

Journal of Iranian Economic Issues, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 9, No. 1, Spring and Summer 2022, 315-345
Doi: 10.30465/ce.2022.38944.1721

Investigating Iran's Debt Sustainability Using Policymaker Reaction Function and Nonlinear Causality

Mohammad Hossein Memariyan*

Ali Taiebnia **, Mohsen Mehrara ***

Abstract

Debt sustainability is the core part of government fiscal sustainability in theory. Many countries have faced economic crises due to the high level of public debt. The rising trend of Iran's public debt shows that in a short time debt sustainability is going to be a policy challenge. This study investigates the debt sustainability in Iran in the 1353 to 1398 period. In this regard, Bohn's (2008) method has been used to reveal if the government responds properly to rising Debt by reducing the primary deficit. In order to check for nonlinear relation, Hemistra and Jones (1994) test for nonlinear Granger causality, and the newer version of it by Diks and Panchenko (2006) was applied to the data series. The result indicates no response to the rising debt. In other words, the government does not care about the debt level and the primary deficit is not affected by the debt level.

Keywords: Debt Sustainability, Structural Vector Autoregressive Model, Nonlinear Granger Causality, Primary Deficit.

JEL Classification: H63.

* PhD Candidate, University of Tehran, Memarian.mh@ut.ac.ir

** Professor, University of Tehran, taiebnia@ut.ac.ir

*** Professor, University of Tehran (Corresponding Author), mmehrara@ut.ac.ir

Date received: 2021/11/12, Date of acceptance: 2022/05/08



بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصلنامه علمی (مقاله پژوهشی)، سال ۹، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۱

بررسی پایداری بدھی‌های دولت در ایران با استفاده از تابع واکنش سیاستگذار و آزمون علیت غیرخطی

محمدحسین معماریان*

علی طیب‌نیا**، محسن مهرآرا***

چکیده

از مهم‌ترین شروط پایداری مالی در افق میان‌مدت و بلندمدت پایداری بدھی‌های دولت است که در حقیقت هستهٔ مرکزی پایداری مالية عمومی را تشکیل می‌دهد. تاکنون کشورهای زیادی به دلیل سطح بالای بدھی‌های خود دچار بحران شده‌اند. روند افزایش بدھی‌های دولت در ایران در سال‌های اخیر نشان می‌دهد که مسئلهٔ پایداری بدھی‌ها به‌زودی به یکی از چالش‌های کشور تبدیل خواهد شد. در این مطالعه پایداری بدھی‌های دولت در ایران در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۹۸ با استفاده از داده‌های اصلاح‌شدهٔ موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) بررسی شده است. بدین منظور از روش بوهن (۲۰۰۸) و برآورد تابع واکنش تراز بودجهٔ دولت به انباشت بدھی‌ها با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده شده است تا مشخص شود که آیا دولت در پاسخ به افزایش انباشت بدھی‌های خود کسری بودجه را کاهش می‌دهد یا این‌که در مقابل انباشت بدھی‌هاییش بی‌تفاوت است. هم‌چنین، به‌منظور بررسی بیش‌تر ارتباط غیرخطی تراز بودجهٔ دولت و انباشت بدھی‌ها از آزمون علیت گرنجری غیرخطی به دو روش «هیمسترا و جونز» (۱۹۹۴) و نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آن به‌دست «دیکز و پانچنکو»

* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران، Memarian.mh@ut.ac.ir

** استاد دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، taiebnia@ut.ac.ir

*** استاد دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسندهٔ مسئول)، mmehrara@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۸



(۲۰۰۶) استفاده شده است. نتایج از عدم واکنش تراز بودجه دولت به انباشت بدھی‌ها یش حاکی است و بنابراین شرط کافی برای پایداری بدھی‌های دولت برقرار نیست. انباشت بدھی‌های دولت هیچ‌گاه جزو دغدغه سیاست‌گذاران بودجه‌ای درجهت کاهش کسری بودجه نبوده است.

کلیدواژه‌ها: پایداری بدھی، خودرگرسیون برداری ساختاری، علیت گرنجری غیرخطی.

طبقه‌بندی JEL: H63

۱. مقدمه

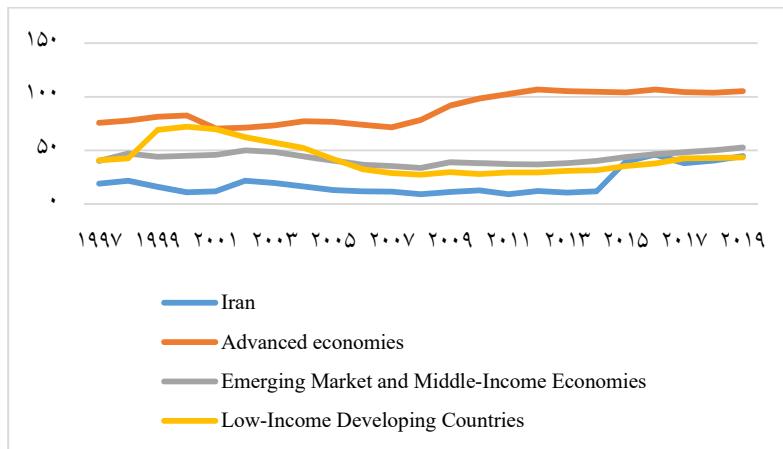
پایداری مالیه به معنای آن است که دولت بتواند مالیه عمومی را در وضعیت معتبر و قابل تأمین در بلندمدت حفظ کند (OECD 2013: 50). بدین منظور، دولت باید تعهدات و درآمدهای آتی خود را پیش‌بینی و تمامی ریسک‌های محتمل را ارزیابی کند و پوشش دهد. از مهم‌ترین شروط پایداری مالی در افق میان‌مدت و بلندمدت پایداری بدھی‌های دولت است که در حقیقت هسته مرکزی پایداری مالیه را تشکیل می‌دهد.

سطح بالای بدھی‌های درحال افزایش موقعیت مالیه دولت را با خطر مواجه کرده است و می‌تواند باعث ایجاد چرخه‌ای شود که در آن رشد بدھی‌های دولت از طریق منحرف کردن منابع مالی، سرمایه‌گذاری کارا و ظرفیت رشد اقتصادی را کاهش دهد (ibid.).

در بسیاری از موارد بدھی‌های دولت به تنها بی مسئله ساز نیست، اما عدم ارزیابی و پوشش ریسک‌های مالی ناشی از تکانه‌های اقتصادی، تعهدات مشروط (contingent liabilities)، یا ریسک ناشی از توقف ناگهانی جریان سرمایه (sudden stop) که در نتیجه تحریم، کاهش قیمت نفت، یا خروج سرمایه رخ می‌دهد، می‌تواند به ناپایداری بدھی‌ها و ایجاد بحران مالیه دولت منجر شود. در ایران نیز بدھی‌های انباشته دولت و روند روبه‌افزایش آن در سال‌های اخیر از دغدغه‌های نهادهای نظارتی و کارشناسان اقتصادی بوده است.

مطابق داده‌های صندوق بین‌المللی پول طی سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۱۹، نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در ایران در سطحی پایین‌تر از متوسط بوده که این نسبت در کشورهای پیشرفته، نوظهور، و کشورهای با درآمد متوسط بوده است (نمودار ۱).

بررسی پایداری بدهی‌های دولت در ایران ... (محمدحسین معماریان و دیگران) ۳۱۹



نمودار ۱. نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی

منبع: داده‌های صندوق بین‌المللی پول

اگرچه در نگاه اول میزان بدهی‌های دولت در ایران زیاد نیست، باید توجه داشت که در محاسبه بدهی‌های گزارش شده فعلی اختلاف جدی میان دولت و طلب‌کارانش (شامل بانک‌ها، پیمان‌کاران، و صندوق‌های بازنیستگی) وجود دارد.

برای مثال، براساس گزارش عملکرد مالی دولت در دوازدهماهه سال ۱۳۹۸ خزانه‌داری کل کشور، تا انتهای خرداد همان سال بدهی‌های دولت به شبکه بانکی در حدود ۲۴۰۰ هزار میلیارد ریال بوده است؛ درحالی‌که براساس ترازنامه بانک‌ها، بانک مرکزی همین بدهی را ۳۳۰۰ هزار میلیارد ریال اعلام کرده است.

نکته دیگر این‌که میزان بدهی‌های عمومی در کشورهای گوناگون براساس نوع تعريف عبارت «عمومی» تا میزان درخور توجهی متفاوت است (ibid.: 8). بنابراین، برای ارزیابی صحیح از میزان بدهی‌های عمومی باید تعريف مشخص بین‌المللی را در نظر گرفت. در تعريف صندوق بین‌المللی پول بدهی‌های عمومی عبارت است از بدهی‌های دولت عمومی که شامل بدهی‌های دولت مرکزی (واحدهای دریافت‌کننده بودجه عمومی)، صندوق‌ها و حساب‌های فرابودجه‌ای، صندوق‌های حمایت اجتماعی، دولت‌های ایالتی، و محلی (شهرداری‌ها) است (ibid.: 7).

بنابراین، درصورتی که به دنبال میزان بدهی‌های عمومی در ایران باشیم، باید دقیق شود که بدهی بخش‌هایی نظیر صندوق‌های بازنیستگی و شهرداری‌ها در آمار رسمی بدهی‌های دولت وارد نشده است (مرکز پژوهش‌های مجلس ۱۳۹۹: ۱۷).

در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ با اوج گرفتن تحریم‌های بین‌المللی و کاهش درآمدهای دولت، یکی از گزینه‌های جدی تأمین منابع مالی جدید انتشار اوراق دولتی بوده است. مطابق با گزارش مالی خزانه‌داری کل کشور از عملکرد دوازده‌ماهه بودجه در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹، دولت در سال ۱۳۹۸ در حدود ۸۰۰ هزار میلیارد ریال و در سال ۱۳۹۹ در حدود ۱۸۰۰ هزار میلیارد ریال بدھی جدید فقط از محل انتشار اوراق مالی اسلامی ایجاد کرده است. در قانون بودجه سال ۱۴۰۰ نیز حدود ۱۲۳۰ هزار میلیارد ریال منابع از محل فروش اوراق مالی اسلامی برای دولت پیش‌بینی شده است. از آن‌جاکه حداقل یک‌سوم از منابع مالی دولت‌ها در ایران مستقیم از محل فروش و صادرات نفت بوده است^۱، بنابراین هرگونه کاهش درآمدهای نفتی می‌تواند تأثیر در خور توجهی در بدھی‌های دولت داشته باشد. در حقیقت آن‌چه پیش‌تر درباره افزایش استقراض دولت در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ بیان شد، نتیجه کاهش درآمدهای نفتی دولت است.

باتوجه به نکات بیان شده می‌توان نتیجه گرفت که ارزیابی پایداری بدھی‌های دولت در ایران اهمیت بالایی دارد. در این مطالعه برای بررسی پایداری بدھی‌های دولت از روش بوهن (۲۰۰۸) و برآورد تابع واکنش تراز بودجه دولت به انباشت بدھی‌های او با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده می‌شود تا مشخص شود که آیا دولت در پاسخ به افزایش انباشت بدھی‌های خود با کاهش کسری بودجه پاسخ مناسب می‌دهد یا این‌که در مقابل انباشت بدھی‌هایش بی‌تفاوت است. فرضیه این مطالعه عدم واکنش دولت به افزایش بدھی‌های خود و بنابراین عدم برقراری پایداری بدھی‌های دولت از این منظر است. بهمنظور بررسی بیش‌تر ارتباط غیرخطی تراز بودجه دولت و انباشت بدھی‌های دولت علیت گرنجری غیرخطی از دو روش هیمسترا و جونز (Hiemstra and Jones 1994) و نسخه اصلاح‌شده آن از سوی دیکر و پانچنکو (Diks and Panchenko 2006) استفاده شده است. داده‌های مورداستفاده نیز نسخه اصلاح و تکمیل شده داده‌های ارائه شده از سوی موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) است.

در این مطالعه پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات تجربی شامل سیر مطالعات پایداری بدھی‌های دولت و تبیین روش مورداستفاده در این مقاله ارائه شده است. درآمده و در بخش سوم نقشه استقراض دولت در ایران تبیین شده و سپس ضمن معرفی داده‌های پژوهش و اصلاحات انجام‌شده در آن، ارتباط میان متغیرهای تحقیق از منظر آماری بررسی شده است.

بخش چهارم نیز به برآورد مدل تحقیق و آزمون‌های علیت گرنجری اختصاص دارد. در آنها نیز ضمن جمع‌بندی، توصیه‌های سیاستی برای خروج از ناپایداری ارائه شده است.

۲. ادبیات تجربی

پایداری بدھی‌های دولت پس از بحران مالی و بحران‌های بدھی اخیر اهمیت دوچندانی یافته و مطالعات بسیاری در این حوزه انجام شده است. بخش وسیعی از مطالعات پایداری بدھی از آزمون مانایی و یا هماناباشتگی برای بررسی پایداری بدھی‌های عمومی بهره گرفته‌اند. این روش از مطالعه همیلتون و فلوین (Hamilton and Flavin 1986) آغاز شده است. همیلتون و فلوین بیان کردند که لازمه پایداری بدھی‌ها ترازبودن ارزش حال بودجه دولت است که در آزمون تجربی با بررسی مانایی بدھی‌های دولت و تراز بودجه قابل بررسی است. نتیجه مطالعه آن‌ها پایداری بدھی دولت ایالات متحده آمریکا طی سال‌های ۱۹۶۲ – ۱۹۸۴ بود. ترهان و والش (Trehan and Walsh) در دو مطالعه خود در سال‌های ۱۹۸۸ و ۱۹۹۱ با تقسیم دوره زمانی مطالعه به دو دوره ۱۸۹۰ – ۱۹۸۳ و ۱۹۶۰ – ۱۹۸۴ پایداری بدھی‌های دولت آمریکا را بررسی کردند. نتیجه به دست آمده برقراری شرط پایداری در هر دو دوره بود. کرمز (1988) نیز با روشنی مشابه و در دوره زمانی متفاوت (۱۹۵۸ – ۱۹۹۵) به نتایج یکسانی دست یافت. بوهن (Bohn 2008) نیز با استفاده از داده‌های ایالات متحده آمریکا طی سال‌های ۱۷۹۲ – ۲۰۰۳ پایداری بدھی‌ها را از دو روش بررسی مانایی و روش ابداعی خود بررسی کرد. نتایج حاکی از پایداری بدھی‌های دولت آمریکا بود.

گروه دیگری از مطالعات همین روش را برای کشورهای دیگر به کار گرفته‌اند. پاپادلوبوس و سیدیروپولوس (Papadopoulos and Sidiropoulos 1999) با استفاده از داده‌های اتحادیه اروپا در دوره ۱۹۶۱ – ۱۹۹۴ بدھی کشورهایی نظیر اسپانیا، پرتغال، و یونان را غیرپایدار خواندند.

بستان و دیگران (Bostan et al. 2018) با استفاده از روش‌های بررسی مانایی و هماناباشتگی در بازه زمانی ۱۹۹۰ – ۲۰۱۸ برای کشور رومانی و پارادهان (Pradhan 2014) با استفاده از داده‌های کشور هند و بررسی نسبت تعهدات غیرپولی به تولید ناخالص داخلی، از روش مانایی و نسبت مخارج و درآمدهای دولت به تولید ناخالص داخلی از طریق هماناباشتگی استفاده کردند.

بردلی و مگزینو (Brady and Magazzino 2017) در مطالعه‌ای به ارزیابی پایداری بدهی‌های دولت ایتالیا با استفاده از بررسی مانایی و رگرسیون زنجیره مارکوف اقدام کردند. بازه زمانی مطالعه سال‌های ۱۸۶۲-۲۰۱۳ بود که به دلیل وقوع تکانه‌های بروناز در این دوره، نمونه خود را به دوره کوتاه‌تر با ویژگی‌های مشابه تقسیم کردند. نتایج حاکی از برقراری مانایی درجه اول برای بدهی‌های دولت ایتالیا و اثبات پایداری آن بود.

گروهی دیگر از مطالعات نیز به دلیل وقوع بحران‌های مختلف در کشورها از روش‌های بررسی مانایی غیرخطی با لحاظ شکست ساختاری استفاده کردند. از جمله این مطالعات می‌توان به یلانچی و ازکان (Yilanci and Ozcan 2008) اشاره کرد. در این مطالعه نویسنده‌گان با استفاده از آزمون غیرخطی مانایی پایداری بدهی‌های خارجی دولت ترکیه را در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۷ با استفاده از داده‌های فصلی بررسی کردند. کوستاس و رگیس (Cuestas and Regis 2018) نیز در مطالعه خود با استفاده از آزمون‌های بررسی مانایی غیرخطی و با درنظر گرفتن شکست ساختاری مسیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی دولت چین را طی سال‌های ۱۹۹۲-۲۰۱۶ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن بود که مسیر این بدهی‌ها در سال ۲۰۱۴ حاوی روندی به‌سمت ناپایداری بود.

در ایران نیز ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹) با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف سوییچینگ پایداری مالی ایران در دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۶ را بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده ناپایداری وضعیت مالی دولت است. هم‌چنان، آن‌ها با تفکیک دوره زمانی به رژیم‌های مختلف اعم از دوره‌های پرنوسان و کمنوسان دریافتند که ناپایداری مالی دولت هم‌چنان برقرار است.

کریمی و دیگران (۱۳۹۶) نیز با استفاده از همانبشتگی جوهانسون-جوسیلیوس برای دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۴ پایداری بدهی‌های دولت را در قالب تابع واکنش مالی بررسی کردند. براساس نتایج تابع واکنش مالی، بدهی‌های دولت به نظام بانکی و اشخاص خارجی در سطح ضعیفی پایدار بوده است.

خیابانی و دیگران (۱۳۹۱) با استفاده از رویکرد هم‌جمعی نشان دادند که طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۷ بدون حق‌الصرف بانک مرکزی پایداری مالی دولت برقرار نیست. کمیجانی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۴) با استفاده از رویکرد هم‌جمعی نشان دادند که با اتکا به درآمدهای مالیاتی و نفتی پایداری مالی دولت برقرار است.

بوهن (2008) بیان می‌کند که مطالعات انجام شده با روش مانایی و هم‌جمعی قابلیت رد فرضیه پایداری بدھی‌های دولت را ندارند، زیرا برای این مهم کافی است تا سری زمانی بدھی‌های دولت یا سری زمانی مخارج و درآمدهای دولت از هر درجه غیربینهایتی انباشته باشند. او روش جدیدی را براساستابع واکنش مالی معرفی می‌کند. در بخش بعد این روش معرفی و مطالعات انجام شده با استفاده از آن بررسی می‌شود.

داراسمو و دیگران (2016) نیز بیان کردند که روش‌های مبتنی بر مانایی، در صورت برقراری شرط پایداری، به دلیل آنکه فقط بر روند بلندمدت تمرکز می‌کند، ارتباط سطح اولیه بدھی و وضعیت تعادلی را در نظر نمی‌گیرند.

۱.۲ پایداری بدھی

پایداری بدھی‌های دولت و مفاهیم مرتبط با آن از قید بودجه دولت و سیاست‌های مالی ممتوج می‌شود. قید بودجه ساده‌شده دولت عبارت است از:

$$B_t = G_t - T_t + (1 + r_t)B_{t-1} \quad (1)$$

که در این رابطه بدھی‌های زمان t دولت یعنی B_t برابر است با مخارج دولت (G_t) در زمان t که درآمدهای مالیاتی دولت (T_t) در زمان t از آن کسر شده است. جزء دوم این بدھی‌ها نیز عبارت است از بدھی‌های تجمعی دولت در دوره قبل که با نرخ بهره در زمان t تعدیل می‌شود.

بوهن (2007) با انجام عملیات جبری روی رابطه فوق یکی از تعاریف پایداری بدھی‌های دولت را به ترتیب زیر معرفی می‌کند:

$$B_t = \sum_{k=0}^n p^i E_t(T_{t+i} - G_{t+i}) \quad (2)$$

مطابق این تعریف، ارزش حال (که در این معادله با ضریب تعدیل زمانی یعنی p نمایش داده شده است) مازاد بودجه‌های آتی دولت باید برابر بدھی‌های فعلی آن باشد. به عبارت دیگر، دولت باید بتواند بدھی‌های فعلی خویش را از محل مازاد بودجه‌های آتی خود پرداخت کند.

بوهن (2007) تعریف دیگر پایداری بدھی‌های دولت را برقراری شرط ترانسورسالیتی (transversality condition) به ترتیب زیر معرفی کرد:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p^n E_t(B_{t+n}) = 0 \quad (3)$$

مطابق این تعریف، ارزش حال بدھی‌های آتی دولت باید صفر باشد. وجه دیگر این تعریف شرط عدم برقراری بازی پونزی است. به این معنی که دولت نمی‌تواند مدام قرض کند و قرض‌های قبلی خود را با استقراض جدید پرداخت کند.

برت و دیگران (Burret and et al. 2013) در مطالعه خود وجه دیگری از تعاریف فوق را بر مبنای تئوری مربوط به دومار (۱۹۹۴) بیان کردند.

$$d_0 = - \sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1+r}{1+y} \right)^t P_t + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1+r}{1+y} \right)^T * d_T \quad (4)$$

در معادله ۴، y رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، r نرخ بهرهٔ حقیقی، d نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی، و P نسبت تراز اولیه بودجه به تولید ناخالص داخلی است.

در تعریف فوق، عبارت دوم سمت راست همان شرط ترانسسورسالیتی است که در صورت برقراری برابر صفر خواهد بود. در این حالت، باقی عبارت مجددًا مفهوم برابری بدھی‌های فعلی دولت با ارزش حال مازاد بودجه‌های آینده را نشان می‌دهد. تقاضات اصلی معادله ۴ با دو معادله ۳ و ۲ این است که در این معادله از نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی و نسبت مازاد بودجه به تولید ناخالص داخلی به جای مقادیر مطلق آنها استفاده شده است.

بوهن در مطالعات مختلف (۱۹۹۵، ۱۹۹۸، ۲۰۰۵، ۲۰۰۸) روشی را برای بررسی پایداری بدھی‌های دولت معرفی کرده است. از نگاه بوهن، کاهش کسری بودجه دولت درنتیجه افزایش سطح بدھی‌های او شرط کافی پایداری بدھی‌های دولت است. این رابطه براساس مطالعه بوهن (Bohn 2008) به صورت زیر است:

$$S_t = \rho \cdot d_t^* + \mu \quad (5)$$

در رابطه فوق، μ مجموع سایر متغیرهای مؤثر در تراز بودجه دولت است. بوهن نشان داد که وجود یک واکنش (بازخورد) مثبت و معنادار از S_t (تراز بودجه دولت) به افزایش d_t^* (سطح بدھی‌های دولت) یا به عبارت دیگر $\rho > 0$ (ضریب واکنش سیاست‌گذار) شرط کافی برای پایداری بدھی‌های دولت است. به عبارت دیگر، اگر دولت به افزایش سطح بدھی‌های خود حساسیت داشته باشد، به طوری که با افزایش سطح آن کسری بودجه خود را کاهش دهد، شرط کافی برای پایداری بدھی‌های دولت برقرار خواهد بود.

این روش ارائه شده از سوی بوهن در مطالعهٔ مندوza و اوستری (Mendoza and Ostry 2008) با استفاده از دادهٔ کشورهای درحال توسعه و کشورهای صنعتی به صورت مشترک و جدا به کار گرفته شده است. نتایج نشان داد که کشورهای درحال توسعه در مقایسه با کشورهای صنعتی پاسخ قوی‌تری به افزایش نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی داشتند. بنابراین، نسبت بدھی به تولید ناخالص آن‌ها به مقدار متوسط کم‌تری هم‌گرا می‌شد.

جاش و دیگران (Ghosh et al. 2013) نیز با استفاده از روش پیش‌نهادی بوهن به صورت غیرخطی و اضافه کردن ریسک نکول تلاش کردند تا محدودیت افزایش بدھی‌های دولت بدون ازین رفتار پایداری را بررسی کنند. در این مطالعه، که با داده‌های ۲۳ کشور صنعتی در دوره ۱۹۷۰–۲۰۰۷ انجام شد، پژوهش‌گران با تخمین این محدودیت موفق به محاسبه فضای مالی (fiscal space) شدند.

از دیگر مطالعات این حوزه می‌توان به مهدوی (۲۰۱۴) اشاره کرد. در این مطالعه با استفاده از داده‌های ایالت‌های گوناگون آمریکا در بازه زمانی ۲۰۰۸–۱۶۹۰ پایداری بدھی‌های دولت‌های محلی در آمریکا تأیید شد. مهدوی همچنین نشان داد که ضریب پاسخ سیاست‌گذار نسبت به سطح بدھی‌ها متقارن است.

در ایران نیز مطالعاتی با استفاده از روش فوق انجام شده است. فتاحی و دیگران (۱۳۹۳) با استفاده از برآورد تابع واکنش مالی پایداری بدھی‌ها در ایران را در دوره زمانی ۱۳۹۰–۱۳۵۷ بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت پایداری بدھی‌ها در ایران به‌طور ضعیفی برقرار بوده است، اما در بلندمدت این بدھی‌ها پایدار نیست.

فلاحتی و دیگران نیز در مطالعه‌ای پایداری مالی و تکانه‌های گذرا در اقتصاد ایران را بررسی کردند. در این مطالعه علاوه بر روش هم‌جمعی، برای بررسی پایداری مالی دولت تابع واکنش مالی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری نیز برآورد شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با افزایش بدھی‌های دولت مخارج دولت بیش از درآمدها افزایش می‌یابد و این شاهدی بر ناپایداری مالی است. نتایج روش هم‌جمعی نیز ناپایداری مالی دولت را تأیید می‌کند.

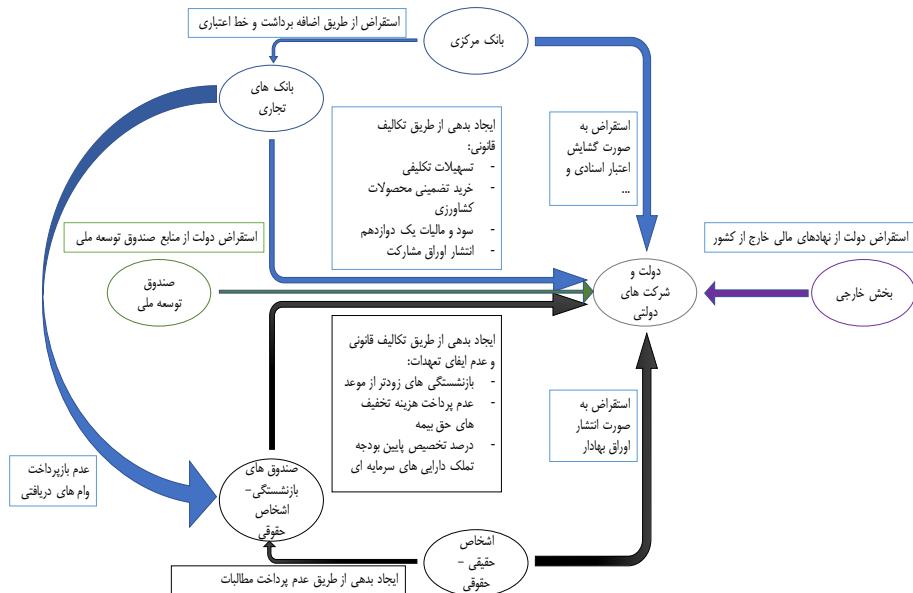
صمیمی و دیگران (۱۳۹۶) با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳–۱۳۵۰ پایداری دولت در قالب تابع واکنش مالی را بررسی کردند. نتایج نشان داد، در سطح بالای بدھی‌های خارجی، دولت به افزایش بدھی‌های خود واکنش نشان داده و بنابراین پایداری مالی ضعیفی برقرار است.

۳. بدهی‌های عمومی در ایران

در ایران در سال‌های قبل از انقلاب (۱۳۵۳-۱۳۵۷) و در دو دهه پس از انقلاب (۱۳۵۸-۱۳۷۸) خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی بیشترین سهم را در رشد پایه پولی داشته است (بostani و صلوی‌تبار ۱۳۹۶: ۹۴) که این به معنای استقراض مستقیم دولت از بانک مرکزی است. در سال‌های اخیر دولت از منابع بانک مرکزی مستقیم استقراض نکرده است، اما شرکت‌های دولتی به طرق مختلف از منابع بانک مرکزی استفاده کرده‌اند و بدهی در خور توجهی به بانک مرکزی دارند (مرکز پژوهش‌های مجلس ۱۳۹۸: ۱). مطابق گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس، منابع مالی بانک‌های عامل دولتی در موارد بسیاری برای تأمین هزینه‌ها یا تسهیلات موردنیاز از سوی دولت و شرکت‌های دولتی مورداستفاده قرار گرفته‌اند.

مجموعه حاکمیت سازمان تأمین اجتماعی را همواره مکلف می‌کند تا گروه‌های جمعیتی خاصی را بیمه کند و از این طریق تعهدات سازمان بیش از پیش افزایش می‌یابد. با افزایش تعداد بیمه‌شدگان، حق بیمه پرداختی از سوی دولت (برای مثال سه درصد حق بیمه طبق بند یک ماده ۲۸ قانون تأمین اجتماعی) نیز افزایش یافته، اما به موقع به تأمین اجتماعی پرداخت نشده است. البته دولت همه‌ساله به تأمین اجتماعی مبالغی را پرداخت می‌کند، اما بخشی از آن که بهدلیل کمبود منابع بودجه دولت پرداخت نمی‌شود، بر اساس بند "ه" ماده ۷ مشمول محاسبه بر مبنای ارزش واقعی روز و براساس نرخ شارکت شده و با سرعت زیادی بزرگ می‌شود (پورمحمدی ۱۳۹۸: ۷۲).

در این زمینه و بهمنظور ترسیم رابطه مالی دولت و نهادهای طلبکار، نقشه استقراض (بدهی) دولت در شکل ۱ ترسیم شده است.



شكل ١. نقشه استقراری ارض دولت

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طورکه مشخص است، استقراض دولت از هفت محل عمده شامل بانک مرکزی، انتشار اوراق بهادر، افراد حقوقی خصوصی (شامل پیمانکاران و شرکت‌ها در قالب غیراوراقی)، صندوق‌های بازنیستگی، بانک‌های تجاری دولتی، صندوق توسعه ملی، و نهادهای مالی خارجی، انجام می‌شود (مرکز بیوهوش‌های مجلس، ۱۳۹۸: ۱۳).

برای استخراج آمار بدھی‌های دولت باید داده‌های مربوط به محل‌های مشخص شده فوق تجمعی شوند. موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) در مطالعه خود سری زمانی بدھی‌های دولت را استخراج کرده‌اند که در بخش بعد توضیح داده می‌شود.

۱.۳ آمار بدهی‌های عمومی در این ان

از دهه های گذشته دولت ها در ایران به گروه وسیعی از طلب کاران از جمله بانک ها، صندوق های بازن شستگی، و پیمان کاران بدله کار بوده اند. تا پیش از سال ۱۳۹۵ و تصویب قانون رفع موانع تولید هیچ آمار دقیقی از بدله های دولت در دست نبود، مگر بدله های خارجی که از سوی بانک مرکزی مدیریت می شد. جنس بدله های دولت نیز تا آن زمان به

غیر از بخش کوچکی از اوراق مشارکت عمدتاً بدھی‌های فاقد نقدشوندگی و در ترازنامه بانک‌ها، صندوق‌های بازنشستگی، و شرکت‌های پیمانکاری بود. در سال ۱۳۹۵ با تأسیس مرکز مدیریت بدھی‌های عمومی ذیل خزانه‌داری کل کشور، بدھی‌های دولت در ایران دارای مدیریت واحد شد. از اولین وظایف این مرکز جمع‌آوری و گزارش آمار بدھی‌های دولت به گروه‌های مختلف بود. از سال ۱۳۹۵ مرکز مدیریت بدھی دولت سه مرتبه در سال آمار مجموع بدھی‌های دولت را در گزارش‌های محترمانه خود منتشر می‌کند. متأسفانه آمار ارائه‌شده این مرکز فقط برای بعد از سال ۱۳۹۵ در دسترس است. بنابراین، برای پژوهش‌های مبتنی بر تحلیل سری‌های زمانی قابل استفاده نیست.

موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) در مطالعه خود با استفاده از آمار کسری بودجه دولت، بدھی دولت به شبکه بانکی، و ماندبدھی دولت به تأمین اجتماعی سری زمانی بدھی‌های دولت را استخراج کرده‌اند. در این مطالعه ابتدا با مقایسه کسری بودجه و بدھی‌های دولت در نظام آمارهای مالی دولت (government financial statistics) و بررسی اجزای کسری بودجه دولت در ایران مشخص شده است که استقراض دولت از بانک‌ها و بانک مرکزی و بدھی دولت به تأمین اجتماعی در کسری بودجه منعکس نمی‌شود. بنابراین، برای به دست آوردن انباره بدھی‌های دولت در هر سال این دو جزء باید به انباره کسری بودجه دولت اضافه شوند. از آن‌جاکه بخش واگذاری دارایی‌های مالی در بودجه ایران شامل مواردی می‌شود که لزوماً به بدھکارشدن دولت منجر نمی‌شوند، باید آن‌ها را از انباره کسری بودجه هرسال کسر کرد. در این زمینه، در این مطالعه درآمدهای حاصل از واگذاری شرکت‌های دولتی و برداشت از حساب ذخیره ارزی از کسری بودجه سالانه دولت کسر شده‌اند.

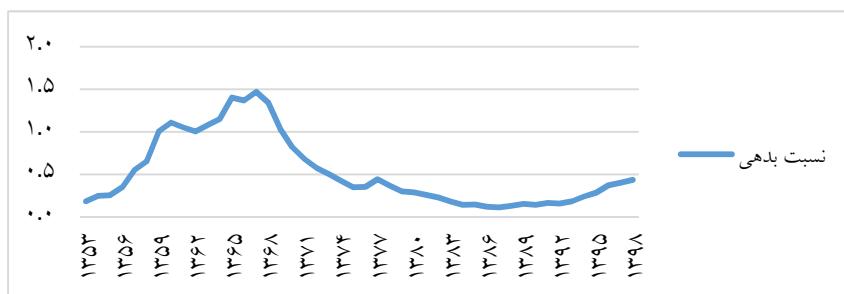
نکته بسیار مهم درباره آمار ارائه‌شده در مطالعه موسوی نیک و باقری پرمهر محاسبه بدھی‌های دولت به بانک‌ها و بانک مرکزی به صورت خالص است. به این مفهوم که اختلاف استقراض دولت و سپرده دولت نزد بانک مرکزی به منزله بدھی‌های خالص دولت به بانک‌ها و بانک مرکزی در محاسبات منظور شده است، در حالی که مطابق معیارهای صندوق بین‌المللی پول (IMF 2011: 20) این ارقام باید به صورت ناخالص و بدون کسر سپرده دولت به منزله بدھی منظور شوند. بنابراین، در این مطالعه آمارهای موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) پس از این اصلاح مجدداً محاسبه و استفاده می‌شوند. هم‌چنین میزان بدھی‌های دولت برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۸ محاسبه و به داده‌ها افزوده شده است.

بررسی پایداری بدھی‌های دولت در ایران ... (محمدحسین معماریان و دیگران) ۳۲۹

درباره داده‌های بدھی محاسبه شده در این مطالعه موارد زیر قابل بیان است:

- مطابق قانون برداشت دولت از صندوق توسعه ملی، در برخی سال‌ها معادل بدھی و در برخی سال‌های دیگر بدھی محسوب نمی‌شود. آمار قطعی بدھی‌های دولت به صندوق توسعه ملی در دسترس نیست، اما به دلیل آن که پیش از سال ۱۳۹۷ عمده برداشت‌های دولت بدھی محسوب نمی‌شده است^۲، بنابراین خللی در آمارهای فعلی این پژوهش وارد نمی‌کند. هم‌چنان، برای سال‌های بعد از ۱۳۹۷ بخش منعکس شده در بودجه از بدھی‌های دولت به صندوق توسعه ملی در آمار ارائه شده بوده است.
- داده‌های مربوط به پیمان‌کاران و شرکت‌ها در قالب غیراوراقی تا پیش از سال ۱۳۹۵ احصا نشده است. البته از آن‌جاکه مطابق گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس در سال ۱۳۹۷ این بخش فقط شش درصد از بدھی‌های دولت را تشکیل داده، در استخراج سری زمانی این بدھی‌ها قابل اغماض است.
- داده‌های مربوط به بدھی دولت به نظام بانکی کشور محل اختلاف است. داده‌های استفاده شده برای محاسبه این سری زمانی از بانک مرکزی استخراج شده که درواقع ارقام بدھی‌های دولت در ترازنامه بانک‌هاست. این ارقام با مرابحه مرکب حساب شده است، در حالی که دولت محاسبه مرابحه مرکب برای بدھی‌ها یش را پذیرفته و همواره به دنبال مبناقراردادن مرابحه ساده بوده است (دبیات اقتصاد ۱۴۰۰). مطابق معیارهای صندوق بین‌المللی پول، محاسبه بدھی باید براساس مرابحه مرکب انجام شود (IMF 2011: 37).

در نمودار ۲ نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی با استفاده از داده‌های این پژوهش نمایش داده شده است.



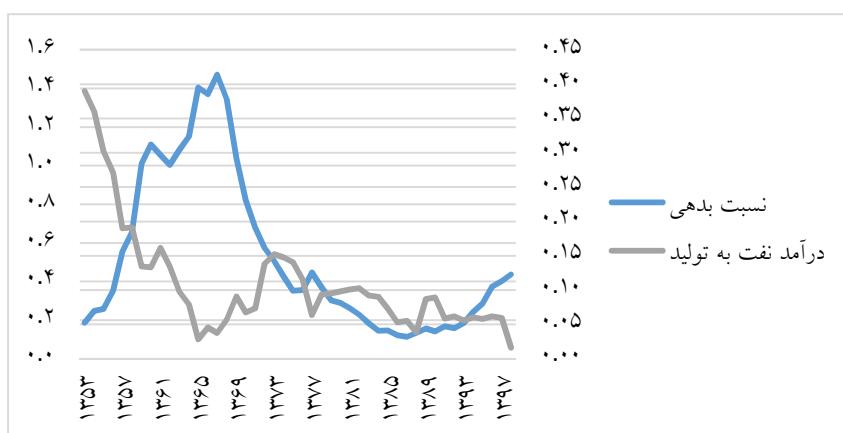
نمودار ۲. نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در ایران در بازه ۱۳۹۸ - ۱۳۵۳
منبع: یافته‌های پژوهش

همان طورکه در نمودار ۲ نیز قابل مشاهده است، افزایش نسبت بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی تا سال ۱۳۶۷ روندی فزاینده داشته است. عامل اصلی افزایش این نسبت تا پیش از سال ۱۳۵۷ و آغاز انقلاب اسلامی رشد بالای (بیش از ۴۰ درصد) مقدار مطلق بدھی‌های دولت بوده است، اما در سال‌های بعد از انقلاب، درکنار رشد بالای بدھی‌های دولت در سه سال ابتدایی، رشد اقتصادی منفی عامل اصلی افزایش این نسبت بوده است.

طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۶۷ نسبت بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی مدام کاهش یافته است. سپس، در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا حدود سال ۱۳۹۲، این نسبت تغییرات چندانی نداشته است. از سال ۱۳۹۳ مجدداً نسبت بدھی‌های دولت روندی افزایشی داشته که این روند تا سال ۱۳۹۸ نیز ادامه داشته است.

از عوامل مهم توضیح‌دهنده تغییرات نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در ایران درآمدهای نفتی دولت است. این ارتباط از دو جهت قابل توضیح است. با کاهش درآمدهای نفتی دولت کسری بودجه خود را از طریق بدھی تأمین مالی کرده است. هم‌چنین، کاهش ارزش افروزه بخش نفت در سال‌های اولیه وقوع تکانه موجب کاهش تولید ناخالص داخلی و افزایش نسبت بدھی شده است.

بهمنظور تبیین بیشتر در نمودار ۳، نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی دربرابر نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی ترسیم شده است.



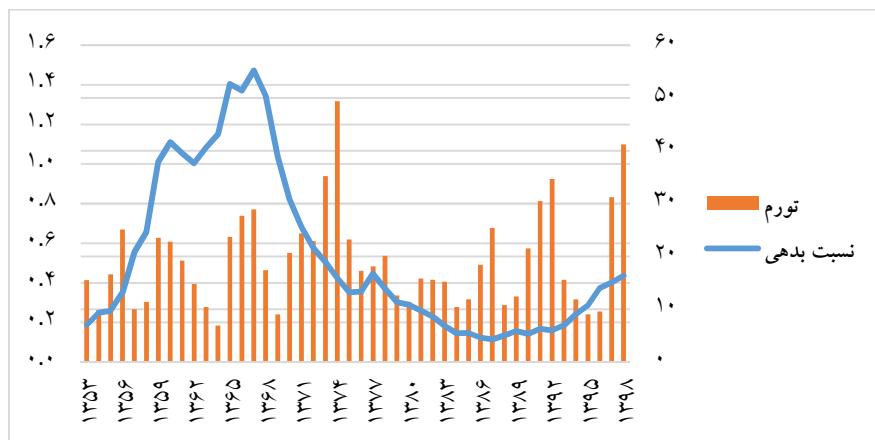
نمودار ۳: نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی و درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی
منبع: یافته‌های پژوهش و داده‌های بانک مرکزی

همان‌طورکه مشاهده می‌شود، طی سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۶۷، که درآمدهای نفتی ایران بسیار کاهش یافته، بدھی‌های دولت با افزایش درخور توجهی (افزایش بیش از صدرصدی) همراه بوده است.

با تقویت درآمدهای نفتی طی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۷۳ نسبت بدھی نیز کاهش یافته است. این رابطه معکوس مجدداً در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۷۷ به روشنی قابل مشاهده است.

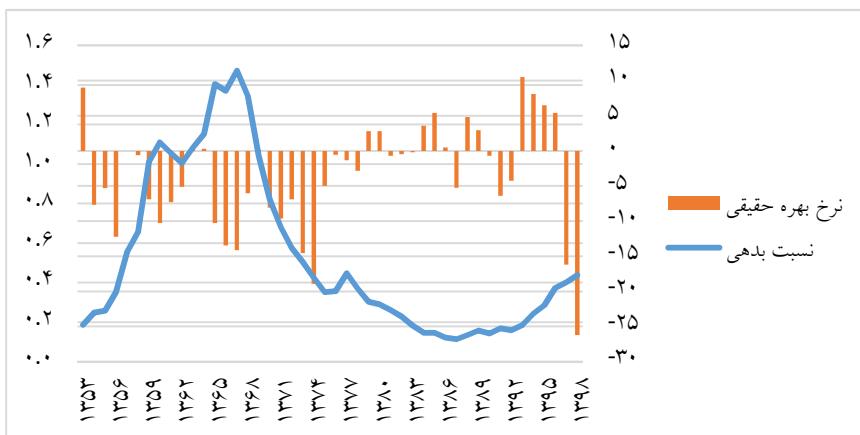
دلیل عدم برقراری این رابطه طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۸ را می‌توان برداشت‌های متعدد دولت از حساب ذخیره ارزی دانست. در این سال‌ها دولت با کاهش درآمدهای نفتی به برداشت حداقل پانصد هزار میلیارد ریال^۳ از این حساب اقدام می‌کرد که براساس قانون بدھی محسوب نمی‌شد.

کنار تقویت درآمدهای نفتی، یکی دیگر از عوامل توضیح‌دهنده تغییرات نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی نرخ تورم و نرخ بهرهٔ حقیقی در اقتصاد است. از دیگر دلایل کاهش نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در سال‌های بعد از ۱۳۶۷ تورم‌های بالا و نرخ بهرهٔ منفی در آن دوره بوده است. این نکته را می‌توان در نمودارهای ۴ و ۵ به‌وضوح مشاهده کرد.



همان‌طورکه در نمودار ۴ مشاهده می‌شود، تورم‌های بالای ۲۰ درصد طی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۶۵، تورم‌های بالای ۳۰ درصد در سال ۱۳۷۳، و بالای ۴۰ درصد در سال ۱۳۷۴ رخ داده است.

در ادبیات اقتصادی همواره یکی از راههای کاهش نسبت بددهی‌های داخلی به تولید ناخالص داخلی تورم‌های بالاست. ازان‌جاكه معمولاً در این دوره‌ها نرخ بهره بهاندازه تورم افزایش نمی‌یابد، بنابراین نرخ بهره واقعی اقتصاد منفی می‌شود و صورت کسر ثابت خواهد بود. این مهم در نمودار ۵ قابل مشاهده است.



نمودار ۵. نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی

منبع: یافته‌های پژوهش و داده‌های بانک مرکزی

همان‌طورکه در نمودار ۵ مشاهده می‌شود، طی سال‌های ۱۳۶۵-۱۳۶۷ نرخ بهره به ترتیب ۶-درصد، ۱۳-درصد، و ۱۴-درصد بوده است. نرخ بهره منفی و فزاینده مجدد طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۰ در اقتصاد ایران تکرار شده است، به‌طوری‌که در سال ۱۳۷۴ نرخ بهره حدود ۱۸-درصد بوده است.

از دلایل افزایش نسبت بدھی‌های دولت طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۶ را می‌توان وجود نرخ بهره‌های مثبت و قابل توجه برشمارد که تا سال ۱۳۹۶ به دلیل نرخ‌های پایین تورم و ثبات نسبی نرخ بهره اسمی ایجاد شد. البته سهم دلایل دیگری نظیر کسری بودجه دولت در این سال‌ها و افزایش اصل بدھی دولت به شبکه بانکی در جای خود قابل توضیح است.

در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ به رغم نرخ بهره‌های منفی و بزرگ افزایش نسبت بدھی ادامه یافت که عواملی نظیر افزایش بدھی دولت به شبکه بانکی (شامل بانک مرکزی) و کاهش درآمدهای نفتی در آن مؤثر بودند.

۴. تخمین و نتایج

در این پژوهش برای سنجش پایداری بدھی‌های دولت رابطه معرفی شده بوهن (Bohn 2008) (معادله ۵) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (structural vector autoregressive) در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۳ برآورده شده است. هدف این برآورد بررسی وجود شرط کافی پایداری بدھی‌های دولت یا به عبارت دیگر واکنش مثبت تراز بودجه دولت به انباست بدھی‌های خود است.

متغیر نسبت درآمدهای نفتی متغیر اصلی تأثیرگذار در سطح کسری بودجه است و به منزله متغیر کنترل وارد الگوی تخمین شده است. مطابق نمودار ۲، به دلیل این‌که در زمان جنگ تحملی نسبت بدھی‌های دولت با رشد قابل توجهی همراه بوده و در سال‌های بعد از جنگ این رشد متوقف شده است، یک متغیر مجازی برای دوره جنگ نیز به صورت بروزنزا وارد الگوی تخمین شده است. ازان‌جاکه در مطالعات اخیر بین‌المللی شکاف تولید (با استفاده از فیلتر هدیریک و پرسکات برای لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی استخراج شده است) نیز به معادله فوق وارد شده است تا تأثیر تغییرات تراز بودجه نسبت به رونق و رکود اقتصادی را کنترل کند (Lankester et al. 2020: 2)، در این مطالعه متغیر شکاف تولید برای تخمین به معادله بوهن افزوده شده است.

در مرحله بعد نتایج این برآورد با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری و نمودارهای کنش-واکنش تحلیل شده است. برای بررسی استحکام مدل (robustness) برآورد با استفاده از وقفه بهینه استخراج و وقفه‌ای پیشنهادی در مطالعات مشابه انجام شده است. هم‌چنین، به پیروی از مطالعه برت و دیگران (Burret and et al. 2013)، برای تخمین با متغیرهای حقیقی و بدون واحد از نسبت متغیرها به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

۱.۴ آزمون مانایی

بردار متغیرها در روش خودرگرسیون برداری ساختاری شامل چهار متغیر نسبت بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، کسری تراز عملیاتی به تولید ناخالص داخلی، نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی، و شکاف تولید است. در این بخش نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای تحقیق بررسی و نتایج آن در جدول ۱ نمایش داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی

نام متغیر	نتیجه مانایی	پراب آزمون دیکی فولر	پراب آزمون فیلیپ پرون
نسبت بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی	مانا در سطح (با استفاده از آزمون ریشه واحد با نقطه شکست)	۰/۰۴	
نسبت کسری تراز عملیاتی به تولید ناخالص داخلی	مانا در سطح	۰/۰۰	۰/۰۰
نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی	مانا در سطح	۰/۰۰	۰/۰۰
شکاف تولید	مانا در سطح	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، هر چهار سری زمانی موردنظر مطابق دو آزمون دیکی فولر و فیلیپ پرون در سطح مانایند. بنابراین، روش تخمین خودگرگسیون برداری ساختاری به کار می‌رود.

۲.۴ تعیین وقفه بهینه

در مرحله بعد لازم است تا آزمون شناسایی وقفه بهینه برای الگوی تحقیق انجام شود. نتایج این آزمون در جدول ۲ نمایش داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون شناسایی وقفه بهینه

وقفه	AIC	HQIC	SBIC
۰	-۱۱/۷۲	-۱۱/۶	-۱۱/۳۹
۱	-۱۵/۸۶	-۱۵/۴۹	-۱۴/۸۶
۲	-۱۵/۰۳	-۱۴/۹۳	-۱۳/۸۸
۳	-۱۵/۹۱	-۱۵/۰۶	-۱۳/۶۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طورکه در جدول ۲ نمایش داده شده است، براساس دو معیار اطلاعات اصلی، وقفه ۱ برای مدل بهینه تشخیص داده شده است.

برت و دیگران (Burret et al. 2013) به این نکته اشاره می‌کنند که پاسخ مناسب دولت به افزایش بدھی‌هاییش به دلیل آن که در سند بودجه سالانه انجام می‌شود، می‌تواند بیشتر از یک سال به طول بینجامد، بنابراین لازم است تا مدل با دو وقفه نیز برآورده شود. البته این نکته درباره ایران هم صحیح است؛ زیرا هنگام تنظیم بودجه دولت بدھی‌های سال قبل هنوز نهایی نشده است (آمار بدھی‌های تنظیم شده از سوی وزارت اقتصاد برای هر سال در سه‌ماهه ابتدایی سال آینده نهایی و گزارش می‌شود). بنابراین، بودجه تنظیم شده پاسخی به بدھی‌های دو سال گذشته است. از این‌رو، در این مطالعه با وقفه ۲ نیز تخمین انجام شده است و نتایج بررسی می‌شوند.

۳.۴ تخمین خودرگرسیون برداری ساختاری

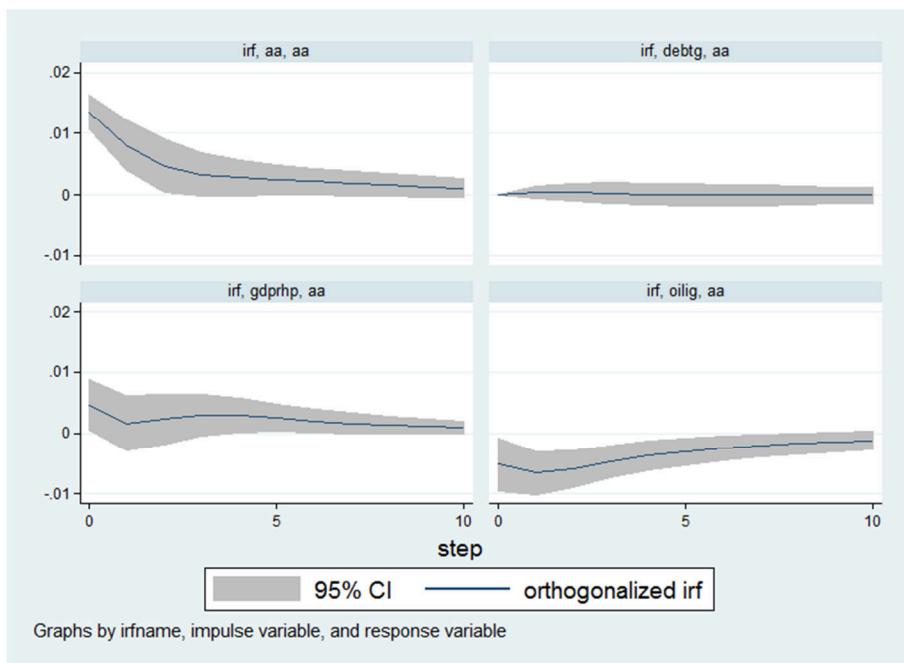
از آن‌جاکه کسری بودجه و سطح بدھی‌های دولت در درآمدهای نفتی برای کشورهای صادرکننده نفت^۴ در دوره جاری تأثیری ندارد، بنابراین ضریب هم‌زمان این دو تکانه برای آن صفر در نظر گرفته شده است. هم‌چنین، به دلیل آن که کسری تراز عملیاتی بودجه در دوره جاری از سطح بدھی‌های دولت تأثیر نمی‌پذیرد، ضریب تکانه هم‌زمان بدھی‌های دولت صفر در نظر گرفته شده است. برای بررسی بیشتر این رابطه الگوی تخمین با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری و با قید زیر برآورده شده است:

$$e_t \equiv \begin{pmatrix} e_t \\ e_t \\ e_t \\ e_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{oil income shock} \\ \varepsilon_t^{output gap shock} \\ \varepsilon_t^{budget deficit shock} \\ \varepsilon_t^{government debt shock} \end{bmatrix} \quad (6)$$

در ادامه از نمودارهای توابع کنش – واکنش برآورده شده برای تبیین ارتباط دو متغیر اصلی تحقیق استفاده می‌شود.

در شکل ۲ واکنش نسبت تراز کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی به تکانه‌های مختلف شامل نسبت بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت درآمد حاصل از صادرات نفت به تولید ناخالص داخلی، نسبت تراز کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، و شکاف تولید نشان داده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، واکنش

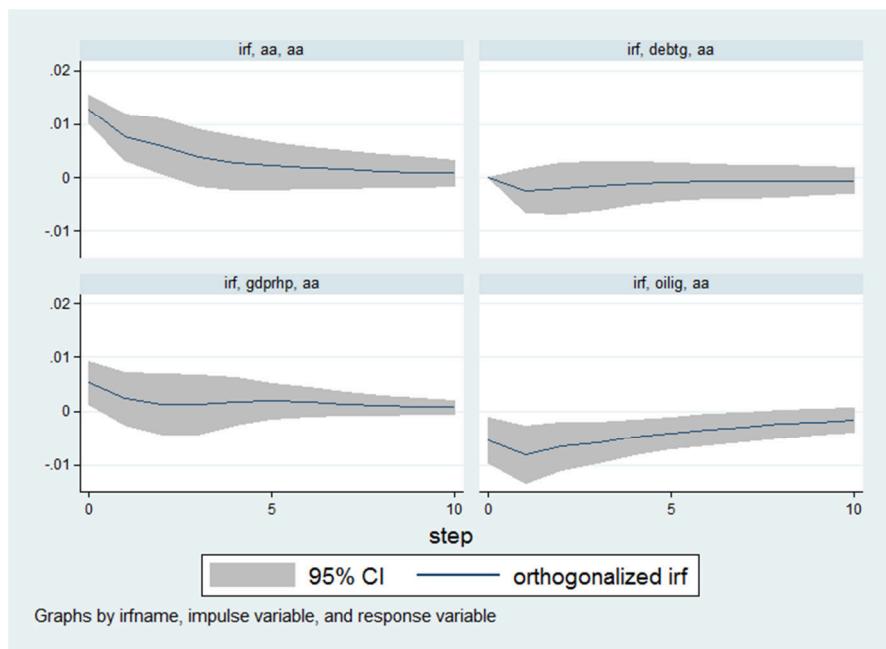
کسری تراز عملیاتی بودجه به تکانه بدھی‌های دولت از لحاظ آماری بی معناست. هم‌چنین، مشاهده می‌شود که افزایش درآمدهای نفتی به بزرگ‌ترشدن کسری تراز عملیاتی بودجه دولت منجر می‌شود. مهم‌ترین دلیل این مسئله وابستگی زیاد بودجه عمومی به نفت است که باعث می‌شود تا در سال‌های رونق نفتی مخارج هزینه‌ای دولت افزایش یابد. بنابراین، کسری تراز عملیاتی (که درآمدهای نفتی در آن نیست) به دلیل افزایش هزینه‌ها بزرگ‌تر شود. هم‌چنین، با تکانه مثبت شکاف تولید (رونق اقتصادی) کسری تراز عملیاتی بودجه دولت کاهش می‌یابد. این رابطه به دلیل افزایش درآمدهای مالیاتی در دوران رونق اقتصادی توضیح دادنی است.



شکل ۲. تابع کنش - واکنش در مدل با وقفه ۱

منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی استحکام نتایج، در شکل ۳ نمودار واکنش متغیر تراز بودجه دولت به بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، درآمد حاصل از صادرات نفت به تولید ناخالص داخلی، تراز کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، و شکاف تولید با دو وقفه نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، این رابطه هم‌چنان از لحاظ آماری بی معناست.



شکل ۳.تابع کنش – واکنش در مدل با وقفه ۲

منع: یافته‌های پژوهش

گفتنی است نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که مدل خودرگرسیون برداری ساختاری خودهمبستگی ندارد و توزیع هم‌زمان متغیرها از توزیع نرمال تعیت می‌کند.

۴.۴ آزمون علیت گرنجری

علیت گرنجری روش مهم و پرکاربردی برای شناسایی ارتباط میان سری‌های زمانی در اقتصادسنجی است. به طور مفهومی سری زمانی مانای x علیت گرنجری سری زمانی y است، اگر x حاوی اطلاعات جدیدی درباره آینده y باشد که در مقادیر حال و گذشته y وجود ندارد (Diks and Panchenko 2006). آزمون متعارف علیت گرنجری براساس فرض رابطه پارامتریک خطی میان میانگین شرطی سری‌های زمانی تعریف شده است، درحالی که ممکن است این ارتباط به صورت غیرخطی برقرار باشد. بیک و بروک (Baek and Brock (1992) بیان کردند که آزمون‌های علیت گرنجری خطی توان کمتری از جایگزین‌های غیرخطی خود دارند.

در این زمینه، آزمون‌های بسیاری برای بررسی علیت گرنجری غیرخطی توسعه یافته است. یکی از این آزمون‌ها را هیمسترا و جونز (Hiemstra and Jones 1994) طراحی کرده‌اند که در مطالعات مالی و اقتصادی بسیار کاربرد دارد.^۵ این آزمون درواقع نسخهٔ تکمیل شدهٔ آزمون بیک و بروک در سال ۱۹۹۲ است و رابطهٔ پویا میان متغیرها را بررسی می‌کند. در آزمون بیک و بروک درصورت برقراری فرض صفر مبنی بر عدم برقراری علیت، توزیع شرطی Z به شرط (X, Y) همانند توزیع مشترک شرطی Z به شرط (Y) است. بنابراین برای تابع توزیع احتمال مشترک $f_{X,Y,Z}(X, Y, Z)$ عبارت زیر برقرار خواهد بود:

$$\frac{f_{X,Y,Z}(X, Y, Z)}{f_{X,Y}(X, Y)} = \frac{f_{Y,Z}(Y, Z)}{f_Y(Y)} \quad (7)$$

آزمون هیمسترا و جونز فرض توزیع IID برای سری‌های زمانی موردبررسی در نسخهٔ بیک و بروک را اصلاح کرده است و به سری‌های زمانی اجازه می‌دهد تا وابستگی موقتی و ضعیف (weak temporal dependence) داشته باشند (Bekiros and Diks 2008). آن‌ها در آزمون خود با به‌کارگیری نسبت‌های انتگرال‌های همبستگی (correlation integrals) تفاوت طرف راست و چپ را در معادلهٔ ۶ اندازه می‌گیرند. برای یک بردار تصادفی چندمتغیره انتگرال همبستگی مربوطه ($C_v(\varepsilon)$) احتمال یافتن دو تحقق (realization) از بردار را در فاصله‌ای کم‌تر یا برابر ۶ نشان می‌دهد. بدین منظور، آن‌ها نشان می‌دهند که برای هر $\varepsilon > 0$ رابطهٔ ۶ قابل‌تبديل به رابطهٔ ۷ است.

$$\frac{C_{X,Y,Z}(\varepsilon)}{C_{X,Y}(\varepsilon)} = \frac{C_{Y,Z}(\varepsilon)}{C_Y(\varepsilon)} \quad (8)$$

آزمون هیمسترا و جونز ماتریس‌های همبستگی را براساس نمونهٔ آماری محاسبه می‌کند تا مشخص شود آیا نسبت‌های طرف راست و چپ معادلهٔ ۷ یکسان‌اند یا خیر. دیکز و پانچنکو (Diks and Panchenko 2006) در مطالعهٔ خود نشان دادند که آمارهٔ آزمون هیمسترا و جونز دارای تورش است و به رد فرض صفر گرایش دارد. این تورش به‌دلیل وابستگی آمارهٔ آزمون تحت فرضیهٔ صفر به توزیع شرطی سری‌های موردبررسی ایجاد می‌شود. به عبارت دیگر، تبدیل معادلهٔ ۶ به ۷ فقط در موقعیتی خاص ممکن است. دیکز و پانچنکو با اصلاح این مسئلهٔ فرض صفر آزمون را بهتر ترتیب زیر معرفی کردند:

$$q_g \equiv E \left[\left(\frac{f_{X,Y,Z}(X, Y, Z)}{f_Y(Y)} - \frac{f_{X,Y}(X, Y)}{f_Y(Y)} \frac{f_{Y,Z}(Y, Z)}{f_Y(Y)} \right) g_{X,Y,Z}(X, Y, Z) \right] = 0 \quad (9)$$

در این معادله (X, Y, Z) یک تابع مثبت وزن‌دهی (positive weight function) است. آماره معرفی شده برای آزمون این فرض به صورت معادله ۱۰ است.

$$T_n(\varepsilon) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_i (\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{Y,Z}(Y_i, Z_i)) \quad (10)$$

در این مطالعه ابتدا براساس آزمون خطی علیت گرنجری علیت بدھی‌های دولت برای تراز بودجه بررسی شده است. نتایج حاکی از عدم برقراری این علیت بود. از آنجاکه آزمون‌های غیرخطی توان بیشتری در مقایسه با نوع خطی دارند، در گام بعد با استفاده از دو آزمون هیمسترا و جونز (HJ) و نسخه اصلاح شده از سوی دیکر و پانچنکو (T_2) بررسی می‌شود که آیا بدھی‌های دولت علت و توضیح‌دهنده تراز بودجه دولت‌اند یا خیر؟ گفتنی است، فرض صفر هر دو آزمون عدم وجود علیت گرنجری بین دو سری موردنظر است. پراب دو آزمون بالا برای مدل با وقفه ۱ در ستون (۱)p و وقفه ۲ در ستون (۲)p در جدول ۳ نمایش داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون علیت گرنجری غیرخطی برای مدل با وقفه ۱ و ۲

H0: debtg does not granger cause aa				
T_2		HJ		
P(2)	P(1)	P(2)	P(1)	
.۰/۳۷۱۹۸۳	.۰/۲۸۹۱۶۸	.۰/۲۷۱۴۱۸	.۰/۲۱۷۰۴۰	۱
.۰/۲۴۳۹۰۸	.۰/۶۳۴۷۹۳	.۰/۱۵۳۴۲۲	.۰/۴۷۶۳۴۳	۲
.۰/۱۲۱۹۷۲	.۰/۲۲۹۸۱۵	.۰/۰۵۷۴۲۹	.۰/۲۴۹۸۱۰	۳
.۰/۱۷۲۵۸۵	.۰/۲۶۹۹۱۷	.۰/۱۲۰۱۳۸	.۰/۲۱۸۲۴۶	۴
.۰/۶۸۶۹۹۶	.۰/۴۲۷۸۰۱	.۰/۷۱۴۸۲۲	.۰/۶۷۰۲۴۴	۵
.۰/۸۸۰۱۹۳	.۰/۶۰۵۶۵۴	.۰/۹۴۰۵۴۴	.۰/۹۰۳۳۷۹	۶
.۰/۷۷۵۲۱۵		.۰/۹۵۹۰۷۱		۷
.۰/۶۵۶۲۴۷		.۰/۸۸۶۶۳۲		۸

منبع: یافته‌های پژوهش

H0: aa dose not granger cause debtg				
T ₂		HJ		
P(2)	P(I)	P(2)	P(I)	
.۰/۱۲۵۰۴۵	.۰/۰۹۴۶۲	.۰/۱۵۴۰۳۲	.۰/۳۹۷۵۲۹	۱
.۰/۲۷۹۸۷۲	.۰/۳۵۱۶۰۴	.۰/۲۶۸۰۷۶	.۰/۳۱۰۱۳۹	۲
.۰/۶۳۴۳۷۵	.۰/۴۵۸۲۶۹	.۰/۶۸۳۱۶۶	.۰/۴۵۹۵۹۳	۳
.۰/۴۴۷۸۹۴	.۰/۶۷۶۴۱۱	.۰/۵۲۹۴۰۳	.۰/۸۵۸۹۲۷	۴
.۰/۲۶۱۳۱۲	.۰/۷۴۴۱۹۹	.۰/۳۱۱۳۵۷	.۰/۸۰۷۹۰۱	۵
.۰/۱۶۸۹۷۰	.۰/۷۱۳۸۷۹	.۰/۰۸۴۱۱۵	.۰/۶۰۳۵۹۴	۶
.۰/۲۶۱۶۴۴		.۰/۰۹۳۷۷۳		۷
		.۰/۱۹۹۶۷۱		۸

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق نتایج جدول ۳، برای هردو آزمون در مدل با وقفه ۱ و مدل با وقفه ۲ همه پرباب‌ها از سطح معنی‌داری ۱۰ درصد بزرگ‌تر بودند. بنابراین، فرض صفر مبنی براین‌که بدھی‌های دولت علیت گرنجری تراز بودجه نیستند رد نمی‌شود و درنتیجه علیت غیرخطی برقرار نیست.

۵. نتیجه‌گیری

نظر به اهمیت پایداری بدھی‌های دولت برای پایداری مالیه عمومی و روند روبه‌افزایش بدھی‌های دولت در ایران، در این مطالعه برای بررسی پایداری بدھی‌های دولت از روش بوهن (Bohn 2008) و برآورد تابع واکنش تراز بودجه دولت به انباشت بدھی‌های او در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۵۳ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده شد. چنان‌چه دولت با افزایش سطح بدھی‌هایش کسری بودجه خود را کاهش دهد، سطح بدھی‌هایش به آستانه بحرانی و نکول نخواهد رسید. درغیراین‌صورت سیاست‌گذار درموردن سطح بدھی‌هایش حساس نیست و روند فزاینده بدھی‌ها بحران‌آفرین خواهد بود. از آنجاکه ممکن است واکنش سیاست‌گذار به افزایش بدھی‌ها به دلیل حساسیت بدھی‌ها در آستانه‌های بالاتر غیرخطی باشد، در این مطالعه به منظور بررسی ارتباط غیرخطی تراز بودجه دولت و انباشت بدھی‌های دولت آزمون علیت گرنجری غیرخطی

نیز به دو روش هیمسترا و جونز (Hiemstra and Jones 1994) و نسخه اصلاح شده دیکز و پانچنکو (Diks and Panchenko 2006) استفاده شده است. داده‌های مورداستفاده نیز نسخه اصلاح و تکمیل شده داده‌های مطالعه موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) است.

در دوره‌های وفور نفتی در ایران، دولت مخارج بودجه عمومی را افزایش می‌دهد و در دوره‌های کاهش درآمدهای نفتی به دلیل چسبندگی مخارج و عدم امکان کاهش تعهدات ایجادشده (نظیر حقوق و مستمری) کسری بودجه خود را از طریق بدھی تأمین می‌کند. هم‌چنین، کاهش ارزش افزوده بخش نفت در سال‌های اولیه وقوع بحران موجب کاهش تولید ناخالص داخلی و افزایش نسبت بدھی می‌شود. از شواهد روشن این مسئله سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۶۷ است که با کاهش درآمدهای نفتی ایران در این دوره بدھی‌های دولت با افزایش قابل توجهی (افزایش بیش از صدرصدی) همراه بوده است. با تقویت درآمدهای نفتی طی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۷۳، نسبت بدھی نیز کاهش یافته است. این رابطه معکوس مجدداً در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۷۷ به روشنی قابل مشاهده است.

رونده روبه افزایش بدھی‌های دولت و چشم‌انداز مبهم درآمدهای نفتی در آینده اهمیت بررسی پایداری بدھی دولت در ایران را بیش از پیش نمایان می‌کند. از نگاه بوهن، شرط کافی برای برقراری پایداری بدھی‌های دولت واکنش سیاست‌گذاران به انباشت بدھی‌های دولت با استفاده از کاهش کسری بودجه است.

مطابق نتایج برآورد تابع کنش- واکنش به روش خودرگرسیون برداری ساختاری، با افزایش درآمدهای نفتی کسری تراز عملیات بودجه افزایش می‌یابد که دلیل آن افزایش مخارج ناشی از درآمد نفتی در دوره‌های وفور است. هم‌چنین، در دوره‌های رونق اقتصادی کسری تراز عملیاتی کاهش می‌یابد که با تئوری‌های اقتصادی مبنی بر افزایش درآمدهای مالیاتی در این دوره همراه است. نتایج حاکی از عدم واکنش تراز بودجه دولت به افزایش سطح بدھی‌های اوست. درنتیجه، شرط بوهن برای پایداری بدھی‌های دولت برقرار نیست. این نتیجه در هر دو مدل تخمین‌زده شده با وقفه ۱ و ۲ برقرار است.

در بخش دیگر مطالعه به منظور بررسی بیشتر رابطه تراز بودجه دولت و سطح بدھی‌های او و امکان وجود رابطه‌ای غیرخطی با استفاده از دو آزمون غیرخطی علیت گرنجری، ارتباط این دو متغیر بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد، ارتباط علی معنی دار از متغیر بدھی‌های دولت به متغیر تراز بودجه وجود ندارد.

از دلایل این نتیجه نبود آمار صحیح و گزارش‌گری آن از سوی نهادهای رسمی کشور از میزان دقیق بدھی‌های دولت است. همان‌طورکه در بخش ۳ بیان شد، تا پیش از سال ۱۳۹۵ آمار رسمی داخلی از مجموع بدھی‌های دولت وجود نداشت. بنابراین، قابل‌انتظار است که این مؤلفه در تصمیم سیاست‌گذاری تأثیر خواهد بود. دلیل دیگر این مسئله را می‌توان فقدان قاعدة مالی با کارکرد مناسب برای کنترل کسری بودجه دولت در صورت افزایش سطح بدھی‌های او در دوره‌های گذشته در اقتصاد ایران بر شمارد. فقط در ماده «۸» قانون برنامه ششم توسعه حکمی مبنی بر کنترل سطح بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی در سطح ۴۰ درصد بیان شده است. از آن‌جاکه عمدۀ بدھی‌های دولت (برای مثال به شبکه بانکی) به صورت غیراوراقی ایجاد می‌شود، بنابراین شفاف نیست و قاعدة مالی مذکور درباره آن‌ها چندان کاربرد ندارد. عدم توسعه درآمدهای غیرنفتی (مالیات‌ستانی) و چسبندگی مخارج دولت نیز از دلایل بسیار مهم عدم واکنش سیاست‌گذار به انباشت بدھی‌های دولت است. مسدودسازی مجاری ایجاد بدھی‌های غیراوراقی دولت و تدوین یک قاعدة مالی مناسب برای ارتباط‌دهی سطح بدھی‌های دولت و مخارج او در یک قانون بالادستی می‌تواند به پایداری روند رو به رشد بدھی‌های دولت در ایران کمک شایانی کند.

پی‌نوشت‌ها

۱. گفتنی است به صورت غیرمستقیم درآمد دولت از محل مالیات و سود شرکت‌های زیرمجموعه وزارت نفت نیز ماهیاتاً درآمد حاصل از نفت و گاز است.
۲. این مهم با بررسی مجوزهای برداشت از صندوق توسعه ملی در قوانین بودجه سنواتی پیش از سال ۱۳۹۷ مشخص شده است. در سال ۱۳۹۷ و بعداز آن مجوزهای برداشت از صندوق توسعه ملی در قوانین بودجه سنواتی با ذکر بدھی بوده است، درحالی که پیش از آن چنین نیست.
۳. براساس داده‌های ارائه شده در پژوهش موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) البتہ این رابطه در کشورهایی مانند عربستان سعودی که در بسیاری از موارد کم‌تر از ظرفیت واقعی خود تولید می‌کنند برقرار نیست؛ زیرا ممکن است این کشورها به دلیل کسری بودجه به افزایش تولید اقدام کنند، اما از آن‌جاکه تولید و صادرات نفت ایران همواره در ظرفیت کامل بوده و فقط به دلیل خارجی نظیر تحریم کم‌تر از ظرفیت تولید شده است، بنابراین این رابطه برقرار است.

بررسی پایداری بدھی‌های دولت در ایران ... (محمدحسین معماریان و دیگران) ۳۴۳

۵. این مطالعه موردار جای بیش از ۱۸۰۰ مطالعه دیگر است که برخی از آن‌ها عبارت‌اند از:

Frances and Van Dijk 2000; Nazlioglu 2011; Hlaváčková-Schindler et al. 2017;
Chiou-Wei et al. 2008; Dhamala et al. 2008.

کتاب‌نامه

«بدھی عمومی به زبان ساده؛ مسیر آتی آن در ایران» (۱۳۹۹)، گزارش از نوع مطالعات راهبردی، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

بوستانی، رضا و شیرین صلوی‌تبار (۱۳۹۶)، «بررسی استقلال بانک مرکزی از بعد مالی»، فصل نامه روند، پیاپی ۷۸.

پورمحمدی، سید‌حمدی (۱۳۹۸)، رساله دکتری، پردیس کیش دانشگاه تهران.

خان‌میرزاپی، فرهاد و نیلوفر دمنه (۱۳۹۷)، «تحلیل پایداری بدھی دولت و ارائه راهکار خروج از مسیر ناپایداری مالی»، در: مجموعه مقالات بیست و هشتمین همایش سالانه پولی-ازی، تهران، مرکز همایش‌های بین‌المللی صدا و سیما.

خیابانی، ناصر و دیگران (۱۳۹۱)، «بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش هم‌جمعی چندجانبه»، فصل نامه برنامه‌ریزی و بودجه، س ۱۷، ش ۱. روزنامه‌های اقتصاد (۱۴۰۰/۰۲/۲۵).

فتاحی، شهرام و دیگران (۱۳۹۳)، «بررسی پایداری بدھی دولت در اقتصاد ایران»، فصل نامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، س ۲، ش ۶.

فلاحتی، علی و دیگران (۱۳۹۶)، «بررسی پایداری مالی و تکانه‌های گذرا در اقتصاد ایران»، اقتصاد مالی و توسعه، دوره ۱۱، پیاپی ۴۱.

کریمی پتانلار، سعید و دیگران (۱۳۹۶)، «پایداری بدھی دولت در ایران: شواهد جدید از تابع واکنش مالی»، پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی، س ۲۴، پیاپی ۱۴.

کمیجانی، اکبر و یزدان گودرزی فراهانی (۱۳۹۴)، «پایداری مالی دولت در اقتصاد ایران با رویکرد مدل همانباشتگی»، دوفصل نامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، س ۱۱، ش ۲.

«مجاری ایجاد بدھی‌های دولت» (۱۳۹۸)، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.
ممی‌پور، سیاب و فرزانه گودرزی (۱۳۹۹)، «بررسی پایداری مالی دولت در ایران با استفاده از آزمون ریشه وحد مارکوف سوییچینگ»، تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۵، ش ۲.

موسی‌نیک، سید‌هادی و شعله باقری پرمه‌ر (۱۳۹۸)، «ساخت سری زمانی بدھی دولت و برآورد نسبت بهینه بدھی دولت به تولید ناخالص داخلی و فضای مالی در اقتصاد ایران»، فصل نامه پژوهش‌های اقتصاد (رشد و توسعه پایدار)، س ۱۹، ش ۱.

- Bohn, H. (2008), "The Sustainability of Fiscal Policy in the United States", *Sustainability of Public Debt*, no. 1446.
- Bostan, I. and C. Toderaşcu (2018), "Challenges and Vulnerabilities on Public Finance Sustainability, A Romanian Case Study", *Journal of Risk and Financial Management*, vol. 11, no. 3.
- Hamilton, J. D. and M. A. Flavin (1985), On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing, NBER Working Paper, no. w1632, National Bureau of Economic Research.
- Baek, E. and W. Brock (1992), *A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model*, Iowa State University and University of Wisconsin at Madison Working Paper.
- Bekiros, S. D. and C. G. Diks (2008), "The Relationship between Crude oil Spot and Futures Prices: Cointegration, Linear and Nonlinear Causality", *Energy Economics*, vol. 30, no. 5.
- Brady, G. L. and C. Magazzino (2017), "The Sustainability of Italian Public Debt and Deficit", *International Advances in Economic Research*, vol. 23, no. 1.
- Burret, H. T. et al. (2013), "Sustainability of Public Debt in Germany–Historical Considerations and Time Series Evidence", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, vol. 233, no.3.
- Chiou-Wei, S. Z. et al. (2008), "Economic Growth and Energy Consumption Revisited-Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality", *Energy Economics*, vol. 30, no. 6.
- Cuestas, J. C. and P. J. Regis (2018), On the Dynamics of Sovereign Debt in China: Sustainability and Structural Change, *Economic Modelling*, vol. 68.
- Cuestas, J. C. and P. J. Regis (2018), "On the Dynamics of Sovereign Debt in China: Sustainability and Structural Change", *Economic Modelling*, vol. 68.
- Dhamala, M. et al. (2008), Estimating Granger Causality from Fourier and Wavelet Transforms of Time Series Data, *Physical Review Letters*, vol. 100, no. 1, 018701.
- Diks, C. and V. Panchenko (2006), "A New Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 30, no. 9-10.
- Franses, P. H. and D. Van Dijk (2000), *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge University Press.
- Ghosh, A. R. et al. (2013), "Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies", *The Economic Journal*, vol. 123, no. 566.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation", *The Journal of Finance*, vol. 49, no. 5.
- Hlaváčková-Schindler, K. et al. (2007), "Causality Detection Based on Information-Theoretic Approaches in Time Series Analysis", *Physics Reports*, vol. 441, no. 1.
- <https://www.oecd-ilibrary.org/governance/government-at-a-glance-2013/fiscal-sustainability_gov_glance-2013-11-en>.

بررسی پایداری بدهی‌های دولت در ایران ... (محمدحسین معماریان و دیگران) ۳۴۵

- IMF, B. (2011), "Public Sector Debt Statistics: Guide for Compilers and Users-2011".
- IMF Fiscal Monitor (2020).
- Lankester-Campos, V. et al. (2020), "Assessing Public Debt Sustainability for Costa Rica Using the Fiscal Reaction Function", *Latin American Journal of Central Banking*, vol. 1, no. 1-4, 100014.
- Mahdavi, S. (2014), Bohn's Test of Fiscal Sustainability of the American State Governments, *Southern Economic Journal*, vol. 80, no. 4.
- Mendoza, E. G. and J. D. Ostry (2008), "International Evidence on Fiscal Solvency: Is Fiscal Policy 'Responsible?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 55, no. 6.
- Nazlioglu, S. (2011), "World Oil and Agricultural Commodity Prices: Evidence from Nonlinear Causality", *Energy Policy*, vol. 39, no. 5.
- Papadopoulos, A. P. and M. G. Sidiropoulos (1999), "The Sustainability of Fiscal Policies in the European Union", *International Advances in Economic Research*, vol. 5, no. 3.
- Pradhan, K. (2014), "Is India's Public Debt Sustainable?", *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, vol. 3, no. 2.
- Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff (2010), "Growth in a Time of Debt", *American Economic Review*, vol. 100, no. 2.
- Trehan, B. and C. E. Walsh (1988), "Common Trends, the Government's Budget Constraint, and Revenue Smoothing", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, no. 2-3.
- Trehan, B. and C. E. Walsh (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to US Federal Budget and Current Account Deficits", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23, no. 2.
- Yilancı, V. and B. Ozcan (2008), "External Debt Sustainability of Turkey: A Nonlinear Approach", *International Research Journal of Finance and Economics*, vol. 20, no. 10.

