

ORIGINAL ARTICLE

Analyzing the Determinants of Fiscal Unsustainability in Iran: Evidence from an Oil-Dependent Economy

Ali Heydari Dizgarani ¹. Nazar Dahmardeh ² 

1. PhD student, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

2. Prof. Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.

Correspondence

Nazar Dahmardeh

Email: nazar@hamoon.usb.ac.ir

(This article is an excerpt from Ph.D thesis)

Received: 17/April/2026

Accepted: 20/July/2026

How to cite

Dahmardeh. N, Heydari Dizgarani. A. (2026). Analyzing the Determinants of Fiscal Unsustainability in Iran: Evidence from an Oil-Dependent Economy. *Economic Growth and Development Research*. 15(60). 13-38. (DOI:10.30473/egdr.2026.77779.7123)

ABSTRACT

This study analyzes the roots of government fiscal instability in the Iranian economy during the period 1978-2024. Despite the extensive literature on debt sustainability, there is a significant gap in understanding the structural interaction between oil revenues, expanding social obligations, and monetary policies in shaping fiscal sustainability in a petroleum economy like Iran. To address this gap, this study uses a methodological framework that simultaneously employs two complementary econometric methods: the Vector Error Correction Model (VECM) to identify short-run and long-run equilibrium relationships, and the Dynamic Least Squares (DOLS) method to directly and robustly estimate long-run coefficients. It also uses instantaneous response functions and historical variance decomposition to analyze the dynamics of shocks. The findings of this study indicate that fiscal instability in Iran is rooted in two structural crises: 1) dependence on oil revenues that makes policies pro-cyclical and reactive, and 2) the growing social security organization liabilities that make the budget inflexible. In the long-run model, economic growth and stable oil revenues have a stabilizing effect, while liquidity growth and the level of social obligations significantly exacerbate instability. Also, regarding the monetary base, the evidence is not uniform and conclusive in all estimates; therefore, its interpretation is presented with caution. These findings indicate that fiscal sustainability in Iran, in addition to dependence on oil revenues, also depends on the way social obligations and monetary discipline are managed.

KEYWORDS

Fiscal policy, Fiscal Unsustainability, Monetary policy, Social Security Organizations

JEL: E62, H60, H61.



«مقاله پژوهشی»

تحلیل عوامل تعیین کننده‌ی ناپایداری مالی در ایران: شواهدی از یک اقتصاد نفتی وابسته

علی حیدری دیزگرانی^۱، نظر دهمرده^۲ 

چکیده

این مطالعه به تحلیل ریشه‌های ناپایداری مالی دولت در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۷-۱۴۰۲ می‌پردازد. با وجود ادبیات گسترده در مورد پایداری بدهی، شکاف قابل توجهی در درک تعامل ساختاری بین درآمدهای نفتی، تعهدات اجتماعی رو به گسترش و سیاست‌های پولی در شکل‌دهی به پایداری مالی در یک اقتصاد نفتی مانند ایران وجود دارد. برای پرداختن به این خلأ، این پژوهش از یک چارچوب روش‌شناسی با به کارگیری هم‌زمان دو روش مکمل اقتصادسنجی استفاده می‌کند: مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای شناسایی روابط تعادلی کوتاه‌مدت و بلندمدت، و روش حداقل مربعات پویا (DOLS) برای برآورد مستقیم و مقاوم ضرایب بلندمدت همچنین، از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس تاریخی برای تحلیل پویایی شوک‌ها استفاده شده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ناپایداری مالی در ایران ریشه در دو بحران ساختاری دارد: ۱) وابستگی به درآمدهای نفتی که سیاست‌ها را چرخه‌ای و واکنشی می‌کند، و ۲) رشد فزاینده تعهدات سازمان تأمین اجتماعی که بودجه را غیرانعطاف‌پذیر می‌سازد. در مدل بلندمدت، رشد اقتصادی و درآمدهای نفتی پایدار اثر تثبیت‌کننده دارند، در حالی که رشد نقدینگی و سطح تعهدات اجتماعی به‌طور معنی‌داری ناپایداری را تشدید می‌کنند. همچنین، درباره پایه پولی، در همه برآوردها شواهد یکسان و قطعی به‌دست نیامده است؛ بنابراین، تفسیر آن با احتیاط ارائه می‌شود. این یافته‌ها نشان می‌دهد که پایداری مالی در ایران علاوه بر وابستگی به درآمدهای نفتی، به نحوه مدیریت تعهدات اجتماعی و انضباط پولی نیز وابسته است.

واژه‌های کلیدی:

تعهدات سازمان تأمین اجتماعی، سیاست پولی، سیاست مالی، ناپایداری مالی

طبقه‌بندی JEL: E62, H60, H61

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

نویسنده مسئول:

نظر دهمرده

رایانامه: nazar@hamoon.usb.ac.ir

(این مقاله مستخرج از رساله دکتری می‌باشد)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۱/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۲۹

استناد به این مقاله:

دهمرده، نظر و حیدری دیزگرانی، علی (۱۴۰۵). تحلیل عوامل تعیین کننده‌ی ناپایداری مالی در ایران: شواهدی از یک اقتصاد نفتی. فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶۳(۶۵)، ۱۳-۳۸.

(DOI: 10.30473/egdr.2026.77779.7123)



۱- مقدمه

پایداری سیاست‌های مالی به عنوان یکی از ارکان اساسی ثبات کلان اقتصادی در دهه‌های اخیر مورد توجه ویژه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفته است (رینهارت و روگف^۱، ۲۰۱۹). در اقتصاد ایران، با توجه به چالش‌های ساختاری نظیر تحریم‌های بین‌المللی، وابستگی به درآمدهای نفتی و ناکارایی نظام مالیاتی، بررسی عوامل مؤثر بر پایداری مالی از اهمیت دوچندانی برخوردار است (پسران^۲، ۲۰۲۱).

پایداری مالی دولت به عنوان شرط لازم برای حفظ ثبات اقتصادی تعریف می‌شود. بر اساس چارچوب بین‌دوره‌ای پایداری مالی، یک سیاست مالی پایدار به سیاستی تعریف می‌شود که ارزش فعلی کسری بودجه با روند بدهی عمومی مطابقت داشته باشد؛ یعنی کسری بودجه عمومی در یک سال بر اساس بدهی عمومی معوق در سال قبل تعیین می‌شود. در عمل، این وضعیت تضمین می‌کند که نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (DEGDP) به سطح اولیه خود همگرا شود و کسری بودجه و بدهی عمومی در سطح پایدار حفظ شوند (رینهارت و روگف، ۲۰۱۹).

اندازه‌گیری عملیاتی متغیر وابسته: متغیر وابسته در این پژوهش، ناپایداری مالی است که به صورت عملیاتی بر پایه نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (DEGDP) تعریف و اندازه‌گیری می‌شود. DEGDP با فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$DEGDP_t = \frac{Debt_t}{GDP_t} \times 100$$

که در آن $Debt_t$ بدهی عمومی دولت در سال t و GDP_t تولید ناخالص داخلی اسمی در سال t است. ناپایداری مالی در این پژوهش معادل رژیم مالی ناپایدار است که در آن واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی منفی و معنی‌دار می‌باشد. این تعریف با قید بودجه دولت و چارچوب بین‌دوره‌ای سازگار است.

سیاست‌های پولی از طریق مکانیسم‌های پیچیده‌ای بر پایداری مالی تأثیر می‌گذارند. ثبات قیمت‌ها زمانی محقق می‌شود که بانک مرکزی بتواند بدون ایجاد فشار بر بودجه دولت، نقدینگی را مدیریت کند. در ایران، چالش‌های ناشی از سیاست‌های دوگانه ارزی (با شکاف بیش از ۵۰٪ بین نرخ رسمی و بازار آزاد) و نرخ سود بانکی واقعی منفی (به طور

متوسط ۱۰- درصد در پنج سال اخیر)، ثبات مالی را با مخاطره مواجه ساخته است (بانک مرکزی، ۱۴۰۲). پژوهش‌ها نشان می‌دهد که تورم بالا و بی‌ثبات (با نرخ متوسط ۳۵٪ در دهه اخیر) هزینه‌های قابل توجهی بر بودجه دولت تحمیل می‌کند (بانک جهانی^۳، ۲۰۲۲). از سوی دیگر، رشد نقدینگی (به طور متوسط ۳۰٪ سالانه) و عدم هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی، چالش مضاعفی برای پایداری مالی ایجاد کرده است (صالحی اصفهانی، ۲۰۲۲).

تبیین شکاف پژوهشی و نوآوری مطالعه: با وجود پژوهش‌های گسترده درباره پایداری مالی در اقتصاد ایران، شکاف پژوهشی مهمی در بررسی تأثیر تعهدات سازمان تأمین اجتماعی به عنوان بدهی پنهان دولت وجود دارد. در اقتصاد ایران، سازمان تأمین اجتماعی به موجب قانون تأمین اجتماعی مصوب ۱۳۵۴ و اصلاحات بعدی، عهده‌دار تعهدات گسترده‌ای در حوزه بازنشستگی، از کارافتادگی و درمان است. مطابق مواد قانونی مرتبط، دولت مکلف به پرداخت سهم خود، جبران معافیت‌های بیمه‌ای و ایفای تعهدات ناشی از قوانین حمایتی است (قانون تأمین اجتماعی، ۱۳۵۴). با این حال، تأخیر مزمن در ایفای این تکالیف، منجر به انباشت بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی و شکل‌گیری ناترازی ساختاری در منابع و مصارف این سازمان شده است. بر اساس گزارش‌های رسمی نهادهای نظارتی و سیاستی، بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی طی سال‌های اخیر به سطحی قابل توجه رسیده و به عنوان یکی از بزرگ‌ترین بدهی‌های دولت به نهادهای عمومی غیردولتی شناسایی شده است. این بدهی‌ها عمدتاً ناشی از عدم پرداخت سهم دولت، اجرای تکالیف حمایتی بدون تأمین منابع پایدار و انتقال بار سیاست‌های رفاهی به این سازمان بوده است (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۷). از منظر نظریه تعهدات اقتضایی دولت، چنین بدهی‌هایی مصداق بدهی پنهان دولت محسوب شده و باید در ارزیابی پایداری مالی لحاظ شوند (پولاکوا^۴، ۱۹۹۸). نوآوری این مطالعه در گنجانیدن این متغیر کلیدی در مدل پایداری مالی است که در پژوهش‌های پیشین در ایران نادیده گرفته شده بود.^[۴]

دوره زمانی تحقیق: این مطالعه دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۲ را پوشش می‌دهد که شامل دوره‌های پیش از انقلاب، دهه‌های ۶۰، ۷۰، ۸۰، ۹۰ و اوایل دهه ۱۴۰۰ است و امکان تحلیل بهتر ناپایداری مالی را فراهم می‌کند.

^۳ . World Bank

^۴ . Polackova

^۱ . Reinhart & Rogoff

^۲ . Pesaran

اقتصادی و نرخ بهره بدهی نیز وابسته دانسته می‌شود. زمانی که نرخ رشد اقتصادی از نرخ بهره پیشی می‌گیرد، حتی وجود کسری اولیه محدود لزوماً منجر به ناپایداری مالی نمی‌شود، زیرا نسبت بدهی به تولید می‌تواند در مسیر پایدار باقی بماند. با این حال، فقدان واکنش مالی مناسب در چنین شرایطی، دولت را در معرض ریسک‌های جدی پایداری در بلندمدت قرار می‌دهد (بلانچارد، ۲۰۱۹). بر این اساس، پایداری مالی مفهومی پویا و بین‌دوره‌ای^۸ است که هم به مسیر بدهی عمومی و هم به رفتار سیاست مالی در واکنش به شوک‌ها و تغییرات اقتصادی وابسته است و نمی‌توان آن را صرفاً بر اساس سطح بدهی یا کسری بودجه در یک مقطع زمانی ارزیابی کرد (بوهن، ۲۰۰۸). پایداری مالی دولت به‌منزله توانایی دولت در پوشش تعهدات مالی جاری و آتی بدون ایجاد تنش‌های ناپایدار اقتصادی تعریف می‌شود (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۰). از منظر شاخص‌های کمی، نسبت بدهی دولتی به تولید ناخالص داخلی (Debt/GDP)، کسری بودجه و سطح اوراق بدهی دولتی از عمده‌ترین معیارهای پایداری مالی محسوب می‌شوند (بلانچارد، ۲۰۱۹). پایداری مالی نه تنها تابع تصمیمات مالی دولت بلکه متأثر از سیاست‌های پولی و تعامل آنها با بازارهای پول، سرمایه و ارز است (کلاسنس و همکاران، ۲۰۱۲).

یک نسبت بدهی-GDP فزاینده، به محیط اقتصادی $d_{t-1}(r-g)$ و به مازاد اولیه بستگی دارد. اگر نرخ بهره r از نرخ رشد g پیشی بگیرد، نسبت بدهی بطور نامحدودی افزایش می‌یابد، مگر اینکه یک مازاد اولیه‌ای وجود داشته باشد که بتواند افزایش بدهی را جبران کند.

برای تبیین پایداری مالی، از پویایی نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. در این چارچوب، d_{t-1} نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در دوره $t-1$ ، r نرخ بهره واقعی بدهی دولت، g نرخ رشد واقعی اقتصاد، و S_t مازاد اولیه دولت به نسبت تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. بر این اساس، تغییرات نسبت بدهی به شکاف میان نرخ بهره و نرخ رشد اقتصادی و نیز رفتار مازاد اولیه بستگی دارد؛ به‌گونه‌ای که اگر $r > g$ باشد، نسبت بدهی بدون ایجاد مازاد اولیه کافی، گرایش به افزایش خواهد داشت.

با توجه به مطالب پیشگفت و اهمیت موضوع، اهداف این مطالعه به شرح ذیل می‌باشد:

بررسی تأثیر سیاست‌های مالی، پولی و سطح تعهدات سازمان تأمین اجتماعی بر پایداری مالی دولت در ایران. این هدف کلی، چارچوب اصلی تحقیق را مشخص می‌کند و به دنبال پاسخ به این سؤال است که چگونه متغیرهای مذکور بر پایداری مالی دولت در ایران تأثیر می‌گذارند. تحلیل رابطه بین ناپایداری مالی، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی، سطح تعهدات سازمان تأمین اجتماعی، نرخ بهره، نرخ تورم و پایه پولی با شاخص پایداری مالی از جمله اهداف این مطالعه می‌باشد.

۲- ادبیات پژوهش

در این قسمت دو بخش ارائه می‌گردد، بخش اول مبانی نظری مرتبط با موضوع پایداری مالی و کانال‌های اثرگذاری متغیرهای مستقل بر پایداری مالی و در بخش دوم نیز پیشینه تجربی موضوع ارائه می‌گردد.

۱-۱- مبانی نظری

۱-۱-۲ پایداری مالی

در ادبیات اقتصاد کلان، پایداری مالی به توانایی دولت در تأمین مخارج جاری و ایفای تعهدات مالی خود در بلندمدت اطلاق می‌شود، به‌گونه‌ای که بدون نیاز به تعدیل‌های شدید و ناگهانی در سیاست مالی و بدون توسل به انباشت انفجاری بدهی عمومی یا تأمین مالی تورم‌زا، قید بودجه بین‌دوره‌ای دولت رعایت شود (هامیلتون و فلاوین، ۱۹۸۶). در این چارچوب، پایداری مالی مستلزم آن است که ارزش فعلی مازاد بودجه‌های آتی دست کم برابر با سطح فعلی بدهی دولت باشد، به‌طوری‌که مسیر بدهی نسبت به تولید ناخالص داخلی غیرانفجاری باقی بماند (بلانچارد، ۱۹۹۰). از منظر رفتاری، پایداری مالی نه صرفاً به سطح بدهی، بلکه به نحوه واکنش سیاست مالی نسبت به تغییرات بدهی وابسته است. بر اساس این دیدگاه، اگر دولت در مواجهه با افزایش بدهی عمومی، به‌صورت سیستماتیک مازاد اولیه خود را افزایش دهد، سیاست مالی پایدار تلقی می‌شود. این رویکرد، پایداری مالی را به‌عنوان یک قاعده رفتاری سیاست مالی تعریف می‌کند و به‌طور گسترده در ادبیات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است (بوهن، ۱۹۹۸).

در ادامه این ادبیات، پایداری مالی به تعامل میان نرخ رشد

^۸. Intertemporal

^۹. IMF

^{۱۰}. Blanchard

^{۱۱}. Claessens, Kose, & Terrones

^۵. Hamilton, J. D., & Flavin, M. A

^۶. Blanchard, O

^۷. Bohn

نکته مهم: معادلات (۱) تا (۴) چارچوب نظری پایداری مالی را ارائه می‌دهند، بنابراین، این معادلات به‌عنوان پایه نظری برای تعریف متغیر وابسته (DEGDP) و تفسیر نتایج مدل تجربی مورد استفاده می‌شوند، نه به‌عنوان متغیرهای مستقل در مدل. متغیر وابسته در این پژوهش، ناپایداری مالی است که به‌صورت عملیاتی بر پایه نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (DEGDP) تعریف می‌شود. DEGDP نشان‌دهنده میزان بدهی عمومی کشور در مقایسه با اندازه اقتصاد آن است و به‌عنوان شاخص کلیدی برای ارزیابی پایداری مالی و ریسک نکول دولت مورد استفاده می‌شود. در چارچوب مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، ناپایداری مالی معادل رژیم مالی ناپایدار است که در آن واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی منفی و معنی‌دار می‌باشد. این تعریف با قید بودجه دولت و چارچوب بین‌دوره‌ای سازگار است، زیرا نشان می‌دهد دولت در درازمدت قادر به حفظ هزینه‌های خود بدون تهدید توان پرداخت بدهی‌ها نیست.

۲-۱-۲ ارتباط نظری متغیرهای مستقل و پایداری مالی

شاخص ناپایداری سیاست‌های دولت و پایداری مالی در این پژوهش، ناپایداری مالی به‌صورت عملیاتی نیز با نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی سنجیده می‌شود. منطق این انتخاب آن است که افزایش و تداوم نسبت بدهی به GDP نشان‌دهنده تشدید فشارهای مالی دولت و فاصله گرفتن وضعیت مالی از مسیر پایدار است. از این‌رو، در این مطالعه، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان نماینده شاخص ناپایداری مالی در نظر گرفته شده است. از منظر نظری، ناپایداری مالی به وضعیتی اشاره دارد که در آن تداوم سیاست‌های مالی موجود، بدون اصلاح در درآمدها، مخارج یا تراز اولیه، به افزایش مستمر بدهی‌ها، تعهدات دولت و تضعیف توان ایفای تعهدات مالی منجر شود. به بیان دیگر، ناپایداری مالی زمانی پدید می‌آید که دولت نتواند در افق میان‌مدت و بلندمدت، قید بودجه بین‌زمانی خود را بدون انباشت فزاینده بدهی یا ایجاد فشارهای تورمی و پولی تأمین کند.

ناپایداری در سیاست‌های اقتصادی دولت از طریق افزایش نااطمینانی و تضعیف اعتبار سیاست مالی، به‌طور غیرمستقیم اما معنی‌دار بر پایداری مالی اثر می‌گذارد (پروتی و آلسینا^{۱۳}، ۱۹۹۶). ادبیات اقتصاد کلان نشان می‌دهد نااطمینانی سیاستی موجب کاهش سرمایه‌گذاری، افت رشد اقتصادی و در نتیجه

مسیرهای بدهی دولتی بواسطه‌ی مازاد اولیه S_t و محیط اقتصادی $(r - g)$ عبارتند از:

$$d_{t+1} = \left(\prod_{k=0}^n [1 + (r - g)_{t+k}] d_{t-1} \right) - \sum_{j=0}^n \left(\prod_{k=j+1}^n [1 + (r - g)_{t+k}] \right) S_{t+j} \quad (۱)$$

محیط اقتصادی را داده شده و ثابت فرض می‌کنیم. انباشتگی بدهی در طی چندین دوره:

$$\begin{aligned} d_{t+1} &= (1 + r - g)^n d_t \\ &- \sum_{j=0}^n (1 + r - g)^{n-j} S_{t+j} \quad .t \\ &= 1 \dots \dots n \end{aligned} \quad (۲)$$

اگر معادله (۲) را بر $(1 + r - g)^n$ تقسیم کنیم و

عبارات را مرتب کنیم:

$$\frac{1}{(1+r-g)^{t+n}} d_{t+1} = d_t - \sum_{j=1}^n \frac{S_{t+j}}{(1+r-g)^j} \quad (۳)$$

فرض بر این است که سیاست مالی قید بودجه بین زمانی را محقق می‌کند، زیرا در مسیری قرار دارد که به موجب آن ارزش فعلی مازادهای اولیه‌ی آینده‌ی مورد انتظار برابر بدهی اولیه می‌باشد:

$$d_t = E \left(\sum_{j=0}^{\infty} \frac{S_{t+j}}{(1+r-g)^j} \right) \quad (۴)$$

معادله‌ی (۴) بیان می‌کند که پایداری بدهی به یک دگرگونی در مازاد بودجه‌ی اولیه نیاز دارد. زمانی که نرخ رشد به زیر نرخ بازدهی اوراق قرضه‌ی دولتی سقوط می‌کند، یک مازاد مورد نیاز می‌باشد. بنابراین اینکه سیاست مالی پایدار است یا نه به علامت واکنش سیاست مالی نسبت به هدف بستگی دارد؛ اگر یک افزایش در بدهی با یک افزایش در مازادهای اولیه دنبال شود، بدهی پایدار است (دل کریستو و گومز^{۱۲}، ۲۰۱۳).

¹²- Mari Del Cristo, Maria Lorena. & Marta Gomz-Puig

¹³ . Alesina, A., & Perotti, R

خود، کانال مهمی برای اثرگذاری بر پایداری مالی در اقتصادهای وابسته به منابع طبیعی ایجاد می‌کنند (ارزکی و اسماعیل^{۲۰}، ۲۰۱۳). ادبیات تجربی نشان می‌دهد وابستگی به درآمدهای نفتی موجب تشدید رفتارهای طرفدار چرخه در سیاست مالی شده و در نتیجه در دوره‌های افت قیمت نفت، کسری‌های شدید و انباشت بدهی رخ می‌دهد. در نبود نهادهای تثبیت‌کننده، این نوسانات پایداری مالی را در بلندمدت تضعیف می‌کنند (فان درپلوگ و ونابلز^{۲۱}، ۲۰۱۱).

نرخ بهره و پایداری مالی
نرخ بهره از طریق افزایش هزینه ایجاد بدهی، مستقیماً پویایی بدهی دولت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش نرخ بهره موجب تشدید فشار بودجه‌ای شده و شرط پایداری بدهی را سخت‌تر می‌کند (بلانچارد^{۲۲}، ۲۰۱۹). شواهد تجربی نشان می‌دهد تفاوت میان نرخ بهره و نرخ رشد اقتصادی یکی از کلیدی‌ترین عوامل تعیین‌کننده مسیر بدهی عمومی در بلندمدت است (چچریتا-وستفال و روتر^{۲۳}، ۲۰۱۲). با این حال، در تحلیل اقتصاد ایران، به دلیل منفی بودن نرخ بهره واقعی در بخش قابل توجهی از دوره مورد بررسی، اثر این متغیر بر پایداری بدهی باید با احتیاط و به صورت مشروط تفسیر شود. در چنین شرایطی، پایین بودن یا منفی شدن نرخ بهره واقعی می‌تواند از شدت بار واقعی بدهی بکاهد و از طریق کاهش شکاف میان نرخ بهره و نرخ رشد اقتصادی، فشار ناشی از انباشت بدهی را تا حدی تعدیل کند. بنابراین، در اقتصاد ایران، نقش نرخ بهره در تعیین مسیر بدهی عمومی نه به صورت مستقل و یکنواخت، بلکه در تعامل با تورم، رشد اقتصادی و نحوه تأمین مالی دولت قابل ارزیابی است.

تورم و پایداری مالی

تورم از طریق تعامل سیاست مالی و پولی، نقش دوگانه‌ای در پایداری مالی ایفا می‌کند (سارجنت و والاس^{۲۴}، ۱۹۸۱). اگرچه تورم می‌تواند در کوتاه‌مدت ارزش واقعی بدهی را کاهش دهد، اما در بلندمدت موجب افزایش نرخ بهره اسمی و تضعیف اعتبار سیاست مالی می‌شود (لیپر^{۲۵}، ۱۹۹۱). ادبیات نظری سلطه مالی نشان می‌دهد تورم مزمن اغلب پیامد ناتوانی دولت

تضعیف ظرفیت درآمدی دولت می‌شود (بلوم^{۲۶}، ۲۰۱۴). از منظر پایداری مالی، این وضعیت توان دولت در تعدیل کسری بودجه در واکنش به افزایش بدهی را کاهش می‌دهد. مطالعات تجربی نشان می‌دهند در محیط‌های با بی‌ثباتی سیاستی بالا، واکنش مالی دولت به انباشت بدهی ضعیف‌تر بوده و احتمال نقض قید بودجه بین دوره‌ای افزایش می‌یابد (خولیو و یوک^{۲۷}، ۲۰۱۲).

تعهدات سازمان تأمین اجتماعی و پایداری مالی

تعهدات صندوق‌های بازنشستگی و تأمین اجتماعی به عنوان بدهی‌های ضمنی دولت، یکی از عوامل ساختاری مؤثر بر پایداری مالی محسوب می‌شوند. این تعهدات اگرچه در بدهی رسمی دولت منعکس نمی‌شوند، اما در افق بلندمدت فشار فزاینده‌ای بر مخارج عمومی وارد می‌کنند. از منظر پایداری بین دوره‌ای، تداوم انباشت بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی، موجب افزایش ارزش فعلی تعهدات آتی دولت شده و حتی در صورت بهبود موقتی تراز بودجه، می‌تواند منجر به ناپایداری مالی در افق بلندمدت شود (گوخاله و رافل هوشن^{۲۸}، ۲۰۰۰). ادبیات نظری نشان می‌دهد ناترازی منابع و مصارف صندوق‌های بازنشستگی، دولت را ناگزیر به انتقال منابع بودجه‌ای می‌کند که این امر پویایی بدهی را تضعیف کرده و فضای سیاست مالی را محدود می‌سازد. نادیده گرفتن این تعهدات منجر به ارزیابی خوش‌بینانه از پایداری مالی می‌شود (کوتلیکوف و برنز^{۲۹}، ۲۰۱۲).

تولید ناخالص داخلی و پایداری مالی

تولید ناخالص داخلی از طریق افزایش ظرفیت بازپرداخت بدهی و تقویت پایه مالیاتی، نقش تعیین‌کننده‌ای در پایداری مالی ایفا می‌کند. در چارچوب نظری پویایی بدهی، زمانی که نرخ رشد اقتصادی از نرخ بهره بدهی فراتر رود، دولت قادر خواهد بود حتی با کسری اولیه محدود، مسیر بدهی پایدار را حفظ کند (بوهن^{۳۰}، ۱۹۹۸). شواهد تجربی نشان می‌دهد کشورهایی با رشد اقتصادی بالاتر، واکنش مالی قوی‌تری نسبت به افزایش بدهی نشان داده و سریع‌تر به مسیر پایدار باز می‌گردند (آفونسو و خالس^{۳۱}، ۲۰۱۳).

درآمدهای نفتی و پایداری مالی

درآمدهای نفتی از طریق نوسان‌پذیری و ماهیت برون‌زای

²⁰ . Arezki, R., & Ismail, K.

²¹ . van der Ploeg, F., & Venables, A. J

²² . Blanchard, O

²³ . Checherita-Westphal, C., & Rother, P

²⁴ . Sargent, T. J., & Wallace, N

²⁵ . Leeper, E. M

^{۲۴} . Bloom, N

^{۲۵} . Julio, B., & Yook, Y

^{۲۶} . Gokhale, J., & Raffelhüschen, B

^{۲۷} . Kotlikoff, L. J., & Burns, S

^{۲۸} . Bohn, H

^{۲۹} . Afonso, A., & Jalles, J. T

در تأمین مالی پایدار کسری بودجه است (کاکرین^{۲۶}، ۲۰۱۱).

نقدینگی، پایه پولی و پایداری مالی

رشد نقدینگی و پایه پولی معمولاً بازتابی از تأمین مالی پولی کسری بودجه است (کاتائو و ترونز^{۲۷}، ۲۰۰۵). در چارچوب نظری سلطه مالی، وابستگی دولت به منابع پولی موجب تضعیف استقلال سیاست پولی، افزایش تورم و ناپایداری مالی می‌شود (تانر و راموس^{۲۸}، ۲۰۰۳). شواهد تجربی نشان می‌دهد کشورهایی با رشد سریع پایه پولی، با احتمال بیشتری با بی ثباتی مالی و تورم مزمن مواجه می‌شوند که این امر پایداری مالی را به طور ساختاری تضعیف می‌کند (باستو^{۲۹}، ۲۰۰۸).

۲-۲ پیشینه پژوهش

تکامل مطالعات خارجی تجربی در حوزه پایداری مالی، نشان‌دهنده حرکت از تحلیل‌های خطی و ایستای مبتنی بر «قید بودجه بین دوره‌ای» به سمت مدل‌های غیرخطی و «رژیم‌محور» است. تحلیل پایداری مالی در ادبیات اقتصاد کلان بر دو ستون نظری استوار است که در ادامه تشریح می‌شوند:

الف) قید بودجه بین دوره‌ای (IBC^{۳۰}): این دیدگاه که ریشه در کارهای همیلتون و فلاوین (۱۹۸۵) دارد، بیان می‌کند که دولت تنها در صورتی از نظر مالی پایدار است که ارزش حال مخارج آتی دولت، از مجموع درآمدهای جاری و بدهی‌های فعلی تجاوز نکند. در این رویکرد، پایداری از طریق آزمون ایستایی (Stationarity) سری زمانی تراز بودجه یا همجمعی بین درآمدها و مخارج ارزیابی می‌شود.

ب) قاعده مالی بوهن (FRF^{۳۱}): بوهن (۱۹۹۸) با نقد رویکرد IBC، استدلال کرد که آزمون‌های همجمعی به دلیل نادیده گرفتن هزینه‌های هموارسازی مالی، ناکافی هستند. او «قاعده مالی» را پیشنهاد داد که در آن تراز اولیه دولت، تابعی از نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است. طبق این نظریه، اگر ضریب حساسیت تراز اولیه به بدهی (Debt-to-GDP) مثبت باشد، دولت برای بازپرداخت بدهی‌هایش واکنش نشان داده و مسیر مالی پایدار است.

در ادامه، سیر این مطالعات بر اساس اهداف، روش‌شناسی و یافته‌های کلیدی تشریح می‌گردد:

۱. رویکردهای کلاسیک و مبتنی بر همجمعی

مطالعات اولیه عمدتاً بر آزمون وجود رابطه بلندمدت میان درآمدهای دولت و مخارج آن متمرکز بودند. در این راستا، ترهان و والش^{۳۲} (۱۹۹۱) با استفاده از آزمون‌های همجمعی در داده‌های سری زمانی، نشان دادند که دولت‌ها در اقتصادهای پیشرفته به‌منظور برقراری پایداری مالی، در بلندمدت واکنش‌های مالی خود را با بدهی‌های انباشته تطبیق می‌دهند. همسو با این رویکرد، کوین‌توس^{۳۳} (۱۹۹۵) با به‌کارگیری مدل‌های اصلاح خطای برداری (VECM) اثبات کرد که اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است کسری بودجه رخ دهد، اما سازوکارهای مالی دولت در بلندمدت همگرا بوده و از انباشت نامحدود بدهی جلوگیری می‌کنند.

۲. مدل‌های غیرخطی و آستانه‌ای

با بروز بحران‌های مالی، پژوهشگران به ناتوانی مدل‌های خطی در تبیین رفتار مالی دولت‌ها در سطوح مختلف بدهی پی بردند. گوش و همکاران^{۳۴} (۲۰۱۳) با بهره‌گیری از مدل‌های رگرسیون پنل-آستانه‌ای نشان دادند که رابطه میان تراز اولیه و نسبت بدهی به GDP غیرخطی است؛ به این معنا که با عبور بدهی از سطوح بحرانی، حساسیت واکنش مالی دولت تضعیف شده و پایداری مالی به مخاطره می‌افتد.

۳. رویکردهای رژیم‌سوئیچینگ (نامتقارن)

در این دسته از مطالعات، فرض بر این است که سیاست‌گذار بسته به «شرایط اقتصادی» (بحران یا ثبات)، واکنش‌های متفاوتی نشان می‌دهد. کاسو^{۳۵} (۲۰۱۷) با استفاده از مدل‌های «مارکوف-سوئیچینگ» (Markov-Switching) ثابت کرد که دولت‌ها در دوره‌های رکود و رونق، رفتار مالی ناهمسانی دارند و واکنش‌های مالی در رژیم‌های بحرانی، به‌شدت تحت تأثیر انتظارات بازار قرار می‌گیرد. در مطالعه‌ای مشابه، آلداما و کریل^{۳۶} (۲۰۱۹) با به‌کارگیری تکنیک رژیم‌سوئیچینگ بر روی داده‌های منطقه یورو، دریافتند که دولت‌ها تنها زمانی واکنش قاعده‌مند به بدهی نشان می‌دهند که در رژیم «پایداری» قرار داشته باشند؛ درحالی‌که در رژیم‌های بحرانی، این واکنش‌ها اغلب ناکارآمد است.

۴. مطالعات معاصر و شوک‌های برون‌زا

^{۳۲} . Trehan & Walsh

^{۳۳} . Quintos

^{۳۴} . Ghosh et al

^{۳۵} . Cassou

^{۳۶} . Aldama & Creel

^{۲۶} . Cochrane

^{۲۷} . Catao, L. A. V., & Terrones, M. E

^{۲۸} . Tanner, E., & Ramos, A. M

^{۲۹} . Bassetto, M

^{۳۰} . Intertemporal Budget Constraint

^{۳۱} . Fiscal Reaction Function

می‌نماید. در روش مورد استفاده در مطالعه‌ی آن‌ها، امکان بررسی رابطه‌ی همجمعی متغیرها، با مرتبه‌ی انباشت مختلف وجود دارد. نتایج بررسی آنان نشان می‌دهد که دولت در مقیاس بودجه عمومی، در وضعیت پایداری مالی قرار ندارد. اما اگر حق‌الضرب^{۴۰} به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود، شرایط پایداری مالی تأمین خواهد شد. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست مالی ایران، فقط با اتکاء به تورم قادر به بازپرداخت بدهی دولت خواهد بود. بر این اساس، از آنجایی که ناپایداری مالی دولت ایران، با پولی شدن بدهی پوشش داده می‌شود ناپایداری مالی می‌تواند به عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد نقدینگی و تورم شناخته شود. رضائی و خادمی جامخانه (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ی خود با عنوان «تحلیلی بر هموارسازی مالیاتی و پایداری سیاست مالی در اقتصاد ایران» (نقش سرکوب مالی و منابع طبیعی) با در نظر گرفتن دو چالش مهم دولت، وجود یا عدم وجود هموارسازی مالیاتی و پایداری مالی در اقتصاد ایران در دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۵۰ را بررسی نمودند. آن دو چالش مهم عبارتند از اینکه از یک طرف بررسی‌های پایداری مالی الزام می‌کند که مخارج دولت در بلندمدت از طریق مالیات‌ها تأمین مالی شود، و از طرف دیگر هموارسازی مالیاتی اشاره بر آن دارد که هزینه‌های مدیریتی و زیان اجتماعی تغییرات مالیات‌ها باید توسط دولت بهینه‌سازی (حداقل) شود. آزمون فرضیه‌ی هموارسازی مالیاتی در اقتصاد ایران، پس از تعدیل مدل بارو (۱۹۷۹) به گونه‌ای که شامل درآمدهای نفتی نیز بشود، نشان داد که عواملی مانند سرکوب مالی نقش مهمی در عدم توجه دولت به مسأله‌ی هموارسازی مالیاتی داشته است. همچنین بررسی‌های آن‌ها با استفاده از تخمین‌زن FMOLS نشان داد که با وجود فرضیه‌ی مبنی بر گرایش دولت برای به تعویق انداختن اخذ درآمدهای مالیاتی در ایران، این فرضیه را نیز بر اساس برآورد مدل مورد نظر و آزمون‌های آماری می‌توان رد نمود. موتمنی و کریمی پتانلار (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «بدهی و هزینه‌های پایدار دولت در ایران» کوشیدند تا شکاف وضع فعلی دولت از شرایط پایدار را محاسبه کنند. از این‌رو، در این مطالعه مشخص شد که اگر سطح هزینه‌های عمومی دولت به ۲۰ درصد تولید ناخالص داخلی برسد، دولت قادر به تأمین بدهی‌هایش خواهد بود. دولت برای رسیدن به این اندازه‌ی مطلوب باید ۱۶ درصد از هزینه‌های خود را کاهش دهد یا این شکاف را از راه افزایش درآمد تأمین مالی کند. کاهش ۱۶ درصدی هزینه‌های دولت در بودجه

پژوهش‌های اخیر بر اثرات شوک‌های شدید جهانی تمرکز داشته‌اند. اووسو و همکاران^{۳۷} (۲۰۲۳) با تحلیل داده‌های دوران همه‌گیری کووید-۱۹ و استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پویا، دریافتند که شوک‌های برون‌زا باعث گسست در واکنش‌های مالی شده و نرخ بهره واقعی، نقش تعیین‌کننده‌ای در تضعیف شرط پایداری IBC ایفا می‌کند. همچنین، آدئوسان^{۳۸} (۲۰۲۱) در بررسی اقتصادهای نوظهور با استفاده از مدل‌های GMM نشان داد که وابستگی به منابع مالی ناپایدار و محدودیت دسترسی به بازارهای جهانی، منجر به اجرای سیاست‌های «موافق چرخه‌ای» شده که عملاً ناقض شرایط پایداری مالی است. در نهایت، چو^{۳۹} (۲۰۲۱) با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی، تأکید کرد که در محیط‌های دارای بی‌ثباتی کلان، انضباط مالی دولت‌ها به شدت تحت الشعاع فشارهای کوتاه‌مدت تأمین مالی قرار می‌گیرد که این امر مانع از دستیابی به یک مسیر پایدار در بلندمدت می‌شود.

ادبیات بین‌المللی در مورد پایداری بدهی عمومی گسترده و متنوع است. در این بخش از مطالعه، خلاصه‌ای از مهمترین مطالعات صورت گرفته ارائه می‌گردد.

در این بخش خلاصه‌ی برخی از مهمترین مطالعات داخلی صورت گرفته ارائه می‌گردد:

محسنی و طاهری (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی پایداری مالی دولت در ایران» به بررسی پایداری مالی در ایران پرداخته‌اند. آنان با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی، به بررسی شروط پایداری مالی برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۴۳ پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که فرآیند مالی در ایران پایدار نیست. از این‌رو، آن‌ها به بررسی مقایسه‌ای پایداری فرآیند مالی در دو دوره‌ی پیش و پس از انقلاب نیز پرداخته‌اند. ضرایب بدست آمده از برآورد مدل، در دوره‌ی پیش و پس از انقلاب نشان‌دهنده‌ی تشدید ناپایداری مالی در دوره پس از انقلاب است. خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش همجمعی چندجانبه» با استفاده از روش همجمعی چندجانبه به بررسی پایداری مالی دولت ایران بر اساس داده‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. اگر دولت در شرایط پایداری مالی باشد؛ تداوم سیاست مالی فعلی، امکان بازپرداخت بدهی دولت را فراهم

^{۳۷} . Owusu et al .

^{۳۸} . Adeosun

^{۳۹} . Chua

^{۴۰} - Seigniorage

عمومی، رقم بسیار زیاد و چشمگیری است و در عمل، به معنای اجرای گونه‌ای سیاست ریاضت اقتصادی است که ممکن است دولت‌ها تاب پیامدهای سیاسی و اجتماعی آنرا نداشته باشند. همچنین داده‌های مورد استفاده در این مطالعه مربوط به سال ۱۳۸۷ می‌شود و اطلاعات مشخصی از وضع مالی دولت پس از شدت یافتن تحریم‌های بین‌المللی موجود نیست. فلاحی و همکاران (۱۳۹۶)، با بهره از داده‌های سال-های ۱۳۵۷-۱۳۹۳ پایداری مالی دولت در ایران را با استفاده از مدل VAR مورد آزمون قرار دادند. مطابق یافته‌های این مطالعه، رشد درآمدهای دولت در ایران کمتر از رشد مخارج دولت بوده است، که این موضوع منجر به استقراض و افزایش بدهی دولت گردیده است و در نهایت به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی ایران پایدار نمی‌باشد.

در بخش پیشینه، با مذاقه در مطالعات داخلی و خارجی که صورت پذیرفته است مشخص می‌گردد؛

علیرغم مطالعات صورت گرفته، خلأ پژوهشی اصلی در حوزه تعهدات سازمان تأمین اجتماعی، عدم توجه همزمان به "ناپایداری مالی" و "شوک‌های برون‌زا" بر تعهدات آتی است. اکثر مطالعات قبلی صرفاً بر روی منابع (درآمدها) تمرکز داشته‌اند، در حالی که این پژوهش با نگاهی جامع، تعهدات اکچوئری و بدهی‌های ضمنی دولت به سازمان را به عنوان هسته اصلی ناپایداری در نظر می‌گیرد و به دنبال تبیین اثرات تعاملی متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست‌های حمایتی بر انباشت تعهدات ایفاننده است که تاکنون در مدل‌های اقتصادسنجی داخلی به صورت یکپارچه دیده نشده است. موضوع بدهی‌های دولت به تأمین اجتماعی و شاخص سطح تعهدات سازمان

تأمین اجتماعی در ارتباط با پایداری مالی دولت مورد واکاوی قرار نگرفته است، از اینرو در این مطالعه تلاش می‌گردد تأثیر متغیر سطح تعهدات سازمان تأمین اجتماعی (بعنوان بزرگترین سازمان بیمه‌گر در خاورمیانه) به همراه سایر متغیرهای پولی و مالی بر ناپایداری مالی دولت مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. به این منظور در این بخش از مطالعه با استفاده از رویکرد مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و مدل حداقل مربعات پویا (DOLS) تأثیرات بلندمدت این متغیرها محاسبه می‌گردد. در ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد، در صورتی که تمامی متغیرها نامانا از درجه یک باشند آنگاه تعداد روابط بلندمدت میان متغیرها تعیین می‌شود، در صورت وجود رابطه بلندمدت، بردار رابطه بلندمدت محاسبه می‌شود.

۳-۱-۳ داده‌ها

مشاهدات این تحقیق شامل داده‌های سالانه در دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۴۰۲ است و متغیرها به ترتیب ناپایداری مالی دولت، تعهدات سازمان تأمین اجتماعی، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی، نرخ بهره، تورم، نقدینگی و پایه پولی می‌باشد که با نمادهای $DEGDP$ ، $LEGDE$ ، GDP ، $OILR$ ، IR و INF ، $M2$ ، MB نشان داده شده است که از بانک جهانی، بانک مرکزی، سالنامه‌های آماری تأمین اجتماعی و صندوق بین‌المللی پول استخراج گردیده است. در جدول زیر آمار توصیفی متغیرها مشاهده می‌شود. در این جدول متغیرها بر حسب لگاریتم آنها نوشته شده است.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرها

متغیرها	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	ارزش احتمال جاک-برا
DGDP	۳/۳	۳/۹	۲	۰/۵	۰/۰۸
LEGDE	۱۵/۹	۲۰	۱۰	۳/۴	۰/۱۵
GDP	۲۵/۹	۲۷	۲۴	۰/۶۵	۰/۱۶
OILR	۹/۹	۱۰	۸	۰/۶	۰/۰۰۷
IR	۲/۵	۳	۲	۰/۳	۰/۳
INF	۲/۹	۳/۹	۱/۴	۰/۵	۰/۷
M2	۵/۸	۱۱	۰/۹	۳	۰/۲
MB	۴/۵	۹	۰/۱۹	۲/۶	۰/۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرهای این پژوهش شامل ناپایداری سیاست‌های دولت (DGDP)، تعهدات سازمان تأمین اجتماعی (LEGDE)، تولید

نرخ بهره (IR) با میانگین ۲/۵ و تورم (INF) با میانگین ۲/۹، هر دو نوسانات محدودی داشته‌اند؛ نرخ بهره بین ۲ تا ۳ و تورم بین ۱/۴ تا ۳/۹ در نوسان بوده است. این محدوده نشان‌دهنده ثبات نسبی در سیاست‌های پولی و قیمتی در برخی دوره‌هاست، هرچند این تفسیر باید با احتیاط و با در نظر گرفتن زمینه‌های تاریخی انجام شود.

نقدینگی (M2) با میانگین ۵/۸ و انحراف معیار ۳، گسترده‌ترین دامنه نوسان را در میان متغیرهای پولی دارد (از ۰/۹ تا ۱۱) که نشان‌دهنده رشد شدید عرضه پول در طول دوره مورد مطالعه است. پایه پولی (MB) نیز با میانگین ۴/۵ و انحراف معیار ۲/۶، نوسانات قابل توجهی داشته و از حداقل ۰/۱۹ تا حداکثر ۹ تغییر کرده است.

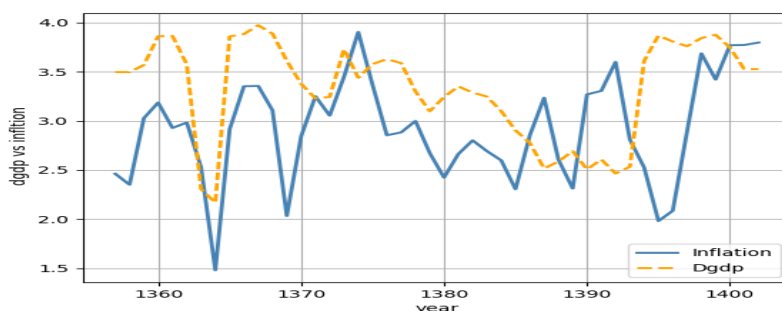
در نهایت، آزمون جاک-برا برای بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها انجام شده است. مقادیر p-value این آزمون برای اکثر متغیرها (مانند DGDP، LEGDE، GDP، IR، INF، M2 و MB) بیشتر از ۰/۰۵ است که نشان‌دهنده عدم رد فرض صفر (یعنی نرمال بودن توزیع) است. تنها استثنا، متغیر درآمدهای نفتی (OILR) است که با p-value برابر ۰/۰۰۷، توزیع غیرنرمالی دارد. این یافته‌ها برای انتخاب روش‌های تخمین مناسب در مدل‌سازی اقتصادسنجی اهمیت دارند و نشان می‌دهند که در بیشتر موارد می‌توان از روش‌های مبتنی بر فرض نرمال بودن خطاها استفاده کرد. به‌طور کلی، این جدول آمار توصیفی، تصویری روشن از روند و رفتار متغیرهای کلان اقتصادی ایران در طول چهار و نیم دهه اخیر ارائه می‌دهد و زمینه‌ساز تحلیل‌های عمیق‌تر در مراحل بعدی تحقیق خواهد بود.

ناخالص داخلی (GDP)، درآمدهای نفتی (OILR)، نرخ بهره (IR) (نرخ سود سپرده‌های بانکی)، تورم (INF)، نقدینگی (M2) و پایه پولی (MB) هستند.

میانگین لگاریتم ناپایداری سیاست‌های دولت (DGDP) برابر با ۳/۳ گزارش شده است که نشان‌دهنده سطح متوسطی از ناپایداری در طول دوره مورد مطالعه است. این متغیر بین مقادیر حداقل ۲ و حداکثر ۹/۳ نوسان داشته که دامنه‌ی گسترده‌ای از تغییرات را نشان می‌دهد و بیانگر تفاوت‌های چشمگیر در ثبات سیاست‌های دولتی در سال‌های مختلف است. انحراف معیار این متغیر نیز ۰/۵ است که نشان‌دهنده پراکندگی نسبتاً متعادل در مقایسه با سایر متغیرهاست.

متغیر تعهدات سازمان تأمین اجتماعی (LEGDE) با میانگین ۱۵/۹ و انحراف معیار ۳/۴، بیشترین پراکندگی را در میان تمام متغیرها دارد. این متغیر از حداقل ۱۰ تا حداکثر ۲۰ تغییر کرده است که می‌تواند نشان‌دهنده رشد چشمگیر تعهدات این سازمان در طول چهار و نیم دهه باشد. تولید ناخالص داخلی (GDP) نیز با میانگین ۲۵/۹ و انحراف معیار ۰/۶۵، نوسانات نسبتاً کمی داشته و بین مقادیر ۲۴ تا ۲۷ در نوسان بوده است که احتمالاً به دلیل لگاریتمی بودن داده‌هاست.

درآمدهای نفتی (OILR) با میانگین ۹/۹ و دامنه‌ی بسیار محدودی بین ۸ تا ۱۰، کمترین نوسان را در میان متغیرها دارد. با این حال، آزمون جاک-برا برای این متغیر مقدار p-value برابر با ۰/۰۰۷ را نشان می‌دهد که کمتر از سطح معنی‌داری ۰/۰۵ است و نشان‌دهنده عدم نرمال بودن توزیع این متغیر است. این موضوع می‌تواند ناشی از شوک‌های خارجی مانند تحریم‌ها یا نوسانات شدید قیمت نفت جهانی باشد.



نمودار (۱): روند لگاریتم تورم و ناپایداری سیاست مالی دولت

منبع: یافته‌های پژوهش

ارتباط عمیق و دوطرفه‌ای بین فشارهای تورمی و رفتارهای ناپایدار مالی دولت در اقتصاد ایران است. در بسیاری از دوره‌ها، به‌ویژه در سال‌های پس از جنگ و دوران تحریم‌ها، افزایش

نمودار ارائه‌شده، هم‌روندی لگاریتم دو متغیر ناپایداری سیاست مالی دولت (Dgdp) و تورم (Inflation) را در بازه زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. این هم‌روندی بیانگر

به درآمدهای نفتی، نتیجه‌ای موقت خواهد داشت.

آزمون ریشه واحد

با استفاده از آزمون‌های فیلیپس پرون و دیکی-فولر تعمیم یافته در این بخش مانایی متغیرها بررسی می‌شود. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول‌های زیر مشاهده می‌شود. در جدول زیر، متغیر GDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی در سطح است و LEGDP لگاریتم بدهی به تولید ناخالص داخلی یا همان معیار ناپایداری سیاست‌های دولت است. ستون دوم آماره دیکی-فولر تعمیم یافته را نشان می‌دهد و ستون سوم نیز مقدار بحرانی در سطح ۰/۰۵ است. در آزمون فرض صفر حاکی از وجود ریشه واحد دارد بنابراین هرگاه مقدار آماره به دست آمده بیش از مقدار بحرانی باشد فرض صفر قابل رد نیست و متغیر دارای ریشه واحد است. با توجه به جدول ۱، چون مقدار آماره در سطح برای تمامی متغیرها بیش از مقدار بحرانی است بنابراین تمامی متغیرها ناماننا هستند.

تورم هم‌زمان با نوسانات شدید در Dgdp رخ داده که نشان می‌دهد سیاست‌های مالی واکنشی دولت مانند افزایش ناگهانی هزینه‌ها یا تغییر در ساختار یارانه‌ها نه تنها ثبات ایجاد نکرده، بلکه از طریق افزایش تقاضا و نقدینگی، فشار تورمی را تشدید کرده‌اند. از سوی دیگر، تورم خود به عنوان یک شوک کلان، با کاهش ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی و افزایش هزینه‌های جاری دولت، فضای بودجه‌ای را تحت فشار قرار داده و مجبور به تصمیم‌گیری‌های اضطراری و غیرخطی کرده است. این چرخه بازخوردی میان تورم و ناپایداری مالی، به‌ویژه در شرایطی که درآمد نفت ناپایدار است، تشدید می‌شود. در عمل، دولت در مواجهه با تورم، گاه به سیاست‌های مالی انبساطی متوسل می‌شود تا فشار اجتماعی را تعدیل کند، که این امر دوباره تورم را تغذیه می‌کند. بنابراین، نمودار نه تنها هم‌حرکتی دو متغیر را نشان می‌دهد، بلکه گواهی بر وجود یک حلقه معیوب تعاملی بین سیاست مالی ناپایدار و تورم مزمن در اقتصاد ایران است. این رابطه دوطرفه نشان می‌دهد که هرگونه تلاش برای کنترل تورم بدون اصلاح ساختار مالی و کاهش وابستگی

جدول (۲): آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره DF	مقدار بحرانی در ۰/۰۵	بررسی مانایی
DEGDP	-۰/۳	-۱/۹۴	نامانا
LEGDE	۳	-۱/۹۴	مانا
GDP	۱/۱	-۱/۹۴	نامانا
OILR	-۰/۰۹	-۱/۹۴	مانا
IR	۰/۹	-۱/۹۴	نامانا
INF	-۰/۱۷	-۱/۹۴	مانا
M2	۲/۲	-۱/۹۴	نامانا
MB	۲/۳	-۱/۹۴	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین براساس اطلاعات جدول زیر مقدار آماره در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته با یکبار تفاضل‌گیری برای تمامی متغیرها کمتر از مقدار بحرانی است بنابراین فرض جایگزین قابل رد نیست و همه متغیرها I(1) هستند.

جدول (۳): آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته یکبار تفاضل‌گیری

متغیر	آماره DF	مقدار بحرانی در ۰/۰۵	بررسی مانایی
DEGDP	-۵/۸	-۱/۹۴	مانا
LEGDE	-۲/۱	-۱/۹۴	مانا
GDP	-۵/۳	-۱/۹۴	مانا

مانا	-۱/۹۴	-۷	OILR
مانا	-۱/۹۴	-۶	IR
مانا	-۱/۹۴	-۶/۴	INF
مانا	-۱/۹۴	-۳/۸	M2
مانا	-۱/۹۴	-۴/۲	MB

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳): آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون در سطح

متغیر	آماره DF	مقدار بحرانی در ۰/۰۵	بررسی مانایی
DEGDP	-۰/۷۱	-۱/۹۴	نامانا
LEGDE	۶	-۱/۹۴	مانا
GDP	۱/۱۱	-۱/۹۴	نامانا
OILR	-۰/۰۸	-۱/۹۴	مانا
IR	۰/۸۹	-۱/۹۴	نامانا
INF	۰/۶۲	-۱/۹۴	مانا
M2	۶	-۱/۹۴	نامانا
MB	۵	-۱/۹۴	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون تمامی

متغیرها در سطح مانا هستند و با یکبار تفاضل گیری مانا می

جدول (۴): آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون یکبار تفاضل گیری

متغیر	آماره DF	مقدار بحرانی در ۰/۰۵	بررسی مانایی
DEGDP	-۰/۷۱	-۱/۹۴	نامانا
LEGDE	۶	-۱/۹۴	مانا
GDP	۱/۱۱	-۱/۹۴	نامانا
OILR	-۰/۰۸	-۱/۹۴	مانا
IR	۰/۸۹	-۱/۹۴	نامانا
INF	۰/۶۲	-۱/۹۴	مانا
M2	۶	-۱/۹۴	نامانا
MB	۵	-۱/۹۴	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

تعیین وقفه بهینه

نتایج جدول فوق حاکی از مانایی متغیرها با یکبار تفاضل گیری دارد بنابراین باید از رویکرد بردار هم‌جمعی استفاده شود و با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی تعداد روابط بلندمدت تعیین شود اما قبل از آن باید وقفه بهینه مدل کوتاه‌مدت تعیین شود. به منظور تعیین وقفه بهینه می‌توان از

معیارهای اطلاعاتی مانند شوارتز، هنان کوئین و آکائیک استفاده نمود در واقع از آنجایی که این معیارها تابع مجموع مربعات مدل هستند بنابراین هر وقفه‌ای دارای کمترین میزان هریک از آمارهای اطلاعاتی باشد باید به عنوان وقفه بهینه انتخاب شود. نتایج معیارهای اطلاعاتی در جدول زیر نشان داده شده است بر اساس معیارهای اطلاعاتی شوارتز و هنان کوئین

وقفه یک را به عنوان وقفه بهینه تایید می کنند زیرا میزان این معیار در وقفه یک به کمترین میزان می رسد.

جدول (۵): وقفه بهینه مدل کوتاه مدت

معیار وقفه	اکائیک	هنان کوئین	شوارتز
۰	۶/۳	۶/۴	۶/۶
۱	-۵/۳	* -۴/۴	* -۳
۲	-۴/۹	-۳/۳	-۰/۶
۳	* -۵/۶	-۳/۲	۰/۶

*وقفه بهینه

منبع: یافته های پژوهش

آزمون خودهمبستگی سریالی پسماندها

با توجه به معیارهای اطلاعاتی وقفه دو به عنوان وقفه بهینه تعیین گردید بنابراین مدل تصحیح خطا برای متغیر وابسته پایداری مالی به صورت زیر نوشته می شود.

(۵)

$$\begin{aligned} \Delta \text{Ln}(degdp_t) &= \theta_0 \\ &+ \sum_{i=1}^i \theta_i \Delta \text{Ln}(\text{legde}_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=1}^i \alpha_i \Delta \text{Ln}(\text{gdp}_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=1}^i \gamma_i \Delta \text{Ln}(\text{oilr}_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=1}^i \mu_i \Delta \text{Ln}(\text{ir}_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=1}^i \rho_i \Delta \text{Ln}(\text{inf}_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=1}^i v_i \Delta \text{Ln}(\text{m2}_{t-i}) \\ &+ + \sum_{i=1}^i \lambda_i \Delta \text{Ln}(\text{mb}_{t-i}) \\ &+ \beta u_{t-1} \end{aligned}$$

بعد از محاسبه ضرایب مدل تصحیح خطا فوق مقادیر

پسماندها محاسبه می شود اگر پسماندها دارای خودهمبستگی سریالی باشند مدل به خوبی تصریح نشده و بنابراین باید وقفه های مدل را تغییر داد. از آزمون LM می توان جهت تعیین خودهمبستگی سریالی پسماندها استفاده نمود. در جدول زیر نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی پسماندها مشاهده می شود در آزمون LM فرض صفر دلالت بر وجود عدم خودهمبستگی سریالی پسماندها دارد با توجه به اینکه مقدار ارزش احتمال از ۰/۰۵ بیشتر است بنابراین فرض صفر قابل رد نیست در نتیجه پسماندها فاقد وجود خودهمبستگی سریالی قابل هستند.

جدول (۶): آزمون خودهمبستگی سریالی پسماندها

آماره LM	ارزش احتمال
۶۰	۰/۶۴

منبع: یافته های پژوهش

بنابراین معادله (۵) را می توان برآورد نمود در جدول زیر نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای متغیر تولید ناخالص داخلی مشاهده می شود. با توجه به معنی داری تصحیح خطا می توان نتیجه گرفت که در هر دوره ۰/۱۹ از عدم تعادل تصحیح می شود. از این رو سرعت تعدیل متغیر تولید نفت به سمت تعادل بلندمدت برابر با ۰/۱۹ است.

جدول (۷): رابطه کوتاه‌مدت تغییرات ناپایداری سیاست‌های دولت و متغیرهای مستقل

متغیر	ضریب	آماره z
ECM	-۰/۱۹	-۲/۱۶
$\Delta \text{Ln}(\text{legde}_{t-1})$	۰/۸۹	۱/۶۷
$\Delta \text{Ln}(\text{gdp}_{t-1})$	۰/۱۷	۰/۳۹
$\Delta \text{Ln}(\text{oilr}_{t-1})$	۰/۵۳	۱/۸۸
$\Delta \text{Ln}(\text{ir}_{t-1})$	۰/۵۸	۰/۸۴
$\Delta \text{Ln}(\text{m2}_{t-1})$	-۳/۱۵	-۱/۹۰
$\Delta \text{Ln}(\text{mb}_{t-1})$	۰/۹	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بودجه‌ای می‌شوند که خود نشانه‌ای از ناپایداری سیاستی محسوب می‌شود. از سوی دیگر، درآمدهای نفتی به دلیل وابستگی شدید به شرایط بین‌المللی، نوسانات قیمت جهانی نفت و همچنین عدم شفافیت در مدیریت این درآمدها، ذاتاً دارای ناپایداری بالایی هستند. دولت‌هایی که به‌طور گسترده‌ای به درآمدهای نفتی وابسته‌اند، در دوره‌های درآمدزایی بالا تمایل دارند سیاست‌های گسترشی و محبوبیت‌طلبانه را اتخاذ کنند، در حالی که با کاهش درآمدها مجبور به تغییر ناگهانی سیاست‌ها می‌شوند. این چرخه تناوبی سیاست‌ها، ناپایداری ساختاری را در نظام تصمیم‌گیری اقتصادی تشدید می‌کند. در مقابل، رشد نقدینگی ($M2$) رابطه منفی و معنی‌داری با ناپایداری سیاست‌ها دارد؛ یعنی افزایش یک درصدی در رشد نقدینگی، ناپایداری سیاست‌ها را ۳/۱۵ درصد کاهش می‌دهد. این یافته در ظاهر غیرشهودی است، اما می‌تواند نشان‌دهنده آن باشد که در دوره‌هایی که رشد نقدینگی بالاست (که معمولاً با سیاست‌های پولی انبساطی همراه است)، دولت یا بانک مرکزی ممکن است برای جلوگیری از بحران‌های تورمی یا نقدینگی، سیاست‌های خود را منسجم‌تر و پیش‌بینی‌پذیرتر کند یعنی نوعی "انضباط سیاستی" در پاسخ به فشارهای پولی اعمال شود. البته این تفسیر نیازمند بررسی دقیق‌تر در کنار سایر شاخص‌های کلان اقتصادی است. سایر متغیرها شامل رشد تولید ناخالص داخلی (GDP_t)، نرخ بهره (IR) و پایه پولی (MB) نیز روابطی مثبت با ناپایداری مالی نشان می‌دهند، اما هیچ‌یک از این روابط از نظر آماری معنی‌دار نیستند، که می‌تواند ناشی از دست‌رفتن اطلاعات ساختاری در فرآیند تفاضل‌گیری باشد.

آزمون همجمعی

با توجه به اینکه تمامی متغیرهای در سطح نامانا هستند و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین می‌توان وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را آزمون نمود. رویکرد یوهانسن

از آنجایی که تفاضل‌گیری باعث از دست رفتن اطلاعات بلندمدت می‌شود. بنابراین روابطی که در سطح میان متغیرها وجود دارد در حالت تفاضل‌گیری ممکن است حذف شود از این رو باید از روش همجمعی استفاده نمود. جزء تصحیح خطای (ECM) با ضریب -۰/۱۹ و آماره z معنی‌دار (-۲/۱۶) نشان می‌دهد که سیستم با سرعت ۱۹ درصد در هر سال به سمت تعادل بلندمدت بازمی‌گردد. این یافته وجود یک رابطه هم‌انباشته^{۴۱} بین متغیرها را تأیید می‌کند و اطمینان می‌دهد که نتایج کوتاه‌مدت فاقد مغایرت با رابطه بلندمدت نیستند. از نظر اقتصادی، این بدان معناست که حتی اگر در یک سال ناپایداری سیاست‌ها به دلیل شوک‌های کوتاه‌مدت افزایش یابد، دولت در سال‌های بعد تمایل دارد تا با تعدیل سیاست‌ها، به مسیر تعادلی بلندمدت بازگردد.

در بین متغیرهای کوتاه‌مدت، رشد تعهدات سازمان تأمین اجتماعی ($LEGDE$) و درآمدهای نفتی ($OILR$) رابطه مثبت و نزدیک به معنی‌داری با ناپایداری سیاست‌های دولت دارند؛ یعنی افزایش یک درصدی در رشد این دو متغیر، به‌ترتیب منجر به افزایش ۰/۸۹ درصدی و ۰/۵۳ درصدی در ناپایداری سیاست‌های دولت در کوتاه‌مدت می‌شود. این یافته‌ها از منظر اقتصاد سیاسی و اقتصاد کلان بسیار قابل تأمل هستند. افزایش تعهدات سازمان تأمین اجتماعی معمولاً ناشی از گسترش پوشش بیمه، افزایش مزایای بازنشستگی یا فشارهای جمعیتی (مانند پیرشدن جامعه) است که می‌تواند فضای سیاست‌گذاری را تحت تنش قرار دهد؛ چرا که دولت مجبور می‌شود در شرایط محدودیت منابع، بین پایداری مالی و پاسخگویی به تقاضاهای اجتماعی تعادل برقرار کند. این فشارها گاهی منجر به تغییرات ناگهانی یا ناسازگار در سیاست‌های اقتصادی، مالیاتی یا

^{۴۱} . Cointegration

یوسیلیوس را می‌توان به منظور تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی ویژه می‌توان روابط بلندمدت را به دست آورد. نتایج دو آزمون مورد استفاده قرار داد. با استفاده و آزمون اثر و حداکثر مقادیر فوق در جدول (۵) مشاهده می‌گردد.

جدول (۸): نتایج آزمون هم‌جمعی اثر

pro b	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آماره λ_{Trace}	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰	۱۵۹	۲۴۹	$1r \geq$	$0r =$
۰/۰۲	۱۲۵	۱۵۵	$2r \geq$	$1r \leq$
۰/۰۱	۹۵	۱۰۴	$3r \geq$	$2r \leq$
۰/۰۶	۷۰	۶۹	$4r \geq$	$3r \leq$

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۸) حاکی از وجود حداقل ۳ رابطه بلندمدت همچنین نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز حاکی از وجود ۲ است زیرا آماره اثر بیش از مقدار بحرانی در سطح ۰/۰۵ است رابطه بلندمدت دارد.

جدول (۹): آزمون حداکثر مقادیر ویژه

prob	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آماره $\max$	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰	۵۲	۹۴	$1r =$	$0r =$
۰/۰۱	۴۶	۵۱	$2r =$	$1r \leq$
۰/۱۸	۴۰	۳۴	$3r =$	$2r \leq$
۰/۱۷	۳۳	۲۸	$4r =$	$3r \leq$
۰/۲۸	۲۷	۲۰	$5r =$	$4r \leq$

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۰): رابطه بلندمدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل

متغیر	ضریب	آماره z
$\ln(\text{legde}_{t-1})$	۰/۹۵	۱/۸۵
$\ln(\text{gdp}_{t-1})$	-۱/۷	-۶/۷
$\ln(\text{oilr}_{t-1})$	-۲/۳	-۶/۵
$\ln(\text{ir}_{t-1})$	۲/۳	۲/۴
$\ln(\text{m2}_{t-1})$	۵	۶
$\ln(\text{mb}_{t-1})$	-۶/۶	-۶
عرض از مبدا	۵۷	۷

منبع: یافته‌های پژوهش

اولین یافته قابل توجه، رابطه منفی و بسیار معنی‌دار بین تولید ناخالص داخلی (GDPt) و ناپایداری سیاست‌هاست. ضریب -۱/۷ نشان می‌دهد که رشد اقتصادی پایدار، با کاهش چشمگیر ناپایداری سیاست‌ها همراه است. این یافته با نظریه‌های توسعه‌ای هماهنگ است: اقتصادهایی که رشد پایدار دارند، درآمدهای مالیاتی پایداری کسب می‌کنند و کمتر نیازمند تغییرات ناگهانی سیاست‌های مالی یا بودجه‌ای هستند. در اقتصاد ایران، که همواره با نوسانات شدید درآمد نفتی مواجه بوده، رشد غیرنفتی GDP می‌تواند به‌عنوان عاملی برای کاهش وابستگی به درآمدهای نوسانی و در نتیجه ثبات‌بخشی به فضای سیاستی عمل کند. در مقابل، درآمدهای نفتی (OILR) نیز رابطه منفی (

دو رقیمی نقدینگی مواجه بوده، این پدیده منجر به سیاست‌های واکنشی^{۴۴}، تغییرات مکرر در نرخ ارز و مداخلات غیرقابل پیش‌بینی دولت شده است. بنابراین، کنترل نقدینگی نه تنها یک هدف پولی، بلکه یک شرط لازم برای ثبات سیاستی است.

در عین حال، پایه پولی^{۴۵} (MB) رابطه منفی و بسیار قوی (۶/۶-) با ناپایداری دارد. این ظاهراً تناقض آمیز است، چرا که MB و M2 معمولاً هم‌جهت هستند. اما تفاوت کلیدی این است که پایه پولی تحت کنترل مستقیم بانک مرکزی است، در حالی که نقدینگی (M2) تحت تأثیر فعالیت‌های بانکی، تقاضای پول و حتی بازارهای سایه قرار می‌گیرد. بنابراین، افزایش منظم و پیش‌بینی‌پذیر پایه پولی می‌تواند به عنوان ابزاری برای تسهیل تجارت و کاهش فشارهای نقدینگی عمل کند، بدون ایجاد نااطمینانی. از اینرو، تفسیر مناسب‌تر آن است که گفته شود شواهد مربوط به اثر متغیرهای پولی بر ناپایداری مالی کاملاً یکدست و بدون ابهام نیست. اگرچه نقدینگی در برخی برآوردها با افزایش ناپایداری مالی همراه بوده است، اما درباره پایه پولی نمی‌توان با قاطعیت از اثر تثبیت‌کننده سخن گفت؛ زیرا این متغیر در الگوی VECM از معنی‌داری آماری برخوردار نبوده است. از این رو، نتایج این بخش باید به صورت مشروط و با تأکید بر حساسیت آنها به روش برآورد و تصریح مدل تفسیر شوند.

نرخ بهره (IR) نیز رابطه مثبت (۲/۳) و معنی‌داری با ناپایداری دارد. در ایران، که نرخ بهره رسمی اغلب زیر سطح تورم واقعی بوده، افزایش نرخ بهره معمولاً نشانه‌ای از بحران یا سیاست‌های اصلاحی ناگهانی است که فضای سیاستی را دچار تنش می‌کند. این یافته نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی واکنشی و غیرپیش‌بینی‌پذیر، به جای ثبات، ناپایداری ایجاد می‌کنند.

در نهایت، تعهدات سازمان تأمین اجتماعی (LEGDE) رابطه مثبت (۰/۹۵) و نزدیک به معنی‌داری با ناپایداری دارد. در ایران، که جمعیت در حال پیر شدن است و فشارهای رفاهی رو به افزایش است، دولت‌ها معمولاً برای جلب محبوبیت، تعهدات اجتماعی را بدون پشتوانه مالی مناسب افزایش می‌دهند. این امر منجر به کسری بودجه، تغییرات ناگهانی در مالیات‌ها یا کاهش هزینه‌های دیگر می‌شود که همگی نشانه‌هایی از

معنی‌داری با ناپایداری دارند. این یافته در ظاهر با شهود رایج که نفت «نفرین منابع»^{۴۲} است در تضاد به نظر می‌رسد. اما در شرایط ایران، این نتیجه می‌تواند نشان‌دهنده آن باشد که در دوره‌هایی که درآمدهای نفتی پایدار و قابل پیش‌بینی بوده‌اند (مثلاً در دهه ۱۳۷۰ یا اوایل دهه ۱۳۹۰)، دولت توانسته است از این منابع برای برنامه‌ریزی بلندمدت و کاهش فشارهای کوتاه‌مدت استفاده کند. بنابراین، نه خود نفت، بلکه نوسانات نفت منبع ناپایداری است؛ و در مدل بلندمدت، میانگین سطح درآمد نفتی می‌تواند با ثبات سیاستی همراه باشد. برآورد منفی ضریب درآمدهای نفتی نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، افزایش درآمدهای نفتی احتمالاً از مسیر تقویت توان مالی دولت و کاهش فشارهای نقدینگی، با کاهش ناپایداری مالی همراه بوده است؛ ضریب منفی درآمدهای نفتی در برآورد بلندمدت به معنای رد فرضیه «نفرین منابع» نیست. نظریه نفرین منابع عمدتاً بر آثار وابستگی ساختاری، نوسانات درآمدهای نفتی و ضعف کیفیت نهادها تأکید دارد، در حالی که متغیر استفاده‌شده در این پژوهش سطح درآمدهای نفتی است و نه شاخص نوسانات یا وابستگی نفتی. بنابراین، ضریب برآوردشده صرفاً نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی، افزایش درآمدهای نفتی در شرایطی که دولت امکان استفاده از آن برای تأمین مالی بودجه و کاهش فشارهای مالی کوتاه‌مدت را داشته است با کاهش ناپایداری مالی همراه بوده است. این نتیجه نباید به معنای اثر ذاتی و همیشگی درآمدهای نفتی بر ثبات مالی تعبیر شود؛ زیرا در صورت ضعف حکمرانی، رفتارهای مالی طرفدار چرخه و افزایش وابستگی بودجه به نفت، همان درآمدها می‌توانند مطابق ادبیات نفرین منابع، موجب تشدید ناپایداری مالی شوند. بنابراین، یافته حاضر بیانگر اثر مشاهده‌شده در نمونه مورد بررسی است و با ادبیات نظری از طریق تأکید بر نقش کیفیت مدیریت درآمدهای نفتی و شرایط نهادی قابل جمع است. با این حال، این نتیجه باید با احتیاط و با توجه به نقش نوسانات نفتی، کیفیت مدیریت درآمدهای نفتی و ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران تفسیر شود.

متغیر نقدینگی^{۴۳} (M2) با ضریب +۵،۰، قوی‌ترین رابطه مثبت و معنی‌دار را با ناپایداری مالی دارد. این یافته کاملاً با نظریه پولی کلاسیک هماهنگ است: رشد بی‌رویه نقدینگی، علاوه بر ایجاد فشار تورمی، باعث نااطمینانی در بازار و تصمیم‌گیری‌های سیاستی می‌شود. در ایران، که سال‌ها با رشد

^{۴۴} . Reactive policies

^{۴۵} . Money Base

^{۴۲} . Resource Curse

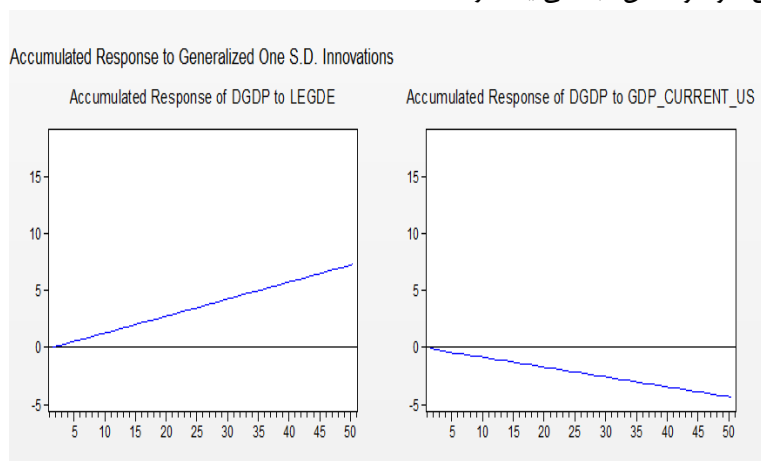
^{۴۳} . Liquidity

ناپایداری سیاستی هستند. در مجموع، این نتایج نشان می‌دهند که در یک اقتصاد نفتی مانند ایران، ثبات سیاستی مستلزم کنترل نقدینگی، رشد اقتصادی غیرنفتی، مدیریت پایدار درآمدهای نفتی و اجتناب از تعهدات اجتماعی غیرواقع‌بینانه است. همچنین، تفاوت رفتار MB و M2 هشدار جدی است: نه هر رشد پولی، بلکه نوع و کیفیت آن است که در ثبات سیاستی نقش تعیین‌کننده دارد.

توابع واکنش آنی

استفاده از آزمون علیت گرنجر به طور دقیق گویای اثرات متقابل مابین متغیرهای سیستم نیست از این رو در کارهای کاربردی غالباً از توابع واکنش آنی جهت بررسی اثرات متقابل متغیرهای درونزا استفاده می‌شود. واکنش تجمعی یا اثرات

بلندمدت یکی از توابع واکنش آنی است که به منظور بررسی اثرات متقابل بلندمدت متغیرها استفاده می‌شود در واقع هر یک از متغیرهای درونزا شوکی به اندازه یک انحراف معیار وارد می‌شود و تاثیر این شوک بر خود متغیر و سایر متغیرها تجزیه و تحلیل می‌شود همانطور که در نمودار زیر مشاهده می‌گردد یک شوک وارده به میزان یک انحراف معیار به لگاریتم تعهدات سازمان تأمین اجتماعی باعث افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (شاخص) ناپایداری مالی دولت می‌شود و بعد از آن به یک مقدار ثابت همگرا می‌شود. همچنین یک شوک وارده به میزان یک انحراف معیار به لگاریتم تولید تولید ناخالص داخلی باعث کاهش ناپایداری مالی دولت می‌شود.

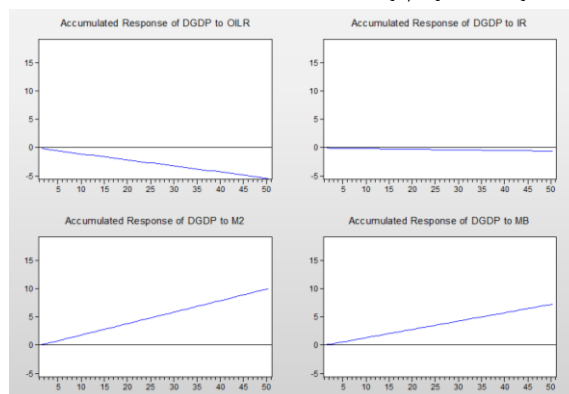


نمودار (۲): واکنش ناپایداری مالی به شوک وارده به سایر متغیرها

منبع: یافته‌های پژوهش

نقدینگی و لگاریتم پایه پولی منجر به افزایش ناپایداری مالی دولت می‌گردد اما شوک وارده به لگاریتم درآمدهای نفتی باعث افزایش کاهش ناپایداری مالی دولت می‌شود.

در نمودار زیر تاثیر شوک وارده به متغیرهای لگاریتم نرخ بهره، لگاریتم درآمدهای نفتی، لگاریتم رشد نقدینگی و لگاریتم پایه پولی بر ناپایداری مالی دولت مشاهده می‌گردد هرگاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به لگاریتم رشد



نمودار (۳): واکنش ناپایداری مالی به شوک وارده به درآمد نفتی و متغیرهای پولی

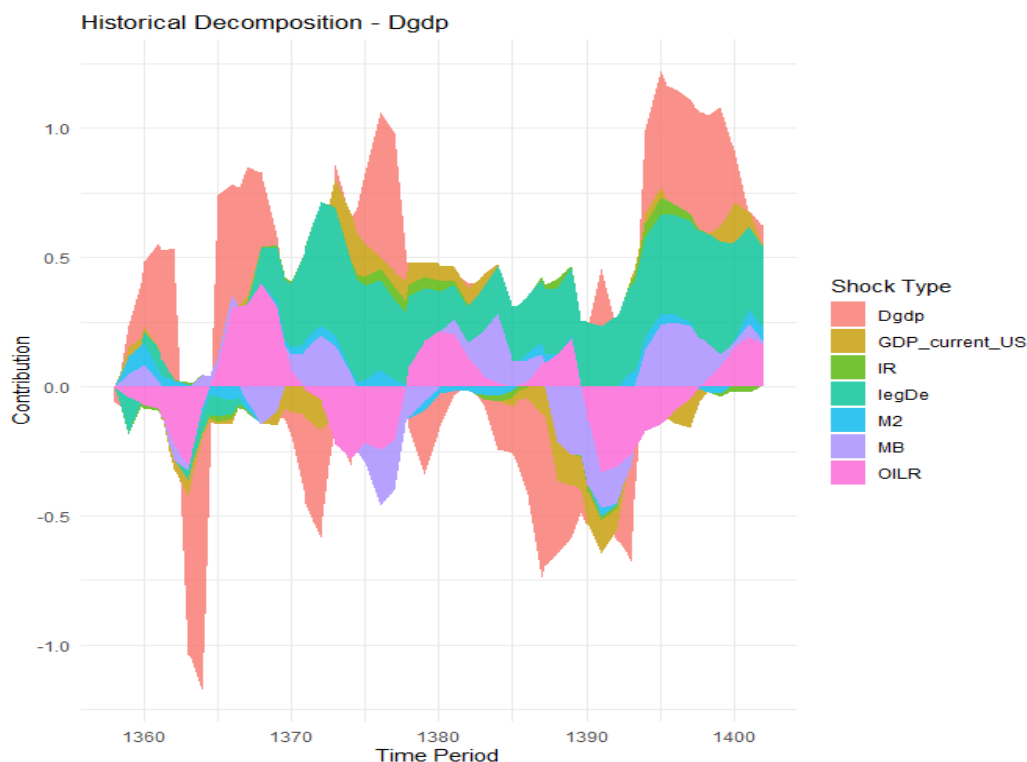
منبع: یافته‌های پژوهش

تجزیه واریانس

همانند توابع واکنش آنی، از تجزیه واریانس نیز می‌توان جهت بررسی اثرات متقابل متغیرهای درونزا در مدل تصحیح خطای برداری استفاده نمود. تجزیه واریانس نشان می‌دهد که چه نسبت از تغییرات متغیر در طی زمان توسط خود متغیر چه نسبتی توسط سایر متغیرها توضیح داده می‌شود.

تجزیه واریانس تاریخی‌سازی تحلیلی در مدل‌های سیستمی مانند VECM است که نشان می‌دهد هر یک از متغیرهای مستقل در هر دوره زمانی چقدر به تغییرات واقعی متغیر وابسته در اینجا ناپایداری سیاست‌های دولت کمک کرده‌اند. برخلاف تجزیه واریانس پیش‌بینی که سهم بلندمدت را نشان می‌دهد،

این روش به ما اجازه می‌دهد روند تأثیرگذاری عوامل را در طول زمان و در پاسخ به شرایط تاریخی خاص، دنبال کنیم. در نمودار مورد اشاره، هیستوگرام نشان‌دهنده سطح واقعی ناپایداری است، در حالی که خطوط رنگی سهم هر متغیر (مانند تولید ناخالص داخلی، تعهدات تأمین اجتماعی و درآمدهای نفتی) را در آن ناپایداری نشان می‌دهند. لازم به ذکر است که در تحلیل تجزیه واریانس، سهم توضیحی همه شوک‌های درون‌زا در هر افق زمانی به‌صورت کامل محاسبه شده و مجموع سهم متغیرها در هر دوره زمانی برابر با ۱۰۰ درصد است.



نمودار (۴): تجزیه واریانس تاریخی

منبع: یافته‌های پژوهش

اولین و مهم‌ترین یافته این است که درآمد نفت (OILR) به‌طور مداوم یکی از بزرگ‌ترین سهم‌ها را در نوسانات Dgdp دارد. در سال‌های جنگ (۱۳۶۰-۱۳۶۸)، کاهش درآمد نفت منجر به سهم منفی عمیقی در Dgdp شد که نشان‌دهنده کاهش هزینه‌های اختیاری و افزایش ناپایداری مالی بود. این رفتار با نظریه‌ی چرخه‌ی درآمد نفتی ————— به نفت مجبور به تعدیل ناگهانی و غیرخطی سیاست‌های خود می‌شوند. در مقابل، در دوره‌ی بازسازی پس از جنگ (۱۳۶۵-۱۳۷۵)، جهش درآمد نفت سهم مثبت بزرگی ایجاد کرد که با افزایش Dgdp

تجزیه‌ی تاریخی برای متغیر Dgdp که شاخص ناپایداری مالی دولت است در دوره‌ی ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۲، الگویی روشن از تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر رفتار سیاست‌گذاری مالی ایران را آشکار می‌کند. این تحلیل بر اساس چارچوب نظری مدل‌های برداری تصحیح خطای (VECM) و مفاهیم اقتصاد کلان مانند وابستگی منابعی، سخت‌گیری بودجه‌ای و تعامل پولی-مالی انجام می‌شود.

^{۴۶} همخوانی دارد: در دوره‌های کاهش درآمد، دولت‌های وابسته

^{۴۶} . Oil revenue cycle

همراه بود. این نشان می‌دهد که دولت در پاسخ به جریان پول نفت، سیاست‌های گسترش طلبانه و گاه ناسازگار اتخاذ کرده است رفتاری که در ادبیات اقتصادی به آن "بیماری منابعی" گفته می‌شود.

متغیر $legDe$ (تعهدات سازمان تأمین اجتماعی) از دهه‌ی ۱۳۷۰ به بعد سهمی مثبت و فزاینده دارد. این روند با توسعه‌ی سیستم رفاهی و گسترش یارانه‌ها در ایران هم‌زمان است. از دیدگاه نظری، این امر منجر به سخت‌گیری بودجه‌ای^{۴۷} می‌شود؛ یعنی بخش عمده‌ای از هزینه‌ها غیراختیاری شده و فضای واکنش به شوک‌ها کاهش می‌یابد. در نتیجه، حتی در دوره‌های کاهش درآمد نفت (مثل ۱۳۹۱-۱۳۹۳)، $Dgdp$ به‌راحتی کاهش نمی‌یابد، چون $legDe$ فشار مداومی بر سیستم مالی وارد می‌کند.

متغیرهای نقدینگی و پایه پولی $M2$ و MB در اکثر سال‌ها سهم کوچکی دارند، اما در دوره‌های بحرانی (مثل ۱۳۸۴-۱۳۸۷ و ۱۳۹۰-۱۳۹۳) نوسانات آن‌ها افزایش می‌یابد. این نشان‌دهنده‌ی تعامل ناسازگار بین سیاست‌های پولی و مالی است. در شرایط کسری بودجه، بانک مرکزی مجبور به تأمین مالی مستقیم از طریق افزایش MB می‌شود که در کوتاه‌مدت فشار مالی را کاهش، اما در بلندمدت تورم و ناپایداری را تشدید می‌کند. رشد اقتصادی عمدتاً سهمی مثبت ولی محدود دارد و تنها در سال‌های اخیر (۱۴۰۲-۱۳۹۸) نقش تثبیت‌کننده پیدا کرده است. این یافته با نظریه‌ی ثبات از طریق رشد همخوانی دارد: اقتصادهای قوی‌تر، انعطاف‌پذیری بیشتری در برابر شوک‌ها دارند. نرخ بهره (IR) در تمام دوره‌ها سهمی ناچیز دارد که ناشی از ماهیت اداری بودن نرخ بهره در ایران است؛ یعنی نرخ بهره انعکاس‌دهنده‌ی شرایط بازار نیست و بنابراین تأثیر مستقیمی بر تصمیم‌گیری‌های مالی دولت ندارد.

در مجموع، تجزیه‌ی تاریخی نشان می‌دهد که ناپایداری مالی ایران ریشه در دو بحران ساختاری دارد:

- ۱) وابستگی به درآمد نفت که سیاست‌ها را چرخه‌ای و واکنشی می‌کند،
- ۲) رشد بی‌رویه‌ی تعهدات اجتماعی^{۴۸} که بودجه را غیرانعطاف‌پذیر می‌سازد.

این دو عامل، در کنار ضعف در هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، باعث شده‌اند که سیستم اقتصادی ایران در برابر شوک‌های خارجی (مانند تحریم‌ها) بسیار آسیب‌پذیر باشد. بدون اصلاح این ساختارها، هرگونه ثبات کوتاه‌مدت، موقت و شکننده خواهد ماند.

بر اساس نتایج تجزیه‌ی تاریخی برای متغیر $Dgdp$ که نشان‌دهنده‌ی ناپایداری سیاست‌های دولت است می‌توان نقش

سیاست‌های پولی و مالی در تحولات اقتصادی ایران طی دوره‌ی ۱۳۶۰ تا ۱۴۰۰ را به‌صورت ساختاریافته تحلیل کرد. این تحلیل با در نظر گرفتن شرایط واقعی اقتصاد ایران و چارچوب‌های نظری اقتصاد کلان انجام می‌شود. اولین نکته‌ای که از تجزیه‌ی تاریخی برمی‌آید، غلبه‌ی سیاست‌های مالی بر پولی در شکل‌دهی به ناپایداری کلان است. سهم متغیرهای مالی مانند درآمد نفت ($OILR$) و تعهدات سازمان اجتماعی ($legDe$) در بیشتر سال‌ها بسیار برجسته‌تر از متغیرهای پولی ($M2$) و (MB) است. این امر نشان می‌دهد که ناپایداری اصلی از سمت مالی و نه پولی منشأ گرفته است.

درآمد نفت به‌عنوان ستون فقرات بودجه‌ی دولت، در دوره‌های جهش (مانند ۱۳۶۵-۱۳۷۰ و ۱۳۸۰-۱۳۸۲) سهم مثبت و قوی در $Dgdp$ داشته است. این یافته با نظریه‌ی «بیماری منابعی» همخوانی دارد: جریان ناگهانی درآمد نفت، منجر به سیاست‌های مالی گسترش طلبانه، غیرپیش‌بینی‌پذیر و گاه تکرارشونده می‌شود که پایداری را تضعیف می‌کند. در مقابل، در دوره‌های رکود نفتی (مانند ۱۳۶۲-۱۳۶۴، ۱۳۸۵-۱۳۸۷ و ۱۳۹۱-۱۳۹۳)، سهم منفی $OILR$ باعث کاهش شدید $Dgdp$ شده است. این کاهش نشان‌دهنده‌ی واکنش انقباضی ناگهانی دولت در پاسخ به کاهش درآمد است که خود نوعی ناپایداری محسوب می‌شود، چرا که سیاست‌ها بر اساس چرخه‌ی نفت، نه برنامه‌ریزی بلندمدت، تنظیم می‌شوند.

متغیر $legDe$ (تعهدات سازمان تأمین اجتماعی) از دهه‌ی ۱۳۷۰ به بعد سهمی مثبت و فزاینده دارد. این روند با گسترش یارانه‌ها، بازنشستگی‌های زود هنگام و افزایش حقوق کارمندان هم‌زمان است. از دیدگاه اقتصاد کلان، این امر منجر به سخت‌گیری بودجه‌ای می‌شود؛ یعنی فضای اختیاری دولت برای تعدیل سیاست‌ها در برابر شوک‌ها کاهش می‌یابد.

در همین حال، سیاست‌های پولی که با متغیرهای $M2$ (عرضه‌ی پول گسترده) و MB (پایه‌ی پولی) نمایش داده می‌شوند نقشی عمدتاً واکنشی و ثانویه ایفا کرده‌اند. سهم این دو متغیر در اکثر سال‌ها کوچک است، اما در دوره‌های بحرانی (مثل ۱۳۸۴-۱۳۸۷ و ۱۳۹۰-۱۳۹۳) نوسانات آن‌ها افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد که بانک مرکزی در شرایط کسری بودجه‌ی شدید، مجبور به تأمین مالی مستقیم دولت از طریق افزایش پایه‌ی پولی شده است. این رفتار، با وجود کاهش فشار مالی در کوتاه‌مدت، در بلندمدت منجر به تورم، کاهش اثربخشی سیاست پولی و تضعیف استقلال بانک مرکزی می‌شود. بنابراین، سیاست پولی نه به‌عنوان یک ابزار مستقل، بلکه به‌عنوان تکمیل‌کننده‌ی ناکارآمد سیاست مالی عمل کرده است.

همچنین، نرخ بهره (IR) در تمام دوره‌ها سهمی ناچیز دارد که ناشی از ماهیت اداری بودن نرخ بهره در ایران است. در چنین

^{۴۷} . fiscal rigidity

^{۴۸} . social obligations

۶/۹	۱/۳	$\ln(\inf_{t-1})$
۶	۱/۳	$\ln(m2_{t-1})$
-۷	-۴/۲	$\ln(mb_{t-1})$
۲/۵	۹	عرض از مبدا

منبع: یافته‌های پژوهش

تحلیل نتایج حاصل از روش DOLS و تجزیه‌ی تاریخی در کنار یکدیگر، تصویری جامع از ریشه‌های ناپایداری مالی دولت در ایران طی چهار دهه اخیر ارائه می‌دهد. بر اساس یافته‌های بلندمدت، افزایش تعهدات اجتماعی به صورت معناداری با بیشتر شدن ناپایداری مالی همراه است، که این امر کاملاً با واقعیت گسترش یارانه‌ها، پیری جمعیت، حقوق بازنشستگی، کاهش ضریب پشتیبانی در سازمان تامین اجتماعی (نسبت تعداد بیمه شدگان به بازنشستگان) و هزینه‌های غیراختیاری در بودجه همخوانی دارد. این روند، بودجه را به ساختاری سخت و غیرانعطاف‌پذیر تبدیل کرده و فضای لازم برای پاسخ منعطف به شوک‌های اقتصادی را از دولت گرفته است. در مقابل، رشد اقتصادی به عنوان یک عامل تثبیت‌کننده عمل می‌کند، زیرا درآمدهای مالیاتی پایدارتری ایجاد می‌کند و وابستگی به منابع نفتی یا تأمین مالی پولی را کاهش می‌دهد.

یکی از مهم‌ترین یافته‌های غیرمنتظره، نقش مثبت درآمد نفت در کاهش ناپایداری مالی است. این نتیجه در ظاهر با نظریه بیماری منابعی در تضاد به نظر می‌رسد، اما در شرایط ایران که کسری بودجه عمیق و مزمن است، درآمد نفتی پایدار می‌تواند به عنوان بالشتک امنیت مالی عمل کند. به عبارت دیگر، مشکل اصلی نفت نیست، بلکه نحوه مدیریت آن و عدم وجود مکانیزم‌های ذخیره‌سازی در دوره‌های پردرآمد است. تورم نیز به طور قوی با ناپایداری مالی همراه است، چرا که ارزش واقعی درآمدهای دولت را تخریب کرده و هزینه‌های جاری را به سرعت افزایش می‌دهد.

از سوی دیگر، رشد عرضه پول گسترده (M2) ناپایداری را تشدید می‌کند که نشان‌دهنده تأمین مالی کسری بودجه از طریق بانک مرکزی است. این رفتار، تعامل ناسازگار بین سیاست‌های پولی و مالی را آشکار می‌سازد. در عین حال، پایه پولی (MB) در بلندمدت اثر تثبیت‌کننده دارد که ممکن است نشان‌دهنده آن باشد که ثبات در پایه پولی نه رشد آن به عنوان بخشی از یک چارچوب سیاستی منسجم، می‌تواند مفید باشد. نرخ بهره در تمامی تحلیل‌ها بی‌تأثیر ظاهر شده است که ریشه در ماهیت اداری بودن آن در ایران دارد و نتوانسته به عنوان سیگنال بازار عمل کند.

تفاوت نتایج مربوط به پایه پولی و نقدینگی ناشی از تفاوت ماهیت دو شاخص و همچنین تفاوت روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده

سیستمی، نرخ بهره نمی‌تواند به عنوان سیگنال بازار عمل کند و بنابراین تأثیری بر رفتار سیاست‌گذاری مالی ندارد.

در سال‌های اخیر (۱۳۹۸-۱۴۰۲)، با وجود کاهش درآمد نفت، Dgdp همچنان در سطح مثبت باقی مانده است. این پدیده عمدتاً ناشی از فشار مداوم $\ln qDe$ است که نشان می‌دهد ساختار هزینه‌های دولت به قدری غیرانعطاف‌پذیر شده که حتی در شرایط بحران، امکان تعدیل معنادار وجود ندارد.

در مجموع، تجزیه‌ی تاریخی نشان می‌دهد که سیاست مالی ایران هم وابسته به نفت بوده و هم ساختاری غیرپایدار دارد. در حالی که سیاست پولی به جای هدایت اقتصاد، در خدمت جبران کسری بودجه قرار گرفته است. بدون اصلاح این دو محور یعنی کاهش وابستگی به نفت، اصلاح ساختار هزینه‌ها و بازگرداندن استقلال به سیاست پولی هرگونه ثبات کلان اقتصادی، موقت و شکننده خواهد ماند.

۴-برآورد نتایج مدل با استفاده از روش حداقل مربعات پویا DOLS

روش حداقل مربعات پویا از لحاظ سادگی و کاربردی بودن بر مدل VECM برتری محسوسی دارد. این روش نیاز به مراحل تشخیصی پیچیده و پیش‌فرض‌های سخت‌گیرانه مدل VECM را ندارد. حداقل مربعات پویا بدون نیاز به تعیین دقیق مرتبه هم‌انباشتگی و طول وقفه‌های بهینه، نتایج قابل اطمینانی تولید می‌کند. همچنین در نمونه‌های کوچک عملکرد پایدارتری از خود نشان داده و از مشکل پارامترهای بیش از حد که در VECM وجود دارد اجتناب می‌کند. از جنبه عملی، حداقل مربعات پویا روابط بلندمدت را به صورت مستقیم و شفاف‌تر برآورد می‌کند. این روش همچنین مسئله هم‌خطی بین متغیرها را با استفاده از ساختار پویای خود به خوبی حل می‌نماید. در نهایت، تفسیر خروجی‌های حداقل مربعات پویا برای محققان ساده‌تر بوده و نیاز به دانش تخصصی کمتری نسبت به مدل‌های پیچیده VECM دارد.

جدول (۱۱): برآورد ضرایب رابطه بلندمدت میان متغیرها با

استفاده از $DOLS^{49}$

متغیر	ضریب	آماره z
$\ln(\ln qDe_{t-1})$	۱/۳	۴/۷
$\ln(gdp_{t-1})$	-۰/۴۷	-۵/۲
$\ln(oil_{t-1})$	-۱/۲	-۶/۶
$\ln(ir_{t-1})$	۰/۱۹	۰/۳۷

⁴⁹ Dynamic Ordinary least Square

است. در الگوی VECM، ضریب پایه پولی از نظر آماری معنادار نبود؛ بنابراین نمی‌توان درباره اثر بلندمدت آن نتیجه قطعی ارائه کرد. در مقابل، نقدینگی در برآوردهای بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر ناپایداری مالی نشان داد که با نقش آن در تشدید فشارهای تورمی، گسترش اعتبارات بانکی و افزایش عدم تعادل‌های مالی سازگار است. از این رو، این پژوهش مدعی اثر تثبیت‌کننده پایه پولی نیست، بلکه صرفاً بیان می‌کند که شواهد تجربی درباره این متغیر یکدست نبوده و نتایج آن نسبت به تصریح مدل حساس است. بنابراین، نتیجه‌گیری نهایی مقاله بر نقش نقدینگی به عنوان متغیر پولی مؤثر بر ناپایداری مالی استوار است و درباره پایه پولی با احتیاط تفسیر شده است.

تجزیه‌ی تاریخی نیز تأیید می‌کند که نوسانات نفت و فشار مداوم تعهدات سازمان اجتماعی، دو محور اصلی ناپایداری سیاست‌های مالی بوده‌اند. در دوره‌های تحریم و کاهش درآمد نفت، دولت مجبور به تعدیل‌های ناگهانی و غیرخطی شده که خود نوعی ناپایداری است. در مقابل، در دوره‌های جهش نفتی، سیاست‌های گسترش طلبانه بدون پشتوانه ساختاری اتخاذ شده که پایداری نداشته‌اند. در مجموع، این یافته‌ها بر این نکته تأکید دارند که بدون اصلاح ساختاری در هزینه‌های دولت، ایجاد مکانیزم‌های هموارسازی درآمد نفت و بازگرداندن استقلال به سیاست پولی، هرگونه ثبات مالی در ایران موقت و شکننده خواهد ماند.

این پژوهش با چند محدودیت مواجه است که باید در تفسیر نتایج مورد توجه قرار گیرد. نخست، استفاده از داده‌های سالانه و محدود بودن تعداد مشاهدات، امکان بررسی دقیق‌تر پویایی‌های کوتاه‌مدت را کاهش داده است. دوم، برخی متغیرها، به‌ویژه بدهی‌های پنهان دولت، با محدودیت شفافیت و دقت آماری همراه‌اند و ممکن است با خطای اندازه‌گیری مواجه باشند. همچنین، استفاده از تفاضل‌گیری و محدودیت در تفکیک کامل شوک‌های داخلی و خارجی، می‌تواند بر دقت برخی برآوردها اثر گذار باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با به کارگیری یک چارچوب روش‌شناسی با به کارگیری همزمان دو روش مکمل اقتصادسنجی، به تحلیل ریشه‌های ناپایداری مالی در ایران پرداخت. مقایسه نظام‌مند نتایج حاصل از مدل‌های VECM و DOLS، نه تنها تصویری جامع، بلکه لایه‌های مختلف زمانی از مسئله را آشکار می‌سازد. مدل تصحیح خطای برداری (VECM) با ضریب تعدیل معنادار ۱۹٪ نشان داد که سیستم مالی ایران علیرغم ناپایداری‌ها، از یک مکانیزم خودتعدیل‌گر ضعیف برخوردار است. این به آن معناست که انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت، با سرعتی کند اصلاح می‌شود. توابع واکنش آنی (IRF) مشتق شده از این مدل، ماهیت واکنشی و چرخه‌ای سیاست‌ها را به وضوح نشان داد؛

شوگ به تعهدات تأمین اجتماعی (LEGDE) و شوگ به درآمد نفتی (OILR) به ترتیب باعث افزایش و کاهش ناپایداری مالی (DEGDP) می‌شوند و اثرات آن‌ها پایدار است. این مؤید آن است که در کوتاه‌مدت، بودجه دولت بازبچه دریافتی‌های ناپایدار نفتی و فشارهای هزینه‌ای پیش‌برنامه‌ریزی‌نشده است. شوگ به نقدینگی (M2) باعث افزایش فوری ناپایداری می‌شود، که بیانگر نقش مخرب تأمین مالی پولی کسری بودجه در ایجاد بی‌ثباتی است. یافته‌های کلیدی مدل DOLS: روابط ساختاری بلندمدت و یک پارادوکس مهم؛ برآورد مستقیم روابط بلندمدت با روش DOLS، نتایج ساختاری عمیق‌تری را نمایان کرد که گاه با شهود کوتاه‌مدت در تضاد است: تأیید عوامل بی‌ثبات‌کننده، ضریب مثبت و معنادار تعهدات تأمین اجتماعی ۳/۱ و تورم ۳/۱ به وضوح نقش مخرب فشارهای هزینه‌ای جاری و فرسایش مالی ناشی از تورم را در بلندمدت نشان می‌دهد. درآمد نفتی (OILR) در بلندمدت ضریب منفی ۲/۱- دارد این نشان می‌دهد مشکل اصلی، وجود درآمد نفتی نیست، بلکه نبود مکانیزم‌های نهادی مانند صندوق پایداری برای تبدیل این درآمد به یک عامل ثبات‌بخش بلندمدت است. تفاوت بارز میان پایه پولی (MB) و نقدینگی (M2)؛ در حالی که M2 با ضریب مثبت ۲/۱ در بی‌ثباتی مؤثر است، پایه پولی (MB) با ضریب قوی منفی ۲/۴ عمل می‌کند. این پارادوکس ظاهری، نکته‌ای حیاتی را آشکار می‌سازد؛ کنترل مستقیم و با قاعده بانک مرکزی بر پایه پولی احتمالاً می‌تواند نقش تثبیت‌کننده داشته باشد، اما رشد انبساطی و بی‌ضابطه نقدینگی در شبکه بانکی (M2) که عمدتاً متأثر از تصمیمات بخش دولتی و شبه‌دولتی است، می‌تواند عامل بی‌ثباتی باشد.

یافته‌های این پژوهش در مقایسه با ادبیات داخلی و خارجی موجود، ضمن تأیید برخی روندهای کلان، ابعاد ساختاری نو و راهکارهای مشخص‌تری را برای اقتصاد ایران نمایان می‌سازد. درخصوص متغیرهای پولی، نتایج نشان می‌دهد که نقدینگی در بلندمدت اثری مثبت بر ناپایداری مالی دارد، در حالی که پایه پولی در برآورد DOLS دارای ضریب منفی است. با این حال، از آنجا که پایه پولی در مدل VECM معنادار نبوده، تفسیر نقش تثبیت‌کننده آن باید با احتیاط انجام شود. بنابراین، شواهد مربوط به پایه پولی یکدست نیست و نتیجه آن به روش برآورد حساس است. در مقابل، اثر بی‌ثبات‌کننده نقدینگی با منطق انبساط اعتباری نامتوازن، فشارهای تورمی و رشد فعالیت‌های سفته‌بازانه سازگار است و در مقایسه با مطالعات داخلی نیز همسو با نتایج محسنی و طاهری (۱۳۸۸)، خیابانی و همکاران (۱۳۹۱) و فلاحی و همکاران (۱۳۹۶) ارزیابی می‌شود که بر نقش متغیرهای پولی و وابستگی‌های مالی در تضعیف ثبات مالی تأکید داشته‌اند. در مقایسه با ادبیات بین‌المللی، یافته‌های این پژوهش از یک سو با مطالعاتی که بر نقش محدودیت‌های مالی دولت، بدهی‌های ضمنی و

بدهی بلندمدت، از جمله اوراق یا صکوک با سررسید بلندمدت، می‌تواند به توزیع زمانی فشارهای مالی و کاهش فشار کوتاه‌مدت بر بودجه کمک کند. با این حال، اجرای چنین سیاستی باید همراه با قواعد شفاف انتشار بدهی و ارزیابی توان بازپرداخت دولت باشد.

سوم، با توجه به نقش بی‌ثبات‌کننده نقدینگی در نتایج برآوردی، سیاست پولی نباید صرفاً بر کنترل پایه پولی متمرکز باشد، بلکه لازم است مسیر خلق نقدینگی در شبکه بانکی نیز کنترل شود. نتایج مقاله نشان می‌دهد که نقدینگی از کانال انبساط اعتباری و فشارهای تورمی می‌تواند ناپایداری مالی را تشدید کند. بنابراین، تفکیک میان کنترل پایه پولی و مدیریت رشد نقدینگی، به‌ویژه از طریق نظارت بر ترازنامه بانک‌ها، محدودسازی اضافه‌برداشت‌ها، کنترل رشد دارایی‌های موهوم و هدایت اعتبار به فعالیت‌های مولد، با یافته‌های تجربی پژوهش سازگار است.

چهارم، با توجه به نقش تعهدات پنهان و بدهی‌های انباشته در تشدید ناپایداری مالی، ایجاد سامانه شفافیت بدهی‌های دولت و بخش عمومی ضروری است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بخشی از فشار ناپایداری مالی از محل تعهدات انباشته و کمتر آشکار ایجاد می‌شود. بنابراین، ثبت، تجمیع و انتشار منظم اطلاعات مربوط به بدهی‌های دولت به بانک‌ها، صندوق‌های بازنشتی، سازمان تأمین اجتماعی و بیمانکاران می‌تواند به بهبود مدیریت بدهی و کاهش ریسک‌های پنهان مالی کمک کند.

در مجموع، پیشنهادهاى فوق نه به‌عنوان نسخه‌ای مستقل از نتایج تجربی، بلکه به‌عنوان امتداد سیاستی یافته‌های مقاله ارائه می‌شوند. با این حال، باید توجه داشت که مدل‌های برآوردی این پژوهش جهت و اهمیت نسبی متغیرها را شناسایی می‌کنند و درباره جزئیات اجرایی، مانند نرخ دقیق انتشار اوراق، سقف عددی بدهی یا فرمول نهایی قاعده نفتی، نیاز به مطالعات تکمیلی و ارزیابی نهادی جداگانه وجود دارد.

متغیرهای ساختاری در پایداری مالی تأکید دارند، همخوان است؛ از جمله می‌توان به پولاکووا (۱۹۹۸) در زمینه بدهی‌های پنهان اشاره کرد. از سوی دیگر، تفاوت نتایج این مطالعه با برخی الگوهای متعارف اقتصادهای توسعه‌یافته، مانند مطالعات کاسو و همکاران (۲۰۱۷) و آداما و کریل (۲۰۱۹)، می‌تواند ناشی از ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران، شامل وابستگی به نفت، فشار تعهدات اجتماعی و ضعف نهادهای تثبیت‌گر باشد. در این چارچوب، مقایسه مستقیم اندازه ضرایب با «میانگین جهانی» با توجه به تفاوت در تعریف متغیرها، مقیاس داده‌ها و روش‌های برآورد، به‌سادگی امکان‌پذیر نیست؛ از این‌رو، مقایسه حاضر بیشتر بر جهت اثر و سازوکارهای توضیحی استوار است.

پیشنهادهای سیاستی مبتنی بر یافته‌های تجربی

با توجه به نتایج تجربی پژوهش، پیشنهادهای سیاستی این مطالعه صرفاً در حوزه‌هایی ارائه می‌شود که شواهد مدل‌های برآوردی پشتوانه کافی برای آن‌ها فراهم کرده‌اند. بر این اساس، چهار محور سیاستی زیر قابل طرح است:

نخست، با توجه به نقش درآمدهای نفتی در کاهش ناپایداری مالی در دوره مورد بررسی، پیشنهاد می‌شود سازوکاری نهادی برای هموارسازی درآمدهای نفتی طراحی شود. البته اثر کاهنده درآمد نفتی نباید به معنای اتکای بیشتر بودجه به نفت تفسیر شود، بلکه نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که در صورت مدیریت مناسب، درآمدهای نفتی می‌توانند نقش کاهنده فشارهای مالی کوتاه‌مدت داشته باشند. بنابراین، پیشنهاد سیاستی مناسب، ایجاد قاعده‌ای شفاف برای استفاده از میانگین بلندمدت درآمدهای نفتی در بودجه و جلوگیری از انتقال مستقیم نوسانات نفتی به مخارج جاری دولت است.

دوم، با توجه به اثر مثبت و معنادار تعهدات تأمین اجتماعی بر ناپایداری مالی، مدیریت تعهدات انباشته دولت و صندوق‌های بازنشتی باید در اولویت سیاست مالی قرار گیرد. نتایج تجربی مقاله نشان می‌دهد که تعهدات تأمین اجتماعی یکی از عوامل تشدیدکننده ناپایداری مالی است؛ از این‌رو، تبدیل بخشی از این تعهدات به ابزارهای

منابع

- Adeosun, O. A., Ayodele, O. S., & Jongbo, O. C. (2021). Policy asymmetries and fiscal sustainability: Evidence from Nigeria. *African Journal of Economic and Management Studies*, 12(2), 302–320. <https://doi.org/10.1108/AJEMS-08-2020-0389>
- Afonso, A., & Alves, J. (2023). Does government spending efficiency improve fiscal sustainability? *European Journal of Political Economy*, 102403, 102403. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2023.102403>
- Afonso, A., & Jalles, J. T. (2013). Growth and productivity: The role of government debt.

- *International Review of Economics & Finance, 25*, 384–407.
- Afonso, A., Baxa, J., & Slavík, M. (2018). Fiscal developments and financial stress: A threshold VAR analysis. *Empirical Economics*, 54(2), 395–423. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1210-5>
- Aldama, R., & Creel, J. (2019). Fiscal policy in the US: Sustainable after all? *Economic Modelling*, 81, 471–479. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.03.017>
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income

distribution, political instability, and investment. *European Economic Review, 40*(6), 1203–1228.

Arezki, R., & Ismail, K. (2013). Boom–bust cycles in oil economies. *Journal of International Money and Finance, 38*, 1–21.

Banco de la República. Zapata, C., & Chamorro, R. (2022). Deuda pública y sostenibilidad fiscal en Colombia: Análisis mediante funciones de reacción fiscal. *Ensayos de Economía, 32*(61), 1–19. <https://doi.org/10.15446/ede.v32n61.96360>

Bassetto, M. (2008). Fiscal theory of the price level. *New Palgrave Dictionary of Economics*, Journal version.

Blanchard, O. (1990). Suggestions for a new set of fiscal indicators. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 79.

Blanchard, O. (2019). Public debt and low interest rates. *American Economic Review, 109*(4), 1197–1229.

Blanchard, O. (2019). Public debt and low interest rates. *American Economic Review, 109*(4), 1197–1229.

Bloom, N¹. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives, 28*(2), 153–176.

Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit, and Banking, 27*(1), 257–271. <https://doi.org/10.2307/2077862>

Bohn, H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics, 113*(3), 949–963.

Bohn, H. (1998). The behaviour of US public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics, 113* (3), 949–963. <https://doi.org/10.1162/003355398555793>

Bohn, H. (2007). Are stationary and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics, 54*(7), 1837–1847. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.08.007>

Brady, G. L., & Magazzino, C. (2017). Sustainability of Italian budgetary policies: A time series analysis (1862–2013). *European Journal of Government and Economics, 6*(2), 126–145. <https://doi.org/10.17979/ejge.2017.6.2.4326>

Briceño, H. R., & Perote, J. (2020). Determinants of the public debt in the Eurozone and its sustainability amid the covid-19 pandemic. *Sustainability, 12*(16), 6456. <https://doi.org/10.3390/su12166456>

Cassou, S., Shadmani, H., & Vázquez, J. (2017). Fiscal policy asymmetries and the sustainability of US government debt revisited. *Empirical Economics, 53*(3), 1193–1215. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1159-4>

Catao, L. A. V., & Terrones, M. E. (2005). Fiscal deficits and inflation. *Journal of Monetary Economics, 52*(3), 529–554.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Balance Sheet of the Central Bank, various years. www.cbi.ir [in Persian]

Central Bank of the Republic of Iran. (2023). *Economic report: Vol. 3, Table 4.2* [Report]. Tehran: Central Bank of Iran. p. 127. [in Persian]

Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and fiscal sustainability. *European Economic Review, 56*(7), 1392–1405.

Christiano, L., Motto, R., & Rostagno, M. (2014). Risk shocks. *American Economic Review, 104*(1), 27–65.

Chua, C. L., Perera, N., & Suardi, S. (2021). Fiscal regimes and fiscal sustainability in Sri Lanka. *Applied Economics, 53*(21), 2384–2397. <https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1859456>

Claessens, S., Kose, M. A., & Terrones, M. E. (2012). How do trade and financial integration affect the relationship between growth and volatility? *Journal of International Economics, 87*(1), 52–68.

Cochrane, J. H. (2011). Determinacy and identification with Taylor rules. *Journal of Political Economy, 119*(3), 565–615.

Ghosh, A., Kim, J., Mendoza, E., Ostry, J., & Qureshi, M. (2013). Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. *The Economic Journal Royal Economic Society, 123* (566), 4–30. <https://doi.org/10.1111/eoj.12010>

Gokhale, J., & Raffelhüschen, B. (2000). Population aging and fiscal policy in Europe and the United States. *World Economy, 23*(3), 309–333.

Goodfriend, M., & King, R. G. (1997). The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER Macroeconomics Annual, 12*, 231–283.

Hamilton, J. D., & Flavin, M. A. (1986). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. *American Economic Review, 76*(4), 808–819.

Hamilton, J., & Flavin, M. (1985). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. *National Bureau of Economic Research (NBER), No. W1632*. <https://doi.org/10.3386/w1632>

<https://rms.umz.ac.ir/~saeedkarimi/ViewResearch.aspx?ResearcherID=58853> [in Persian]

IMF. (2020). Fiscal Monitor: Policies for the recovery. Washington, DC: International Monetary Fund.

Julio, B., & Yook, Y. (2012). Political uncertainty and corporate investment cycles. *Journal of Finance, 67*(1), 45–83.

Khiabani, N., Karimi Pattanlar, S and Motmani, M (2012), “Investigating the Fiscal Sustainability of the Iranian Government with the Multilateral Cointegration Method”, Year 17, Issue 1, pp. 73-89. <https://rms.umz.ac.ir/~saeedkarimi/ViewResearch.aspx?>

ResearcherID=58840 [in Persian]

Kotlikoff, L. J., & Burns, S. (2012). The clash of generations and the deficit. **Journal of Economic Perspectives*, 26*(3), 3–26.

Law on the Sixth Five-Year Plan for Economic, Social and Cultural Development of the Islamic Republic of Iran (2017), approved on March 14, 2017, Official Gazette of the Islamic Republic of Iran. [in Persian]

Leeper, E. M. (1991). Equilibria under active and passive monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics*, 27*(1), 129–147.

Lozano, I., & Julio, J. (2019). Límite de la deuda Pública y espacio fiscal: Análisis para Colombia y Otros Mercados Emergentes. Borradores de Economía No. 1076.

Mackiewicz-Lyziak, J., & Lyziak, T. (2019). A new test for fiscal sustainability with endogenous sovereign bond yields: Evidence for EU economies. *Economic Modelling*, 82, 136–151. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.01.001>

Mansouri, H., Ahmadnia, A., & Amiri, A. (2019). The effect of monetary policy on government debt dynamics in Iran. *Economic Modelling*, 78, 427–435.

Mari Del Cristo, Maria Lorena. & Marta Gomez-Puig, (2013), “Fiscal Sustainability and Fiscal Shocks in a Dollarized and Oil-Exporting Country: Ecuador”, Research Institute of Applied Economics, Working Paper, p 40.

Mendoza, E. G., & Ostry, J. D. (2008). International evidence on fiscal solvency. **Journal of International Money and Finance*, 27*(7), 1081–1105.

Mendoza, E., & Ostry, J. (2008). International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy “responsible”? *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1081–1093. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.06.003>

Motmani, M and Karimi-Pattanlar, S (2013), “Sustainable Government Debt and Expenditures in Iran”, *Political-Economic Quarterly*, Issue 291.

Mousavi-Mohseni, R (2009), “Assessing the Fiscal Sustainability of the Government in Iran, *Iranian Economic Research Quarterly*”, Year 13, Issue 41, pp. 123-137. https://ijer.atu.ac.ir/article_3479.html [in Persian]

Official World Bank website. <https://data.worldbank.org/>

Olaoye, O. O., & Olomola, P. A. (2022). Empirical analysis of asymmetry phenomenon in the public debt structure of Sub-Saharan Africa’s five biggest

economies: A Markov-Switching model. *Journal of Economic Asymmetries*, 25, e00242. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2022.e00242>

Owusu, B., Bökemeier, B., & Greiner, A. (2023). Regime-based debt sustainability analysis: Evidence from euro area economies. *European Journal of Political Economy*, 102458. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2023.102458>

Polackova, H. (1998). “Contingent government liabilities: A hidden risk for fiscal stability”. World Bank Policy Research Working Paper No. 1989. World Bank.

Quintos, C. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Economic Statistics*, 13(4), 409–417.

<https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524615>

Research Center of the Islamic Consultative Assembly (2019), Study of the Financial Status of the Social Security Organization and the Effects of Government Debt, Tehran. [in Persian]

Rezai, E and Khademi Jamkhaneh, AliAkbar (2012), “An Analysis of Fiscal Smoothing and Fiscal Policy Sustainability in the Iranian Economy (The Role of Fiscal Suppression and Natural Resources), *Tax Research Journal*, Issue 14. <https://taxjournal.ir/article-1-57-fa.html> [in Persian]

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5*(3), 1–17.

Social Security Law (1975), approved on July 2, 1975 with subsequent amendments and additions, Official Gazette of the Islamic Republic of Iran.[in Persian]

Statistical Monthlies of the Social Security Organization, www.Tamin.ir [in Persian]

Statistical Yearbooks of the Social Security Organization. www.Tamin.ir [in Persian]

Tanner, E., & Ramos, A. M. (2003). Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: Evidence from Brazil. **Applied Economics*, 35*(7), 859–873.

Trehan, B., & Walsh, C. (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23 (2), 206–223. <https://doi.org/10.2307/1992777>

van der Ploeg, F., & Venables, A. J. (2011). Harnessing windfall revenues: Optimal policies for resource-rich developing economies. **Economic Journal*, 121*(551), 1–30.