مقالهٔ پژوهشی

بررسی تراز مالی دولت اقتصاد ایران در رژیم پایدار و ناپایدار: رویکرد تغییر رژیمی

داود محمودی‌نیا*

فاطمه همایونی خلاری**

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۰۵

چکیده

در دو دههٔ گذشته افزایش مخارج یکی از نگرانی‌های اصلی سیاست‌های مالی بسیاری از کشورها بوده است. در کشورهایی که بدهی در سطوح نسبتاً بالایی قرار دارد و به طور مداوم وام می‌گیرند، بررسی پایداری مالی ضروری به نظر می‌رسد؛ چرا که سطوح بالای بدهی، انتخاب‌های دولت را در صدور بدهی، وضع مالیات و چاپ پول برای اصلاح کسری محدود می‌کند. بنابراین یکی از ملاک‌های ارزیابی سیاست‌های مالی پایداری سیاست مالی است. در این مطالعه، به تخمین ضریب اثرگذاری متغیرهای مؤثر بر متغیر تراز مالی دولت ایران در رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۸ در قالب مدل مارکوف- سوئیچینگ پرداخته شده است. بدین منظور تراز مالی به عنوان متغیر وابسته در رژیم‌ها در نظر گرفته شد و ضریب برآوردی وقفهٔ اول متغیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان عامل تعیین‌کنندهٔ رژیم انتخاب شد. پنج حالت از مدل تحقیق با در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی متفاوت تخمین زده شد و بهترین برازش انتخاب گردید. نتایج به دست آمده نشان داد که هر دو رژیم پایدار و ناپایدار از احتمال ماندگاری بالایی برخوردار هستند و قدرمطلق ضریب وقفهٔ اول متغیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در حالت معنادار در رژیم ناپایدار بیشتر از رژیم پایدار است و این به معنای اثر کاهندگی بیشترِ نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی دورهٔ قبل بر تراز مالی دولت در رژیم ناپایدار نسبت به اثر افزایشی آن در رژیم پایدار است و طی سال‌های دههٔ ۹۰، رژیم مالی پایدار می‌تواند به‌عنوان رژیم غالب مالی طی این بازه‌ی زمانی شناخته شود که می‌توان گفت شرط NPG (شرط بدون بازی پونزی) در این دوران برقرار است.

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: D.Mahmoudinia@vru.ac.ir

** دانش‌آموختهٔ کارشناسی ارشد دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، ایران.

واژه‌های کلیدی: پایداری مالی، بدهی دولت، کسری بودجه، تراز مالی، بازی پونزی و مدل مارکوف-سوئیچینگ.
طبقه‌بندی JEL: E62، F30، H62، N45

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر، و به‌ویژه پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸، موضوع ثبات مالی مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. حفظ یک سیستم مالی پایدار، مسئولیت عملکردی بانک‌های مرکزی و سایر مقامات دولتی است. این عملکرد مهم بر چگونگی تسهیل گردش روان پول، ازطریق سیستم مالی و جلوگیری از ریسک سیستمی که ممکن است به سیستم مالی آسیب برساند و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد، متمرکز است (بانک مرکزی اروپا[1]، ۲۰۱۷). پایداری مالی به معنی توانایی ادامهٔ سطح فعلی هزینه‌ها در آینده، بدون تغییر چشمگیر در زمینهٔ خدمات عمومی و مالیات و همچنین بدون افزایش مداوم سطح بدهی است (اصلانلی[2]، ۲۰۱۵). پایداری سیاست‌های مالی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه مسئلهٔ مهمی است و یک رویکرد رایج در ارزیابی پایداری استفاده از نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است (چالک و همینگ[3]، ۲۰۰۰) و اقتصاد کشورها، تازمانی‌که تحت شرایط نامطلوب قرار می‌گیرند، هزینه‌های مالی را برای مقابله با شوک‌های نامطلوب اقتصاد کلان به فعالیت وا می‌دارند (چالک و همینگ، ۲۰۰۰؛ آلداما و کرل[4]، ۲۰۱۶). یکی از ملاک‌های ارزیابی سیاست مالی، پایداری سیاست مالی است (نیلی و همکاران، ۱۳۹۴). در صورت تأمین مالی هر کسری، با یک مازادی در آینده، گفته می‌شود که سیاست مالی دولت پایدار است؛ که به معنای ساکن‌پذیری نسبت بدهی‌های دولتی به تولید ناخالص ملی و سازگار بودن با کل تقاضای اوراق قرضهٔ دولتی است (فلاحتی و همکاران، ۱۳۹۶). توسعهٔ تعادل اولیهٔ بودج دولت (به‌عنوان‌مثال، تفاوت بین درآمد اولیه و هزینه‌های اولیه) یک

1. European Central Bank
2. Aslanli
3. Chalk & Hemming
4. Aldama and Creel

شاخص کارا برای بررسی و ارزیابی پایداری مالی است. شاخص مهم دیگر شکاف مالی است، که به‌عنوان «کاهش دائمی هزینه یا افزایش درآمد که در یک زمان لازم، برای اطمینان از تحقق محدودیت مشخص بدهی به تولید ناخالص داخلی در پایان افق پیش‌بینی» لازم است تعریف شود (بل و همکاران[1]، ۲۰۱۰).

باتوجه‌به تعاریف پایداری مالی و شاخص‌های آن، ثبات مالی ناظر بر مفاهیم «بدهی و پایداری آن» است. برای پایداری بدهی دولت تعاریف متعددی ارائه شده است، اما تقریباً تمامی این تعاریف، به‌نوعی، به سیاست‌های مالی دولت مربوط بوده‌اند. در یک تعریف محدود، می‌توان پایداری بدهی را توانایی دولت در بازپرداخت بدهی و یا توانایی دولت در حفظ سطح بدهی فعلی دانست؛ اما در یک تعریف جامع‌تر، پایداری بدهی می‌تواند، به‌عنوان معیاری از وابستگی رفتارهای مالی اخیر دولت، نسبت به تحولات مالی دورهٔ گذشته و تحولات سطح کلان اقتصادی در نظر گرفته شود (بورنساید[2]، ۲۰۰۴). نسبت بهینهٔ بدهی به معنای حداکثر کردن رفاه اجتماعی و رشد اقتصاد بدون کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی یا بدون افزایش هزینهٔ توسعه است (بلانچارد[3]، ۱۹۸۳ و روچت[4]، ۲۰۰۶). زمانی که بدهی‌های دولت، حالت انفجاری به خود بگیرد، آنگاه مسئلهٔ پرداخت بدهی دولتی، که معمولاً ازطریق انباشت کسری بودجه و بهرهٔ مربوط به بدهی‌های بازپرداخت‌نشده تشکیل می‌شود، تهدید بزرگی برای اقتصاد به‌شمار می‌آید (محمودی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۵).

بنابراین، دولت‌ها باید نگاه ویژه‌ای به بدهی‌های خود داشته باشند تا در شرایط مختلف، ازجمله رکود اقتصادی، بتوانند با حداقل هزینه، بدهی خود را بازپرداخت کنند تا وارد یک بازی پونزی نشوند (اسکندری‌پور و همکاران، ۱۳۹۸). بازی پونزی به این معنا است که دولت می‌تواند، با انتشار دائمی اوراق قرضهٔ جدید (اوراق مشارکت معاف از مالیات) برای ارائهٔ خدمات بدهی، اوراق قرضه منتشر کند و سود و اصل آن را از دوره‌ای به دوره‌ای دیگر تحویل دهد که گفته می‌شود اقتصاد، از نظر

1. Bell et al.
2. Burnside
3. Blanchard
4. Rochet

دینامیکی، ناکارآمد است (ویگر[1]، ۲۰۰۸). برای پایداری، سهام بدهی دولت که با نرخ r رشد می‌کند، باید با سرعت کمتری از اقتصاد که با نرخ n رشد می‌کند، رشد کند (فورسیلد[2]، ۱۹۹۸). علی‌رغم چشم‌اندازهای ذاتی رشد، وابستگی بیش‌ازحد به بدهی، حساسیت به دوره‌های طولانی‌مدت ناپایداری را افزایش می‌دهد. علاوه‌براین، شواهد تجربی نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی، در بین کشورهای درحال‌توسعه، مشکلی غیرقابل حل است (ایرونگو و همکاران[3]، ۲۰۲۰). زیرا کشورهای درحال‌توسعه، از بدهی برای تأمین کسری‌های بزرگ و مداوم مالی و توسعهٔ زیرساختی استفاده می‌کنند (ریبیرو-پوپلاوسکی و ال‌لدو[4]، ۲۰۱۳). افزایش بدهی دولت نسبت به اندازهٔ اقتصاد می‌تواند، ازطریق افزایش نرخ بهره، باعث کاهش سرمایه‌گذاری ازیک‌طرف و ایجاد مشکل در نظام مالی ازطرف‌دیگر بشود. ناپایداری سیاست مالی و انتظار آحاد اقتصادی در بازپرداخت نشدن بدهی دولت در آینده، هزینهٔ ایجاد بدهی جدید را نیز افزایش خواهد داد (نیلی و همکاران، ۱۳۹۴). بی‌ثباتی مالی ممکن است مانع رشد و توسعهٔ اقتصادی شود، اما ازسوی‌دیگر، شوک‌های واقعی منفی ممکن است، باعث بی‌ثباتی مالی شوند و هردو، یکدیگر را تقویت کنند. نمونه‌هایی از بی‌ثباتی مالی می‌تواند شاخص‌های اقتصاد کلان کشور را تحت تأثیر قرار دهد (باتو و همکاران[5]، ۲۰۱۸). به‌طورخاص، بی‌ثباتی مالی بر میزان مصرف و سرمایه‌گذاری تأثیر منفی می‌گذارد. شکنندگی مالی می‌تواند، باعث ایجاد بحران‌های مالی شود که مانع رشد اقتصادی می‌شود (آلسامارا و همکاران[6]، ۲۰۱۹).

باتوجه‌به اینکه ثبات قیمت نمی‌تواند، در یک سیستم مالی بی‌ثبات حفظ شو، بنابراین از نتایج نبود ثبات مالی، ایجاد تورم است (روبیو و کومونالە[7]، ۲۰۱۸). برنتسن و همکاران[8] (۲۰۱۱) استدلال کرده‌اند که، در طولانی‌مدت، تورم و بیکاری،

1. Wigger
2. Forslid
3. Irungu et al.
4. Ribiero-Poplawski and LLedo
5. Batuo, Mlambo, & Asongu
6. Alsamara et al.
7. Rubio and Comunale
8. Berentsen et al.

هم از لحاظ نظری و هم از نظر تجربی، با هم ارتباط قابل‌توجه و مثبتی دارند و برای هر چرخشی که تورم ایجاد می‌کند، بیکاری حدوداً ۳ ۱/۴ سال بعد دنبال می‌شود (هاگ و کینگ،[1] ۲۰۱۴). همچنین، رابطهٔ طولانی‌مدت بین تورم و نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی، یکنواخت نیست؛ به‌گونه‌ای که هنگامی‌که تورم به بالای آستانهٔ مشخصی رسید، رابطهٔ مثبت، منفی می‌شود (گومیس-پورکوئراس و همکاران[2]، ۲۰۲۰).

در مورد کشورمان، می‌توان گفت که دولت ایران، نسبت به افزایش در سطح بدهی‌ها، ازطریق کاهش کسری (یا افزایش مازاد) بودجه، واکنش محسوسی نشان نداده (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۶) و از انرژی و منابع خدادادی، درجهت حذف کسری بودجه و بدهی‌های دولت، استفادهٔ مطلوب نکرده است (افشاری و همکاران، ۱۳۹۱). همچنین، دولت حتی، بااستفاده‌از چاپ و انتشارپول و درآمدهای حق‌الضرب و نفت، در بلندمدت، نتوانسته است مخارجش را از محل درآمدهای خود، تأمین مالی نماید (زارعی و جلالی نائینی، ۱۳۹۲) و اینکه در بلندمدت، بدهی پایدار نیست (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۳). بنابراین، باتوجه‌به شرایط بدهی و کسری بودجهٔ دولت ایران، اهمیت بررسی «پایداری مالی در ایران» به‌خوبی درک می‌شود.

ازاین‌رو، هدف از این پژوهش، بررسی پایداری و ناپایداری سیاست‌های مالی دولت ایران، طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۸، در چهارچوب مدل مارکوف- سوئیچینگ است و به تخمین ضریب اثرگذاری متغیّرهای مؤثر، بر متغیّر تراز مالی، در قالب مدل ذکرشده در ۵ حالت، در دو رژیم مالی پایدار و ناپایدار، پرداخته شده و سپس، نقش متغیّرهای مؤثر بر آن، مورد تحلیل قرار می‌گیرد و به بررسی این پرسش‌ها خواهیم پرداخت که:

- در چه سال‌هایی، از بازهٔ مورد پژوهش، تراز مالی دولت، در رژیم مالی پایدار و در کدام سال‌ها، در رژیم مالی ناپایدار قرار گرفته است؟
- کدام متغیّرها بر تراز مالی دولت، در رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار، تأثیرگذارند؟
- آیا در این رژیم‌های مالی، بازی پونزی، ازطرف دولت، ایجاد شده است؟

1. Haug and King
2. Gomis-Porqueras et al.

در ادامهٔ این مطالعه، در بخش دوم، به مبانی نظری پایداری مالی پرداخته خواهد شد و در بخش سوم، پیشینهٔ داخلی و خارجی موضوع ارائه خواهد شد. پس‌ازآن، در بخش چهارم، نتایج حاصل از برآورد بیان شده و درنهایت، در بخش پنجم، جمع‌بندی و پیشنهادها مطرح خواهد شد.

۲. مبانی نظری

موضوع پایداری سیاست‌های مالی، طی دو دههٔ گذشته، بسیار مورد توجه قرار گرفته است؛ زیرا کسری بودجه، در کشورهای توسعه‌یافته و درحال ظهور، رو به وخامت گذاشته است (چیبی و همکاران[1]، ۲۰۱۵). در جوامع امروزی، سیاست مالی یکی از ابزارهای مهم و تأثیرگذار بر رشد و توسعهٔ اقتصادی است و پایداری سیاست مالی، یکی از نگرانی‌های عمدهٔ سیاست‌گذاران اقتصادی کشورهای جهان است؛ زیرا سیاست مالی ناپایدار، می‌تواند حجم سرمایه‌گذاری و درنتیجه، رشد اقتصادی پایدار را تحدید کند (افشاری و همکاران، ۱۳۹۱). در ادبیات، در مورد تعریف پایداریِ مالیهٔ عمومی، بین اقتصاددانان اتفاق‌نظر روشنی وجود ندارد. درحقیقت، بسیاری از مقالات پژوهشی در زمینهٔ پایداری، معیارهای خاص خود را برای پایداری معرفی می‌کنند که از بسیاری جهات، مشابه هستند؛ اما یکسان نیستند. وقتی از پایداری مالی صحبت می‌کنیم، معمولاً، به سیاست‌های مالی دولت اشاره می‌کنیم (بورنساید[2]، ۲۰۰۵).

ثبات مالی، به‌عنوان توانایی سیستم مالی، برای اطمینان از توزیع مؤثر منابع مالی، به‌طور دائمی و بدون مزاحمت، تعریف می‌شود (میشکین[3]، ۱۹۹۲). این دیدگاه شناخته‌شدهٔ شومپتری بود که برای اولین بار، اهمیت رابطهٔ رشد اقتصادی‌ـمالی را برجسته کرد (کینگ و لوین[4]، ۱۹۹۳). براساس OECD در سال ۲۰۰۹، پایداری مالی شامل توانایی پرداخت دولت، ادامهٔ رشد اقتصادی پایدار، مالیات‌های پایدار و عدالت بین‌نسلی است. به‌عبارت‌دیگر، سیاست مالی پایدار، سیاستی است که

1. Chibi et al.
2. Burnside
3. Mishkin
4. King & Levine

می‌تواند، بدون هیچ تغییر عمده‌ای، در الگوی مالیات و هزینه تحقق یابد (اصلانلی، ۲۰۱۵). یک تعریف کلی‌تر، می‌گوید که سیاست مالی در صورتی پایدار است که ارزش فعلی مازاد اولیه[1]، برابر با سطح فعلی بدهی باشد که این تعریف، ازطریق محدودیت بین‌دوره‌ای بودجهٔ دولت[2] استخراج شده است. دراین‌صورت، اولین سؤال مفهومی در مورد پایداری این است که: کدام سیاست‌های مالی پایدار هستند؟ پاسخ اساسی اقتصادی این است که توانایی یک وام‌گیرنده برای وام گرفتن، با تمایل سایر عوامل برای وام دادن محدود می‌شود. بنابراین، این سؤال که کدام سیاست‌ها پایدار هستند، یک سؤال تعادلی عمومی است؛ سؤالی که وام‌دهندگان بالقوهٔ دولت چه کسانی هستند و چه چیزی، رفتار آنها را تعیین می‌کند (بوهن[3]، ۲۰۰۵).

منظور از رژیم ناپایدار، بازخورد دوره‌ای و مداوم منفی یا خنثی بدهیِ عمومیِ اولیه بر مازاد اولیه است؛ یعنی نقض شرایط پایداری بوهن. در نتیجه، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی به صورت دوره‌ای و مداوم در رژیم‌های ناپایدار انفجاری می‌شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۶). غالباً اگر دولت‌ها ناپایدار باشند، سیاست‌های خود را تغییر می‌دهند. بنابراین، تمرکز تجزیه و تحلیل پایداری مالی، غالباً، بر خود پرداخت نکردن بدهی (اصل و فرع وام) درموعد مقرر نیست - که دولت‌ها اغلب از آن اجتناب می‌کنند - بلکه بر عواقب تغییرات سیاست مورد نیاز، برای اجتناب از پرداخت نکردن بدهی ((اصل و فرع وام) درموعد مقرر) احتمالی است (بورنساید، ۲۰۰۴). در مورد رژیم‌های پایدار می‌توان گفت که در رژیم‌های پایدار، واکنش مورد نیاز مازاد اولیه به بدهی اولیه، باید به اندازه‌ای بزرگ باشد که بتواند کسری‌های اولیه را در رژیم‌های ناپایدار جبران کند که با نسبت مدت زمان مورد انتظار، نرخ بهرهٔ واقعی تعدیل‌شده از نظر رشد و با کسر معکوس زمان (مورد انتظار) صرف‌شده در رژیم‌های پایدار وزن می‌شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۶).

معتبرترین شواهد به نفع پایداری، پاسخ مثبت قوی مازاد اولیه به نوسانات نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است (بوهن، ۲۰۰۵). باتوجه‌به بوهن (۱۹۹۸)، تعادل عمومی اولیه (تراز اولیه) باید، پس از افزایش نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، افزایش یابد تا پایداری مالی عمومی، همان‌طورکه توسط محدودیت بودجهٔ

1. Primary Surplus
2. Intertemporal Budget Constraint
3. Bohn

بین‌دوره‌ای دولت تعریف شده است، تضمین شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۶). یکی از شروط پایداری مالی به قاعدهٔ IBC[1] و یا محدودیت بودجهٔ بین‌زمانی معروف است، که شرط عرضی (TC[2]) پایداری مالی است. طبق این قاعده، سیاست مالی در شرایطی پایدار است که بدهی فعلی دولت، حداقل برابر با ارزش حال مازاد بودجهٔ دولت طی دوره‌های آتی باشد. اگر بدهی بیشتر از جریان مازاد بودجه باشد؛ دولت قادر به بازپرداخت بدهی نخواهد بود. چیبی و همکاران (۲۰۱۵)، IBC و یا محدودیت بودجهٔ بین‌زمانی دولت را که به‌عنوان شرط عرضی یا TC شناخته می‌شود را «ثبات کسری بودجه» نامیده‌اند و آن را این‌گونه تعریف کرده‌اند که سطح فعلی بدهی جاری به تولید ناخالص داخلی، باید با کل مازاد تنزیل‌شدهٔ جاری و مورد انتظار آتی، که به‌صورت درصد تولید ناخالص داخلی بیان می‌شود، برابر باشد. ادبیات نظری در مورد پایداری سیاست‌های مالی، در درجهٔ اول، به شرایط عرضی وابسته است. بودجهٔ دولت یا ازطریق مالیات یا ازطریق صدور بدهی با نرخ بهره تأمین می‌شود. اگر تغییر بدهی محدود باشد، باتوجه‌به ماهیت دوره‌ای تولید و نرخ بهرهٔ واقعی، ممکن است شرایط عرضی نقض شود (بوهن، ۱۹۹۵: چک و همینگ[3]، ۲۰۰۰). بنابراین، اگر دولت در شرایط پایداری مالی باشد، تداوم سیاست مالی فعلی، امکان بازپرداخت بدهی دولت را فراهم می‌نماید (خیابانی و همکاران، ۱۳۹۱).

یک سیاست مالی پایدار، باید شرایط استاندارد پرداخت بدهی را برآورده کند که براساس آن، موجودی اولیهٔ بدهی عمومی باید، با مازاد بودجهٔ اولیه با ارزش فعلیِ موردِ انتظار در آینده تأمین شود. محدودیت بودجهٔ ارزش فعلی (PVBC)[4] می‌تواند معادل شرط عرضی بودن موجودی ارزش فعلی مورد انتظار بدهی عمومی باشد. این شرطِ بازیِ بدون پونزی (NPG) است. در حالت تعادل، هم PVBC و هم شرایط عرضی بودن، باید برابری داشته باشند و مانع از این شود که وام‌دهندگان و دولت از طرح پونزی، علیه یکدیگر استفاده کنند (آلداما و کریل، ۲۰۱۶). شرط عمومی No Ponzi یا شرایط بدون پونزی از دیدگاه دولت، یک محدودیت است. شرط بدون پونزی را می‌توان، با سیاست‌هایی که اجازه می‌دهد نسبت بدهی، به تولید ناخالص داخلی و

1. Intertemporal Budget Constraint
2. Transversality Condition
3. Chalk and Hemming
4. Present-Value Budget Constraint

نسبت مالیات، به تولید ناخالص داخلی، به‌طور تصاعدی، با نرخ اندکی کمتر از نرخ تنزیل افزایش یابد، برآورده کرد (بوهن، ۲۰۰۵). شرط بازی غیرپونزی مانع این می‌شود که سرعت افزایش بدهی، به‌طور مجانبی، بیشتر از نرخ بهره باشد (پولیتو و ویکنز[1]، ۲۰۰۵). طبق گفتهٔ صندوق بین‌المللی پول، پایداری مالی همان محدودیت‌های بازی غیرپونزی است. پس باید هر دو PVBC و TC یکسان باشند؛ زیرا نمایندهٔ مصرف‌کننده نمی‌تواند یک طرح پونزی را علیه دولت اجرا کند (بوهن، ۱۹۹۵). یک سیاست مالی تغییر رژیم باید، به‌طور متوسط، شرط NPG را برآورده کند؛ یعنی رژیم‌های پایدار باید، به اندازهٔ کافی، مکرر باشند تا رژیم‌های ناپایدار را در درازمدت متعادل کنند. ردّ یک طرح پونزی به این معنی است که هرچه رژیم‌های ناپایدار، درمقابل مدت زمان رژیم‌های پایدار طولانی‌تر باشند، کسری‌های اولیه در رژیم‌های ناپایدار بیشتر باشد؛ پس واکنش مورد نیاز مازاد اولیه به بدهی باید، در طول رژیم‌های پایدار بیشتر باشد. بااین‌حال، با وجود شرط دیگری، سیاست مالی می‌تواند، به‌طور دوره‌ای، ناپایدار باشد و PVBC آن را برآورده کند (آلداما و کریل، ۲۰۱۶).

آنچه که از تعاریف پایداری دریافت می‌شود، این است که مفهوم پایداری مالی عمیقاً، با «پایداری بدهی» گره خورده است. به‌عنوان یک تعریف از پایداری بدهی داریم: پایداری بدهی دولت به این معنی است که بدهی انباشته‌شدهٔ دولت باید، در هر مقطعِ زمانی پرداخت شود. این امر دولت‌ها را ملزم می‌کند قادر به پرداخت قروض و نقدینه[2] باشند (صندوق بین‌المللی پول، آگوست ۲۰۱۱)[3]. باید بدانیم که در یک اقتصاد روبه‌رشد، دلیلی وجود ندارد که بدهی عمومی، به‌طور کامل پرداخت شود. در قلب شرایط پرداخت بدهی دولت، فقط الزام نسبت بدهی غیرقابل انفجار است؛ بدان‌معنی‌که تمام یا بخشی از بدهی‌های موجود، همیشه قابل‌واریز است. تثبیت نسبت بدهی، شرایط پرداخت بدهی دولت را برآورده می‌کند (لی[4]، ۲۰۰۹). مفهومی از پایداری مربوط به قابلیت پرداخت را پیشنهاد می‌کند. وقتی از پرداخت بدهی صحبت می‌کنیم، به توانایی دولت در عمل به تعهدات بدهی خود، بدون قصور صریح در مورد آنها، اشاره می‌کنیم. یکی از مفاهیم پایداری مالی، مربوط به توانایی

1. Polito, Vito and Mike Wickens
2. solvent and liquid
3. See also “Modernizing the Public Debt Sustainability Analysis”, IMF, August 2011.
4. Ley

دولت برای حفظ نامحدود مجموعه‌ای از سیاست‌ها است، درحالی‌که سالونت باقی می‌ماند (بورنساید، ۲۰۰۴). «توانایی پرداخت» یک مفهوم میان‌مدت و بلندمدت است و مستلزم تحقق خالص ارزش محدودیت بودجهٔ فعلی دولت است؛ تصریح می‌کند که ارزش فعلی خالص ترازهای اولیهٔ آتی دولت، باید، حداقل به اندازهٔ ارزش فعلی خالص بدهی‌های جاری دولت («مفهوم جریان») باشد. براساس «مفهوم موجودی»، توانایی پرداخت بدهی، مستلزم این است که ارزش فعلی خالص تمام بدهی‌های معوق آتی، نباید بیشتر از مقدار موجود دارایی‌ها باشد؛ درحالی‌که «نقدینگی» یک مفهوم کوتاه‌مدت است و به توانایی دولت در حفظ دسترسی به بازارهای مالی اشاره دارد و از توانایی دولت، برای انجام تمام تعهدات آتی در کوتاه‌مدت اطمینان می‌دهد (بولتن ماهانه[1] بانک مرکزی اروپا، آوریل ۲۰۱۲).

وقتی از پایداری مالی صحبت می‌کنیم، توانایی دولت در پرداخت بدهی را باید در نظر بگیریم که خود ناظر به مفهوم سالونت[2] بودن دولت (توانایی دولت در تأمین محدودیت بودجهٔ بین‌دوره‌ای) است. مفهوم توانایی تسویه‌شوندگی[3] (سالونسی) یا پرداخت بدهی با پایداری سیاست مالی، از نظر صندوق بین‌المللی پول تفاوت دارد. از نظر این صندوق، اگر دولت به‌عنوان قرض‌گیرنده، بتواند به خدمات مربوط به پرداخت اصل و بهره‌ی بدهی‌هایش، بدون اصلاح زیاد در تراز درآمدها (مالیاتی) و مخارجش ادامه دهد، سیاست مالی پایدار است. وقتی دولتی سالونت (قادر به پرداخت قروض) است و به‌احتمال‌زیاد سالونت باقی بماند، سیاست‌های مالی آن ممکن است پُرهزینه باشد. گاهی اوقات، تجزیه و تحلیل پایداری مالی به هزینه‌های جاری مربوط به ترکیبی خاص از سیاست‌های مالی و پولی اشاره می‌کند. برن‌ساید (۲۰۰۴) نیز استدلال کرد که پیامد اجتناب‌ناپذیر سیاستِ مالیِ سست، تورم است. مقام پولی بدون همکاری مقامات مالی نمی‌تواند، به‌طور نامحدود، با تورم مبارزه کند. بنابراین، هدف تورم پایین، همراه با پایداری مالی، تنها در صورت هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی محقق می‌شود. در مواجهه با شوک مالی، که ارزش فعلی مازاد اولیهٔ دولت را کاهش می‌دهد، ممکن است سطح قیمت، به همان میزان، افزایش یابد (بورنساید، ۲۰۰۴).

1. Monthly Bulletin
2. solvent
3. solvency

دستیابی به مازاد اولیهٔ مورد نیاز که باعث تثبیت نسبت بدهی عمومی می‌شود، ممکن است که مستلزم کاهش شدید هزینه‌های دولت یا افزایش درآمدهای عمومی باشد که ممکن است از نظر اقتصادی/ سیاسی امکان‌پذیر نباشد. راه دیگر، برای در نظر گرفتن همین مشکل، این است که ممکن است یک کشور بتواند (ازطریق سیاست‌های سختگیرانه برای کاهش منابع جهت تأمین بدهی) به تثبیت میان‌مدت نسبت بدهی دست یابد. بااین‌حال، اگر نسبت بدهی اولیه بیش از حد بالا باشد، دستیابی به چنین هدفی، ممکن است که بسیار پرهزینه باشد (از نظر نرخ رشد اقتصادی آینده و تلاش مورد نیاز برای تأمین بدهی) که باید به کشور اجازه داده شود تا مقداری بدهی دریافت کند تا بتواند سرمایه‌گذاری و رشد رضایت‌بخش بلندمدت را حفظ کند (یعنی دوشیدن بیش از حد گاو، بدون تغذیه، ممکن است حیوان فقیر را برای مدت طولانی در کما بگذارد)[1]. باز هم، در این مورد منطقی است که مقداری تسهیل بدهی (درجاتی از کاهش بدهی) فراهم شود تا کشور بتواند از زیرِ بارِ بدهیِ ناپایدار خارج شود (روبینی[2]، ۲۰۰۱).

۳. مروری بر ادبیات تحقیق

در حدود سه دهه است که مفهوم پایداری مالی، در متون اقتصادی وارد شده است. کسری بودجه‌های زیاد و مداوم آمریکا، در دههٔ ۱۹۸۰ و اوایل دههٔ۱۹۹۰، نگرانی‌هایی را دربارهٔ بودجهٔ این کشور ایجاد کرد و باعث ایجاد حجم زیادی از مطالعات، در زمینهٔ پایداری مالی شد. درادامه، به بررسی برخی از این مطالعات خارجی و داخلی، در حوزهٔ پایداری مالی، پرداخته می‌شود.

۱.۳ مطالعات خارجی

پیشینهٔ نظری پایداری مالی به مطالعهٔ دومار (۱۹۴۴) باز می‌گردد. دومار (۱۹۴۴)، در پژوهش خود، با عنوان «بارِ بدهی و درآمد ملی» ذکر می‌کند که: «مشکل بدهی باید، دررابطه‌با درآمد ملی، مورد مطالعه قرار گیرد و با افزایش درآمد ملی، «بار

1. (i. e. milking a denourished cow to the extreme may leave the poor animal comatose for the long haul).

2. Roubini

بدهی»، احتمالاً، در محدوده‌های قابل‌مدیریت محدود می‌شود». دومار رفتار نرخ مالیات در طول زمان را تحت چندین مجموعهٔ فرض بررسی کرد.

مقالهٔ همیلتون و فلاوین[1] (۱۹۸۶) آغاز تحلیل پایداری سیاست‌های مالی است. همیلتون (۱۹۸۹) اولین کسی بود که از مدل مارکوف- سوئیچینگ (مدل تغییرِ رژیمِ تصادفی)، برای مدل‌سازی پایداری‌های مالی استفاده کرد و این مدل را برای داده‌های تولید ناخالص واقعی آمریکا، برای دوره‌های ۱۹۵۱-۱۹۸۴، با یک مدل دو رژیمه، و درجهٔ اتورگرسیون برای کمک به تاریخ‌گذاری و پیش‌بینی نقاط بازگشتی پایداری‌های مالی، به کار گرفت. نتایج نشان داد که تاریخ‌گذاری از نقاط برگشتِ پیش‌بینی‌شده با این مدل، معمولاً، در حدود سه ماه، با مجموعه‌تاریخ‌های بیان شده به‌وسیلهٔ مؤسسهٔ ملی مطالعات اقتصادی آمریکا اختلاف دارد (همیلتون، ۱۹۸۹).

بوهن (۱۹۹۵)، در مقاله‌ای تحت عنوان «پایداری کسری بودجه در یک اقتصاد تصادفی» به بررسی پایداری کسری بودجهٔ دولت در یک اقتصاد تصادفی می‌پردازد. طبق این پژوهش، تنظیم تعادل عمومی، امکان استخراج دقیق شرایط عرضی مربوطه و محدودیت‌های بودجهٔ بین‌زمانی را فراهم می‌کند. او همچنین، در مطالعهٔ خود، در سال ۲۰۰۵، تحت عنوان «پایداری سیاست مالی در ایالات متحده»، پایداری سیاست مالی ایالات متحده را بررسی می‌کند که به نظر او، شواهد اصلی به نفع پایداری و یافتن پاسخ مثبت قوی مازادهای اولیه به تغییرات در بدهی اولیه است. در سال‌های اخیر نیز، پژوهش‌هایی در این حوزه صورت گرفته است که به برخی از آنها اشاره می‌شود:

چیبی و همکاران[2] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی پایداری مالی در الجزایر: یک رویکرد غیرخطی» با هدف تجزیه و تحلیل مبانی فنی سلامت مالی و توان پرداخت دولت و یافتن یک مقدار آستانه برای یک متغیّر گذار، که تصمیم‌گیرندگان را واردار به ایجاد تعدیل در سیاست مالی کرده و محاسبهٔ سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر و تخمین عملکرد انتقال، به این نتیجه دست یافتند

1. Hamiliton And Flavin

2. Abderrahim Chibi, Sidi Mohamed Chekouri and Mohamed Benbouziane

که سری زمانی موجودی بودجه ثابت نیست (به معنی ویژگی بازگشتی نیست) و بنابراین، نمی‌تواند کسری بودجه را در درازمدت در الجزایر حفظ کند.

ایرونگو[1] و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهشی با عنوان «تغییرات رژیم و پایداری مالی در کنیا» به دنبال بررسی ماهیت رژیم سیاست مالی در کنیا و میزان پایداری سیاست مالی در بلندمدت، با در نظر گرفتن تغییرات دوره‌ای رژیم بودند. مدل‌های مارکوف‌ـسوئیچینگ برای تعیین کردن رژیم‌های سیاست مالی، به طور درون‌زا استفاده شد. از آزمون‌های تغییر رژیم، برای آزمایش اینکه آیا شرایط بازی No-Ponzi و شرایط تثبیت بدهی برآورده شده‌اند یا خیر، استفاده شد. همچنین آکا[2] و همکاران، در سال ۲۰۲۰، به بررسی تعادل بدهی با پایداری سیاست مالی و آیندهٔ مدیریت درآمد نفت در غنا پرداختند. در این مطالعه، داده‌های بانک غنا و وزارت دارایی را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند تا مشخص شود، آیا هدفی که برای این اقدامات مالی درنظرگرفته‌شده، محقق شده است یا خیر؟ یافته‌ها نشان می‌دهد که تولید نفت، برای اطمینان از انضباط مالی و کاهش کسری بودجه، کار زیادی انجام نداده است.

مایکل وودفورد و ینشی شی[3] (۲۰۲۱)، در مطالعهٔ خود، با عنوان «سیاست تثبیت مالی و پولی در حد پایین صفر: پیامدهای آینده‌نگری محدود»، میزان امکان تثبیت اقتصاد کلان، زمانی که کران پایین صفر یک محدودیت مرتبط بر اثربخشی سیاست پولی متعارف تحت فرض عقلانیت محدود است، را مورد بازنگری قرار می‌دهند. آنها در نقش بالقوهٔ نقل و انتقالات مالی ضدچرخه‌ای، به‌عنوان ابزار سیاست تثبیت، تجدید نظر کردند. ازآنجایی‌که وقتی افق‌های برنامه‌ریزی محدود هستند (حتی زمانی که نسبتاً طولانی هستند)، معادل ریکاردی دیگر برقرار نیست، آنها دریافتند که نقل و انتقالات مالی می‌تواند ابزار قدرتمندی، برای کاهش تأثیر انقباضی افزایش اقلام مالی، در طول یک بحران باشد و حتی می‌تواند، تثبیت کامل تولید کل و تورم را تحت شرایط خاص، علی‌رغم محدودیت‌های الزام‌آور نرخ‌های بهره، ممکن سازد.

1. Irungu
2. Ackah
3. Michael Woodford and Yinxi Xie

۲.۳ مطالعات داخلی

در این قسمت، به مرور برخی از مطالعاتی که در این زمینه، در سال‌های اخیر، در داخل کشور، صورت‌گرفته است، پرداخته شده است:

کیا امیر[1] (۲۰۰۰)، در مطالعهٔ خویش، تحت عنوان «ثبات مالی در کشورهای درحال‌توسعه براساس شواهدی از اقتصاد ایران و ترکیه»، به بررسی ثبات مالی، در دو کشور ایران، به‌عنوان یک اقتصاد نفتی، و ترکیه، به‌عنوان یک اقتصاد غیرنفتی می‌پردازد. این مطالعه نشان می‌دهد که کسری و انباشت بدهی، در فرآیند مالی ایران، امری متداول است.

فلاحتی و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعهٔ خود، تحت عنوان «بررسی پایداری مالی و شوک‌های مالی گذرا در اقتصاد ایران»، به بررسی پایداری مالی و شوک‌های مالی در اقتصاد ایران، طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۳ می‌پردازند. در بررسی آنها، رابطهٔ بین درآمدها و مخارج دولت، بااستفاده‌از آزمون هم‌جمعی انگل- گرینجر، نشان داده که با افزایش درآمدها، مخارج بیشتر افزایش پیدا می‌کند. همچنین، نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌جمعی، حاکی از آن است که سیاست مالی در ایران ناپایدار است. همچنین، نتایج حاصل از برآورد توابع واکنش مالی، حاکی از آن است که تعدیلات بدهی، بیشتر در سمت مخارج دولت اتفاق می‌افتد؛ یعنی با افزایش بدهی، مخارج بیشتر از درآمدها افزایش می‌یابد که این خود، تأییدی بر وجود ناپایداری مالی در ایران است.

ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹)، در مقالهٔ خود، با عنوان «بررسی پایداری مالی دولت در ایران با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد»، سعی کرده‌اند تا بااستفاده‌از آزمون ریشهٔ واحدِ غیرخطیِ مارکوف- سوئیچینگ، وضعیت پایداری یا ناپایداری مالی دولت در ایران، طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۶ را مورد بررسی قرار دهند. باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های ریشهٔ واحد خطی و غیرخطی، در طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، وضعیت مالی دولت در حالت ناپایدار قرار دارد و تفکیک دورهٔ زمانی به رژیم‌های مختلف اعم، از دوره‌های پُرنوسان و کم‌نوسان، تأثیری بر نتایج به‌دست‌آمده ندارد و همواره، سیاست مالی دولت، وضعیت ناپایداری را تجربه کرده است. به‌عبارت‌دیگر، افزایش بدهی دولت، در یک مقطع زمانی معیّن، در طیّ زمان، از بین

1. Kia Amir

نرفته و روی بدهی‌های سال‌های آتی انباشت شده است و سیاست‌های مالی دولت، بدون‌توجه به جبران بدهی‌های انباشت شده، سیاست انبساطی سمت مخارج یا هزینه‌ای را افزایش داده است.

اکبرزاده و همکاران (۱۳۹۹)، در تحقیق خود، با عنوان «نقش تأمین مالی به‌عنوان یک راهبرد در پایداری و تحقق رشد اقتصادی ایران»، تأثیر تأمین مالی، به‌عنوان یک عامل مؤثر بر رشد، و بخش‌های گوناگون اقتصاد ایران را بااستفاده‌از جدول داده و ستانده بررسی کرده‌اند. در روش استخراج فرضیه‌ای، نتایج آنها نشان داد بخش بانک و مؤسسات مالی، بیشترین تأثیر را بر خودش دارد که نشان‌دهندهٔ یک اشتباه راهبردی در نظام تأمین مالی کشور است. آنها دریافتند که بانک‌ها، به‌جای اینکه تسهیلات را در اختیار تولیدکنندگان قرار دهند، با تشکیل شرکت‌ها و هلدینگ‌ها، به سمت بنگاه‌داری رفتند و بخش زیادی از منابع خود را به این سمت بردند. بانک‌ها، به عنوان بنگاه مالی، می‌بایست منابع مالی را جذب و رسالت تأمین مالی را به عهده بگیرند؛ اما ضعف در نظارت و نبود شفافیت، باعث شده بانک‌ها به سمت شرکت‌داری بپردازند.

و درنهایت، زرگر کوچه و سروش‌راد (۱۳۹۹) در پژوهش خود، با عنوان «بررسی ابعاد پایداری مالی در بخش عمومی»، تمرکز بر درک عوامل اصلی اجتماعی، زیست‌محیطی و اقتصادی و پیوندهای بین آنها با پایداری مالی را مد نظر قرار دادند و شاخص‌های زیست‌محیطی، اجتماعی و اقتصادی مورد بررسی و استفاده قرار گرفت. آنها در مطالعهٔ خود نشان دادند که شاخص‌های پایداری، در سه حوزهٔ زیست‌محیطی، اجتماعی، اقتصادی و کارایی آنها با یکدیگر و با پایداری مالی، دارای جنبه‌های فراوانی است که باید به آن توجه شود تا دولت‌ها بتوانند، به اهداف خود در زمینهٔ پایداری مالی برسند.

۴. روش‌شناسی و روش تحقیق

نقطهٔ آغازین بسیاری از مطالعات تحلیلی، دررابطه‌با پایداری مالی، ارائهٔ یک مدل است که در آن دولت، مؤظف است، هم محدودیت بین‌دوره‌ای، یا محدودیت پویا، و هم محدودیت ایستا در هردوره را رعایت کند. گرچه از میان مدل‌های سری‌زمانی، مدل‌های خطی دارای شهرت بیشتری هستند و در بسیاری از موارد، موفق عمل

نموده‌اند؛ اما در توضیح رفتارهای غیرخطی ناتوان هستند. در دو دهۀ اخیر، رشد سریع مدل‌های سری زمانی غیرخطی مشاهده شده است. مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ، که توسط همیلتون در سال ۱۹۲۹مطرح شد، به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدل‌های سری‌زمانی غیرخطی است. این مدل از چندین معادله، برای توضیح رفتار متغیّرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت اینکه از واژۀ تغییر رژیم استفاده می‌شود، این است که یک متغیّر سیاستی ممکن است، در دوره‌ای از زمان، دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌های دیگر، رفتار دیگری از خودش نشان دهد. مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ به‌صورت فزاینده‌ای، در تحقیقات بین‌المللی، مورد استفاده قرار می‌گیرد و یکی از مدل‌های سری زمانی غیرخطی معروف و شناخته شده است (ممی‌پور و جعفری، ۱۳۹۶). در مدل‌های غیرخطی، فرض بر این است که رفتار متغیّرها تحت رژیم‌های متفاوت تغییر می‌کند (برکچیان و همکاران، ۱۳۹۳). مدل‌های غیرخطی، از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر، به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر، به‌صورت ملایم و آهسته و در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی، این انتقال به‌سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکوف‌ـسوئچینگ از این نوع مدل‌ها است. در مدل انتقال مارکوف، که توسط همیلتون ارائه شده است، تبدیل رژیم به‌صورت درون‌زا در نظر گرفته شده است (ممی‌پور و عبدی، ۱۳۹۷).

۱.۴ مدل پایه‌ای

طبق همیلتون (۲۰۱۰)، روش سوئیچینگ‌ـمارکوف فرض می‌کند که انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر درون‌زا است؛ به این معنی که رژیم‌های سیاست از داخل مدل تعیین می‌شوند. رژیم مالی، ناپایدار در نظر گرفته می‌شود؛ اگر تابع تراز مالی پاسخ ندهد، یا با افزایش بدهی اولیه، به‌صورت $\alpha \leq 0$ (ضریب برآوردی متغیّر بدهی در تابع تخمین‌زده‌شدۀ تراز مالی) پاسخ دهد.

$$S_t = \begin{cases} 1; & \text{رژیم پایدار سیاست مالی در دورۀ } t \text{ مشاهده می‌شود .} \\ 0; & \text{رژیم ناپایدار سیاست مالی در دورۀ } t \text{ مشاهده می‌شود .} \end{cases} \quad .۱$$

مدل سوئیچینگ‌ـمارکوف، هم احتمال انتقال و هم احتمال انتقال متغیّر با زمان را تخمین می‌زند. احتمال انتقال، احتمال تغییر رژیم سیاست را از حالت i به $j \forall i,j = 0,1$ اندازه‌گیری می‌کند و ثابت فرض می‌شوند و توسط ماتریس تعریف شده‌اند.

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix}$$

از احتمالات متغیّر زمان، برای شناسایی رژیم‌های سیاسی پایدار و ناپایدار، به‌عنوان احتمال مشاهدهٔ حالت i در دورهٔ t ، استفاده شد (همیلتون، ۲۰۱۰؛ داویگ، ۲۰۰۵؛ خالد و مروان، ۲۰۱۲؛ آلداما و کریل، ۲۰۱۶)[1].

یک تعریف ساده برای ارئهٔ چنین مدلی، این است که فرض شود متغیّر تصادفی S_t، تحققی از یک زنجیرهٔ مارکوف به صورت زیر است:

$$P[S_t = j|S_t = i, S_{t-1} = j, S_{t-2}, \dots] = P[S_t = i|S_{t-1} = j] = P_{i|j} \quad .۲$$

یعنی احتمال حرکت، از وضعیت $\boldsymbol{j}$ به وضعیت $\boldsymbol{i}$ در آینده، تنها به وضعیت قبلی سیستم بستگی دارد. باتوجه‌به اینکه سیستم مورد نظر، در هر لحظه، در یکی از وضعیت‌های S قرار دارد، لذا:

$$\sum_{i=0}^{s-1} P_i = 1 \quad .۳$$

احتمال تغییر حالت سیستم از $\boldsymbol{j}$ به $\boldsymbol{i}$ را اصطلاحاً «احتمال انتقال» می‌نامند.

ما در این مطالعه، با الگو گرفتن از پژوهش ایرونگو و همکاران (۲۰۲۰)، یک مدل سوئیچینگ ـ مارکوف دو حالته، برای عملکرد تابع سیاست مالی، به صورت زیر، در نظر می‌گیریم:

$$Fb_t = \alpha_0(S_t) + \alpha_1(S_t)Debt_{t-1} + \alpha_2(S_t)\theta_t^* + \alpha_3(S_t)RINT_t + (S_t)\mu_t \quad .۴$$

که Fb_t همان تراز مالی دولت است که به صورت نسبتی، از تولید ناخالص داخلی، در مدل وارد می‌شود؛ $Debt_{t-1}$ نیز، به بدهی یک دوره قبل برمی‌گردد که این متغیّر نیز، به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته می‌شود و $RINT$

1. (Hamilton, 2010; Davig, 2005; Khalid and Marwan, 2012; Aldama and Creel, 2016)

به نرخ بهره واقعی S_t اشاره دارد. θ^* نمایانگر سایر متغیّرهای کنترل، ازجمله شکاف تولید ناخالص داخلی (OGAP) و شکاف هزینه‌های دولت (GAPGE) است. μ_tنمایانگر عبارت اختلال در عملکردهای مالی است، که $\mu_t \sim I \cdot I \cdot D\left(0 \text{ ، } \sigma_{fd}^2\right)$ (آلداما و کریل، ۲۰۱۶). معادلهٔ ۴ بیان می‌کند که واکنش سطح فعلی تراز مالی (Fb_t)، براساس سطح دورهٔ قبلی بدهی $(Debt_{t-1})$ است. شکاف تولید و شکاف هزینه‌های دولت، واکنش سیاست‌های مالی را به تصویر می‌کشد که می‌تواند به تغییرات چرخه‌ای در اقتصاد نسبت داده شود. باتوجه‌به تابع واکنش مالی در معادلهٔ بالا، رژیم سیاست مالی، در صورتی پایدار در نظر گرفته می‌شود که ضریب نسبت بدهی قبلی به تولید، معنی‌دار و مثبت باشد. این بدان معنی است که دولت با افزایش مازاد اولیهٔ ناشی از افزایش بدهی قبلی، واکنش نشان می‌دهد و بنابراین شرط NPG برقرار است (همیلتون، ۲۰۱۰؛ داویگ، ۲۰۰۵؛ خالد و مروان، ۲۰۱۲؛ آلداما و کریل، ۲۰۱۶). اگر ضریب بدهی منفی یا صفر باشد، به این معنی است که شرط NPG نقض می‌شود و رژیم سیاست مالی ناپایدار تلقی می‌شود (ایرونگو و همکاران، ۲۰۲۰).

۲.۴ آمار و داده‌ها

در این مطالعه، سعی برآن شده است که وضعیت پایداری و یا ناپایداری مالی دولت ایران، طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۸، شناسایی شود. بدین‌منظور، متغیّرهای مورد استفاده در این مطالعه، برگرفته از ایرونگو و همکاران[1] (۲۰۲۰)، هیونگ‌کو و موریتا[2] (۲۰۱۵) و سایر مطالعات داخلی دراین‌زمینه بوده است. این متغیّرها عبارت‌اند از: نسبت تراز مالی به تولید ناخالص داخلی، نسبت کل بدهی به تولید ناخالص داخلی، نرخ بهرهٔ حقیقی، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، شکاف مخارج دولت، رشد تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید ناخالص داخلی، رشد نرخ ارز حقیقی، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و نسبت پایهٔ پولی به تولید ناخالص داخلی که از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند.

1. Irungu et al.
2. Jun-Hyung Ko & Hiroshi Morita

توصیف و روش اندازه‌گیری متغیّرهای مورد استفاده در این پژوهش، در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۱: توصیف و اندازه‌گیری متغیّرها

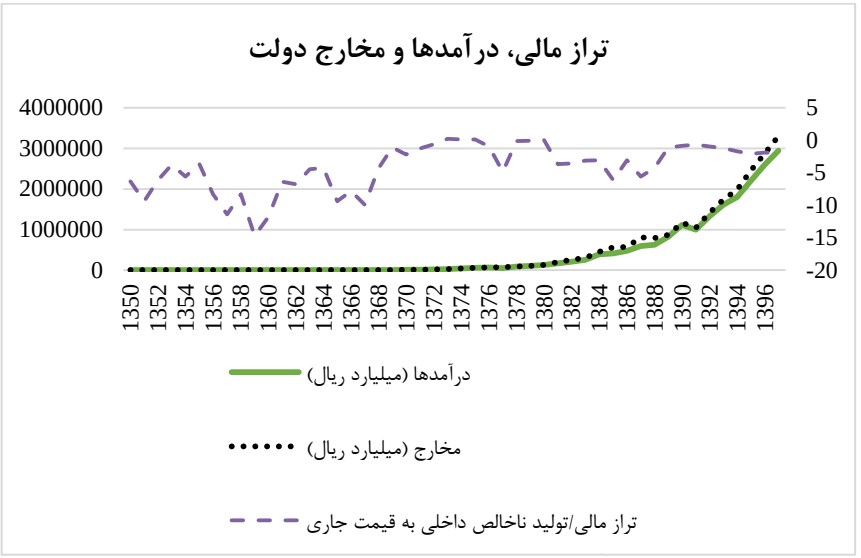
روش اندازه‌گیری	واحد	متغیّر	منابع
تراز مالی به‌عنوان تفاوت بین درآمد دولت و مخارج دولت به‌دست می‌آید که به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است.	نسبت	تراز مالی / تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
نسبت کل بدهی به تولید ناخالص داخلی که کل بدهی شامل بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی و و بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی است.	نسبت	کل بدهی / تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
به‌عنوان نرخ وام تعدیل‌شده براساس تورم تخمین زده می‌شود.	نسبت	نرخ بهرهٔ واقعی	بانک مرکزی
مخارج کل دولت که به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی آمده است.	نسبت	مخارج دولت / تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
به‌عنوان انحراف مخارج واقعی دولت از مسیر بلندمدت برآورد شده است. مسیر بلندمدت با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات تخمین زده می‌شود.	نسبت	شکاف مخارج دولتی	تخمین زده می‌شود.
رشد سالانهٔ تولید ناخالص داخلی	نسبت	رشد تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
به‌عنوان انحراف تولید ناخالص داخلی واقعی از مسیر بلندمدت تخمین زده می‌شود. مسیر طولانی‌مدت با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات تخمین زده می‌شود.	نسبت	شکاف تولید ناخالص داخلی	تخمین زده می‌شود.
نرخ ارز حقیقی از حاصل‌ضرب نرخ ارز غیررسمی در نسبت شاخص قیمت ایران به شاخص قیمت آمریکا به دست می‌آید، که رشد آن در مدل منظور شده است.	نسبت	رشد نرخ ارز حقیقی	بانک مرکزی و بانک جهانی
از مجموع پول و شبه پول به دست می‌آید و به صورت نسبتی، از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته می‌شود.	نسبت	نقدینگی/ تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
پایهٔ پولی برحسب منابع است که به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته می‌شود.	نسبت	پایهٔ پولی/تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی

بیشتر متغیّرهای استفاده‌شده در این پژوهش به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی بیان می‌شوند، که در محاسبات این مطالعه، در جاهایی که متغیّرها به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده‌اند، از تولید ناخالص داخلی به قیمت سال جاری استفاده شده است و جاهایی که تولید ناخالص داخلی، به عنوان متغیّر مستقل آمده است، از تولید ناخالص داخلی، به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، استفاده شده است و برای سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹، بر مبنای رشد تولید ناخالص داخلی، به قیمت سال ۱۳۹۰ برآورد شده است. متغیّرهای استفاده‌شده در این پژوهش عبارت‌اند از:

نسبت تراز مالی (اختلاف بین درآمدها و مخارج دولت) به تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، که منظور از بدهی، بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی و بانک مرکزی است،؛ نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره‌ی حقیقی که برای به‌دست آوردن نرخ بهرهٔ حقیقی، باید تورم را از نرخ بهرهٔ اسمی کسر کنیم؛ نرخ ارز حقیقی: از فرمول $\boldsymbol{rer = e \times \frac{P}{P^*}}$ به دست آمد که $\boldsymbol{rer}$ نرخ ارز حقیقی، $\boldsymbol{e}$ نرخ ارز اسمی (همان نرخ ارز غیررسمی که از بانک مرکزی گرفتیم.)، $\boldsymbol{P}$ شاخص قیمت کشور داخلی یعنی کشور ایران و $\boldsymbol{P^*}$ شاخص قیمت کشور خارجی که در این پژوهش، ازآنجاکه نرخ برابری دلار در نظر گرفته شده است، شاخص قیمت ایالات متحدهٔ آمریکا از داده‌های بانک جهانی استفاده شده است، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و نسبت پایهٔ پولی به تولید ناخالص داخلی؛ که همهٔ متغیّرها به صورت درصد در مدل وارد شده‌اند.

البته همان‌گونه‌که می‌دانید، نقدینگی و پایهٔ پولی هم‌خطی دارند و با هم در برآورد قرار نمی‌گیرند. متغیّرهای توضیحی، وقتی که به‌شدت هم‌بسته باشند، هم‌خط نامیده می‌شوند. مشکل هم‌خطی از نوع داده‌ای است و ارتباطی با انحراف فروض آماری ندارد و دقت تخمین پارامترها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مشکل ایجادشده درنتیجهٔ هم‌خطی، طبیعت محاسباتی دارد (وگل ونگ، ۱۳۹۹).

تراز مالی، به‌عنوان متغیّر وابسته که در مدل تحقیق، سعی در برآورد ضریب اثرگذاری متغیّرهای مؤثر بر آن را داریم، از تفاوت بین درآمد دولت و مخارج دولت به‌دست می‌آید و مقادیر کسری و یا مازاد را به ما می‌دهد. در نمودار زیر، درآمدها و مخارج دولت با محور عمود سمت چپ که برحسب میلیارد ریال است و نسبت تراز مالی به تولید ناخالص داخلی، برحسب درصد با محور عمود سمت راست مشاهده می‌شود:



نمودار ۱: تراز مالی، درآمدها و مخارج دولت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بیشتر سال‌ها، دولت ایران کسری بودجه داشته است که طبق گفتهٔ سلمانی و همکاران (۱۳۹۷) زمانی‌که اندازهٔ دولت به‌صورت غیربهینه بزرگ باشد (مانند بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه و کمترتوسعه‌یافته)، پایه‌های مالیاتی، که مبتنی بر فعالیت‌های بخش خصوصی هستند، نمی‌توانند هزینه‌های عملیاتی دولت را پوشش دهند؛ حتی در اغلب موارد، این کسری با ایجاد مازاد در تراز دارایی‌های سرمایه‌ای نیز جبران نمی‌شود. در این حالت، کسری بودجه حالت مزمن و ساختاری خواهد داشت. در چنین شرایطی، دولت، حداقل تا زمان اصلاح ساختار اقتصاد، ناگزیر به استقراض (ایجاد مازاد تراز واگذاری دارایی‌های مالی) مستمر و انباشته بدهی است.

همان‌گونه که در نمودار مشاهده می‌شود، تراز مالی در بیشتر سال‌ها، درصدهای منفی را به خود گرفته است و با توجه به تراز مالی و داده‌های مخارج و درآمد، تنها سال‌هایی که درآمد از مخارج پیشی گرفته است، سال‌های ۱۳۷۳، ۱۳۷۴، ۱۳۷۵ و ۱۳۸۰ بوده است که تراز، تنها در این سال‌ها مثبت شده است و دولت مازاد داشته است و در بقیهٔ سال‌ها، کسری مشهود است و طبق مبانی نظری و شواهد تجربی، کسری بودجهٔ دولت منجر به تورم مزمن در ایران شده است؛ زیرا قسمت اعظم این

کسری، در قالب استقراض، از بانک مرکزی یا سیستم بانکی به صورت پولی به‌وجود می‌آید که درنتیجه، پایهٔ پولی افزایش یافته و لذا تورم را به دنبال دارد. نسبت تراز مالی به تولید ناخالص داخلی، در بیشتر سال‌ها منفی بوده است. بیشترین این نسبت در سال ۱۳۷۳، با ۰/۲۳+ درصد و در دولت ششم آقای هاشمی رفسنجانی، و کمترین این نسبت در سال ۱۳۵۹، در دولت اول به ریاست بنی صدر، و با آغاز جنگ تحمیلی، برابر با ۱۴/۷۱- درصد بوده است. نسبت تراز مالی به تولید ناخالص داخلی روند صعودی دارد و در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ این نسبت، تقریباً ثابت بوده است. همچنین، سال‌هایی که در بازهٔ این پژوهش دولت ایران تراز مثبت را تجربه کرده است، در دورهٔ دولت ششم، جناب آقای اکبر هاشمی رفسنجانی، و سال ۱۳۸۰ در دولت هفتم و هشتم، جناب آقای سید محمد خاتمی رخ داده است و در بقیهٔ سال‌ها، همواره مخارج دولتی از درآمد آن بیشتر بوده است.

البته، ذکر این نکته ضروری است که بخش عظیمی از درآمدهای دولت ایران را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهند که این درآمد، در ساختار قدیم دولت، شامل فروش نفت خام، فروش فرآورده‌های نفتی و در برخی سال‌ها، فروش گاز طبیعی است، که همان‌طورکه در جدول‌های زیر مشاهده می‌شود، بیشترین نسبت درآمدها را، در هر دو ساختار قدیم و جدید درآمدهای نفتی، تشکیل می‌دهد:

جدول ۲: میانگین درصد درآمدها به تفکیک در ساختار قدیم

میانگین درصد درآمد نفت از درآمد کل در ساختار قدیم	میانگین درصد درآمد مالیاتی از درآمد کل در ساختار قدیم	میانگین درصد سایر درآمدها از درآمد کل در ساختار قدیم
56.45	32.35	11.04

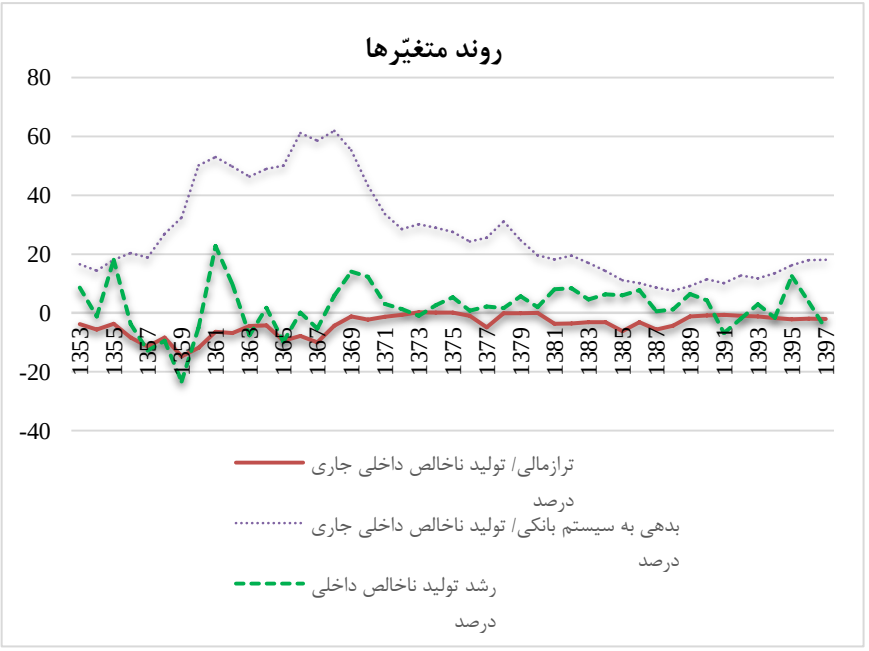
جدول۳: میانگین درصد درآمدها به تفکیک در ساختار جدید

میانگین درصد منابع ناشی از فروش نفت از درآمد کل در ساختار جدید	میانگین درصد منابع ناشی از فروش اموال منقول و غیر منقول از درآمد کل در ساختار جدید	میانگین درصد درآمد مالیاتی از درآمد کل در ساختار جدید	میانگین درصد سایر درآمدها از درآمد کل در ساختار جدید
44.68	0.22	38.5	16.42

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با مقایسه جداول (۲) و (۳) این نسبت در ساختار قدیم بیشتر بوده است و می‌تواند به این معنی باشد که در سال‌های اخیر وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی کمتر شده است. پس از درآمدهای نفتی، بیشترین نسبت از درآمدها مربوط به درآمدهای مالیاتی است و بعد از آن، سایر درآمدها. درآمدهای ناشی از فروش اموال منقول و غیرمنقول بسیارکم و به‌طور میانگین ۰/۲۲ درصد از درآمدهای اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهد.

ازآنجایی‌که در این پژوهش تراز مالی، به‌عنوان متغیّر وابسته ظاهر شده و وقفهٔ اول متغیّر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان عامل تعیین‌کنندهٔ رژیم‌های مالی در نظر گرفته می‌شود و بیشتر متغیّرها، به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی بیان شده‌اند؛ در نمودار زیر روند این سه متغیّر نشان داده شده است:



نمودار ۲: روند متغیّرهای رشد تولید ناخالص داخلی، تراز مالی به تولید ناخالص داخلی و وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، به صورت درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تولید ناخالص داخلی و رشد آن از متغیّرهای اساسی است که روند کلی حرکت اقتصاد کشور را نشان می‌دهد. باتوجه‌به داده‌ها و نمودار ۲ رشد تولید ناخالص داخلی ایران، به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، از سال ۱۳۵۴ تا سال ۱۳۶۷، در بیشتر سال‌ها منفی بوده است که به دلیل شرایط خاص کشور (وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی) بوده است. و در سال ۱۳۷۳ نیز، رشد منفی را کشور دوباره تجربه کرده که از نتایج بحران بدهی‌های خارجی (پس از سال ۱۳۷۲) و بحران ارزی (اواخر سال ۱۳۷۳) بوده است. پس از آن، اقتصاد ایران تا سال۱۳۹۱، رشد تولید ناخالص داخلی مثبت داشته؛ اما در دهۀ۹۰، و در دولت آقای احمدی‌نژاد و آقای روحانی، در بیشتر سال‌ها، تولید ناخالص داخلی رشد منفی را به خود دیده است. همچنین، طبق نمودار ۲، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی روند کاهشی داشته است؛ این در حالی است که بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی، همواره، روند افزایشی را در این بازه تجربه کرده است.

بدهی دولت عبارت است از: مجموع بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی.

بدهی { بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی
بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی

بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی عبارت است از: مطالبات بانک مرکزی از دولت و از شرکت‌ها و مؤسسات دولتی که شامل وام و اعتبار اعطایی به دولت، شرکت‌ها و مؤسسات دولتی و نهادهای عمومی غیردولتی است (سایت بانک مرکزی، ۱۴۰۱).

بدهی، تقریباً در تمامی سال‌ها، به‌جز سال ۱۳۸۴، رشد مثبتی را تجربه کرده است؛ اما زمانی که بدهی به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری، به صورت درصد درنظر گرفته می‌شود، نموداری است که روند آن نزولی است. کمترین مقدار این نسبت در سال ۱۳۸۷ با ۷/۵۷ درصد در دولت نهم، به ریاست آقای احمدی نژاد است که در این سال رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری سال ۱۳۸۳، برابر با ۱۹/۲ درصد و رشد بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی ۴/۸ درصد بوده است. طی سال ۱۳۸۷، خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی با سهم کاهندۀ معادل ۱۷/۸

واحد درصد، تنها عامل کاهندهٔ پایهٔ پولی بود که در مقایسه با رقم مشابه سال قبل، ۸/۳ واحد درصد افزایش داشت. این امر حاصل کاهش ۱/۱ درصدی بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی (۱/۵هزار میلیارد ریال) و نیز افزایش ۳۶ درصدی سپرده‌های بخش دولتی نزد بانک مرکزی (۶۳/۵ هزار میلیارد ریال) بود. این نسبت بیشترین مقدار را در سال ۱۳۶۷، با ۶۱/۹ درصد، در آخرین سال از جنگ تحمیلی در دولت چهارم، به ریاست جمهوری حضرت آیت الله خامنه‌ای، تجربه کرده است. آنچه که مشهود است این است که این نسبت، تقریباً از سال ۱۳۹۴، تغییرات اندکی داشته است؛ به گونه‌ای که این نسبت بین ۱۶ تا ۱۸ درصد متغیّر بوده است. البته در نمودار ۲ وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی آورده شده است.

۳.۴ نتایج تخمین مدل

در این قسمت به مراحل اجرای مدل پرداخته می‌شود.

۱.۳.۴ بررسی مانایی و هم‌جمعی

گام اول در ابتدای هر تخمینی، بررسی مانایی تمام متغیّرها است. بااستفاده‌از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] و آزمون فیلیپس-پرون[2] مانایی تمام متغیّرها، مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرض صفر این آزمون‌ها این است که متغیّر ریشهٔ واحد دارد و ازآنجایی‌که وجود ریشهٔ واحد موجب می‌شود که مدل دارای رگرسیون کاذب شود و ضرایب برآورد قابل‌اعتماد نباشند، بنابراین، باید این فرض رد شود. رد فرض صفر به این معنی است که متغیّر مانا است. اگر یک سری مانا باشد، آنگاه شوک وارده بر آن میرا بوده و متغیّر، مجدداً، به مقدار تعادلی بلندمدت خود باز می‌گردد. در جدول زیر، نتایج حاصل از آزمون‌های ریشهٔ واحد آورده شده است.

1. Augmented Dickey- Fuller (ADF)
2. Philips- Perron (PP)

جدول ۴: آزمون مانایی

متغیّر	PP		ADF	
	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
تراز مالی (fb)		-1.699 (-1.612) [0.084]*		-1.871 (-1.612) [0.059]*
بدهی (debt)	-4.636 (-1.612) [0.000]***	-0.665 (-1.612) [0.423]	-4.624 (-1.612) [0.000]***	-0.724 (-1.612) [0.397]
مخارج دولت (Government expenditure)	-6.743 (-1.612) [0.000]***	-1.041 (-1.612) [0.264]	-6.743 (-1.612) [0.000]***	-1.040 (-1.612) [0.264]
شکاف مخارج دولت (Government expenditure gap)		-4.410 (-1.612) [0.000]***		-4.481 (-1.612) [0.000]***
شکاف تولید ناخالص داخلی (gdp gap)		-3.658 (-1.612) [0.000]***		-5.271 (-1.612) [0.000]***
رشد تولید ناخالص داخلی (gdp growth)		-4.671 (-1.612) [0.000]***		-4.616 (-1.612) [0.000]***
نرخ بهرهٔ حقیقی (rint)		-1.905 (-1.612) [0.054]*		-2.112 (-1.612) [0.034]**
رشد نرخ ارز حقیقی (rer growth)	-3.720 (-1.612) [0.000]***	-1.136 (-1.612) [0.229]	-5.145 (-1.612) [0.000]***	-1.334 (-1.612) [0.166]
نقدینگی (Liquidity)	-4.845 (-1.612) [0.000]***	1.193 (-1.612) [0.938]	-4.722 (-1.612) [0.000]***	1.714 (-1.612) [0.977]
پایهٔ پولی (Monetary base)	-4.233 (-1.612) [0.000]***	-0.617 (-1.612) [0.444]	-4.246 (-1.612) [0.000]***	-0.730 (-1.612) [0.394]

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد،
** معناداری در سطح خطای ۵ درصد،
* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه‌که در جدول ۴ دیده می‌شود، متغیّر تراز مالی در سطح خطای ۱۰ درصد و یا اطمینان ۹۰ درصد، شکاف مخارج دولت، شکاف تولید ناخالص داخلی و رشد تولید ناخالص داخلی در سطح خطای ۱ درصد، و نرخ بهرهٔ حقیقی با آزمون

دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح خطای ۵ درصد و با آزمون فیلیپس-پرون در سطح خطای ۱۰ درصد مانا هستند و مابقی متغیّرها ازجمله بدهی، مخارج دولت، رشد نرخ ارز حقیقی، نقدینگی و پایهٔ پولی نامانا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند که متغیّرهای انباشته از مرتبهٔ اول ((I(1)) اند. اما ازآنجایی‌که برای تفسیر نتایج نیاز به سطح متغیّرهاست، ازاین‌رو، به بررسی هم‌جمعی متغیّرها در سطح می‌پردازیم که اگر هم‌جمعی حاصل شود، آنگاه بدون بیم از بروز رگرسیون کاذب، می‌توان ازمتغیّرها در سطح استفاده کرد. در گام بعد، به‌منظور بررسی وجود هم‌جمعی و رابطهٔ بلندمدت میان متغیّرهای پژوهش، از آزمون جانسون[1] استفاده می‌شود. لازم به یادآوری است که اگر مرتبهٔ ایستایی تمام متغیّرها صفر باشد، یعنی بدون تفاضل‌گیری و در سطح ایستا باشند، نیازی به استفاده از این آزمون نیست. برای یافتن تعداد بُردارهای هم‌انباشتگی، از آزمون‌های آمارهٔ اثر[2] و مقدار ویژهٔ حداکثر[3] استفاده می‌شود. نتایج در جدول‌های زیر آمده است:

جدول ۵: آزمون اثر

تعداد متغیّرهای هم‌جمعی	مقدار ارزش ویژه	مقدار آمارهٔ آزمون اثر	سطح بحرانی ۵ درصد	احتمال Prob
بدون متغیّر هم‌جمعی*	0.934	404.434	197.370	***0.000
حداکثر یک متغیّر هم‌جمعی*	0.895	287.227	159.529	0.000
حداکثر دو متغیّر هم‌جمعی*	0.796	190.212	125.615	0.000
حداکثر سه متغیّر هم‌جمعی*	0.694	121.647	95.753	0.0003
حداکثر چهار متغیّر هم‌جمعی*	0.433	70.609	69.818	0.043
حداکثر پنج متغیّر هم‌جمعی	0.354	46.177	47.856	0.071
حداکثر شش متغیّر هم‌جمعی	0.285	27.382	29.797	0.092
حداکثر هفت متغیّر هم‌جمعی	0.216	12.953	15.494	0.116
حداکثر هشت متغیّر هم‌جمعی	0.055	2.452	3.841	0.117

1. Johanson Cointegration Test
2. Trace Test
3. Maximum Eigen Value Test

جدول ۶: آزمون مقدار ویژهٔ حداکثر

تعداد متغیّرهای هم‌جمعی	مقدار ارزش ویژه	مقدار آمارهٔ حداکثر مقدار ویژه	سطح بحرانی ۵ درصد	احتمال Prob
بدون متغیّر هم‌جمعی*	0.934	117.206	58.433	0.000***
حداکثر یک متغیّر هم‌جمعی*	0.895	97.015	52.362	0.000
حداکثر دو متغیّر هم‌جمعی*	0.796	68.565	46.231	0.0001
حداکثر سه متغیّر هم‌جمعی*	0.694	51.037	40.077	0.002
حداکثر چهار متغیّر هم‌جمعی	0.433	24.432	33.876	0.424
حداکثر پنج متغیّر هم‌جمعی	0.354	18.794	27.584	0.430
حداکثر شش متغیّر هم‌جمعی	0.285	14.428	21.131	0.330
حداکثر هفت متغیّر هم‌جمعی	0.216	10.500	14.264	0.181
حداکثر هشت متغیّر هم‌جمعی	0.055	2.452	3.841	0.117

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه‌که در نتایج حاصل در جدول‌های بالا آمده است، برای آزمون اثر، حداکثر پنج و بیشتر بُردار هم‌گرایی بین متغیّرهای این پژوهش و یا به‌عبارتی، رابطهٔ هم‌گرایی و یا رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیّرهای پژوهش وجود دارد. همچنین، برای آزمون حداکثر مقدار ویژه، حداکثر وجود چهار و بیشتر بردار هم‌گرایی بین متغیّرها پذیرفته می‌شود.

۲.۳.۴ بررسی غیرخطی بودن

در پژوهش‌های اقتصادی لازم است تا در مواقعی که نیاز باشد، خطی بودن یک الگو در مقابل غیرخطی بودن آن آزمون شود. شرط خطی بودن یک الگو (رابطه) این است که جملات پسماند حاصل از آن رابطه، مستقل باشند. نقض این فرضیه می‌تواند نشانگر وجود یکی از فرم‌های غیرخطی در الگو باشد. آزمون BDS یک آزمون چندمنظوره برای بررسی استقلال است. این آزمون، دراصل، به بررسی تفاوت میان جفت‌های مختلف پسماندها می‌پردازد. آزمون BDS تنها در تعیین اینکه آیا الگوی غیرخطی با یک‌سری از داده‌ها برازش دارد یا خیر؟ کاربرد دارد و نه در

تشخیص ماهیت الگوی غیرخطی. فرض صفر آزمون نشان‌دهندهٔ ارتباط خطی بین متغیرها است؛ لذا رد فرض صفر به معنای غیرخطی بودن الگوی ارائه‌شده است (اندرس، ۱۳۸۹). آزمون BDS روشی غیرمستقیم برای آزمون غیرخطی بودن است. در این آزمون اگر فرضیهٔ صفر رد شود، آنگاه فرضیهٔ رقیب، گویای وجود وابستگی غیرخطی بوده است (امامی و امام وردی، ۱۳۸۸). بنابراین، پیش از آنکه به بررسی کلی مدلی که برازش بهتری بر روی داده‌های در دسترس دارد، پرداخته شود، لازم است که غیرخطی بودن الگوی داده‌ها آزمون شود.

جدول ۷: آزمون **BDS**

بُعد	آمارهٔ BDS	خطای استاندارد	آمارهٔ Z	احتمال Prob
2	0.075	0.010	7.090	***0.000
3	0.132	0.017	7.750	***0.000
4	0.165	0.020	7.999	***0.000
5	0.180	0.021	8.260	***0.000
6	0.185	0.021	8.688	***0.000

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

باتوجه‌به نتایج مندرج در جدول فوق، فرضیهٔ صفر این آزمون، که به معنای تصادفی نبودن سری پسماندهای مدل مذکور است، رد می‌شود. بنابراین، می‌توان به وجود یک فرآیند غیرخطی (که می‌تواند دارای یک فرآیند آشوب‌گونه نیز باشد) در سری داده‌های ترازمالی دولت ایران پی برد.

۳.۳.۴ اجرای مدل مارکوف-سوئیچینگ

در این مرحله، نتایج مدل با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ استخراج می‌شود. در این پژوهش فرض می‌شود که متغیّر تراز مالی از دو رژیم تبعیت می‌کند که یک رژیم را می‌توان پایدار و دیگری را ناپایدار نامید. درصورتی‌که ضریب نسبت بدهی قبلی به تولید معنی‌دار و مثبت باشد، رژیم سیاست مالی پایدار در نظر گرفته می‌شود و اگر ضریب بدهی منفی یا صفر باشد، رژیم سیاست مالی ناپایدار تلقی می‌شود. دو رژیم ۱ و ۲ در نظر گرفته می‌شود که برحسب علامت ضریب نسبت

بدهی به تولید رژیم پایدار و ناپایدار تعیین می‌شود. در اولین تخمین متغیّرهای: نسبت تراز مالی دولت ایران به تولید ناخالص داخلی، وقفهٔ اول بدهی به تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید ناخالص داخلی و شکاف مخارج دولت، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، رشد تولید ناخالص داخلی به صورت درصد، نرخ بهرهٔ حقیقی و رشد نرخ ارز حقیقی، به صورت درصد در مدل وارد شده است. در مراحل بعد، سایر متغیّرها را وارد کرده و تحلیل حساسیت انجام داده و بهترین مدل برگزیده می‌شود. در جدول زیر، نتایج تخمین مدل آمده است:

جدول۸: نتایج تخمین مدل مارکوف-سوئیچینگ حالت اول

رژیم ۲		رژیم ۱		
احتمال	**ضریب**	**احتمال**	**ضریب**	**متغیّر**
0.005***	-4.305	0.004***	-1.822	C
0.873	-0.015	0.746	0.030	DDEBT(-1)
0.063*	1.32E-05	0.502	5.46E-06	GDPGAP
0.001***	-0.923	0.017**	-0.347	GEGAP
0.068*	0.560	0.450	0.135	DGE
0.0006***	0.166	0.556	-0.088	GDPGROWTH
0.092*	0.159	0.073*	-0.064	RINT
0.910	0.002	0.267	-0.010	DRERGROWTH
0.239	0.266	0.555	0.129	LOG(SIGMA)
احتمال	آماره‌ی Z	خطای استاندارد	ضریب	پارامترهای ماتریس انتقال
0.025	2.231	1.105	2.466	P11-C
0.037	-2.081	0.942	-1.961	P21-C
-80.357	Log likelihood		1.432	Durbin-Watson stat
13.064	Normality Test (Jarque- Bera)		4.561	Akaike info criterion
			4.862	Hannan-Quinn criter.
0.0014	Probability		5.372	Schwarz criterion

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد
** معناداری در سطح خطای ۵ درصد
* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هم‌گرایی در این تخمین پس از ۳۱ تکرار حاصل شد. همان‌گونه‌که گفته شد، معیار تعیین رژیم علامت ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است؛ به‌این‌صورت‌که در صورت مثبت و معناداربودن این ضریب، رژیمِ مالی پایدار در نظر

گرفته می‌شود و منظور از رژیم ناپایدار، بازخورد دوره‌ای و مداوم منفی یا خنثی بدهی عمومی اولیه بر مازاد اولیه است؛ یعنی نقض شرایط پایداری بوهن؛ یعنی اگر این ضریب منفی و یا صفر باشد، رژیم مالی ناپایدار است. همان‌گونه‌که در جدول ۸ دیده می‌شود، این ضریب، در حالت مثبت، معنادار نشده که می‌تواند به‌عنوان رژیم مالی پایدار شناخته شود؛ اما معتبرترین شواهد به نفع پایداری، پاسخ مثبت قوی مازاد اولیه، به نوسانات نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است (بوهن، ۲۰۰۵). باتوجه‌به بوهن (۱۹۹۸)، تعادل عمومی اولیه (تراز اولیه) باید، پس از افزایش نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، افزایش یابد تا پایداری مالی عمومی، همان‌طورکه توسط محدودیت بودجهٔ بین‌دوره‌ای دولت تعریف شده است، تضمین شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۶). بنابراین، برای پایداری رژیم، این ضریب باید مثبت و معنادار باشد. البته، در این حالت نیز، متغیّرهای تأثیرگذار بر تراز مالی، در جدول ۸ مشاهده می‌شود. همان‌طورکه دیده می‌شود، در رژیم مالی ناپایدار، همهٔ متغیّرها، به‌جز وقفهٔ اول، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و رشد نرخ ارز حقیقی معنادار شده‌اند.

برای بررسی هم‌خطی بین متغیّرها و اینکه آیا این هم‌خطی، دقت تخمین پارامترها را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ از آزمون «عوامل تورم واریانس[1]» (vif) استفاده می‌شود:

جدول ۹: آزمون **vif** حالت اول

متغیّر	رژیم ۱			رژیم ۲		
	ضریب واریانس	vif غیرمتمرکز	vif متمرکز	ضریب واریانس	vif غیرمتمرکز	vif متمرکز
C	0.42	3.339	NA	2.371	12.386	11.945
DDEBT(-1)	0.008	1.139	1.107	0.009	1.999	1.996
GDPGAP	6.62E-11	5.137	4.840	5.03E-11	2.480	2.480
GEGAP	0.021	1.674	1.623	0.087	2.651	2.650
DGE	0.032	1.873	1.855	0.094	4.498	4.497
GDPGROWTH	0.022	7.079	5.890	0.002	1.418	1.408
RINT	0.001	2.658	1.204	0.008	8.265	8.176
DRERGROWTH	8.68E-05	2.866	2.792	0.0006	1.277	1.277
LOG(SIGMA)	0.047	1.135	1.120	0.051	1.027	1.027

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Variance Inflation Factors

برای سنجش شدت هم‌خطی چندگانه، از عامل تورم واریانس یا vif استفاده شده است. این شاخص بیان می‌کند که چه میزان از تغییرات مربوط به ضرایب برآوردشده، بابت هم‌خطی افزایش یافته است. در این روش، میزان vif بیانگر شدت هم‌خطی چندگانه است. اگر آمارهٔ آزمون vif نزدیک عدد یک باشد، نشان از نبود هم‌خطی است و ستون Centered VIF مقادیر متمرکز عامل تورم واریانس را نشان می‌دهد. این آماره اگر کمتر از ۱۰ باشد، هم‌خطی بین متغیّرهای مستقل وجود ندارد. در یک قاعدهٔ تجربی، مقادیر vif بزرگتر از ۱۰ نشان از وجود هم‌خطی چندگانهٔ بالا است که در اینجا هدف، بررسی هم‌خطی، میان متغیّر نرخ بهرهٔ حقیقی و رشد نرخ ارز حقیقی، بوده که vif بیشتر از ۱۰ نیست؛ بنابراین، نشان می‌دهد که نمی‌توان رأی به هم‌خطی بین آنها داد.

در حالت دوم، متغیّر نقدینگی را به مدل اضافه کرده و نتایج، در جدول زیر آمده است:

جدول۱۰: نتایج تخمین مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ حالت دوم

رژیم ۲		رژیم ۱		
احتمال	**ضریب**	**احتمال**	**ضریب**	**متغیّر**
0.010**	-2.464	0.0001***	-3.346	C
0.966	0.004	0.833	-0.015	DDEBT(-1)
0.726	2.98E-06	0.001***	0.0000138	GDPGAP
0.069*	-0.364	0.000***	-0.958	GEGAP
0.127	0.518	0.0003***	0.448	DGE
0.355	-0.080	0.000***	0.238	GDPGROWTH
0.129	-0.083	0.0001***	0.177	RINT
0.573	-0.005	0.354	-0.016	DRERGROWTH
0.926	0.009	0.669	-0.043	DLIQ
0.030**	0.430	0.066*	-0.795	LOG(SIGMA)
احتمال	آمارهٔ Z	خطای استاندارد	ضریب	پارامترهای ماتریس انتقال
0.179	1.342	0.932	1.252	P11-C
0.0348	-2.111	0.950	-2.006	P21-C
-75.571	Log likelihood		0.941	Durbin-Watson stat
5.843	Normality Test (Jarque- Bera)		4.435	Akaike info criterion
			4.765	Hannan-Quinn criter.
0.053	Probability		5.327	Schwarz criterion

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

** معناداری در سطح خطای ۵ درصد

* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در اینجا، با اضافه کردن متغیّر نقدینگی، که به‌صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شد، هم‌گرایی، پس از ۲۸ تکرار، حاصل شده است. همان‌گونه‌که قبلاً گفته شد، پایداری و یا ناپایداری رژیم، باتوجه‌به علامت ضریب وقفهٔ اول بدهی به تولید تعیین می‌شود که در اینجا رژیم ۲، رژیم پایدار و رژیم ۱ تحت عنوان دورهٔ ناپایدار می‌تواند تلقی می‌شود که البته، در هر دو رژیم، ضرایب بدهی معنادار نبوده است؛ به‌این‌معنی‌که افزایش و یا کاهش بدهی دولت، بر تراز مالی، تأثیر معناداری نداشته است که دراین‌حالت نیز، تراز مالی در رژیمِ ناپایدار، تأثیرپذیری بیشتری از متغیّرها دارد.

دراین‌حالت نیز، به‌منظور بررسی هم‌خطی متغیّرهای نرخ بهرهٔ حقیقی، نرخ رشد ارز حقیقی و نقدینگی آزمون vif اجرا می‌شود:

جدول ۱۱: آزمون **vif** حالت دوم

متغیّر	رژیم ۱			رژیم ۲		
	ضریب واریانس	vif غیرمتمرکز	vif متمرکز	ضریب واریانس	vif غیرمتمرکز	vif متمرکز
C	0.699	22.555	NA	0.938	5.062	5.051
DDEBT(-1)	0.005	7.950	6.241	0.013	1.399	1.399
GDPGAP	1.77E-11	9.080	9.080	7.26E-11	2.089	2.089
GEGAP	0.048	9.828	8.714	0.040	1.740	1.740
DGE	0.015	7.135	5.935	0.115	2.425	2.419
GDPGROWTH	0.001	5.463	5.199	0.007	2.198	2.184
RINT	0.002	13.720	2.869	0.003	3.480	3.476
DRERGROWTH	0.0003	3.588	3.157	0.0001	1.702	1.702
DLIQ	0.010	13.309	8.159	0.010	2.358	2.355
LOG(SIGMA)	0.187	2.221	2.210	0.039	1.054	1.053

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه‌که در جدول مشخص است، بین متغیّرهای گفته‌شده، هم‌خطی وجود ندارد.

در برازش سوم از این مدل، به‌جای متغیّر نقدینگی، متغیّر پایهٔ پولی را به مدل اضافه کرده و نتایج در جدول زیر آمده است:

جدول۱۲: نتایج تخمین مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ حالت سوم

رژیم ۲		رژیم ۱		
احتمال	**ضریب**	**احتمال**	**ضریب**	**متغیّر**
0.000***	-3.569	0.001***	-2.376	C
0.839	-0.009	0.784	0.034	DDEBT(-1)
0.0001***	0.0000135	0.773	2.07E-06	GDPGAP
0.000***	-0.924	0.123	-0.330	GEGAP
0.000***	0.444	0.110	0.499	DGE
0.000***	0.240	0.291	-0.101	GDPGROWTH
0.000***	0.165	0.095*	-0.078	RINT
0.273	-0.014	0.547	-0.005	DRERGROWTH
0.474	-0.063	0.665	-0.108	DMONBASE
0.012**	-0.800	0.0317**	0.422	LOG(SIGMA)
احتمال	آمارهٔ Z	خطای استاندارد	ضریب	پارامترهای ماتریس انتقال
0.027	2.198	0.924	2.031	P11-C
0.149	-1.439	0.895	-1.288	P21-C
-75.183	Log likelihood		0.970	Durbin-Watson stat
3.426	Normality Test (Jarque- Bera)		4.417	Akaike info criterion
			4.748	Hannan-Quinn criter.
0.180	Probability		5.309	Schwarz criterion

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

** معناداری در سطح خطای ۵ درصد

* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ازآنجایی‌که متغیّر نقدینگی و پایهٔ پولی هم‌خطی دارند، در این قسمت، به‌جای متغیّر نقدینگی، متغیّر پایهٔ پولی را وارد مدل کرده و نتایج در جدول بالا (جدول۱۲) نشان داده می‌شود. هم‌گرایی در این حالت، پس از ۲۱ تکرار حاصل شد. باتوجه‌به علامت ضریب وقفهٔ اول بدهی برای تعیین رژیم‌های پایدار و ناپایدار، رژیم ۱ را می‌توان رژیم پایدار و رژیم ۲ را رژیم ناپایدار نامید. در اینجا نیز، مانند دو حالت قبلی، تعداد متغیّرهای معنادار در رژیم ناپایدار بیشتر است.

دراین‌حالت نیز، باید متغیّرهای نرخ بهرهٔ حقیقی، رشد نرخ ارز حقیقی و پایهٔ پولی، از نظر هم‌خطی، بررسی شوند. بدین‌منظور، از آزمون vif استفاده شده است. باتوجه‌به جدول ۱۳، متغیّرهای مذکور، از لحاظ هم‌خطی، مشکلی ندارند.

جدول ۱۳: آزمون **vif** حالت سوم

متغیّر	رژیم ۱			رژیم ۲		
	ضریب واریانس	vif غیرمتمرکز	vif متمرکز	ضریب واریانس	vif غیرمتمرکز	vif متمرکز
C	0.524	2.835	NA	0.400	13.675	13.633
DDEBT(-1)	0.016	1.704	1.534	0.002	3.306	3.306
GDPGAP	5.18E-11	1.511	1.455	1.21E-11	6.370	6.370
GEGAP	0.045	2.018	2.018	0.034	6.928	6.925
DGE	0.097	2.148	2.045	0.010	4.942	4.934
GDPGROWTH	0.009	2.746	2.183	0.001	3.784	3.771
RINT	0.002	2.526	1.180	0.001	10.029	9.987
DRERGROWTH	0.00009	1.619	1.605	0.0001	2.168	2.166
DMONBASE	0.062	2.785	2.465	0.008	4.817	4.813
LOG(SIGMA)	0.038	1.025	1.025	0.102	1.321	1.318

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در چهارمین تخمین از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ، متغیّرهایی که در مقالهٔ ایرونگو و همکاران (۲۰۲۰) لحاظ شده‌اند، را به مدل وارد کرده و نتایج مشاهده می‌شود. البته، در مقالهٔ ایرونگو و همکاران (۲۰۲۰) تنها شکاف تولید ناخالص داخلی درنظرگرفته‌شده‌است؛ اما در این پژوهش، هر دو شکاف لحاظ شده است (شکاف تولید و شکاف مخارج). متغیّرهای استفاده‌شده در این مدل عبارت‌اند از: تراز مالی دولت، وقفهٔ اول بدهی، شکاف تولید ناخالص داخلی و شکاف مخارج دولت، نرخ بهرهٔ حقیقی و مخارج دولت. نتایج تخمین در جدول زیر مشاهده می‌شود:

جدول۱۴: نتایج تخمین مدل مارکوف-سوئیچینگ حالت چهارم

رژیم ۲		رژیم ۱		
احتمال	**ضریب**	**احتمال**	**ضریب**	**متغیّر**
0.020**	-3.225	0.002***	-1.948	C
0.711	-0.048	0.691	0.037	DDEBT(-1)
0.042**	0.0000177	0.797	1.18E-06	GDPGAP
0.0009***	-1.225	0.013**	-0.329	GEGAP
0.040**	0.207	0.062*	-0.059	RINT
0.010**	0.787	0.179	0.213	DGE
0.0004***	0.694	0.628	0.133	LOG(SIGMA)
احتمال	آمارهٔ Z	خطای استاندارد	ضریب	پارامترهای ماتریس انتقال
0.029	2.175	1.058	2.302	P11-C
0.021	-2.297	0.861	-1.978	P21-C
-90.426	Log likelihood		1.436	Durbin-Watson stat
741.2	Normality Test (Jarque- Bera)		4.837	Akaike info criterion
			5.078	Hannan-Quinn criter.
0.253	Probability		5.486	Schwarz criterion

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

** معناداری در سطح خطای ۵ درصد

* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این حالت نیز، هم‌گرایی پس از ۲۲ تکرار حاصل شده است. باتوجه‌به علامت ضریب وقفهٔ بدهی برای تعیین پایداری و یا ناپایداری رژیم، رژیم ۱، رژیم پایدار و رژیم ۲ ناپایدار درنظرگرفته‌می‌شود که به‌دلیل معنادار نبودن ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی، به تولید ناخالص داخلی، این حالت نیز مطلوب به نظر نمی‌رسد؛ البته، به‌جز نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، دورهٔ قبل، تمام متغیّرها در رژیم ناپایدار، دارای تأثیرگذاری معناداری بر تراز مالی بوده‌اند.

تا به اینجا ۴ حالت از مدل مارکوف-سوئیچینگ برآورد شد و رژیم‌های پایدار و ناپایدار، باتوجه‌به علامت ضریب وقفهٔ اول بدهی به تولید ناخالص داخلی تعیین گردید؛ در حالت‌های قبل نیز، باتوجه‌به نقض شرایط پایداری بون، یعنی بازخورد دوره‌ای و مداوم منفی یا خنثی بدهی عمومی اولیه بر مازاد اولیه، رژیم ناپایدار در نظر گرفته شد. در مطالعهٔ حاضر، ۱۰ متغیّر استفاده شده است که تراز مالی به‌عنوان متغیّر وابسته و

مابقی متغیّرها به‌عنوان متغیّر توضیحی و یا مستقل درنظر گرفته شده‌اند. حالت‌های مختلفی از مدل‌های مارکوف‌ـسوئیچینگ برآورد شدند که ۴ حالت از آنها در قسمت‌های قبل آورده شده است. در قسمت بعدی، نوع دیگری از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ با تعریف «متغیّر غیرسوئیچینگ» برازش می‌شود. متغیّر غیرسوئیچینگ متغیّری است که به‌عنوان متغیّر مشترک شناخته می‌شود و در هر دو رژیم، با ضریب و معناداری یکسان ظاهر می‌شود. حالت‌های مختلفی برآورد شد که از بین آنها، حالتی که از لحاظ آماره‌های تشخیص (حداکثر راست‌نمایی، آکائیک، هنان‌ـکوئین و شوارتر) در وضعیت بهتری قرار داشت، مد نظر قرار گرفت. دراین حالت، متغیّر تراز مالی به‌عنوان متغیّر وابسته و متغیّرهای: وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید، شکاف مخارج دولت، نرخ بهرهٔ واقعی و مخارج دولت، به‌عنوان متغیّر مستقل، تعریف شدند. متغیّر «شکاف تولید ناخالص داخلی» نیز، به‌عنوان متغیّر «غیرسوئیچینگ» درنظر گرفته شد. عرض از مبدأ نیز لحاظ شد. نتایج تخمین این حالت، در جدول زیر آمده است:

جدول۱۵: نتایج تخمین مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ حالت پنجم با در نظر گرفتن متغیّر غیرسوئیچینگ

	رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیّر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
C	-6.510	0.0005***	-1.731	0.0001***
DDEBT(-1)	-0.329	0.030**	0.200	0.065*
GEGAP	-0.074	0.8149	-1.046	0.000***
RINT	-0.105	0.2943	0.078	0.071*
DGE	0.053	0.8888	0.186	0.321
LOG(SIGMA)	1.187	0.000***	0.0140	0.945
متغیّر غیرسوئیچینگ (مشترک)	0.176	احتمال: 6.22E-06	ضریب: GDPGAP	
پارامترهای ماتریس انتقال	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی Z	احتمال
P11-C	3.624	1.583	2.288	0.022
P21-C	-3.520	1.625	-2.165	0.030
Durbin-Watson stat	1.425	Log likelihood		-95.135
Akaike info criterion	5.006	Normality Test (Jarque- Bera)		2.648
Hannan-Quinn criter.	5.231			
Schwarz criterion	5.614	Probability		0.265

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

** معناداری در سطح خطای ۵ درصد

* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این حالت از تخمین مدل، هم‌گرایی پس از ۱۸ تکرار حاصل شد. همان‌گونه‌که مشاهده می‌شود، باتوجه‌به ضریب وقفهٔ اول، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی رژیم ۱، ناپایدار و رژیم ۲، رژیم پایدار است که در هر دو رژیم، ضرایب معنادار شده‌اند. این متغیّر در رژیم ناپایدار، در سطح خطای ۵ درصد و در رژیم پایدار، در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار شده است. متغیّر غیرسوئیچینگ شکاف تولید ناخالص داخلی نیز، با مقدار بسیار ناچیز و ضریب مثبت، تأثیر معناداری بر تراز مالی دولت نداشته است، که همان‌گونه که قبلاً گفته شد، شکاف تولید و شکاف مخارج دولت، نشان‌دهندهٔ واکنش سیاست مالی است که می‌تواند به تغییرات چرخه‌ای در اقتصاد نسبت داده شود.

عرض از مبدأ (به‌عنوان نمایندهٔ متغیّرهایی که از مدل حذف شده‌اند) در هر دو رژیم، در سطح اطمینان ۹۹ درصد با تأثیر منفی بر تراز مالی دولت ایران معنادار شده است. همان‌گونه‌که دیده می‌شود، در رژیم ناپایدار، هیچ‌کدام از متغیّرها، به‌جز بدهی، معنادار نشده است؛ درحالی‌که در رژیم پایدار، شکاف مخارج دولتی، با علامت منفی و مقدار قابل‌توجه (۱/۰۴۶-) و سطح اطمینان ۹۹ درصد، تأثیر معناداری بر تراز مالی داشته است؛ به‌این‌معنا که در طول رژیم پایدار مالی، با افزایش ۱ درصدی، شکاف مخارج دولتی که نوسانات متغیّر مخارج دولت را نشان می‌دهد، تراز مالی دولت، به میزان ۱/۰۴۶ درصد، کاهش می‌یابد. متغیّر نرخ بهرهٔ حقیقی نیز، در رژیم پایدار مالی، با علامت مثبت و مقدار ۰/۰۷۸ در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار شده است. متغیّر مخارج دولت نیز، در هیچ‌کدام از دو رژیم معنادار نشده است. همان‌گونه‌که در جدول دیده می‌شود، رژیم ناپایدار، انحراف معیار بیشتری دارد که این انحراف معیار، در سطح خطای ۱ درصد معنادار شده است و به این معنا که این رژیم، دارای پراکندگی و تنش بیشتری نسبت به رژیم پایدار است. ازآنجایی‌که مقدار احتمال آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها، از ۵ درصد بیشتر است، فرضِ صفر نرمال بودن آنها رد نمی‌شود و جملات اخلال از توزیع نرمالی برخوردار هستند. نکتهٔ حائز اهمیت، در این حالت از تخمین مدل، این است که از آنجا که ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در رژیم ۲ معنادار و مثبت شده است، این بدان معنی است که دولت، با افزایش مازاد اولیهٔ ناشی از افزایش بدهی قبلی، واکنش نشان می‌دهد و بنابراین، شرط NPG برقرار است.

در قسمت بعد، ماتریس احتمالات گذار ثابت مارکوف، که شامل احتمالات انتقال ثابت و مدت زمان مورد انتظار ثابت است، به‌منظور بررسی ثبات رژیم‌ها در جدول زیر مشاهده می‌شود:

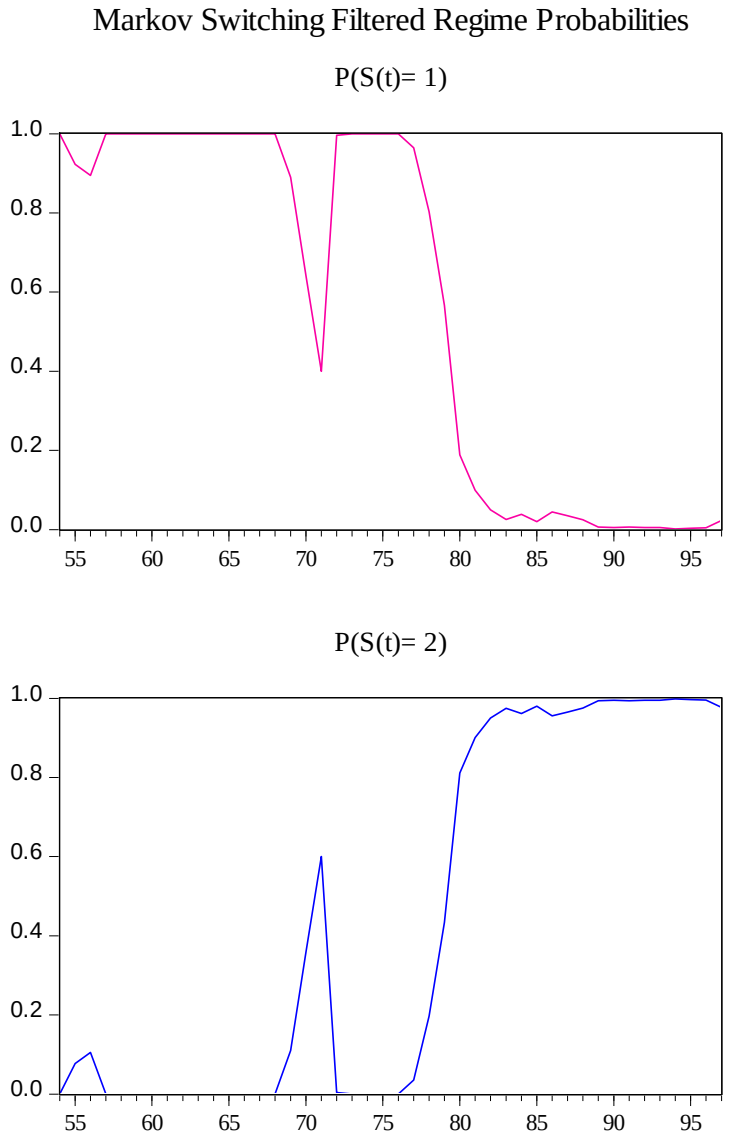
جدول ۱۶. نتایج احتمال انتقالات مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ با در نظر گرفتن متغیّر غیرسوئیچینگ

	1	2
1	0.974	0.025
2	0.028	0.971
مدت زمان مورد انتظار ثابت	38.497	34.806

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول بالا دیده می‌شود، احتمال ثبات رژیم ۱، به‌عنوان رژیم ناپایدار مالی، و رژیم ۲، به‌عنوان رژیم پایدار مالی، یکسان است؛ به‌این‌معنا که هر دو رژیم، از دوام و ماندگاری بالایی (۹۷ درصد) برخوردار هستند و تنها یک واقعهٔ شدید می‌تواند، منجر به تغییر رژیم گردد و احتمال تغییر رژیم، از ناپایدار به پایدار و پایدار به ناپایدار، بسیار اندک و در حدود ۰/۰۳ درصد است که نشان از میل به ثبات در هر دو رژیم دارد. ازسوی‌دیگر، سال‌های مورد انتظار دوام رژیم‌ها نیز، تفاوت اندکی دارند. این مقدار برای رژیم ناپایدار، ۳۸/۴ سال و برای رژیم پایدار، ۳۴/۸ سال است که دوام بسیار بالایی را می‌رساند که نسبت به حالت‌های قبل از این مدل، بسیار بالاست؛ چراکه بیشترین مقدار مربوط به رژیم پایدار از حالت اول بوده است که این مقدار ۱۲/۸ سال بوده، درحالی‌که در اینجا برای رژیم ناپایدار، با تفاوت فاحشی، مدت زمان دوام مورد انتظار، ۳۸/۴ سال برآورد شده است.

احتمالات شرطی رژیم فیلترشدهٔ مارکوف‌ـسوئیچینگ، برای قرار گرفتن در وضعیت پایدار و وضعیت ناپایدار در این حالت از تخمین مدل، در نمودار زیر آورده شده است:



نمودار ۳: روند رژیم مالی پایدار و ناپایدار با در نظر گرفتن متغیّر غیر سوئیچینگ

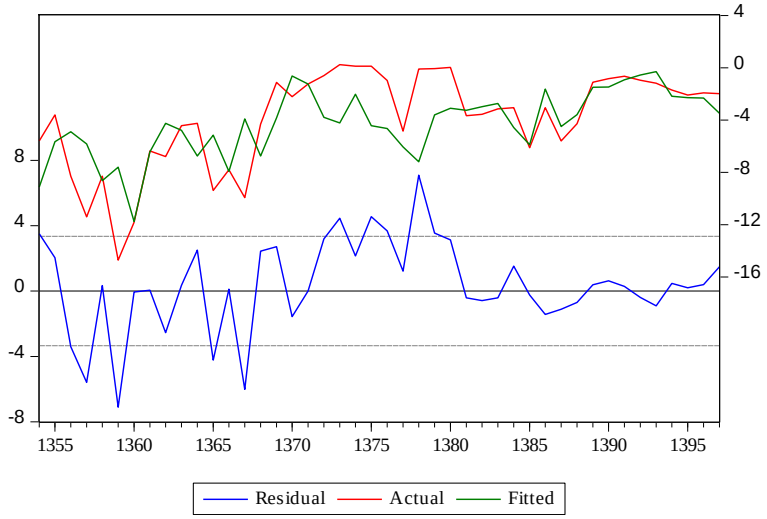
مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار بالا، نمودار قرمز، احتمال قرار گرفتن در رژیم مالی ناپایدار، که رژیم ۱ را شامل می‌شد، و نمودار آبی، احتمال قرار گرفتن در رژیم پایدار، که رژیم ۲ را در برمی‌گرفت، را نمایش می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در سال‌های ابتدایی

بازهٔ زمانی مورد پژوهش، یعنی از سال ۱۳۵۴ تا سال ۱۳۷۹، احتمال قرار گرفتن تراز مالی دولت در رژیم ناپایدار مالی، بسیار بالا است؛ به‌جز در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۱، که بیشترین مقدار احتمال پایدار بودن در سال ۱۳۷۰ با حدود ۰/۶ احتمال پایداری است. اما، از سال ۱۳۷۹، احتمال پایدار بودن سیاست مالی افزایش یافته است و تقریباً از این سال تا سال انتهایی بازهٔ مورد پژوهش، احتمال قرار گرفتن تراز مالی دولت در رژیم پایدار مالی، حدود ۱ بوده است که به این معنی است که در این سال‌ها سیاست مالی دولت ایران پایدار بوده است. باتوجه‌به تخمین صورت گرفته، با احتساب تغییر وضعیت پایداری در سال ۱۳۷۰، تغییر وضعیت از رژیم ناپایدار به پایدار، دو بار صورت گرفته است. طبق مطالب گفته شده و نمودار بالا، از سال ۱۳۷۹ تا آخرین سال بازهٔ مورد پژوهش، شرط NPG برقرار است و در سال‌های ابتدایی این بازه، به‌جز سال ۱۳۷۰ و ۱۳۷۱، این شرط نقض شده است.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، می‌توان سال ۱۳۷۹ را به عنوان سال تغییر رژیم مالی کشور شناخت. این سال، سال آغاز برنامهٔ سوم توسعه است (۱۳۷۹-۱۳۸۳). براساس مادهٔ ۶۹ قانون برنامهٔ سوم توسعهٔ کشور، دولت مکلف شد تا لایحهٔ بودجه‌های سالانه را به‌نحوی تنظیم نماید که کسری احتمالی، ازطریق استقراض از بانک مرکزی و سیستم بانکی کشور، تأمین نشده باشد و بدهی دولت، بابت تأمین کسری بودجه، در سال‌های برنامه، با افزایش روبه‌رو نشده است (میربهاری، ۱۳۹۴). همچنین، افت شدید رشد بخش نفت نیز در سال‌های اولیه برنامهٔ سوم، که ناشی از کاهش شدید قیمت نفت و به‌تبع آن درآمدهای ارزی حاصل‌شده در ۱۳۷۷ بود، در این دوران رخ داده است. البته نظام ارزی ایران، به نظام ارزی تک‌نرخی شناور مدیریت شده در سال ۱۳۸۱، با اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز، تغییر یافت.

در این قسمت، از تحلیل این حالت از مدل به بررسی وضعیت جملات اخلال پرداخته می‌شود:



نمودار ۴: جملات اخلال در مدل رگرسیون مارکوف‌ـسوئیچینگ با در نظر گرفتن متغیّر غیرسوئیچینگ

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه‌که دیده می‌شود، جملات باقی‌مانده در اکثر سال‌ها، به‌جز سال ۱۳۵۷، با مقدار ۱/۶- خروج از محدودهٔ قابل‌قبول، سال ۱۳۵۹ با مقدار ۳/۱- خروج، سال ۱۳۶۷ با مقدار ۲- خروج، سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۵ با مقداری در حدود ۰/۵+ خروج و سال ۱۳۷۸ با مقدار ۳/۱+ خروج از محدودهٔ مورد نظر قرار دارند؛ که از بین آنها، سال‌های ۱۳۵۹ و ۱۳۷۸، با مقدار مساوی و در خلاف جهت، بیشترین مقدار خروج را داشته‌اند. بنابراین، به‌طورکلی، می‌توان گفت که باقی‌مانده‌ها در محدودهٔ قابل‌قبولی قرار دارند.

الگوی برآورد شده در رژیم پایدار، با در نظر گرفتن متغیّر غیرسوئیچینگ:

FB = -1.731 + 0.200*DDEBT(-1) - 1.046*GEGAP + 0.078*RINT +
0.186*DGE + 6.21612826346e-06*GDPGAP
SIGMA = @EXP(0.014)

الگوی برآورد شده در رژیم ناپایدار، با در نظر گرفتن متغیّر غیرسوئیچینگ:

FB = -6.510 - 0.329*DDEBT(-1) - 0.0749*GEGAP - 0.105*RINT +
0.053*DGE + 6.21612826346e-06*GDPGAP
SIGMA = @EXP(1.187)

همان‌گونه‌که مشاهده می‌شود، شکاف تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان متغیّر مشترک در هر دو رژیم، با ضریب و معناداری یکسان ظاهر شده است. نکته‌ای که در این قسمت حائز اهمیت است، این است که حالت‌های بسیاری از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ با متغیّر غیرسوئیچینگ برآورد شد که برخی از متغیّرهایی که به‌عنوان متغیّر غیرسوئیچینگ در نظر گرفته می‌شدند، تأثیر معناداری بر مدل داشتند. به‌عنوان‌مثال، متغیّر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، در هر حالتی که به‌عنوان متغیّر غیرسوئیچینگ در نظر گرفته می‌شد، با علامت منفی و معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد ظاهر می‌شد و به این معنی است که افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، منجر به کاهش تراز مالی دولت می‌شود و یا متغیّر پایهٔ پولی و نقدینگی نیز، با علامت منفی، به‌عنوان متغیّر غیرسوئیچینگ در مدل حضور می‌یافتند. همچنین، متغیّر رشد تولید ناخالص داخلی با تأثیر مثبت بر هر دو رژیم، به‌عنوان متغیّر غیرسوئیچینگ دیده می‌شد.

۴.۳.۴ مقایسهٔ مدل‌های برآوردی مارکوف‌ـسوئیچینگ و انتخاب بهترین مدل

در این قسمت از پژوهش به مقایسهٔ مدل‌های تخمین‌زده‌شدهٔ قبلی پرداخته می‌شود و بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌شود. به‌منظور این مقایسه، ابتدا، در جدولی، علامت ضرایب متغیّرها و معناداری آنها، در پنج حالت گفته‌شده، آورده می‌شود. در این جدول، روبه‌روی هر متغیّر، علامت ضریب متغیّر و معناداری آن، در پنج حالت گفته‌شده در این تحقیق، به‌ترتیب، آورده شده است.

جدول ۱۷. مقایسهٔ ضرایب متغیّرها و معناداری آنها در پنج مدل تخمینی مارکوف‌ـسوئیچینگ

رژیم / متغیّر	پایدار علامت ضریب و معناداری آن	ناپایدار علامت ضریب و معناداری آن
C	_***	_***
	_ **	_***
	_ ***	_***
	_ ***	_ **
	_***	_***
DDEBT(-1)	+	−
	+	−
	+	−
	+	−
	+*	_**
GDPGAP	+	* مقدار ناچیز+
	+	*** مقدار ناچیز+
	+	*** مقدار ناچیز+
	+	** مقدار ناچیز+
	+	+
GEGAP	_**	_***
	_*	_***
	−	_***
	_**	_***
	_***	−
DGE	+	+ *
	+	+***
	+	+***
	+	+**
	+	+
GDPGROWTH	−	+***
	−	+***
	−	+***
	در حالت چهارم و پنجم	لحاظ نشده
RINT	_*	+*
	−	+***
	_*	+***
	_*	+**
	+*	−
DRERGROWTH	−	+
	−	−
	−	−
	در حالت چهارم و پنجم	لحاظ نشده
DLIQ	+فقط درحالت دوم	−
DMONBASE	−	−

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد
** معناداری در سطح خطای ۵ درصد
* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۱۷معناداری و بی‌معنایی ضرایب متغیّرها و سطح خطای معناداری در ۵ حالت از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ مقایسه شده است. عرض از مبدأ در هر دو رژیم، از تمامی حالت‌ها منفی و معنادار شده است که مقدار آن، در تمامی حالت‌ها، در رژیم ناپایدار خیلی کمتر از رژیم پایدار است؛ به این معنی که افزایش متغیّرهای حذف شده در رژیم ناپایدار، با قدرت بیشتری تراز مالی دولت را کاهش می‌دهند. منفی و معنادار شدن ضریب ثابت، در تمامی حالات، به معنای این است که نسبت بدهی به تولید، ویژگی میانگین بازگشتی را نشان می‌دهد و بنابراین انفجاری نیست.

همان‌گونه‌که مشاهده می‌شود، ضرایب متغیّرها در تمامی حالات دارای علامت یکسانی بوده است؛ به‌جز ضریب متغیّر رشد نرخ ارز حقیقی که فقط در حالت اول رژیم ناپایدار مثبت شده و در بقیهٔ حالات منفی است و ضریب نرخ بهرهٔ حقیقی در حالت پنجم که در رژیم پایدار با علامت مثبت معنادار شده و در رژیم ناپایدار با علامت منفی ظاهر شده که تأثیر معناداری نداشته است. همچنین تنها متغیرهای تاثیرگذار بر تراز مالی دولت در رژیم پایدار مالی شامل وقفهٔ اول متغیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی با علامت مثبت در حالت پنجم؛ متغیر شکاف مخارج دولت با علامت منفی در حالت‌های اول، دوم، چهارم و پنجم؛ و همچنین متغیر نرخ بهرهٔ حقیقی با علامت منفی در حالت‌های اول، سوم و چهارم و با علامت مثبت در حالت پنجم می‌باشند. بقیهٔ متغیّرها در رژیم پایدار مالی معنادار نشده‌اند؛ درحالی‌که اگر به همهٔ حالت‌ها توجه شود، می‌توان گفت تعداد بیشتری از متغیّرها در رژیم ناپایدار مالی، بر تراز مالی دولت مؤثر بوده‌اند. متغیّر بدهی در ۴ حالت اول، رشد نرخ ارز حقیقی، نقدینگی و پایهٔ پولی متغیّرهایی هستند که در رژیم ناپایدار معنادار نشده‌اند.

آزمون Jarque- Bera برای نرمال بودن توزیع داده آزمون می‌شود و اگر احتمال آمارهٔ آزمون زیر ۰/۰۵ بود، فرض نرمال بودن رد می‌شود. در این تحقیق نیز، در

حالت اول، فرض صفر نرمال بودن رد شد، در حالت دوم، این فرض در سطح ۱۰ درصد رد می‌شود و در حالت سوم و چهارم و پنجم، فرض صفر رد نشد و توزیع داده‌ها نرمال بوده است. همچنین، همان‌گونه‌که گفته شد، واریانس وابسته به رژیم، در تمامی حالات، در رژیم ناپایدار بیشتر بوده است که نشان از پراکندگی بیشتر در رژیم ناپایدار دارد. همچنین، درمورد ماتریس احتمالات انتقال و مدت زمان دوام مورد انتظار هریک از رژیم‌ها، می‌توان گفت که همواره، احتمال ثبات رژیم پایدار و مدت زمان دوام مورد انتظار آن، در تمامی حالات، بجز حالت پنجم از رژیم ناپایدار بیشتر بوده است، که در حالت پنجم، احتمال ماندگاری هر دو رژیم یکسان و به میزان ۹۷ درصد بوده است.

در مورد سال‌های پایدار و ناپایدار، حالت اول و چهارم روند سال‌های مالی پایدار و ناپایدار مشابهی داشتند و ۱۹ سال از سال‌های مورد پژوهش، به‌عنوان سال‌های ناپایداری شناخته شد و حالت دوم و سوم نیز، از لحاظ سال‌های ناپایداری، دارای روند مشابهی بودند که در حالت دوم ۱۳ سال و در حالت سوم ۱۲ سال ناپایدار ارزیابی می‌شود؛ در حالت پنجم نیز، از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۷ به‌عنوان سال‌های پایداری مالی شناسایی شدند؛ که البته، باتوجه‌به این مطلب می‌توان گفت که در مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ، در حالت‌های اول تا چهارم، سال‌هایی با رژیم مالی پایدار غالب بوده‌اند؛ درحالی‌که در حالت پنجم، در بیشتر سال‌ها، تراز مالی دولت در وضعیت ناپایداری قرار داشته است. اما در تمامی حالت‌ها در دهۀ ۹۰، رژیم پایدار مالی با احتمال بسیار بالایی مشاهده شده است.

مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ توانایی بالایی در مدل‌سازی دارد. از مزیت‌های این مدل، برخورداری از میانگین جملات خطای کمتری است و قابلیت اعتماد به مدل مارکوف بسیار بالاست. مدل‌های مارکوف‌ـسوئیچینگ، باتوجه‌به امکان تغییر در میانگین، عرض از مبدأ و ضرایب جملات، خودرگرسیون ایجاد می‌شوند. برای انتخاب مدل بهینه، دارا بودن دو شرط ضروری است. اولاً: بایستی فرضیۀ صفر ثبات رژیم در مدل، قابل رد کردن باشد و ثانیاً: مدل مذکور، در میان سایر مدل‌های احتمالی که شرط اول در آنها محقق باشد، از لحاظ معیار آکائیک مناسب‌تر باشد (جمال شرق، ۱۳۸۷).

دراین‌قسمت، به مقایسۀ برخی از آماره‌های تشخیص و معیارهای گفته‌شده در ۵ حالت برازش شده از این مدل پرداخته می‌شود.

جدول ۱۸: مقایسهٔ آماره‌های تشخیص در پنج مدل تخمینی مارکوف‌ـسوئیچینگ

مدل / آماره	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم
Log likelihood	-80.357	-75.571	-75.183	-90.426	-95.135
Akaike info criterion	4.561	4.435	4.417	4.837	5.006
Hannan-Quinn criter	4.862	4.765	4.748	5.078	5.231
Schwarz criterion	5.372	5.327	5.309	5.486	5.614
Durbin-Watson stat	1.432	0.941	0.970	1.436	1.425

مأخذ: یافته‌های تحقیق

باتوجه‌به مقادیر گفته شده در جدول بالا، می‌توان گفت که بهترین مدل پیشنهادی، مدل سوم است؛ زیرا دارای بیشترین مقدار آمارهٔ Log likelihood و کمترین مقدار آمارهٔ Akaike، Hannan-Quinn و Schwarz است. مدل برآوردی در این حالت، به صورت زیر است:

الگوی برآوردشده در رژیم پایدار در حالت سوم:

FB = -2.376 + 0.034*DDEBT(-1) + 2.07419960621e-06*GDPGAP - 0.330*GEGAP + 0.499*DGE - 0.101*GDPGROWTH - 0.078*RINT - 0.005*DRERGROWTH - 0.108*DMONBASE

SIGMA = @EXP(0.422)

الگوی برآوردشده در رژیم ناپایداردر حالت سوم:

FB = -3.569 - 0.009*DDEBT(-1) + 1.35371654721e-05*GDPGAP - 0.924*GEGAP + 0.444*DGE + 0.240*GDPGROWTH + 0.165*RINT - 0.014*DRERGROWTH - 0.063*DMONBASE

SIGMA = @EXP(-0.800)

ازآنجایی‌که در حالت سوم ضریب مثبت بدهی رژیم معنادار نشده است، می‌توان گفت که رژیم ۱ دارای «پایداری ضعیفی» است و رژیم ۲ نیز ناپایدار است. آنچه که دیده می‌شود، این است که رژیم ۲ تأثیرپذیری زیادی از متغیّرها

دارد؛ به‌این‌معنی‌که افزایش و یا کاهش هریک از متغیّرها، منجر به تغییر در تراز مالی دولت شده، درحالی‌که در رژیم ۱ (رژیم پایدار ضعیف)، تنها افزایش متغیّر نرخ بهره، منجر به کاهش تراز مالی دولت می‌شود و سایر متغیّرها تأثیر معناداری بر تراز دولت ندارند.

به‌منظور بررسی دوام رژیم‌ها، جدول احتمالات انتقال ثابت و مدت زمان مورد انتظار ثابت در حالت سوم، در جدول زیر، نشان داده شده است:

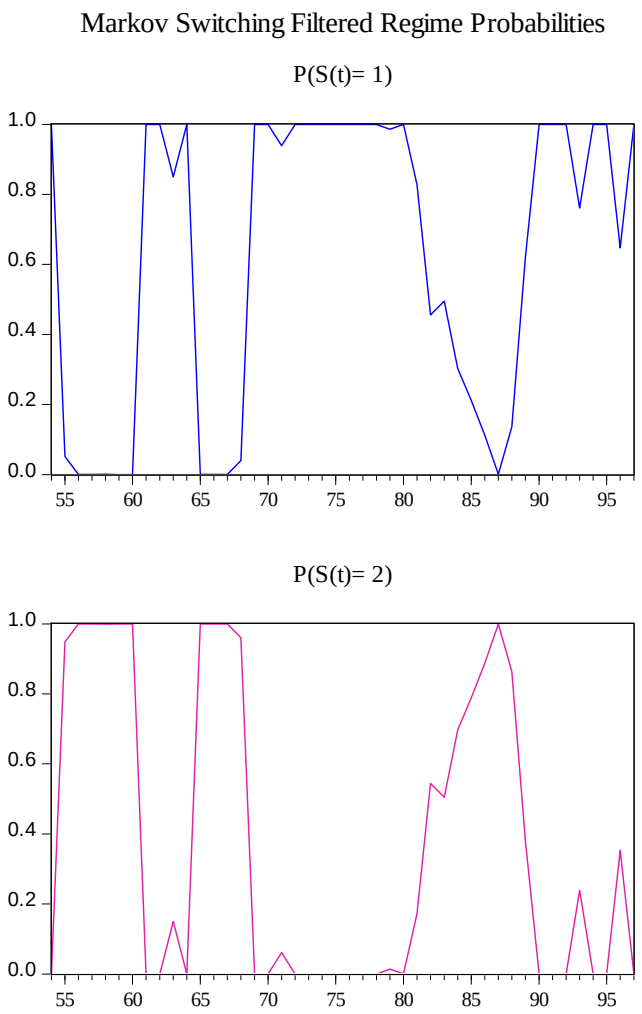
جدول ۱۹: نتایج احتمال انتقالات مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ در حالت سوم

	1	2
1	0.884	0.115
2	0.216	0.783
مدت زمان مورد انتظار ثابت	8.628	4.628

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه‌که دیده می‌شود، هر دو رژیم از ماندگاری بالایی برخوردار هستند و احتمال انتقال، از رژیم ناپایدار، به پایدار ضعیف ۲۱ درصد است.

همچنین احتمالات شرطی فیلترشدهٔ قرار گرفتن در وضعیت پایدار و وضعیت ناپایدار در این حالت:



نمودار ۵. روند رژیم مالی پایدار و ناپایدار در حالت سوم

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه‌که دیده می‌شود سال ۱۳۵۴ و سال‌های ۱۳۶۱- ۱۳۶۴، ۱۳۶۹- ۱۳۸۰ و ۱۳۸۹- ۱۳۹۷ احتمال پایداری ضعیف رژیم مالی، بالا است.

البته، باید این نکته را در نظر گرفت که گرچه حالت پنجم از لحاظ آماره‌های اطلاعاتی، نسبت به سایر حالت‌ها، در وضعیت مناسبی قرار ندارد، اما به‌دلیل معنادار شدن وقفهٔ اول متغیّر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، در رژیم پایدار و ناپایدار، از اهمیت خاصی برخوردار است؛ چراکه ما برای پایداری نیاز به پاسخ مثبت قوی

مازادهای اولیه به تغییرات در بدهی داریم و تنها در این حالت، شاهد اصلی به نفع پایداری، که یافتن پاسخ مثبت قوی مازادهای اولیه به تغییرات در بدهی اولیه است، دیده شده است. به این مفهوم که تعادل عمومی اولیه (تراز اولیه) باید، پس از افزایش نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، افزایش یابد تا پایداری مالی عمومی، همان‌طورکه توسط محدودیت بودجهٔ بین‌دوره‌ای دولت تعریف شده است، تضمین شود. مثبت و معناداری ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید، به این معنی است که دولت، با افزایش مازاد اولیهٔ ناشی از افزایش بدهی قبلی، واکنش نشان می‌دهد و بنابراین، شرط NPG برقرار است و اگر ضریب بدهی منفی یا صفر باشد، به این معنی است که شرط NPG نقض می‌شود و رژیم سیاست مالی ناپایدار تلقی می‌شود (ایرونگو و همکاران، ۲۰۲۰). در هر دو حالت، آنچه که دیده شد این بود که در دههٔ ۹۰، تراز مالی دولت ایران در رژیم پایدار مالی قرار دارد و این، یعنی اینکه افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، منجر به افزایش تراز مالی دولت در این دوران شده است. یعنی با وجود افزایش نسبت بدهی به تولید، کسری بودجه می‌تواند کاهش پیدا کرده و یا حتی مازاد داشته باشیم (باتوجه‌به حالت پنجم در سطح اطمینان ۹۰ درصد، یک درصد افزایش در این نسبت منجر به ۰/۲ درصد افزایش در تراز مالی می‌شود.) که آمار و ارقام نیز این مفهوم را تأیید می‌کنند. در سال ۱۳۸۷ نسبت بدهی به تولید ۷/۵ درصد بوده و این نسبت روند افزایشی داشته است تا سال ۱۳۹۶ که این نسبت به ۱۸/۱ درصد رسیده است و هم‌زمان با افزایش این نسبت، کسری کاهش یافته است؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۸۸ نسبت تراز مالی به تولید ناخالص داخلی ۴/۲۸- درصد بوده و این رقم در سال ۱۳۹۷ به ۱/۹- درصد رسیده است (بازهٔ زمانی متغیّر بدهی به تولید ناخالص داخلی، در مقایسه با تراز مالی یک دوره قبل‌تر است). بنابراین، افزایش نسبت بدهی به تولید، منجر به افزایش تراز مالی دولت و کاهش کسری شده است که طبق حالت پنجم از مدل، این رابطه معنادار شد. تلاش کشورها، برای قرار گرفتن در رژیم‌های پایداری مالی، از این جهت صورت می‌گیرد که با افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی سال قبل، تراز مالی دولت در سال حاضر افزایش پیدا خواهد کرد و در دنیای کنونی، افزایش بدهی امری اجتناب‌ناپذیر است؛ اما زمانی که رژیم مالی دولت پایدار باشد، این افزایش بدهی اثر مثبتی بر اقتصاد خواهد داشت. در این مطالعه، ضریب نسبت بدهی به تولید دورهٔ قبل در رژیم ناپایدار، از این ضریب در رژیم پایدار، بیشتر است (در

رژیم ناپایدار ۰/۳۲۹ و در رژیم پایدار ۰/۲)؛ بنابراین، می‌توان گفت، اثر کاهشی نسبت بدهی به تولید، حدود ۱/۶۴ برابر اثر افزایشی آن است. همچنین، همان‌گونه‌که در نمودار ۳ دیده می‌شود، از سال ۱۳۷۲ تقریباً تا سال ۱۳۷۹ رژیم مالی ناپایدار است که کاهش وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید، منجر به افزایش در تراز مالی دولت می‌شود که ارقام نیز، مؤید این موضوع است. نسبت بدهی به تولید یک دورهٔ قبل، یعنی در سال ۱۳۷۱، برابر با ۲۸ درصد و در سال ۱۳۷۸ به ۲۴ درصد رسیده است (البته در برخی از سال‌های این بازه، بدهی روند افزایشی را نیز تجربه کرده است)؛ درحالی‌که نسبت تراز مالی دولت به تولید در سال ۱۳۷۲، برابر با ۰/۶- درصد به ۰/۰۶- درصد در سال ۱۳۷۸ رسیده است. البته، باید در نظر داشت که در پژوهش حاضر، از رویکرد نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، برای ارزیابی پایداری مالی، استفاده شده است. همچنین، در اغلب سال‌ها، کسری عمدتاً، ازطریق خلق پول، تأمین مالی شده است. آثار مستقیم کسری بودجه فقط به کوتاه‌مدت اختصاص دارد؛ اما دو پیامد آن ـمالیات تورمی و سرکوب مالیـ در بلندمدت و کوتاه‌مدت، اجزای مخارج را تحت تأثیر قرار می‌دهند (حاج امینی و همکاران، ۱۳۹۵). البته مقدار و شدت اثرپذیری اقتصاد کشور، از تداوم کسری بودجه، بیشتر به روش‌های تأمین مالی آن بستگی دارد. اگر کسری بودجه ازطریق استقراض از بانک مرکزی جبران شود، اثر تورمی داردکه حاصل از ضریب فزایندهٔ پولی در اقتصاد است (حافظی و امیریوسفی، ۱۳۸۶).

این در حالی است که افشاری و همکاران (۱۳۹۱) به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی در ایران، ناپایدار است و نشان دادند که درآمدها و مخارج دولت، مستقل از هم هستند. خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)، براساس داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷، به روش هم‌جمعی چندجانبه، به این نتیجه رسیدند که اگر حق‌الضرب به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود، شرایط پایداری مالی تأمین خواهد شد و سیاست مالی ایران، فقط با اتکای به تورم، قادر به بازپرداخت بدهی دولت خواهد بود. زارعی و نائینی (۱۳۹۲)، با بررسی روابط بلندمدت بین متغیّرهای مخارج و درآمدهای دولت، در دورهٔ زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹، با تواتر فصلی نشان دادند که پایداری مالی در ایران، ضعیف بوده و دولت، حتی بااستفاده‌از چاپ و انتشار پول و درآمدهای حق‌الضرب و نفت، در بلندمدت نتوانسته است مخارجش را از محل درآمدهای خود تأمین مالی نماید. همچنین ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹)، طی دورهٔ

زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶، بااستفاده‌از آزمون ریشهٔ واحد غیرخطی مارکوف‌ـسوئیچینگ، به ارزیابی وضعیت پایداری یا ناپایداری مالی دولت در ایران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که وضعیت مالی دولت در حالت ناپایدار قرار دارد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر، کشورها به‌منظور رسیدن به سطوح بالای رشد اقتصادی، بدهی‌های روزافزون را تجربه کرده‌اند و این وابستگی بیش‌ازحد به بدهی، مخصوصاً در کشورهای درحال‌توسعه بیشتر دیده می‌شود. ازآنجایی‌که پایداری مالی ناظر بر این مفهوم است که دولت‌ها وارد بازی پونزی نشوند و بتوانند بدهی‌های خود را پرداخت کنند، همچنین، طبق پژوهش‌های انجام‌شده، فقدان ثبات مالی بر متغیّرهای کلان اقتصادی، نظیر رشد اقتصادی، تورم، میزان مصرف و سرمایه‌گذاری و ...، تأثیر معناداری بوده است، اهمیت بررسی پایداری مالی درک می‌شود؛ چراکه پایداری مالی می‌تواند دوران رونق و رکود اقتصادی که در طول زمان رخ می‌دهد را نشان دهد. در این پژوهش سعی شده است که رژیم‌های پایدار و ناپایدار سیاست مالی، طی بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۸، طبق مدل غیرخطی مارکوف‌ـسوئیچینگ شناسایی شود و تراز مالی، به‌عنوان متغیّر وابسته در این رژیم‌ها در نظر گرفته می‌شود، که باتوجه‌به اهمیت بدهی در پایداری مالی، متغیّر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی دورهٔ قبل، به‌عنوان عامل تعیین‌کنندهٔ رژیم در مدل وارد شده است. در مطالعهٔ صورت‌گرفته، ۵ حالت از این مدل برآورد شد و این حالت‌ها، از لحاظ ضرایب و معناداری متغیّرها، مورد مقایسه قرار گرفتند و ازآنجایی‌که شاهد قوی به نفع پایداری رژیم، یعنی معناداری ضریب مثبت وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی دنبال می‌شود، با درنظرگرفتن متغیّر «غیرسوئیچینگ» این هدف محقق گردید و برازش پنجم، به‌عنوان تخمین انتخابی، مطرح گردید.

باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش، می‌توان گفت که طبق مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ عرض از مبدأ، در تمامی حالت‌ها و در هر دو رژیم پایدار و ناپایدار، با علامت منفی معنادار شده است. متغیّرهای شکاف مخارج دولت در حالت‌های ۱، ۲، ۴ و ۵ از مدل، متغیّر نرخ بهرهٔ حقیقی در حالت‌های ۱، ۳، ۴ و ۵ از مدل در رژیم پایدار و متغیّرهای شکاف تولید ناخالص داخلی، شکاف مخارج دولتی،

مخارج دولت و نرخ بهرهٔ حقیقی در رژیم ناپایدار در ۴ حالت اول از مدل و متغیّر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در سه حالت اول از رژیم ناپایدار مدل، تأثیر معناداری بر تراز مالی دولت داشته‌اند. همچنین، متغیّر وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید، تنها در رژیم‌های حالت پنجم از مدل معنادار شد و متغیّرهای رشد نرخ ارز حقیقی، نقدینگی و پایهٔ پولی، در هیچ حالتی از هیچ رژیمی از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ، معنادار نشده‌اند. باتوجه‌به این نتایج، می‌توان گفت که اگر رژیم مالی ناپایدار باشد، متغیّرهای بیشتری می‌توانند بر تراز مالی تأثیرگذار باشند؛ اما در رژیم مالی پایدار، تعداد متغیّرهای تأثیرگذار بر تراز مالی کمتر خواهد بود.

در حالت سوم از این مدل، که به‌عنوان مناسب‌ترین برازش از لحاظ آماره‌های اطلاعاتی از این مدل شناخته شد، دیدیم عرض از مبدأ، در هر دو رژیم، با علامت منفی معنادار شد. در رژیم پایدار، از این حالت تنها متغیّر نرخ بهرهٔ حقیقی با تأثیرگذاری منفی معنادار شد؛ درحالی‌که متغیّرهای شکاف تولید ناخالص داخلی با مقدار ناچیز، مخارج دولتی، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره‌ی حقیقی، اثر مثبتی بر تراز مالی در رژیم ناپایدار داشته‌اند و متغیّر شکاف مخارج دولتی در رژیم ناپایدار، با علامت منفی معنادار شد؛ درحالی‌که حالت پنجم، به‌دلیل معناداری ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، از اهمیت خاصی برخوردار است و به‌عنوان حالت انتخابی مطرح گردید و در این حالت از مدل، نتایج تا حد زیادی، متفاوت با حالت‌های قبلی بوده است و طبق این حالت از مدل، در رژیم پایدار شرط NPG برقرار است؛ به دلیل مثبت و معنی‌دار بودن ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در رژیم ۲ و گفته شد که اگر ضریب بدهی منفی یا صفر باشد، به این معنی است که شرط NPG نقض می‌شود و رژیم سیاست مالی ناپایدار تلقی می‌شود؛ بنابراین در رژیم ۱ شرط NPG نقض شده است.

نکتهٔ دیگری که قابل ذکراست، این است که در تمامی حالت‌های مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ، گرچه که درصد دوام هر دو رژیم پایدار و ناپایدار بالا بود، که نشان از دوام هر دو رژیم دارد، اما رژیم مالی پایدار، هم درصد ماندگاری بالاتری و هم مدت زمان دوام مورد انتظار بیشتری در همهٔ ۴ حالت اول داشته است و در حالت پنجم، احتمال دوام هر دو رژیم برابر بوده است و سال‌های دوام مورد انتظار رژیم ناپایدار بیشتر بوده است؛ همچنین، در مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ، در حالت اول و چهارم، ۱۹ سال رژیم مالی ناپایدار و در حالت دوم، ۱۳ سال و در حالت سوم، ۱۲

سال رژیم ناپایدار مالی مشاهده شد که نشان از غالب بودن رژیم مالی پایدار در بازهٔ سال‌های مورد پژوهش در این ۴ حالت دارد؛ اما در حالت پنجم، سال‌های ناپایداری تراز مالی دولت بیشتر بوده است. همچنین، از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ می‌توان دریافت که در تمامی حالت‌ها، در دههٔ ۹۰، تراز مالی دولت در رژیم پایدار مالی قرار گرفته است.

آنچه از بررسی اجمالی این ۵ حالت از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ به‌دست می‌آید، این است که متغیّر رشد نرخ ارز حقیقی، نقدینگی و پایآ پولی در هیچ رژیم و هیچ حالتی معنادار نشدند. نکتهٔ دیگر این است که در ۴ حالت اول، رژیم مالی پایدار، تأثیرپذیری بسیار کمی از متغیّرها دارد و تنها متغیّرهای اثرگذار بر تراز مالی در رژیم پایدار وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید در یک حالت، شکاف مخارج دولتی در ۴ حالت با علامت منفی و نرخ بهرهٔ حقیقی در ۳ حالت با علامت منفی و در یک حالت با علامت مثبت بوده‌اند؛ درحالی‌که در رژیم ناپایدار مالی، تعداد بیشتری از متغیّرها در تمام حالات تأثیرگذار بودند و تنها متغیّری که اثرگذاری منفی بر تراز مالی در رژیم ناپایدار داشته است، متغیّر شکاف مخارج درهمهٔ حالت‌ها و نرخ بهرهٔ حقیقی در حالت پنجم بوده است و سایر متغیّرها (شکاف تولید ناخالص داخلی، مخارج دولتی، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بهرهٔ حقیقی) در رژیم ناپایدار، دارای اثر مثبت بوده‌اند. عرض از مبدأ نیز، در تمام حالات، منفی و معنادار شده است. در ۴حالت اول از این مدل، درصد ماندگاری و سال‌های دوام رژیم پایدار بیشتر بوده است و در حالت پنجم، احتمال دوام هر دو رژیم برابر بوده است، اما سال‌های دوام مورد انتظار رژیم ناپایدار، بیشتر بوده است. بنابراین، به‌طورکلی، می‌توان گفت که این نتایج حاکی از غالب بودن رژیم مالی پایدار در اقتصاد ایران، طی دورهٔ مورد بررسی در ۴ حالت اول است و در حالت پنجم، رژیم مالی ناپایدار، غالب بوده است.

از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ دریافت می‌شود که درصد احتمال ماندگاری هر دو رژیم بالا است؛ به این معنی که وقوع یک حادثهٔ شدید می‌تواند منجر به تغییر رژیم مالی شود و همچنین، در سال‌های اخیر، تراز مالی در رژیم پایدار قرار دارد و شرط بدون بازی پونزی (NPG) برقرار است.

نکتهٔ دیگری که حائز اهمیت است، این است که ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، از لحاظ مقدار و صرف نظر از علامت آن، در رژیم ناپایدار بیشتر است؛ به این معنی که افزایش بدهی در رژیم ناپایدار، می‌تواند تراز مالی را،

نسبت به زمانی که رژیم مالی پایدار است، بیشتر کاهش دهد و افزایش بدهی، منجر به افزایش تراز مالی می‌شود. درواقع، قدرمطلق این ضریب در رژیم ناپایدار بیشتر از رژیم پایدار است و این به معنای اثر کاهشی بیشتر نسبت به اثر افزایشی آن است. این معناداری ضریب وقفهٔ اول نسبت بدهی به تولید در رژیم ناپایدار، به این معنی است که افزایش بدهی، منجر به کاهش تراز مالی شده و اگر این روند ادامه‌دار باشد، کاهش تراز مالی، ترازهای منفی را به دنبال دارد که تراز منفی، همان کسری بودجه است و کسری‌های مدام دولت را به دام بازی پونزی می‌اندازد و باتوجه‌به تابع واکنش مالی، رژیم سیاست مالی در صورتی پایدار در نظر گرفته می‌شود که ضریب نسبت بدهی قبلی به تولید معنی‌دار و مثبت باشد. به این معنی که دولت، با افزایش مازاد اولیهٔ ناشی از افزایش بدهی قبلی، واکنش نشان می‌دهد و بنابراین شرط NPG برقرار است و اگر ضریب بدهی منفی یا صفر باشد، به این معنی است که شرط NPG نقض می‌شود و رژیم سیاست مالی، ناپایدار تلقی می‌شود که طبق حالت پنجم از مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ در رژیم ۱، یعنی از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹، به‌جز سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۷۱، شرط بازی بدون پونزی نقض شده است و از سال ۱۳۷۹ این شرط برقرار است.

۶. پیشنهادها

همان‌گونه‌که مشاهده شد، تراز مالی کشور ایران، با احتساب درآمدهای نفتی، در اکثر سال‌ها منفی بوده است و اقتصاد ایران وابستگی بالایی به فروش نفت خام دارد؛ بنابراین، می‌توان شرایط را به‌گونه‌ای فراهم کرد که محصولات غذایی و فرآورده‌های پتروشیمی که از صنایع داخلی هستند، رونق بگیرند و با متنوع نمودن ساختار اقتصادی، این وابستگی را کمتر کرد و ازسوی‌دیگر، تأمین مالی و هدایت اعتبارات، به‌منظور دادن تسهیلات بیشتر ازطرف دولت جهت رونق گرفتن صنایع داخلی، می‌تواند باعث ایجاد فرصت‌های شغلی گردد که تأثیر مثبتی بر کاهش نرخ بیکاری خواهد داشت. همان‌طورکه گفته شد، بخش اعظم درآمدهای اقتصاد ایران را منابع ناشی از فروش نفت تشکیل داده است؛ بنابراین پیشنهاد شده است که با ذخیرهٔ درآمدهای نفتی، در دوران افزایش قیمت و انباشت مازاد درآمدهای نفتی، در نوعی صندوق پس‌انداز، به ملایم‌تر کردن نوسانات بودجه و نوسانات اقتصادی و استفادهٔ بهینهٔ درآمدهای نفتی در فرآیند توسعهٔ کشور کمک کرد.

آنچه که دیده شد، این بود که براساس تراز مالی که در اکثر سال‌ها منفی بوده است، بدهی‌های دولت در حال افزایش مدام است و این افزایش مدام بدهی دولت به بانک مرکزی، به دلیل بسط پایهٔ پولی، منجر به افزایش حجم پول و نهایتاً تورم در اقتصاد می‌شود (البته این نکته را می‌دانید که تورم در اقتصاد ایران، یک پدیدهٔ پولی و مالی است) و افزایش بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی، موجب کاهش پس‌انداز عمومی می‌شود؛ بنابراین، توصیه می‌شود که دولت به ایجاد انضباط مالی برای کاهش بدهی‌های خود اقدام کند. ازطرف‌دیگر، افزایش بدهی‌های دولت، منجر به کاهش مازادها شده که باعث می‌شود دولت منابع درآمدی خود را صرف مخارج مصرفی و بازپرداخت بدهی‌ها کند و همچنین، دولت می‌تواند درآمدهای نفتی را صرف سرمایه‌گذاری بلندمدت و کاهش بدهی‌هایش کند. همان‌طورکه گفته شد، تراز مالی (کسری و یا مازاد) به تغییر در مخارج دولت واکنش نشان داد؛ یعنی متغیّر مخارج دولتی بر تراز مالی دارای تأثیر معنادار بود و تأثیر مخارج دولتی روی مازادهای بودجهٔ منفی است که در این زمینه، پیشنهاد می‌شود که درآمدهای دولت صرف زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری شود.

بدهی‌های ایجادشده توسط دولت، صرف سرمایه‌گذاری در طرح‌های عمرانی و زیرساختی و نظایر آن شود و نباید برای تأمین هزینه‌های جاری دولت، بدهی جدید ایجاد کرد و اگر کنترل تورم هدف دولت است، استقراض از نهادهای سپرده‌پذیر، به غیر از بانک مرکزی بهتر است؛ اما به‌صورت کنترل‌شده. همچنین، دولت می‌تواند از افزایش نرخ مالیات برای تأمین مالی کسری بودجه کمک بگیرد.

رشد تولید ناخالص داخلی و شکاف تولید ناخالص داخلی، که نمایندهٔ نوسانات تولید ناخالص داخلی است، در مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ در رژیم ناپایدار با علامت مثبت معنادار شد؛ به این معنی که افزایش رشد تولید ناخالص داخلی، می‌تواند منجر به افزایش تراز مالی دولت شود. بنابراین، برنامه‌ریزی بلندمدت دولت برای ایجاد روند مثبت در رشد اقتصادی، انضباط مالی و بودجه‌بندی دولت براساس درآمدهای واقعی‌اش، می‌تواند باعث ارتقای سطح تراز مالی دولت شود. اگر بدهی‌ها صرف کالاهای سرمایه‌ای فیزیکی و روش‌های بهبود فناوری شود، رشد اقتصادی و افزایش تراز مالی دولت را در پی خواهد داشت.

منابع

اسکندری‌پور، علی؛ محمودی‌نیا، داود و یوسفی، آزاده (۱۳۹۸). «تعیین مسیر تعادلی بدهی عمومی دولت و مقایسهٔ آن با مسیر واقعی بدهی در اقتصاد ایران در چهارچوب الگوی رشد درون‌زا». *فصلنامهٔ پژوهش های اقتصادی*، دورهٔ ۱۹، شمارهٔ ۷۳: ۱۱۹-۱۴۶.

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش ماسوله، شمس اله و بهشتی، مریم (۱۳۹۱). «بررسی پایداری مالی در ایران». *فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)*، دوره ۱۲، شماره ۴۵: ۲۷-۵۴.

امامی، کریم و امام وردی، قدرت الله (تابستان ۱۳۸۸). «بررسی امکان پیش‌بینی شاخص قیمت سهام در بازار سرمایهٔ ایران و مقایسهٔ توان پیش‌بینی مدل‌های خطی و غیرخطی». *فصلنامهٔ علوم اقتصادی*، سال دوم، شمارهٔ ۷: ۴۶-۷۵.

اندرس، والتر. (۱۳۸۹). *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*. ترجمهٔ مهدی صادقی و سعید شوال‌پور. تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق.

برکچیان، سید مهدی، بیات، سعید و کرمی، هومن (شهریور ۱۳۹۳). «کنترل اثرات ناپایداری و شکست ساختاری تورم با مدل‌های غیرخطی و زمان متغیّر». *پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، مقالهٔ کاری MBRI -WP-93010، https://www.mbri.ac.ir/.

حاج امینی، مهدی، احمدی شادمهری، محمدطاهر، فلاحی، محمدعلی و ناجی میدانی، علی‌اکبر (زمستان ۱۳۹۵). «بررسی تأثیرکسری بودجه و مالیات تورمی بر اجزای طرف تقاضا در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، سال شانزدهم، شمارهٔ ۴: ۵۷-۸۴.

حافظی، بهار و امیریوسفی، خالد (زمستان ۱۳۸۶). «بررسی تأثیر کسری بودجه بر پس‌انداز در اقتصاد ایران (آزمون برابری ریکاردویی)» . *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، جلد پانزدهم، شمارهٔ ۴۴: ۵۱-۸۲.

جمال‌شرق، سعید (۱۳۸۷). «اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در ایران». *پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد*، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه تبریز.

خطیب سمنانی، محمدعلی، هادی نژاد، منیژه و خشوعی، رکسانا (بهار و تابستان ۱۳۹۳). «مقایسهٔ قدرت مدل‌های شبکهٔ عصبی مصنوعی و شبکهٔ عصبی پویا در پیش‌بینی نرخ ارز: کاربردی از تبدیل موجک». *فصلنامهٔ آینده پژوهی مدیریت*، سال بیست و پنجم، شمارهٔ ۱۰۰: ۳۶-۴۹.

خیابانی، ناصر، کریمی پتانلار، سعید و موتمنی، مانی (۱۳۹۱). «بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش هم‌جمعی چندجانبه». *فصلنامهٔ برنامه ریزی و بودجه*، دورهٔ ۱۷، شمارهٔ ۱: ۷۳-۸۹.

زارعی، ژاله و جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۹۲). «آزمون پایداری مالی در ایران». *پژوهش‌های پولی- بانکی*، دورهٔ ۶، شمارهٔ ۱۷: ۶۳-۸۲.

سلمانی، یونس؛ یاوری، کاظم؛ اصغرپور، حسین و سحابی، بهرام (تابستان ۱۳۹۷). «اثرات اقتصاد کلان انواع بدهی‌های دولت در ایران» . *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شمارهٔ ۳۲: ۱۳۰-۱۷۱.

فتاحی، شهرام، حیدری دیزگرانی، علی و عسکری، الناز (تابستان ۱۳۹۳). «بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال دوم، شمارهٔ ۶: ۶۷-۸۶.

فلاحتی، علی، فتاحی، شهرام، حیدری دیزگرانی، علی و شکری، نعیم (۱۳۹۶). «بررسی پایداری مالی و شوک‌های مالی گذرا در اقتصاد ایران». *فصلنامهٔ اقتصاد مالی*، دورهٔ ۱۱، شمارهٔ ۴۱: ۱۲۳-۱۵۴.

محمودی‌نیا، داود، دلالی اصفهانی، رحیم، انجوردا، جکوب و بخشی دستجردی، رسول (۱۳۹۵). «نظریهٔ بازی‌ها و نقش آن در تعیین سیاست‌های بهینه در تقابل استراتژیک بین سیاست‌گذار پولی و مالی (کاربردی از نظریهٔ بازی‌های دیفرانسیلی و استاکلبرگ)». *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۱۸: ۱-۳۴.

ممی‌پور، سیاب و جعفری، صغری (تابستان ۱۳۹۶). «عوامل مؤثر بر فشار بازار ارز در ایران: در چارچوب الگوی مارکوف‌ـسوئیچینگ با احتمال انتقال متغیّر». *فصلنامهٔ تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۲: ۴۲۹-۴۵۷.

ممی‌پور، سیاب و عبدی، حدیث (زمستان ۱۳۹۷). «اثر شوک‌های قیمت نفت بر پویایی‌های انتقال چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران: مدل مارکوف‌ـسوئیچینگ با احتمال انتقال متغیّر». *فصلنامهٔ تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شمارهٔ ۳۴: ۳۲-۷۰.

ممی‌پور، سیاب و گودرزی، فرزانه (۱۳۹۹). «بررسی پایداری مالی دولت در ایران بااستفاده‌از آزمون ریشهٔ واحد مارکوف‌ـسوئیچینگ». *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، دورهٔ ۵۵، شمارهٔ ۲، شمارهٔ پیاپی ۱۳۱: ۴۳۷-۴۶۲.

میربهاری، سید مهرزاد (تابستان ۱۳۹۴). «شناسایی ساختار بدهی دولت به بانک مرکزی در ایران و مقایسهٔ آن با استانداردهای بین‌المللی». *فصلنامهٔ روند*، سال بیست‌ودوم، شمارهٔ ۷۰: ۱۳۰-۱۰۱.

نیلی، مسعود و همکاران (۱۳۹۴). *اقتصاد ایران به کدام سو می‌رود؟*. تهران: انتشارات دنیای اقتصاد.

وگل ونگ، بن. (۱۳۹۹). *اقتصاد سنجی نظریه و کاربرد آن با EVIEWS*. ترجمهٔ زهرا شیدایی و محمدنبی شهیکی تاش. تهران: انتشارات نور علم.

Aldama, P., & Creel, J. (2016). Why Fiscal Regimes Matter for Fiscal Sustainability Analysis: An Application to France. *Documents de Travail de l'OFCE from Observatoire Francais des Conjonctures Economiques (OFCE)*, No. 2016-15, 1 – 29.

Alsamara, M.; Mrabet, Z.; Jarallah, S. & Barkat, K. (2019). The switching impact of financial stability and economic growth in Qatar: Evidence from an oil-rich country. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 73, 205-216.

Aslanli, K. (2015). Fiscal sustainability and the State Oil Fund in Azerbaijan. *Journal of Eurasian Studies*, Vol. 6, No. 2, 114-121.

Batuo, M., Mlambo, K., & Asongu, S. (2018). Linkages between financial development, financialinstability, financial liberalisation and economic growth in Africa. *Research in InternationalBusiness and Finance*, 45, 168-179.

Bell, M.; Blick, G.; Parkyn, O.; Rodway, P.; & Vowles, P. (2010). Challenges and choices: Modelling New Zealand's long-term fiscal position. *Wellington: New Zealand Treasury*, the second in the series of Statements on the Long-term Fiscal Position published by the Treasury.

Berentsen, A., Menzio, G., Wright, R. (2011). Inflation and unemployment in the long run. *Am. Econ. Rev*. 101, 371–398.

Blanchard, O., (1983). Debt and the Current Account Deficit in Brazil. *Financial Policies and the World Capital Market: The Problem of Latin American Countries*, pp. 187-198, (National Bureau of Economic Research).

Bohn, H. (1995). The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. *Journal of Money*, Credit and Banking, February 1995, Vol. 27, No. 1, 257 – 271.

_____. (2005). THE SUSTAINABILITY OF FISCAL POLICY IN THE UNITED STATES. CATEGORY 1: PUBLIC FINANCE, *CESIFO WORKING PAPER*, No. 1446, 1 – 28.

Burnside, C. (2004). Assessing New Approaches to Fiscal Sustainability Analysis. *was written for the World Bank Latin America and Caribbean Department's report on Debt Sustainability Analysis*, Working Paper, No. 1, 1 – 55.

_____. (2005). Fiscal Sustainability in Theory and Practice: A Handbook. Washington, DC: *World Bank*. © World Bank. https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/7495 License: CC BY 3.0 IGO."

Chalk, N. & Hemming, R. (2000). Assessing Fiscal Sustainability Theory and Practice. *International Monetary Fund*, Fiscal affairs department, Retrieved Jan 2017.

Chibi, A.; Chekouri, S.M. & Benbouziane, M. (2015). ASSESSING FISCAL SUSTAINABILITY IN ALGERIA: A NONLINEAR APPROACH. *Working Papers from Economic Research Forum*, No. 962, 1 – 28.

Davig, T. (2005). Periodically expanding discounted debt: a threat to Fiscal sustainability. *J. Appl. Econom*. 20 (7), 829–840.

European Central Bank. (2017). Financial stability review November 2017. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of Co-integrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.

Forslid, R. (1998). External Debt and Ponzi-Games in a Small Open Economy with Endogenous Growth. *Journal of Macroeconomics*, Spring 1998, VoL. 20, No. 2, 341-349.

Gomis-Porqueras, P; Huangfu, S. & Sun, H. (2020). The Role of Search Frictions in the Long-Run Relationships Between Inflation, Unemployment and Capital. *European Economic Review*, Vol. 123, 1-36.

Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 57, No. 2, 357-384.

_____. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, No. 2, 215-220.

____ and Flavin, M.A. (1986). On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *American Economic Review*, Vol. 76, No. 4, 19 – 808.

_____. (2010). Regime switching models. In: Macro econometrics and Time Series Analysis. Springer, pp. 202–209. Retrieved from. http://link.springer.com/chapter/10.1057/9780230280830_23.

Haug, Alfred A. & King, Ian. (2014). In the long run, US unemployment follows inflation like a faithful dog. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, Vol. 41(C), 42-52.

IMF. (2011). Modernizing the Public Debt Sustainability Analysis.

_____. (2012). Macroeconomic Policy Frameworks for Resource-Rich Developing Countries. *IMF Policy Paper*.

_____. (2014). Algeria Selected Issues. *IMF Country Report* No. 14/34.

Irungu, W.N; Chevallier, J. & Ndiritu, S.W. (2020). Regime changes and fiscal sustainability in Kenya. *Economic Modelling*, Vol. 86, 1-9.

Khalid, N., & Marwan, F.-N. (2012). Regime Switching Policy Rules and Economic Growth. The National University of Malaysia. *Retrieved 23rd June 2016 from. http://www. bis.org/publ/bppdf/bispap67s.pdf.*

Kia, A. (2008). Fiscal sustainability in emerging countries: evidence from Iran and Turkey. J. *Policy Model*. 30, 957–972. Kuncoro, H., 2011a.

King, R. G., & Levine, R. (1993a). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717–738.

_____. (1993b). Finance, entrepreneurship, and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513–542.

Ley, E. (2009). Fiscal (and External) Sustainability. *MPRA Paper from University Library of Munich*, Economic Policy and Debt Department, Germany, The World Bank, 1 – 15.

Lledo, V. & Ribiero-Poplawski, M. (2013). Fiscal policy implementation in sub-saharan Africa. *World Dev*, Vol. 46, 79–91.

Mishkin, F. S. (1992). Anatomy of a financial crisis. *Journal of Evolutionary Economics*, 2(2), 115–130.

Monthly Bulletin. (2009). EXPERIENCE WITH GOVERNMENT DEBT REDUCTION IN EURO AREA COUNTRIES. *ECONOMIC AND MONETARY DEVELOPMENTS*, Fiscal developments, ECB, September 2009, 86 – 89.

_____. (2012). ANALYSING GOVERNMENT DEBT SUSTAINABILITY IN THE EURO AREA. ECB, April 2012, 55 – 69.

Polito, V. & Wickens, M. (2005). Measuring fiscal Sustainability. *Centre for Dynamic Macroeconomics Analysis Conference Papers*, 3 – 12.

Rochet, J. C. (2006). Optimal Sovereign Debt: An Analytical Approach. *Research Department Publication 478*, (Washington: Inter-American Development Bank).

Roubini, N. (2001). Debt Sustainability: How to Assess Whether a Country is Insolvent. *Stern School of Business*, New York University, December 20, 2001.

Rubio, M. & Comunale, M. (2018). Macroeconomic and financial stability in a monetary union: The case of Lithuania. *Economic Systems*, Vol. 42, No. 1, 75-90.

Wigger, B.U. (2009). A note on public debt, tax-exempt bonds, and Ponzi games. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 3, 492-499.

Woodford, M. & Xie, Y. (2022). Fiscal and monetary stabilization policy at the zero lower bound: Consequences of limited foresight. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 125, 18-35.

Investigating the Financial Balance of Iran's Economy in Stable and Unstable Regimes: Regime Change Approach

Davoud Mahmoudinia*
Fateme Hoomayoni Kholari**

Received: 5 October 2022 Accepted: 26 December 2022

Abstract

Increased spending has been one of the main concerns of the financial policies for various countries in the last two decades. Specifically, in those countries where the debt is at relatively high levels, examining the financial sustainability becomes more crucial; since high levels of debt limit the government's choices in issuing debt, imposing taxes, and printing money to correct the deficit. Therefore, one of the criteria for evaluating financial policies is the sustainability of financial policy. This study attempts to estimate the coefficient of influence of the variables affecting the financial balance of the Iranian government in stable and unstable financial regimes for the period 1971-2019. To this end, the financial balance was considered as a dependent variable in the regimes, and the estimated coefficient of the first interval of the debt-to-GDP ratio variable was chosen as the determining factor. Five states of the research model were estimated by considering different explanatory variables and the best fit was selected. The results showed that both stable and unstable regimes have a high probability of permanence, and the absolute value of the first lag coefficient of the debt-to-GDP ratio variable is significantly higher in the instable regime than in the stable regime. Thus, the greater reduction effect of the ratio of debt to GDP of the previous period on the financial balance of the government in the unstable regime compared to its increasing effect in the stable regime; also, during the period of time,

* Assistant professor, Department of Economic, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Iran (Corresponding Author). Email: D.Mahmoudinia@vru.ac.ir
** M.A in Economics, Department of Economic, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Iran.

the stable financial regime can be the dominant financial regime and it can be said that the NPG condition (No Ponzi game condition) is valid in this era.

Keywords: Oil Revenues, Consumer Expenditures, Durable Goods, Exchange Rates, Nonlinear Autoregressive Distributed lags (NARDL).

JEL Classification: E62 ،F30 ،H62 ،N45

Investigating the Financial Balance of Iran's Economy in Stable and Unstable Regimes: Markov Regime Change Approach

Davoud Mahmoudinia*
Fateme Hoomayoni Kholari**

Received: 5 October 2022 Accepted: 26 December 2022

Abstract

Increased spending has been one of the main concerns of the financial policies for various countries in the last two decades. Specifically, in those countries where the debt is at relatively high levels, examining the financial sustainability becomes more crucial; since high levels of debt limit the government's choices in issuing debt, imposing taxes, and printing money to correct the deficit. Therefore, one of the criteria for evaluating financial policies is the sustainability of financial policy. This study attempts to estimate the coefficient of influence of the variables affecting the financial balance of the Iranian government in stable and unstable financial regimes for the period 1971-2019. To this end, the financial balance was considered as a dependent variable in the regimes, and the estimated coefficient of the first interval of the debt-to-GDP ratio variable was chosen as the determining factor. Five states of the research model were estimated by considering different explanatory variables and the best fit was selected. The results showed that both stable and unstable regimes have a high probability of permanence, and the absolute value of the first lag coefficient of the debt-to-GDP ratio variable is significantly higher in the instable regime than in the stable regime. Thus, the greater reduction effect of the ratio of debt to GDP of the previous period on the financial balance of the government in the unstable regime compared to its increasing effect in the stable regime; also, during the period of time,

* Assistant professor, Department of Economic, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Iran (Corresponding Author). Email: D.Mahmoudinia@vru.ac.ir
** M.A in Economics, Department of Economic, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Iran.

the stable financial regime can be the dominant financial regime and it can be said that the NPG condition (No Ponzi game condition) is valid in this era.

Keywords: Financial sustainability, Government debt, Budget deficit, Financial balance, Ponzi game, Markov-switching model

JEL Classification: E62 ،F30 ،H62 ،N45