک اقتصاد، هر کدام از نظریات فوق می‌تواند صحیح باشند. بررسی مطالعات تجربی در این زمینه نیز به تناقضاتی مشابه منتج می‌شود که خلاصه این بررسی‌ها در قالب جدول شماره ۱ ارائه شده است:

جدول ۱- خلاصه مطالعات تجربی انجام گرفته در داخل و خارج کشور

محقق یا محققان	نمونه و دوره تحت بررسی	روش و تکنیک	نحوه اثرگذاری
الف) مطالعاتی که وجود علیّت از سمت کسری بودجه به تورم را گزارش کرده‌اند:			
Oladipo and Akinbobola (2011)	نیجریه (۱۹۷۰ -۲۰۰۵)	علیت گرنجر	مثبت

www.SID.ir

Archive of SID

Anayochukwu (2012)	نیجریه (۱۹۷۰ -۲۰۰۹)	علیت گرنجر	مثبت
Erkam and Çetinkaya (2014)	ترکیه (۱۹۸۷ -۲۰۰۳)	علیت گرنجر	مثبت
Ishaq and Mohsin (2015)	یازده کشور آسیایی (۱۹۸۱-۲۰۱۰)	گشتاورهای تعمیم‌یافته	مثبت
Olubiyi and Bolarinwa (201۸)	کشورهای منتخب آفریقایی (۱۹۹۴ -۲۰۱۵)	خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی	مثبت
Ssebulime and Edward (2019)	اوگاندا (۱۹۸۷ -۲۰۱۶)	علیت گرنجر	مثبت
جعفری صمیمی (۱۳۷۱)	ایران (۱۳۵۸-۱۳۷۰)	حداقل مربعات معمولی	مثبت
حسینی‌نسب و رضاقلی زاده (۱۳۸۹)	ایران (۱۳۵۲ -۱۳۸۶)	خودرگرسیون برداری	مثبت
ب) مطالعاتی که وجود علیّت از تورم به کسری بودجه را گزارش کرده‌اند:			
Safdar and Padda (2017)	پاکستان (۱۹۸۴ -۲۰۱۴)	هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس	مثبت
Epaphra (2017)	تانزانیا (۱۹۶۶-۲۰۱۵)	تصحیح خطای برداری	مثبت
فرزین وش و همکاران (۱۳۸۲)	ایران (۱۳۶۰-۱۳۷۹)	هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس	مثبت
برادران خانیان و همکاران (۱۳۹۶)	ایران (۱۳۷۰-۱۳۹۳)	رگرسیون کوانتیل	منفی
زروکی و همکاران (۱۳۹۹)	ایران (۱۳۶۹-۱۳۹۷)	خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی	منفی
ج) مطالعاتی که رابطه علیّت دوطرفه بین کسری بودجه دولت و تورم را گزارش کرده‌اند:			
Samimi and Jamshidbaygi (2011)	ایران (۱۹۹۰-۲۰۰۸)	معادلات هم‌زمان	مثبت
Koyuncu (2014)	ترکیه (۱۹۸۷-۲۰۱۳)	علیت گرنجر	مثبت
Oseni and Sanni (2016)	نیجریه (۱۹۸۱ -۲۰۱۴)	علیت گرنجر	مثبت
حسینی پور (۱۳۹۷)	ایران (۱۳۶۰ -۱۳۹۷)	علیت گرنجر	مثبت
د) مطالعاتی که عدم وجود رابطه علّی بین کسری بودجه و تورم را گزارش کرده‌اند:			
Giannaros and Kolluri (1985)	ده کشور صنعتی (۱۹۵۰-۱۹۸۱)	حداقل مربعات دو مرحله‌ای	عدم تاثیرگذاری
Ezeabasili et al. (2012)	نیجریه (۱۹۷۰-۲۰۰۶)	تصحیح خطا	عدم تاثیرگذاری
Nwakoby et al. (2016)	نیجریه (۱۹۸۱ -۲۰۱۵)	علیت گرنجر	عدم تاثیرگذاری
Kaur (2017)	هند	علیت گرنجر	عدم تاثیرگذاری

www.SID.ir

Archive of SID

	(۱۹۷۱ -۲۰۱۵)		
Olalekan (2020)	نیجریه (۱۹۸۱ -۲۰۱۶)	شبیه‌سازی بوت استارپ	عدم تاثیرگذاری
عزیزی (۱۳۸۵)	ایران (۱۳۵۴ -۱۳۸۳)	خودرگرسیون‌برداری	عدم تاثیرگذاری
ه) مطالعاتی که وجود رابطه غیرخطی بین کسری بودجه و تورم را گزارش کرده‌اند:			
Cardoso (1998)	برزیل (۱۹۵۰-۱۹۹۵)	معادلات هم‌زمان	در نرخ تورم بالا، افزایش تورم، کسری بودجه را کاهش می‌دهد.
Catao and Terrones (2005)	۱۰۷ کشور (۱۹۶۰-۲۰۰۱)	پنل پویا	در نرخ تورم بالا و متوسط، افزایش کسری بودجه، نرخ تورم را افزایش می‌دهد. اما در نرخ تورم پایین این رابطه وجود ندارد.
Abu and Abd (2015)	۵۱ کشور آفریقایی (۱۹۹۹-۲۰۱۱)	گشتاورهای تعمیم‌یافته	افزایش کسری بودجه، نرخ تورم را غیرخطی افزایش می‌دهد.
Ramos-Francia et al. (2020)	مکزیک (۱۹۶۹-۲۰۱۹)	**مارکوف سوئیچینگ**	قبل از سال ۱۹۷۰ سیاست مالی و پولی در حفظ ثبات قیمت‌ها موفق بوده است و کسری بودجه، تورم را افزایش نداده است اما پس از سال ۱۹۷۰ کسری بودجه، پایه پولی را افزایش داده است و به تبع آن تورم افزایش یافته است.

مأخذ: بررسی‌های تحقیق

به عنوان یک جمع‌بندی از مطالعات خارجی و داخلی انجام گرفته، باید به دو نکته اشاره کرد: اولاً، اکثر این مطالعات بسته به نمونه تحت بررسی نتایج متفاوت و متناقضی را گزارش کرده‌اند. ثایناً، توجه به این مسأله که رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم می‌تواند یکنواخت نباشد و حسب مقتضیات زمانی و شرایط اقتصاد کلان می‌تواند متفاوت باشد، یک اصل ضروری در مطالعات این حوزه است. بنابراین به نظر می‌رسد بهترین روش جهت اتخاذ رویکردهای سیاستی، بررسی دقیق رابطه متغیرهای تورم و کسری بودجه به صورت جداگانه در هر کشوری است، با این شرط که مقتضیات زمانی و غیریکنواختی این رابطه در مطالعات لحاظ شود.

الگو و روش‌شناسی تحقیق

این بخش شامل دو قسمت می‌باشد. در بخش اول الگوی خودرگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR) و ویژگی‌های تئوریک آن معرفی و در بخش دوم، رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم، در قالب رهیافت آزمون علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ تبیین شده است.

- الگوی خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR)

الگوی خودرگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR[۴۸]) حالت تعمیم‌یافته‌ای از الگوی خودرگرسیون‌برداری (VAR) پایه[۴۹] مرتبه p است. اگر برای سری‌های زمانی K بعدی $y_t = (y_{1t}. \dots . y_{Kt})'. t = 1. \dots . T$ مرتبه الگوی خودرگرسیون برداری p در نظر گرفته شود، آنگاه:

$$y_t = \nu + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (۱$$

به طوری که $y_0. \dots . y_{1-p}$ و $u_t \sim IID(0.\Sigma)$ ثابت هستند. اگر $A(L) = I_K - A_1 L - \cdots -$ $A_P L^P$ به عنوان یک چند جمله‌ای $K \times K$ از وقفه‌ها تعریف شود و فرض شود هیچ ریشه‌ای روی یا خارج از دایره واحد[۵۰] $|A(Z)| \neq 0 \ For \ |Z| \leq 1$ وجود نداشته باشد، به طوری که L عملگر وقفه است، آنگاه

www.SID.ir

Archive of SID

$y_{t-j} = L^j y_t$. همچنین و با فرض اینکه جمله خطا دارای یک توزیع نرمال است، $u_t \sim NID(0.\Sigma)$، رابطه (۱) به عنوان مبدأ الگوی VAR(p) پایدار گوسی[۵۱] شناخته می‌شود که این رابطه می‌تواند به صورت میانگین تعدیل شده‌ای از مدل VAR اندازه‌گیری شود:

$$y_t - \mu = A_1(y_{t-1} - \mu) + \cdots + A_p(y_{t-p} - \mu) + u_t \quad (۲$$

که در آن $\mu = (I_K - \sum_{j=1}^{p} A_j)^{-1}\nu$ میانگین چند بعدی[۵۲] $(K \times 1)$ از y_t است.

گفته می‌شود، در صورتی که سری زمانی در معرض تغییر رژیم باشد، الگوی VAR پایدار با پارامترهای ثابت[۵۳] ممکن است نامناسب باشد. از این‌رو می‌توان الگوی MS-VAR را به عنوان یک چارچوب تغییر رژیم عمومی‌تر پذیرفت. ایده اصلی در این الگوها این است که پارامترهای برآورد شده برای بردار سری‌های زمانی y_t، به متغیر رژیم غیرقابل مشاهده s_t بستگی دارد که درک ویژگی‌های غیرقابل مشاهده از رژیم‌های $s_t \in \{1. \ldots . M\}$ (یک زنجیره مارکوف که M حالت دارد) به وسیله یک زمان گسسته[۵۴] قابل توصیف است. حالت گسسته فرآیند تصادفی مارکوف[۵۵]، که توسط احتمال‌های انتقال[۵۶] تعریف شده به صورت زیر است:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i). \quad \sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \quad \forall i. j \in \{1. \ldots . M\} \quad (۳$$

به صورت دقیق‌تر، فرض می‌شود که s_t از یک فرآیند مارکوف ارگودیک غیر قابل تقلیل M حالته[۵۷] با ماتریس احتمالات زیر، پیروی می‌کند که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (۴$$

که در آن $p_{iM} = 1 - p_{i1} - \cdots - p_{i.M-1}$ For $i = 1. \ldots . M$. اگر امکان رفتن از یک رژیم به هر رژیم دیگری وجود داشته باشد، ماتریس انتقال مثبت، غیرقابل کاهش یا ارگودیک[۵۸] است (کرولزیگ[۵۹]، ۱۹۹۸). یک مزیت جالب الگوی مارکوف سوئیچینگ همان‌طوری که کیم و نلسون[۶۰] (۱۹۹۹) نشان داده‌اند، این است که با کمک ماتریس انتقال می‌توان متوسط دوره باقی ماندن در یک رژیم را نیز نشان داد (هژبر کیانی و مرادی، ۱۳۹۱).

در ضمن و صرف نظر از مقدار شروع i در زنجیره مارکوف، با فرض اینکه یک نسبت بلندمدتی از زمان در رژیم i بوده‌ایم، مدت زمان بلندمدتی از زنجیره که صرف هر رژیم ممکن j می‌شود برابر است با $\pi(j)$. بنابراین، π یک توزیع محدود[۶۱] است که در روش مارکوف سوئیچینگ جهت نمونه‌گیری از این توزیع، از الگوریتم متروپلیس- هستینگز[۶۲] استفاده می‌شود (بورکه[۶۳]، ۲۰۱۸)[۶۴].

در تعمیم الگوی VAR(p) تعدیل شده با میانگین[۶۵] در رابطه (۲)، می‌توان یک الگوی خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR) با مرتبه p و M رژیم به شرح زیر داشت:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \cdots + A_p(s_t)\left(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})\right) + u_t \quad (۵$$

به طوری که $u_t \sim (0. \sum(s_t))$ و $\mu(s_t). A_1(s_t). \ldots . A_p(s_t). \sum(s_t)$ توابع تغییر پارامتر هستند، که وابستگی پارامترهای $\mu. A_1. \ldots . A_p. \Sigma$ را به یک رژیم مشخص s_t توصیف می‌کنند:

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{if } s_t = 1. \\ \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \\ \mu_M & \text{if } s_t = M \end{cases} \quad (۶$$

در کارهای تجربی، مشابه رابطه (۵) می‌توان روابط دیگری را لحاظ کرد که در آن‌ها پارامترهای تغییر رژیم فاکتورهای دیگری نظیر عرض از مبدأ، پارامترهای خودهمبستگی و یا واریانس باشد. بنابراین می‌توان حالت‌های مختلفی از مدل MS-VAR را لحاظ نمود و از بین آن‌ها؛ براساس یک تئوری قوی و یا مقادیر معیارهای اطلاعاتی؛ الگوی بهینه را از بین الگوهای ارائه شده در جدول (۲) انتخاب نمود (کرولزیگ، ۱۹۹۸ و فلاحی[۶۶]، ۲۰۱۱)[۶۷].

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- الگوهای MS-VAR

		MSM	MSI specification		
		μ varying	μ invariant	ν varying	ν invariant
A_j invariant	$\sum$ invariant	MSM–VAR	linear MVAR	MSI–VAR	linear VAR
	$\sum$ varying	MSMH–VAR	MSH–MVAR	MSIH–VAR	MSH–VAR
A_j varying	$\sum$ invariant	MSMA–VAR	MSA–MVAR	MSIA–VAR	MSA–VAR
	$\sum$ varying	MSMAH–VAR	MSAH–MVAR	MSIAH–VAR	MSAH–VAR

M: Markov-switching mean
I: Markov-switching intercepts term
A: Markov-switching autoregressive parameters
H: Markov-switching heteroscedasticity

مأخذ: Krolzig, 1998: 6

- آزمون علیّت گرنجر در مدل‌های MS-VAR

در این مطالعه جهت بررسی رابطهٔ علیّ بین دو متغیر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی (DE) و تورم (INF) از آزمون علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌شود تا این امکان فراهم شود که رابطهٔ علیّت بین این متغیرها به رژیم بستگی پیدا کرده و متغیر باشد. لذا در این الگوها فرض ثابت بودن رابطهٔ علیّت بین متغیرها وجود نخواهد داشت. بر این اساس و در چارچوب مدل MS-VAR خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} DE_t \\ INF_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1.st} \\ \mu_{2.st} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{q} \begin{bmatrix} \phi_{11.st}^{(k)} & \phi_{12.st}^{(k)} \\ \phi_{21.st}^{(k)} & \phi_{22.st}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DE_{t-k} \\ INF_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (۷$$

در ساختار این الگو، DE (INF) علیّت گرنجر INF (DE) است اگر فرضیه صفر $H_0 : \phi_{12}^{(k)} = 0$ ($H_0 : \phi_{21}^{(k)} = 0$) قابل رد باشد (بیلدیریچی[۶۸]، ۲۰۱۲).

لازم به ذکر است در این مطالعه متغیر DE نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی (GDP) و INF نرخ تورم بر حسب شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ را نشان می‌دهد. داده‌های سری زمانی متغیرها نیز از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران استخراج شده است.

برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

گرنجر و نیوبلد[۶۹] (۱۹۷۳) نشان می‌دهند زمانی که سری‌های زمانی ناپایا هستند، نتایج رگرسیون ممکن است گمراه‌کننده باشند. بنابراین، قبل از برآورد الگوهای رگرسیونی بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد کاملاً ضروری است. لازم به ذکر است در مورد الگوهای غیرخطی نظیر الگوی خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR)، باید دو نکته اساسی را مد نظر قرار داد: اولاً، فرانسیس و وندیک[۷۰] (۲۰۰۰) به این نکته اشاره می‌کنند که شواهد اندکی وجود دارد که این الگوها بتواند سری‌های زمانی پایا خلق کنند (زاپاتا و گوتیر[۷۱]، ۲۰۰۳). بنابراین، قبل از بررسی روابط غیرخطی، انجام آزمون‌های ریشه واحد جهت بررسی پایایی متغیرها کاملاً ضروری است. ثانیاً، در اکثر کارهای تجربی با روش غیرخطی به منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد با رویکرد خطی استفاده می‌شود، ولی در استفاده از نتایج این آزمون‌ها در روش‌های غیرخطی باید در نظر داشت که چون ممکن است رفتار آزمون‌های ریشه واحد در روش‌های غیرخطی تغییر کند، بنابراین این احتمال وجود دارد که نتایج عاری از ایراد نباشند. بنابراین استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی که توانایی لحاظ شکست‌های ساختاری را داشته باشند - هنگام استفاده از الگوهای غیرخطی و نامتقارن کاملاً ضروری می‌باشد (رودریگوئز و اسلوبدا[۷۲]، ۲۰۰۵). لازم به ذکر است، آزمون‌های ریشه واحد متعارف از قبیل آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته[۷۳] (۱۹۷۹) و فیلیپس و پرون[۷۴] (۱۹۸۸) هنگام وجود شکست ساختاری در متغیرهای اقتصادی، به دلیل تورش به سمت عدم رد فرضیه صفر، نتایج گمراه‌کننده‌ای را گزارش می‌دهند. بنابراین در استفاده از این آزمون‌های متعارف باید محتاط بود و از آزمون‌هایی که توانایی لحاظ شکست‌های ساختاری درون‌زا را دارند، بهره گرفت (کریستیانو[۷۵]، ۱۹۹۲).

بنابراین و با لحاظ نکات فوق‌الذکر، در این مطالعه پایایی

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته با لحاظ شکست ساختاری[۷۶] مورد بررسی قرار گرفته که نتایج در قالب جدول شماره ۳ ارائه شده است. براساس نتایج گزارش شده در این جدول، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم پایایی متغیرها در سطح اعتماد ۹۹ درصد نیز قابل پذیرش نخواهد بود و استفاده از مقادیر سطح متغیرها جهت برآورد الگوی خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR) تحقیق بلامانع خواهد بود.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته با لحاظ شکست ساختاری

نام متغیر	مقدار آماره آزمون t	سال شکست	سطح احتمال
تورم (INF)	-۶/۸۲	۱۳۷۵:۲	p < ۰/۰۱
کسری بودجه (DE)	-۱۳/۰۷	۱۳۸۸:۴	p < ۰/۰۱

* مقادیر بحرانی در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ به ترتیب ۵/۳۴-، ۴/۸۵- و ۴/۶۱- است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

در گام بعد و با توجه به پایا بودن متغیرها، به تعیین وقفه بهینه برای الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) با استفاده از معیارهای اطلاعاتی شوارتز (SC[۷۷])، هانان کوئین (HQ[۷۸]) و آکائیک (AIC[۷۹]) پرداخته می‌شود. براساس نتایج گزارش شده در جدول ۴ و با توجه به تعداد مشاهدات (n> ۱۰۰)، براساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک و هانان کوئین، وقفه بهینه برای متغیرها پنج انتخاب می‌شود.

جدول ۴- وقفه بهینه الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)

تعداد وقفه	هانان کوئین (HQ)	شوارتز (SC)	آکائیک (AIC)
۰	۱۰/۴۴	۱۰/۴۷	۱۰/۴۲
۱	۱۰/۲۴	۱۰/۳۳*	۱۰/۱۷
۲	۱۰/۲۳	۱۰/۳۸	۱۰/۱۳
۳	۱۰/۲۹	۱۰/۵۰	۱۰/۱۵
۴	۱۰/۲۰	۱۰/۴۷	۱۰/۰۲
۵	۱۰/۱۷*	۱۰/۴۹	۹/۹۴*
۶	۱۰/۲۶	۱۰/۶۴	۱۰/۰۰
۷	۱۰/۳۳	۱۰/۷۷	۱۰/۰۳
۸	۱۰/۳۶	۱۰/۸۶	۱۰/۰۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

در مرحلهٔ بعد تعداد بهینه رژیم در مدل MS مورد استفاده باید تعیین گردد. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیهٔ صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر باعث می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ، ۱۹۹۷). بر این اساس، در این تحقیق الگوهای مختلف MS-VAR با توجه به ساختارهای ۲ و ۳ رژیمی برآورد شدند و براساس معیارهای شوارتز (SC) و آکائیک (AIC) مورد مقایسه قرار گرفته و نهایتاً الگوی MS(2)-VAR(5) به عنوان الگوی بهینه انتخاب شد.

نتایج برآورد الگوی MS(2)-VAR(5) در جدول ۵ ارائه شده است. در بحث برآورد الگوهای MS-VAR یک مسأله مهم تصمیم جهت برآورد یک الگو خطی و یا غیرخطی است. برای این منظور، خطی بودن رفتار متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیویس[۸۰] و آنگ و بکارت[۸۱] مورد بررسی قرار گرفته که براساس ارزش احتمال این آزمون‌ها (گزارش شده در جدول ۵)، فرضیه صفر آزمون LR مبنی بر خطی بودن رفتار متغیرها رد شده و غیرخطی بودن رابطهٔ بین متغیرهای کسری بودجه (DE) و تورم (INF) تایید می‌شود. هم‌چنین، براساس احتمال‌های انتقال گزارش شده، احتمال بقا در رژیم‌ها برای رژیم‌های ۰ و ۱ به ترتیب ۹۰/۶۸ و ۹۸/۴۲ درصد می‌باشد. این نشان می‌دهد اگر سیستم وارد هر یک از

www.SID.ir

Archive of SID

رژیم‌های ۰ و یا ۱ شود احتمال ماندگاری در رژیم‌ها، بسیار بالا است. هم‌چنین و براساس ارزش احتمال آماره‌های کای دو (Chi^2) گزارش شده، فرضیه‌های نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خطای خود همبستگی و براساس ارزش احتمال آمارهٔ F فرضیه صفر آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. بنابراین و مطابق آزمون‌های ارزیابی، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی MS(2)-VAR(5)

متغیر	Equation for INF		Equation for DE	
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک
عرض از مبدأ	۲/۳۷ (۰/۰۰۰)		-۲/۲۲۸ (۰/۰۲۳)	
DE (-1)	۰/۱۰۶ (۰/۶۶۶)	۰/۱۰۶ (۰/۰۴۶)	-۰/۴۹۶ (۰/۲۷۲)	-۰/۰۷۳ (۰/۴۶۳)
DE (-2)	۰/۲۷۳ (۰/۱۹۲)	۰/۰۸۱ (۰/۱۱۰)	۰/۲۲۹ (۰/۵۵۶)	۰/۲۱۰ (۰/۰۳۲)
DE (-3)	۰/۴۱۸ (۰/۰۳۸)	۰/۰۹۱ (۰/۰۸۴)	۰/۳۹۴ (۰/۲۹۹)	-۰/۰۰۴ (۰/۹۷۰)
DE (-4)	۰/۸۱۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۹ (۰/۲۴۴)	۰/۴۶۴ (۰/۲۳۵)	۰/۲۸۶ (۰/۰۰۴)
DE (-5)	۰/۹۳۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۶۶ (۰/۲۲۱)	۰/۳۱۷ (۰/۴۶۴)	-۰/۰۰۵ (۰/۹۵۸)
INF (-1)	۰/۴۹۲ (۰/۰۰۶)	۰/۱۷۹ (۰/۰۲۲)	۰/۰۸۵ (۰/۷۹۶)	۰/۰۶۳ (۰/۶۶۶)
INF (-2)	۰/۱۳۳ (۰/۵۰۸)	-۰/۰۱۸ (۰/۸۰۳)	-۰/۶۳۸ (۰/۶۳۸)	۰/۰۵۸ (۰/۶۷۶)
INF (-3)	۰/۱۶۵ (۰/۴۸۴)	۰/۰۱۷ (۰/۸۰۹)	۰/۱۳۲ (۰/۷۷۱)	-۰/۲۰۱ (۰/۱۴۵)
INF (-4)	۰/۶۱۳ (۰/۰۲۸)	۰/۲۸۶ (۰/۰۰۰)	۰/۳۳۲ (۰/۵۱۴)	۰/۰۱۳ (۰/۹۲۲)
INF (-5)	-۰/۱۱۶ (۰/۶۵۳)	-۰/۱۶۴ (۰/۰۲۱)	۰/۱۳۹ (۰/۷۷۱)	۰/۲۶۶ (۰/۰۴۹)
	نمونه تحت بررسی: ۱۳۹۷:۴-۱۳۶۹:۱ تعداد مشاهدات: ۱۱۲ -۴۴۴/۲۶۲log-likelihood ۹/۶۳۲AIC ۱۰/۸۴۲ SC			
آزمون خطی یا غیرخطی بودن رابطه	ارزش احتمال آماره Davies (۰/۰۰۰۱) ارزش احتمال آماره Ang and Bekaert (۰/۰۰۵)			
احتمال‌های انتقال	Transition probabilities p_{i|j} = P (Regime i at t+1 | Regime j at t) ۰/۰۹۳۲& p_ {0|1} = ۰/۹۰۶۸p_ {0|0} = ۰/۹۸۴۲ & p_{1|1}= ۰/۰۱۳۶p_{1|0}=			
آزمون‌های ارزیابی	]۰/۲۴۸ [۵/۴۰۶Vector Normality test: Chi^2(4) =]۰/۵۹۸ [۰/۶۹۴Vector ARCH 1-1 test: F (4,26) =			

www.SID.ir

Archive of SID

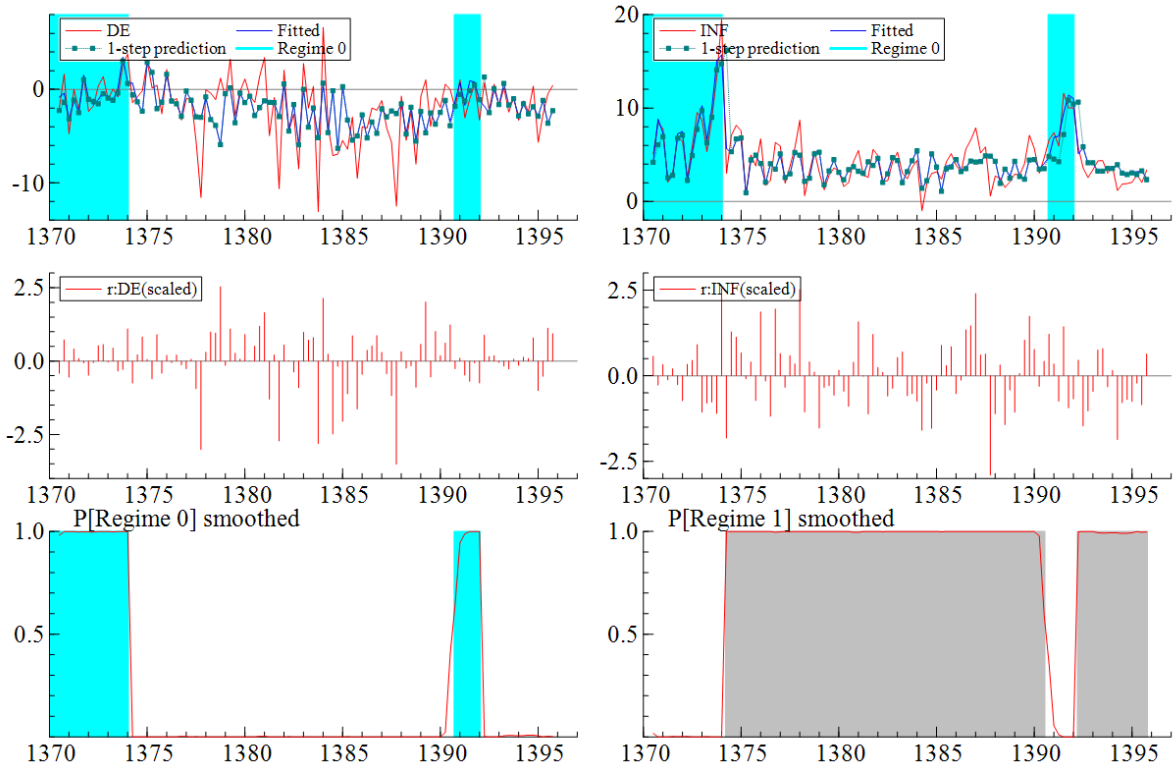
]۰/۹۳۱ [۳۴/۳۰۸Vector Portmanteau (7): Chi^2(28) =	

* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهند.

* مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس خروجی‌های حاصل از برآورد الگو، فصل‌های مربوط به رژیم‌های صفر و یک قابل استخراج خواهند بود. براساس نمودار ۱ که خروجی حاصل از برآورد الگوی MS(2)-VAR(5) را نشان می‌دهد، رژیم صفر شامل فصل‌های ۱۳۷۴:۱- ۱۳۷۰:۳ و ۱۳۹۲:۱-۱۳۹۰:۴ و رژیم یک شامل فصل‌های ۱۳۹۰:۳-۱۳۷۴:۲ و ۱۳۹۷:۴-۱۳۹۲:۲ می‌باشد. متوسط نسبت کسری بودجه دولت به GDP و نرخ تورم در رژیم صفر به ترتیب ۰/۵۴- و ۷/۸۵ و در رژیم یک به ترتیب ۲/۱۸- و ۳/۵۳ بوده است.

نمودار ۱- سال‌های مربوط به رژیم‌های ۰ و ۱ براساس نتایج برآورد الگوی MS (2)-VAR(5)



مأخذ: محاسبات تحقیق

در گام بعد و در قالب ساختار MS(2)-VAR(5) و براساس رویکرد علیّت گرنجر رابطهٔ علّی بین کسری بودجه (DE) و تورم (INF) در هر دو رژیم مورد بررسی قرار گرفته است، که نتایج در قالب جدول شماره ۶ گزارش شده است.

جدول ۶- نتایج آزمون علیّت گرنجر در قالب الگوی MS(2)-VAR(5)

جهت علیّت	مقدار و سطح احتمال آماره Chi^2	
	رژیم صفر	رژیم یک
رابطه علّی از تورم به کسری بودجه	۶/۴۱۵ (۰/۲۶۸)	۷/۹۸۰ (۰/۱۵۷)
رابطه علّی از کسری بودجه به تورم	۳۵/۸۰۰ (۰/۰۰۰)	۳۰/۲۳۲ (۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

نهایتاً و براساس نتایج به دست آمده و اطلاعات مندرج در جدول ۶، یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که در هر دو رژیم شناسایی شده یک رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه دولت به تورم وجود داشته، اگرچه شدت اثرگذاری کسری بودجه بر تورم در فصل‌های رژیم صفر (۱:۱۳۷۴- ۳:۱۳۷۰ و ۱:۱۳۹۲-۴:۱۳۹۰) و فصل‌های رژیم یک (۳:۱۳۹۰-۲:۱۳۷۴ و ۴:۱۳۹۷-۲:۱۳۹۲) یکسان نبوده است. بنابراین و براساس واقعیت‌های اقتصاد ایران، به نظر می‌رسد دیدگاه‌های سارجنت و والاس (۱۹۸۱) جهت توجیه نظری رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه دولت به تورم قابل دفاع است. براساس سارجنت و والاس (۱۹۸۱) در رژیم‌های مسلط مالی، مقامات مالی اقتصاد بر مقامات پولی اقتصاد مسلط هستند و مقامات پولی نمی‌توانند عرضه پول را کنترل کنند که در این صورت مقامات پولی با تقاضای دولت برای اوراق قرضه و پولی کردن کسری بودجه دولت مواجه خواهند بود و دولت پیوسته کسری بودجه را با مالیات تورمی تامین مالی می‌کند. در ایران نیز مسأله عدم استقلال بانک مرکزی و تسلط دولت بر بانک مرکزی - به عنوان تسلط مقامات مالی بر پولی - موجب شده «پولی کردن کسری بودجه» به عنوان یک روش ساده و متعارف در تامین مالی کسری بودجه مورد استفاده دولت‌های مختلف قرار گیرد که نتیجه آن تشدید تورم در سال‌های متمادی بوده است.

خلاصه و نتیجه‌گیری

بیش از نیم قرن است که مجادلات نظری و تجربی گسترده‌ای حول رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم - به عنوان دو شاخص متعارف عملکرد اقتصاد کلان —شکل گرفته است، با این وجود هنوز هیچ گونه اجماعی بین اقتصاددانان، درباره نحوه ارتباط بین این دو متغیر مهم کلان اقتصادی بوجود نیامده است. در این راستا، به نظر می‌رسد بهترین روش در پاسخ‌گویی به این تناقضات نظری و تجربی، بررسی تجربی رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم به صورت مجزا در هر کشوری است، با این شرط که نباید از احتمال وجود نایکنوایی مورد تاکید کاردوزو (۱۹۹۸) در تبیین رابطه بین کسری بودجه دولت و تورم و هم‌چنین این نقطه نظر همیلتون (۱۹۹۴) که رفتار بسیاری از متغیرهای سری زمانی در دوره‌های مختلف و حسب مقتضیات زمانی متفاوت خواهد بود، غافل شد. بر این اساس، مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت علیّت گرنجر مارکوف سوئیچینگ و با هدف لحاظ نایکنوایی و مقتضیات زمانی در تحلیل‌ها، به بررسی رابطه علّی بین کسری بودجه دولت و تورم — به عنوان دو چالش عمده اقتصاد ایران در سال‌های بعد از پیروزی انقلاب - در اقتصاد ایران طی دوره ۴:۱۳۹۷-۱:۱۳۶۹ پرداخته است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که در هر دو رژیم شناسایی شده یک رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه دولت به تورم وجود داشته، اگر چه شدت اثرگذاری کسری بودجه بر تورم در فصل‌های رژیم صفر (۱:۱۳۷۴- ۳:۱۳۷۰ و ۱:۱۳۹۲-۴:۱۳۹۰) و فصل‌های رژیم یک (۳:۱۳۹۰-۲:۱۳۷۴ و ۴:۱۳۹۷-۲:۱۳۹۲) یکسان نبوده است. هم‌چنین و براساس واقعیت‌های اقتصاد ایران، به نظر می‌رسد دیدگاه‌های سارجنت و والاس (۱۹۸۱) جهت توجیه نظری رابطه علّی یک‌طرفه از کسری بودجه دولت به تورم قابل دفاع است. براساس سارجنت و والاس (۱۹۸۱) در رژیم‌های مسلط مالی، مقامات مالی اقتصاد بر مقامات پولی اقتصاد مسلط هستند و مقامات پولی نمی‌توانند عرضه پول را کنترل کنند که در این صورت مقامات پولی با تقاضای دولت برای اوراق قرضه و پولی کردن کسری بودجه دولت مواجه خواهند بود و دولت پیوسته کسری بودجه را با مالیات تورمی تامین مالی می‌کند. در ایران نیز مسأله عدم استقلال بانک مرکزی و تسلط دولت بر بانک مرکزی - به عنوان تسلط مقامات مالی بر پولی - موجب شده «پولی کردن کسری بودجه» به عنوان یک روش ساده و متعارف در تامین مالی کسری بودجه مورد استفاده دولت‌های مختلف قرار گیرد که نتیجه آن تشدید تورم در سال‌های متمادی بوده است. بنابراین و براساس یافته‌های این مطالعه، می‌توان از «ضرورت استقلال مقامات مالی و پولی» به عنوان یک پیش شرط اساسی جهت کنترل تورم در ایران نام برد.

منابع

برادران خانیان، زینب، اصغرپور، حسین، پناهی، حسین و کازرونی، سید علیرضا (۱۳۹۶). اثرات نامتقارن تورم بر کسری بودجه در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتایل، نظریه‌های کاربردی اقتصاد.

جعفری صمیمی، احمد (۱۳۷۱). بررسی رابطه تورم و

www.SID.ir

Archive of SID

کسری بودجه دولت در ایران: یک تحلیل نظری و تجربی، آینده پژوهی مدیریت، ۴ (شماره ۲ (پیاپی۱۳).

حسینی‌پور، سید محمدرضا (۱۳۹۷). بررسی روابط علت و معلولی کسری بودجه، عرضه پول و نرخ تورم در ایران، سیاست‌های راهبردی و کلان، ۶ (۲۱).

حسینی‌نسب، ابراهیم و رضا قلی‌زاده، مهدیه (۱۳۸۹). بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران (با تاکید بر کسری بودجه)، پژوهش‌های اقتصادی.

زروکی، شهریار، یوسفی بارفروشی، آرمان و مقدسی سدهی، اکرم (۱۳۹۹). آزمون اثر تانزی و پاتینکین در اقتصاد ایران، تحقیقات اقتصادی.

عزیزی، فیروزه (۱۳۸۵). کسری بودجه و تورم در ایران: ۱۳۸۳-۱۳۵۴. جستارهای اقتصادی.

فرزین‌وش، اسدا... فرزین، اصغرپور، حسین و محمودزاده، محمود (۱۳۸۲). بررسی اثر تورم بر کسری بودجه از بعد هزینه‌ای و درآمدی در ایران، تحقیقات اقتصادی.

فلاحی، فیروز (۱۳۹۳). علیّت مارکوف سوئیچینگ و رابطهٔ تولید و پول در ایران، مطالعات اقتصادی کاربردی ایران.

هژبر کیانی، کامبیز و مرادی، علیرضا (۱۳۹۱). زمان‌گذاری و تحلیل ادوار تجاری در کشورهای منتخب عضو اوپک با بکارگیری الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران.

Abu, N & Abd Karim, M. Z (2015). The non-linear relationship between fiscal deficits and inflation: evidence from Africa. South East European Journal of Economics and Business.

Ahmad, A. H & Aworinde, O. B (2019). Are fiscal deficits inflationary in African countries? New evidence from an asymmetric cointegration analysis. The North American Journal of Economics and Finance.

Anayochukwu, O. B (2012). Fiscal deficits and inflation in Nigeria: the causality approach, International Journal of Scientific & Technology Research.

Bildirici, M (2012). Economic growth and electricity consumption in Africa and Asia: MS-VAR and MS-Granger causality analysis, Available at SSRN 2129017.

Burke, N (2018). Metropolis, Metropolis-Hastings and Gibbs Sampling Algorithms. A project submitted to the Department of Mathematical Sciences in conformity with the requirements for Math 4301 (Honours Seminar), Lakehead University Thunder Bay, Ontario.

Cardoso, E (1998). Virtual deficits and the Patinkin effect. International Monetary Fund.

Catao, L. A & Terrones, M. E (2005). Fiscal deficits and inflation, Journal of Monetary Economics.

Christiano, L. J (1992). Searching for a break in GNP. Journal of Business & Economic Statistics.

Deschamps, Ph. J (2008). Comparing smooth transition and Markov switching autoregressive models of US unemployment, Journal of Applied Econometrics.

Dwyer Jr, G. P (1982). Inflation and government deficits. Economic Inquiry, 20(3), 315-329.

Epaphra, M (2017). Analysis of budget deficits and macroeconomic fundamentals: A VAR-VECM approach, Journal of Economics & Management.

Erkam, S & Çetinkaya, M (2014). Budget deficits and inflation: Evidence from Turkey, The macrotheme review.

Ezeabasili, V. N, Mojekwu, J. N & Herbert, W. E (2012). An empirical analysis of fiscal deficits and inflation in Nigeria, International Business and Management.

Fallahi, F (2011). Causal relationship between energy consumption (EC) and GDP: A Markov-switching (MS) causality. Energy.

Giannaros, D. S & Kolluri, B. R (1985). Deficit spending, money, and inflation: Some international empirical evidence, Journal of Macroeconomics.

Granger, C. W. J & Newbold, P (1973). Some comments on the evaluation of economic forecasts. Applied Economics.

Hamilton, J. D (1994). Time series

www.SID.ir

Archive of SID

Nigeria: A causal relationship, Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences.

Olalekan Olaniyi, C (2020). Application of bootstrap simulation and asymmetric causal approach to fiscal deficit-inflation nexus, Global Journal of Emerging Market Economies.

Olayungbo, D. O (2013). Government spending and inflation in Nigeria: an asymmetry causality test. International Journal of Humanities and Management Sciences (IJHMS).

Olubiyi, E. A & Bolarinwa, M. A (2018). Fiscal deficit and inflation rate in selected African Regional Blocs: A comparative analysis, Turkish Economic Review.

Oseni, I. O & Sanni, H. Y (2016). Does fiscal deficit granger cause impulsiveness in inflation rate in Nigeria? Acta Universitatis Danubius. Œconomica.

Pekarski, S (2011). Budget deficits and inflation feedback, Structural Change and Economic Dynamics.

Ramos-Francia, M, García-Verdú, S & Sánchez-Martínez, M (2020). Inflation Dynamics under Fiscal Deficit Regime Switching in Mexico, Banco de México.

Rodríguez, G & Sloboda, M. J (2005). Modeling nonlinearities and asymmetries in quarterly revenues of the US telecommunications industry, Structural Change and Economic Dynamics.

Ruge-Murcia, F. J (1999). Government expenditure and the dynamics of high inflation, Journal of Development Economics.

Safdar, F & Padda, I. U. H (2017). Impact of institutions on budget deficit: the case of Pakistan, NUML International Journal of Business & Management.

Saleh, A. S & Harvie, C (2005). The budget deficit and economic performance: A survey, The Singapore Economic Review.

Samimi, A. J & Jamshidbaygi, S (2011). Budget deficit and inflation: A sensitivity analysis to inflation and money supply in analysis. Princeton: Princeton University Press.

Ishaq, T & Mohsin, H. M (2015). Deficits and inflation: Are monetary and financial institutions worthy to consider or not? Borsa Istanbul Review.

Kaur, G (2017). The relationship between fiscal deficit and inflation in India: a cointegration analysis. Journal of Business Thought.

Kim, C. J & Nelson, C. R (1999). Has the US economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov-switching model of the business cycle. Review of Economics and Statistics.

Koyuncu, A. F. T (2014). Causality network between budget deficit, money supply and inflation: An application to Turkey. International Journal of Business and Social Science.

Krolzig, H. M (1997). Markov-Switching Vector Auto regressions. Modelling, statistical inference and applications to business cycle analysis. Springer, Berlin.

Krolzig, H. M (1998). Econometric modelling of Markov-Switching Vector Auto regressions using MSVAR for Ox. Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford.

Lin, H. Y & Chu, H. P (2013). Are fiscal deficits inflationary? Journal of International Money and Finance.

Metin, K (1998). The relationship between inflation and the budget deficit in Turkey, Journal of Business & Economic Statistics.

Nwakoby, C. N. I, Okaro, C. S. O & Ananwude, A. C (2016). Fiscal deficit and inflation in an oil rich exporting country: Evidence from Nigeria, Journal of Policy and Development Studies.

Ogbonna, B. C (2014). Inflation dynamics and government size in Nigeria, International Journal of Economics, Commerce and Management.

Oladipo, S. O & Akinbobola, T. O (2011). Budget deficit and inflation in

www.SID.ir

Archive of SID

Economic Structures.

Ur Rehman, F, Ahmed, K. A & Ali, S (2008). The impact of budget deficit on inflation in pakistan: (1970-2004), European Journal of Scientific Research.

Iran, Middle East Journal of scientific research.

Ssebulime, K & Edward, B (2019). Budget deficit and inflation nexus in Uganda 1980–2016: a cointegration and error correction modeling approach. Journal of

یادداشت

[1] Feridman

[2] Sargent and Wallace

[3] Mishkin

[4] Olalekan

[5] Miller

[6] Saleh and Harvie

[7] Ricardian equivalence proposition

[8] Abu and Abd

[9] Tanzi

[10] Tanzi effect

[11] Ruge-Murcia

[12] Patinkin

[13] Patinkin effect

[14] Ogbonna

[15] Cardoso

[16] Non-Monotonic

[17] Hamilton

[18] Deschamps

[19] Markov-Switching Granger Causality

[20] Monetarism

[21] Metzler

[22] Premchand

[23] Olayungbo

[24] Ur Rehman et al

[25] Koyuncu

[26] Inflation tax

[27] Buchanan and Wagner

[28] Perceived net wealth

[29] Dwyer

[30] Catao and Terrones

[31] Monetary dominance

[32] Fiscal dominance

[33] Lin and Chu

[34] Time paths

[35] Metin

[36] سیاست همسازی پولی (Monetary accommodation or accommodative monetary policy) یکی از سیاست‌های بانک مرکزی است که در آن به منظور تحریک رشد اقتصادی، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت کاهش داده می‌شود تا وام گرفتن ارزان‌تر تمام شود.

[37] Crowding out

[38] Premchand

[39] Financial crowding out

[40] Oladipo and Akinbobola

[41] Kaur

[42] Bresciani-Turroni

[43] Lags in tax collection

[44] کشش‌پذیری (Built-In elasticity) به این معنا است که با افزایش یک درصد در درآمد حقیقی افراد، درآمد حقیقی مالیاتی دولت بیش از یک درصد افزایش یابد.

[45] شاخص‌بندی (Indexation) مالیات موجب می‌شود تورم و افزایش درآمد اسمی افراد، مودیان مالیاتی را در طبقه مالیاتی بالاتری قرار ندهد.

[46] Ahmad and Aworinde

[47] Pekarski

[48] Markov-Switching Vector Autoregressions

[49] Basic VAR model

[50] The unit circle

[51] Stable Gaussian VAR(p) model

[52] Dimensional mean

[53] Time invariant parameters

[54] Discrete time

[55] Discrete state Markov stochastic process

[56] Transition probabilities

[57] Irreducible ergodic M state Markov process

[58] در اقتصادسنجی، یک فرآیند تصادفی ارگودیک (Ergodicity) فرآیندی است که ویژگی‌هایی آماری آن (مانند واریانس و میانگین) را بتوان تنها از روی یک نمونه از آن فرآیند، که به اندازه کافی مدت‌دار برداشته شده باشد، تعیین کرد.

[59] Krolzig

[60] Kim and Nelson

www.SID.ir

Archive of SID

[۶۱] limiting distribution
[۶۲] Metropolis–Hastings Algorithm
[۶۳] Burke
[۶۴] جهت مطالعه بیشتر درباره ماهیت الگوریتم نمونه‌گیری مترو‌پلیس-هستینگز به مطالعه Burke(2018) رجوع کنید.
[۶۵] Mean-Adjusted VAR(p) model
[۶۶] Fallahi
[۶۷] برای مطالعه بیشتر در مورد روش‌های تخمین الگوی مارکوف سوئیچینگ به فصول ۶ و ۸ کتاب Krolzig (1997) مراجعه شود.
[۶۸] Bildirici
[۶۹] Granger and Newbold
[۷۰] Franses and Van Dijk
[۷۱] Zapata and Gauthier
[۷۲] Rodriguez and Sloboda
[۷۳] Augmented Dickey-Fuller (ADF) test
[۷۴] Phillips–Perron test
[۷۵] Christiano
[۷۶] Augmented Dickey-Fuller (ADF) tests with a breakpoint
[۷۷] Schwarz information criterion
[۷۸] Hannan-Quinn information criterion
[۷۹] Akaike Information criterion
[۸۰] Davies
[۸۱] Ang and Bekaert

www.SID.ir