

بررسی پایداری مالی در ایران: رهیافت مدل‌های تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و پارامتر متغیر در زمان

حسین عقیلی‌فر^۱

خسرو پیرایی^۲

هاشم زارع^۳

مهرزاد ابراهیمی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۳۰

چکیده

سیاست مالی و پایداری مالی، دو موضوع به هم پیوسته‌اند. دولت از سیاست مالی به عنوان ابزاری برای دستیابی به ثبات اقتصادی استفاده می‌کند. از طرفی، پایداری مالی، تضمین می‌کند که دولت توانایی مدیریت مخارج خود، بدون افزایش بدهی، در بلندمدت را دارد. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۴۰۰، پایداری مالی ایران و عوامل تعیین‌کننده آن را از طریق مدل‌های مختلف واکنش مالی مانند مدل‌های پارامتر ثابت خطی و غیرخطی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل، مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌گیرد. نتایج برآورد مدل‌های واکنش مالی با پارامتر متغیر در زمان و تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل شامل متغیرهای کنترل، نشان می‌دهد سیاست مالی در ایران، ناپایدار است. براساس نتایج برآورد، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، ماندگاری رژیم‌های مالی ناپایدار، ۲/۵ برابر بیشتر از ماندگاری رژیم‌های مالی پایدار است و بنابراین، دولت باید تلاش کند که از طریق ایجاد مازاد بودجه، از رشد فزاینده بدهی در بلندمدت جلوگیری کند. براساس یافته‌های دیگر این پژوهش، متغیرهای شکاف تولید، مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، نسبت پیری جامعه، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نوسان نرخ ارز، نقش مهمی در پایداری مالی ایران ایفا می‌کنند.

واژگان کلیدی: سیاست مالی، پایداری مالی، رژیم مالی، مدل مارکوف-سوئیچینگ، مدل پارامتر متغیر در زمان

طبقه‌بندی JEL: C2, E6, H30, H6

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. H.aghilifar@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران (نویسنده مسئول). Kh.piraei@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. Hashem.zare@gmail.com
۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران. mhrzad@yahoo.com

مقدمه

بودجه دولت، نقش مهمی در تثبیت اقتصاد ایفا می‌نماید و کسری بودجه مداوم، بی‌ثبات‌کننده اقتصاد می‌باشد (چوا و همکاران، ۲۰۲۱). کسری بودجه، زمانی رخ می‌دهد که دولت در شرایطی که منابع کافی برای تأمین هزینه‌های خود در اختیار ندارد، بیش از درآمدهایش هزینه نماید (آلداما و کریل، ۲۰۱۹). کسری بودجه مداوم، منجر به انباشت بدهی دولت می‌شود و آثار زیان‌باری بر اقتصاد دارد، به همین دلیل اقتصاددانان توصیه می‌نمایند که دولت‌ها با برقراری انضباط مالی و اتخاذ سیاست مالی پایدار، از رشد بدهی جلوگیری کنند (موتوکو، ۲۰۱۵).

در ادبیات موجود، سیاست مالی پایدار، به اشکال مختلف تعریف شده است. سیاست مالی پایدار، سیاستی است که در آن، دولت با تعدیل تراز اصلی بودجه، به گونه‌ای نسبت به تغییرات بدهی، واکنش نشان می‌دهد که نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در طول زمان به سمت صفر همگرا شود (آفونسو و جالس، ۲۰۱۷؛ آثرباخ و گورودنیچنکو، ۲۰۱۷؛ راجاکارنا و سواردی، ۲۰۲۲). سیاست مالی در صورتی پایدار است که در چهارچوب محدودیت بودجه بین-زمانی دولت اجرا شود؛ به آن معنی که ارزش فعلی مازاد بودجه‌های آتی، باید برابر یا بیش از سطح بدهی عمومی فعلی باشد (کو و موریتا، ۲۰۱۵؛ آثرباخ و گورودنیچنکو، ۲۰۱۷؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱). سیاست مالی، زمانی پایدار است که افزایش در مخارج با افزایش در درآمدها تناسب داشته باشد (موتوکو، ۲۰۱۵؛ ایمرهوروگلو و همکاران، ۲۰۱۹).

از طرفی، سیاست مالی ناپایدار، منجر به بحران‌های مالی زیادی مانند بدهی انفجاری، شکست بخش‌های مالی، تخصیص ناکارآمد منابع، بی‌ثباتی نرخ تورم، نوسان‌های زیاد نرخ بهره، کاهش ارزش پول ملی در اقتصاد می‌شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹؛ راجاکارنا و سواردی، ۲۰۲۲). سیاست مالی ناپایدار، به رفاه عمومی نیز آسیب می‌زند و بدهی‌های عمومی بیش از حد، می‌تواند نسل‌های آتی را نیز تحت تأثیر قرار دهد (مابایاشی، ۲۰۲۳).

کسری بودجه دولت، امری غیرطبیعی نیست و امکان وقوع آن به‌طور موقت، در همه کشورهای جهان وجود دارد، اما آنچه ایران را از سایر کشورها متفاوت می‌کند، کسری بودجه همیشگی و

1. Chua et al. (2021)
2. Aldama & Creel (2019)
3. Mutuku (2015)
4. تراز اصلی بودجه دولت، عبارت است از تراز کلی بودجه منهای سود پرداختی بابت بدهی‌های دولت. به عبارت دیگر، تراز اصلی بودجه، از کم کردن مخارج دولت (به استثنای سود پرداختی)، از درآمدهای دولت حاصل می‌گردد.

5. Afonso & Jalles (2017)
6. Auerbach & Gorodnichenko (2017)
7. Rajakaruna & Suardi (2022)
8. Ko & Morita (2015)
9. İmrohoroglu et al. (2019)
10. Maebayashi (2023)

ساختاری است که همواره وجود داشته است. یک دلیل مهم کسری بودجه مداوم در ایران، وابستگی درآمد دولت به فروش نفت می‌باشد (زارعی و جلالی‌نائینی، ۱۳۹۲؛ کمیجانی و گودرزی‌فراهانی، ۱۳۹۴). طبیعتاً زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یابد، دولت در پرداخت هزینه‌های خود با مشکل مواجه شده و ناگزیر از وام گرفتن و استقراض می‌شود.

پژوهش‌های انجام شده در مورد کشور ایران، نشان می‌دهد سیاست مالی اجرا شده، تثبیت‌کننده اقتصاد و پایدار نبوده است و بی‌ثباتی را به‌ویژه پس از شوک‌های اقتصادی، افزوده است (زارعی، ۱۳۹۴؛ عقیلی‌فر و همکاران، ۱۴۰۱). از این‌رو، درک چشم‌انداز پایداری مالی در اقتصاد ایران که از بدهی بالا و کسری مداوم رنج می‌برد، مهم و ضروری می‌باشد.

پژوهش‌های انجام‌شده در مورد کشور ایران، بیشتر به ارزیابی پایداری مالی از طریق مدل‌های خطی واکنش مالی استاندارد با پارامتر ثابت پرداخته‌اند؛ اما امکان غیرخطی بودن رابطه بین بدهی عمومی و تراز اصلی بودجه و همچنین، امکان واکنش متغیر تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی در طول زمان را مورد توجه قرار نداده‌اند. در این پژوهش، سعی بر این بوده است که این خلأ را پر کند.

هدف‌ها از این پژوهش، عبارتند از: ارزیابی پایداری سیاست مالی در ایران از طریق مدل‌های واکنش مالی خطی و غیرخطی استاندارد با پارامتر ثابت، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ^۱، مدل با پارامتر متغیر در زمان^۲ و مدل شامل متغیرهای کنترل و مقایسه مدل‌های مختلف با هم و ارزیابی اثر متغیرهای کنترل مانند مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، شکاف تولید، نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیری جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی، بر پایداری مالی در ایران.

ساختار پژوهش حاضر در ادامه، به شرح زیر می‌باشد: در بخش دوم، مرور ادبیات پژوهش؛ در بخش سوم، واقعیات آشکار شده در خصوص پایداری مالی در ایران؛ در بخش چهارم، مبانی نظری؛ در بخش پنجم، معرفی داده‌ها و منابع آنها؛ در بخش ششم، یافته‌های پژوهش و در بخش پایانی، بررسی نتایج پژوهش و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مرور ادبیات پژوهش

در زمینه پایداری مالی، پژوهش‌های خارجی و داخلی زیادی انجام شده است که در ادامه، به برخی از مهم‌ترین این پژوهش‌ها اشاره می‌گردد.

کو و موریتا (۲۰۱۵)، در پژوهشی، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری سه متغیره مارکوف-سوئیچینگ را در مورد کشور ژاپن مورد برآورد قرار دادند و شواهدی از وجود دو رژیم مالی پایدار و ناپایدار در ژاپن یافتند که طول دوره رژیم مالی ناپایدار، بیش از رژیم مالی پایدار می‌باشد. همچنین، بر اساس نتایج این پژوهش، پایداری مالی، از طریق رشد اقتصادی بیشتر، بهبود می‌یابد.

آترباخ و گورودنیچنکو (۲۰۱۷)، اثر شوک‌های سیاست مالی را در مطالعه گرفتند و به این نتیجه رسیدند که شوک مخارج دولت در دوره رکود اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌دار، بر رشد اقتصادی و اثر منفی و معنی‌دار، بر بدهی عمومی دارد و بنابراین، پایداری مالی را بهبود می‌بخشد. نگوین و همکاران (۲۰۱۷)، تابع واکنش مالی با پارامتر متغیر در زمان را در چهارچوب مدل فضا-حالت ۲، برای ایالات متحده مورد برآورد قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی در ایالات متحده تا سال ۲۰۰۵، پایدار و پس از آن ناپایدار بوده است.

آفونسو و جالس (۲۰۱۷)، در پژوهشی در مورد ۱۱ کشور منطقه یورو، به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی در بلژیک، فرانسه، آلمان و هلند پایدار می‌باشد و براساس نتایج مدل با پارامتر متغیر در زمان، بحران مالی جهانی در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹، اثر منفی معنی‌داری بر پایداری مالی داشته است. همچنین، قواعد مالی مخارج-محور، نقش مهمی در پایداری مالی ایفا می‌نماید.

آلداما و کریل (۲۰۱۷)، در پژوهشی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ را در مورد کشور فرانسه مورد برآورد قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی می‌تواند به صورت دوره‌ای ناپایدار باشد اما همچنان پایداری مالی در بلندمدت برقرار شود. همچنین، براساس یافته‌های این پژوهش، پایداری مالی در کل دوره مورد بررسی، به دو عامل احتمال‌های انتقال بین رژیم‌های پایدار و ناپایدار و همچنین، طول زمان مورد انتظار رژیم‌های پایدار و ناپایدار بستگی دارد. این نویسندگان در سال ۲۰۱۹، نیز در پژوهشی مشابه در مورد ایالات متحده، به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی در ایالات متحده از سال ۱۹۴۰ پایداری سراسری ۳ یا بلندمدت داشته است.

ماکیویچ-لیزیاک و لیزیاک (۲۰۱۹)، در پژوهشی در مورد کشورهای اتحادیه اروپا، روش جدیدی برای آزمون پایداری مالی ارائه دادند که در آن، واکنش نرخ بهره حقیقی نسبت به تغییرات بدهی عمومی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که پایداری مالی در تعدادی از کشورهای اروپایی با ریسک مواجه می‌باشد، درحالی‌که توابع واکنش مالی استاندارد، سیاست مالی آن کشورها را ناپایدار نشان می‌دهد.

در پژوهش راموس-هرا و پراتس (۲۰۲۰)، در مورد ۲۰ کشور اتحادیه اروپا، این نتیجه حاصل شد که سیاست مالی در کشورهای مورد بررسی، در کوتاه‌مدت، پایدار است؛ اما در بلندمدت، پایداری مالی آنها با چالش مواجه است. همچنین، در بلندمدت، اگر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی تا ۹۳ درصد باشد، سیاست مالی، پایدار می‌باشد، اما اگر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بیش از ۹۳ درصد باشد، پایداری مالی حفظ نمی‌شود.

1. Nguyen et al. (2017)
2. state-space
3. global sustainability
4. Mackiewicz-Lyziak & Lyziak (2019)
5. Ramos-Herrera & Prats (2020)

چوا و همکاران (۲۰۲۱)، با انجام پژوهشی در مورد کشور سریلانکا، دو رژیم مالی را در سیاست مالی سریلانکا مورد شناسایی قرار دادند، یک رژیم ناپایدار با ضریب نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی منفی و غیرمعنی‌دار و یک رژیم پایدار با ضریب نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی مثبت و معنی‌دار؛ اما، سیاست مالی سریلانکا در بلندمدت، ناپایدار می‌باشد.

راجاکارنا و سوآردی (۲۰۲۲)، در پژوهشی در مورد سه کشور سریلانکا، هند و پاکستان، به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی در هر سه کشور پایدار است؛ اما، اگر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در سریلانکا، هند و پاکستان، به ترتیب، از ۷۸، ۶۷ و ۵۸ درصد تجاوز نماید، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد و حفظ پایداری مالی دشوار می‌گردد.

لیو و ژائو (۲۰۲۳)، در پژوهشی در مورد استان‌های کشور چین، به این نتیجه رسیدند که پیری جامعه، از طریق افزایش هزینه‌های مراقبت و تأمین اجتماعی سالمندان، در روند پایداری مالی اخلاص ایجاد می‌کند، یعنی هر چه جامعه پیرتر می‌شود، پایداری مالی کمتر می‌گردد. همچنین، اثر منفی پیری جامعه بر پایداری مالی، در استان‌های توسعه‌یافته، بیشتر از استان‌های کمتر توسعه‌یافته است. در پژوهش‌های داخلی نیز، افشاری و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های سال-های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۸ اقتصاد ایران، پایداری سیاست مالی را مورد آزمون قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی در ایران، پایدار نیست و دولت‌ها در ایران، از درآمدها برای جبران کسری بودجه و بازپرداخت بدهی استفاده نکرده‌اند.

خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی به بررسی پایداری مالی ایران طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ پرداختند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که سیاست مالی دولت در ایران در وضعیت پایداری قرار ندارد و پایداری مالی در ایران، تنها با استفاده از درآمدهای حاصل از حق‌الضرب و پولی کردن بدهی قابل تأمین می‌باشد.

زارعی و جلالی‌نائینی (۱۳۹۲)، در پژوهشی، پایداری مالی در ایران را بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ مورد ارزیابی قرار دادند. بر اساس یافته‌های این پژوهش، سیاست مالی در ایران پایدار نمی‌باشد و دولت نتوانسته درآمدهای لازم برای تأمین مالی مخارج خود را فراهم نماید.

کمیجانی و فراهانی (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی پایداری سیاست مالی در ایران در سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که وضعیت پایداری مالی دولت در ایران، بسته به نوع جریان درآمدی دولت متفاوت می‌باشد. اگر درآمد دولت تنها شامل درآمدهای مالیاتی باشد، پایداری مالی ضعیف است، اگر درآمد دولت شامل درآمدهای مالیاتی و نفتی باشد، پایداری مالی قوی می‌باشد و اگر درآمد دولت شامل درآمدهای مالیاتی و نفتی و حق‌الضرب باشد، ناسازگاری در پایداری مالی نتیجه می‌شود.

فلاحتی و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی، پایداری مالی و شوک‌های مالی را در ایران در سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۳ مورد ارزیابی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که پایداری مالی در ایران برقرار نیست و در شرایط افزایش بدهی، رشد مخارج دولت بیش از درآمد دولت می‌باشد. زارعی (۱۳۹۷)، در پژوهشی در مورد کشور ایران، به این نتیجه دست یافت که سیاست مالی در ایران، بدون در نظر گرفتن درآمد نفت، ناپایدار می‌باشد. اما، با در نظر گرفتن درآمد نفت، تنها در سالهای ۱۹۹۷ و ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۲ پایداری مالی برقرار بوده است. ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹)، در پژوهشی، پایداری سیاست مالی دولت ایران در دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶ را مورد آزمون قرار داد و به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی دولت در ایران، صرف‌نظر از نوع رژیم مالی، ناپایدار است و در جهت بازپرداخت بدهی استفاده نشده است. در پژوهش حاضر، مدل‌های مختلف پایداری مالی شامل مدل‌های خطی و غیرخطی استاندارد با پارامتر ثابت، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل با پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل، مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌گیرد. علاوه بر این، در این پژوهش اثر متغیرهای کنترلی مانند مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، شکاف تولید، نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیری جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی، بر پایداری مالی در ایران مورد ارزیابی و سنجش قرار می‌گیرد.

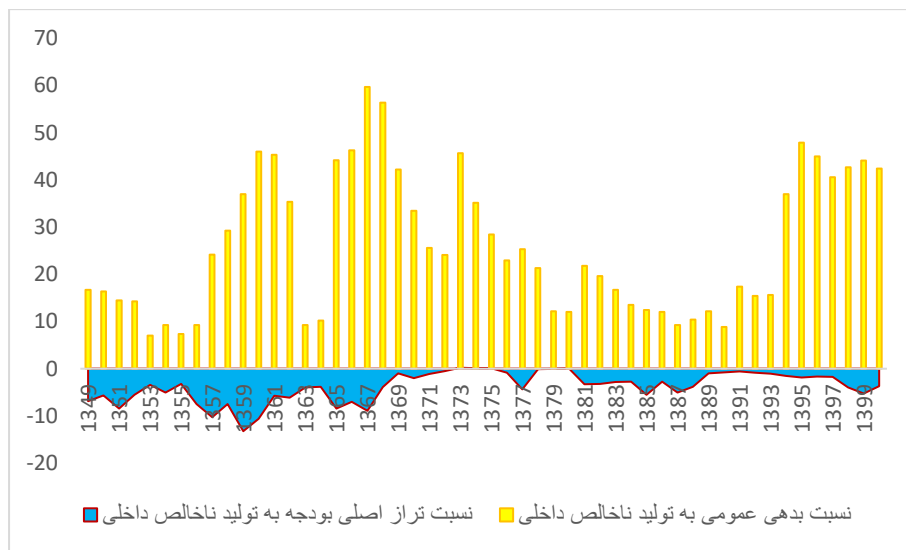
۳. واقعیات آشکار شده در خصوص پایداری مالی در ایران

۳-۱. نسبت بدهی دولت و تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی

بر مبنای آمارهای صندوق بین‌المللی پول، نسبت مجموع بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، از رقم ۱۶/۷ درصد در سال ۱۳۴۹، به رقم ۴۲/۴ درصد در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است. از طرفی، میانگین کسری بودجه دولت طی سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۴۰۰، رقم ۳/۸- درصد از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بنابراین، کسری بودجه مداوم، همواره گریبان‌گیر اقتصاد ایران بوده است. در شکل ۱، نسبت تراز اصلی بودجه و بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی نشان داده شده است. تراز اصلی بودجه در قریب به اتفاق سال‌های مورد بررسی، رقم مثبتی را ثبت نکرده است و بیشترین کسری بودجه مربوط به سال‌های ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ می‌باشد.

نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، نوسان‌های شدیدی را تجربه کرده و از سال ۱۳۸۷ به بعد، روند صعودی را نشان می‌دهد. با توجه به شکل ۱، در سال‌هایی که کسری بودجه بیشتر (کمتر) شده، بدهی دولت افزایش (کاهش) یافته است. بنابراین، دلیل افزایش بدهی دولت در ایران، بیشتر تأمین مالی کسری بودجه می‌باشد. استقراض دولت و افزایش بدهی به منظور تأمین کسری

بودجه دولت، فضای مالی ۱ لازم برای اجرای سیاست مالی بهینه را محدود می‌سازد و این امر ثبات اقتصاد کلان را در مواجهه با شوک‌های برونزا در معرض تهدید قرار می‌دهد (احمد و همکاران، ۲۰۲۱).



شکل ۱: نسبت بدهی دولت و تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی (درصد)

(منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از داده‌های صندوق بین‌المللی پول)

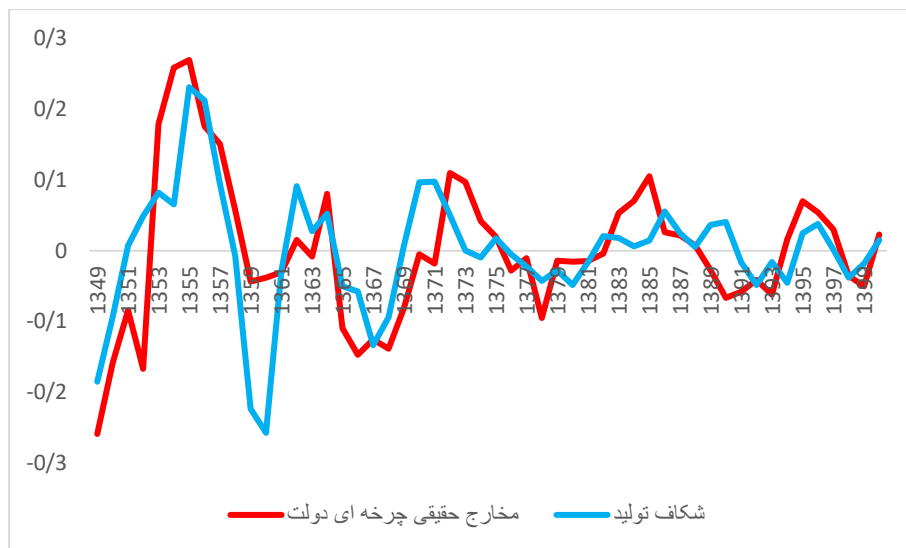
۲-۳. شکاف تولید و مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت

شکاف تولید، جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی حقیقی و مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، جزء چرخه‌ای مخارج حقیقی دولت می‌باشد که هر دو، از طریق فیلتر هادریک-پرسکات ۳ با پارامتر هموارسازی ۴ عدد ۱۰۰ محاسبه می‌گردد. شکل ۲، سری‌های زمانی شکاف تولید و مخارج حقیقی چرخه‌ای دولت را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در سال‌های متعدد، مخارج حقیقی چرخه‌ای دولت، بیشتر از شکاف تولید می‌باشد، به طوری که، در سال‌های ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ که بیشترین کسری بودجه وجود داشته است، مخارج حقیقی چرخه‌ای دولت بسیار بیشتر از شکاف تولید می‌باشد. از طرفی، شکل ۲ نشان می‌دهد، نمودار مخارج چرخه‌ای دولت، با اندکی وقفه زمانی، نمودار شکاف تولید را دنبال می‌نماید، به عبارت دیگر، دولت، با افزایش موقت درآمد، مخارج خود را افزایش و با

۱. فضای مالی (fiscal space)، به آن معنی است که دولت در انتخاب ابزارهای سیاست مالی خود، انعطاف‌پذیری دارد. به عبارت دیگر، فضای مالی دولت، بیانگر رفاه مالی دولت می‌باشد (احمد و همکاران، ۲۰۲۱).

2. Ahmad et al. (2021)
3. Hodrick-Prescott
4. Smoothing Parameter

کاهش موقت درآمد، مخارج خود را کاسته است. بنابراین، سیاست مالی اجرا شده در ایران، تثبیت-کننده نمی‌باشد و پایداری مالی و ثبات اقتصاد کلان را در مواجهه با شوک‌های برونزا، در معرض خطر قرار می‌دهد.



شکل ۲: شکاف تولید و مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت محاسبه شده توسط فیلتر هادریک-پرسکات با پارامتر هموارسازی عدد ۱۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از داده‌های صندوق بین‌المللی پول)

۴. مبانی نظری

سیاست مالی ناپایدار، منجر به بی‌ثباتی در اقتصاد کلان می‌شود و اقتصاد را در مواجهه با شوک‌های برونزا، آسیب‌پذیر می‌نماید (راجاکارنا و سواردی، ۲۰۲۲). کسری بودجه زیاد و حجم بدهی عمومی بالا، دو مشخصه سیاست مالی ناپایدار می‌باشد (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹). به همین دلیل، تأمین مالی پایدار برای دولت‌ها بسیار حائز اهمیت است. سنجش پایداری مالی در پژوهش‌ها، عموماً از سه روش انجام می‌شود.

اول، آزمون‌های ساکن‌پذیری است که در آن وجود ریشه واحد در سری متغیرهای مالی مانند نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و نسبت تراز اصلی به تولید ناخالص داخلی، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

دوم، آزمون‌های هم‌انباشتگی است که در آن هم‌انباشتگی بین درآمدها و مخارج دولت مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر دو متغیر مالی با هم، هم‌انباشته نباشند، سیاست مالی ناپایدار است.

سوم، آزمون پایداری مالی از طریق توابع واکنش مالی است که در آن، واکنش تراز بودجه اصلی نسبت به بدهی عمومی مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر این واکنش، معنی‌دار و مثبت باشد، سیاست

مالی پایدار است؛ به این معنی که نوعی مکانیزم تعدیل بدهی وجود دارد که مانع از افزایش بیش از حد بدهی عمومی می‌شود (موتوکو، ۲۰۱۵؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱؛ لوی‌ییاتی و استرنزنگر، ۲۰۲۳).
در پژوهش حاضر، از روش سوم یعنی برآورد توابع واکنش مالی استفاده می‌شود. روابط بین متغیرها و مبانی نظری مربوط به پایداری مالی مبتنی بر مدل‌های استاندارد خطی و غیرخطی، پایداری مالی مبتنی بر مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و پایداری مالی مبتنی بر مدل پارامتر متغیر در زمان در ادامه ارائه می‌گردد.

۴-۱. پایداری مالی مبتنی بر مدل‌های استاندارد خطی و غیر خطی

پایداری مالی را می‌توان با در نظر گرفتن محدودیت بودجه و از طریق بررسی روند نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، مورد ارزیابی قرار داد (چوا و همکاران، ۲۰۲۱). محاسبات مربوط به پایداری مالی مبتنی بر مدل‌های استاندارد از رابطه بازگشتی ۲ حاکم بر پویایی نسبت بدهی آغاز می‌شود:

$$d_t = (1 + \lambda_t)d_{t-1} - s_t \quad (1)$$

که در آن: d_t ، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در سال t ؛ s_t ، نسبت تراز اصلی بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی در سال t ؛ و λ_t ، مکانیزم اصلاح بدهی دولت می‌باشد که به صورت $\lambda_t = \frac{i_t - Y_t}{1 + Y_t} = \frac{r_t - g_t}{1 + g_t}$ تعریف می‌شود که در آن: i_t ، نرخ بهره اسمی در دوره t ؛ Y_t ، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اسمی در سال t ؛ r_t ، نرخ بهره حقیقی در سال t و g_t ، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی در سال t می‌باشد (موتوکو، ۲۰۱۵؛ نگوین و همکاران، ۲۰۱۷؛ آداما و کریل، ۲۰۱۷). اگر معادله دیفرانسیل ۱ حل شود، جواب به صورت رابطه ۲ است:

$$d_N = d_0 \prod_{t=1}^N (1 + \lambda_t) - \sum_{t=1}^N [\prod_{i=t+1}^N (1 + \lambda_i)] s_t \quad (2)$$

اگر λ_t ثابت فرض شود، روابط ۱ و ۲، به ترتیب، به صورت روابط ۳ و ۴ تغییر می‌کند:

$$d_t = (1 + \lambda)d_{t-1} - s_t \quad (3)$$

$$d_N = d_0(1 + \lambda)^N - \sum_{t=1}^N (1 + \lambda)^{N-t} s_t \quad (4)$$

اگر مقدار d_0 را از رابطه ۴ محاسبه نماییم:

$$d_0 = (1 + \lambda)^{-N} d_N + \sum_{t=1}^N (1 + \lambda)^{-t} s_t \quad (5)$$

بر اساس رابطه ۵، بدهی اولیه با بدهی پایانی و تراز اصلی بودجه مرتبط است. با توجه به شرط بازی غیر-پونزی^۴، بخش اول از طرف راست رابطه ۵، در حد به سمت صفر میل می‌کند

1. Levy Yeyati & Sturzenegger (2023)

2. recursive equation

۳. نگاه کنید به: موتوکو (۲۰۱۵)، نگوین و همکاران (۲۰۱۷)، آداما و کریل (۲۰۱۷) و چوا و همکاران (۲۰۲۱).

۴. شرط بازی غیر-پونزی (No-Ponzi game)، مستلزم آن است که بدهی عمومی اولیه به وسیله جمع مزادهای بودجه تنزیل شده آتی، جبران شود (آداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹).

$(\lim_{N \rightarrow \infty} (1 + \lambda)^{-N} d_N = 0)$. بنابراین، شرط محدودیت بودجه بین‌دوره‌ای دولت $(d_0 =)$ حاصل می‌شود که به‌عنوان شرط بازپرداخت بدهی ۱ نیز شناخته می‌شود و زمانی برقرار است که بدهی جاری دولت به‌وسیله ارزش فعلی مازاد بودجه‌های آتی جبران شود. به‌عبارت‌دیگر، سیاست مالی وقتی پایدار است که نرخ رشد نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی با نرخ رشد نسبت مازاد اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، برابر باشد (آثرباخ و گورودنیچنکو، ۲۰۱۷؛ راجاکارنا و سواردی، ۲۰۲۲).

از طرفی، با توجه به رابطه ۳:

$$d_t - d_{t-1} = \lambda d_{t-1} - s_t \quad (۶)$$

و با توجه به رابطه ۶ برای اینکه نسبت بدهی عمومی بدون تغییر باقی بماند، باید:

$$s_t = \lambda d_{t-1} \quad (۷)$$

با شروع از یک سطح مشخص بدهی، رابطه ۷، یک تابع واکنش مالی است که نسبت تراز اصلی بودجه مورد نیاز برای اینکه نسبت بدهی بدون تغییر باقی بماند را تعیین می‌نماید. در این بخش، در برآورد تجربی مدل، ابتدا به پیروی از موتوگو (۲۰۱۵)، آداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹)، راموس-هررا و پراتس (۲۰۲۰) و چوا و همکاران (۲۰۲۱) از تابع رابطه ۸ استفاده می‌گردد:

$$s_t = \alpha + \gamma d_{t-1} + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۸)$$

که در آن، s_t ، نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی اصلی، d_{t-1} ، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، p_t ، شکاف تولید (نوسانات موقت در درآمد دولت) و q_t ، مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت (نوسانات موقت در مخارج دولت) است. به پیروی از نگوین و همکاران (۲۰۱۷)، آداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، به‌جای بدهی دوره جاری d_t ، از بدهی دوره قبل d_{t-1} ، به‌عنوان متغیر اثرگذار بر تراز اصلی بودجه استفاده می‌شود؛ زیرا بازپرداخت بدهی، به‌طور معمول، در دوره‌های بعد اتفاق می‌افتد.

اگر γ ، مثبت باشد، دولت در واکنش به افزایش بدهی، تراز اصلی بودجه را می‌افزاید که به آن معنی است که دولت سیاست مالی پایداری را در پیش گرفته است. به پیروی از نگوین و همکاران (۲۰۱۷)، آداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، p_t و q_t ، به‌ترتیب، از طریق روابط $p_t = (1 - \gamma_t / \gamma_t^*) (g_t^* / \gamma_t^*)$ و $q_t = (g_t - g_t^*) / \gamma_t$ محاسبه می‌گردد؛ که در آن، g_t و γ_t ، به‌ترتیب، مخارج و درآمد دولت در زمان t و همچنین g_t^* و γ_t^* ، به‌ترتیب، روند آنها می‌باشد که از طریق فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه می‌گردد.

در ادامه، به پیروی از آداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، روابط ۹ و ۱۰ که به‌ترتیب، روابط غیرخطی درجه دوم و سوم بین تراز اصلی و بدهی عمومی را نشان می‌دهد و رابطه ۱۱ که تابع واکنش مالی شکسته ۲ نام دارد، برآورد می‌گردد.

$$s_t = \alpha + \gamma_1 d_{t-1} + \gamma_2 d_{t-1}^2 + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۹)$$

$$s_t = \alpha + \gamma_1 d_{t-1} + \gamma_2 d_{t-1}^2 + \gamma_3 d_{t-1}^3 + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۱۰)$$

$$s_t = \alpha + \gamma_m \max(d_{t-1} - \bar{d}, 0) + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۱۱)$$

در تابع واکنش مالی شکسته، رابطه ۱۱، تراز اصلی بودجه، تنها نسبت به انحراف‌های مثبت بدهی از میانگین خود، واکنش نشان می‌دهد. درنهایت، برای یافتن عوامل تعیین‌کننده پایداری مالی، از رابطه ۸ به‌علاوه تعدادی متغیر کنترل، استفاده می‌شود:

$$s_t = \alpha + \gamma d_{t-1} + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + \sum_{j=1}^n \delta_j Z_t * d_{t-1} + v_t \quad (۱۲)$$

که در آن، Z_t ، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل شامل نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیری جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی می‌باشد.

۴-۲. پایداری مالی مبتنی بر مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ

از نظر آداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹)، برآورد توابع واکنش مالی خطی و غیرخطی استاندارد با پارامتر ثابت، می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به‌دنبال داشته باشد؛ بدین معنی که در شرایط وجود تغییرات مکرر در رژیم‌های مالی، به اشتباه، پایداری یا ناپایداری مالی را نتیجه دهد. به همین دلیل، محققان یاد شده، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، رابطه ۱۳ را پیشنهاد دادند که در پژوهش حاضر نیز، این رابطه مورد برآورد قرار می‌گیرد:

$$s_t = \alpha(m_t) + \gamma(m_t) d_{t-1} + \alpha_p(m_t) p_t + \alpha_q(m_t) q_t + v_t \quad (۱۳)$$

که در آن: m_t ، یک فرایند مارکوف دو-حالتی و معرف رژیم مالی است که در آن، فرض می‌شود که تغییر رژیم مالی به‌صورت تصادفی و برونزا صورت می‌گیرد. مزیت مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ نسبت به مدل‌های درونزا، با پارامتر ثابت آن است که مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، به هیچ فرضی درباره علل ایجاد تغییرات در رژیم‌های مالی، وابسته نیست (آداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱). رژیم‌های مالی، شامل دو رژیم مالی پایدار و ناپایدار می‌باشد که به‌صورت رابطه ۱۴ تعریف می‌شود:

$$\gamma(m_t) = \begin{cases} \gamma_S > 0 & \text{if } m_t = 1 \quad (\text{رژیم پایدار}) \\ \gamma_{NS} \leq 0 & \text{if } m_t = 0 \quad (\text{رژیم ناپایدار}) \end{cases} \quad (۱۴)$$

اگر $\gamma_S > 0$ باشد، رژیم مالی پایدار است، به‌آن معنی که پس از افزایش بدهی، تراز اصلی بودجه بهبود می‌یابد، اما اگر $\gamma_{NS} \leq 0$ باشد، رژیم مالی ناپایدار است، یعنی پس از افزایش بدهی، تراز اصلی بودجه نه‌تنها بهبود نمی‌یابد، بلکه ممکن است بدتر شود. $\gamma = (\gamma_S \ \gamma_{NS})$ یک بردار سطری شامل پارامترهای مختص هر رژیم مالی و $M_t = (m_t \ 1 - m_t)^T$ یک بردار ستونی شامل فرایند مارکوف m_t می‌باشد. بنابراین، $\gamma(m_t)$ ، یک عدد می‌باشد و به‌صورت رابطه ۱۵ تعریف می‌شود:

$$\gamma(m_t) \equiv \gamma M_t = (\gamma_S \ \gamma_{NS}) \times \begin{pmatrix} m_t \\ 1 - m_t \end{pmatrix} \quad (۱۵)$$

فرایند مارکوف m_t مرتبط با یک ماتریس انتقال P است که عناصر آن عبارت است از:

$$p_{ij} \equiv P(m_t = i | m_{t-1} = j) \quad , \quad (i, j) \in \{0, 1\} \quad (16)$$

به طوری که:

$$M_t = PM_{t-1} + v_t \quad , \quad v_t \equiv M_t - E_{t-1}[M_t] \quad (17)$$

فرض می‌شود m_t یک فرایند مارکوف ارگودیک^۲ است؛ بدان معنی که $E_t M_{t+j} = P^j M_t$ به سمت یک توزیع ارگودیک منحصربه‌فرد (π) همگرا می‌شود.

$$P^j M_t \xrightarrow{j \rightarrow +\infty} \pi \quad (18)$$

$\pi = (\pi_S \ \pi_{NS})^T$ یک بردار ستونی شامل احتمال‌های ارگودیک مرتبط با هر رژیم مالی است و احتمال‌های ارگودیک، به صورت رابطه ۱۹ تعریف می‌شود:

$$\pi_i = \frac{1-p_{jj}}{(1-p_{ii})+(1-p_{jj})} \quad , \quad (i, j) \in \{0, 1\} \quad (19)$$

که در آن، π_1 ، احتمال ارگودیک رژیم مالی پایدار، π_0 ، احتمال ارگودیک رژیم مالی ناپایدار و p_{ji} ، احتمال انتقال از رژیم مالی j به رژیم مالی i می‌باشد. با توجه به روابط ۱۵ و ۱۸، انتظارات مشروط پارامتر $\gamma(m_t)$ در زمان t ، به سمت انتظارات غیرمشروط آن، یعنی مقدار ارگودیک یا بلندمدت، همگرا می‌شود.

$$E_t[\gamma(m_{t+j})] = \gamma P^j M_t \xrightarrow{j \rightarrow +\infty} \gamma \pi \quad (20)$$

بنابراین، مقادیر بلندمدت پارامترهای تغییر رژیم با استفاده از احتمال‌های ارگودیک برآورد می‌شود و انحراف استاندارد مقادیر بلندمدت نیز با استفاده از انحراف استاندارد و کواریانس پارامترهای مختص هر رژیم، محاسبه می‌گردد. روابط ۲۱ و ۲۲ به ترتیب برآورد بلندمدت پارامترهای تغییر رژیم (α) و انحراف استاندارد آن (σ_α) را نشان می‌دهد (آداما و کریل، ۲۰۱۷؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱).

$$\alpha \equiv \alpha_0 \pi_0 + \alpha_1 \pi_1 \quad (21)$$

$$\sigma_\alpha \equiv \sqrt{(\sigma_{\alpha_0} \pi_0)^2 + (\sigma_{\alpha_1} \pi_1)^2 + 2cov(\alpha_0, \alpha_1)} \quad (22)$$

۴-۳. پایداری مالی مبتنی بر مدل با پارامتر متغیر در زمان

با توجه به رابطه ۸، رابطه بین تراز اصلی بودجه و بدهی عمومی در طول زمان ثابت و بدون تغییر می‌باشد. اما ملاحظه شکل ۱ نشان می‌دهد که رابطه بین تراز اصلی و بدهی عمومی در ایران در طول زمان ثابت نیست؛ بلکه متغیر می‌باشد، به همین دلیل، در پژوهش حاضر، از مدل واکنش مالی با

۱. Transition Matrix

۲. فرایند مارکوف (m_t) ارگودیک (ergodic) است؛ در صورتی که برای $(j, i) \in \{0, 1\}$ ، همزمان روابط $p_{jj} < 1$ و $p_{jj} + p_{ii} > 0$ برقرار باشد (آداما و کریل، ۲۰۱۷؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱).

پارامتر متغیر در زمان نیز استفاده می‌شود. در این پژوهش، به پیروی از گرینر و فینکه (۲۰۱۶)، نگوین و همکاران (۲۰۱۷) و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، مدل فضا-حالت با پارامتر متغیر در زمان که شامل معادله‌های علامت ۲ (رابطه ۲۲) و حالت ۳ (رابطه ۲۳) است و در آن ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در طول زمان متغیر می‌باشد، برآورد می‌گردد:

$$s_t = \alpha + \gamma_{t-1}d_{t-1} + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (23)$$

$$\gamma_{t-1} = \gamma_{t-2} + \varphi_{t-1} \quad (24)$$

که در آن، $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ و $\varphi_{t-1} \sim N(0, \sigma_\varphi^2)$ می‌باشد و هیچ همبستگی بین φ_t و v_t وجود ندارد. برآورد روابط ۲۳ و ۲۴ از طریق روش کالمن فیلتر ۴ انجام می‌گیرد.

۵. منابع داده‌ها

این پژوهش، ۵۲ سال داده‌های سالانه اقتصاد ایران، از سال ۱۳۴۹ تا سال ۱۴۰۰ را پوشش می‌دهد. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، از بانک مرکزی ایران، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی اخذ شده است.

نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، عبارت است از نسبت بدهی عمومی در پایان سال مالی تقسیم بر تولید ناخالص داخلی در پایان همان سال مالی و تراز اصلی بودجه هم از کم کردن مخارج دولت (به‌استثنای بهره پرداختی) از درآمدهای دولت، حاصل می‌گردد. سایر متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر، عبارتند از: مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، شکاف تولید، نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیروی جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی.

مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت یا مخارج موقت دولت، جزء چرخه‌ای مخارج حقیقی دولت می‌باشد که از طریق فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه می‌گردد و در این پژوهش، به پیروی از آئرباخ و گورودنیچنکو (۲۰۱۷)، آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹)، چوا و همکاران (۲۰۲۱) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳)، در مدل گنجانده شده است. شکاف تولید، جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌باشد و از طریق فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه می‌گردد و در این پژوهش، به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵)، آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹)، چوا و همکاران (۲۰۲۱) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) وارد مدل شده است.

1. Greiner & Fincke (2016)
2. signal
3. state
4. Kalman filter
5. Afonso & Alves (2023)

نوسان نرخ ارز، به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵)، سری‌یانا (۲۰۱۹) و لارا و همکاران (۲۰۲۳)، به مدل افزوده شده است و از روش واریانس شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته یا گارچ^۳ محاسبه می‌شود. نرخ تورم، به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵)، سری‌یانا (۲۰۱۹) و لارا و همکاران (۲۰۲۳) گنجانده شده است. نسبت پیری جامعه، به پیروی از چو و لی (۲۰۲۲) و لیو و ژائو (۲۰۲۳)، وارد مدل شده است و عبارت است از نسبت تعداد افراد ۶۵ ساله و بالاتر به کل جمعیت.

نرخ بهره حقیقی، به پیروی از سرجیو-توماس^۵ (۲۰۲۰) و اکونومیدوس و فیلیپوپولس^۶ (۲۰۲۳) و نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) به مدل افزوده شده است. نسبت جمعیت فعال، به پیروی از ایمرهوروگلو و همکاران (۲۰۱۹)، راموس-هررا و ساسویلا-ریورو^۷ (۲۰۲۰) و لیو و ژائو (۲۰۲۳)، وارد مدل شده، و عبارت است از نسبت تعداد افراد بین ۱۵ تا ۶۴ سال به کل جمعیت.

۶. یافته‌های پژوهش

۶-۱. آزمون ریشه واحد

در پژوهش حاضر، از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم یافته^۸ و زیووت-اندروز^۹ برای تشخیص ساکن پذیری استفاده می‌شود. آزمون زیووت-اندروز، ساکن پذیری را با توجه به شکست‌های ساختاری، مورد بررسی قرار می‌دهد و به‌طور درونزا، تاریخ شکست‌های ساختاری در سطح و روند را تعیین می‌نماید.

جدول ۱، نتایج آزمون‌های ساکن‌پذیری را نشان می‌دهد. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، نشان می‌دهد که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید، مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی، به ترتیب، در سطوح ۵، ۱۰، ۱، ۱، ۱ و ۱ درصد، ساکن پذیر می‌باشد. نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی با یک تفاضل، ساکن پذیر می‌باشد؛ اما، متغیرهای نوسان نرخ ارز، نسبت پیری جامعه و نسبت جمعیت فعال در سطح و با یک تفاضل ساکن پذیر نمی‌باشند.

بر اساس نتایج آزمون زیووت-اندروز، متغیرهای نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید، نرخ تورم، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت جمعیت فعال و نرخ بهره حقیقی، به ترتیب، در سطوح ۵، ۱، ۵، ۱۰ و ۵ درصد، ساکن پذیر هستند؛ اما متغیرهای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، نوسان نرخ ارز و نسبت پیری جامعه، ساکن پذیر نمی‌باشند.

1. Sriyana (2019)
2. Laura et al. (2023)
3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
4. Cho & Lee (2022)
5. Serju-Thomas (2020)
6. Economides & Philippopoulos (2023)
7. Ramos-Herrera & Sosvilla-Rivero (2020)
8. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
9. Zivot-Andrews

جدول ۱: آزمون ریشه واحد: آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم‌یافته و زیووت-اندروز

متغیر	آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته		آزمون زیووت-اندروز	
	در سطح	در تفاضل اول	آماره زیووت-اندروز	سال شکست ساختاری
نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	-۲/۹۵۹**	-۵/۸۲***	-۴/۳۳۸	۱۳۷۴
نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی	-۲/۸۷۹*	-۸/۸۸۹***	-۵/۱۴۹**	۱۳۶۸
شکاف تولید	-۵/۵۱۹***	-۴/۷۳۵***	-۶/۴۴۴***	۱۳۵۹
مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت	-۳/۶۹***	-۷/۰۵۴***	-۴/۶۵۴	۱۳۷۰
نوسان نرخ ارز	-۰/۰۳۳	۶/۱۴۳	۰/۱۳۵	۱۳۹۳
نرخ تورم	-۴/۰۵۵***	-۷/۰۵۹***	-۵/۵۲۲**	۱۳۷۹
نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	-۱/۶۹۶	-۶/۴۵۶***	-۴/۸۴۲*	۱۳۷۱
نسبت پیری جامعه	۰/۸۲۲	-۰/۶۷۸	-۲/۵۱۰	۱۳۸۸
نسبت جمعیت فعال	-۱/۷۷۲	-۱/۷۸۱	-۵/۳۸۱**	۱۳۶۱
نرخ بهره حقیقی	-۳/۹۹۳***	-۷/۱۹۵***	-۵/۳۰۵**	۱۳۷۵

***، ** و * به ترتیب، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۰.۱، ۰.۵ و ۱۰ درصد است.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۲-۶. نتایج آزمون پایداری مالی مبتنی بر مدل‌های استاندارد خطی و غیرخطی

نتایج برآورد توابع واکنش مالی استاندارد خطی و غیرخطی، در جدول ۲ ارائه شده است. ستون ۱ نتایج برآورد رابطه خطی ۸ را نشان می‌دهد. نسبت بدهی دولت به GDP، اثر معنی‌داری بر نسبت تراز اصلی به GDP ندارد. هرچند γ_1 از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد، اما علامت منفی آن، دلالت بر گرایش سیاست مالی به سمت ناپایداری دارد. نتایج برآورد روابط غیرخطی ۹، ۱۰ و ۱۱، به ترتیب، در ستون‌های ۲، ۳ و ۴ آمده است. تمامی ضرائب نسبت‌های بدهی به GDP، با توان‌های ۱، ۲ و ۳ از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد و هیچ شواهدی مبنی بر پایداری مالی ملاحظه نمی‌شود. در روابط درجه دوم و درجه سوم، ضریب نسبت بدهی به GDP، منفی ولی غیرمعنی‌دار است. در رابطه درجه دوم، ضریب توان ۲ نسبت بدهی دولت به GDP، مثبت است؛ اما از نظر آماری، تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد.

در رابطه درجه سوم، ضریب توان ۲ نسبت بدهی دولت به GDP، مثبت و ضریب توان ۳ نسبت بدهی دولت به GDP، منفی است؛ اما هر دو ضریب در هیچ سطحی معنی‌دار نمی‌باشند. نتایج برآورد مدل ۱۲ که شامل متغیرهای کنترل است، در ستون ۵ ارائه شده است. ضریب نسبت بدهی دولت به GDP، منفی و در سطح یک درصد معنی‌دار است، به آن معنی که سیاست مالی اجرا شده در ایران ناپایدار می‌باشد.

مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، اثر منفی و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد، یعنی نوسان‌های موقت در مخارج دولت، پایداری مالی را بدتر می‌نماید. نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد. ضریب نسبت پیری جامعه منفی است و در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد، به این معنی که پیری جامعه، اثر منفی بر پایداری مالی دارد. ضریب نوسان نرخ ارز مثبت و در سطح یک درصد معنی‌دار است، هرچند عددی بسیار کوچک می‌باشد. ضرائب نرخ تورم، نسبت جمعیت فعال و نرخ بهره حقیقی از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. ضریب شکاف تولید در همه مدل‌های

خطی و غیرخطی مثبت و در سطح یک درصد معنی دار است، به آن معنی که نوسان مثبت شکاف تولید، تراز اصلی بودجه را بهبود می بخشد.

جدول ۲: نتایج برآورد توابع واکنش مالی استاندارد خطی و غیرخطی

(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	ضرائب برآورد شده
مدل با متغیرهای کنترل	مدل شکسته	مدل درجه سوم	مدل درجه دوم	مدل خطی	
-۲۸/۲۲۵*** (۰/۰۰۵۸)	-۳/۶۰۹*** (۰/۰۰۶۴)	۱/۰۲ (۰/۷۵۳۳)	-۱/۹۳۱ (۰/۴۰۹۸)	-۲/۵۳۶ (۰/۱۴۶۸)	عرض از مبدأ (α)
-۰/۰۸۸*** (۰/۰۰۴۸)		-۰/۵۰۵ (۰/۱۴۰۸)	-۰/۱۰۶ (۰/۳۹۷۸)	-۰/۰۵ (۰/۱۶۱۶)	ضریب نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_1)
		۰/۰۱۵ (۰/۲۱۳۵)	۰/۰۰۰۹۵ (۰/۶۳۶۶)		ضریب توان ۲ نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_2)
		-۰/۰۰۰۱۴ (۰/۲۸۵۷)			ضریب توان ۳ نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_3)
	-۰/۰۳۶ (۰/۴۹۸۷)				ضریب نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در مدل شکسته (γ_m)
۱۱/۵۷۸*** (۰/۰۰۲۰)	۱۳/۴۲۲*** (۰/۰۰۴۷)	۱۲/۵۷۹*** (۰/۰۰۲۸)	۱۲/۹۹۹*** (۰/۰۰۵۰)	۱۲/۴۸۸*** (۰/۰۰۵۹)	ضریب شکاف تولید (α_p)
-۱۱/۳۳۱*** (۰/۰۰۱۸۷)	-۰/۷۴۳ (۰/۸۷۹۷)	-۲۸/۷۵ (۰/۶۱۲۳)	-۱/۸۲۶ (۰/۷۲۸۷)	-۱/۳۴۶ (۰/۷۹۰۷)	ضریب مخارج چرخه‌های حقیقی دولت (α_q)
۰/۰۰۰۰۷۱*** (۰/۰۰۱۰)					ضریب نوسان نرخ ارز (exchvol)
۰/۲۰۰۶ (۰/۲۲۲۹)					ضریب نرخ تورم (infl)
۰/۳۰۴*** (۰/۰۰۲۶)					ضریب نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی (reven)
-۹/۱۲۵*** (۰/۰۰۳۳)					ضریب نسبت پیری جامعه (old)
-۱/۱۵۳ (۰/۴۶۸۹)					ضریب نسبت جمعیت فعال (active)
۰/۲۳۶ (۰/۱۸۳۱)					ضریب نرخ بهره حقیقی (rintrate)
	۰/۷۴۳*** (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۸۸*** (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۷*** (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۶۴*** (۰/۰۰۰۰)	عبارت خودتوضیح مرتبه اول AR(1)
	۳/۷۱۹*** (۰/۰۰۰۰)	۳/۸۷*** (۰/۰۰۰۰)	۳/۵۵۶*** (۰/۰۰۰۰)	۳/۵۸۱*** (۰/۰۰۰۰)	سیگما (σ)
۰/۹۲۵۶	۰/۶۲۱۱	۰/۶۵۴۹	۰/۶۳۷۷	۰/۶۳۵۲	Adjusted R^2
۲/۳۶۱	۲/۱۸۲	۲/۲۶۳	۲/۲۱۷	۲/۲۰۴	آماره دوربین-واتسون DW
۲۰/۹۱۹	۱۵/۰۸۴	۱۱/۹۲۹	۱۳/۲۰۵	۱۶/۰۲۲	آماره F
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	احتمال آماره F

***، ** و * به ترتیب، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. ارقام داخل پرانتز آماره احتمال است.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۳-۶. نتایج آزمون پایداری مالی مبتنی بر مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ در ستون‌های ۱، ۲ و ۳ از جدول ۳ ارائه شده است. مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ برآورد شده، دو رژیم مالی را شناسایی می‌نماید. رژیم مالی ۱، واکنش منفی و معنی‌دار تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی تأخیری را نشان می‌دهد، بنابراین، معرف رژیم مالی ناپایدار است. رژیم مالی ۲، واکنش مثبت و غیرمعنی‌دار تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی تأخیری را نشان می‌دهد و از این‌رو، معرف رژیم مالی پایدار می‌باشد.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل با پارامتر متغیر در زمان

(۴)	(۱)			ضرائب برآورد شده
	مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ			
مدل با پارامتر متغیر در زمان	رژیم مالی ۱ (ناپایدار)	رژیم مالی ۲ (پایدار)	برآورد بلندمدت	
-۴/۴۸۸*** (۰/۷۰۵)	-۰/۸۰۳ (۱/۶۱۷)	-۵/۳۰۵*** (۱/۷۷۷)	-۲/۰۸۱ (۲/۵۳۰۵)	عرض از مبدأ (α)
۹/۶۷۸** (۴/۷۵۵)	-۰/۰۶۲** (۰/۰۲۷)	۰/۰۲۵ (۰/۰۳۶)	-۰/۰۳۷۲ (۰/۰۳۶۰۸)	ضریب نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_1)
-۳/۶۴۰۲ (۳/۸۳۶)	۱۶/۰۹۷*** (۵/۰۵۲)	-۷/۳۰۶ (۵/۲۷۳)	۹/۴۶۳** (۴/۳۴۶۶)	ضریب شکاف تولید (α_p)
	۳/۷۹۲ (۳/۳۷۱)	۸/۸۸۸ (۵/۶۸۹)	۵/۲۳۵ (۴/۹۸۷۹)	ضریب مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت (α_q)
		۰/۸۶۱*** (۰/۰۷۵)		عبارت خود توضیح مرتبه اول AR(1)
		۰/۱۵۱ (۰/۱۳۵)		سیگما (σ)
		۲/۰۲۲		آماره دوربین-واتسون DW
-۱۲۶/۰۵۹				لگاریتم درست‌نمایی
۵/۱۳۹		۴/۳۸۴		معیار آکائیک
۵/۲۱۱		۴/۵۵۸		معیار حنان-کوبین
۵/۳۲۸		۴/۸۳۹		معیار شوآرز

***، ** و *، به ترتیب، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. ارقام داخل پرانتز خطای استاندارد است. پارامترها و خطای استاندارد در برآورد بلندمدت با استفاده از پارامترها و خطای استاندارد برآورد شده مختص رژیم‌های مالی محاسبه می‌شود.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

جدول ۴، احتمال انتقال ۱ و احتمال ارگودیک ۲ و طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی ۳ را نشان می‌دهد. احتمال ماندن در رژیم مالی ناپایدار ۰/۷۱۹ و احتمال ماندن در رژیم مالی پایدار ۰/۲۹۳

1. Transition Probabilities
2. Ergodic Probabilities
3. Expected duration of regimes

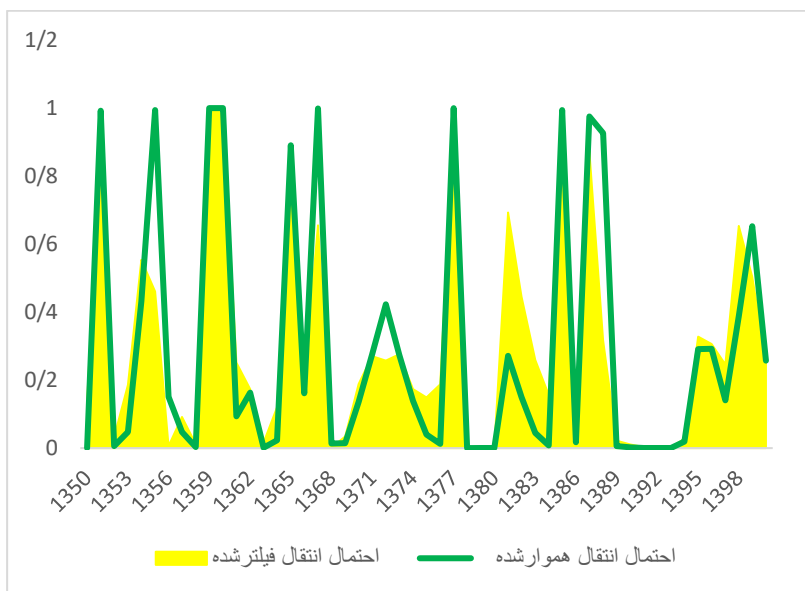
است. از طرفی، طول مدت مورد انتظار ماندن در رژیم ناپایدار $3/57$ سال و طول مدت مورد انتظار ماندن در رژیم پایدار $1/41$ سال است. بنابراین، ماندگاری رژیم مالی ناپایدار، تقریباً $2/5$ برابر بیشتر از ماندگاری رژیم مالی پایدار است.

جدول ۴: احتمال‌های انتقال و ارگودیک و طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی

رژیم مالی	رژیم مالی ۱ (ناپایدار)	رژیم مالی ۲ (پایدار)
احتمال انتقال	۰/۷۱۹	۰/۳۹۳
احتمال ارگودیک	۰/۷۱۵	۰/۲۸۴
طول مدت مورد انتظار	۳/۵۷	۱/۴۱

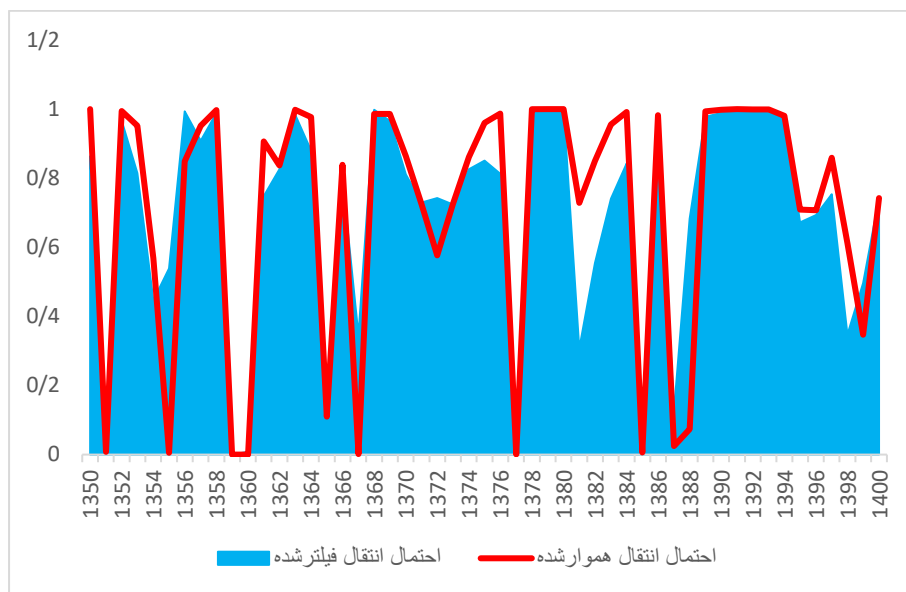
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

شکل‌های ۳ و ۴، احتمال‌های انتقال فیلترشده ۱ و هموارشده ۲ رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار را نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در بیشتر سال‌ها در طول دوره مورد بررسی، احتمال انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی ناپایدار، بیشتر از ۵۰ درصد، و احتمال انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی پایدار، کمتر از ۵۰ درصد است. بنابراین، سیاست مالی اجرا شده در ایران در سال‌های متعدد، ناپایدار بوده است.



شکل ۳: احتمال‌های انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی پایدار

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)



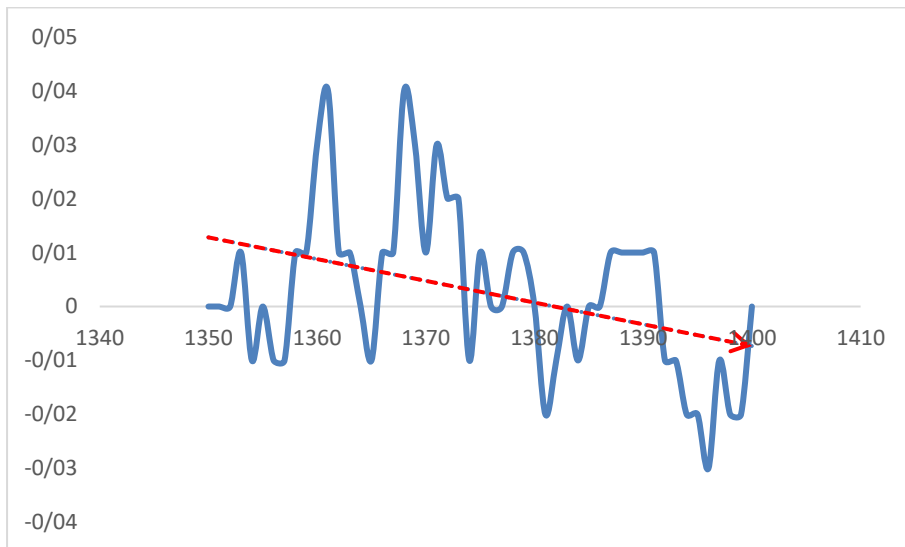
شکل ۴: احتمال‌های انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی ناپایدار (مأخذ: یافته‌های پژوهش)

اکنون، به پیروی از آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، شرط بازی غیرپویزی که شرط لازم برای پایداری سیاست مالی در مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ است، مورد بررسی قرار می‌گیرد. شرط بازی غیرپویزی مستلزم آن است که بدهی عمومی اولیه به وسیله جمع مازادهای بودجه تنزیل شده آتی، جبران شود. این شرط معادل $\gamma_S > |\gamma_{NS}| \frac{d_{NS}}{d_S}$ است که در آن، γ_S و γ_{NS} ، به ترتیب، برآورد پارامتر γ_1 در رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار و d_S و d_{NS} ، به ترتیب، طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار است که طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی از طریق $d_i = \frac{1}{1-p_{ii}}$ محاسبه می‌گردد (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱).

بنابراین، براساس برآورد پارامترهای γ_1 مرتبط با رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار در ستون‌های ۱ و ۲ از جدول ۳ و طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی در جدول ۴، می‌توان نتیجه گرفت شرط بازی غیرپویزی تأمین نشده است، زیرا d_{NS} و d_S ، به ترتیب، برابر با $1/41$ و $3/57$ و γ_S و γ_{NS} ، به ترتیب، برابر با $0/25$ و $-0/062$ است و بنابراین، نامساوی $\gamma_S > |\gamma_{NS}| \frac{d_{NS}}{d_S}$ برقرار نمی‌باشد. عدم برقراری شرط بازی غیرپویزی در مورد سیاست مالی در ایران، به آن معنی است که نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در ایران، به وسیله جمع مازاد بودجه‌های تنزیل شده آتی، پوشش داده نمی‌شود.

۴-۶. نتایج آزمون پایداری مالی مبتنی بر مدل با پارامتر متغیر در طول زمان

نتایج برآورد مدل با پارامتر متغیر در طول زمان در ستون ۴ از جدول ۳ ارائه شده است. ضریب شکاف تولید، مثبت و در سطح ۵ درصد معنی دار است. اما ضریب مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت در هیچ سطحی معنی دار نمی‌باشد. شکل ۵، تغییرات هموار شده پارامتر متغیر در زمان (γ_{t-1}) و خط روند آن را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تغییرات قابل توجهی در پارامتر متغیر در زمان وجود دارد و خط روند هم نزولی می‌باشد. نزولی بودن خط روند تا بخش منفی محور افقی، به آن معنی است که واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به افزایش بدهی، در طول زمان کاهش یافته است. و نشان دهنده آن است که اقدامات انجام شده توسط دولت برای مقابله با افزایش بدهی، کافی و مؤثر نبوده است. به عبارت دیگر، سیاست مالی اجرا شده در ایران، تأکید اندکی بر کاهش بدهی عمومی داشته، و از این رو، در جهت ناپایداری حرکت کرده است.



شکل ۵: تغییرات هموار شده پارامتر متغیر در زمان و خط روند آن
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۷. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در این پژوهش، پایداری مالی ایران با استفاده از توابع واکنش مالی خطی، غیرخطی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل با پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل، مورد آزمون و ارزیابی قرار گرفت. در مدل‌های خطی و غیرخطی، ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآورد شده، منفی ولی غیر معنی دار است؛ اما در مدل شامل متغیرهای کنترل، ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآورد شده، منفی و در سطح یک درصد معنی دار است و حکایت از آن دارد که سیاست مالی اجرا شده در ایران، ناپایدار بوده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، وجود دو رژیم مالی ناپایدار و پایدار در ایران را نشان می‌دهد که ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآوردشده در رژیم مالی ناپایدار، منفی و در سطح پنج درصد معنی‌دار است؛ اما ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآوردشده در رژیم مالی پایدار، مثبت و غیرمعنی‌دار است. بنابراین، برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، حاکی از ناپایداری سیاست مالی در ایران است.

بر اساس نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، طول مدت مورد انتظار رژیم مالی ناپایدار، ۳/۵۷ سال و طول مدت مورد انتظار رژیم مالی پایدار، ۱/۴۱ سال است؛ یعنی ماندگاری رژیم مالی ناپایدار، تقریباً ۲/۵ برابر بیشتر از ماندگاری رژیم مالی پایدار می‌باشد. از این رو، به‌منظور برقراری سیاست مالی پایدار، لازم است دولت در رژیم‌های مالی پایدار، به اندازه کافی مازاد بودجه ایجاد نماید تا بتواند افزایش بدهی در رژیم‌های مالی ناپایدار را جبران نماید و اطمینان حاصل کند که سطح بلندمدت بدهی عمومی از حد قابل تثبیت تجاوز نمی‌نماید.

همچنین، نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، نشان می‌دهد شرط بازی غیرپوئزی در مورد سیاست مالی ایران تأمین نمی‌گردد، به‌آن معنی که بدهی عمومی ایران به‌وسیله مجموع مازاد بودجه‌های تنزیل شده آتی جبران نمی‌شود. براساس نتایج برآورد تابع واکنش مالی با پارامتر متغیردزمان، سیاست مالی ایران در جهت کاهش بدهی عمومی اجرا نشده و بنابراین، ناپایداری مالی تشدید شده است.

نتایج برآورد مدل با پارامتر متغیردزمان و مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل شامل متغیرهای کنترل، یکسان است، زیرا هر سه مدل، واکنش منفی تراز اصلی بودجه نسبت به افزایش بدهی عمومی و در نتیجه ناپایداری سیاست مالی ایران را به‌دنبال دارد که این یافته، با پژوهش‌های افشاری و همکاران (۱۳۹۱)، خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)، زارعی و جلالی‌نائینی (۱۳۹۲)، کیمیجانی و فراهانی (۱۳۹۴)، زارعی (۱۳۹۷) و ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹) سازگاری دارد.

بر اساس نتایج دیگر این پژوهش، متغیرهای کنترلی شامل شکاف تولید، مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، نسبت پیری جامعه و نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نوسان نرخ ارز، نقش مهمی در تعیین پایداری مالی ایفا می‌نمایند. ضریب شکاف تولید در همه مدل‌های برآوردشده شامل مدل‌های خطی، غیرخطی، تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل با پارامتر متغیردزمان، مثبت و معنی‌دار است، یعنی شکاف تولید اثر مثبت بر پایداری مالی دارد که این یافته با پژوهش‌های آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) سازگار است؛ ولی با پژوهش‌های موتوکو (۲۰۱۵) و چوا و همکاران (۲۰۲۱) ناسازگار می‌باشد.

ضریب مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت تنها در مدل شامل متغیرهای کنترل، معنی‌دار است که علامت منفی دارد. این یافته با پژوهش‌های آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳)

سازگاری دارد؛ اما با پژوهش‌های آثرباخ و گورودنیچنکو (۲۰۱۷) و چوا و همکاران (۲۰۲۱) سازگاری ندارد.

نسبت پیری جامعه، اثر منفی و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد. این یافته با پژوهش‌های چو و لی (۲۰۲۲) و لیو و ژائو (۲۰۲۳) سازگار است. نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد. این یافته با پژوهش آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) سازگاری دارد؛ اما با پژوهش موتوکو (۲۰۱۵) سازگاری ندارد.

متغیر نوسان نرخ ارز، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد که این یافته با پژوهش‌های سری‌یانا (۲۰۱۹) و لارا و همکاران (۲۰۲۳) سازگاری ندارد.

در این پژوهش، شواهدی مبنی بر تأثیر معنی‌دار متغیرهای نرخ تورم، نسبت جمعیت فعال و نرخ بهره حقیقی بر پایداری مالی مشاهده نمی‌شود. کمک این پژوهش به ادبیات موجود، بر مقایسه مدل‌های مختلف ارزیابی پایداری مالی از جمله توابع واکنش مالی استاندارد خطی و غیرخطی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل با پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل و همچنین، شناسایی متغیرهای اثرگذار بر پایداری مالی در ایران، استوار است.

با توجه به منفی بودن ضریب واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی در بیشتر سالها در طول دوره بررسی، می‌توان نتیجه گرفت کاهش بدهی، در اولویت دولت‌ها در ایران نبوده است، بنابراین، پایداری مالی ایران در معرض تهدید می‌باشد.

پیشنهاد می‌شود، دولت و سیاستگذاران مالی در ایران، به‌جای تأمین کسری بودجه از محل استقراض از بانک‌ها و بخش‌های غیردولتی، منابع درآمد‌های مطمئن و قابل اتکا را توسعه دهند، تا به‌این ترتیب، از انباشت بیش‌ازحد بدهی جلوگیری نمایند و روند پایداری مالی و ثبات اقتصادی را تسریع بخشند.

References

- Afonso, A., & Alves, J. (2023). Does government spending efficiency improve fiscal sustainability?. *European Journal of Political Economy*, Article in Press, 102403. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2023.102403.
- Afonso, A., & Jalles, J. T. (2017). Euro area Time-Varying fiscal sustainability. *International Journal of Finance & Economics*, 22(3): 244-254. DOI: 10.1002/ijfe.1582.
- Afshari, Z., Shirin Bakhsh, S., & Beheshti, M. (2012). Investigating fiscal sustainability in Iran. *Economics Research*, 12(45): 27-54. [In Persian]
- Aghilifar, H., Piraei, Kh., Zare, H., & Ebrahimi, M. (2022). Cyclical fiscal policy in Iran; the role of various government expenditures and influencing factors. *Journal of Monetary and Banking Research*, 15(53): 475-503. [In Persian]
- Ahmad, A., McManus, R., & Ozkan, F. G. (2021). Fiscal space and the procyclicality of fiscal policy: The case for making hay while the sun shines. *Economic Inquiry*, 59(4): 1687-1701. DOI: 10.1111/ecin.13008.
- Aldama, P., & Creel, J. (2019). Fiscal policy in the US: Sustainable after all?. *Economic Modelling*, 81: 471-479.
- Aldama, P., & Creel, J. (2017). Why fiscal regimes matter for fiscal sustainability: An application to France. *Paris School of Economics Working Paper*, No. 2017.01.
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2017). Fiscal stimulus and fiscal sustainability. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 23789. DOI: 10.3386/w23789.
- Cho, D., & Lee, K. W. (2022). Population aging and fiscal sustainability: Nonlinear evidence from Europe. *Journal of International Money and Finance*, 126: 102665. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2022.102665.
- Chua, C. L., Perera, N., & Suardi, S. (2021). Fiscal regimes and fiscal sustainability in Sri Lanka. *Applied Economics*, 53(21): 2384-2397. DOI: 10.1080/00036846.2020.1859456.
- Economides, G., & Philippopoulos, A. (2023). Fiscal sustainability: Interest rates, growth and debt-based policy rules. *EconPol Forum*, 24(4): 11-15.
- Falahati, A., Fattahi, Sh., Heydari-Dizgarani, A., & Shokri, N. (2018). Investigating fiscal sustainability and transient financial shocks in Iran's economy. *Financial Economics*, 11(41): 123-154. [In Persian]
- Greiner, A., & Fincke, B. (2016). *Public Debt, Sustainability and Economic Growth*. Springer International Pu.
- İmrohoroğlu, S., Kitao, S., & Yamada, T. (2019). Fiscal sustainability in Japan: what to tackle?. *The Journal of the Economics of Ageing*, 14: 100205. DOI: 10.1016/j.jeoa.2019.100205
- Khiabani, N., Karimi Patanlar, S., & Motameni, M. (2012). Investigating the fiscal sustainability of Iran's government with Multilateral Cointegration Method. *Planning and Budgeting*, 17(1): 73-89. [In Persian]
- Ko, J. H., & Morita, H. (2015). Fiscal sustainability and regime shifts in Japan. *Economic Modelling*, 46: 364-375.
- Komijani, A., & Gudarzi Farahani, Y. (2016). Fiscal sustainability of the government in Iran's economy with Utilizing Cointegration Model. *Economic Studies and Policies*, 2(2): 3-26. [In Persian]

- Laura, G. D., Chasanah, R. N., Faridah, N., & Kartiasih, F. (2023). Assessing fiscal sustainability in Indonesia: Error correction mechanism diagnostic. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 21(1): 49-60.
- Levy Yeyati, E., & Sturzenegger, F. (2023). A Balance-Sheet approach to fiscal sustainability. *Fiscal Studies*, 44(1): 61-84.
- Liu, Q., & Zhao, D. (2023). A Study of the impact of population aging on fiscal sustainability in China. *Sustainability*, 15(6): 5409.
- Mackiewicz-Łyziak, J., & Łyziak, T. (2019). A new test for fiscal sustainability with endogenous sovereign bond yields: Evidence for EU economies. *Economic Modelling*, 82: 136-151.
- Maebayashi, N. (2023). The pace of fiscal consolidations, fiscal sustainability, and welfare: An Overlapping Generations approach. *Journal of Macroeconomics*, 75: 103485. DOI: 10.1016/j.jmacro.2022.103485.
- Mamipour, S., & Gudarzi, F. (2020). Investigating of fiscal policy sustainability in Iran, by Markov-Switching Unit Root test. *Journal of Economic Research*, 55(2): 437-462. doi: 10.22059/jte.2020.292246.1008259. [In Persian]
- Mutuku, C. (2015). Assessing fiscal policy cyclical and sustainability: A fiscal reaction function for Kenya. *Journal of Economics Library*, 2(3): 173-191. DOI: 10.1453/jel. v2i3.410.
- Nguyen, T. D., Suardi, S., & Chua, C. L. (2017). The behavior of US public debt and deficits during the global financial crisis. *Contemporary Economic Policy*, 35(1): 201-215. DOI: 10.1111/coep.12166.
- Rajakaruna, I., & Suardi, S. (2022). Fiscal sustainability, fiscal debt and economic growth in the South Asian region. *The Journal of Developing Areas*, 56(1): 249-265. DOI: 10.1353/jda.2022.0001.
- Ramos-Herrera, M. D. C., & Prats, M. A. (2020). Fiscal sustainability in the European countries: A Panel ARDL approach and a Dynamic Panel Threshold model. *Sustainability*, 12(20): 8505. DOI: 10.3390/su12208505.
- Ramos-Herrera, M. D. C., & Sosvilla-Rivero, S. (2020). Fiscal sustainability in aging societies: Evidence from Euro area countries. *Sustainability*, 12(24): 10276. DOI: 10.3390/su122410276.
- Serju-Thomas, P. (2020). Fiscal sustainability: The case for Jamaica. *Latin American Journal of Central Banking*, 1(1-4): 100018.
- Sriyana, J. (2019). What drives economic growth sustainability? Evidence from Indonesia. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 7(2): 906-918. DOI: 10.9770/jesi.2019.7.2(8).
- Zarei, Zh. (2018). Cross effect between fiscal sustainability and financial stability in Iran. *Monetary and Banking Research Institute Policy Paper No. 97005*. [In Persian]
- Zarei, Zh. (2016). Cyclical behavior of fiscal policy and factors affecting it with emphasis on the role of fiscal rules. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8(26): 543-569. [In Persian]
- Zarei, Zh., & Jalali Naini, A. (2014). Testing fiscal sustainability in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research*, 6(17): 63-82. [In Persian]

Fiscal Sustainability in Iran A Markov-Switching Fiscal Regime Change and Time-Varying Parameter Models Approach

Hossein Aghilifar¹
Khosrow Piraei²
Hashem Zare³
Mehrzaad Ebrahimi⁴

Received: 2024/1/20

Accepted: 2024/3/11

Aim and Introduction

A balanced government budget plays a decisive role in the stability of the macroeconomics, and the continuous budget deficit puts the stability of the economy at risk. A budget deficit transpires when the expansion in government expenditures exceeds the growth in government revenue. On the other hand, one of the reasons for the government debt enlargement is the continuous budget deficit. Permanent budget deficit has harmful effects on the economy. Therefore, economists recommend that the government should prevent excessive increase in debt by maintaining a sustainable fiscal policy. Fiscal policy is sustainable when the government reacts to the debt swelling by creating an adequate budget surplus. On the contrary, unsustainable fiscal policy causes crises such as suboptimal allocation of resources, failure in financial markets and high inflation rates. Iran's economy has always been struggling with the permanent budget deficit and high debt stocks. The major motive for this is the dependence of the Iranian government's revenues on the sale of crude oil and its products, because with the decrease in oil revenues, the government resorted to borrowing to compensate for its budget deficit, resulting in debt accretion. Therefore, it is necessary to understand the perspective of fiscal sustainability in Iran. The objective of this research is to assess Iran's government fiscal sustainability and its influential factors by employing annual data of Iran's economy from 1971 to 2022 and by utilizing constant parameter fiscal reaction functions including linear and non-linear models, time-varying parameter fiscal reaction function, Markov-switching fiscal regime change model and fiscal reaction function including control variables.

Methodology

The existing literature about fiscal sustainability in Iran, has mainly examined fiscal sustainability in the framework of constant parameter linear fiscal reaction

-
1. Ph. D. Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: H.aghilifar@gmail.com
 2. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: Kh.piraei@gmail.com
 3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: Hashem.zare@gmail.com
 4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: mhrzad@yahoo.com

function. This research assesses different models of fiscal reaction function, such as constant parameter linear and non-linear models, time-varying parameter models and Markov-switching fiscal regime change models regarding Iran's fiscal sustainability. It also evaluates the dominant variables affecting Iran's fiscal sustainability.

Results and Discussion

In this research, firstly, the Iran's government fiscal sustainability is tested through the constant parameter linear and non-linear fiscal reaction functions, and to identify the variables affecting fiscal sustainability, the model including control variables is utilized. Then the Markov-switching fiscal regime change model and the time-varying parameter fiscal reaction function are estimated. Among the constant parameter linear and non-linear models, only the linear model including control variables has a significant debt-to-GDP ratio coefficient, which its sign is negative. Hence, it indicates that the fiscal policy implemented in Iran is unsustainable. The Markov-Switching fiscal regime change model shows the existence of two fiscal regimes, one unsustainable fiscal regime where the reaction of the primary budget balance to public debt is significant and negative and one sustainable fiscal regime where the reaction of the primary budget balance to public debt is insignificant and positive. Also, the results show that the expected duration of the unsustainable fiscal regime is longer than the expected duration of the sustainable fiscal regime. The results of the time-varying parameter model show that the trend of the smoothed changes of the time-varying parameter is downward during the time, therefore, Iran's fiscal policy has proceeded in an unsustainable direction.

Conclusion

The results of the model including the control variables and the time-varying parameter model and the Markov-switching fiscal regime change model show that Iran's fiscal policy is unsustainable. Also, on the basis of this research findings, the variables of the output gap, the government revenue to GDP ratio and exchange rate fluctuation have a positive impact, and the variables of the government real cyclical expenditure and the old population ratio have a negative impact on the fiscal sustainability in Iran. Based on the results of this research, the government debt reduction has not been the priority of the governments in Iran. This has caused unsustainable fiscal policy which in turn, made the Iranian economy more and more vulnerable with regard to external shocks. While developing revenue sources and reducing dependence on oil revenues, the government should reduce its borrowing and therefore decrease the public debt and take steps towards sustainable fiscal policy to help achieving economic stability and sustainable growth in the long-term.

Keywords: Fiscal Policy, Fiscal Sustainability, Fiscal Regime, Markov-Switching Model, Time-Varying Parameter Model

JEL Classification: C2, E6, H30, H6