

Asymmetric Effect of Oil Rent on Public Debt in Iran

Golkhandan, A.¹

Type of Article: **Research**

10.22126/PSE.2023.9740.1062

Received: 22 October 2023; Accepted: 05 December 2023

P.P: 269-292

Abstract

Considering the significant increase in the public debt burden in Iran over the past years and considering the dependence of the government's budget on revenues from oil sales, this study investigated the short-term and long-term asymmetric effects of oil rent on public debt in Iran during the years 1996-2021. For this purpose, the augmented bounds cointegration test and Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) estimator have been used. The results show that the short-term and long-term effect of the increase in the share of oil rent from GDP on the share of public debt from GDP (public debt burden index) is negative and significant and this effect is positive and significant for the decrease impulses; In such a way that the size of effects of increasing impulses is smaller than the effects of decreasing impulses (confirmation of asymmetric effects). The results of the asymmetric Granger causality test also show the existence of a causal relationship from the increasing impulses of the public debt burden to the increasing impulses of the share of oil rent from GDP, which confirms that high levels of public debt in the country lead to the faster extraction and sale of oil resources. According to other results, economic growth has a negative and significant effect, the share of consumption expenditure in GDP has a positive and significant effect, and inflation has an insignificant effect on the public debt burden in Iran. Based on this, regulating and limiting the level of public borrowing during periods of booming oil revenues, transferring natural resource revenues through the financial system to the real sector, and adopting anti-corruption policies to prevent the deviation and waste of oil revenues in order to have a greater effect of oil rent on public debts and on the other hand, the control of public debts and the correct management of the ratio of debt to GDP in order to reduce the speed of extraction and sale of oil resources are the most important policy recommendations of this research.

Keywords: Oil Rent, Public Debt, Asymmetric Effect, Iran, Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL).

JEL Classification: H63, O5, E62, C32.

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

Citations: Golkhandan, A. (2023). "Asymmetric Effect of Oil Rent on Public Debt in Iran". *Public Sector Economics Studies*, 2 (3), 269-292.

Homepage of this Article: https://pse.razi.ac.ir/article_2853.html?lang=en



تأثیر نامتقارن رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران

ابوالقاسم گل خندان^۱

نوع مقاله: پژوهشی

10.22126/PSE.2023.9740.1062

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۳۰، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۱۴
صص: ۲۶۹-۲۹۲

چکیده

با توجه به افزایش چشمگیر بار بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های گذشته از یک سو و وابستگی بودجه دولت به درآمدهای حاصل از فروش نفت از سوی دیگر، این مطالعه به بررسی آثار نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۴۰۰ پرداخته است. به این منظور، از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های تعمیم‌یافته و برآوردگر خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های افزایشی سهم رانت نفت از تولید ناخالص داخلی بر سهم بدهی‌های عمومی از تولید ناخالص داخلی (شاخص بار بدهی‌های عمومی) منفی و معنادار و این اثرگذاری برای تکانه‌های کاهش، مثبت و معنادار است؛ به‌گونه‌ای که اندازه آثار تکانه‌های افزایشی از آثار تکانه‌های کاهش کوچک‌تر 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 تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد که مؤید آن است که سطوح بالای بدهی‌های عمومی در کشور به استخراج و فروش سریع‌تر منابع نفتی منجر می‌شود. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی اثر منفی و معنادار، سهم مخارج مصرفی از تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنادار و تورم اثر بی‌معنا بر بار بدهی‌های عمومی در ایران داشته‌اند. بر این اساس، تنظیم و محدود کردن سطح استقراض عمومی در طول دوره‌های رونق درآمدهای نفتی، انتقال درآمدهای منابع طبیعی از طریق سیستم مالی به بخش واقعی و اتخاذ سیاست‌های ضدفساد برای جلوگیری از انحراف و اتلاف درآمدهای نفتی برای اثرگذاری بیشتر رانت نفت بر بدهی‌های عمومی، و از طرفی کنترل بدهی‌های عمومی و مدیریت صحیح نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی برای کاهش سرعت استخراج و فروش منابع نفتی مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی این پژوهش است.

واژه‌های کلیدی: رانت نفت، بدهی‌های عمومی، تأثیر نامتقارن، ایران، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی.

طبقه‌بندی JEL: H63, O5, E62, C32.

۱. دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

Email: golkhandan@gmail.com

ارجاع به مقاله: گل خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۲). «تأثیر نامتقارن رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران». مطالعات اقتصاد بخش عمومی، ۲ (۳)، ۲۶۹-۲۹۲.

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://pse.razi.ac.ir/article_2853.html

۱. مقدمه

رشد پایدار اقتصادی برای همه کشورهای در اولویت است و برای سیاست‌های اقتصاد کلان یک هدف مهم به شمار می‌آید. بدیهی است که چنین رشدی به منابع مالی نیاز دارد که در نهایت باید به سرمایه‌گذاری‌هایی تبدیل شوند که ارزش داخلی و خارجی پویایی ایجاد کنند. بدهی‌های عمومی بدون شک متداول‌ترین راه‌کار برای تأمین مالی این سرمایه‌گذاری‌هاست (Veiga et al, 2016).

نظریه‌های متعارف علم اقتصاد بیان می‌کنند که سطوح معقول و بهینه بدهی‌های عمومی از طریق تحریک تقاضای کل، اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند؛ اما بسیاری از نظریه‌های اقتصادی به یک رابطه منفی بین سطوح بدهی‌های مدیریت‌نشده و رشد اقتصادی اشاره می‌کنند (صادقی و تدین، ۱۴۰۰: ۴۶). افزایش بدهی‌های عمومی می‌تواند از طریق «اثر جایگزینی»^۱ سرمایه‌گذاری خصوصی را با افزایش نرخ بهره بلندمدت کاهش دهد. همچنین افزایش بدهی عمومی طبق نظریه «انباشت بدهی»^۲، با افزایش نرخ تورم یا با انحراف مالیاتی در آینده و بروز پدیده ناپایداری بدهی، می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی منجر شود (Karadam, 2018؛ جعفری و همکاران، ۱۳۹۵).

افزایش بدهی‌های دولت طی چند دهه گذشته به دغدغه اصلی اکثر کشورهای جهان تبدیل شده است. اقتصادهای پیشرفته به دلیل هزینه‌های محرک و هزینه بالای تثبیت سیستم مالی، به‌ویژه پس از بحران جهانی مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸، بحران بدهی حاکمیت اروپا که از سال ۲۰۰۸ آغاز شد و اخیراً شیوع کووید-۱۹، با انباشت بدهی زیادی روبه‌رو هستند. این بحران‌ها به افزایش بی‌سابقه بدهی‌های عمومی منجر شد و نگرانی جدی در مورد تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایجاد کرد. مسئله بدهی، با توجه به پایداری اصلی، در اقتصادهای پیشرفته نیز ممکن است گسترش یابد و تأثیر قابل‌توجهی بر کشورهای در حال توسعه داشته باشد (Law et al, 2021).

ایران به‌عنوان یک کشور در حال توسعه طی سال‌های گذشته با افزایش فراوان بار بدهی‌های عمومی (نسبت بدهی‌های عمومی به GDP) مواجه بوده است. بر اساس اطلاعات آماری ارائه‌شده صندوق بین‌المللی پول (IMF)^۳ نسبت بدهی‌های عمومی به GDP در ایران از مقدار ۱۲/۴ درصد در سال ۲۰۱۴ به ۴۲/۴ درصد در سال ۲۰۲۱ رسیده است (چیزی بیش از سه برابر). همچنین، نسبت بدهی‌های عمومی به GDP در ایران در سال ۲۰۲۰ حدود ۴۸/۳ درصد بوده است که بالاترین رقم بدهی ثبت‌شده در ایران از سال ۱۹۹۶ به این سو است.

در کشورهای توسعه‌یافته که ساختار اقتصادی منسجم و شفاف دارند، درآمدهای مالیاتی یکی از اجزای اصلی منابع مالی دولت محسوب می‌شود. در این کشورها استقراض دولت از منابع داخلی و خارجی از ارکان نظام تأمین مالی دولت است و چرخه‌های تجاری نقش بسزایی در مصون ماندن از رکود اقتصادی ایفا می‌کند. در مقابل، در کشورهای کمتر توسعه‌یافته که ساختار اقتصادی شفافی برای دریافت درآمدهای مالیاتی ندارند، ابزارهای استقراضی از جمله منابع اصلی تأمین مالی دولت است و انباشت بدهی و نبود پایداری بدهی‌ها که از کسری ناشی می‌شود می‌تواند منشأ بحران‌های مالی و اقتصادی در این کشورها باشد (آرمن و همکاران، ۱۳۹۹: ۳۰). در ایران طی

1. Crowding Out Effect
2. Debt Overhang
3. International Monetary Fund

سال‌های گذشته، همواره رانت حاصل از صادرات نفت به‌عنوان یکی از منابع اصلی درآمدهای دولت نقش مهمی در اثرگذاری بر کسری بودجه و در پی آن، بدهی‌های عمومی داشته است. به‌طور کلی، در بیشتر کشورهای غنی از نظر منابع طبیعی، انتظار می‌رود که با کاهش درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی و عدم تحقق عواید انتظاری حاصل از فروش این منابع، دولت دچار کسری بودجه شود و این کسری را با استقراض از طرق مختلف مانند استقراض از سیستم بانکی جبران کند. در مقابل، رونق درآمدهای منابع طبیعی، نقش چشمگیری در عدم نیاز به استقراض، بازپرداخت و کاهش بدهی‌های عمومی خواهند داشت (Wang et al, 2021).

اما بحث در زمینه تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی به این سادگی نیست و ممکن است عوامل گوناگونی در این زمینه اثرگذار باشند (Sovacool, 2016; Sadik-Zada & Gatto, 2019). افزایش هزینه‌های عمومی در دوره‌های رونق درآمدهای منابع طبیعی، به‌دلیل تصور افزایش مداوم قیمت این منابع (Lederman & Maloney, 2006)، سرمایه‌گذاری در پروژه‌های اغلب ناپایدار از طریق استقراض سنگین به‌دلیل افزایش ظرفیت استقراض مبتنی بر رونق (Ampofo et al, 2021) و افزایش کسری بودجه از طریق فساد ناشی از افزایش رانت منابع طبیعی (عزتی و همکاران، ۱۳۹۵؛ گل‌خندان و محمدیان منصور، ۱۳۹۹) از جمله عواملی هستند که اثرگذاری مطلوب افزایش رانت حاصل از منابع طبیعی در تقلیل بدهی‌های عمومی را کاهش می‌دهند. از این‌رو ممکن است که تأثیر شوک‌های (تکانه‌های) مثبت و منفی رانت حاصل از منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی نامتقارن و غیریکسان باشد (Achua et al, 2022).

با توجه به توضیحات فوق، هدف اصلی این مقاله بررسی اثرگذاری نامتقارن رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۴۰۰ است. تا کنون مطالعات داخلی متعددی در زمینه شناسایی عوامل مؤثر بر کسری بودجه و همچنین تأثیر بدهی‌های عمومی و کسری بودجه بر رشد اقتصادی انجام شده است؛ اما شمار این مطالعات در زمینه عوامل تعیین‌کننده بدهی‌های عمومی اندک است. همچنین، طبق بررسی نویسنده، تا کنون در هیچ‌یک از مطالعات داخلی نقش منابع طبیعی در میزان بدهی‌های عمومی بررسی نشده است. به این منظور، در مقاله حاضر سعی شده با تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی رانت نفت، به کمک روش هم‌انباشتگی نامتقارن و با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)^۱ میزان تأثیرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های مثبت و منفی رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران به‌دقت تبیین شود.

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش ذکر شده است. بخش چهارم به تشریح مدل و روش پژوهش اختصاص دارد. در بخش پنجم یافته‌های تجربی تجزیه و تحلیل شده و در نهایت، در بخش ششم نتیجه‌گیری و جمع‌بندی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

در این بخش مبانی نظری موجود درباره عوامل مؤثر بر بدهی‌های عمومی با تأکید بر رانت حاصل از منابع طبیعی تشریح می‌شود.

بدهی عمومی به مجموع بدهی‌های مالی معوق بخش عمومی (دولتی) اطلاق می‌شود که در رابطه با آن مسئولیت قانونی اولیه برای بازپرداخت مبلغ اصلی وام گرفته‌شده و بازپرداخت بدهی وجود دارد. بدهی عمومی عمدتاً به دلیل کسری بودجه سالانه دولت ایجاد می‌شود که نتیجه سیاست مالی است. به‌طور عمده دو نوع بدهی عمومی وجود دارد: بدهی داخلی و خارجی. بدهی داخلی به بدهی‌هایی اطلاق می‌شود که دولت در هنگام استقراض از ساکنان یا مؤسسات داخلی، یعنی هنگام فروش اوراق قرضه در بازار سرمایه اولیه داخلی، متحمل و برحسب ارز داخلی بیان می‌شود. بدهی خارجی به بدهی‌هایی اطلاق می‌شود که دولت هنگام استقراض از دولت‌ها، ساکنان یا مؤسسات خارجی متحمل و برحسب ارز خارجی بیان می‌شود (Calitz et al, 2019). در ادامه به تحلیل نظری عوامل مؤثر بر بدهی عمومی با تأکید بر رانت منابع طبیعی پرداخته می‌شود.

حداقل چهار راه برای تأمین کسری بودجه وجود دارد: چاپ پول، منابع رو به اتمام، استقراض داخلی و استقراض خارجی. معادله محدودیت بودجه را می‌توان به صورت زیر نشان داد (Waheed, 2017: 235):

$$T_t + (D_t - D_{t-1}) = G_t + rD_{t-1} \quad (1)$$

در رابطه فوق، T_t درآمد‌های دولت، D_t و D_{t-1} به ترتیب بدهی جاری و گذشته، G_t مخارج دولت و r بهره بدهی انباشته است؛ بنابراین، از بعد مالی، انباشت بدهی را می‌توان پس از ساده‌سازی به شکل زیر نشان داد:

$$D_t = G_t - T_t + (1 + r)D_{t-1} \quad (2)$$

در رابطه فوق، عبارت $G_t - T_t$ به کسری بودجه اولیه اشاره دارد. بر این اساس، افزایش مخارج دولت یا بهره بدهی (که مرتبط با تورم است) باعث افزایش بدهی جاری می‌شود؛ در حالی که انواع درآمد‌های دولت نیاز به استقراض دارد و در نهایت بدهی‌های عمومی را کاهش می‌دهد (Ibid: 236).

مالیات مهم‌ترین منبع درآمدی دولت به‌خصوص در کشورهای توسعه‌یافته است. افزایش درآمد‌های مالیاتی دولت که می‌تواند ناشی از بهبود پایه مالیاتی و یا نرخ مالیاتی باشد، به بهبود بخش درآمد‌های بودجه عمومی و نیز به کاهش کسری بودجه و بدهی‌های عمومی می‌انجامد (کميجانی و ورهرامی، ۱۳۹۱).

درآمد‌های حاصل از فروش منابع طبیعی یکی دیگر از منابع درآمدی دولت (شاید مهم‌ترین منبع) در کشورهای برخوردار از فراوانی منابع طبیعی است. در نگاه نخست تصور می‌شود که اقتصادهای برخوردار از فراوانی منابع طبیعی، به دلیل بهره‌مندی از درآمد‌های سرشار حاصل از فروش این منابع، بایستی ریسک نکول دولتی و در نتیجه سهم بدهی عمومی از GDP کمتری داشته باشند؛ اما این تصور به‌طور کلی معتبر نیست (Sadik-Zada, 2016). منابع طبیعی در این کشورها به‌عنوان تضمینی برای دریافت وام‌های عمومی بیشتر عمل می‌کند. سطح بالای بدهی به دلیل استقراض نامحدود توسط دولت‌های کشورهای غنی از مواد طبیعی، سرمایه‌گذاران را از ارائه سرمایه دل‌سرد می‌کند و این کشورها را در دام بدهی گرفتار می‌کند. همچنین، پدیده دام بدهی می‌تواند ناشی از کاهش جهانی قیمت کالاها باشد که بر درآمد پیش‌بینی‌شده و انتظاری کشورهای غنی از مواد طبیعی برای پرداخت بدهی‌های عمومی تأثیر می‌گذارد. نرخ بالای بدهی نیز به وضعیتی منجر می‌شود که این دولت‌ها نمی‌توانند درآمد کافی

برای پرداخت بدهی‌ها و همچنین تأمین هزینه‌های آتی ایجاد کنند که به‌عنوان «انباشت بدهی» شناخته می‌شود (Ampofo et al, 2021; Wang et al, 2023).

مانزانو و ریگوبون^۱ (۲۰۰۱) معتقدند که اصطلاح «نفرین منابع طبیعی»^۲ - که ساکس و وارنر^۳ (۱۹۹۷) شناسایی و در ادبیات اقتصادی مطرح کردند - ممکن است با مفهوم انباشت بدهی مرتبط باشد. ساکس و وارنر در مقاله‌ای بسیار تأثیرگذار اشاره می‌کنند که بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی رابطه‌ای منفی وجود دارد و اقتصادهای سرشار از منابع طبیعی آهسته‌تر از سایر اقتصادها رشد می‌کنند. بر این اساس، مانزانو و ریگوبون (۲۰۰۱) خاطرنشان می‌کنند کشورهایی که ذخایر زیادی از منابع طبیعی دارند، به‌دلیل محدودیت‌های اعتباری، از این دارایی‌ها در دوران رونق منابع طبیعی (مانند دهه ۷۰) به‌عنوان وثیقه برای وام استفاده می‌کنند. در طول نوسانات قیمت منابع (به‌ویژه زمانی که قیمت کاهش می‌یابد، مانند دهه ۸۰)، این کشورها توان تسویه بدهی‌ها را ندارند و با بحران بدهی و سطح بالای بدهی مواجه می‌شوند.

در واقع، کشورها می‌توانند از جریان درآمدهای احتمالی حاصل از منابع طبیعی خود در آینده به‌عنوان وثیقه یا مبادله برای دسترسی به منابع مالی استفاده کنند. این مدل جدید تأمین مالی به نام «وام‌های با پشتوانه منابع»^۴ مشهور شده است (Mihalyi & Scurfield, 2020). وام‌دهی بیش از حد و غیرمسئولانه در دهه ۱۹۷۰ مبتنی بر تصور افزایش مداوم قیمت نفت، به بحران‌های بدهی اجتناب‌ناپذیر و رشد وحشتناک بدهی در دهه ۱۹۸۰ پس از سقوط قیمت نفت منجر شد (Lederman & Maloney, 2006). اگرچه سرمایه‌گذاری درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به‌عنوان محرک رشد اقتصادی شناخته می‌شود، اما وام گرفتن در برابر درآمدهای آتی یا هزینه‌های بدون پس‌انداز، اقتصاد را در معرض خطر پایداری بدهی قرار می‌دهد (Melina et al, 2016).

در این زمینه، اصطلاح دیگری به نام «ظرفیت استقراض مبتنی بر رونق»^۵ به وجود آمده است؛ به این معنا 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 به‌دلیل افزایش درآمدهای منابع طبیعی و در پی آن، جذب کشورهای اعطاکنده وام ممکن است ارتقای قابل‌ملاحظه‌ای یابد. به عبارت دیگر، از آنجا که منابع طبیعی این کشورها به‌عنوان وثیقه عمل می‌کند، در دوران رونق منابع می‌توان وام‌های بیشتری تهیه کرد (Ampofo et al, 2021; Wang et al, 2023). شایان ذکر است همان‌طور که رونق درآمدهای منابع طبیعی ممکن است باعث شود کشورهای برخوردار از این منابع به‌سرعت در پروژه‌های اغلب ناپایدار از طریق استقراض سنگین سرمایه‌گذاری کنند و بدهی‌های عمومی خود را افزایش دهند، این احتمال وجود دارد که حجم بدهی‌های بالا نیز به استخراج و مصرف سریع‌تر از حد معمول منابع طبیعی برای بازپرداخت آن‌ها منجر شود (Sovacool, 2016). بر این اساس، ممکن است که یک رابطه

1. Manzano & Rigobon
2. Natural Resource Curse
3. Sachs & Warner
4. Resource-Backed Loans
5. Boom-Based Borrowing Capacity

علیت از سمت افزایش بدهی‌های عمومی به افزایش رانت حاصل از منابع طبیعی نیز به وجود آید (Ampofo et al, 2021).

مخارج دولت شامل تمامی مصارف دولت، سرمایه‌گذاری و پرداخت‌های انتقالی می‌شود که بر اساس رابطه (۲)، یکی از راه‌های تأمین مالی آن استقراض است. ذکر دو نکته در این زمینه ضروری به نظر می‌رسد: اول آنکه نوع مخارج دولت در زمینه اثرگذاری بر بدهی‌های عمومی از طریق بدهی‌های داخلی و خارجی مهم است. به طور مثال، به نظر می‌رسد واردات تسلیحات و هزینه‌های نظامی از نظر آماری بر بدهی خارجی اثر مثبت و بر بدهی داخلی اثر بی‌معنا داشته باشند؛ زیرا واردات سلاح و ابزارهای نظامی نیازمند ارز است (Okwoche & Nikolaido, 2022). دوم این که عوامل متعددی به طور غیرمستقیم به افزایش مخارج دولت منجر می‌شوند که می‌توانند بر بدهی‌های عمومی اثرگذار باشند. به طور مثال، برخی از مطالعات استدلال می‌کنند بیکاری بالاتر و پیری جمعیت مستلزم هزینه‌های بیشتری از سوی دولت برای تأمین مزایای بیکاری و بیمه‌های تأمین اجتماعی است که بار بدهی دولت را افزایش می‌دهد (Sadik-Zada & Gatto, 2019; Wang et al, 2021; Hlongwane & Daw, 2022) یا اینکه بر اساس تئوری سیکل‌های بودجه سیاسی، قبل از هر دوره انتخابات ریاست‌جمهوری، به طور معمول یک سیاست مالی انبساطی اعمال می‌شود؛ زیرا دولت برای کسب رأی بیشتر به دنبال بهبود وضع و افزایش رفاه مردم است. رگف^۱ (۱۹۹۰) و آلسینا^۲ و همکاران (۱۹۹۷) درباره این تئوری بررسی‌هایی انجام داده‌اند و بیان کرده‌اند که معمولاً دولت‌ها با توسل به کسری بودجه، به دنبال افزایش احتمال انتخاب شدن خود در انتخابات هستند که این موضوع به افزایش بدهی‌های عمومی دولت منجر می‌شود (کميجانی و ورهرامی، ۱۳۹۱).

در نهایت، هر عاملی که بر سطح درآمدها و مخارج دولت و همچنین نحوه مدیریت آن‌ها اثرگذار باشد، از بُعد معادله محدودیت بودجه، بر بدهی‌های عمومی اثر می‌گذارد. فساد، دموکراسی، کیفیت نهادی، شفافیت مالی، بودجه الکترونیکی، سپرده‌های دولت، رشد جمعیت، رشد اقتصادی و سطح توسعه‌یافتگی نمونه‌ای از این عوامل است (Forslund et al, 2011; Bougharriou, 2018; Wang et al, 2021; Hlongwane & Daw, 2022;) (Atiqasani et al, 2022).

معادله بدهی از بُعد تراز پرداخت‌ها و شکاف پس‌انداز-سرمایه‌گذاری نیز استخراج می‌شود. تراز پرداخت‌های یک کشور به دو بخش تراز حساب جاری (CAB) و تراز حساب سرمایه (KAB) تقسیم می‌شود:

$$CAB_t = X_t - M_t - rD_{t-1} \quad KAB_t = (D_t - D_{t-1}) + (R_t - R_{t-1}) \quad (3)$$

در رابطه فوق، X_t به صادرات کالاها و خدمات، M_t به واردات کالاها و خدمات و R_t و R_{t-1} به ترتیب به ذخیره بین‌المللی جاری و گذشته اشاره دارد. از آنجا که رابطه $CAB_t + KAB_t = 0$ همواره برقرار است، بنابراین از بُعد تراز پرداخت‌ها، معادله انباشت بدهی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$D_t = M_t - X_t + (1 + r)D_{t-1} - (R_t - R_{t-1}) \quad (4)$$

بر اساس معادله فوق، سطح بدهی‌های عمومی به حساب ذخیره ارزی و تراز تجاری کشور وابسته است که خود از فاکتورهای مختلفی نظیر سیاست‌های صادراتی و وارداتی، درجه باز بودن تجاری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ برابری ارز، نرخ تورم و سیاست‌های رقابتی متأثر است. انباشت بدهی ناشی از شکاف پس‌انداز-سرمایه‌گذاری را نیز می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$S_t + (D_t - D_{t-1}) = I_t + rD_{t-1} \quad (5)$$

که در آن، S_t پس‌انداز و I_t سرمایه‌گذاری است. با پارامتر بندی مجدد رابطه فوق، معادله انباشت بدهی به صورت زیر درمی‌آید:

$$D_t = I_t - S_t + (1 + r)D_{t-1} \quad (6)$$

بنابراین، عوامل اصلی و مستقیم را که بر بدهی‌های عمومی یک کشور تأثیر می‌گذارند می‌توان بر اساس معادلات (۲)، (۴) و (۶) به صورت مخارج دولت، درآمدهای دولت، بهره بدهی، صادرات کالا و خدمات، واردات کالا و خدمات، ذخیره بین‌المللی، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز فهرست‌بندی کرد. این‌ها عواملی هستند که در نظریه‌های اقتصادی شناسایی شده‌اند (Waheed, 2017: 236).

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات انجام‌شده پیرامون نقش و تأثیر منابع طبیعی (از بُعد قیمت و رانت) بر بدهی‌های عمومی، محدود و برخلاف مطالعات گسترده‌ای که در زمینه سایر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی مؤثر بر این بدهی‌ها انجام شده است، به تازگی در ادبیات اقتصادی عوامل توضیح‌دهنده بدهی‌های عمومی مطرح شده‌اند (Sadik-Zada & Gatto, 2019; Ampofo et al, 2021). با توجه به این نکات، مهم‌ترین مطالعات خارجی انجام‌شده در زمینه تأثیر منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی و منتخبی از مطالعات داخلی نزدیک به موضوع پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. پیشینه پژوهش

| محقق / محققان | دوره مکانی و زمانی پژوهش | روش برآورد پژوهش | مهم‌ترین نتایج پژوهش |
|--------------------------------------|---|---|---|
| ۱. مطالعات خارجی | | | |
| سدیک-زیدا و گاتو ^۱ (۲۰۱۹) | ۱۸۴ کشور جهان و داده‌های مقطعی سال ۲۰۱۳ | حداقل مربعات تعمیم‌یافته ^۲ (GLS) | سهم فراوان نفت و رانت معدن از کل درآمد، نرخ رشد اقتصادی و متغیر مجازی کشورهای در حال توسعه، تأثیر منفی و معنادار و پرداخت‌های نرخ بهره برای استقراض خارجی از نظر آماری تأثیر مثبت و معناداری بر رشد بدهی‌های عمومی دارد؛ در مقابل، هزینه‌های دفاعی، تشکیل سرمایه ناخالص، نرخ بیکاری و نرخ تورم از نظر آماری معناداری لازم بر نرخ بدهی‌های عمومی ندارند. |

1. Sadik-Zada & Gatto

2. Generalized Least Squares (GLS)

| | | | |
|--|---|--|--------------------------------------|
| رابطه‌ای مثبت و معنادار بین درآمدهای منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی در بلندمدت و رابطه‌ای منفی در کوتاه‌مدت وجود دارد. همچنین، رابطه‌ی علی دوطرفه بین رانت منابع طبیعی و انباشت بدهی عمومی تأیید می‌شود. | ARDL میانگین گروهی تلفیقی ^۲ و (PMG-ARDL) مدل تصحیح خطا برداری پانل ^۳ (VECM) | ۱۷ کشور ثروتمند از نظر منابع طبیعی (۱۹۹۱-۲۰۱۷) | آمپوفه ^۱ و همکاران (۲۰۲۱) |
| برخورداری از منابع طبیعی به‌طور چشمگیری بدهی‌های دولت را کاهش می‌دهد و این اثر برای کشورهای با سطوح پایین توسعه اقتصادی یا سیاسی قوی‌تر است. بر اساس سایر نتایج، متغیرهای درآمد سرانه، آزادی مالی، واردات و دموکراسی اثر منفی و معنادار و صادرات، بیکاری و پیری جمعیت اثر مثبت و معنادار بر بدهی‌های دولت داشته است. تجزیه و تحلیل مکانیسم نیز نشان می‌دهد که منابع طبیعی به‌طور چشمگیری درآمدهای مالی را افزایش می‌دهد؛ اما بر مخارج مالی تأثیری ندارد. | OLS با اثرات ثابت ^۵ | ۱۵۱ کشور جهان (۱۹۹۵-۲۰۱۵) | وانگ ^۴ و همکاران (۲۰۲۱) |
| بین درآمدهای حاصل از فروش نفت و بدهی‌های عمومی در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه‌ای نامتقارن وجود دارد. تکانه‌های مثبت نفت بدهی عمومی را کاهش و تکانه‌های منفی بدهی عمومی را افزایش می‌دهد؛ اما میزان اثرگذاری تکانه‌های منفی بزرگ‌تر است. | خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) | نیجریه (۱۹۷۰-۲۰۲۰) | آچونا ^۶ و همکاران (۲۰۲۲) |
| تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی در سطح کل منفی اما در سطح تفکیک‌شده مثبت است؛ به این معنی که برآورد رابطه رانت منابع-بدهی عمومی در سطح کل، مستعد سوگیری تجمیع است. | روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) | کشورهای بدهکار و غنی از منابع در قاره آفریقا (۱۹۹۰-۲۰۲۰) | وانگ و همکاران (۲۰۲۳) |
| ۲. مطالعات داخلی | | | |
| کسری بودجه با درآمدهای مالیاتی، درآمدهای نفتی و نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی و معنادار و با مخارج دولت و نرخ تورم رابطه مثبت و معنادار دارد. در ضمن، درآمدهای نفتی بیشترین و نرخ رشد اقتصادی کمترین اثر را بر کسری بودجه عمومی کشور می‌گذارند. | خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) | ایران (۱۳۶۸-۱۳۹۴) | مولایی و عبدیان (۱۳۹۷) |
| متغیرهای اندازه کسری بودجه و رشد اقتصادی اثر معنادار و محسوس بر اندازه بدهی دولت داشته‌اند؛ به‌نحوی که این اثرگذاری برای اندازه کسری بودجه مثبت و برای رشد اقتصادی منفی بوده است. همچنین، متغیرهای تورم، نوسانات قیمت نفت، نرخ سود بانکی و شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی (تعداد تغییرات وزیران کابینه در یک سال و تعداد انتخابات قانونی برگزار شده در یک سال) اثر معناداری بر اندازه بدهی دولت نداشته‌اند. | ARDL | ایران (۱۳۵۲-۱۳۹۶) | منتظری (۱۳۹۷) |

1. Ampofo
2. Pooled Mean Group Autoregressive Distributed Lag (PMG-ARDL)
3. Vector Error Correction Model (VECM)
4. Wang
5. Fixed Effect (FE)
6. Achua

| | | | |
|----------------------------|------------------------------|-------------|---|
| عمروآبادی و هوشمندی (۱۴۰۰) | کشورهای عضو اوپک (۲۰۱۰-۲۰۱۸) | پانل آستانه | ارتباط بین نابرابری درآمدی و بدهی عمومی دولت، غیرخطی و U شکل است. بر این اساس، اثرات نابرابری درآمدی بر بدهی عمومی دولت به صورت آستانه‌ای تأیید می‌شود. |
|----------------------------|------------------------------|-------------|---|

(مأخذ: یافته‌های پژوهش با مرور مطالعات تجربی).

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، با توجه به تعریف بدهی‌های عمومی از بُعد معادله محدودیت بودجه^۱ (رابطه ۱)، مدل نهایی با تفکیک شوک‌های مثبت و منفی رانت نفت، شرایط و ساختار اقتصاد ایران و بررسی متغیرهای کنترل گوناگون از نظر معناداری آماری و رضایت‌بخش بودن آزمون‌های تشخیصی، با توجه به اصل کمبود پارامترهای توضیحی، به فرم مدل رگرسیونی نیمه‌لگاریتمی زیر است:

$$\text{LnDebt}_t = \beta_0 + \beta_1^+ \text{LnRent}_t^+ + \beta_1^- \text{LnRent}_t^- + \beta_2 \text{Growth}_t + \beta_3 \text{LnGov}_t + \beta_4 \text{LnInf}_t + \epsilon_t \quad (7)$$

که در آن، متغیرها به صورت زیر تعریف شده‌اند:

LnDebt_t : لگاریتم طبیعی نسبت بدهی‌های عمومی به GDP (برحسب درصد و به‌عنوان شاخص بار بدهی های عمومی)؛

LnRent_t : لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از GDP (برحسب درصد)؛

LnRent_t^+ : تکانه‌های مثبت سهم رانت نفت از GDP که با توجه به تعریف گرنجر و یون^۲ (۲۰۰۲) به صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزای مثبت) لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از GDP محاسبه می‌شود:

$$\text{LnRent}_t^+ = \sum_{t=1996}^t \Delta \text{LnRent}_t^+ = \max[\Delta \text{LnRent}_t, 0] \quad (8)$$

LnRent_t^- : تکانه‌های منفی سهم رانت نفت از GDP که با توجه به تعریف گرنجر و یون (۲۰۰۲) به صورت مجموع تجمعی منفی (اجزای منفی) لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از GDP محاسبه می‌شود:

$$\text{LnRent}_t^- = \sum_{t=1996}^t \Delta \text{LnRent}_t^- = \min[\Delta \text{LnRent}_t, 0] \quad (9)$$

Growth_t : نرخ رشد سالیانه GDP (برحسب درصد؛ به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵ و برحسب دلار آمریکا)؛

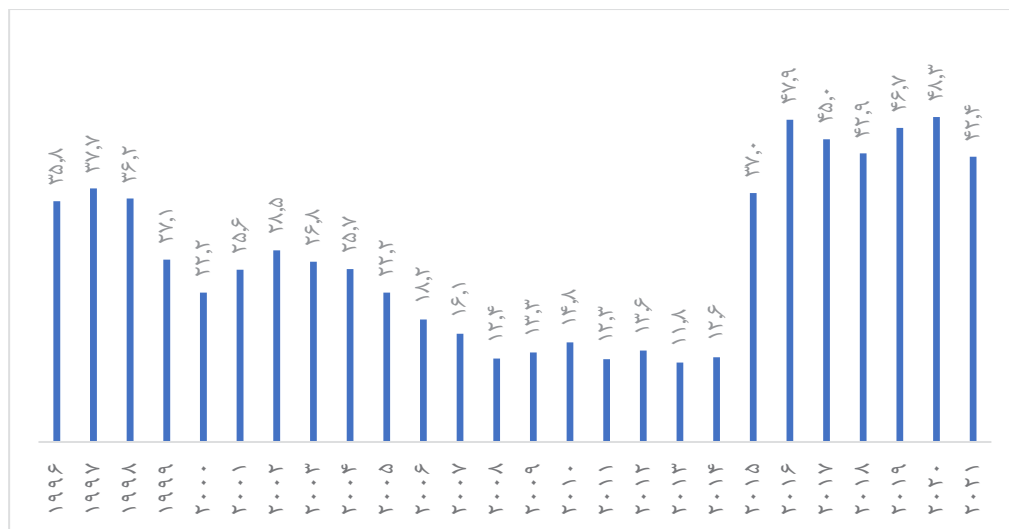
LnGov_t : لگاریتم طبیعی نسبت مخارج مصرفی به GDP (برحسب درصد)؛

LnInf_t : لگاریتم طبیعی نسبت نرخ تورم (برحسب درصد).

۱. در مطالعه منتظری (۱۳۹۷) نیز نشان داده شده که اساساً بدهی دولت در اقتصاد ایران ریشه در کسری‌های بودجه ساختاری دارد.

با توجه به امکان دسترسی به داده‌های آماری، در این پژوهش از اطلاعات سری زمانی سالانه ۱۳۷۵-۱۴۰۰ استفاده شده است. منبع داده‌های متغیر نسبت بدهی‌های عمومی به GDP، صندوق بین‌المللی پول (IMF) و منبع داده‌های سایر متغیرها شاخص‌های توسعه جهانی (WDI)^۱ متعلق به بانک جهانی است.

در شکل (۱) نسبت بدهی‌های عمومی به GDP در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۲۱ 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 کم‌وبیش نزولی 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 قابل‌ملاحظه 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 یافته است. در سال‌های ۲۰۱۷ و ۲۰۱۸ نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP نزولی شده و به ترتیب به ۴۵ و ۴۲/۹ درصد رسیده است؛ اما در دو سال آخر بازه زمانی پژوهش، بدهی ناخالص دولت دوباره صعودی شده است. در سال ۲۰۱۹ نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP به ۴۶/۷ درصد و در سال ۲۰۲۰ به ۴۸/۳ درصد افزایش یافته که بالاترین رقم بدهی ثبت‌شده از سال ۱۹۹۶ به این سو است. در سال ۲۰۲۱ نیز نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP به رقم ۴۲/۴ درصد کاهش یافته است.



نمودار ۱: نسبت بدهی‌های عمومی به GDP (برحسب درصد) در ایران (۱۹۹۶-۲۰۲۱)

(مأخذ: صندوق بین‌المللی پول (IMF)).

در جدول (۲) خلاصه آماری متغیرهای پژوهش به همراه منبع گردآوری داده‌های آن‌ها نشان داده شده است. بر این اساس، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به نسبت بدهی‌های عمومی به GDP است و کمترین

1. World Development Index

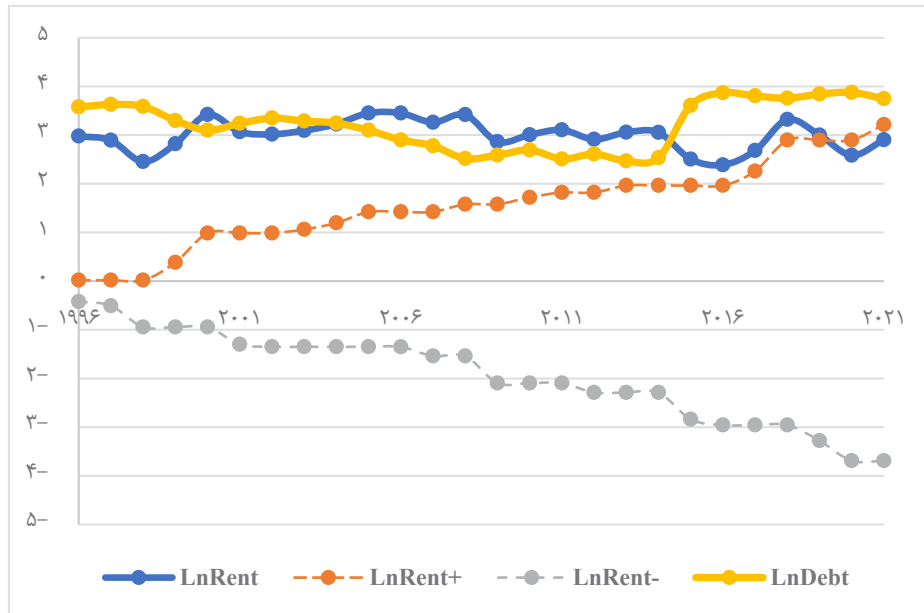
مقدار آن به نرخ رشد اقتصادی اختصاص دارد. همچنین، بر اساس آمارهٔ جارك-برا و سطح احتمال آن می توان گفت که همهٔ متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول ۲. خلاصهٔ آماری متغیرهای پژوهش به همراه منبع گردآوری داده‌های آن‌ها

| متغیر | | | | | |
|--------|--------|--------|--------|--------|------------------|
| Inf | Gov | Growth | Rent | Debt | آماره |
| ۱۹/۶۸۵ | ۱۲/۸۶۸ | ۳/۰۸۲ | ۲۰/۹۲۱ | ۲۷/۸۱۱ | میانگین |
| ۱۶/۹۷۴ | ۱۲/۸۴۶ | ۲/۹۷۴ | ۲۰/۳۳۴ | ۲۶/۲۵۰ | میانه |
| ۴۳/۳۸۹ | ۱۶/۰۶۲ | ۸/۸۱۵ | ۳۱/۶۰۸ | ۴۸/۳۰۰ | ماکسیمم |
| ۷/۲۴۵ | ۹/۴۷۷ | -۳/۸۴۷ | ۱۰/۸۸۹ | ۱۱/۸۰۰ | مینیمم |
| ۹/۷۷۲ | ۱/۸۰۷ | ۳/۵۷۶ | ۶/۰۷۵ | ۱۲/۷۸۱ | انحراف استاندارد |
| ۰/۹۶۹ | ۰/۲۴۶ | -۰/۱۵۷ | ۰/۲۶۵ | ۰/۲۳۲ | چولگی |
| ۳/۰۳۴ | ۲/۲۹۳ | ۲/۱۹۲ | ۲/۳۰۱ | ۱/۶۴۱ | کشیدگی |
| ۴/۰۷۵ | ۰/۸۰۴ | ۰/۸۱۵ | ۰/۸۳۲ | ۲/۲۳۲ | جارك-برا |
| ۰/۱۳۱ | ۰/۶۶۹ | ۰/۶۶۵ | ۰/۶۵۹ | ۰/۳۲۸ | احتمال |
| ۲۶ | ۲۶ | ۲۶ | ۲۶ | ۲۶ | تعداد مشاهدات |
| WDI | WDI | WDI | WDI | IMF | منبع داده‌ای |

* آمارهٔ جارك-برا وضعیت نرمال بودن را بررسی می‌کند و سطح احتمال آن نشان‌دهندهٔ فرضیهٔ صفر نرمال بودن است. (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

در شکل (۲) نیز روند حرکتی لگاریتم طبیعی نسبت بدهی‌های عمومی به $GDP (LnDebt)$ ، لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از $GDP (LnRent)$ و همچنین مجموع تجمعی مثبت و منفی لگاریتم سهم رانت نفت از GDP نشان داده شده است. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد، در بیشتر سال‌های بررسی شدهٔ پژوهش، $LnDebt$ و $LnRent$ روند حرکتی خلاف جهت هم‌دیگر داشته‌اند و در سال‌های افزایش (کاهش) رانت نفت، بدهی‌های عمومی کاهش (افزایش) یافته است. نتایج ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش در جدول (۳) نیز این موضوع را تأیید می‌کند. بر این اساس، ضریب همبستگی لگاریتم طبیعی نسبت بدهی‌های عمومی به GDP با لگاریتم سهم رانت نفت از GDP ، $-۰/۴۹۵$ و با سایر متغیرها یعنی رشد اقتصادی، لگاریتم طبیعی نسبت مخارج مصرفی به GDP و لگاریتم طبیعی تورم به ترتیب $۰/۰۶۱$ ، $۰/۶۰۸$ و $-۰/۰۴۸$ بوده است.



نمودار ۲: روند حرکتی لگاریتم طبیعی نسبت بدهی‌های عمومی به GDP (LnDebt)، لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از GDP (LnRent) و شوک‌های مثبت و منفی لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از GDP (LnRent+) و منفی لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از GDP (LnRent-). (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

جدول ۳. ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش

| متغیر | | | | | |
|-------|-------|--------|--------|--------|--------|
| LnInf | LnGov | Growth | LnRent | LnDebt | متغیر |
| | | | | ۱ | LnDebt |
| | | | ۱ | -۰/۴۹۵ | LnRent |
| | | ۱ | ۰/۰۵۴ | ۰/۰۶۱ | Growth |
| | ۱ | -۰/۳۳۵ | -۰/۴۸۲ | ۰/۶۰۸ | LnGov |
| ۱ | ۰/۰۰۹ | -۰/۳۹۲ | ۰/۰۸۳ | -۰/۰۴۸ | LnInf |

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

در این مطالعه، به منظور بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران، از یکی از روش‌های تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بهره‌گیری شده است. مدل ARDL نامتقارن روشی برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. شین^۱ و همکاران (۲۰۱۴) این روش را توسعه داده‌اند که در واقع مدل گسترش‌یافته ARDL خطی ارائه‌شده پسران^۲ و همکاران (۲۰۰۳) است. روش NARDL نیز همانند روش ARDL، برای متغیرهای کاملاً I(1) و I(0) و یا ترکیبی از هر دو، کاربرد دارد. این روش را می‌توان با تعداد

1. Shin

2. Pesaran

مشاهدات تجربی با حجم اندک (Narayan & Narayan, 2005: 425) و حتی زمانی که متغیرهای توضیحی مدل درون‌زا هستند به کار برد (گل خندان، ۱۳۹۵).

با وارد کردن تکانه‌های مثبت و منفی متغیر لگاریتم سهم رانت نفت از GDP (LnRent) در یک مدل (ARDL(p,q)، به مدل NARDL(p,q) (ARDL غیرخطی) به صورت زیر دست خواهیم یافت:

$$\text{LnDebt}_t = \sum_{j=1}^p \phi_j \text{LnDebt}_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_{1j}^+ \text{LnRent}_{t-j}^+ + \theta_{1j}^- \text{LnRent}_{t-j}^- + \theta_2 \text{Growth}_{t-j} + \theta_3 \text{LnGov}_{t-j} + \theta_4 \text{LnInf}_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

که در آن، p و q تعداد وقفه‌های بهینه مدل، ϕ_j ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، θ_{ij}^+ و θ_{ij}^- ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر مستقل و ε_t جمله اخلاص با میانگین صفر و واریانس ثابت است.

به منظور بررسی این موضوع که آیا سطح بدهی‌های عمومی بالا در کشور ممکن است به استخراج و فروش سریع‌تر منابع طبیعی بینجامد، از آزمون علیت گرنجری نامتقارن حاتمی-ج^۱ (۲۰۱۲) استفاده شده است. حاتمی-ج^۱ در نظر گرفتن اثرات غیرخطی و تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی سری‌های زمانی، آزمون علیت تودا و یاماموتو^۲ را به منظور شناسایی علیت نامتقارن (غیرخطی) بین متغیرها تعمیم داده است. در این روش، نخست شوک‌های مثبت سهم رانت نفت و بدهی‌های عمومی از GDP طبق تعریف گرنجر و یون (۲۰۰۲) و بر اساس رابطه زیر استخراج می‌شوند:

$$\text{LnDebt}_t^+ = \sum_{t=1996}^t \Delta \text{LnDebt}_t^+ = \max[\Delta \text{LnDebt}_t, 0] \quad (11)$$

$$\text{LnRent}_t^+ = \sum_{t=1996}^t \Delta \text{LnRent}_t^+ = \max[\Delta \text{LnRent}_t, 0]$$

در گام بعد، درجه مانایی ماکزیمم بین شوک‌های مثبت (d_{\max}) و سپس تعداد وقفه‌های (k) بهینه مدل VAR تعیین و سپس یک مدل VAR با تعداد وقفه‌های ($k + d_{\max}$) تشکیل می‌شود. برای تعیین طول وقفه بهینه (k) در این مطالعه از معیار اطلاعات ارائه شده حاتمی-ج^۳ (۲۰۰۳) موسوم به (HJC) استفاده شده است. آزمایش‌های شبیه‌سازی مونت کارلو نشان می‌دهد که این معیار اطلاعاتی جدید (برتر) در انتخاب طول وقفه صحیح در مدل‌های VAR پایدار و همچنین ناپایدار به خوبی عمل می‌کند.

در گام آخر، با برآورد مدل VAR($k+d_{\max}$) از آزمون والد که دارای توزیع مجانبی کای مربع است، برای بررسی رابطه علیت گرنجر با توجه به مقادیر بحرانی استفاده می‌شود. با توجه به احتمال انحراف چشمگیر توزیع آماره آزمون والد از توزیع مجانبی آن، مطابق مطالعه حاتمی-ج و یودین^۴ (۲۰۱۲)، از تکنیک شبیه‌سازی بوت‌استرپینگ^۵ برای ده‌هزار بار تکرار به منظور ساخت مقادیر بحرانی در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد استفاده شده است.

1. Hatemi-J
2. Toda & Yamamoto
3. Hatemi-J Criterion (HJC)
4. Uddin
5. Bootstrapping Simulation

۵. تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، درجه مانایی بیشتر از $I(1)$ ندارند. اگر متغیرهای مدل مانا از درجه دو، یعنی $I(2)$ یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده پسران و همکاران (۲۰۰۳) هنگام بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی قابل‌اعتماد نیست؛ بنابراین، باید پیش از ذکر نتایج این آزمون‌ها، درجه مانایی متغیرهای مدل تعیین شود. در این مطالعه، برای تعیین درجه مانایی متغیرهای مدل، از آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون‌ها با وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرها به جز رشد اقتصادی، در سطح نامانا هستند و پس از یک بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند؛ بنابراین، به دلیل مانا نبودن متغیرهای به کاررفته از یک درجه (یعنی $I(0)$ و $I(1)$ بودن متغیرها) و با توجه به اینکه هیچ‌یک از متغیرهای مدل مانا از درجه دو، یعنی $I(2)$ نیستند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها برای بررسی وجود و یا نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده کرد.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP

| درجه مانایی | نام آزمون | | متغیر | نام آزمون | | متغیر |
|-------------|-----------------------|----------------------|---------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | PP (Prob) | ADF (Prob) | | PP (Prob) | ADF (Prob) | |
| $I(1)$ | -۳/۶۵۸** (۰/۰۴۶) | -۳/۷۹۳** (۰/۰۳۵) | $\Delta(\text{Debt})$ | -۱/۴۳۲ (۰/۸۲۵) | -۱/۳۱۲ (۰/۶۰۵) | LnDebt |
| $I(1)$ | -۴/۲۱۹** (۰/۰۱۴) | -۴/۷۴۳*** (۰/۰۰۴) | $\Delta(\text{LnRent}^+)$ | -۲/۲۵۱ (۰/۴۴۴) | -۲/۱۰۵ (۰/۵۱۹) | LnRent ⁺ |
| $I(1)$ | -۱۰/۶۸۹*** (۰/۰۰۰) | -۵/۴۴۵*** (۰/۰۰۱) | $\Delta(\text{LnRent}^-)$ | -۲/۵۷۶ (۰/۲۹۳) | -۲/۶۲۶ (۰/۲۷۲) | LnRent ⁻ |
| $I(0)$ | - | - | $\Delta(\text{Growth})$ | -۴/۳۷۸*** (۰/۰۰۹) | -۴/۴۲۵*** (۰/۰۰۸) | Growth |
| $I(1)$ | -۶/۲۷۳*** (۰/۰۰۰) | -۵/۸۶۹*** (۰/۰۰۰) | $\Delta(\text{LnGov})$ | -۲/۲۴۹ (۰/۴۴۶) | -۲/۲۸۹ (۰/۴۲۶) | LnGov |
| $I(1)$ | -۵/۵۰۸*** (۰/۰۰۱) | -۴/۶۴۸*** (۰/۰۰۵) | $\Delta(\text{LnInf})$ | -۱/۵۸۴ (۰/۷۷۳) | -۲/۹۹۷ (۰/۱۵۱) | LnInf |

* وقفه انتخابی برای آماره آزمون ADF به وسیله معیار شوارتز با حداکثر طول ۶ وقفه انتخاب شده است و علامت Δ ، به تفاضل اشاره دارد. علامت‌های **، *** و * نیز به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.
(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

در ادامه با استفاده از آزمون BDS (که بر اساس نام ارائه‌دهندگان آن نام‌گذاری شده است)^۱ بر پسماندهای الگوی VAR، فرض مستقل بودن متغیرها و ساختار غیرخطی بین آن‌ها بررسی می‌شود. اگر این فرض رد شود

1. Brock, Dechert & Scheinkman

ممکن است رفتار غیرخطی بین سری ها وجود داشته باشد. به این منظور، نخست یک مدل VAR بین دو متغیر، با توجه به وقفهٔ بهینه، برآورد و سپس آزمون BDS بر روی پسماندهای مدل VAR به منظور بررسی استقلال آن ها انجام می شود. بر اساس نتایج به دست آمده، آمارهٔ Z در این آزمون در درجه های وقفهٔ ۲، ۳، ۴ و ۵ به ترتیب مقادیر ۳/۱۲، ۳/۹۹، ۵/۳۶ و ۴/۸۵ را اختیار کرده و بنابراین، در این چهار درجهٔ وقفه، فرض مستقل بودن متغیرها رد می شود که نشان دهندهٔ احتمال وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرهاست.

به منظور استفاده از مدل NARDL بایستی وجود هم‌انباشتگی نامتقارن (غیرخطی) بین متغیرهای مدل ثابت شود. تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران با استفاده از دو آزمون کلی کرانه‌های F - که نارایان آن را متناسب با حجم نمونه اصلاح کرده است (Narayan, 2005) - و آزمون کرانه‌های t انجام می شود. در این تحلیل، دو کرانهٔ بحرانی ارائه شده است؛ کرانهٔ بالایی برای سری های زمانی I(1) و کرانهٔ پایینی برای سری های I(0). اگر مقدار آماره های F و t محاسبه شده بیشتر از مقدار کرانهٔ بالایی باشد، فرض صفر عدم هم‌انباشتگی رد می شود و اگر مقدار F کمتر از کرانهٔ پایینی باشد، فرض صفر رد نمی شود. در صورتی که آمارهٔ F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه درجهٔ انباشتگی متغیرها را بدانیم (Pesaran et al, 2001: 290). سام^۱ و همکاران (۲۰۱۹) به تازگی در این زمینه آزمون دیگری (کرانه‌های F والد) ارائه کرده اند که در آن لزومی بر متغیر وابسته بودن I(1) نیست و در کنار دو آزمون ارائه شدهٔ پسران و همکاران، یک نتیجه‌گیری واضح در مورد وضعیت هم‌انباشتگی ارائه می دهد. اگر هر سه آزمون (آزمون F کلی بر روی سطح با وقفهٔ متغیرها، آزمون t بر روی سطح با وقفهٔ متغیر وابسته و آزمون F بر روی سطوح باوقفه متغیر[های] مستقل) معنی دار باشند، می توان نتیجه گرفت که هم‌انباشتگی وجود دارد. اگر آزمون F کلی و آزمون t بر روی سطح با وقفهٔ متغیر وابسته معنادار باشد، اما آزمون F روی وقفهٔ متغیر[های] مستقل معنادار نباشد، بیانگر «متغیر[های] مستقل با وقفهٔ منحط»^۲ است. احتمال دیگر زمانی است که آزمون F کلی و آزمون F بر روی سطوح با وقفهٔ متغیر[های] مستقل معنی دار باشند، اما برای آزمون t بر روی سطح با وقفهٔ متغیر وابسته معنادار نباشد. این مورد نیز بیانگر یک «متغیر وابسته با وقفهٔ منحط»^۳ است. هریک از موارد منحط نشان دهندهٔ نبود هم‌انباشتگی خواهد بود؛ بنابراین، هر سه آزمون باید برای رسیدن به یک نتیجهٔ معتبر اعمال شوند (Sam et al, 2019: 131). بر اساس نتایج جدول (۵)، مقدار آمارهٔ محاسبه شده در هر سه آزمون از کرانهٔ بالایی مقادیر بحرانی ارائه شدهٔ آن ها بزرگ تر است که نشان دهندهٔ وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل است.

1. Sam
2. Degenerate Lagged Independent Variable(s) Case
3. Degenerate Lagged Dependent Variable

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتی کرانه‌ها

| نام آزمون | آماره آزمون | مقدار آماره | سطح معناداری | کرانه پایین I(0) | کرانه بالا I(1) |
|--------------------------------------|--------------|-------------|--------------|------------------|-----------------|
| مقادیر بحرانی پسران و همکاران (۲۰۰۱) | | | | | |
| آزمون کرانه‌های t رگرساند | آماره t | -۷/۲۰۵*** | | ۱۰٪ | -۲/۵۷ |
| | | | | ۵٪ | -۲/۸۶ |
| | | | | ۱٪ | -۳/۴۳ |
| مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) | | | | | |
| آزمون کلی کرانه‌های F | آماره F | ۱۰/۱۸۸*** | | ۱۰٪ | ۲/۵۸ |
| | | | | ۵٪ | ۳/۱۳ |
| | | | | ۱٪ | ۴/۵۴ |
| مقادیر بحرانی سام و همکاران (۲۰۱۹) | | | | | |
| آزمون کرانه‌های F رگرورها | آماره F والد | ۱۲/۵۸۹*** | | ۱۰٪ | ۲/۱۲ |
| | | | | ۵٪ | ۲/۶۵ |
| | | | | ۱٪ | ۳/۹۴ |

* علامت*** معناداری در سطح ۱ درصد است.
(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت نامتقارن بین متغیرهای مدل، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول (۶) نتایج برآورد رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت به کمک روش NARDL گزارش شده است:

جدول ۶. نتایج برآورد رابطه‌های تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش NARDL

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | نسبت t (احتمال) |
|---|-------------------|-------------------------|-------------------|
| ضرایب بلندمدت | | | |
| LnRent ⁺ | -۰/۲۸۱*** | ۰/۰۸۵ | (۰/۰۰۴) -۳/۲۸۹ |
| LnRent ⁻ | -۰/۴۴۶** | ۰/۲۰۷ | (۰/۰۴۴) ۲/۱۵۸ |
| Growth | -۰/۰۴۳* | ۰/۰۲۵ | (۰/۰۹۹) -۱/۷۳۱ |
| LnGov | ۱/۳۹۱*** | ۰/۳۳۵ | (۰/۰۰۰) ۴/۱۵۵ |
| LnInf | ۰/۱۴۱ | ۰/۱۸۲ | (۰/۴۴۸) ۰/۷۷۴ |
| ضرایب کوتاه‌مدت | | | |
| ΔLnRent ⁺ | -۰/۱۸۸** | ۰/۷۰۵ | (۰/۰۲۲) -۲/۶۶۴ |
| ΔLnRent ⁻ | ۰/۲۶۱** | ۰/۰۹۲ | (۰/۰۱۶) ۲/۸۱۹ |
| ΔGrowth | -۰/۰۱۱** | ۰/۰۰۵ | (۰/۰۳۴) -۲/۴۱۱ |
| ΔLnGov | -۰/۴۲۹*** | ۰/۰۶۸ | (۰/۰۰۰) ۶/۲۳۲ |
| ΔLnInf | ۰/۰۸۸ | ۰/۱۴۴ | (۰/۵۵۲) ۰/۶۱۳ |
| constant | -۴/۰۱۰* | ۲/۱۱۴ | (۰/۰۷۲) -۱/۸۹۷ |
| ECT | -۰/۵۶۲*** | ۰/۰۹۹ | (۰/۰۰۰) -۵/۷۰۵ |
| R ² | ۰/۸۳۴ | Adjusted R ² | ۰/۷۶۸ |
| آزمون‌های تشخیصی | | | |
| نرمالیتی | ۱/۲۲۲ (۰/۵۴۳) | واریانس ناهمسانی | ۱/۳۹۵ (۰/۲۹۴) |
| خودهمبستگی | ۱/۶۰۲ (۰/۲۵۴) | فرم تبعی مناسب | ۱/۴۰۷ (۰/۲۵۴) |
| آزمون‌های والد برای بررسی عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت | | | |
| W _{LR} | ۱۸/۲۱۲*** (۰/۰۰۰) | W _{SR} | ۱۵/۹۰۸*** (۰/۰۰۰) |

* علامت‌های***، ** و * به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.
(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

ضرایب بلندمدت و کوتاهمدت تکانه‌های مثبت رانت نفت ($LnRent^+$) منفی و معنادار و در مقابل، ضریب بلندمدت و کوتاهمدت تکانه‌های منفی رانت نفت ($LnRent^-$) مثبت و معنادار است. بر این اساس، اثرات بلندمدت و کوتاهمدت تکانه‌های مثبت رانت نفت به ترتیب $-0/281$ و $-0/188$ و اثرات بلندمدت و کوتاهمدت تکانه‌های منفی رانت نفت به ترتیب $0/446$ و $0/261$ برآورد شده است؛ به این معنا که با فرض ثبات سایر متغیرها و در بلندمدت و کوتاهمدت، یک درصد افزایش در سهم رانت نفت از GDP، نسبت بدهی‌های عمومی از GDP را در ایران به ترتیب حدود $0/28$ و $0/18$ درصد کاهش و یک درصد کاهش در آن نیز این سهم را در بلندمدت و کوتاهمدت به ترتیب حدود $0/45$ و $0/26$ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه‌گیری به‌وضوح بیانگر اثر نامتقارن تکانه‌های رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران است؛ به‌گونه‌ای که میزان اثرگذاری تکانه‌های منفی آن از تکانه‌های مثبت بزرگ‌تر است.

تأثیر انواع درآمدهای دولت مانند رانت نفت در کاهش بدهی‌های دولت مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات سادیک-زیدا و گاتو (۲۰۱۹) و وانگ و همکاران (۲۰۲۱) است که نشان می‌دهد وفور منابع تأثیر منفی و معنادار بر بدهی‌های عمومی داشته است؛ اما دلیل عدم تقارن آن را می‌توان این‌گونه توجیه کرد که افزایش رانت نفت در وهله اول به‌طور قابل‌توجهی کسری بودجه و در پی آن بدهی‌های عمومی را در کشور کاهش می‌دهد؛ اما با رونق یافتن درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، دولت با تصور افزایش مداوم قیمت‌ها و با تکیه بر درآمدهای نفتی آتی، سرمایه‌گذاری‌های عمومی پرهزینه‌ای را آغاز می‌کند که به حمایت بودجه سنگین و استقراض نیاز دارد. علاوه بر این، افزایش رانت نفت از طریق تضعیف نهادها و ترویج فساد منجر به افزایش کسری بودجه و بدهی‌های عمومی می‌شود (Kuafmann, 2010). این عوامل به کاهش اثر مطلوب افزایش رانت نفت در کاهش بدهی‌های عمومی کشور منجر می‌شود. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر نامتقارن شوک‌های رانت نفت بر بدهی‌های عمومی منطبق بر نتایج مطالعه آچوتا و همکاران (۲۰۲۲) است.

ضرایب بلندمدت و کوتاهمدت رشد اقتصادی (Growth) منفی و معنادار و به ترتیب معادل $-0/043$ و $-0/011$ برآورد شده است. در زمان رکود، به‌ویژه در زمان‌های نرخ رشد بسیار پایین یا منفی، دولت‌ها از بدهی عمومی به‌عنوان یک ابزار تحریک ضدچرخه‌ای استفاده می‌کنند. این موضوع انگیزه‌های دولت را برای استقراض و افزایش بدهی‌های عمومی در زمان کاهش رشد اقتصادی افزایش می‌دهد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات سادیک-زیدا و گاتو (۲۰۱۹)، آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱)، وانگ و همکاران (۲۰۲۱) و منتظری (۱۳۹۷) است.

ضرایب بلندمدت و کوتاهمدت لگاریتم مخارج مصرفی دولت ($LnGov$) مثبت و در سطح اطمینان بالایی معنادار است. بر این اساس، اثرات بلندمدت و کوتاهمدت مخارج مصرفی دولت به ترتیب $1/391$ و $0/429$ برآورد شده است؛ به این معنا که با فرض ثبات سایر متغیرها و در بلندمدت و کوتاهمدت، یک درصد افزایش در سهم مخارج مصرفی از GDP، نسبت بدهی‌های عمومی از GDP را در ایران به ترتیب حدود $1/39$ و $0/43$ درصد افزایش می‌دهد که نسبت به ضرایب سایر متغیرها مقدار چشمگیری است. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار تئوریک است که نشان

می‌دهد افزایش مخارج دولت، به دلیل ایجاد کسری بودجه، به افزایش سطح بدهی‌های عمومی می‌انجامد. این نتیجه هم‌سو با نتایج مطالعات آپیاه-کوبی^۱ و همکاران (۲۰۲۲) و هلونگوانه و داو^۲ (۲۰۲۲) است.

ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت لگاریتم طبیعی تورم (LnInf) مثبت، اما از نظر آماری بی‌معناست. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر بی‌معنای تورم بر بدهی‌های عمومی در ایران هم‌سو با نتایج مطالعه منتزری (۱۳۹۷) 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 بررسی کرد. در شرایط تورمی، از یک طرف ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی - به دلیل وقفه طولانی مدت جمع‌آوری مالیات و همچنین سیستم مالیاتی انعطاف‌ناپذیر - کاهش و با افزایش کسری بودجه به‌طور غیرمستقیم به افزایش بدهی‌های عمومی می‌انجامد.^۳ در طرف مقابل، تورم معمولاً به‌عنوان ابزاری برای کاهش ارزش واقعی موجودی بدهی استفاده می‌شود. همچنین، ممکن است رابطه بین بدهی‌های عمومی و تورم به‌صورت رابطه علیت از سمت بدهی‌های عمومی به تورم باشد و این رابطه در جهت معکوس نباشد؛ یعنی بدهی‌های عمومی در ایران به تورم منجر شود و در مقابل، تورم رابطه معناداری با بدهی‌های عمومی نداشته باشد. مجموع این دلایل می‌تواند دلیل بی‌معنا شدن تأثیر تورم بر بدهی‌های عمومی در ایران باشد. در این راستا، گوسینا (۲۰۰۸) نشان داده که تورم پایین و پایدار با سهم بدهی داخلی بالاتر از کل بدهی دولت مرکزی همراه است و کشورهایی که تورم بالا و یا بسیار بالا (ابرتورم) دارند، امکان و توان کمتری برای استقراض با شرایط آسان دارند. یافته‌های تجربی فوکوناگا و همکاران (۲۰۲۰) برای ۱۹ اقتصاد پیشرفته نشان می‌دهد که یک شوک موقت یک‌درصدی به تورم می‌تواند باعث کاهش ۰/۷ درصدی نسبت بدهی‌های عمومی به GDP شود. همچنین، هال و سارجنت^۴ (۲۰۱۱) گزارش کرده‌اند که در ایالات متحده، سطح بدهی از سال ۱۹۴۶ تا ۱۹۷۴ به دلیل تورم کاهش یافته است.

بر اساس نتایج جدول (۶)، ضریب جزء تصحیح خطای نامتقارن (ECT) منفی و در سطح ۱ درصد معنادار است؛ بنابراین، سازوکار اصلاح خطای بلندمدت در کوتاه‌مدت عمل می‌کند و سیستم در مواجهه با هرگونه جهش پیش‌بینی‌ناپذیر از سطح بلندمدت می‌تواند در کوتاه‌مدت اصلاح شود. مقدار این ضریب این موضوع را بیان می‌کند که در هر سال حدود ۵۶ درصد از خطای بلندمدت اصلاح می‌شود. بر اساس آزمون‌های تشخیصی، مدل از لحاظ فروض کلاسیک با مشکلی روبه‌رو نیست و فرضیه‌های صفر مبنی بر واریانس هم‌سانی، عدم وجود خودهمبستگی سریالی، توزیع نرمال و وجود فرم تبعی مناسب رد نمی‌شود و بر این اساس، اعتبار نتایج به‌دست‌آمده تأیید می‌شود.

در قسمت انتهایی جدول (۶) نتایج آزمون‌های والد برای بررسی عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت شوک‌های رانت نفت ارائه شده است. بر اساس این نتایج، فرضیه صفر برابری شوک‌های مثبت و منفی رانت نفت، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، رد و رابطه نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت نتیجه‌گیری می‌شود. به‌منظور بررسی ثبات ساختاری مدل نیز از آماره‌های پسماندهای تجمعی^۵ (CUSUM) و مجذور پسماندهای تجمعی^۶ (CUSUMQ)

1. Appiah-Kubi

2. Hlongwane & Daw

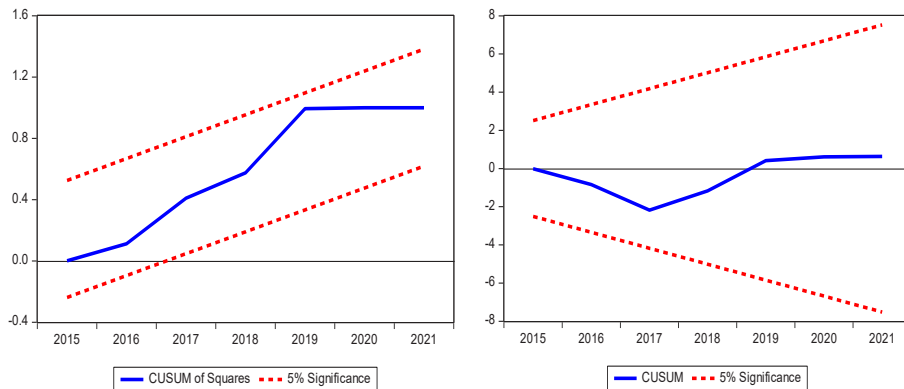
۳. در ادبیات اقتصادی به این فرایند اثر تانزی (Tanzi Effect) می‌گویند.

4. Hall & Sargent

5. Cumulative Sum (CUSUM)

6. Cumulative Sum of Squares (CUSUMQ)

استفاده شده است (شکل ۳). بر اساس این شکل، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور آن بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته است که این موضوع نشان دهنده پایداری مدل در بلندمدت است.



نمودار ۳: بررسی ثبات ساختاری مدل

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

اکنون به بررسی این موضوع می‌پردازیم که آیا سطح بدهی‌های عمومی بالا در کشور ممکن است به استخراج و فروش سریع‌تر منابع نفتی منجر شود. در جدول (۷) نتایج آزمون رابطه علیت نامتقارن بین شوک‌های مثبت نسبت بدهی‌های عمومی و شوک‌های مثبت سهم رانت نفت از GDP نشان داده شده است. بر اساس این نتایج، وجود رابطه علیت از سمت شوک‌های مثبت رانت نفت به شوک‌های مثبت بدهی‌های عمومی تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره آزمون والد از مقادیر بحرانی بوت‌استرپ در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین، سطح بدهی‌های عمومی بالا در کشور ممکن است به استخراج و فروش سریع‌تر نفت منجر شود.

جدول ۷. نتایج آزمون علیت نامتقارن بین شوک‌های مثبت بدهی‌های عمومی و شوک‌های مثبت رانت نفت

| شوک‌های مثبت بدهی‌های عمومی علت گرنجری شوک‌های مثبت رانت نفت نیست. | $\text{LnDebt}_t^+ \Rightarrow \text{LnRent}_t^+$ | فرضیه صفر ← |
|---|---|---|
| ۱ | d_{\max} | ماکسیم درجه مانایی بر اساس آزمون‌های ADF و PP ← |
| ۱ | K | طول وقفه بهینه بر اساس معیار اطلاعات ← HJC |
| ۲ | $k + d_{\max}$ | طول وقفه بهینه مدل VAR ← |
| ۲۱/۹۲۷*** | Chi-sq | آماره آزمون والد ← |
| ۱۴/۲۵۲ | ۱ درصد | مقادیر بحرانی بوت‌استرپ در سطوح احتمال مختلف ← |
| ۸/۵۱۲ | ۵ درصد | |
| ۶/۰۰۸ | ۱۰ درصد | |
| سطح بدهی‌های عمومی بالا در کشور ممکن است به استخراج سریع‌تر نفت منجر شود. | $\text{LnDebt}_t^+ \Rightarrow \text{LnRent}_t^+$ | نتیجه ← |

* علامت *** معناداری در سطح ۱ درصد است.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش).

۶. نتیجه گیری

با توجه به افزایش چشمگیر بار بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های گذشته و وابستگی بودجه دولت به درآمدهای حاصل از فروش نفت، در این مطالعه بر آن شدیم تا آثار نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی رانت نفت بر بدهی‌های عمومی ایران را با استفاده از داده‌های سالانه دوره ۱۳۷۵-۱۴۰۰ بررسی کنیم. به این منظور، از سایر متغیرهای کلان مؤثر بر بدهی‌های عمومی نظیر رشد اقتصادی، مخارج مصرفی دولت و نرخ تورم استفاده کرده ایم. نتایج آزمون هم‌انباشتگی باند تعمیم‌یافته وجود رابطه غیرخطی و نامتقارن بین تکانه‌های رانت نفت و بدهی‌های عمومی را تأیید می‌کند. برآورد این رابطه به وسیله روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نشان می‌دهد که اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های افزایشی سهم رانت نفت از GDP، بر بار بدهی‌های عمومی مثبت و معنادار و این اثرگذاری برای تکانه‌های کاهش‌ی منفی و معنادار است که آثار نامتقارن تکانه‌های رانت نفت را تأیید می‌کند. 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 به استخراج و فروش سریع‌تر منابع نفتی منجر می‌شود. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی اثر منفی و معنادار، سهم مخارج مصرفی از GDP اثر مثبت و معنادار و تورم اثر بی‌معنا از لحاظ آماری بر بار بدهی‌های عمومی داشته‌اند.

با توجه به مهم‌ترین نتایج به دست آمده از این پژوهش، اثر تکانه‌های مثبت رانت نفت در کاهش بدهی‌های عمومی نسبت به اثر تکانه‌های منفی رانت نفت در افزایش بدهی‌های عمومی کوچک‌تر است که بر این اساس و به منظور افزایش اثرگذاری بیشتر رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در طول دوره‌های رونق درآمدهای نفتی، چند پیشنهاد ارائه می‌شود:

تنظیم و محدود کردن سطح استقراض عمومی در این دوره‌ها (تا دولت در اجرای بلندمدت سیاست‌های مالی سالم در دام بدهی گرفتار نشود)؛

تنوع صادراتی (برای جلوگیری از وابستگی بیش از حد به درآمد منابع طبیعی)؛

انتقال درآمدهای منابع طبیعی از طریق سیستم مالی به بخش واقعی (تا پرداخت بدهی‌های عمومی برای پوشش کسری‌های مالی تضمین شود)؛

اتخاذ سیاست‌های ضدفساد (به منظور جلوگیری از انحراف و اتلاف درآمدهای نفتی).

از طرفی بر اساس نتایج تجربی دیگر این پژوهش، سطح بالای بدهی‌های عمومی در کشور به استخراج و فروش سریع‌تر منابع نفتی منجر می‌شود که بر این اساس، کنترل بدهی‌های عمومی و مدیریت صحیح نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی برای کاهش سرعت استخراج و فروش منابع نفتی، توصیه سیاستی دیگر این پژوهش را شکل می‌دهد.

منابع

- آرمن، عزیز؛ صلاح‌منش، احمد؛ شالیاری، فرزانه. (۱۳۹۹). «بررسی اثر آستانه‌ای بدهی عمومی بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای: شواهد از کشورهای منتخب». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۵(۱)، ۲۹-۵۱.
- جعفری، محمد؛ گل خندان، ابوالقاسم؛ محمدیان منصور، صاحبه؛ میری، اعظم‌السادات. (۱۳۹۵). «تأثیر آستانه‌ای بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای گروه D8: مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)». *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۳(۱۱)، ۸۹-۱۲۰.
- صادقی عمروآبادی، بهروز؛ هوشمندی، حمید. (۱۴۰۰). «تحلیل اثرات نابرابری درآمدی بر بدهی عمومی دولت در کشورهای عضو اوپک: رویکرد آستانه‌ای پانل». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹(۹۷)، ۳۱۳-۳۳۵.
- صادقی، سید کمال؛ تدین، شهاب. (۱۴۰۰). «بررسی اثر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی». *اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۰(۳۷)، ۴۵-۶۸.
- عزتی، مرتضی؛ سیف، اله‌مراد؛ مهرگان، نادر؛ ملکی شهریور، مجتبی. (۱۳۹۵). «اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت درآمدهای نفتی بر فساد اقتصادی در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۶(۲)، ۷۳-۹۸.
- کمبجانی، اکبر؛ ورهرامی، ویدا. (۱۳۹۱). «برآوردی از نقش عوامل مؤثر بر کسری بودجه در ایران». *راهبرد*، ۲۱(۳)، ۲۷-۴۲.
- گل خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۵). «تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام در ایران (آیا این اثرگذاری نامتقارن است؟)». *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۴(۱۵)، ۸۹-۱۱۴.
- گل خندان، ابوالقاسم؛ محمدیان منصور، صاحبه. (۱۳۹۹). «تأثیر متقاطع تمرکززدایی مالی و فساد بر کسری بودجه در ایران: رویکرد رگرسیون هم‌انباشتگی کانونی (CCR)». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۷(۱)، ۲۷۷-۲۹۵.
- منتظری، جلال. (۱۳۹۷). «عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت در اقتصاد ایران: شواهد جدید از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)». *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۵(۲)، ۱۰۵-۱۲۴.
- مولایی، محمد؛ عبدیان، مرضیه. (۱۳۹۷). «بررسی عوامل مؤثر بر کسری بودجه ایران در سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۹۴». *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۳(۱)، ۵۹-۷۸.

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.

Alesina, A.; Roubini, N. & Cohen, G. D. (1997). *Political Cycles and the Macro Economy*. Cambridge: The MIT Press.

- 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.
- Appiah-Kubi, S. N. K.; Malec, K. & Phirt, J. (2022). "Key Drivers of Public Debt Levels: Empirical Evidence from Africa". *Sustainability*, 14(3), 1220.
- Arman, A.; Salahmanesh, A. & Shalyari, F. (2020). "Investigating the Threshold Effect of Public Debt on Economic Growth Using Threshold Regression Model: Evidence from Selected Countries". *Planning and Budgeting*, 25(1), 29-51. [In Persian].
- Atiqasani, G.; Nairobi, N. & Darmawan, A. (2022). "Determinants of Public Debt Ratio in Middle-Income Countries". *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan*, 12(2), 168-182.
- 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).
- Calitz, E.; Steenekamp, T. J. & Siebrits, F. K. (2019). *Public Economics*. Cape Town, Oxford University Press Southern Africa (Pty) Limited.
- Ezzati, M.; Seif, A.; Mehrgan, N. & Maleki shahrivar, M. (2016). "The Short- and Long-Run Effects of Oil Revenues on Economic Corruption in Iran". *The Economic Research*, 16(2), 73-98. [In Persian].
- Forslund, K.; Lima, L. & Ugo, P. (2011). "The Determinants of the Composition of Public Debt in Developing and Emerging Market Countries". *Review of Development Finance*, 1(3-4), 207-222.
- Fukunaga, I.; Komatsuzaki, T. & Matsuoka H. (2020). *Inflation and Public Debt Reversals in Advanced Economies*. The World Bank.
- Golkhandan, A. & Mohammadian mansoor, S. (2020). "The Cross-Effect of Fiscal Decentralization and Corruption on Budget Deficit in Iran: A Canonical Co-Integration Regression (CCR) Approach". *Journal of Iranian Economic Issues*, 7(1), 277-295. [In Persian].
- Golkhandan, A. (2017). "Impact of Positive and Negative Oil Shocks on the Stock Price Index in Iran (Is this Impact Asymmetric?)". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 4(15), 89-114. [In Persian].
- Granger, C. W. & Yoon, G. (2002). "Hidden Co-Integration". *Working Paper*, University of California.
- Guscina, A. (2008). "Impact of Macroeconomic, Political, and Institutional Factors on the Structure of Government Debt in Emerging Market Countries". *IMF Working Papers*, 08/205, International Monetary Fund.
- Hall, G. J. & Sargent, T. J. (2011). "Interest Rate Risk and Other Determinants of Post-WWII US Government Debt / GDP Dynamics". *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, 3(3), 192-214, July.
- 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.
- Hatemi-J, A. (2003). "A New Method to choose opTimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models". *Applied Economic Letters*, 10, 135-137.

- Hatemi-J, A. (2012). "Asymmetric Causality Tests with an Application". *Empirical Economics*, 43, 447-456.
- Hlongwane, N. W. & Daw, O. D. (2022). "Determinants of public Debt in South Africa: A Regime-Switching Approach". *International Journal of Economics and Finance Studies*, 14(1).
- Jafari, M.; Golkhandan, A.; Mohammadian mansoor, S. & Miri, A. (2016). "The Threshold Effects of the External Debt on the Economic Growth in Eight Developing Countries: Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Model". *Journal of Economics and Regional Development*, 23(11), 89-120. [In Persian].
- Karadam, D. Y. (2018). "An Investigation of Nonlinear Effects of Debt on the Growth". *The Journal of Economic Asymmetries*, 18(1).
- Kaufmann, D. (2010). "Can Corruption Adversely Affect Public Finances in Industrialized Countries?" *Working paper*.
- Komijani, A. & Varahrami, V. (2012). "Assessing the Role of Various Factors Causing Budget Deficit in Iran". *Strategy*, 21(3), 27-42. [In Persian].
- Law, S. H.; Ng, C. H.; Kutan, A. M. & Law, Z. K. (2021). "Public Debt and Economic Growth in Developing Countries: Nonlinearity and Threshold Analysis". *Economic Modelling*, 98, 26-40.
- Lederman, D. & Maloney, W. F. (2006). *Natural Resources, neither Curse Nor Destiny*. The World Bank.
- Manzano, O. & Rigobon, R. (2001). "Resource Curse or Debt Overhang?" *NBER Working Papers*, 8390, National Bureau of Economic Research.
- Melina, G.; Yang, S. S. & Zanna, L. (2016). "Debt Sustainability, Public Investment, and Natural Resources in Developing Countries: the DIGNAR Model". *Economic Modelling*, 52, 630-649.
- 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.
- 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. & Abdian, M. (2018). "Determinants of Government's Budget Deficit in Iran: 1989-2015". *Planning and Budgeting*, 23(1), 59-78. [In Persian].
- Narayan, P. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Co-Integration Tests". *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Narayan, P. K. & Narayan, S. (2005). "Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Co-Integration Framework". *Economic Modelling*, 22(3), 423-438.
- Okwoche, P. & Nikolaido, E. (2022). "Determinants of External, Domestic, and Total Public Debt in Nigeria: The Role of Conflict, Arms Imports, and Military Expenditure". *Defence and Peace Economics*.

- Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(20), 289-326.
- Rogoff, K. (1990). "Political Budget Cycles". *American Economic Review*, Vol. 80.
- Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1997). "Sources of Slow Growth in African Economies". *Journal of African Economies*, 6(3), 335-376.
- Sadeghi Amrabadi, B. & Hooshmandi, H. (2021). "Analyzing the Effects of Income Inequality on Public Debt in OPEC Member States by Threshold Panel". *Journal of Economic Research and Policies*, 29(97), 313-335. [In Persian].
- Sadeghi, S. K. & Tadayon, S. (2022). "Investigating the Effect of Public Debt on Economic Growth in Selected Islamic Countries". *Islamic Economics and Banking*, 10(37), 45-68. [In Persian].
- 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*, 4.2019.
- Sadik-Zada, E. R. (2016). *Oil Abundance and Economic Growth*. Berlin: Logos Verlag.
- Sam, C.; McNown, R. & Goh, S. (2019). "An Augmented Autoregressive Distributed Lag Bounds Test for Co-Integration". *Economic Modelling*, 80, 130-141.
- Shin, Y.; Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). "Modeling Asymmetric Co-Integration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework". In W. Horrace, & R. Sickles (Eds.), *The Festschrift in Honor of Peter Schmidt.: Econometric Methods and Applications*, 281-314). Springer.
- Sovacool, B. K. (2016). "Countering a Corrupt Oil Boom: Energy Justice, Natural Resource Funds, and São Tomé e Príncipe's Oil Revenue Management Law". *Environmental Science & Policy*, 55, 196-207.
- Veiga, J.; L, Ferreira-Lopes, A. & Sequeira, T. N. (2019). "Public Debt, Economic Growth, and Inflation in African Economies". *South African Journal of Economics*, 84(2), 294-322.
- Waheed, A. (2017). "Determinants of External Debt: A Panel Data Analysis for Oil and Gas Exporting and Importing Countries". *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(1), 234-240.
- Wang, H.; Zhang, P.; Li, Z.; Liu, S. & Zhou, S. (2021). "Association between Natural Resources and Government Debt: A Cross-Country Study". Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3985367>
- 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.