

رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی در ایران با توجه به نقش رانت منابع طبیعی: رویکرد تقریب فوریه

ابوالقاسم گل خندان^۱

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در تقویت و یا تضعیف شدت چرخه‌ای بودن بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ است. تجزیه و تحلیل‌های سری‌زمانی در این پژوهش، مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و همچنین برآورد بردارهای هم‌انباشتگی و رابطه علیت، با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. تحلیل‌های مبتنی بر تقریب فوریه امکان تشخیص شکست‌های هموار و نیز را فراهم می‌کند و در آن نیازی به تعیین شکل، مکان و تعداد شکست‌های ساختاری از قبل نیست. نتایج برآورد بردارهای هم‌انباشتگی به روش فوریه FMOLS نشان می‌دهد که بدهی‌های عمومی یک رفتار موافق چرخه‌ای داشته است. همچنین، اثر تعاملی رانت منابع طبیعی و چرخه‌های تجاری بر بدهی‌های عمومی، مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی به تقویت رفتار موافق چرخه‌ای بدهی‌های عمومی کمک می‌کند. نتایج آزمون علیت فوریه تودا و یاماموتو نیز حاکی از رابطه علیت یک‌سویه از رانت منابع طبیعی به چرخه‌های تجاری و از چرخه‌های تجاری به بدهی‌های عمومی و همچنین رابطه علیت دوسویه بین رانت منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی است. نتایج به‌دست‌آمده نسبت به تغییر مدل و نحوه استخراج چرخه‌های تجاری، مستحکم است. بر این اساس، انباشت بخشی از درآمدهای منابع طبیعی در صندوق‌های تثبیت‌کننده که از کیفیت نهادی به اندازه کافی بالا برخوردارند، به‌منظور تأمین کسری بودجه با استفاده از دارایی‌های این صندوق در زمان رکود، ضروری است.

کلیدواژه‌ها: بدهی‌های عمومی، رفتار چرخه‌ای، چرخه‌های تجاری، رانت منابع طبیعی، تقریب فوریه.

طبقه‌بندی JEL: O56, H6, E32, C01

^۱ دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)، golkhandana@gmail.com

Cyclical Behavior of Public Debt in Iran Considering the Role of Natural Resource Rent: Fourier Approximation Approach

Abolghasem Golkhandan¹

Abstract

The main objective of the present study is to investigate the cyclical behavior of public debt and the role of natural resource rents in strengthening or weakening the cyclicity of public debt in Iran from 1996 to 2023. Time series analyses in this study, including unit root and cointegration tests and estimation of the cointegration vectors and causality relationship, were performed using Fourier approximation. Fourier approximation-based analyses allow for detecting smooth and sharp breaks without determining the shape, location, and number of structural breaks in advance. The results of estimating cointegration vectors using the Fourier FMOLS method show that public debt has a pro-cyclical behavior in the Iranian economy. Also, the interactive effect of natural resource rent and business cycles on public debt is positive and significant, indicating that natural resource rent helps to strengthen the pro-cyclical behavior of public debt. The results of Toda and Yamamoto's Fourier causality test also indicate a one-way causality relationship from natural resource rents to business cycles and from business cycles to public debt, as well as a two-way causality relationship between natural resource rents and public debt. The results obtained are robust to changes in the model and how business cycles are extracted. Accordingly, it is necessary to accumulate a portion of natural resource revenues in stabilization funds that have sufficiently high institutional quality to cover budget deficits using the assets of these funds during recessions.

Keywords: Public Debt, Cyclical Behavior, Business Cycles, Natural Resource Rent, Fourier Approximation.

JEL Classification: O56, H6, E32, C01

¹ Ph.D. in Public Sector Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran.
Email: golkhandan@gmail.com

۱. مقدمه

نوسان‌های اقتصادی، بروز ادوار تجاری و چرخه‌های رونق و رکود، جزء لاینفک هر اقتصادی است. گروهی از اقتصاددانان بر این باورند که ضرورتی برای مداخله دولت وجود ندارد و در بلندمدت، نیروهای بازار تمام این عدم تعادل‌ها را از بین خواهد برد. در مقابل برخی از اقتصاددانان توصیه می‌کنند که دولت به صورت فعالانه مداخله کرده و با استفاده از ابزارهای پولی و مالی در راستای ثبات بخشیدن به اقتصاد و هموار کردن مسیر رشد اقتصادی تلاش کند. این اقتصاددانان توصیه می‌کنند که دولت در دوره‌های رکود اقتصادی، سیاست مالی انبساطی اعمال کند و هنگام مواجهه با رونق، سیاست مالی انقباضی را در پیش گیرد. بدیهی است که برآیند این رفتار منعکس‌کننده رفتار ضد چرخه‌ای سیاست مالی خواهد بود. بنابراین ضد چرخه‌ای بودن سیاست مالی می‌تواند منعکس‌کننده مؤثر بودن به کارگیری آن برای ثبات بخشیدن به نوسان‌ها و چرخه‌های تجاری باشد (قاسمی و مهاجری^۱، ۱۳۹۴: ۷۶).

با توجه به این موضوع که نتیجه سیاست مالی وجود بدهی عمومی است، چرخه‌های اقتصادی بر بدهی عمومی تأثیر می‌گذارند و رفتار چرخه‌ای (یا پاد چرخه‌ای) بدهی عمومی نیز موضوعیت پیدا می‌کند. به عنوان مثال، در شرایط رکود، درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد که باعث افزایش کسری بودجه و در نتیجه افزایش بدهی عمومی می‌شود. به طور مشابه، در دوران رکود، وجود شبکه‌های ایمنی اجتماعی که تا حدی از طریق کسری بودجه تأمین می‌شود، می‌تواند نقش مهمی را به عنوان تثبیت‌کننده خود کار اقتصادی برای مقابله با افزایش بیکاری ایفا کند. در مقابل، ممکن است که بدهی عمومی دارای رفتار موافق چرخه‌ای باشد و فرضیه ضد چرخه‌ای بودن و تثبیت‌کنندگی خود کار آن تأیید نشود (جردا و همکاران^۲، ۲۰۱۴). این موضوع ناشی از محدودیت‌های اعتباری بدهی و استقرار در دوران رکود اقتصادی است. در این راستا، وفور منابع طبیعی از جمله عوامل اثرگذار بر رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی در کشورهای غنی از این منابع است.

توضیحات در مورد مکانیسمی که توسط آن فراوانی منابع طبیعی بر چرخه‌ای بودن بدهی عمومی تأثیر می‌گذارد، بر اساس جنبه وثیقه منابع طبیعی است. از این منظر، زمانی که قیمت جهانی منابع طبیعی افزایش می‌یابد، اعتباردهندگان آماده ارائه وام‌های بیشتری به کشورهای صادرکننده منابع

¹ Ghasemi & Mohajeri (2015)

² Jordà et al. (2014)

هستند؛ در حالی که این کشورها در این برهه زمانی کمترین نیاز به آن را دارند. از سوی دیگر، در دوره کاهش قیمت منابع طبیعی، ارزش وثیقه‌ای این منابع کاهش می‌یابد و اعتباردهندگان خواستار بازپرداخت وام‌های خود از کشورهای برخوردار از منابع طبیعی هستند. این در حالست که در این دوره نیاز به استقراض در این کشورها افزایش می‌یابد (او کامبی و مامپیمه^۱، ۲۰۲۴). علاوه بر این، رانت منابع طبیعی از طریق تضعیف نهادها، فشار بر دولت‌ها در دوران رونق به‌منظور افزایش مخارج دولتی را کاهش می‌دهد و در نتیجه دولت فرصت ذخیره قسمتی از منابع مالی به‌دست‌آمده را جهت اعمال سیاست انبساطی در دوران رکود و به‌عبارتی اعمال رفتار پاد چرخه‌ای را از دست می‌دهد (محمدیان‌منصور و گل‌خندان^۲، ۱۴۰۲). نوسان‌های غیرقابل پیش‌بینی در قیمت منابع یا کالاها به‌طور قابل توجهی بر عملکرد سیاست مالی کشورها غنی از منابع طبیعی تأثیر می‌گذارد. اکثر این کشورها نمی‌توانند صادرات خود را متنوع کنند و این منابع بخش بزرگی از درآمد کل آن‌ها را تشکیل می‌دهد. کاهش جزئی قیمت منابع طبیعی می‌تواند نیازهای مالی قابل توجهی ایجاد کند. جدای از این، سطوح ناکافی کیفیت نهادی، ساختارهای بودجه فاقد تثبیت‌کننده‌های خودکار کافی و دسترسی محدود به بازارهای اعتباری، دولت‌ها را مجبور به اجرای سیاست‌های مالی موافق دوره‌ای می‌کند (یچک‌چیا و گایگیسیز^۳، ۲۰۲۳).

در این راستا، به‌منظور غلبه بر معایب نوسان درآمد منابع، کشورهای غنی از منابع، صندوق‌های تثبیت‌کننده که عموماً در قالب صندوق‌های ثروت دولتی^۴ (SWF)، صندوق‌های پس‌انداز و صندوق‌های سرمایه‌گذاری ذخیره هستند، ایجاد می‌کنند. محبوبیت این صندوق‌ها از اواخر دهه ۱۹۹۰ شروع شد و مکانیسم‌ها و تمهیداتی را برای دولت‌ها فراهم می‌کند تا به اهداف کلان اقتصادی خود دست یابند. منابع این صندوق‌ها در دارایی‌ها سرمایه‌گذاری می‌شود تا درآمدهای حاصل از صادرات کالا و خصوصی‌سازی مدیریت شده اقتصاد در برابر نوسان‌های ناگهانی درآمد منابع محافظت شود. داده‌های مؤسسه SWF نشان می‌دهد که مجموع دارایی‌های SWF تا سال ۲۰۲۱ حدود ۱۰/۳۹ میلیارد دلار آمریکا بوده است که بیش از نیمی از آن را صندوق‌های نفت و گاز تشکیل می‌دهند (اسکنا و همکاران^۵، ۲۰۲۲). صندوق‌های تثبیت نفت معمولاً به‌منظور پس‌انداز برای آینده (برابری بین نسلی و پایداری مالی) یا هزینه‌های مالی روان ایجاد می‌شود. در

¹ Okombi & Mampieme (2024)

² Mohamadian Mansour & Golkhandan (2024)

³ Çiçekçia & Gaygisiz (2023)

⁴ Sovereign Wealth Funds (SWF)

⁵ Schena et al. (2022)

دوران رونق، دولت می تواند بخشی از درآمدهای نفتی را در صندوق نفت انباشته و کسری بودجه خود را با استفاده از دارایی های این صندوق در زمان رکود تأمین مالی کند (یچک چیا و گایگیسیز، ۲۰۲۳).

علی رغم وجود استدلال های نظری در مورد اهمیت منابع طبیعی در جهت گیری چرخه های بدهی عمومی، نقش منابع طبیعی در جهت گیری چرخه های بدهی عمومی در ادبیات تجربی تا حد زیادی نادیده گرفته شده است. بر این اساس، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رفتار چرخه های بدهی های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در تقویت و یا تضعیف شدت چرخه های بودن بدهی های عمومی در ایران طی سال های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ است. به این منظور از رویکرد «تقریب فوریه»^۱ برای غلبه بر محدودیت های رایج در برآورد گرهای سنتی استفاده شده است. با استفاده از این رویکرد می توان بسیاری از جابه جایی های ساختاری هموار را با شکل، زمان و تعداد مجهول در نظر گرفت. بر این اساس، مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم و سوم مقاله به مبانی نظری و پیشینه پژوهش می پردازد. بخش چهارم به روش پژوهش و معرفی متغیرها و توصیف داده ها اختصاص دارد. در بخش پنجم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده و در بخش پایانی نیز نتیجه گیری و پیشنهادات آمده است.

۲. ادبیات موضوع

ادبیات نظری پیرامون بررسی رفتار چرخه های سیاست مالی را می توان در دو دسته قرار داد: دسته نخست در پی پاسخ گویی به این پرسش هستند که رفتار سیاست مالی، چرخه ای است و یا ضد چرخه ای؟ و آیا کارکرد ثبات بخشی به چرخه های اقتصادی دارد یا خیر؟ رفتار «موافق چرخه ای»^۲ مخارج عمومی به این معنی است که ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی منجر به کاهش (افزایش) مخارج عمومی می شود. دلیل این موضوع کاهش درآمدهای دولت طی دوره های رکود اقتصادی و مواجه شدن با محدودیت های شدید بودجه ای می باشد که در نتیجه دولت مجبور به کاهش هزینه های خود در همه بخش ها می شود. رفتار «مخالف (ضد، پاد) چرخه ای»^۳ مخارج عمومی نیز نشان دهنده این موضوع است که ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی منجر به افزایش (کاهش) مخارج عمومی می شود. دلیل این موضوع می تواند این گونه

^۱ Fourier Approximation

^۲ Procyclical

^۳ Countercyclical

تشریح شود که کشورها در دوره رکود اقتصادی اغلب رویکرد کینزی اتخاذ و سعی می کنند اقتصاد را در زمان های سخت از طرق مختلف، تحریک کنند (محمدیان منصور و گل خندان، ۱۴۰۲: ۱۴۴). نتایج به دست آمده از این دسته حاکی از آن است که رفتار سیاست مالی در کشورهای توسعه یافته، ضد چرخه ای (و یا اندکی موافق چرخه ای) است؛ حال آن که در جوامع در حال توسعه رفتار سیاست مالی به شدت موافق چرخه ای است (هایمبرگر^۱، ۲۰۲۳).

دسته دوم از مطالعات بیشتر با هدف ریشه یابی دلایل و عوامل اصلی اثرگذار بر موافق چرخه ای بودن و یا ضد چرخه ای بودن سیاست مالی صورت گرفته است و عواملی از قبیل ناکارآمدی نظام های سیاسی و ضعف نهادها، محدودیت در بازار سرمایه و اقتصاد زیرزمینی گسترده به عنوان مهم ترین علل موافق چرخه ای بودن سیاست مالی معرفی شده است (قاسمی و مهاجری، ۱۳۹۴: ۷۶). وفور منابع طبیعی نیز به عنوان یکی از علل ماهیت موافق چرخه ای بودن بدهی عمومی در نظر گرفته می شود (استیگلتز^۲، ۲۰۰۵؛ او کامبی و مامپیه^۳، ۲۰۲۴). مبانی نظری اقتصادی پیرامون فراوانی منابع طبیعی بر نظریه «نفرین منابع»^۴ تأکید دارد که استدلال می کند کشورهای غنی از منابع، اغلب نرخ رشد اقتصادی پایین، بی ثباتی سیاسی، کیفیت نهادی ضعیف و در برخی موارد حتی سطوح بالاتری از بدهی عمومی را دارند (رویز و همکاران^۵، ۲۰۲۵). رابطه اولیه منابع طبیعی و بدهی های عمومی بر اساس فرضیه پریش^۶ (۱۹۶۲) است که در آن نگرانی خود در مورد وابستگی کشورهای آمریکای لاتین به صادرات منابع طبیعی را برجسته می کند. او استدلال می کند که این وابستگی یک آسیب پذیری ساختاری ایجاد می کند که مانع از توسعه اقتصادی پایدار می شود. از این نظر، نوسان قیمت منابع در سطح بین المللی باعث ایجاد مشکلات شدید در توانایی پرداخت تعهدات و بدهی های این کشورها می شود؛ به همین دلیل است که آن ها تمایل دارند ریسک خود را در پایداری مالی افزایش دهند. در ادامه این بخش، رفتار چرخه ای سیاست مالی و بدهی های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در میزان بدهی های عمومی و رفتار چرخه ای آن به تفکیک بررسی می شود.

۲-۱. رفتار چرخه ای سیاست مالی و بدهی های عمومی

¹ Heimberger (2023)

² Stiglitz (2005)

³ Okombi & Mampieme (2024)

⁴ Resource Curse

⁵ Ruiz et al. (2025)

⁶ Perbush (1962)

بخش عمده‌ای از مدل‌های نظری استفاده شده در پژوهش‌های انجام شده در حوزه رفتار چرخه‌ای سیاست مالی مبتنی بر «مدل هموارسازی مالیات با پیش‌بینی کامل»^۱ است. در این مدل‌ها، نوسان‌های چرخه‌ای پیش‌بینی شده در اقتصاد منجر به ایجاد نوسان در درآمدهای مالیاتی می‌شود و دولت با استفاده از استقراض در دوره‌های رکود و بازپرداخت بدهی‌ها در دوره رونق، نرخ مالیات و مخارج عمومی را هموار می‌کند. از این رو بدهی دولت با تغییرات در GDP، همبستگی منفی داشته است؛ در حالی که مخارج عمومی و نرخ‌های مالیات، همبستگی با تغییرات در GDP نخواهند داشت (قاسمی و مهاجری، ۱۳۹۴: ۷۷). پیش‌بینی‌های این مدل در مطالعه بارو^۲ (۱۹۸۶) تایید شده است. وی در مطالعه خود به این نتیجه دست یافت که ضریب برآوردی چرخه‌های تجاری در مدل عوامل تعیین‌کننده بدهی دولت، مثبت است که این یافته از رفتار ضد چرخه‌ای بدهی دولت حمایت می‌کند.

بر خلاف نتایج مطالعه بارو (۱۹۸۶)، رفتار سیاست مالی در بیشتر کشورهای در حال توسعه، موافق چرخه‌ای است و استدلال‌های متعددی نیز در این زمینه ارائه شده است. اولین کار در این زمینه مربوط به گاوین و روبرتو^۳ (۱۹۹۷) است. آن‌ها استدلال می‌کنند که سیاست‌های مالی موافق چرخه‌ای ناشی از محدودیت‌های اعتباری بدهی در دوران ناخوشایند و رکود اقتصادی است. محدودیت‌های استقراض در دوران رکود منجر به ناتوانی دولت در اجرای سیاست‌های مالی ضد چرخه‌ای می‌شود (محمدیان منصور و گل‌خندان، ۱۴۰۲). برخی از اقتصاددانان به سیستم‌های سیاسی ناکارآمد در کشورهای در حال توسعه به عنوان مسبب سیاست‌های موافق چرخه‌ای اشاره می‌کنند. در چارچوب یک «ائتلاف مشترک پویا»^۴ که در آن چندین گروه برای تکه‌ای از کیک ملی با هم رقابت می‌کنند، لین و تورنل^۵ (۱۹۹۸) و تورنل و لین (۱۹۹۹) معتقدند که رقابت بین گروه‌های قدرتمند برای تصاحب منابع مالی می‌تواند پس از یک شوک درآمدی مثبت، تشدید شود. این موضوع می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های دولت در دوره رونق اقتصادی شود که به نسبت بیشتری از نسبت افزایش درآمد است و به عنوان «اثر حرص و آزمندی»^۶ نیز شناخته می‌شود (اوکامبی و مامپیمه، ۲۰۲۴).

¹ Tax Smoothing Model with Perfect Foresight

² Barro (1986)

³ Gavin & Roberto (1997)

⁴ Dynamic Common Pool

⁵ Lane & Tornell (1998)

⁶ Voracity Effect

تالوی و وگ^۱ (۲۰۰۵) معتقدند که اگر فشار مخارج دولت به اندازه مازاد اولیه بودجه افزایش یابد، سیاست مالی بهینه شامل یک الگوی مخارج موافق چرخه‌ای خواهد بود. ناتوانی در ایجاد مازاد به اندازه کافی در طول دوره رونق، می‌تواند دولت را مجبور کند که در دوران رکود کمتر وام بگیرد تا بتواند محدودیت پرداخت بدهی را برآورده کند. علاوه بر این، آلسینا و همکاران^۲ (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که در مواجهه با دولت‌های فاسد که مشاهده بدهی‌ها و انتخاب‌های مصرف آن‌ها دشوار است، شهروندان می‌توانند به‌طور منطقی افزایش کسری را در مرحله رونق تحمیل کنند. اوکامبی (۲۰۲۱) استدلال می‌کند که سطح آستانه‌ای برای رانت معدن، اعتبار، بدهی عمومی و فساد وجود دارد که با گذر از آن، رفتار سیاست مالی (اندازه‌گیری شده توسط تراز بودجه) از حالت چرخه‌ای به ضد چرخه‌ای تغییر می‌کند.

۲-۲. رانت منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی

رانت منابع طبیعی یکی از منابع درآمدی مهم دولت در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی است. در نگاه سطحی تصور می‌شود که اقتصادهای برخوردار از منابع طبیعی به دلیل بهره‌مندی از درآمدهای سرشار حاصل از فروش این منابع، باید ریسک نکول دولتی و در نتیجه سهم بدهی عمومی از GDP کمتری داشته باشند؛ اما این تصور به‌طور کلی معتبر نیست (سدیک-زیدا^۳، ۲۰۱۶). در این راستا مانزانو و ریگوبون^۴ (۲۰۰۱)، معتقدند که اصطلاح «نفرین منابع طبیعی»^۵ که توسط ساکس و وارنر^۶ (۱۹۹۷) شناسایی و در ادبیات اقتصادی مطرح شده، ممکن است با مفهوم بدهی نیز مرتبط باشد. بر این اساس مانزانو و ریگوبون (۲۰۰۱) خاطر نشان می‌کنند کشورهایی که دخیل زیادی از منابع طبیعی دارند، به دلیل محدودیت‌های اعتباری، از این دارایی‌ها در دوران رونق منابع طبیعی (مانند دهه ۷۰) به‌عنوان وثیقه برای وام استفاده می‌کنند. در طول نوسان قیمت منابع (به‌ویژه زمانی که قیمت کاهش می‌یابد مانند دهه ۸۰)، این کشورها قادر به تسویه بدهی‌های خود نیستند و با قرار گرفتن در پدیده دام بدهی، با بحران و سطح بالای بدهی مواجه می‌شوند (گل‌خندان^۷، ۱۴۰۲).

¹ Talvi & Vegh (2005)

² Alesina et al. (2008)

³ Sadik-Zada (2016)

⁴ Manzano & Rigobon (2001)

⁵ Natural Resource Curse

⁶ Sachs & Warner (1997)

⁷ Golkhandan (2023)

در ادبیات اقتصادی، تأثیر نامطلوب رانت منابع بر بدهی‌های عمومی، حول دو اصطلاح، مشهور است: «وام‌های با پشتوانه منابع»^۱ و «ظرفیت استقراض مبتنی بر رونق»^۲. بر اساس اصطلاح وام‌های با پشتوانه منابع که یک مدل جدید تأمین مالی است، کشورها می‌توانند از جریان درآمدهای احتمالی حاصل از منابع طبیعی خود در آینده به‌عنوان وثیقه یا مبادله برای دسترسی به منابع مالی استفاده کنند (میهایلی و اسکرفیلد^۳، ۲۰۲۰). وام گرفتن در برابر درآمدهای آتی یا هزینه‌های بدون پس‌انداز، اقتصاد را در معرض خطر پایداری و «انباشت بدهی»^۴ قرار می‌دهد. اصطلاح ظرفیت استقراض مبتنی بر رونق به این معنی است که وقتی کشورهای غنی از منابع طبیعی، هزینه‌های عمومی را در دوره‌های رونق درآمدهای حاصل از منابع طبیعی افزایش می‌دهند، بخشی از کسری بودجه خود را از طریق استقراض خارجی تأمین می‌کنند. زیرا توانایی و ظرفیت دریافت وام برای این کشورها به دلیل رونق درآمدهای منابع طبیعی و افزایش یافته است (آمپوفه و همکاران^۵، ۲۰۲۱؛ وانگ و همکاران^۶، ۲۰۲۳). در واقع این اقتصادها برای طلبکاران در کشورهای کمک‌کننده، جذاب‌تر می‌شوند و منجر به ارتقاء قابل توجهی در پتانسیل استقراض آن‌ها می‌شود (پراتیبا و همکاران^۷، ۲۰۲۴).

مرور ادبیات نظری و تجربی در زمینه تأثیر وفور منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی گویای آنست که منابع طبیعی به‌طور ذاتی موجب بروز مصیبت و نفرین در کشورهای برخوردار از منابع نمی‌شود و می‌تواند به کاهش بدهی‌های عمومی منجر شود. اما چارچوب نهادی حاکم در این کشورها و عدم سیاست‌گذاری مناسب و صحیح در رابطه با رانت حاصل از این منابع باعث می‌شود که این منابع به نفرین و مصیبت تبدیل شود. براساس مطالعه کوردن و نری^۸ (۱۹۸۲) «بیماری هلندی»^۹ به‌عنوان یک پدیده اقتصادی زمانی رخ می‌دهد که یک کشور منافع و دست‌آوردهای کوتاه‌مدت

¹ Resource-Backed Loans

² Boom-Based Borrowing Capacity

³ Mihalyi & Scurfield (2020)

⁴ Debt Overhang

⁵ Ampofo et al. (2021)

⁶ Wang et al. (2023)

⁷ Pratibha et al. (2024)

⁸ Corden & Neary (1982)

⁹ Dutch Disease

قابل توجهی را از رانت منابع طبیعی تجربه کند،^۱ رانت منابع طبیعی می تواند در کوتاه مدت در کاهش بدهی های عمومی اثر بخش باشد، اما در بلندمدت رونق منابع به دلیل اتخاذ سیاست های هزینه ای بلندپروازانه در زیرساخت ها و پروژه های مختلف، نه تنها به کاهش بدهی های عمومی نمی انجامد، بلکه باعث افزایش آن می شود (آمپوفه و همکاران، ۲۰۲۱ و محمدیان منصور،^۲ ۱۴۰۱). همچنین، به دلیل ظهور آثار نامطلوب رونق منابع، ممکن است که میزان اثربخشی رانت منابع طبیعی در کاهش بدهی های عمومی به هنگام شوک های افزایشی رانت منابع طبیعی در قیاس با شوک های کاهشی، یکسان نباشد و از آن کمتر باشد (آچونا و همکاران،^۳ ۲۰۲۲؛ گل خندان،^۴ ۱۴۰۲). علاوه بر آن، این احتمال وجود داد که برآورد رابطه بین رانت منابع طبیعی و بدهی عمومی در سطح کل، مستعد سوگیری تجمع باشد. به این معنی که تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی های عمومی در سطح کل (پانل)، منفی، اما در سطح تفکیک شده (کشوری)، مثبت است (وانگ و همکاران،^۵ ۲۰۲۳).

۲-۳. نقش رانت منابع در رفتار چرخه ای بدهی های عمومی

اقتصاد کینزی سیاست مالی بهینه را به عنوان یک سیاست ضد چرخه ای تعریف می کند و نظریه نئوکلاسیک از یک سیاست خنثی همراه با هموارسازی هزینه ها و مالیات حمایت می کند (ایلزتری و وگ،^۵ ۲۰۰۸). با این حال، بسیاری از مطالعات تجربی نشان می دهند که سیاست مالی در اکثر کشورهای در حال توسعه غنی از منابع طبیعی بسیار موافق چرخه ای است (گاوین و پروتی،^۶ ۱۹۹۷؛ کامینسکی و همکاران،^۷ ۲۰۰۴؛ بووا و همکاران،^۸ ۲۰۱۶)؛ زیرا سیاست مالی از بعد مخارج دولت به دنبال رونق و رکود درآمدهای منابع طبیعی تغییر می کند. این رونق ها و رکودها عموماً از نوسانها قیمت منابع ناشی می شوند که منجر به جریان های سرمایه خارجی بسیار موافق چرخه ای می شود. به علاوه در دوران رکود، اکثر این اقتصادها به دلیل عدم توسعه قابل توجه بازارهای مالی داخلی و دارایی های خارجی، از محدودیت در نقدینگی و استقراض برخوردارند (کامینسکی و همکاران، ۲۰۰۴).

^۱ بر اساس پدیده بیماری هلندی، استخراج و فروش منابع طبیعی می تواند به افزایش نرخ ارز کشورهای صادرکننده منابع منجر شود؛ افزایش نرخ ارز باعث ارزان شدن نسبی کالاهای سایر کشورها و در نهایت کاهش مزیت رقابتی تولید کالاهای داخلی می شود. این فرآیند می تواند باعث افزایش واردات شود که در نهایت می تواند افزایش سطح بدهی های عمومی را در پی داشته باشد (معبودی و همکاران، ۱۴۰۲).

^۲ Mohamadian Mansour (2023)

^۳ Achua et al. (2022)

^۴ Wang et al. (2023)

^۵ Ilzetzki & Vegh (2008)

^۶ Gavin & Perotti (1997)

^۷ Kaminsky et al. (2004)

^۸ Bova et al. (2016)

رانت حاصل از منابع طبیعی می‌تواند به‌طور غیرمستقیم و تعاملی از کانال چرخه‌های تجاری به افزایش بدهی‌های عمومی منجر گردد. استدلال‌های متعددی وجود دارد که جنبه وثیقه منابع طبیعی را یکی از عواملی می‌داند که می‌تواند بر سطح وام‌های اعطایی به کشورهای در حال توسعه در مراحل مختلف چرخه اقتصادی تأثیر بگذارد (استیگلیتز، ۲۰۰۵). در این راستا، تجزیه و تحلیل مانزانو و ریگوبون (۲۰۰۱) وابستگی به منابع طبیعی را در قلب مسائل بدهی کشورهای در حال توسعه قرار می‌دهد. از نظر آن‌ها، منابع طبیعی با چرخه‌های اقتصادی تعامل دارند؛ زیرا مراحل رونق تا حدی با افزایش قیمت کالاها و مراحل رکود تا حدودی با کاهش قیمت کالاها قابل توضیح است. برای مثال، با در نظر گرفتن دولت به‌عنوان عاملی با نیازهای مالی، می‌توان مشاهده کرد که اعتباردهندگان وام‌هایی را در قبال منابع طبیعی (که به‌عنوان وثیقه در نظر گرفته می‌شوند) به کشورهای صادرکننده این منابع اعطا می‌کنند (روچر^۱، ۲۰۰۷). در کنار این تضمین که وام‌ها را جذب می‌کند، قیمت‌های منابع طبیعی نوسان بیشتری دارند. این نوسانها برای موقعیت خالص کشورهای صادرکننده منابع، مضرتر است؛ زیرا وام‌دهندگان را وادار می‌کند که به شیوه‌ای چرخه‌ای واکنش نشان دهند. به عبارت دیگر، وقتی قیمت منابع طبیعی بالا است (که مطابق با مرحله رونق در کشورهای غنی از منابع است)، عواملی که توانایی تأمین مالی دارند، معتقدند که منافع حاصل از منابع طبیعی توسط کشورهای صادرکننده منابع در حال افزایش است (و این که موقعیت خالص کشورهای صادرکننده منابع در حال بهبود است). در نتیجه، طلبکاران به کشورهای مربوطه وام می‌دهند. در دوره کاهش قیمت‌ها (که به معنای رکود در کشورهای وابسته به منابع است)، طلبکاران فرض می‌کنند که سود حاصل از منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده منابع کاهش می‌یابد. در این حالت، طلبکاران خواستار بازپرداخت وام‌های خود در زمانی هستند که کشورها به تأمین مالی نیاز دارند (اوکامبی و مامیمه، ۲۰۲۴).

کانال دیگر که از طریق آن رانت منابع طبیعی به رفتار موافق چرخه‌ای بدهی‌های عمومی کمک می‌کند، تضعیف کیفیت نهادی است. افزایش بیش از حد رانت منابع طبیعی، سود مورد انتظار فعالیت‌های رانت‌جویی را بیشتر می‌کند و در این حالت تمایل به فعالیت‌های رانت‌جویی در مقایسه با فعالیت‌های تولیدی افزایش می‌یابد و به دنبال آن کیفیت نهادها تضعیف می‌شود (توفیقی و

^۱ Rocher (2007)

بحیوی رازلیقی^۱، ۱۳۹۵). در این راستا، کالدرون و همکاران^۲ (۲۰۱۶) دریافتند که سطح کیفیت نهادی برای دستیابی به سیاست‌های اقتصاد کلان ضد چرخه‌ای، حیاتی است. بنابراین، انتظار بر آنست که هر چه کیفیت نهادی بیشتر باشد، بدهی‌های عمومی رفتار موافق چرخه‌ای کمتری داشته باشد. در صورت مشروعیت و قانونی بودن دولت و پاسخ‌گو بودن آن در قبال مردم و همچنین، کیفیت مناسب تنظیم قوانین و مقررات و کنترل فساد، که همگی از مظاهر کیفیت نهادی بالا می‌باشند، فشار بر دولت‌ها در دوران رونق به منظور افزایش مخارج دولتی حتی با وجود فقر، سطح پائین آموزش و بهداشت (سرمایه انسانی) و زیرساخت‌های ضعیف، می‌تواند کاهش یابد تا دولت فرصت ذخیره قسمتی از منابع جهت اعمال سیاست انبساطی در دوران رکود را بیابد (صمدی و اوجی مهر^۳، ۱۳۹۱).

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی بسیار معدودی در زمینه بررسی تجربی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و عوامل مؤثر بر افزایش (یا کاهش) شدت آن انجام شده است که در ادامه این بخش مورد بررسی قرار می‌گیرند.

اوکامبی و مامپیمه^۴ (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌ای بودن بدهی عمومی در کشورهای در حال توسعه: آیا وابستگی به منابع طبیعی اهمیت دارد؟»، برای نخستین بار نقش منابع طبیعی را بر واکنش چرخه‌ای بدهی عمومی در کشورهای در حال توسعه تحلیل کرده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از روش اثرات ثابت در اسکول-کرای^۵ و داده‌های تابلویی (پانل) ۵۱ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۸۶ تا ۲۰۲۰، نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی، رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی را تشدید می‌کند. با این حال، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر رانت منابع طبیعی در تشدید این رفتار، با در نظر گرفتن سه موضوع: (۱) تفکیک بدهی عمومی، (۲) نوع رانت منابع طبیعی و (۳) تقسیم‌بندی نمونه به کشورهای آفریقایی و غیر آفریقایی یکسان نیست. بر این اساس، رانت منابع طبیعی رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی خارجی را بیشتر از بدهی عمومی داخلی، تشدید می‌کند. علاوه بر این، در حالی که رانت زغال‌سنگ و جنگل هیچ تأثیری بر جهت‌گیری چرخه‌ای

¹ Tofighi & Yahyavi Razlighi (2016)

² Calderón et al. (2016)

³ Samadi & Oujimehr (2012)

⁴ Okombi & Mampieme (2024)

⁵ Driscoll-Kraay

بدهی عمومی ندارند، رانت معدن و به‌ویژه نفت، ماهیت موافق چرخه‌ای بدهی عمومی را تشدید می‌کنند. در نهایت، تشدید ماهیت رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی ناشی از تعامل بین چرخه‌های اقتصادی و رانت منابع طبیعی در کشورهای در حال توسعه آفریقایی بیشتر از کشورهای در حال توسعه غیر آفریقایی است.

پوقوسیان^۱ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌های بدهی عمومی چگونه با چرخه‌های مالی تعامل دارند؟»، با استفاده از یک مدل مدت‌زمان به مطالعه عوامل تعیین‌کننده چرخه بدهی عمومی در ۵۷ اقتصاد پیشرفته و نوظهور طی دوره ۱۹۶۰-۲۰۱۴ و با تمرکز ویژه بر تأثیر چرخه‌های مالی پرداخته‌اند. تجزیه و تحلیل نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه نامتقارن بین چرخه‌های مالی و بدهی عمومی وجود دارد. انبساط بدهی ناشی از افزایش بیش از حد در بازارهای اعتباری و مالی، بیشتر از سایر انبساط‌ها طول می‌کشد؛ اما هیچ ارتباط معنی‌داری بین چرخه‌های مالی و انقباض بدهی وجود ندارد. سطح اولیه بدهی بالاتر، دوره انقباض را افزایش (فرضیه تداوم تلاش تعدیل)^۲ و دوره انبساط را کاهش می‌دهد (فرضیه پایداری بدهی). نتایج تجربی به‌دست آمده با گنجاندن عوامل جهانی، بازبودن، ثبات سیاسی و شاخص‌های بحران بدهی به‌عنوان متغیرهای کنترل اضافی، مستحکم و قوی هستند.

بر خلاف شمار اندک مطالعات تجربی در زمینه بررسی تجربی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و عوامل مؤثر بر افزایش (یا کاهش) شدت آن، مطالعات تجربی بیشتری پیرامون بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و عوامل مؤثر بر افزایش (یا کاهش) شدت آن و همچنین نقش رانت منابع طبیعی در بدهی عمومی انجام شده است که در ادامه به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی بررسی می‌شود.

رویز و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر متفاوت درآمدهای منابع طبیعی بر بدهی عمومی جهانی: یک رویکرد رگرسیون چندکی»، به بررسی رابطه بین درآمد منابع طبیعی و بدهی عمومی در سطح جهانی و در گروه‌های مختلف کشورها که بر اساس سطح درآمد طبقه‌بندی شده‌اند، از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۲ پرداخته‌اند. در این مطالعه از تکنیک‌های اقتصادسنجی نسل دوم برای کنترل وابستگی مقطعی استفاده شده است. نتایج برآورد رگرسیون‌های کوانتایل (چندکی)

^۱ Poghosyan (2015)

^۲ Persistence of Adjustment effort Hypothesis

نشان می‌دهد که درآمد منابع طبیعی و رشد اقتصادی باعث کاهش بدهی عمومی می‌شود، در حالی که فناوری و بیکاری، بدهی عمومی را افزایش می‌دهد و نابرابری نیز اثرات ناهمگونی را بر بدهی عمومی در گروه‌هایی از کشورها ایجاد می‌کند. بر این اساس نابرابری در کشورهای توسعه‌یافته باعث کاهش بدهی عمومی و در کشورهای در حال توسعه باعث افزایش بدهی عمومی می‌شود.

پراتیبا و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه بین رانت کل منابع طبیعی و بدهی عمومی در چارچوب متقارن و نامتقارن: بینشی تازه از اقتصاد غنی از منابع»، به بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی (در هر دو شکل کل و تفکیک‌شده) بر بدهی‌های عمومی در کشورهای هند طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۲۲ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با به کارگیری برآورد گر خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی^۱ (NARDL) نشان می‌دهد که واکنش‌پذیری بدهی عمومی نسبت به شوک‌های مثبت رانت منابع طبیعی در قیاس با شوک‌های منفی بیشتر است که نشان‌دهنده تأثیر نامتقارن رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی در هند است. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل در سطح تفکیکی نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی رانت زغال‌سنگ، رانت گاز طبیعی و رانت جنگل به‌طور معنیدار و منفی بر بدهی عمومی تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، یک شوک مثبت در رانت معدن تأثیر منفی و معنی‌داری بر بدهی عمومی نشان می‌دهد، در حالی که یک شوک منفی در رانت معدن تأثیر مثبت اما بی‌معنی بر بدهی عمومی دارد. رانت نفت نیز اثر معنیداری را بر بدهی عمومی نشان نمی‌دهد.

دی‌سریو^۲ (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل تعیین‌کننده بدهی عمومی: تجزیه و تحلیل متغیر زمان از کشورهای هسته‌ای و پیرامونی منطقه یورو»، با استفاده «تجزیه و تحلیل تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته با زمان متغیر»^۳ به بررسی اثرگذاری شوک‌های تعیین‌کننده کلیدی بدهی عمومی در کشورهای هسته و پیرامون منطقه یورو طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۳ پرداخته است. یافته‌های تجربی اثرات ناهمگنی از عوامل تعیین‌کننده را در دوره‌ها و زیر گروه‌های مورد بررسی نشان می‌دهد.

¹ Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)

² Di Serio (2024)

³ Time-varying Generalized Forecast Error Variance Decomposition Analysis

هایمبرگر (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «رفتار چرخه‌ای سیاست مالی: یک متا-تحلیل»، با استفاده از روش‌های متارگرسیون در یک مجموعه داده جدید با ۳۵۳۶ برآورد چرخه‌ای از ۱۵۴ مطالعه، این رفتار را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های اصلی نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، سیاست مالی در کشورهای پیشرفته ضدچرخه‌ای است، اما کشورهای در حال توسعه به سمت حرکت موافق چرخه‌ای متمایل هستند. علاوه بر این، سیاست‌های مخارج دولت بیشتر از سیاست‌های مالیاتی نوسانها چرخه تجاری را تشدید می‌کند. در نهایت، برنامه‌های سیاست مالی بیشتر ضد چرخه‌ای هستند تا نتایج سیاست.

چیچک چیا و گایگیسیز (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌ای بودن سیاست مالی در کشورهای نفت‌خیز: نقش صندوق‌های مالی منابع و کیفیت نهادی»، چرخه‌های مالی را در ۳۲ اقتصاد نفت‌خیز از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۵ و با استفاده از تکنیک‌های برآورد پانل DCCs بررسی کرده‌اند. همچنین در این مطالعه این موضوع بررسی شده است که آیا صندوق‌های نفتی و کیفیت نهادی (که با الگوریتم‌های خوشه‌بندی طبقه‌بندی شده‌اند) به کشورها کمک می‌کنند تا سیاست‌های مالی کمتر چرخه‌ای را اجرا کنند؟ نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حتی پس از کنترل اثرات نوسانها تغییرات قیمت نفت و سهم رانت نفت در کل درآمد، سیاست مالی کشورهای غنی از منابع ادامه دارد. در شرایط رونق اقتصادی، مخارج دولت افزایش می‌یابد، اما زمانی که رکود اقتصادی اتفاق می‌افتد، سطح رشد این مخارج نیز کاهش می‌یابد. این به معنای رفتار موافق چرخه‌ای مالی بالا حتی در حضور صندوق‌های مالی منابع طبیعی است. در نتیجه برای اعمال سیاست ضدچرخه‌ای مطلوب، کیفیت نهادی به اندازه کافی بالا برای مدیریت موثر این وجوه و سیاست مالی مورد نیاز است.

اوکامبی (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با عنوان «پاسخ غیر خطی سیاست مالی به چرخه تجاری: شواهد تجربی در جنوب صحرای آفریقا»، رفتار چرخه‌ای سیاست مالیاتی را در نمونه‌ای از ۱۲ کشور آفریقای جنوب صحرای دوره ۲۰۰۴-۲۰۱۸ بررسی کرده است. بر اساس مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی^۱ (PSTR)، نتایج نشان می‌دهد که آستانه‌هایی برای رانت معدن، اعتبار، بدهی عمومی و فساد وجود دارد که با گذر از آن واکنش مالی موافق چرخه‌ای به واکنش مالی ضد چرخه‌ای در کشورهای مورد بررسی تبدیل می‌شود.

¹ Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

معبودی و همکاران^۱ (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «اثر آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران»، این موضوع را در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۳ و به کمک رویکرد رگرسیون آستانه‌ای بررسی کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که حد آستانه نسبت رانت نفت به GDP، ۲۲/۲۳ درصد است. در هر دو رژیم، رانت نفت تأثیر کاهشی بر بدهی عمومی دارد؛ با این تفاوت که بعد از عبور از حد آستانه، میزان اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد. گل‌خندان (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر نامتقارن رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران»، به بررسی آثار نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۵ پرداخته است. به این منظور، از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های تعمیم‌یافته و برآوردگر NARDL استفاده شده است. نتایج تجربی به‌دست آمده نشان می‌دهد که اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های افزایشی سهم رانت نفت از GDP بر سهم بدهی‌های عمومی از GDP (شاخص بار بدهی‌های عمومی)، منفی و معنیدار و این اثرگذاری برای تکانه‌های کاهشی، مثبت و معنیدار است؛ به گونه‌ای که اندازه آثار تکانه‌های افزایشی، کوچک‌تر از آثار تکانه‌های کاهشی است (تأیید آثار نامتقارن). نتایج آزمون علیت گرنجری نامتقارن نیز وجود یک رابطه علی از سمت تکانه‌های افزایشی بار بدهی‌های عمومی به تکانه‌های افزایشی سهم رانت نفت از GDP را نشان می‌دهد که مؤید این موضوع است که سطوح بالای بدهی‌های عمومی در کشور منجر به استخراج و فروش سریع‌تر منابع نفتی می‌شود. محمدیان‌منصور و گل‌خندان (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رفتار چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی و تأثیر آن بر برون‌دادهای سلامت در کشورهای عضو OIC»، رفتار چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی و تأثیر آن بر شاخص‌های برون‌داد سلامت را در ۵۰ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی^۲ (OIC) طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه برای استخراج روند چرخه‌ای از فیلتر کریستیانو-فیتزجرالد^۳ (CF) و برای برآورد مدل‌ها از برآوردگر حداقل مربعات دومرحله‌ای^۴ (2SLS) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار متوسط پارامتر چرخه‌ای در کشورهای مورد مطالعه، ۰/۱۲۱ می‌باشد و مخارج بهداشت عمومی در ۲۹ کشور، رفتار موافق چرخه‌ای و در ۲۱ کشور، رفتار مخالف چرخه‌ای داشته است. همچنین،

^۱ Maaboudi et al. (2024)

^۲ Organization of Islamic Conference (OIC)

^۳ Christiano-Fitzgerald (CF)

^۴ Two-Stage Least Squares (2SLS)

افزایش پارامتر چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی، اثر معنیدار و منفی بر برون‌دادهای سلامت داشته و منجر به افزایش نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال (با ضریب برآوردی ۰/۰۸۱) و کاهش امید به زندگی (با ضریب برآوردی ۰/۰۲۲-) در کشورهای OIC شده است. نتایج برآورد عوامل مؤثر بر پارامتر چرخه‌ای نیز نشان می‌دهد که افزایش سهم مخارج بهداشت عمومی از کل مخارج عمومی، افزایش وزن صندوق‌های تأمین اجتماعی در بودجه‌های سلامت و بهبود کیفیت نهادی منجر به کاهش رفتار موافق چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی و افزایش سطح دموکراسی منجر به افزایش آن می‌گردد.

محمدیان‌منصور (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر وفور منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی در کشورهای در حال توسعه: رهیافت میانگین گروهی تلفیقی (PMG)»، به بررسی این اثرگذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت طی سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۰ پرداخته است. یافته‌های این پژوهش با به‌کارگیری رهیافت میانگین گروهی تلفیقی^۱ (PMG) نشان می‌دهد که اثر سهم رانت منابع طبیعی از GDP، بر بدهی‌های عمومی در کوتاه‌مدت منفی (و معنی‌دار) و در بلندمدت مثبت (و معنی‌دار) است. نتایج آزمون دومیترسکو-هارلین نیز حاکی از وجود یک رابطه علی دوطرفه بین وفور منابعی طبیعی و بدهی‌های عمومی است.

قاسمی و مهاجری (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی در ایران»، با استفاده از آمارهای ارائه‌شده توسط بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۱، مدلی به‌منظور آزمون رفتار ضدچرخه‌ای سیاست مالی در ایران طراحی و آن را برآورد کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که اولاً صرف‌نظر از روش محاسبه چرخه‌های تجاری که در این مطالعه از دو روش هودریک-پرسکات و مدل فضا-حالت استفاده شده است-فرضیه ضدچرخه‌ای بودن سیاست مالی در ایران پذیرفته نمی‌شود. ثانیاً نحوه ورود منابع حاصل از صادرات نفت به بودجه دولت و عدم رعایت قواعد مالی، دو عامل اساسی تبیین‌کننده ضدچرخه‌ای نبودن سیاست مالی در ایران هستند.

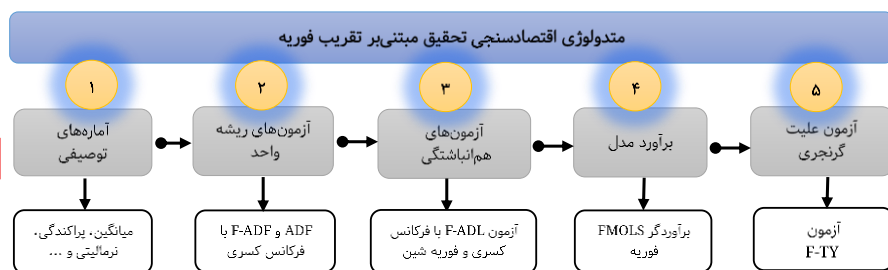
مطالعه حاضر از حیث سه جنبه اساسی با مطالعات گذشته متفاوت است. اول آن که، علی‌رغم مطالعات داخلی گوناگونی که در زمینه رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و مخارج دولت در ایران انجام شده است، تاکنون در هیچ مطالعه‌ای رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی مورد بررسی و

^۱ Pooled Mean Group (PMG)

اندازه‌گیری قرار نگرفته است. دوم آن‌که، اگرچه اخیراً در مطالعات تجربی داخلی نقش رانت نفت و منابع طبیعی در بدهی‌های عمومی مورد آزمون قرار گرفته است، اما نقش رانت منابع طبیعی در کاهش یا افزایش رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی بررسی نشده است. همچنین، مطالعات تجربی خارجی انجام‌شده در این زمینه نیز بسیار اندک است. سوم آن‌که، در این مطالعه تجزیه و تحلیل‌های سری‌زمانی مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و برآورد بردار هم‌انباشتگی و رابطه علیت با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. تحلیل‌های مبتنی بر تقریب فوریه هم برای نقاط شکست «ناگهانی و سریع (تیز)»^۱ و هم برای «جابه‌جایی‌های هموار»^۲ مناسب است و به نتایج دقیق‌تری منجر می‌شود.

۴. روش‌شناسی پژوهش

تجزیه و تحلیل‌های سری‌زمانی در این پژوهش مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و همچنین برآورد بردار هم‌انباشتگی و رابطه علیت، با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. تحلیل‌های مبتنی بر تقریب فوریه امکان تشخیص شکست‌های هموار و تیز را فراهم می‌کند و در آن نیازی به تعیین شکل، مکان و تعداد شکست‌های ساختاری از قبل نیست. در شکل (۱) فلوچارت روش پژوهش نشان داده شده است. در این بخش متدولوژی اقتصادسنجی پژوهش مبتنی بر تقریب فوریه تشریح می‌شود.



شکل (۱): فلوچارت روش پژوهش

۴-۱. آزمون ریشه واحد ADF فوریه

روش‌های مختلفی که در محدوده سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به‌عنوان پیش‌نیاز، نیازمند انجام آزمون مانایی است. چراکه، تجزیه و تحلیل ویژگی‌های تصادفی سری‌ها یک

¹ Sharp

² Smooth Shifts

ضرورت برای تحلیل هم‌انباشتگی است. در این راستا، مطالعه حاضر از آزمون سنتی دیکی-فولر^۱ (ADF) و شکل توسعه‌یافته آن یعنی آزمون ریشه واحد ADF فوریه (F-ADF) با فرکانس کسری^۲ استفاده می‌کند. تحلیل فوریه هم برای نقاط شکست «ناگهانی و سریع (تیز)» و هم برای «جابه‌جایی‌های هموار» مناسب است (سولارین^۳، ۲۰۱۹). معادله مورد استفاده برای آزمون ریشه واحد F-ADF که توسط اندرز و لی^۴ (۲۰۱۲) پیشنهاد شده، به صورت زیر قابل بیان است:

$$\Delta Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p a_j \Delta Y_{t-j} + v_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، عبارت $\alpha(t) = \varphi_0 + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$ جزء فوریه با فرض وجود فرکانس واحد می‌باشد که توسط گالانت^۵ (۱۹۸۱) ارائه شده است. در واقع در روش F-ADF، فرض عدم تغییر عرض از مبدأ در طول زمان از بین می‌رود. شکل کلی عبارت فوریه به صورت رابطه زیر است:

$$\varphi(t) \cong \varphi_0 + \sum_{k=1}^n \varphi_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \varphi_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2)$$

$$n \leq \frac{T}{2}$$

در معادله‌های (۱) و (۲)، n تعداد فرکانس‌ها، k تعداد فرکانس‌های خاص انتخاب‌شده، t روند زمانی، T تعداد مشاهدات، φ_{1k} و φ_{2k} به ترتیب ارتفاع موج فرکانس (دامنه) و سرعت فرآیند ناپدید شدن موج (جابه‌جایی) فرکانس را محاسبه می‌کند و π تقریباً برابر با عدد $3/145$ است. k فرکانس کسری پیشنهادشده توسط کریستوپولوس و لئون لدسما^۶ (۲۰۱۱) را نشان می‌دهد. با برآورد مقدار بهینه k در محدوده $0/1$ تا 5 ، مقداری که مجموع مجذور باقیمانده‌ها^۷ (SSR) را به حداقل می‌رساند، انتخاب و سپس طول وقفه بهینه (p) تعیین می‌شود. معنی‌داری اصطلاحات

¹ Augmented Dickey-Fuller (ADF)

² Fractional Frequency

³ Solarin (2019)

⁴ Enders & Lee (2012)

⁵ Gallant (1981)

⁶ Christopoulos & Leon-Ledesma (2011)

⁷ Sum of Squares Regression (SSR)

مثلاثی sin و cos در معادله رابطه (۱) با استفاده از آزمون F بکر و همکاران^۱ (۲۰۰۶) آزمایش می‌شود. اگر فرضیه صفر $\phi_1 = \phi_2 = 0$ را نتوان رد کرد، از آزمون ADF سنتی استفاده می‌شود. در غیر این صورت، آزمون F-ADF برای بررسی اعتبار فرضیه صفر به صورت رابطه $\beta = 0$ اعمال می‌شود (پاتا و همکاران^۲، ۲۰۲۴).

۴-۲. آزمون‌های هم‌انباشتگی فوریه

بعد از مطالعه تجربی پرون^۳ (۱۹۸۹)، بر اساس ادبیات مربوط به آزمون‌های هم‌انباشتگی تایید می‌شود که شکست‌های ساختاری نیز بر تشخیص رابطه بلندمدت تأثیر دارد. به عنوان مثال، در این زمینه گرگوری و هانسن^۴ (۱۹۹۶) آزمون هم‌انباشتگی جدیدی را با یک نقطه شکست درون‌زا پیشنهاد کردند. حاتمی-جی^۵ (۲۰۰۸) نیز آزمون جدیدی را معرفی کرد که برای بررسی رابطه بلندمدت با دو شکست ساختاری درون‌زا به کار می‌رود. در آزمون‌های هم‌انباشتگی که به این روش‌ها ایجاد می‌شود، از متغیرهای مجازی برای نشان دادن شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود و این آزمون‌ها تنها تغییرات شدید و خاص زمانی را امکان‌پذیر می‌کند. از این رو، اخیراً چند آزمون هم‌انباشتگی جدید پیشنهاد شد که برای در نظر گرفتن تغییرات هموار چندگانه از یک تابع فوریه استفاده می‌کند (به عنوان مثال، سونگ و همکاران^۶ (۲۰۱۶)، بانرجی و همکاران^۷ (۲۰۱۷) و یلانچی^۸ (۲۰۱۹)). با استفاده از توابع فوریه، می‌توان بسیاری از جابه‌جایی‌های ساختاری هموار را با شکل، زمان و تعداد مجهول در نظر گرفت (پاتا و همکاران، ۲۰۲۳). در این مطالعه از دو آزمون هم‌انباشتگی «خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی فوریه (ADL) با فرکانس‌های کسری»^۹ و «فوریه شین»^{۱۰} استفاده شده است که در ادامه به تشریح آن پرداخته می‌شود.

الف. آزمون هم‌انباشتگی ADL با فرکانس‌های کسری

¹ Becker et al. (2006)

² Pata et al. (2024)

³ Perron (1989)

⁴ Gregory & Hansen (1996)

⁵ Hatemi-J (2008)

⁶ Tsong et al. (2016)

⁷ Banerjee et al. (2017)

⁸ Yilanci (2019)

⁹ Fourier Autoregressive Distributive Lag (ADL) Co-integration Test with Fractional Frequencies

¹⁰ Fourier Shin

آزمون هم‌انباشتگی فوریه ADL توسط بانرجی و همکاران (۲۰۱۷) پیشنهاد شده است. این آزمون بر اساس مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی زیر است که با پارامترسازی مجدد مدل تصحیح خطای شرطی به دست آمده است:

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma y_{2,t-1} + \phi \Delta y_{2,t} + e_t \quad (۳)$$

که در رابطه (۳)، Δ عملگر تفاضل مرتبه اول است. با جایگزینی عبارت فوریه به جای جزء عرض از مبدأ در رابطه فوق خواهیم داشت:

$$\Delta y_{1t} = \varphi_0 + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma y_{2,t-1} + \phi \Delta y_{2,t} + e_t \quad (۴)$$

در معادله (۴)، k نشان‌دهنده فرکانس بهینه کسری است که برای شناسایی شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود. طبق نظر کریستوپولوس و لئون-لدسما (۲۰۱۱)، k می‌تواند یک مقدار کسری $[۰/۱, ۰/۵, ۱, ۱/۵, \dots, ۵]$ بگیرد. فرکانس‌های اعداد صحیح مانند ۱، ۳، و ۵ نشان‌دهنده جابجایی‌های موقت هستند، در حالی که فرکانس‌های کسری، مانند ۰/۱، ۱/۱، و ۳/۱ نشان‌دهنده جابجایی‌های دائمی می‌باشند. ایلکای و همکاران^۱ (۲۰۲۱) نشان دادند که این مقادیر نشان‌دهنده تغییر ساختاری موقت است و بر این اساس آزمون هم‌انباشتگی فوریه ADL با فرکانس‌های کسری را با گسست دائمی پیشنهاد شده توسط کریستوپولوس و لئون-لدسما (۲۰۱۱) تعمیم دادند. به این ترتیب، عدد فرکانس می‌تواند مقادیر کسری بین ۰/۱ و ۵ را بگیرد. برای آزمون فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی ($\delta_1=0$)، از آماره آزمون زیر استفاده می‌شود:

$$t_{ADL} = \frac{\widehat{\delta_1}}{SE(\widehat{\delta_1})} \quad (۵)$$

که در رابطه (۵) $\widehat{\delta_1}$ و $SE(\widehat{\delta_1})$ به ترتیب برآوردگر OLS از δ_1 و خطای استاندارد δ_1 است. مزیت اصلی این آزمون نسبت به سایر آزمون‌های هم‌انباشتگی ارائه شده که امکان شکست‌های ساختاری را از طریق وارد نمودن متغیرهای مجازی فراهم می‌کند، آنست که امکان تشخیص شکست‌های هموار و تیز را فراهم می‌کند و نیازی به تعیین شکل، مکان و تعداد شکست‌های ساختاری از قبل نیست (ایلکای و همکاران، ۲۰۲۱). شایان ذکر است که مقادیر بحرانی لازم برای آزمون

^۱ Ilkay et al. (2021)

هم‌انباشتگی فوریه ADL با فرکانس‌های کسری با استفاده از ۱۰۰۰۰۰ شیب‌سازی مونت کارلو محاسبه می‌شود.

ب. آزمون هم‌انباشتگی فوریه شین

برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها با در نظر گرفتن تغییرات ساختاری چندگانه از طریق تابع فوریه، سونگ و همکاران (۲۰۱۶) یک آزمون هم‌انباشتگی را پیشنهاد می‌کنند که مبتنی بر تعمیم آزمون هم‌انباشتگی شین با اصطلاحات مثلثاتی است. این آزمون بر اساس معادله رگرسیونی زیر است:

$$y_{1t} = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t \beta + v_{1t} \quad (6)$$

که در رابطه (۶) y_t و x_t فرآیندهای $I(1)$ هستند. آماره آزمون هم‌انباشتگی نوع شین (CI_F^m) برای آزمون فرضیه صفر هم‌انباشتگی با شکست‌های ساختاری در برابر فرضیه مقابل عدم هم‌انباشتگی توسط رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$CI_F^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (7)$$

که در رابطه (۷) $S_t = \sum_{t=1}^T v_{1t}$ مجموع جزئی حداقل مربعات معمولی (OLS) باقیمانده از معادله رابطه (۶) و $\hat{\omega}_1^{-2}$ برآوردگر سازگار برای واریانس بلندمدت v_{1t} است (سیل^۱، ۲۰۲۳: ۱۰۰۲۸). مقادیر بحرانی مجانبی برای آزمون CI_F^m در جدول سونگ و همکاران (۲۰۱۶) تهیه و ارائه شده است.

۴-۳. برآوردگر FMOLS فوریه

برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده^۲ (FMOLS) مبتنی بر تقریب فوریه برای برآورد ضرایب بلندمدت مدل‌ها با فرض وجود رابطه هم‌انباشتگی استفاده شده است. برآوردگر FMOLS مشکلات خودهمبستگی را تصحیح و علاوه بر این، اثر انحراف در معادله‌ها روابط بلندمدت را با استفاده از برآوردگرهای هسته حذف می‌کند (فیلیپس و هانسن^۳، ۱۹۹۰). اگر

^۱ Cil (2023)

^۲ Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)

^۳ Phillips & Hansen (1990)

اصطلاحات مثلثاتی Sin و Cos، از نظر آماری معنی دار باشد، افزودن عبارت فوریه به برآوردگر FMOLS سازگار است (بشر و همکاران^۱، ۲۰۲۴).

۴-۴. آزمون علیت گرنجری

تودا و یاماموتو^۲ (۱۹۹۵) (TY) با استفاده از داده‌های متغیرها در سطح و افزودن حداکثر (ماکزیمم) درجه انباشتگی (مانایی) متغیرها به وقفه بهینه یک مدل خودرگرسیون برداری^۳ (VAR)، آزمون علیت گرنجری را برای جلوگیری از اتلاف و از بین رفتن اطلاعات در بلندمدت بسط دادند. فرم آزمون علیت TY در قالب یک مدل $VAR(p + d_{max})$ به صورت معادله رابطه (۸) نشان داده می‌شود:

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d_{max}} y_{t-(p+d_{max})} + \epsilon_t \quad (8)$$

در رابطه (۸)، $\alpha(t)$ نشان‌دهنده عرض‌ازمبداهای وابسته به زمان (که در آزمون TY ثابت می‌باشند)، β_1 نشان‌دهنده ماتریس ضرایب، y_t بردار متغیرهای درون‌زا، p طول وقفه بهینه، d_{max} نشان‌دهنده حداکثر درجه انباشتگی متغیرها و ϵ_t عبارت‌های خطا را نشان می‌دهد (فرید و همکاران^۴، ۲۰۲۱). مسأله غیرخطی بودن و شکست‌های ساختاری توسط آزمون‌های علیت سنتی مانند آزمون TY، در نظر گرفته نمی‌شوند. اندرز و جونز^۵ (۲۰۱۶) مدل VAR را با گنجاندن تقریب‌های فوریه بهبود دادند تا از تحلیل آزمون علیت با نادیده گرفتن شکست‌های ساختاری جلوگیری کنند. این موضوع امکان گنجاندن شکست‌های ساختاری هموار در تحلیل علیت را فراهم کرد. با این وجود، روش اندرز و جونز (۲۰۱۶) در بلندمدت نمی‌تواند مانع از بروز مشکل از دست‌دادن اطلاعات شود. در نتیجه، آزمون TY توسط نازلی‌اوغلو و همکاران^۶ (۲۰۱۶) با در نظر گرفتن تقریب فوریه برای محافظت در برابر از دست‌دادن اطلاعات بلندمدت و در نظر گرفتن تغییرات ساختاری هموار، به روزرسانی و ارائه شد. در این رویکرد، که فوریه تودا-یاماموتو (F-TY) نامیده می‌شود، از تکنیک گالانت (۱۹۸۱) همان‌طور که در معادله (۹) نشان داده شده است، استفاده می‌شود. بر این اساس معادله (۲) در معادله رابطه (۸) جای‌گزین و آزمون علیت TY با در نظر گرفتن موضوع شکست‌های ساختاری انجام می‌شود:

¹ Beşer et al. (2024)

² Toda & Yamamoto (1995)

³ Vector AutoRegression (VAR)

⁴ Fareed et al. (2021)

⁵ Enders & Jones (2016)

⁶ Nazlioglu et al. (2016)

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \alpha_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d_{\max}} y_{t-(p+d_{\max})} + \epsilon_t \quad (9)$$

برای تعیین مقدار بهینه k (فرکانس بهینه) در محدوده $0/1$ تا 5 ، مقداری که SSR (مجموع مربعات باقیمانده‌ها) را به حداقل می‌رساند، انتخاب و سپس طول وقفه بهینه p با استفاده از معیارهای رایج تعیین طول وقفه بهینه تعیین می‌شود. در معادله (۹)، اهمیت اصطلاحات مثلثاتی $\sin$ و $\cos$ می‌توان با استفاده از آماره F ارائه‌شده توسط بکر و همکاران (۲۰۰۶) آزمون کرد. اگر پارامترهای مثلثاتی برابر با صفر نباشند، یعنی فرضیه صفر $\alpha_{1k} = \alpha_{2k} = 0$ رد شود، تصمیم گرفته می‌شود که تقریب فوری در تحلیل لحاظ شود. در غیر این صورت می‌توان آزمون علیت استاندارد TY را اعمال کرد. با مشخص شدن اینکه پارامترهای فوری برابر با صفر نیستند، فرضیه صفر عدم رابطه علیت را می‌توان به صورت $\beta_1 = \dots = \beta_{p+d_{\max}} = 0$ H_0 : آزمایش کرد (فرید و همکاران، ۲۰۲۱). همان‌طور که حاتمی-ج و اودین^۱ (۲۰۱۲) بیان می‌کنند، اثرات خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی^۲ (ARCH) معمولاً از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند و از این رو این احتمال وجود دارد که توزیع آماره والد به‌طور قابل توجهی از توزیع مجانبی آن منحرف گردد. بر این اساس از تکنیک شبیه‌سازی «بوت‌استرپینگ»^۳ برای ۱۰۰۰۰ بار تکرار به‌منظور ساخت مقادیر بحرانی در سطوح مختلف استفاده می‌شود.

۴-۵. مدل پژوهش

به‌منظور بررسی اثر نقش منابع طبیعی بر واکنش چرخه‌ای بدهی‌های عمومی در ایران، با الهام از مطالعه تجربی اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴) از مدل کلی زیر در قالب داده‌های سری زمانی استفاده شده است:

$$\text{debt}_t = \phi_0 + \phi_1 \text{cycle}_t + \phi_2 \text{rent}_t + \phi_3 (\text{cycle}_t \times \text{rent}_t) + \sum_{i=4}^{k+3} \phi_i \text{control}_t + \epsilon_t \quad (10)$$

در رابطه (۱۰)، debt_t : نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛ cycle_t : چرخه‌های تجاری؛ rent_t : سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP (بر حسب درصد)؛ $\text{cycle}_t \times \text{rent}_t$: اثر تعاملی (مقاطع) چرخه‌های تجاری و رانت منابع طبیعی؛ k : تعداد متغیرهای

¹ Hatemi-J & Uddin (2012)

² Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

³ Bootstrapping

کنترل؛ control: سایر متغیرهای کنترل مؤثر بر بدهی عمومی؛ t : دوره زمانی و ε_t جزء اخلاص مدل است.

در این مطالعه به منظور اندازه گیری چرخه های تجاری از تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP) به عنوان متغیر مرجع و از رهیافت فیلترینگ داده ها و دو فیلتر آماری هودریک-پرسکات^۱ (HP) و کریستیانو-فیتزگرایلد^۲ (CF) استفاده شده است. فیلتر HP، مجموع مجذور انحرافات متغیر لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی را از روند بلندمدت آن حداقل (مینیمم) می کند. این روش به لحاظ آن که تواتر مربوط به دوره ها را از متغیر سری زمانی جدا می کند و هم چنین اجرای ادواری را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می سازد، از اهمیت و کاربرد بالایی برخوردار است. پارامتر هموارسازی^۳ در این روش با توجه به استفاده از داده های سالانه برابر ۱۰۰ است (مولایی و گل خندان^۴، ۱۳۹۳: ۲۱۳). فیلتر CF یک نوع از فیلترهای میان گذر^۵ (BP) می باشد که امکان خارج کردن تمامی نوسان ها به بیرون از فیلتر میان گذر را دارد و سری زمانی تحت تأثیر این نوسان ها قرار نمی گیرد. این فیلتر تعداد مشاهدات کمتری نسبت به سایر روش ها حذف می کند و این امر امکان تجزیه چرخه ها از روند را بهبود می بخشد. همچنین، استفاده از فیلتر CF هنگامی که سری زمانی ویژگی های گام تصادفی بودن را ندارد، نیز نتایج رضایت بخشی ارائه می دهد (رستم زاده و گودرزی فراهانی^۶، ۱۳۹۶). در فیلتر BP برای جدا کردن جزء چرخه ای، از یک سری زمانی با تعیین دامنه دوره ی آن استفاده می شود. BP فیلتری خطی است که میانگین متحرک وزنی دو گانه از داده ها می گیرد. در فیلتر CF وزن ها به دو گونه متفاوت می تواند محاسبه می شوند: نخست با استفاده از تابع طیف یک فرآیند مستقل و دارای توزیع یکسان و دوم، استفاده از تابع طیف یک فرآیند نامانا. کریستیانو و فیتزگرایلد (۲۰۰۳) حالت دوم را پیشنهاد می کنند و بنابراین در این مطالعه از این حالت استفاده می شود. برای استفاده از این فیلتر بایستی دامنه دوره (تناوب) انتخاب شود. در این مطالعه با توجه به سالیانه بودن داده ها این محدوده با طول دوره ی پائین ۲ سال و طول دوره بالا ۸ سال انتخاب شده است.

متغیرهای کنترل به کار گرفته شده در این پژوهش نیز بر اساس مبانی نظری، مطالعات تجربی معبودی و همکاران (۱۴۰۲) و گل خندان (۱۴۰۲) و ساختار اقتصاد ایران عبارت اند از: سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی (trade) (بر حسب درصد)، نرخ تورم (inflation) (بر حسب درصد) و

¹ Hodrick-Presscot (HP)

² Christiano & Fitzgerald

³ Smoothing Parameter

⁴ Mowlaei, M. & Golkhandan (2025)

⁵ Band Pass

⁶ Rostamzadeh, P. & Goudarzi Farahani, Y.

نرخ بیکاری (unemployment) (بر حسب درصد). این متغیرها با توجه به کوتاه‌بودن بازه زمانی پژوهش و همچنین بررسی استحکام نتایج برآوردی، به صورت جداگانه وارد مدل پژوهش می‌شوند. شایان ذکر است که دوره‌ی زمانی این پژوهش سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ را در بر می‌گیرد (۲۸ سال) و با توجه به نحوه اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری (فیلتر HP یا فیلتر CF) و نوع متغیر کنترل، در مجموع ۶ مدل برای برآورد خواهیم داشت:

$$\text{debt}_t = \phi_0 + \phi_1 \text{cycle}_t^{\text{HP}} + \phi_2 \text{rent}_t + \phi_3 (\text{cycle}_t \times \text{rent}_t) + \phi_4 \text{trade}_t + \varepsilon_t \quad \text{مدل ۱} \quad (۱۱)$$

$$\text{debt}_t = \phi_0 + \phi_1 \text{cycle}_t^{\text{HP}} + \phi_2 \text{rent}_t + \phi_3 (\text{cycle}_t \times \text{rent}_t) + \phi_4 \text{inflation}_t + \varepsilon_t \quad \text{مدل ۲} \quad (۱۲)$$

$$\text{debt}_t = \phi_0 + \phi_1 \text{cycle}_t^{\text{HP}} + \phi_2 \text{rent}_t + \phi_3 (\text{cycle}_t \times \text{rent}_t) + \phi_4 \text{unemployment}_t + \varepsilon_t \quad \text{مدل ۳} \quad (۱۳)$$

$$\text{debt}_t = \phi_0 + \phi_1 \text{cycle}_t^{\text{CF}} + \phi_2 \text{rent}_t + \phi_3 (\text{cycle}_t \times \text{rent}_t) + \phi_4 \text{trade}_t + \varepsilon_t \quad \text{مدل ۴} \quad (۱۴)$$

$$\text{debt}_t = \phi_0 + \phi_1 \text{cycle}_t^{\text{CF}} + \phi_2 \text{rent}_t + \phi_3 (\text{cycle}_t \times \text{rent}_t) + \phi_4 \text{inflation}_t + \varepsilon_t \quad \text{مدل ۵} \quad (۱۵)$$

$$\text{debt}_t = \phi_0 + \phi_1 \text{cycle}_t^{\text{CF}} + \phi_2 \text{rent}_t + \phi_3 (\text{cycle}_t \times \text{rent}_t) + \phi_4 \text{unemployment}_t + \varepsilon_t \quad \text{مدل ۶} \quad (۱۶)$$

در جدول (۱) تعریف دقیق متغیرها و نحوه اندازه‌گیری به همراه نماد و منبع جمع‌آوری داده‌های آماری آن‌ها گزارش شده است.

جدول (۱): متغیرها و منابع داده‌ها

متغیر وابسته	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع
--------------	------	-------------------------	------

بدهی عمومی	Debt	نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد) ^۱	صندوق بین‌المللی پول (IMF) (۲۰۲۴)
متغیرهای مستقل			
چرخه‌های تجاری	cycle (HP)	فیلترینگ داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵) با استفاده از فیلتر HP	محاسبات محقق
	cycle (CF)	فیلترینگ داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵) با استفاده از فیلتر CF	
رانت منابع طبیعی	Rent	سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP (بر حسب درصد)	شاخص‌های توسعه جهانی ^۲ (WDI) متعلق به بانک جهانی (۲۰۲۴)
متغیرهای کنترل			
تجارت	trade	نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP (بر حسب درصد)	WDI (۲۰۲۴)
تورم	Inflation	نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (بر حسب درصد)	WDI (۲۰۲۴)
بیکاری	unemployment	نسبت جمعیت بیکار به کل جمعیت (بر حسب درصد)	WDI (۲۰۲۴)

نشانی وبسایت IMF: <https://data.imf.org>

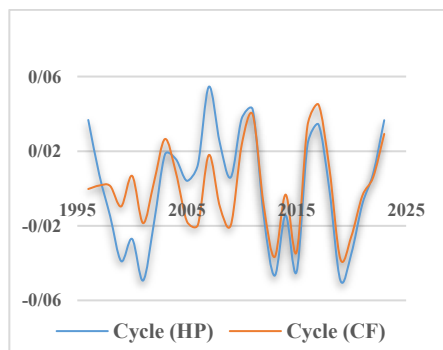
نشانی وبسایت WDI: <https://data.worldbank.org>

در شکل (۲) نسبت بدهی‌های عمومی به GDP در ایران طی سال‌های ۲۰۲۳-۱۹۹۶ نشان داده شده است. روند حرکتی بدهی‌های عمومی در ایران نشان می‌دهد که مقدار نسبت بدهی عمومی به GDP به صورت کاهشی از مقدار ۳۵/۸ درصد در سال ۱۹۹۶ به مقدار ۲۲/۲ درصد در سال ۲۰۰۰ رسیده است. از سال ۲۰۰۲، نسبت بدهی عمومی به GDP روندی کمابیش نزولی را طی کرده است؛ اما از سال ۲۰۱۴ شاهد معکوس شدن این روند هستیم. در این سال نسبت بدهی دولت به GDP رقم ۱۲/۶ درصد بوده است. در سال ۲۰۱۵ شاهد جهش قابل ملاحظه بدهی دولت ایران هستیم؛ به طوری که نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP، ۳۷ درصد شده که رشد حدود ۳ برابری نسبت به سال قبل داشته است. این رقم در سال ۲۰۱۶ به ۴۷/۹ درصد افزایش می‌یابد. در سال‌های ۲۰۱۷ و ۲۰۱۸ نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP نزولی می‌شود و به ترتیب به ۴۵ درصد و ۴۲/۹ درصد می‌رسد. اما در دو سال آخر بازه زمانی پژوهش، بدهی ناخالص دولت دوباره صعودی

¹ International Monetary Fund (IMF)

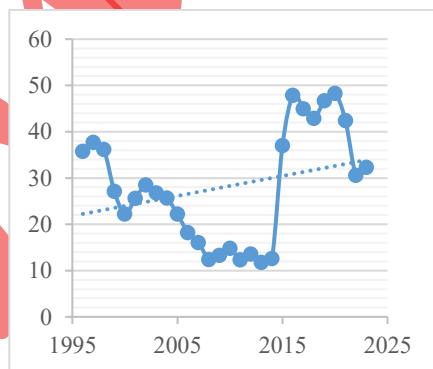
² World Development Indicators (WDI)

می‌شود. در سال ۲۰۱۹ نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP به ۴۶/۷ درصد و در سال ۲۰۲۰ به ۴۸/۳ درصد افزایش می‌یابد که بالاترین رقم بدهی ثبت شده از سال ۱۹۹۶ به این سو است. در سال ۲۰۲۱ نیز نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP به رقم ۴۲/۴ درصد کاهش می‌یابد. این نسبت در سال ۲۰۲۲ با یک کاهش قابل توجه به مقدار ۳۰/۶ درصد رسیده و در آخرین سال پژوهش نیز معادل ۳۲/۳ درصد بوده است. در شکل (۳) نیز روند چرخه‌های تجاری ایران طی دوره مورد بررسی بر اساس دو فیلتر HP و CF نشان داده شده است. بر این اساس می‌توان گفت که هر دو فیلتر HP و CF، به جز موارد معدودی، در شناسایی سال‌های رونق و رکود در اقتصاد ایران، هماهنگی و یکسان عمل کرده و نتایج مشابهی را ارائه کرده‌اند. به هر حال به دلیل اختلافات جزئی در این فیلترها در شناسایی دوره‌های تجاری و به دست آوردن نتایج دقیق‌تر، دوره‌های تجاری به دست آمده از هر دو فیلتر به طور جداگانه وارد مدل می‌شوند و مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرند.



شکل (۳): چرخه‌های تجاری ایران طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۲۳ بر اساس دو فیلتر HP و CF

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل (۲): نسبت بدهی‌های عمومی به GDP (بر حسب درصد) در ایران (۱۹۹۶-۲۰۲۱)

مأخذ: صندوق بین‌المللی پول (IMF)

۵. تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

۵-۱. تحلیل آماری داده‌های متغیرها

در جدول (۲) خلاصه آماری داده‌های متغیرهای پژوهش نشان داده شده است. بر این اساس، طی دوره مورد بررسی، میانگین بار بدهی (debt)، چرخه‌های تجاری (cycle)، سهم رانت منابع طبیعی از GDP (rent)، تجارت (trade)، تورم (inflation) و بیکاری (unemployment) به ترتیب برابر با ۲۸/۰۷۱ درصد، ۰/۰۰۰، ۲۴/۵۸۶ درصد، ۴۵/۰۲۶ درصد، ۲۱/۴۲۵ درصد و ۱۱/۱۳۲ درصد است.

بر اساس مشخصه‌ی آماری انحراف استاندارد، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به متغیر بار بدهی است و کمترین مقدار آن به چرخه‌های تجاری اختصاص دارد. همچنین، بر اساس آماره جارک-برا و سطح احتمال آن نیز کلیه متغیرهای پژوهش در سطح احتمال ۱۰ درصد از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول (۲): خلاصه آماری داده‌های متغیرهای پژوهش

آماره	متغیر					
	debt	cycle (HP)	cycle (CF)	rent	trade	inflation
میانگین	۲۸/۰۷۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۲۴/۵۸۶	۴۵/۰۲۶	۲۱/۴۲۵
میانه	۲۶/۹۵۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۲۴/۵۲۱	۴۴/۵۵۹	۱۷/۳۴۵
ماکسیمم	۴۸/۳۰۰	۰/۰۵۵	۰/۰۴۵	۳۴/۷۷۹	۵۸/۵۶۵	۴۴/۴۷۹
مینیمم	۱۱/۸۰۰	-۰/۰۴۹	-۰/۰۳۸	۱۳/۱۳۶	۲۹/۲۲۸	۷/۲۴۵
انحراف استاندارد	۱۲/۳۳۸	-۰/۰۳۱	۰/۰۲۳	۹/۱۶۵	۹/۹۲۵	۱۱/۳۶۸
چولگی	۰/۱۷۷	-۰/۱۲۷	۰/۱۷۶	۰/۰۰۴	-۰/۳۴۰	۰/۸۴۱
کشیدگی	۱/۷۲۹	۱/۹۱۶	۲/۳۱۱	۲/۳۴۰	۲/۷۱۷	۲/۴۸۱
جارک-برا	۲/۰۳۲	۱/۴۴۵	۰/۶۹۹	۰/۵۰۸	۰/۶۳۴	۳/۶۱۲
احتمال	۰/۳۶۲	۰/۴۸۵	۰/۷۰۵	۰/۷۷۶	۰/۷۲۸	۰/۱۶۴
تعداد مشاهدات	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸

* آماره جارک-برا وضعیت نرمال بودن را بررسی می‌کند و سطح احتمال آن نشان‌دهنده فرضیه صفر نرمال بودن است.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۵. آزمون ریشه واحد

در گام بعد، یک رویکرد دو مرحله‌ای برای انجام آزمون FADF که توسط اندرز و لی (۲۰۱۲) ارائه شده است، استفاده می‌شود. به این منظور، در مرحله اول، معادله (۸) در محدوده $0.1 \leq k \leq 5$ برآورد زده می‌شود و مدل با کوچک‌ترین مجموع مربعات باقیمانده (SSR) به عنوان فرم مناسب انتخاب می‌شود. در مرحله دوم اهمیت عبارات فوریه با استفاده از آزمون F ارزیابی می‌شود. در صورتی که عبارات فوریه معنی‌دار باشند، از آزمون F-ADF برای آزمایش فرضیه صفر ریشه واحد استفاده می‌شود. اگر عبارات فوریه بی‌معنی باشند، آزمون ADF سنتی

بایستی به عنوان گزینه‌ای جای‌گزین برای آزمون FADF استفاده شود (آیدین و همکاران^۱، ۲۰۲۴). بر این اساس، جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد. یافته‌های این جدول نشان می‌دهد که بر اساس آزمون FADF، متغیرهای cycle (HP) و cycle (CF) در سطح نامانا هستند؛ اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی I(1) برخوردارند. بر اساس آزمون ADF نیز، سایر متغیرها دارای درجه مانایی I(1) می‌باشند. بر اساس نتایج به دست آمده مبنی بر I(1) بودن کلیه متغیرهای پژوهش و توجه به این موضوع که هیچ‌یک از این متغیرها از درجه مانایی I(2) برخوردار نیستند، می‌توان از آزمون‌های هم‌انباشتگی کرانه‌های FARDL و فوریه شین استفاده کرد. همچنین، ماکزیمم درجه انباشتگی متغیرهای مدل برای انجام آزمون F-TY عدد «یک» می‌باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد

ADF		F-ADF					
prob.	آماره t	SSR حداقل	وقفه فرکانس		آماره آزمون F- ADF	آماره F	متغیر
۰/۳۳۴	-۲/۴۸۱	۰/۰۲۸	۱	۳	-	۴/۱۸۸	Debt
۰/۰۲۹	-۳/۸۵۹**	-	-	-	-	-	Δdebt
-	-	۰/۰۴۸	۲/۸	۲	-۳/۴۵۵	۶/۵۴۸*	cycle (HP)
-	-	۰/۰۵۸	۲/۶	۱	-۴/۸۱۸**	۸/۲۵۲***	Δcycle (HP)
-	-	۰/۰۴۶	۲/۴	۲	-۱/۶۶۵	۱۰/۴۵۵***	cycle (CF)
-	-	۰/۰۵۶	۲/۵	۱	-۵/۵۱۸***	۸/۹۶۵**	Δcycle (CP)
۰/۰۹۶	-۳/۲۵۳*	۰/۱۱۲	۴/۳	۲	-	۲/۷۱۷	Rent
۰/۰۰۰	-۵/۸۹۲***	-	-	-	-	-	Δrent
۰/۱۱۵	-۳/۱۵۶	۰/۰۰۴	۳/۵	۱	-	۴/۵۵۲	cycle (HP)×rent
۰/۰۰۵	-۴/۷۰۴***	-	-	-	-	-	Δcycle (HP)×rent
۰/۱۰۲	-۳/۲۲۲	۰/۰۰۵	۱/۲	۱	-	-۴/۷۸۸	cycle (CF)×rent
۰/۰۰۰	-۶/۱۴۴***	-	-	-	-	-	Δcycle (CF)×rent
۰/۲۰۱	-۲/۸۲۳	۰/۰۸۱	۴/۷	۳	-	۲/۱۲۸	Open

^۱Aydin et al. (2024)

۰/۰۰۴	-۴/۷۵۳***	-	-	-	-	$\Delta open$
۰/۱۸۵	-۲/۸۷۸	۰/۰۲۲	۲/۹	۲	-	Unemployment
۰/۰۱۱	-۴/۳۰۸**	-	-	-	-	$\Delta unemployment$
۰/۲۵۸	-۲/۶۶۳	۰/۱۲۸	۳	۳	-	Inflation
۰/۰۰۰	-۵/۷۸۴***	-	-	-	-	$\Delta inflation$

علامت ***، ** و * نیز به ترتیب به معنیداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۵. آزمون هم‌انباشتگی

در مرحله بعدی بایستی وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر ۶ مدل تأیید شود. نتایج آزمون هم‌انباشتگی ADL فوری با فرکانس کسری و آزمون هم‌انباشتگی شین فوری در جدول (۴) ارائه شده است. بر این اساس مقادیر آماره آزمون ADL فوری با فرکانس کسری (t^{ADL}) در هر ۶ مدل، نشان‌دهنده رد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح اهمیت ۱ درصد است. بر اساس آزمون شین فوری نیز می‌توان گفت که مقدار آماره این آزمون (CI^m) در تمام مدل‌ها از مقدار بحرانی این آزمون در سطح اهمیت ۱ درصد و در فرکانس‌های مختلف ۱ و ۲، کوچک‌تر است که به معنای عدم رد فرضیه صفر هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. به طور کلی بر اساس نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر تقریب فوری وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای هر ۶ مدل تأیید می‌شود.

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌انباشتگی مبتنی بر تقریب فوری

آزمون شین فوری			آزمون ADL فوری با فرکانس کسری		
مدل	آماره آزمون (t^{ADL})	فرکانس بهینه (k^*)	AIC حداقل	آماره آزمون (CI^m)	فرکانس بهینه (k^*)
(۱)	-۶/۶۱۲***	۱/۹	-۴/۴۲۲	۰/۰۵۵	۲
(۲)	-۶/۴۱۴***	۱/۸	-۴/۶۸۱	۰/۰۵۱	۲
(۳)	-۶/۱۱۲***	۲/۱	-۵/۱۱۴	۰/۰۵۲	۲
(۴)	-۵/۸۶۵***	۱/۴	-۳/۹۸۱	۰/۰۲۱	۱
(۵)	-۵/۹۶۴***	۱/۱	-۳/۷۸۸	۰/۰۱۹	۱
(۶)	-۶/۲۱۸***	۰/۹	-۳/۸۱۹	۰/۰۱۸	۱

علامت *** در آزمون ADL فوری با فرکانس کسری نشان‌دهنده رد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح اهمیت ۱ درصد است و آماره این آزمون با مقادیر بحرانی جدول‌بندی شده در مطالعه ایلکای و همکاران (۲۰۲۱) مقایسه می‌شود.

مقادیر بحرانی برای آزمون هم‌انباشتگی شین فوری در سطح اهمیت ۱ درصد با فرکانس‌های ۱ و ۲ به ترتیب ۰/۰۹۶ و ۰/۱۷۱ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۵. برآورد مدل

نتایج برآورد مدل‌های این پژوهش در جدول (۵) ارائه شده است.^۱ بر این اساس، اصطلاحات مثلثاتی $\sin$ و $\cos$ از نظر آماری در هر ۶ مدل در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند که نشان می‌دهد افزودن عبارت فوریه به برآوردگر FMOLS سازگار است. در مدل‌های (۱)، (۲) و (۳) چرخه‌های تجاری به وسیله فیلتر HP استخراج شده و به ترتیب از متغیرهای درجه بازبودن تجاری، بیکاری و تورم به عنوان متغیر کنترل استفاده شده است. در مدل‌های (۴)، (۵) و (۶) نیز چرخه‌های تجاری به وسیله فیلتر CF استخراج شده و به ترتیب از متغیرهای درجه بازبودن تجاری، بیکاری و تورم به عنوان متغیر کنترل استفاده شده است. علامت و معنی‌داری ضرایب برآوردی نسبت به تغییر مدل (تغییر در متغیر کنترل مدل و نحوه استخراج چرخه‌های تجاری)، هیچ تغییری نکرده است که این مؤید استحکام نتایج است.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل‌ها بر اساس برآوردگر FMOLS فوریه

متغیر	ضرایب (P-Value)					
	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)	مدل (۶)
cycle (HP)	(۰/۰۰۰) ۱۰۰۲/۶۱۳***	(۰/۰۰۰) ۱۱۱۱/۶۴۰***	(۰/۰۲۹) ۹۴۱/۳۸۴**	-	-	-
cycle (CF)	-	-	-	(۰/۰۳۵) ۷۶۴/۵۷۴**	(۰/۰۳۸) ۱۰۵۱/۶۴۴**	(۰/۰۲۹) ۱۰۰۲/۴۸۱**
rent	(۰/۰۴۸) -۱/۰۴۴**	(۰/۰۳۵) -۰/۷۹۱**	(۰/۰۳۶) -۰/۸۶۴**	(۰/۰۳۱) -۱/۲۱۳**	(۰/۰۰۸) -۰/۹۷۹**	(۰/۰۴۵) -۱/۰۴۷**
cycle (HP)×rent	(۰/۰۱۲) ۴۵/۵۱۳**	(۰/۰۱۱) ۴۸/۴۴۳**	(۰/۰۲۲) ۴۱/۵۱۸**	-	-	-
cycle (HP)×rent	-	-	-	(۰/۰۵۵) ۳۳/۱۴۹*	(۰/۰۲۹) ۴۱/۱۸۸**	(۰/۰۶۲) ۴۱/۸۰۱*
open	(۰/۰۷۶) ۰/۳۳۷*	-	-	(۰/۰۴۴) ۰/۴۳۵**	-	-

^۱ اگر متغیرهای توضیحی مدل رگرسیونی، درون‌زا باشند، در این صورت برآورد مدل با استفاده از روش‌های تک معادله‌ای، برآوردهای تورش‌دار و ناسازگاری را ارائه می‌کند. بر این اساس، آزمون درون‌زایی متغیرها در نرم‌افزار ایویوز و با استفاده از آزمون دورین-وو-هاسن انجام شده است. فرض صفر این آزمون مبتنی بر برون‌زایی متغیر است. از آنجا که مقدار سطح احتمال ارائه‌شده متغیرهای توضیحی بیشتر از ۰/۰۵ است، برون‌زایی متغیرهای مستقل رد نمی‌شود.

	(۰/۰۴۴)	-	-	(۰/۰۰۰)	-	unemployment
	-۴/۹۲۲**	-	-	-۴/۸۸۲***	-	
(۰/۱۹۹)	-	-	(۰/۴۰۱)	-	-	inflation
۰/۳۴۱			۰/۲۳۸			
(۰/۰۸۱)	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۸۸)	(۰/۰۳۹)	(۰/۰۳۴)	sin
۰/۰۶۴*	۰/۰۶۲*	۰/۰۵۹*	۰/۰۵۴*	۰/۰۵۸**	۰/۰۵۵**	
(۰/۰۶۹)	(۰/۰۶۵)	(۰/۰۹۱)	(۰/۰۷۷)	(۰/۰۴۵)	(۰/۰۲۲)	cos
۰/۰۵۲*	۰/۰۴۸*	۰/۰۴۶*	۰/۰۴۹*	۰/۰۵۱**	۰/۰۴۹**	
(۰/۰۰۶)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۰)	constant
۴۳/۴۶۱***	۱۰۹/۰۹۶***	۳۷/۲۲۹**	۴۴/۳۹۴***	۱۰۴/۱۰۹***	۳۹/۴۱۶***	
۰/۷۸۹	۰/۸۰۵	۰/۸۲۱	۰/۷۹۱	۰/۷۹۹	۰/۸۱۱	R-squared
۰/۷۳۷	۰/۷۵۱	۰/۷۷۹	۰/۷۴۲	۰/۷۴۸	۰/۷۵۹	Adjusted R-squared

علائم ***، ** و * نیز به ترتیب به معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز به ارزش احتمال اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که چرخه‌های تجاری (cycle) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نسبت بدهی عمومی به GDP (بار بدهی) در هر ۶ مدل برآوردی دارد. ۰/۰۱ واحد افزایش (کاهش) در چرخه‌های تجاری در بلندمدت، نسبت بدهی به GDP در ایران را حدود ۷/۶۵-۱۱/۱۲ درصد افزایش (کاهش) خواهد داد. این نتیجه بدان معنی است که بدهی عمومی در ایران دارای رفتار موافق چرخه‌ای است و فرضیه ضدچرخه‌ای بودن و تثبیت‌کنندگی خودکار آن در ایران تأیید نمی‌شود. در واقع با افزایش چرخه‌های تجاری و ورود به دوره رونق که در آن GDP محقق شده واقعی از GDP بالقوه واقعی بیشتر است، اگر قرار باشد که بدهی عمومی، رفتاری تثبیت‌کننده و غیرچرخه‌ای داشته باشد باید نسبت بدهی به GDP کاهش یابد تا اقتصاد به روند بلندمدت خود بازگردد. نتیجه به‌دست‌آمده منطبق با نتایج مطالعات تجربی اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴)، وسلپاوم^۱ (۲۰۲۰) و سی و همکاران^۲ (۲۰۱۸) است که نشان می‌دهند بدهی عمومی به‌صورت موافق دوره‌ای واکنش نشان می‌دهد.

رانت نفت (rent) تأثیر منفی و معنی‌داری بر بدهی عمومی در هر ۶ مدل برآوردی دارد. یک درصد افزایش (کاهش) در سهم رانت منابع طبیعی از GDP، در بلندمدت نسبت بدهی به GDP در

^۱ Wesselbaum (2020)

^۲ Si et al. (2018)

ایران را حدود ۰/۷۹-۱/۲۱ درصد کاهش (افزایش) خواهد داد. وفور منابع نفتی در کشور عامل مهمی است که می‌تواند از طریق افزایش درآمد، سرمایه و منابع مالی در اختیار دولت را بهبود بخشد و از این طریق توانایی تعدیل سطح بدهی دولت را دارا است. نتیجه به‌دست آمده مبنی بر نقش رانت منابع طبیعی در کاهش بدهی عمومی هم‌سو با نتایج مطالعات رویز و همکاران (۲۰۲۵)، وانگ و همکاران (۲۰۲۱)، معبودی و همکاران (۱۴۰۲)، گل‌خندان (۱۴۰۲) و مغایر با نتایج مطالعات اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴)، آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) و محمدیان‌منصور (۱۴۰۱) است. علاوه بر این، نتایج حاکی از اثر تعاملی مثبت و معنی‌دار چرخه‌های تجاری و رانت منابع طبیعی ($\text{cycle} \times \text{rent}$) در هر ۶ مدل است که نشان می‌دهد اثر مثبت چرخه‌های تجاری بر بدهی عمومی در حضور رانت منابع طبیعی افزایش می‌یابد. این نتیجه با استدلال‌های مطرح شده در مبانی نظری و مطالعه اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴) مطابقت دارد که نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی به‌دلیل جنبه وثیقه‌ای آن و همچنین، تضعیف کیفیت نهادی، ماهیت موافق چرخه‌ای بدهی عمومی را تقویت می‌کند. بنابراین بر اساس نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که منابع طبیعی مانند نفت به‌طور ذاتی موجب بروز مصیبت و نفرین در کشور نمی‌شود و می‌تواند به کاهش بدهی‌های عمومی منجر شود. اما چارچوب نهادی حاکم در کشور و عدم سیاست‌گذاری مناسب و صحیح در رابطه با تعامل چرخه‌های تجاری و رانت حاصل از منابع طبیعی است که باعث می‌شود این منابع برای کشور به نفرین و مصیبت تبدیل و شدت عدم تثبیت‌کنندگی خودکار و ضدچرخه‌ای بودن بدهی عمومی را افزایش دهد.

درجه باز بودن تجاری (open) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بدهی عمومی در هر ۲ مدل برآوردی دارد. یک درصد افزایش (کاهش) در سهم تجارت از GDP، در بلندمدت نسبت بدهی به GDP در ایران را حدود ۰/۳۴-۰/۴۴ درصد افزایش (کاهش) خواهد داد. چنین نتیجه‌ای را می‌توان با این واقعیت توجیه کرد که یک کشور باز، تعاملات مالی بیشتری با سایر نقاط جهان دارد و بنابراین تمایل به انباشت بدهی نسبتاً بیشتری نسبت به سایر کشورها دارد. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی سوامی^۱ (۲۰۱۵)، بلگیت و عمران^۲ (۲۰۱۷)، اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴) مطابقت دارد که استدلال

^۱ Swamy (2015)

^۲ Belguith & Omrane (2017)

می‌کنند باز بودن تجارت باعث افزایش بدهی عمومی می‌شود. البته در مقابل، دیدگاه دیگری نیز وجود دارد که معتقد است آزادسازی تجارت در کشورهای به‌ویژه غنی از منابع طبیعی، سرمایه‌گذاری بیشتری را جذب می‌کند؛ بنابراین، نیاز اتکاء به استقرار برای تأمین مالی مخارج دولت را کاهش می‌دهد. از این رو، بازبودن تجارت بر بدهی دولت تأثیر منفی می‌گذارد. نتایج مطالعات تجربی آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) و محمدیان‌منصور (۱۴۰۱) از این دیدگاه حمایت می‌کند.

نرخ بیکاری (unemployment) تأثیر منفی و معنی‌داری بر بدهی عمومی در هر ۲ مدل برآوردی داشته است. یک درصد افزایش (کاهش) در بیکاری، در بلندمدت نسبت بدهی به GDP در ایران را حدود ۴/۸۸-۴/۹۲ درصد کاهش (افزایش) خواهد داد. مطالعات تجربی سادیک-زیدا و گاتو^۱ (۲۰۱۹)، وانگ و همکاران (۲۰۲۱)، اوکامبی و مامیمه (۲۰۲۴) و محمدیان‌منصور (۱۴۰۱) استدلال می‌کنند بیکاری بالاتر مستلزم هزینه‌های بیشتری از دولت برای تأمین مزایای بیکاری است که بار بدهی دولت را افزایش می‌دهد. در مقابل نتایج مطالعات بوقاریو و همکاران^۲ (۲۰۱۸) و آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) حاکی از تأثیر منفی بیکاری بر بدهی‌های عمومی است. این مطالعات استدلال می‌کنند که کشورهای در حال توسعه نیاز به افزایش بودجه عمومی خود برای الزامات ایمنی اجتماعی دارند تا اثرات سوء بیکاری را جبران کنند. نتایج این مطالعه نیز از دیدگاه دوم پیروی می‌کند.

تورم (inflation) اثر مثبت اما بی‌معنی بر بدهی عمومی در هر ۲ مدل برآوردی دارد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر بی‌معنی تورم بر بدهی‌های عمومی در ایران هم‌سو با نتایج مطالعه منتظری^۳ (۱۳۹۷) و گل‌خندان (۱۴۰۲) است. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده برای اقتصاد ایران می‌توان کانال‌های اثرگذاری متنوع غیرهم‌سو در رابطه تورم و بدهی‌های عمومی را از بعد نظری و مطالعات تجربی مورد بررسی قرار داد. در شرایط تورمی، از یک طرف ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی به دلیل وقفه طولانی مدت جمع‌آوری مالیات و همچنین سیستم مالیاتی انعطاف‌ناپذیر،

¹ Sadik-Zada & Gatto (2019)

² Bougharriou et al. (2018)

³ Montazeri (2019)

کاهش و با افزایش کسری بودجه به طور غیرمستقیم به افزایش بدهی های عمومی می انجامد.^۱ در طرف مقابل، تورم معمولاً به عنوان ابزاری برای کاهش ارزش واقعی موجودی بدهی استفاده می شود. در واقع، تورم باعث کاهش نسبت بدهی به GDP، به لطف افزایش در ارزش GDP می شود (راینهارت و روگوف، ۲۰۱۰). همچنین، ممکن است رابطه بین بدهی های عمومی و تورم به صورت رابطه علت از سمت بدهی های عمومی به تورم باشد و این رابطه در جهت معکوس نباشد؛ یعنی بدهی های عمومی در ایران منجر به تورم شود و در مقابل، تورم رابطه معنی داری با بدهی های عمومی نداشته باشد. مجموع این دلایل، می تواند دلیل بی معنی شدن تأثیر تورم بر بدهی های عمومی در ایران باشد (گل خندان، ۱۴۰۲).

۵-۵. آزمون علیت گرنجری

در جدول (۶) نتایج آزمون F برای تعیین اینکه آیا تقریب فوریه برای بررسی علیت مورد نیاز است یا خیر نشان داده شده است. نتایج نشان می دهد که مقدار آماره F در هر دو مدل استخراج چرخه ها در تمام سطوح معنی داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد، بزرگ تر از مقادیر بحرانی بوت استراتپ می باشد. در واقع فرضیه صفر عدم وجود مؤلفه های فوریه به طور معنی داری در تمام سطوح رد می شود. بر این اساس بایستی از تقریب فوریه برای ارزیابی روابط متقابل علی بین متغیرهای مدنظر استفاده شود. همچنین، در جلد (۶) مقدار فرکانس و وقفه بهینه برای انجام آزمون علیت گرنجری فوریه بوت استراتپ (BFGC) نشان داده شده است.

جدول (۶): نتایج آزمون F برای لحاظ تقریب فوریه

فیلتر استخراج چرخه ها	فرکانس بهینه	وقفه بهینه	آماره F	مقدار بحرانی		
				۱۰٪	۵٪	۱٪
HP	۱/۵	۳	۱۴/۴۱۲***	۸/۹۸۷	۱۰/۷۶۹	۱۲/۱۰۸
CF	۱/۲	۲	۱۳/۸۱۴***	۸/۲۱۶	۱۰/۱۰۹	۱۱/۸۸۲

علامت *** به معنیداری در سطح ۱ درصد اشاره دارد.

مأخذ: یافته های پژوهش

نتایج آزمون علیت گرنجری سه متغیره فوریه تودا-یاماموتو (F-TY) مبتنی بر بوت استراتپ در مورد رابطه علی بین رانت منابع طبیعی، چرخه های تجاری و بدهی های عمومی در جدول (۷) گزارش

^۱ در ادبیات اقتصادی به این فرآیند اثر تانزی (Tanzi Effect) می گویند.

^۲ Reinhart & Rogoff (2010)

شده است. مقدار آماره والد و p-value بوت استرپ متناظر با آن نشان دهنده رد فرضیه صفر و وجود یک رابطه علی از متغیر توضیحی به متغیر وابسته است. همان طور که نتایج جدول (۷) نشان می دهد نتایج آزمون علیت با تغییر در روش برآورد چرخه های تجاری، ثابت مانده که این موضوع استحکام نتایج را نشان می دهد. بر این اساس می توان گفت که وجود رابطه علی یک سویه از چرخه های تجاری به بدهی های عمومی و از رانت منابع طبیعی به چرخه های تجاری در سطح ۱۰ درصد تأیید می شود که نشان می دهد چرخه های تجاری می تواند بدهی های عمومی و رانت منابع طبیعی می تواند چرخه های تجاری را در ایران پیش بینی کند. همچنین، وجود رابطه علیت دوسویه بین رانت منابع طبیعی و بدهی های عمومی تأیید می شود که مؤید این موضوع است که رانت منابع طبیعی می تواند بدهی های عمومی را متأثر کند و بدهی های عمومی نیز می تواند سرعت استخراج منابع طبیعی را در ایران افزایش دهد. این نتیجه در مطالعات آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) و گل خندان (۱۴۰۲) نیز تأیید شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون علیت کوانتایل فوریه تودا-یاماموتو (F-TY)

فیلتر استخراج چرخه ها	فرضیه صفر	آماره والد	p-value بوت استرپ	نتیجه علیت
HP	cycle (HP) علت گرنجری debt نیست	۶/۲۹۸*	۰/۰۷۱	cycle (HP)→debt
	debt علت گرنجری cycle (HP) نیست	۰/۶۳۹	۰/۷۲۶	
	rent علت گرنجری debt نیست	۹/۴۴۵**	۰/۰۲۲	debt→rent
	debt علت گرنجری rent نیست	۵/۵۸۶*	۰/۰۹۵	
	cycle (HP) علت گرنجری rent نیست	۰/۳۷۲	۰/۸۳۲	rent→cycle (HP)
	rent علت گرنجری cycle (HP) نیست	۶/۲۸۱*	۰/۰۷۲	
	cycle (CF) علت گرنجری debt نیست	۵/۵۰۱*	۰/۰۹۷	cycle (HP)→debt
	debt علت گرنجری cycle (CF) نیست	۰/۳۰۳	۰/۸۵۹	
CF	rent علت گرنجری debt نیست	۸/۹۱۵**	۰/۰۲۹	debt→rent
	debt علت گرنجری rent نیست	۵/۴۶۲*	۰/۰۹۹	
	cycle (CF) علت گرنجری rent نیست	۰/۶۴۶	۰/۷۲۴	rent→cycle (HP)
	rent علت گرنجری cycle (CF) نیست	۶/۵۴۵*	۰/۰۶۹	

علامت **، * و ° نیز به ترتیب به معنیداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد اشاره دارد و p-value بوت استرپ با ۱۰۰۰۰ شبیه سازی به دست می آید.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در تقویت و یا تضعیف شدت چرخه‌ای بودن بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ بوده است. به عبارت دیگر این مطالعه در پی پاسخ‌گویی به این پرسش‌ها بود که رفتار بدهی‌های عمومی در ایران چرخه‌ای است و یا ضدچرخه‌ای؟ و آیا کارکرد ثبات‌بخشی به چرخه‌های اقتصادی را دارد یا خیر؟ همچنین، آیا رانت منابع طبیعی بر موافق چرخه‌ای بودن و یا ضدچرخه‌ای بودن بدهی عمومی اثرگذار است؟

تجزیه و تحلیل‌های سری‌زمانی در این پژوهش مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. به این منظور از آزمون‌های هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی فوریه (ADL) با فرکانس‌های کسری و فوریه شین استفاده شده است. بردارهای هم‌انباشتگی و رابطه علیت نیز با به کارگیری تقریب فوریه برآورد شده است. نتایج برآورد بردارهای هم‌انباشتگی به روش فوریه FMOLS نشان می‌دهد که بدهی‌های عمومی یک رفتار موافق چرخه‌ای در اقتصاد ایران داشته است. همچنین، اثر تعاملی رانت منابع طبیعی و چرخه‌های تجاری بر بدهی‌های عمومی مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی به تقویت رفتار موافق چرخه‌ای بدهی‌های عمومی منجر می‌گردد. نتایج آزمون علیت فوریه تودا و یاماموتو نیز حاکی از رابطه علیت یک‌سویه از رانت منابع طبیعی به چرخه‌های تجاری و از چرخه‌های تجاری به بدهی‌های عمومی و همچنین رابطه علیت دوسویه بین رانت منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی است. نتایج به‌دست‌آمده نسبت به تغییر مدل و نحوه استخراج چرخه‌های تجاری، مستحکم است.

به‌طور کلی بر اساس نتایج این پژوهش می‌توان گفت که منابع طبیعی مانند به‌طور ذاتی موجب بروز مصیبت و نفرین در کشور نمی‌شود و می‌تواند به کاهش بدهی‌های عمومی منجر شود. اما چارچوب نهادی حاکم در کشور و عدم سیاست‌گذاری مناسب و صحیح در رابطه با تعامل چرخه‌های تجاری و رانت حاصل از منابع طبیعی است که باعث می‌شود این منابع برای کشور به

نفرین و مصیبت تبدیل شود و شدت عدم تثبیت کنندگی خود کار و ضد چرخه‌ای بودن بدهی عمومی را افزایش دهد.

بر این اساس، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران کشور در دوران رونق، بخشی از درآمدهای منابع طبیعی را در صندوق‌های تثبیت‌کننده که عموماً در قالب صندوق‌های ثروت دولتی، صندوق‌های پس‌انداز و صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشند، انباشته کند و کسری بودجه خود را با استفاده از دارایی‌های این صندوق در زمان رکود تأمین کند. البته همان‌طور که چیچک‌چیا و گایگیسیز (۲۰۲۳) در مطالعه خود نشان می‌دهند، رفتار موافق چرخه‌ای شدید بدهی عمومی حتی در حضور صندوق‌های مالی منابع طبیعی در کشورهای نفت‌خیز وجود دارد. در نتیجه برای اعمال سیاست ضد چرخه‌ای مطلوب، کیفیت نهادی به اندازه کافی بالا برای مدیریت مؤثر این وجوه و اعمال سیاست مالی مناسب در زمان‌های رکود مورد نیاز است. همچنین، باید اقتصاد کشور به سمت تولید و صادرات محصولات پیچیده سوق داده شود. زیرا این محصولات، پیش‌بینی‌کننده توسعه اقتصادی هستند. با توسعه است که بدهی عمومی کشورهای در حال توسعه می‌تواند جهت‌گیری ضد چرخه‌ای داشته باشد؛ زیرا مشخص شده است که سیاست مالی کشورهای توسعه‌یافته ضد چرخه‌ای است. در انتها خاطرنشان می‌شود که این مطالعه تنها نقش رانت کل منابع طبیعی را در تقویت شدت چرخه‌ای بودن بدهی‌های عمومی کل در ایران بررسی کرده است. بر این اساس، بررسی نقش انواع منابع طبیعی به تفکیک (نفت، گاز طبیعی و ...) و همچنین تفکیک بدهی‌های عمومی به بدهی‌های داخلی و خارجی می‌تواند موضوعاتی برای پژوهشات آتی در راستای بسط نتایج این پژوهش باشد. همچنین، مدل‌سازی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی با توجه نقش آستانه‌ای رانت منابع طبیعی در قالب مدل‌های رگرسیون آستانه می‌تواند در این راستا ارزشمند باشد.

Refrences

- Achua, S.K., Yusuf, M. & Wakdok, S.S. (2022). Nonlinear public debt and resource rent nexus in highly indebted resource-rich sub-Saharan economies: Evidence from Nigeria. *Resources Policy*, 79. doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102983
- Ampofo, G.M.K., Jinhua, C., Bosah, P.C., Ayimadu, E.T. & Senadzo, P. (2021). Nexus between total natural resource rents and public debt in resource-rich countries: A panel data analysis, *Resources Policy*, 74. doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102276
- Banerjee, P., Ar'abi'c, V. & Lee, H. (2017). Fourier ADL co-integration test to approximate smooth breaks with new evidence from Crude Oil Market. *Economic Modelling*, 67, 114-124. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.11.004>.
- Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. [doi:10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x)
- Belguith, S.O. & Omrane, H. (2017). Macroeconomic determinants of public debt growth: A case study for Tunisia. *Theoretical and Applied Economics*, Asociatia Generala an Economistilor din Romania / Editura Economica, vol. 0(4(613), W), 161-168.
- Beşer, N.O., Tütüncü, A., Beşer, M. & Magazzino, C. (2024). The impact of air and rail transportation on environmental pollution in Turkey: a Fourier co-integration analysis. *Management of Environmental Quality*, 35(8).1836-1857. <https://doi.org/10.1108/MEQ-02-2024-0079>
- Bougharriou, N., Benayed, W. & Gabsi, F.B. (2018). How does democracy affect public debt? Evidence from the Arab world. *Economics Discussion Papers 2018 - 54*, Kiel Institute for the World Economy (IfW Kiel)
- Bova, E., Medas, P., & Poghosyan, T. (2016). Resource revenue volatility and macroeconomic stability in resource-rich countries: the role of fiscal policy. IMF Working Paper, WP/16/36, International Monetary Fund, Washington, DC
- Çiçekçi, C. & Gaygısız, E. (2023). Procyclicality of fiscal policy in oil-rich countries: roles of resource funds and institutional quality. *Resources Policy*, 85. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103675>
- Christopoulos, D.K. & Leon-Ledesma, M.A., (2011). International output convergence, breaks, and asymmetric adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometric*, 15(3), 67-97. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1823>

- Christiano, L.J. & Fitzgerald, T.J. (2003). The Band-Pass Filter. NBER Working Paper, No. 7257.
- Cil, N. (2023). Re-examination of pollution haven hypothesis for Turkey with Fourier approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 10024-10036.
- Corden, W.M & Neary, J.P. (1982). Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy. *The Economic Journal*, 92(368).825-848. <https://doi.org/10.2307/2232670>
- Di Serio, M. (2024). Public debt determinants: A time-varying analysis of core and peripheral Euro area countries. *Finance Research Letters*, 69. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106101>
- Enders, W.& Jones, P. (2016). Grain Prices, Oil Prices, and Multiple Smooth Breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 20(4), 399-419. doi:10.1515/snde-2014-0101
- Enders, W. & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and dickey-fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>
- Fareed, Z., Salem, S., Adebayo, T.S., Pata, U.K. & Shahzad, F. (2021). Role of Export Diversification and Renewable Energy on the Load Capacity Factor in Indonesia: A Fourier Quantile Causality Approach. *Frontiers in Environmental Science*, 9(28), 770152. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2021.770152>
- Gallant, A.R. (1981). On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the Fourier flexible form. *Journal of Econometrics*. 15(2), 211-245. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90115-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90115-9)
- Gavin, M., & Perotti, R. (1997). Fiscal policy in Latin America. NBER Macroeconomics Annual 12, 11-72. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA
- Gregory, A.W. & Hansen, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)41685-7).
- Ghasemi, M. and mohajeri, P. (2015). Cyclicity Behaviour of Fiscal Policy in Iran; A Survey. *Economics Research*, 15(56), 75-104. (In Persian)
- Golkhandan, A. (2023). Asymmetric Effect of Oil Rent on Public Debt in Iran. *Public Sector Economics Studies*, 2(3), 269-292. doi: 10.22126/pse.2023.9740.1062 (In Persian)
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics* 35, 497–505. https://doi.org/10.1007/s00181-0070175_9.

- Hatemi-J, A. & Uddin, G.S. (2012). Is the casual nexus of energy utilization and economic growth asymmetric in the US? *Economic Systems*, 36, 461-469. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.10.005>
- Heimberger, P. (2023). The cyclical behavior of fiscal policy: A meta-analysis. *Economic Modelling*, 123. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106259>
- Ilkay, S.C., Yilanci, V., Ulucak, R. & Jones, K. (2021), Technology spillovers and sustainable environment: evidence from time-series analyses with Fourier extension. *Journal of Environmental Management*, Vol. 294, 113033. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113033>
- Ilzetzki, E., & Vegh, C. (2008). Procyclical fiscal policy in developing countries: truth or fiction. NBER Working Paper, No.14191, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Jord' a, O., ' Schularick, M. & Taylor, A.M. (2014). Private credit and public debt in financial crises. FRBSF Economic Letter 7, 1-4.
- Kaminsky, G. L., Carmen M. R., & Carlos V. (2004). When it rains, it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies. NBER Working Paper, No.10780, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Maaboudi, R., Nademi, Y. & Azraty, B. (2024). The Threshold Effect of Oil Rent on Public Debt in Iran. *The Journal of Economic Policy*, 15(30), 202-227. [doi: 10.22034/epj.2024.20483.2475](https://doi.org/10.22034/epj.2024.20483.2475) (In Persian)
- Manzano, O. & Rigobon, R. (2001). Resource curse or debt overhang? National bureau of economic research.
- Mihalyi, D. & Scurfield, T. (2020). How Africa's prospective petroleum producers fell victim to the resource curse? *The Extractive Industries and Society*, 8, 220-232. <https://doi.org/10.1016/j.exis.2020.11.003>
- Mohamadian Mansour, S. (2023). Impact of Natural Resource Abundance on Public Debt in Developing Countries: Pooled Mean Group (PMG) Approach. *The Journal of Economic Modeling Research*, 13(50), 123-154. (In Persian)
- Mohamadian Mansour, S. & Golkhandan, A. (2024). Investigating the Cyclical Behavior of Public Health Expenditures and its Impact on Health Outcomes in OIC Member Countries. *New Economy and Trade*, 18(4), 139-171. [doi: 10.30465/jnet.2024.45039.2024](https://doi.org/10.30465/jnet.2024.45039.2024) (In Persian)
- Montazeri, J. (2019). The Determinants of Government Debt Size in Iran's Economy: New Evidence from an ARDL Approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, 5(2), 105-124. (In Persian)

- Mowlaei, M. & Golkhandan, A. (2025). American Economic Business Cycles and Compared with the Case of Iranian Economy. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 14(4), 229-253. (In Persian)
- Nazlioglu, S., Gormus, N.A. & Soytaş, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*, 60(3), 168-175.
[doi:10.1016/j.eneco.2016.09.009](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.09.009)
- Okombi, I.F. (2021). Non-linear response of fiscal policy to the business cycle: empirical evidence in sub-saharan Africa. *Economics Bulletin*, 41(3), 1097-1112.
- Okombi, I.F. & Mampieme, V.B. (2024). Cyclicity of public debt in developing countries: Does dependence on natural resources matter ? *Resources Policy*, 96. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105231>
- Pata, U.K., Kartal, M.T., Adebayo, T.S. & Ullah, S. (2023). Enhancing environmental quality in the United States by linking biomass energy consumption and load capacity factor. *Geoscience Frontiers*, 14(3), Article 101531. <https://doi.org/10.1016/j.gsf.2022.101531>
- Pata, U.K., Wang, Q., Kartal, M.T. & Sharif, A. (2024). The role of disaggregated renewable energy consumption on income and load capacity factor: A novel inclusive sustainable growth approach. *Geoscience Frontiers*, 15(1). <https://doi.org/10.1016/j.gsf.2023.101693>.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Poghosyan, T. (2015). How do public debt cycles interact with financial cycles?. In: IMF Working Papers 2015/248, International Monetary Fund.
- Pratibha, S., Sharma, V. & Krishna, M. (2024). Nexus between total natural resource rents and public debt within symmetric and asymmetric framework: Fresh insight from resource-rich economy. *Resources Policy*, 93. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105007>
- Reinhart, C.M. & Rogoff, K.S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100(2), 573-578.
<http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.100.2.573>
- Rocher, E. (2007). Les risques de ré-endettement des pays en développement après les annulations de dettes. *Bulletin de la Banque de France*, Banque de France, issue 157, 35-44.

- Rostamzadeh, P. & Goudarzi Farahani, Y. (2017). Forecasting the Occurrence of Business Cycles Using Band-Pass Filter in Iran's Economy. *The Journal of Economic Policy*, 9(18), 41-64. doi: 10.29252/jep.9.18.41 (In Persian)
- Ruiz, Y., Aguirre, N., Ponce, P. & Álvarez-García, J. (2025). Differential impact of natural resource revenues on global public debt: A quantile regression approach. *Resources Policy* <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105448>
- Sachs, J.D. & Warner, A.M. (1997). Sources of slow growth in African economies. *Journal of African Economies*, 6(3), 335-376. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.jae.a020932>
- Sadik-Zada, E.R. (2016). Oil abundance and economic growth (Vol. 70). Logos Verlag Berlin GmbH.
- Sadik -Zada, E.R. & Gatto, A. (2019). Determinants of the public debt and the role of the natural resources: A cross -country analysis, FEEM Working Paper No. 4.2019.
- Samadi, A.H. & Oujimehr, S. (2012). Explaining pro-cyclicality of fiscal policy in I. R. IRAN (1974-2007) with emphasis on oil price volatility. *Journal of Economic Essays; an Islamic Approach*, 9(18), 29-57. (In Persian)
- Solarin, S.A. (2019). Modeling the relationship between financing by the Islamic banking system and environmental quality: Evidence from bootstrap autoregressive distributive lag with Fourier terms. *Quality & Quantity*. 53(6), 2867-2884. <https://doi.org/10.1007/s11135-019-00904-7>
- Stiglitz, J. (2005). Making natural resources into a blessing rather than a curse. In: Tsalik, Svetlana, Schiffrin, Anya (Eds.), *Covering Oil: A Reporter's Guide to Energy and Development*. The Open Society Institute, New York
- Swamy, V. (2015). Government debt and its macroeconomic determinants – An empirical investigation. MPRA Paper 64106, University Library of Munich, Germany.
- Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. doi:10.1016/0304-4076(94)01616-8
- Tofighi, H. & Yahyavi Razlighi, H. (2016). The Effect of Oil rents on the Institutional Quality in Oil-Based Economies. *The Journal of Economic Policy*, 8(16), 21-40 .(In Persian)
- Tsong, C.C., Lee, C.F., Tsai, L.J. & Hu, T.C. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empir. Econ.* 51, 1085-1113. <https://doi.org/10.1007/s00181-015-1028-6>

- Wang, W., Ning, Z., Shu, Y., Riti, J.S. & Riti, M.K. (2023). Natural resource rents and public debts nexus in African resource-rich and most indebted nations: Issues with aggregation bias. *Resources Policy*, 82. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103409>
- Wesselbaum, D. (2020). Procyclical debt as automatic stabilizer. *Journal of Quantitative Economics*. 18(1), 81-102.
- Yilanci, V. (2019). A Residual-Based Co-integration Test with a Fourier Approximation. MPRA Paper 95395, University Library of Munich, Germany.

نسخه اول چاپ شد