

*Journal of Iranian Economic Issues*, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)  
Biannual Journal, Vol. 9, No. 1, Spring and Summer 2022, 333-365  
Doi: 10.30465/ce.2022.38944.1721

## **Investigating Iran's debt sustainability using policymaker reaction function and nonlinear causality**

**Mohammad Hossein Memariyan<sup>\*</sup>, Ali Taiebnia<sup>\*\*</sup>**

**Mohsen Mehrara<sup>\*\*\*</sup>**

### **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: 2022/5/8



Copyright © 2018, This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.



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

محمد حسین معماریان\*

علی طیب نیا\*\*، محسن مهرآرا\*\*\*

### چکیده

یکی از مهمترین شروط پایداری مالی در افق میانمدت و بلندمدت، پایداری بدھی‌های دولت است که در حقیقت هسته مرکزی پایداری مالیه عمومی را تشکیل می‌دهد. کشورهای زیادی تا کنون به دلیل سطح بالای بدھی‌های خود دچار بحران شده‌اند. روند افزایش بدھی‌های دولت در ایران در سال‌های اخیر نشان می‌دهد که مساله پایداری بدھی‌ها به زودی به یکی از چالش‌های کشور مبدل خواهد شد. در این مطالعه پایداری بدھی‌های دولت در ایران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۳۵۳ با استفاده از داده‌های اصلاح شده موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از روش بوهن (۲۰۰۸) و برآورده تابع واکنش تراز بودجه 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 نسبت به انباشت بدھی‌هایش بی تفاوت است. همچنین به منظور بررسی بیشتر ارتباط غیر خطی تراز بودجه دولت و انباشت بدھی‌ها نیز از آزمون علیت گرنجری غیر خطی به دو روش هیمسترا و جونز (۱۹۹۴) و نسخه اصلاح شده آن توسط دیکز و

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

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

\*\*\* استاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)، mmehrara@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۸/۲۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۲/۱۸



Copyright © 2018, This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

پانچنکو (۲۰۰۶) استفاده شده است. نتایج بدست آمده حاکی از عدم واکنش تراز بودجه دولت به انباشت بدھی هایش است و لذا شرط کافی برای پایداری بدھی های دولت برقرار نیست. لذا هیچگاه انباشت بدھی های دولت جزو دغدغه سیاست گذاران بودجه ای در جهت کاهش کسری بودجه نبوده است.

**کلیدواژه‌ها:** پایداری بدھی، خودرگرسیون برداری ساختاری، علیت گرنجری غیر خطی

طبقه بندی JEL: H63

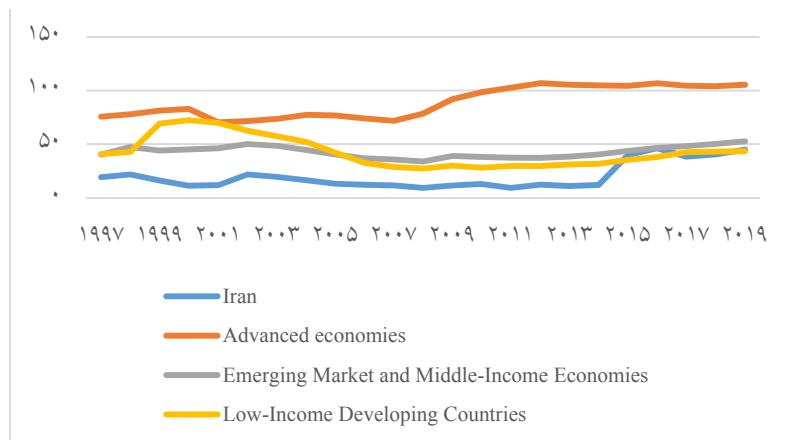
## ۱. مقدمه

پایداری مالیه به معنای آن است که دولت بتواند مالیه عمومی را در وضعیت معتبر و قابل تامین در بلندمدت حفظ کند (OECD ۲۰۱۳: ۵۰). بدین منظور دولت باید تعهدات و درآمدهای آتی خود را پیش‌بینی کرده و تمامی ریسک‌های محتمل را ارزیابی نموده و پوشش دهد. یکی از مهمترین شروط پایداری مالی در افق میان مدت و بلند مدت پایداری بدھی های دولت است که در حقیقت هسته مرکزی پایداری مالیه را تشکیل می‌دهد.

سطح بالای بدھی های در حال افزایش موقعیت مالیه دولت را با خطر مواجه کرده و می‌تواند باعث ایجاد چرخه‌ای شود که در آن رشد بدھی های دولت از طریق منحرف کردن منابع مالی، سرمایه‌گذاری کارا و ظرفیت رشد اقتصادی را کاهش دهد (OECD ۲۰۱۳: ۵۰).

در بسیاری از موارد بدھی های دولت به تنها بی مساله ساز نیستند ولی 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 منجر به ناپایداری بدھی-ها و ایجاد بحران مالی دولت شود. در ایران نیز بدھی های انباشته دولت و روند رو به افزایش آن در سال‌های اخیر از دغدغه‌های نهادهای نظارتی و کارشناسان اقتصادی بوده است.

مطابق با داده‌های صندوق بین المللی پول در سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۹ نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در ایران در سطحی پاییتر از متوسط این نسبت در کشورهای پیشرفت‌هه، نوظهور و کشورهای با درآمد متوسط بوده است (نمودار ۱).



نمودار ۱. نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی- مأخذ: داده‌های صندوق بین المللی پول

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

برای مثال تا انتهای خرداد ماه ۱۳۹۸ بر اساس گزارش عملکرد مالی دولت در ۱۲ ماهه سال ۱۳۹۸ خزانه داری کل کشور بدهی‌های دولت به شبکه بانکی در حدود ۲۴۰۰ هزار میلیارد ریال است. این در حالی است که بانک مرکزی بر اساس ترازنامه بانک‌ها همین بدهی را ۳۳۰۰ هزار میلیارد ریال اعلام کرده است.

نکته دیگر که میزان بدهی‌های عمومی در کشورهای مختلف بر اساس نوع تعريف عبارت «عمومی» تا میزان قابل توجهی متفاوت است (IMF, ۲۰۱۱: ۷). لذا برای ارزیابی صحیح از میزان بدهی‌های عمومی باید تعريف مشخص بین المللی را در نظر گرفت. در تعريف صندوق بین المللی پول بدهی‌های عمومی عبارت است از بدهی‌های دولت عمومی که شامل بدهی‌های دولت مرکزی (واحدهای دریافت کننده بودجه عمومی)، صندوق‌ها و حساب‌های فرابودجه‌ای، صندوق‌های حمایت اجتماعی، دولت‌های ایالتی و محلی (شهرداری‌ها) است (IMF, ۲۰۱۱: ۸).

لذا در صورتی که به دنبال میزان بدھی‌های عمومی در ایران باشیم، باید دقت شود که بدھی بخش‌هایی نظیر صندوق‌های بازنیستگی و شهرداری‌ها در آمار رسمی موجود از بدھی‌های دولت وارد نشده است (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۷:۱۳۹۹)

در سال ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ با اوج گرفتن تحریم‌های بین‌المللی و کاهش درآمدات دولت، یکی از گزینه‌های جدی تامین منابع مالی جدید انتشار اوراق دولتی بوده است. مطابق با گزارش مالی خزانه داری کل کشور از عملکرد دوازده ماهه بودجه در سالهای ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹، دولت در سال ۱۳۹۸ 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 آنجایی که حداقل یک سوم از منابع مالی دولت‌ها در ایران به طور مستقیم از محل فروش و صادرات نفت بوده است<sup>۱</sup>، لذا هرگونه کاهش درآمدات نفتی می‌تواند اثر قابل توجهی بر بدھی‌های دولت داشته باشد. در حقیقت آنچه پیشتر درباره افزایش استقراض دولت در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ عنوان شد نتیجه کاهش درآمدات نفتی دولت است.

با توجه به نکات عنوان شده می‌توان نتیجه گرفت که ارزیابی پایداری بدھی‌های دولت در ایران از اهمیت بالایی برخوردار است. 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 نسبت به انباشت بدھی‌هایش بی‌تفاوت است. فرضیه این مطالعه عدم واکنش دولت به افزایش بدھی‌های خود و لذا عدم برقراری پایداری بدھی‌های دولت از این منظر است. همچنین به منظور بررسی بیشتر ارتباط غیر خطی تراز بودجه دولت و انباشت بدھی‌های دولت علیت گرنجری غیر خطی نیز به دو روش هیمسترا و جونز (۱۹۹۴) و نسخه اصلاح شده آن توسط دیکز و پانچنکو (۲۰۰۶) استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده نیز نسخه اصلاح و تکمیل شده داده‌های ارائه شده توسط 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 مورد استفاده در این مقاله ارائه شده است. در ادامه و در بخش سوم نقشه استقراض دولت در ایران تبیین شده و سپس ضمن معرفی داده‌های پژوهش و اصلاحات صورت گرفته در آن، ارتباط میان متغیرهای تحقیق از منظر آماری بررسی شده است. بخش چهارم نیز به برآورد مدل تحقیق و آزمون های علیت گرنجری اختصاص دارد. در انتها نیز ضمن جمع بندي توصیه های 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 است و مطالعات بسیاری در این حوزه انجام شده است. بخش وسیعی از مطالعات پایداری بدھی از آزمون مانایی و یا هم انباشتگی برای بررسی پایداری بدھی های عمومی بهره گرفته‌اند. این روش از مطالعه همیلتون و فلوین (Hamilton and Flavin) در سال ۱۹۸۶ آغاز شده است. همیلتون و فلوین (1986) بیان کردند که لازمه پایداری بدھی ها، تراز بودن ارزش حال بودجه دولت است که در آزمون تجربی با بررسی مانایی بدھی های دولت و تراز بودجه قابل بررسی است. نتیجه مطالعه آن ها پایداری بدھی دولت ایالات متحده امریکا در سال های ۱۹۸۴-۱۹۶۲ بود. ترhan و والش (Walsh and Trehan) در دو مطالعه خود در سال های ۱۹۸۸ و ۱۹۹۱ با تقسیم دوره زمانی مطالعه به دو دوره ۱۹۸۳-۱۸۹۰ و ۱۹۸۴-۱۹۶۰ پایداری بدھی های دولت امریکا را بررسی کردند. نتیجه بدست آمده برقراری شرط پایداری در هر دو دوره بود. کرمز (1988) نیز با روشی مشابه و در دوره زمانی متفاوت (۱۹۵۸-۱۹۹۵) به نتایج یکسانی دست یافت. بوهن (Bohn) (۲۰۰۸) نیز با استفاده از داده های ایالات متحده امریکا در سال های ۱۷۹۲ تا ۲۰۰۳ به بررسی پایداری بدھی ها از دو روش بررسی مانایی و روش ابداعی خود پرداخت. نتایج بدست آمده حاکی از پایداری بدھی های دولت امریکا بود.

گروه دیگری از مطالعات همین روش را برای کشورهای دیگر به کار گرفته‌اند. پاپادلوبوس و سیدیروپلوس (Papadopoulos and Sidiropoulos) (1999) با استفاده از داده

های اتحادیه اروپا در دوره ۱۹۹۴-۱۹۶۱ بدھی کشورهایی نظیر اسپانیا، پرتغال و یونان را غیر پایدار خوانند.

بستان و همکاران (Bostan et al) (۲۰۱۸) با استفاده از روش های بررسی مانایی و هم انباشتگی در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۸ برای کشور رومانی، پارادھان (Pradhan) (۲۰۱۴) با استفاده از داده های کشور هند و بررسی نسبت تعهدات غیر پولی به تولید ناخالص داخلی از روش مانایی و نسبت مخارج و درآمدهای دولت به تولید ناخالص داخلی از طریق هم انباشتگی پرداختند.

بردلی و مگزینو (Brady and Magazzino) (۲۰۱۷) در مطالعه ای به ارزیابی پایداری بدھی های دولت ایتالیا با استفاده از بررسی مانایی و رگرسیون زنجیره مارکف اقدام کردند. بازه زمانی مطالعه در سال های ۱۸۶۲-۲۰۱۳ بود که به دلیل وقوع تکانه های بروزن زا در این دوره آن ها نمونه خود را به دوره کوتاهتر با ویژگی های مشابه تقسیم کردند. نتایج بدست آمده حاکی از برقراری مانایی درجه اول برای بدھی های دولت ایتالیا و لذا اثبات پایداری آن بود.

گروهی دیگر از مطالعات نیز به دلیل وقوع بحران های مختلف در کشورها از روش های بررسی مانایی غیر خطی یا بالحاظ کردن شکست ساختاری استفاده کرده اند. از جمله این مطالعات می توان به یلانچی و ازکان (Yilanci and Ozcan) (۲۰۰۸) اشاره کرد. در این مطالعه نویسندها با استفاده از آزمون غیر خطی مانایی، پایداری بدھی های خارجی دولت ترکیه را در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ با استفاده از داده های فصلی بررسی کردند. کوستاس و رگیس (Cuestas and Regis) (۲۰۱۸) نیز در مطالعه با استفاده از آزمون های بررسی مانایی غیر خطی و با در نظر گرفتن شکست ساختاری، مسیر نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی دولت چین را در سال های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۶ بررسی کردند. نتایج بدست آمده حاکی از آن بود که مسیر این بدھی ها در سال ۲۰۱۴ حاوی روندی به سمت ناپایداری بود.

در ایران نیز ممی پور و گودرزی (۱۳۹۹) با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکف سویچینگ به بررسی پایداری مالی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۲ پرداخته اند. نتایج بدست آمده نشان دهنده ناپایداری وضعیت مالی دولت است. همچنین آن ها با تفکیک

دوره زمانی به رژیم های مختلف اعم از دوره های پرنوسان و کم نوسان دریافتند که ناپایداری مالی دولت همچنان برقرار است.

کریمی و همکاران (۱۳۹۶) نیز با استفاده از همانباستگی جوهانسون- جوسلیوس برای دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۴ پایداری بدهی های دولت را در قالب تابع واکنش مالی بررسی کردند. بر اساس نتایج بدست آمده از تابع واکنش مالی، بدهی های دولت به نظام بانکی و اشخاص خارجی در سطح ضعیفی پایدار بوده است.

خیابانی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از رویکرد هم جمعی نشان دادند که در طی دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ بدون حق الضرب بانک مرکزی پایداری مالی دولت برقرار نیست. کمیجانی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۴)، با استفاده از رویکرد هم جمعی نشان دادند که با اتکا به درآمدهای مالیاتی و نفتی، پایداری مالی دولت برقرار است.

بوهن (۲۰۰۷) بیان می کند که مطالعات انجام شده با روش مانایی و هم جمعی قابلیت رد فرضیه پایداری بدهی های دولت را ندارند چرا که برای این مهم کافی است تا سری زمانی بدهی های دولت یا سری زمانی مخارج و درآمدهای دولت از هر درجه غیر بینهایتی انباسته باشند. او روش جدیدی را بر اساس تابع واکنش مالی معرفی می کند. در بخش بعد این روش معرفی شده و مطالعات انجام شده با استفاده از آن روش بررسی می شوند.

داراسمو و همکاران (۲۰۱۶) نیز بیان می کنند که روش های مبتنی بر مانایی، در صورت برقراری شرط پایداری، بدلیل آنکه فقط بر روند بلند مدت تمرکز می کنند، ارتباط سطح اولیه بدهی و وضعیت تعادلی را در نظر نمی گیرند.

## ۱.۲ پایداری بدهی

پایداری بدهی های دولت و مفاهیم مرتبط با آن از قید بودجه دولت و سیاست های مالی متنج می شوند. قید بودجه ساده شده دولت عبارت است از:

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

که در این رابطه بدهی های 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 بدهی

ها نیز عبارت است از بدهی های تجمعی دولت در دوره قبل که با نرخ بهره در زمان  $t$  تعديل می شود.

بوهن (۲۰۰۷) با انجام عملیات جبری روی رابطه فوق، یکی از تعاریف پایداری بدهی های دولت را به ترتیب زیر معرفی می نماید:

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

مطابق با این تعریف ارزش حال (که در این معادله با ضریب تعديل زمانی یعنی  $p$  نمایش داده شده است) مازاد بودجه های آتی دولت باید برابر بدهی های فعلی آن باشد یا به عبارت دیگر دولت باید بتواند بدهی های فعلی خویش را از محل مازاد بودجه های آتی خود پرداخت نماید.

بوهن (۲۰۰۷) تعریف دیگر پایداری بدهی های دولت را برقراری شرط ترانسسورسالیتی (Transversality condition) به ترتیب زیر معرفی می نماید.

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

مطابق با این تعریف ارزش حال بدهی های آتی دولت باید صفر باشد. وجه دیگر این تعریف شرط عدم برقراری بازی پونزی است به این معنی که دولت نمی تواند مدام قرض کند و قرض های قبلی خود را با استقراض جدید پرداخت نماید.

برت و همکاران (Burret and et al ۲۰۱۳) در مطالعه خود وجه دیگری از تعاریف فوق را بر مبنای تئوری مربوط به دومار (1994) بیان می کنند.

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

در معادله (۴)  $y$  رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی،  $r$  نرخ بهره حقیقی،  $d$  نسبت بدهی 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 مجدداً مفهوم برابری بدهی های فعلی دولت با ارزش حال مازاد بودجه های آینده را نشان می دهد. تفاوت اصلی معادله (۴) با دو معادله (۳) و (۲) این است که در این معادله از نسبت بدهی 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 برای بررسی پایداری بدهی های دولت معرفی کرده است. از نگاه بوهن کاهش کسری بودجه دولت در نتیجه افزایش سطح بدهی های او شرط کافی پایداری بدهی های دولت است. این رابطه بر اساس مطالعه بوهن (۲۰۰۸) به صورت زیر است:

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

در رابطه فوق  $\mu$  مجموعه سایر متغیرهای موثر بر تراز بودجه دولت می باشد. بوهن (۲۰۰۸) نشان می دهد که وجود یک واکنش (بازخورد) مثبت و معنا دار از  $S_t$  (تراز بودجه دولت) به افزایش  $d_t^*$ . (سطح بدهی های دولت) یا به عبارت دیگر  $\rho > 0$  (ضریب واکنش سیاستگذار) شرط کافی برای پایداری بدهی های دولت است. به عبارت دیگر اگر دولت حساسیت به افزایش سطح بدهی های خود را داشته باشد بطوریکه با افزایش سطح آن کسری بودجه خود را کاهش دهد، شرط کافی برای پایداری بدهی های دولت برقرار خواهد بود.

این روش ارائه شده توسط بوهن در مطالعه مندوza و اوستری (Ostry and Mendoza) (۲۰۰۸) با استفاده از داده کشورهای در حال توسعه و کشورهای صنعتی به صورت مشترک و جدا به کار گرفته شد. نتایج نشان می داد که کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای صنعتی پاسخ قوی تری به افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی داشتند و لذا نسبت بدهی به تولید ناخالص آنها به مقدار متوسط کمتری همگرا می شد.

جاش و همکاران (Ghosh and et al) (۲۰۱۳) نیز با استفاده از روش پیشنهادی بوهن به صورت غیر خطی و اضافه نمودن ریسک نکول، تلاش کردند تا محدودیت افزایش بدهی های دولت بدون از بین رفتن پایداری را بررسی کنند. در این مطالعه که با داده های 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 می توان به مهدوی (۲۰۱۴) اشاره کرد. در این مطالعه با استفاده از داده های ایالت های مختلف امریکا در بازه ۱۶۹۰-۲۰۰۸ پایداری بدهی های

دولت های محلی در امریکا تایید شد. مهدوی همچنین نشان داد که ضریب پاسخ سیاستگذار نسبت به سطح بدھی ها متقارن است.

در ایران نیز مطالعاتی با استفاده از روش فوق انجام شده است. فتاحی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از برآورد تابع واکنش مالی به بررسی پایداری بدھی ها در ایران دو دوره زمانی سال های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۰ پرداخته اند. نتایج این مطالعه نشان داد که در کوتاه مدت پایداری بدھی های در ایران به طور ضعیفی برقرار بوده است اما در بلند مدت این بدھی ها پایدار نیست.

فلاحتی و همکاران نیز در مطالعه ای به بررسی پایداری مالی و تکانه های گذرا در اقتصاد ایران پرداخته اند. در این مطالعه علاوه بر روش هم جمعی برای بررسی پایداری مالی دولت تابع واکنش مالی با استفاده از روش خودگرسیون برداری نیز برآورد شده است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که با افزایش بدھی های دولت مخارج دولت بیش از درآمدها افزایش یافته و این شاهدی برای ناپایداری مالی است. نتایج حاصل از روش هم جمعی نیز ناپایداری مالی دولت را تایید می کند.

صمیمی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملائم و داده های دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۳ به بررسی پایداری دولت در قالب تابع واکنش مالی اقدام کردند. نتایج بدست آمده نشان داد که در سطح بالای بدھی های خارجی دولت به افزایش بدھی های خود واکنش داده و لذا پایداری مالی ضعیف برقرار است.

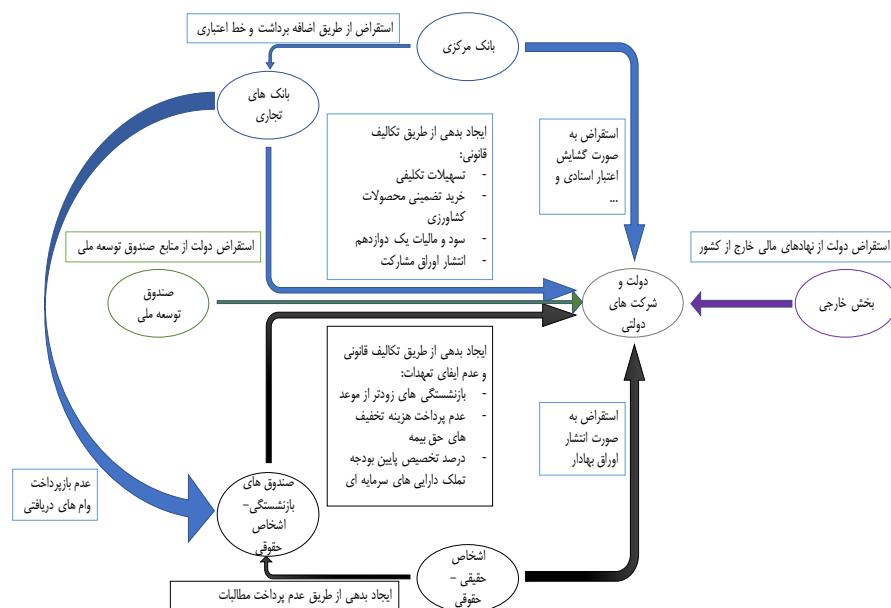
### ۳. بدھی های عمومی در ایران

در ایران در سال های 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 (بوستانی و صلوی تبار، ۱۳۹۶: ۹۴) که این به معنای استقراض مستقیم دولت از بانک مرکزی است. اگرچه در سال های اخیر دولت از منابع بانک مرکزی استقراض مستقیم نکرده است اما شرکت های دولتی به طرق مختلف از منابع بانک مرکزی استفاده کرده اند و بدھی قابل توجهی به بانک مرکزی دارند (مرکز پژوهش های مجلس: ۱۳۹۸: ۱). مطابق با گزارش مرکز پژوهش های مجلس منابع مالی بانک های عامل دولتی در موارد

بسیاری برای تامین هزینه‌ها و یا تسهیلات مورد نیاز توسط دولت و شرکت‌های دولتی مورد استفاده 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 توسط 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 همه ساله به تأمین اجتماعی مبالغی را پرداخت می‌کند، اما بخشی از آن که به دلیل کمبود منابع بودجه دولت پرداخت نمی‌شود، بر اساس بند (ه) ماده (۷) مشمول محاسبه بر مبنای ارزش واقعی روز و بر اساس نرخ مشارکت شده و با سرعت زیادی بزرگ می‌شود (پورمحمدی، ۱۳۹۸: ۷۲).

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



شکل ۱. نقشه استقراض دولت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که مشخص است استقراض دولت از هفت محل عمده شامل بانک مرکزی، انتشار اوراق بهادر، افراد حقوقی خصوصی (شامل پیمانکاران و شرکت‌ها در قالب غیر اوراقی)، صندوق‌های بازنیستگی، بانک‌های تجاری دولتی، صندوق توسعه ملی و نهادهای مالی خارجی انجام می‌شود. (مرکز پژوهش‌های 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 کردند که در بخش بعد توضیح داده می‌شود.

### ۱.۳ آمار بدھی‌های عمومی در ایران

از دهه‌های گذشته دولت‌ها در ایران به گروه وسیعی از طبلکاران از جمله بانک‌ها، صندوق‌های بازنیستگی و پیمانکاران بدھکار بوده‌اند. تا پیش از سال ۱۳۹۵ و تصویب قانون رفع موانع تولید هیچ آمار دقیقی از بدھی‌های دولت وجود نداشت مگر بدھی‌های خارجی که توسط بانک مرکزی مدیریت می‌شد. جنس بدھی‌های دولت نیز تا آن زمان به غیر از بخش کوچکی از اوراق مشارکت عمده‌تا بدھی‌های فاقد نقد شوندگی و در ترازانه بانک‌ها، صندوق‌های بازنیستگی و شرکت‌های پیمانکاری بود. در سال ۱۳۹۵ با تاسیس مرکز مدیریت بدھی‌های عمومی ذیل خزانه داری 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 محramانه خود منتشر می‌کند. مatasfane آمار منتشره توسط این مرکز تنها برای بعد از سال ۱۳۹۵ در دسترس است و لذا برای پژوهش‌های مبتنی بر تحلیل سری‌های زمانی قابل استفاده نمی‌باشد.

موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) در مطالعه خود با استفاده از آمار کسری بودجه دولت، بدھی دولت به شبکه بانکی و مانده بدھی دولت به تامین اجتماعی سری زمانی بدھی‌های دولت را استخراج نموده‌اند. در این مطالعه ابتدا با مقایسه میان 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 تامین اجتماعی در کسری بودجه منعکس نمی‌شوند. لذا

برای بدست آوردن انباره بدهی‌های دولت در هر سال، این دو جزء باید به انباره کسری بودجه دولت اضافه شوند. از آنجایی که بخش واگذاری دارایی‌های مالی در بودجه ایران شامل مواردی می‌شود که لزوماً منجر به بدھکار شدن دولت نمی‌شوند، باید آنها را از انباره کسری بودجه هر سال کسر کرد. در این راستا 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 ارائه شده در مطالعه موسوی نیک و باقری پرمهر محاسبه بدهی‌های دولت به بانک‌ها و بانک مرکزی به صورت خالص است. به این مفهوم که اختلاف استقراض دولت و سپرده دولت نزد بانک مرکزی به عنوان بدهی‌های خالص دولت به بانک‌ها و بانک مرکزی در محاسبات منظور شده است. این در حالی است که مطابق با معیارهای صندوق بین المللی پول (IMF، ۲۰۱۱) این ارقام باید به صورت ناخالص و بدون کسر سپرده دولت به عنوان بدهی منظور شوند. لذا در این مطالعه آمارهای موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) پس از این اصلاح، مجدداً محاسبه و مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین میزان بدهی‌های دولت برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ محاسبه شده و به داده‌ها افزوده شد.

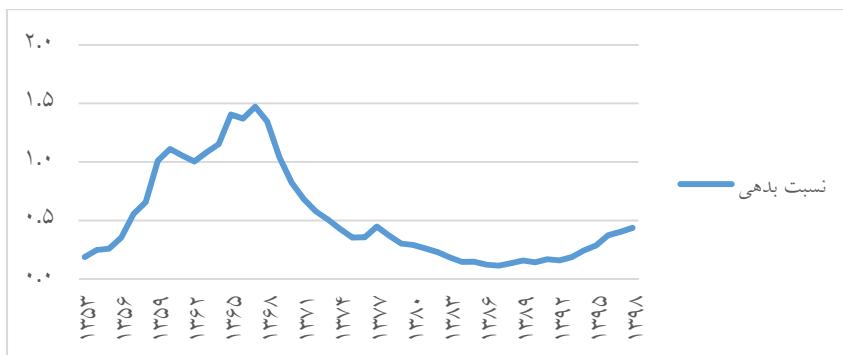
در ارتباط با داده‌های بدهی محاسبه شده در این مطالعه موارد زیر قابل بیان است:

- مطابق با قانون برداشت دولت از صندوق توسعه ملی در برخی سال‌ها معادل بدهی و در برخی سال‌های دیگر بدهی محسوب نمی‌شود. آمار قطعی بدهی‌های دولت به صندوق توسعه ملی در دسترس نمی‌باشد ولی به دلیل آنکه پیش از سال ۱۳۹۷ عمله برداشت‌های دولت بدهی محسوب نمی‌شده است<sup>۳</sup> لذا خللی در آمارهای فعلی این پژوهش وارد نمی‌کند. همچنین برای سال‌های بعد از ۱۳۹۷ نیز بخش منعکس شده در بودجه از بدهی‌های دولت به صندوق توسعه ملی در آمار ارائه شده منعکس شده است.

- داده‌های مربوط به پیمانکاران و شرکت‌ها که در قالب غیر اوراقی هستند تا پیش از سال ۱۳۹۵ احصا نشده‌اند. البته از آنجایی که مطابق با گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس در سال ۱۳۹۷ این بخش تنها ۶ درصد از بدهی‌های دولت را تشکیل داده است در استخراج سری زمانی این بدهی‌ها قابل اغماض است.

- داده های مربوط به بدھی دولت به نظام بانکی کشور محل اختلاف است. داده های استفاده شده برای محاسبه این سری زمانی از بانک مرکزی استخراج شده است که در واقع ارقام بدھی های دولت در ترازنامه بانک هاست. این ارقام با مرابحه مرکب حساب شده است این در حالی است که دولت محاسبه مرابحه مرکب برای بدھی هایش را نپذیرفته و همواره به دنبال مینا قرار دادن مرابحه ساده بوده است (دینی اقتصاد، ۱۴۰۰). مطابق با معیارهای صندوق بین المللی پول محاسبه بدھی باید بر اساس مرابحه مرکب انجام شود (IMF, ۲۰۱۱: ۳۷).

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



نمودار ۲. نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در ایران در بازه ۱۳۹۸-۱۳۵۳- مأخذ: یافته های پژوهش

همانطور که در نمودار (۲) نیز قابل مشاهده است، افزایش نسبت بدھی های 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 بدھی های دولت بوده است.

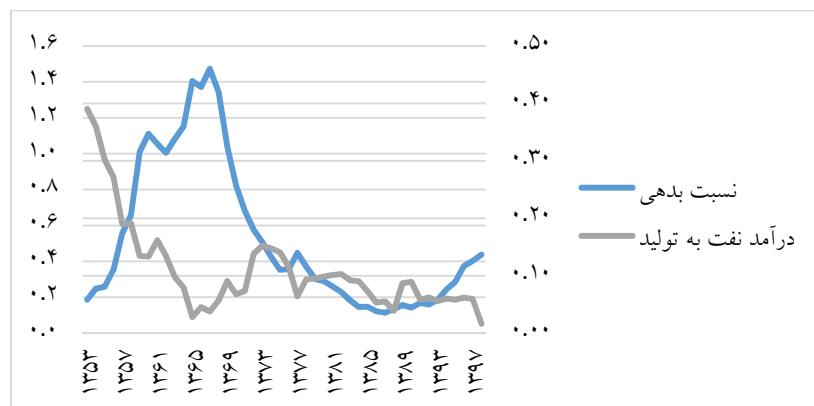
اما در سال های بعد از انقلاب در کنار رشد بالای بدھی های دولت در سه سال ابتدایی، رشد اقتصادی منفی عامل اصلی افزایش این نسبت بوده است.

در سال های ۱۳۸۳ تا ۱۳۶۷ نسبت بدھی های دولت به تولید ناخالص داخلی به طور مداوم کاهش یافته است. سپس در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا حدود سال ۱۳۹۲ این نسبت

تغییرات چندانی نداشه است. از سال ۱۳۹۳ مجدداً نسبت بدھی‌های دولت روندی افزایشی داشته است که این روند تا سال ۱۳۹۸ نیز ادامه دارد.

یکی از عوامل مهم توضیح دهنده تغییرات نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در ایران درآمدهای نفتی دولت است. این ارتباط از دووجهت قابل توضیح است. با کاهش درآمدهای نفتی دولت کسری بودجه خود را از طریق بدھی تامین 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.

به منظور تبیین بیشتر در نمودار (۳) نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در مقابل نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی ترسیم شده است.



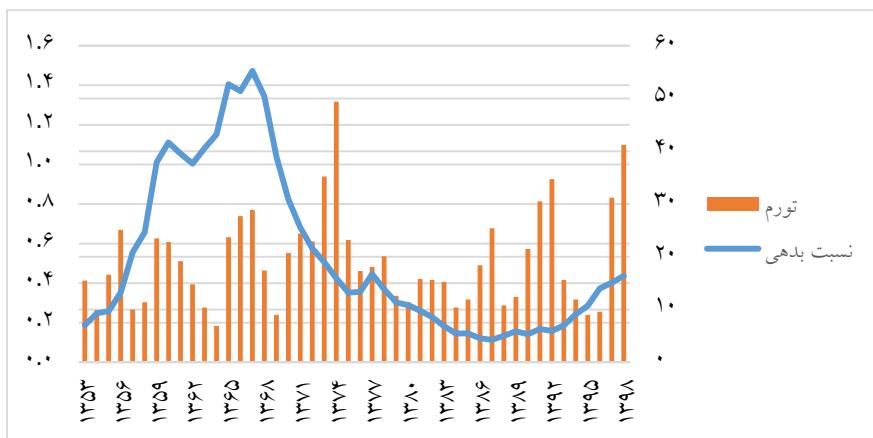
نمودار ۳: نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی و درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی - مأخذ: یافته‌های پژوهش و داده‌های بانک مرکزی

همانطور که مشاهده می‌شود، در سالهای ۱۳۵۴ تا ۱۳۶۷ که درآمدهای نفتی ایران بسیار کاهش یافته است، بدھی‌های دولت با افزایش قابل توجهی (افزایش بیش از ۱۰۰ درصدی) همراه بوده است.

با تقویت درآمدهای نفتی در سال‌های ۱۳۶۸ تا 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 در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸ را می‌توان برداشت‌های متعدد دولت از حساب ذخیره ارزی دانست. در این سال‌ها دولت با کاهش درآمدهای

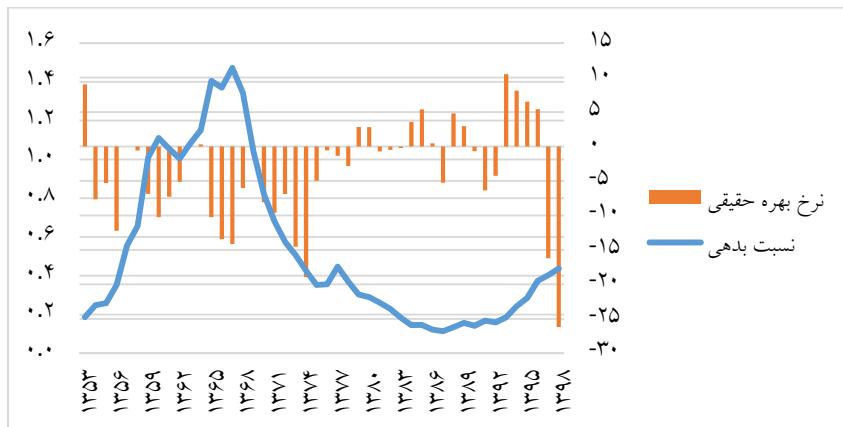
نفتی اقدام به برداشت حداقل ۵۰۰ هزار میلیارد ریال<sup>۳</sup> از این حساب می نمود که بر اساس قانون بدھی محسوب نمی شد.

در کنار تقویت درآمدهای نفتی، یکی دیگر از عوامل توضیح دهنده تغییرات نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی در اقتصاد است. یکی دیگر از دلایل کاهش نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی در سالهای بعد از ۱۳۶۷ تورم های بالا و نرخ بهره منفی در آن دوره بوده است. این نکته را می توان در نمودارهای (۴) و (۵) به وضوح مشاهده کرد.



نمودار ۴. نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی و تورم - مأخذ: یافته‌های پژوهش و داده‌های بانک مرکزی همانطور که در نمودار (۴) مشاهده می شود، تورم های بالای ۲۰ درصد در سال های ۱۳۶۵ تا ۱۳۶۷ و تورم های بالای ۳۰ درصد در سال های ۱۳۷۳ و بالای ۴۰ درصد در سال ۱۳۷۴ رخ داده‌اند.

در ادبیات اقتصادی همواره یکی از راه های کاهش نسبت بدھی های داخلی به تولید ناخالص داخلی تورم های بالا عنوان می شود. از آنجایی که معمولاً در این دوره‌ها نرخ بهره به اندازه تورم افزایش نمی‌یابد و لذا نرخ بهره واقعی اقتصاد منفی می‌شود، صورت کسر ثابت خواهد بود. این مهم در نمودار (۵) قابل مشاهده است.



نمودار ۵. نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی - مأخذ: یافته‌های پژوهش و داده‌های بانک مرکزی

همانطور که در نمودار (۵) مشاهده می‌شود در سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۶۷ نرخ بهره به ترتیب منفی ۶ درصد، منفی ۱۳ درصد و منفی ۱۴ درصد بوده است. نرخ بهره منفی و فزاینده مجدد در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۴ در اقتصاد ایران تکرار شده است به طوریکه در سال ۱۳۷۴ نرخ بهره در حدود منفی ۱۸ درصد بوده است.

یکی از دلایل افزایش نسبت بدهی‌های دولت در سال‌های ۱۳۹۳ تا 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 بدهی دولت به شبکه بانکی نیز در جای خود قابل توضیح است.

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

#### ۴. تخمین و نتایج

در این پژوهش برای سنجش پایداری بدهی‌های دولت، رابطه معرفی شده توسط بوهن (معادله (۵)) با استفاده از روش خود رگرسیون برداری ساختاری (Structural) (۲۰۰۸)

بررسی وجود شرط کافی پایداری بدھی های دولت یا به عبارت دیگر واکنش مثبت تراز بودجه دولت به انباشت بدھی های خود است.

متغیر نسبت درآمدهای نفتی به عنوان متغیر اصلی تاثیرگذار بر سطح کسری بودجه به عنوان متغیر کنترل وارد الگوی تخمین شده است. همچنین مطابق با آنچه در نمودار (۲) نمایش داده شد، به دلیل اینکه در زمان جنگ تحمیلی نسبت بدھی های دولت با رشد قابل توجهی همراه بوده است و در سال های بعد از جنگ این رشد متوقف شده است، یک متغیر مجازی برای دوره جنگ نیز به صورت بروزنزا وارد الگوی تخمین شده است. از آنجایی که در مطالعات اخیر بین المللی شکاف تولید (که با استفاده از فیلتر هدریک و پرسکات برای لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی استخراج شده است) نیز به معادله فوق وارد شده است تا اثر تغییرات تراز بودجه نسبت به رونق و رکود اقتصادی را کنترل نماید (لنکستر و همکاران (Lankester et al, ۲۰۲۰: ۲)، در این مطالعه نیز 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. به جهت بررسی استحکام مدل (Robustness) برآورد با استفاده از وقفه بهینه استخراج شده و یک وقفه پیشنهادی در مطالعات مشابه انجام شده است. همچنین به تأسی از مطالعه برت و همکاران (۲۰۱۳) 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 بدھی های دولت به تولید ناخالص داخلی، کسری تراز عملیاتی به تولید ناخالص داخلی و نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی و شکاف تولید است. در این بخش ابتدا نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای تحقیق بررسی شده و نتایج آن در جدول (۱) نمایش داده شده است.

### جدول ۱. نتایج آزمون مانابی

نام متغیر	نتیجه مانابی	پرتاب آزمون دیکی فولر	پرتاب آزمون فیلیپ پرون
نسبت بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی	debtg	۰.۰۴	مانا در سطح (با استفاده از آزمون ریشه واحد با نقطه شکست)
نسبت کسری تراز عملیاتی به تولید ناخالص داخلی	aa	۰.۰۰	مانا در سطح
نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی	oilig	۰.۰۰	مانا در سطح
شکاف تولید	gdprhp	۰.۰۰	مانا در سطح

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۱) نیز قابل مشاهده است هر چهار سری زمانی مورد نظر مطابق دو آزمون دیکی فولر و فیلیپ پرون در سطح مانا هستند. لذا روش تخمین خودرگرسیون برداری ساختاری مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

### 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 (۳) 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	-۱۵/۵۳	-۱۴/۹۳	-۱۳/۸۸
۳	-۱۵/۹۱	-۱۵/۰۶	-۱۳/۶۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۳) نمایش داده شده است، بر اساس دو معیار اطلاعات اصلی، وقهه ۱ برای مدل، بهینه تشخیص داده شده است.

برت و همکاران (۲۰۱۳) به این نکته اشاره می‌کنند که پاسخ مناسب دولت به افزایش بدھی‌هایش به دلیل آنکه در سند بودجه سالانه انجام می‌شود، می‌تواند بیشتر از یکسال به طول بیانجامد و لذا لازم است تا مدل با دو وقهه نیز برآورد شود. این نکته البته درباره ایران هم صحیح است زیرا در موقع تنظیم بودجه دولت، بدھی‌های سال قبل هنوز نهایی نشده است (آمار بدھی‌های تنظیم شده توسط وزارت اقتصاد برای هر سال در سه ماهه ابتدایی سال آینده نهایی و گزارش می‌شود) و لذا بودجه تنظیم شده پاسخی به بدھی‌های دو سال گذشته است. از این رو در این مطالعه با وقهه (۲) نیز تخمین انجام شده و نتایج بررسی می‌شوند.

### ۳.۴ تخمین خودرگرسیون برداری ساختاری

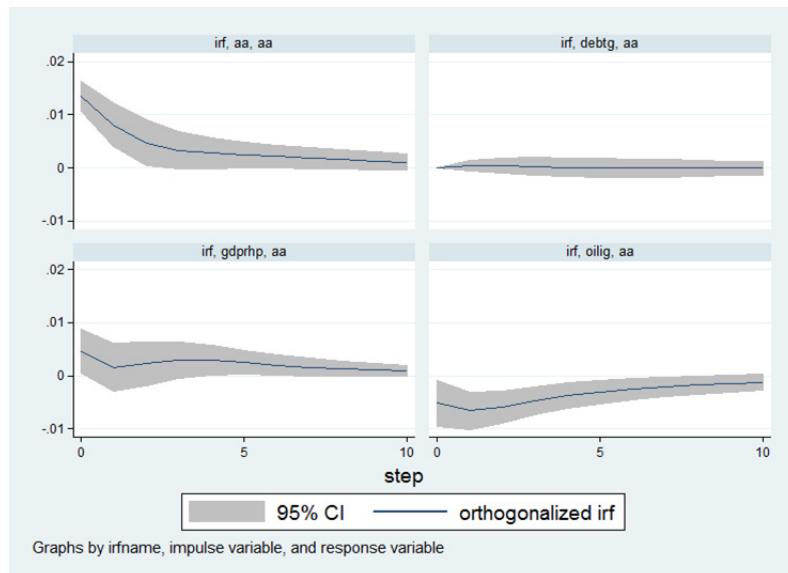
از آنجایی که درآمدهای نفتی برای کشورهای صادرکننده نفت<sup>۴</sup> در دوره جاری از کسری بودجه و سطح بدھی‌های دولت متاثر نیست لذا ضریب هم زمان این دو تکانه برای آن صفر در نظر گرفته شده است. همچنین به دلیل آنکه کسری تراز عملیاتی بودجه در دوره جاری از سطح بدھی‌های دولت تاثیر نمی‌پذیرد، ضریب تکانه هم زمان 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 برآورد 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 برآورد شده برای تبیین ارتباط دو متغیر اصلی تحقیق استفاده می‌شود.

در شکل (۲) واکنش نسبت تراز کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی به تکانه- های مختلف شامل نسبت بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت درآمد حاصل از صادرات نفت به تولید ناخالص داخلی و نسبت تراز کسری بودجه به تولید ناخالص

داخلی و شکاف تولید نشان داده می‌شود. همانطور که مشاهده می‌شود واکنش کسری تراز عملیاتی بودجه به تکانه بدهی‌های دولت از لحاظ آماری بی معنا است. همچنین مشاهده می‌شود که افزایش درآمدهای نفتی منجر به بزرگتر شدن کسری تراز عملیاتی بودجه دولت می‌شود. مهمترین دلیل این مساله وابستگی زیاد بودجه عمومی به نفت است که باعث می‌شود تا در سال‌های رونق نفتی مخارج هزینه‌ای دولت افزایش یافته و لذا 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 قابل توضیح است.

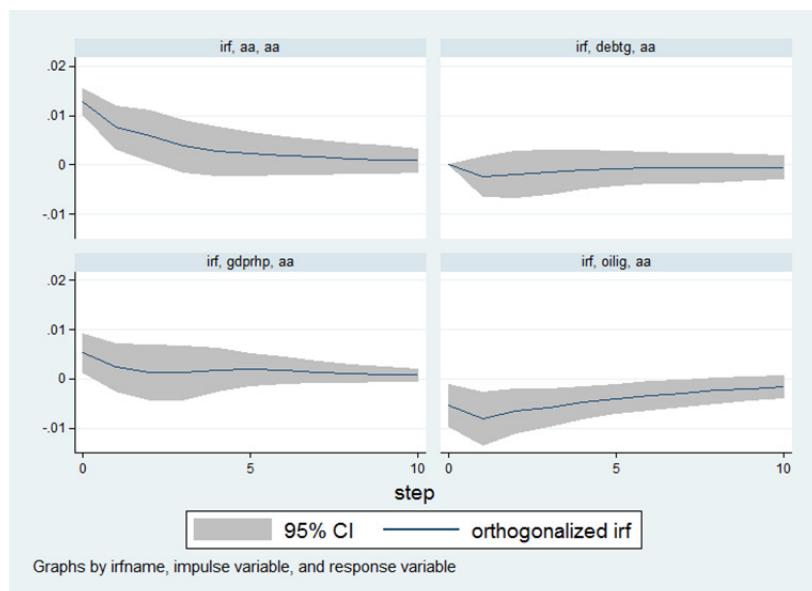


شکل ۲. تابع کنش- واکنش در مدل با وقفه (۱)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی استحکام نتایج، در شکل (۳) نمودار واکنش متغیر تراز بودجه دولت به بدهی‌های 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، رابطه موجود همچنان از لحاظ آماری بی معنا است.



شکل ۳.تابع کنش- واکنش در مدل با وقفه (۲) - مأخذ: یافته‌های پژوهش

لازم به ذکر است نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که مدل خودرگرسیون برداری ساختاری دارای خود همبستگی نمی‌باشد و توزیع هم زمان متغیرها از توزیع نرمال تعیت می‌کند. (خروچی‌ها در پیوست ارائه شده است).

#### ۴.۴ آزمون علیت گرنجری

علیت گرنجری روش مهم و پرکاربردی برای شناسایی ارتباط میان سری‌های زمانی در اقتصاد سنجی است. به طور مفهومی سری زمانی  $x$  علیت گرنجری سری زمانی  $y$  است اگر  $x$  حاوی اطلاعات جدیدی درباره آینده  $y$  باشد که در مقادیر حال و گذشته  $y$  وجود ندارد (دیکز و پانچنکو (Diks and Panchenko (۲۰۰۶). آزمون متعارف علیت گرنجری بر اساس فرض رابطه پارامتریک خطی میان میانگین شرطی سری‌های زمانی تعریف شده است، این در حالی است که ممکن است این ارتباط به صورت غیر خطی

برقرار باشد. بیک و بروک (Baek and Brock) در سال ۱۹۹۲ بیان کردند که آزمون‌های علیت گرنجری خطی توان کمتری از جایگزین‌های غیرخطی خود دارند. در این راستا آزمون‌های بسیاری برای بررسی علیت گرنجری غیرخطی توسعه یافته است. یکی از این آزمون‌ها توسط هیمسترا و جونز (Hiemstra and Jones) (۱۹۹۴) طراحی شده که در مطالعات مالی و اقتصادی بسیار پر کاربرد است.<sup>۵</sup> این آزمون در واقع نسخه تکمیل شده آزمون بیک و بروک در سال ۱۹۹۲ است و به بررسی رابطه پویا میان متغیرها می‌پردازد. در آزمون بیک و بروک در صورت برقراری فرض صفر مبنی بر عدم برقراری علیت، توزیع شرطی  $Z$  به شرط  $(X, Y)$  همانند توزیع مشترک شرطی  $Z$  به شرط  $(Y)$  است. لذا 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 مورد بررسی که در نسخه بیک و بروک وجود داشت را اصلاح کرده و به سری‌های زمانی اجازه می‌دهد تا وابستگی موقتی و ضعیف (Weak Temporal Dependence) داشته باشند (Bekiros و Dijsks) (۲۰۰۸). آن‌ها در آزمون خود با بکارگیری نسبت های انگرال‌های همبستگی (Correlation Integrals) تفاوت طرف راست و چپ در معادله (۶) را اندازه می‌گیرند. برای یک بردار تصادفی چند متغیره، انگرال همبستگی مربوطه ( $C_v(\epsilon)$ ) احتمال یافتن دو تحقق (Realization) از بردار را در فاصله‌ای کمتر یا برابر  $\epsilon$  را نشان می‌دهد. بدین منظور آن‌ها نشان می‌دهند که برای هر  $0 < \epsilon$  رابطه (۶) قابل تبدیل به رابطه (۷) است.

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

آزمون هیمسترا و جونز ماتریس‌های همبستگی را بر اساس نمونه آماری محاسبه می‌کند تا مشخص شود آیا نسبت‌های طرف راست و چپ معادله (۷) با هم یکسان‌اند یا خیر. دیکز و پانچنکو در مطالعه خود در سال ۲۰۰۶ نشان دادند که آماره آزمون هیمسترا و جونز دارای تورش بوده و گرایش به رد فرض صفر دارد. این تورش به دلیل وابستگی آماره آزمون تحت فرضیه صفر به توزیع شرطی سری‌های مورد بررسی ایجاد می‌شود. به عبارت دیگر تبدیل معادله (۶) به (۷) تنها در شرایط خاصی ممکن است. دیکز و پانچنکو با اصلاح این مساله فرض صفر آزمون را به 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  $g_{X,Y,Z}(X,Y,Z)$  یکتابع مثبت وزن دهنی (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 بر اساس آزمون خطی علیت گرنجری علیت بدھی‌های دولت برای تراز بودجه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده حاکی از عدم برقراری این علیت بود. از آنجایی که آزمون های غیر خطی دارای توان بیشتری نسبت به نوع خطی هستند در گام بعد با استفاده از دو آزمون هیمسترا و جونز (HJ) و نسخه اصلاح شده آن توسط دیکر و پانچنکو (T<sub>2</sub>) بررسی می‌شود که آیا بدھی‌های دولت علت و توضیح دهنده تراز بودجه دولت هستند یا خیر. شایسته ذکر است که فرض صفر هر دو آزمون عدم وجود علیت گرنجری بین دو سری مورد نظر است. در جدول (۶) پر اب دو آزمون فوق الذکر برای مدل با وقفه (۱) در ستون (۱)p و وقفه (۲) در ستون (۲)p در جدول (۶) نمایش داده شده است.

### جدول ۳. نتایج آزمون علیت گرانجری غیر خطی برای مدل با وقفه (۱) و (۲)

H0: debtg does not granger cause aa				
T <sub>2</sub>		HJ		
P(2)	P(1)	P(2)	P(1)	
۰/۳۷۱۹۸۳	۰/۲۸۹۱۶۸	۰/۲۷۱۴۱۸	۰/۲۱۷۰۴۰	۱
۰/۲۲۳۹۰۸	۰/۶۳۴۷۹۳	۰/۱۵۳۴۲۲	۰/۴۷۶۳۴۳	۲
۰/۱۲۱۹۷۲	۰/۲۲۹۸۱۵	۰/۰۵۷۴۲۹	۰/۲۴۹۸۱۰	۳
۰/۱۷۷۲۵۸۵	۰/۲۶۹۹۱۷	۰/۱۲۰۱۳۸	۰/۲۱۸۲۴۶	۴
۰/۶۸۶۹۹۶	۰/۴۲۷۸۰۱	۰/۷۱۴۸۲۲	۰/۶۷۰۲۴۴	۵
۰/۸۸۰۱۹۳	۰/۶۰۵۶۵۴	۰/۹۴۵۵۴۴	۰/۹۰۳۳۷۹	۶
۰/۷۷۵۲۱۵		۰/۹۵۹۰۷۱		۷
۰/۶۵۶۲۴۷		۰/۸۸۶۶۳۲		۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

H0: aa dose not granger cause debtg				
T <sub>2</sub>		HJ		
P(2)	P(1)	P(2)	P(1)	
. / ۱۲۵۰۴۵	. / ۰۵۰۹۴۶۲	. / ۱۵۴۰۳۲	. / ۳۹۷۵۲۹	۱
. / ۲۷۹۸۷۷۲	. / ۳۵۱۶۰۴	. / ۲۶۸۰۷۶	. / ۳۱۰۱۳۹	۲
. / ۶۳۴۴۷۵	. / ۴۵۸۲۶۹	. / ۶۸۳۱۶۶	. / ۴۵۹۵۹۳	۳
. / ۲۴۷۸۹۴	. / ۶۷۶۴۱۱	. / ۵۲۹۴۰۳	. / ۸۵۸۹۲۷	۴
. / ۲۶۱۳۱۲	. / ۷۴۴۱۹۹	. / ۳۱۱۳۵۷	. / ۸۰۷۹۰۱	۵
. / ۱۶۸۹۷۰	. / ۷۱۳۸۷۹	. / ۰۸۴۱۱۵	. / ۶۰۳۵۹۴	۶
. / ۲۶۱۶۴۴		. / ۰۹۳۷۷۳		۷
		. / ۱۹۹۶۷۱		۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۶) برای هر دو آزمون در مدل با وقه (۱) و مدل با وقه (۲) تمامی پراب‌ها از سطح معنی داری ۱۰٪ بزرگتر بوده و لذا فرض صفر مبنی بر اینکه بدھی‌های دولت علیت گرنجری تراز بودجه نیستند رد نمی‌شود؛ در نتیجه علیت غیر خطی برقرار نیست.

## ۵. نتیجه‌گیری

نظر به اهمیت پایداری بدھی‌های دولت برای پایداری مالیه عمومی و روند رو به افزایش بدھی‌های دولت در ایران، در این مطالعه برای بررسی پایداری بدھی‌های دولت از روش بوهن (۲۰۰۸) و برآورد تابع واکنش تراز بودجه دولت به انباشت بدھی‌های او در بازه زمانی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۸ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده می‌شود. در صورتی که دولت با افزایش سطح بدھی‌هایش اقدام به کاهش کسری بودجه خود نماید در اینصورت نشان می‌دهد که سطح بدھی‌ها در این کشور به آستانه بحرانی و نکول نخواهد رسید. در غیر اینصورت سیاستگذار نسبت به سطح بدھی‌هایش حساس نبوده و روند فزاینده بدھی‌ها می‌تواند بحران آفرین باشد. از آنجایی که ممکن است واکنش سیاستگذار به افزایش بدھی‌ها به دلیل حساسیت بدھی‌ها در آستانه‌های بالاتر غیر خطی باشد، در این مطالعه به منظور بررسی ارتباط غیر خطی تراز بودجه دولت و انباشت

بدهی های دولت آزمون علیت گرنجری غیر خطی نیز به دو روش هیمسترا و جونز (۱۹۹۴) و نسخه اصلاح شده آن توسط دیکز و پانچنکو (۲۰۰۶) استفاده شده است. داده های مورد استفاده نیز نسخه اصلاح و تکمیل شده داده های مطالعه موسوی نیک و باقری (۱۳۹۸) است.

در دوره های وفور نفتی در ایران دولت اقدام به افزایش مخارج بودجه عمومی کرده و در دوره های کاهش درآمدهای نفتی بدليل چسبندگی مخارج و عدم امکان کاهش تعهدات ایجاد شده (نظیر حقوق و مستمری) دولت کسری بودجه خود را از طریق بدهی تامین مالی کرده است. همچنین کاهش ارزش افروزه بخش نفت در سالهای اولیه و قوع بحران موجب کاهش تولید ناخالص داخلی و افزایش نسبت بدهی می شود. یکی از شواهد روشن این مساله سالهای ۱۳۵۴ تا ۱۳۶۷ است که با کاهش درآمدهای نفتی ایران در این دوره بدهی های دولت با افزایش قابل توجهی (افزایش بیش از ۱۰۰ درصدی) همراه بوده است. با تقویت درآمدهای نفتی در سال های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۳، نسبت بدهی نیز کاهش یافته است. این رابطه معکوس مجددا در سال های ۱۳۷۵ و ۱۳۷۷ به روشنی قابل مشاهده است.

روند رو به افزایش بدهی های دولت و چشم انداز مبهم درآمدهای نفتی در آینده، اهمیت بررسی پایداری بدهی دولت در ایران را بیش از پیش نمایان می سازد. از نگاه بوهن شرط کافی برای برقراری پایداری بدهی های دولت، واکنش سیاستگذاران به انباشت بدهی های دولت با استفاده از کاهش کسری بودجه است.

مطابق با نتایج بدست آمده از برآورد تابع کنش - واکنش به روش خودرگرسیون برداری ساختاری با افزایش درآمدهای نفتی کسری تراز عملیات بودجه افزایش می یابد که دلیل آن افزایش مخارج ناشی از درآمد نفتی در دوره های وفور است. همچنین در دوره های رونق اقتصادی کسری تراز عملیاتی کاهش می یابد که با تئوری های اقتصادی مبنی بر افزایش درآمدهای مالیاتی در این دوره همراه است. نتایج بدست آمده همچنین حاکی از عدم واکنش تراز بودجه دولت به افزایش سطح بدهی های اوست. در نتیجه شرط تعیین شده توسط بوهن برای پایداری بدهی های دولت برقرار نیست. این نتیجه در هر دو مدل تخمین زده شده با وقهه ۱ و ۲ برقرار است.

در بخش دیگر مطالعه به منظور بررسی بیشتر رابطه تراز بودجه دولت و سطح بدهی های او و امکان وجود یک رابطه غیر خطی، با استفاده از دو آزمون غیر خطی علیت

گرنجری، ارتباط این دو متغیر بررسی شد. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که ارتباط علی معنی دار از متغیر بدھی‌های دولت به متغیر تراز بودجه وجود ندارد.

یکی از دلایل این نتیجه فقدان آمار صحیح و گزارش‌گری آن توسط نهادهای رسمی کشور از میزان دقیق بدھی‌های دولت است. همانطور که در بخش ۳ بیان شد تا پیش از سال ۱۳۹۵ آمار رسمی داخلی از مجموع بدھی‌های دولت وجود نداشت و لذا قابل انتظار است که این مولفه در تصمیم سیاست گذار بی تاثیر خواهد بود. دلیل دیگر این این مساله را می‌توان فقدان قاعده مالی با کارکرد مناسب برای کنترل کسری بودجه دولت در صورت افزایش سطح بدھی‌های او در دوره‌های گذشته در اقتصاد ایران برشمارد. تنها در ماده (۸) قانون برنامه ششم توسعه حکمی مبنی بر کنترل سطح بدھی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی در سطح ۴۰ درصد عنوان شده است. از آنجایی که عمدہ بدھی‌های دولت (برای مثال به شبکه بانکی) به صورت غیر اوراقی ایجاد می‌شود لذا شفاف نبوده و قاعده مالی مذکور درباره آن‌ها چندان کارکرد ندارد. عدم توسعه درآمدهای غیر نفتی (مالیات ستانی) و چسبندگی مخارج دولت نیز از سایر دلایل بسیار مهم عدم واکنش سیاستگذار به انباشت بدھی‌های دولت است. مسدود سازی مجازی ایجاد بدھی‌های غیر اوراقی دولت و تدوین یک قاعده مالی مناسب برای ارتباط دھی سطح بدھی‌های دولت و مخارج او در یک قانون بالا دستی، می‌تواند به پایداری روند رو رشد بدھی‌های دولت در ایران کمک شایانی نماید.

## پی‌نوشت‌ها

۱. شایسته ذکر است که به صورت غیر مستقیم درآمد دولت از محل مالیات و سود شرکت‌های زیر مجموعه وزارت نفت نیز ماهیاتا 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 بعد از آن مجوزهای برداشت از صندوق توسعه ملی در قوانین بودجه سنواتی با ذکر بدھی بوده است در حالی که پیش از آن چنین نیست.
۳. بر اساس داده‌های ارائه شده در پژوهش موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸)

۴. البته این رابطه در کشورهایی مثل عربستان سعودی که در بسیاری از موارد کمتر از ظرفیت واقعی خود تولید میکند برقرار نیست زیرا این کشور ممکن است به دلیل کسری بودجه اقدام به افزایش تولید نماید. ولی از آنجایی که تولید و صادرات نفت ایران همواره در ظرفیت کامل بوده و تنها به دلیل خارجی نظیر تحریم کمتر از ظرفیت تولید شده است، لذا این رابطه برقرار است.

۵. این مطالعه مورد ارجاع بیش از ۱۸۰۰ مطالعه دیگر است که برخی از آن‌ها عبارتند از:

Frances and Van Dijk (2000), Nazlioglu (2011), Hlaváčková-Schindler et al (2017), Chiou-Wei et al (2008), Dhamala et al (2008)

## کتاب‌نامه

بوستانی رضا، صلوی تبار شیرین. بررسی استقلال بانک مرکزی از بعد مالی. فصلنامه روند. شماره ۷۸-۱۰۸. ۱۳۹۶. ۷۸

خانمیرزایی، فرهاد. دمنه، نیلوفر. (۱۳۹۷)/ تحلیل پایداری بدھی دولت و ارائه راهکار خروج از مسیر ناپایداری مالی / بیست و هشتین همایش سالانه پولی- ارزی / خیابانی، ناصر، کریمی پتانلار، سعید و موتمنی، مانی (۱۳۹۱). بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش همچمعی چند جانبه، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۷(۱)، ۷۳-۸۹

روزنامه دنیای اقتصاد، ۱۴۰۰/۰۲/۲۵

فتاحی، شهرام، حیدری دیزگرانی، علی، عسگری، الناز. (۱۳۹۳)/ بررسی پایداری بدھی دولت در اقتصاد ایران/ فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی/ سال دوم شماره ۶، ص ۶۷-۸۶  
فلاحتی، علی، فتاحی، شهرام، حیدری دیزگرانی، علی، شکری، نعیم (۱۳۹۶)/ بررسی پایداری مالی و تکانه‌های گذرا در اقتصاد ایران/ اقتصاد مالی و توسعه/ دوره ۱۱، شماره ۴۱ ص ۱۲۳-۱۵۴  
کمیجانی، اکبر و گودرزی فراهانی، بیزان (۱۳۹۴)، پایداری مالی دولت در اقتصاد ایران با رویکرد مدل همانباستگی، دو فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۱۱(۲)-۲۶: ۳-۲۶.

کریمی پتانلار، سعید، جعفری صمیمی، احمد، متظری شورکچالی، جلال (۱۳۹۶)/ پایداری بدھی دولت در ایران: شواهد جدید از تابع واکنش مالی/ پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی/ سال ۲۴، شماره ۱۴

پورمحمدی، سید حمید (۱۳۹۸)/ رساله دکتری- پردازی کیش دانشگاه تهران  
مجاری ایجاد بدھی های دولت- مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی - ۱۳۹۸  
بدھی عمومی به زبان ساده - مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی - ۱۳۹۹

ممی پور، سیاب، گودرزی، فرزانه (۱۳۹۹)/ بررسی پایداری مالی دولت در ایران با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکف سویچینگ/ تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران)/ دوره ۵۵، شماره ۲، ص ۴۳۷-۴۶۲

موسوی نیک، سید هادی، باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۸)/ ساخت سری زمانی بدهی دولت و برآورد نسبت بهینه بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و فضای مالی در اقتصاد ایران/ فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد (رشد و توسعه پایدار)/ سال ۱۹، شمار ۱، ص ۵۲-۲۹

- Bohn, H. (2008). The sustainability of fiscal policy in the United States. *Sustainability of public debt*, 15-49.
- Pradhan, K. (2014). Is India's public debt sustainable?. *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 3(2), 241-266.
- Bostan, I., & Toderașcu, C. (2018). Challenges and Vulnerabilities on Public Finance Sustainability. A Romanian Case Study. *Journal of Risk and Financial Management*, 11(3), 55.
- Hamilton, J. D., & Flavin, M. A. (1985). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing (No. w1632). National Bureau of Economic Research.
- Baek, E., & Brock, W. (1992). A general test for nonlinear Granger causality: Bivariate model. Iowa State University and University of Wisconsin at Madison Working Paper.
- Bekiros, S. D., & Diks, C. G. (2008). The relationship between crude oil spot and futures prices: Cointegration, linear and nonlinear causality. *Energy Economics*, 30(5), 2673-2685.
- Brady, G. L., & Magazzino, C. (2017). The sustainability of Italian public debt and deficit. *International Advances in Economic Research*, 23(1), 9-20.
- Burret, H. T., Feld, L. P., & Köhler, E. A. (2013). Sustainability of public debt in Germany—Historical considerations and time series evidence. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 233(3), 291-335.
- Chiou-Wei, S. Z., Chen, C. F., & Zhu, Z. (2008). Economic growth and energy consumption revisited—evidence from linear and nonlinear Granger causality. *Energy Economics*, 30(6), 3063-3076.
- Cuestas, J. C., & Regis, P. J. (2018). On the dynamics of sovereign debt in China: sustainability and structural change. *Economic Modelling*, 68, 356-359.
- Cuestas, J. C., & Regis, P. J. (2018). On the dynamics of sovereign debt in China: sustainability and structural change. *Economic Modelling*, 68, 356-359.
- Dhamala, M., Rangarajan, G., & Ding, M. (2008). Estimating Granger causality from Fourier and wavelet transforms of time series data. *Physical review letters*, 100(1), 018701.

- Diks, C., & Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(9-10), 1647-1669.
- Franses, P. H., & Van Dijk, D. (2000). Non-linear time series models in empirical finance. Cambridge university press.
- Ghosh, A. R., Kim, J. I., Mendoza, E. G., Ostry, J. D., & Qureshi, M. S. (2013). Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. *The Economic Journal*, 123(566), F4-F30.
- Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation. *The Journal of Finance*, 49(5), 1639-1664.
- Hlaváčková-Schindler, K., Paluš, M., Vejmelka, M., & Bhattacharya, J. (2007). Causality detection based on information-theoretic approaches in time series analysis. *Physics Reports*, 441(1), 1-46.
- [https://www.oecd-ilibrary.org/governance/government-at-a-glance-2013/fiscal-sustainability\\_gov\\_glance-2013-11-en](https://www.oecd-ilibrary.org/governance/government-at-a-glance-2013/fiscal-sustainability_gov_glance-2013-11-en)
- IMF, B. (2011). Public Sector Debt Statistics: Guide for Compilers and Users-2011.
- IMF Fiscal Monitor 2020
- Lankester-Campos, V., Loaiza-Marín, K., & Monge-Badilla, C. (2020). Assessing public debt sustainability for Costa Rica using the fiscal reaction function. *Latin American Journal of Central Banking*, 1(1-4), 100014.
- Mahdavi, S. (2014). Bohn's test of fiscal sustainability of the American state governments. *Southern Economic Journal*, 80(4), 1028-1054.
- Mendoza, E. G., & Ostry, J. D. (2008). International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy "responsible"? *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1081-1093.
- Nazlioglu, S. (2011). World oil and agricultural commodity prices: Evidence from nonlinear causality. *Energy policy*, 39(5), 2935-2943.
- Papadopoulos, A. P., & Sidiropoulos, M. G. (1999). The sustainability of fiscal policies in the European Union. *International Advances in Economic Research*, 5(3), 289-307.
- Pradhan, K. (2014). Is India's public debt sustainable?. *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 3(2), 241-266
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a Time of Debt. *American economic review*, 100(2), 573-78.
- Trehan, B., & Walsh, C. E. (1988). Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 425-444.
- Trehan, B., & Walsh, C. E. (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to US federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and banking*, 23(2), 206-223.
- Yilancı, V., & Ozcan, B. (2008). External debt sustainability of Turkey: A nonlinear approach. *International Research Journal of Finance and Economics*, 20(10), 91-99.

بررسی پایداری بدهی‌های دولت در ایران ... (محمدحسین معماریان و دیگران) ۳۶۵

Yilancı, V., & Ozcan, B. (2008). External debt sustainability of Turkey: A nonlinear approach. International Research Journal of Finance and Economics, 20(10), 91-99