فصلنامه راهبرد توسعه/ سال بیستم/ شماره ۲ (پیاپی۷۸)/ تابستان ۱۴۰۳/ ۱۳۵-۱۰۷
Quarterly Journal of Development Strategy, 2024, Vol. 20, No.2 (78), 107-135

بررسی پایداری تراز مالی دولت در اقتصاد ایران: کاربردی از الگوی خودرگرسیون آستانه‌ی خودالقائی

داود محمودی نیا[۱]
فاطمه همایونی خلاری[۲]

(تاریخ دریافت۱۴۰۲/۵/۲۹ ـ تاریخ تصویب ۱۴۰۳/۴/۶)
نوع مقاله: **علمی پژوهشی**

چکیده

اگر دولت برای تأمین کسری بودجه‌ی خود، قرض‌گیرنده‌ی همیشگی شود و همواره وام قدیم را با قرض جدید تأمین مالی نماید، وارد بازی پونزی می‌شود. در واقع انباشت کسری بودجه منجر به بدهی بیشتر دولت می‌شود تا جایی که بحران بدهی شکل گرفته و دولت قادر به تأمین مخارج خود نمی‌باشد؛ بنابراین پایداری مالی ناظر بر مفهوم «بدهی و پایداری آن» است. برای پیشگیری از چنین شرایطی، سیاست مالی باید به گونه‌ای تنظیم شود که امکان بازپرداخت بدهی دولت را فراهم نماید؛ یعنی پایدار باشد. در این پژوهش به تخمین تابع تراز مالی دولت ایران در رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار در قالب مدل SETAR طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۹ پرداخته شده است .نتایج حاصل از پنج برازش مختلف در چارچوب مدل SETAR نشان داد که متغیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به عنوان «متغیرآستانه‌ای» دارای تأثیر منفی بر تراز مالی است؛ در حالی که متغیر غیرآستانه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی دارای تأثیرگذاری مثبت بر تراز مالی طی

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه ولی عصر(عج) رفسنجان، ایران
۲- کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ولی‌عصر (عج) رفسنجان، ایران (نویسنده مسئول)fatemehomayoni1@gmail.com

رژیم‌ها بوده است. از دیگر نتایج مهم به دست آمده این است که تراز مالی بالا لزوماً به معنای پایداری سیاست‌های مالی نمی‌باشد.

واژگان کلیدی: پایداری مالی، بدهی دولت، کسری بودجه، تراز مالی، بازی پونزی و مدل SETAR.

طبقه‌بندی JEL: E62، F30، H62، N45

۱. مقدمه

تجزیه و تحلیل پایداری بدهی برای شناسایی آسیب پذیری‌های بخش کلان اقتصادی یک کشور، به ویژه در ساختار مالی، و همچنین خطراتی که در دراز مدت در معرض آن قرار دارد، ضروری است (چامورو-نارواز و زاپاتا-کویمبایو[1]، ۲۰۲۴) و افزایش اخیر بدهی عمومی جهانی یکی از نگرانی‌های عمده دولت‌های بسیاری از کشورها بوده است (کوفی عصرور و همکاران[2]، ۲۰۲۳). وقتی از پایداری مالی صحبت می‌شود، معمولاً به سیاست‌های مالی دولت اشاره می‌شود (بورنساید[3]، ۲۰۰۴). ثبات مالی به عنوان توانایی سیستم مالی برای اطمینان از توزیع مؤثر منابع مالی به طور دائمی و بدون مزاحمت تعریف می‌شود (میشکین[4]، ۱۹۹۲). این دیدگاه شناخته شده شومپتری بود که برای اولین بار اهمیت رابطه رشد اقتصادی- مالی را برجسته کرد. به طور کلی پایداری مالی شامل توانایی پرداخت دولت، ادامه رشد اقتصادی پایدار، مالیات‌های پایدار و عدالت بین نسلی است. به عبارت دیگر، سیاست مالی پایدار سیاستی است که می‌تواند بدون هیچ تغییر عمده‌ای در الگوی مالیات و هزینه تحقق یابد (اصلانلی[5]، ۲۰۱۵).

باتوجه به تعاریف پایداری مالی و شاخص‌های آن، پایداری مالی ناظر بر مفاهیم «بدهی و پایداری آن» است. در یک تعریف محدود، می‌توان پایداری بدهی را توانایی دولت در

1- Chamorro-Narváez & Zapata-Quimbayo
2- Kofi Asravor
3- Burnside
4- Mishkin
5- Aslanli

بازپرداخت بدهی و یا توانایی دولت در حفظ سطح بدهی فعلی دانست (بورنساید[1]، ۲۰۰۴). زمانی که بدهی‌های دولت، حالت انفجاری به خود بگیرد، آنگاه مسأله پرداخت بدهی دولتی که معمولا از طریق انباشت کسری بودجه و بهره مربوط به بدهی‌های بازپرداخت نشده تشکیل می‌شود، تهدید بزرگی برای اقتصاد به شمار می‌آید (محمودی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۵). بنابراین دولت‌ها باید نگاه ویژه‌ای به بدهی‌های خود داشته باشند تا در شرایط مختلف از جمله رکود اقتصادی، بتوانند با حداقل هزینه، بدهی خود را بازپرداخت کنند تا وارد یک بازی پونزی[1] نشوند یعنی دولت در هر دوره می‌تواند با قرض جدید، بدهی قبلی را پرداخت کند؛ اما تجربه‌ها نشان می‌دهد که تداوم بازی پونزی در بلندمدت ممکن نیست (اسکندری‌پور و همکاران، ۱۳۹۸). البته 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 (فورسلید[2]، ۱۹۹۸).

به دلیل وابستگی بودجه‌ی کشور ایران به درآمدهای نفتی، نداشتن یک مسیر بدهی بهینه می‌تواند آثار قابل ملاحظه‌ای در پی داشته باشد؛ از جمله اینکه می‌تواند منجر به صرف درآمدهای حاصل از فروش نفت به منظور بازپرداخت بدهی‌ها و مخارج مصرفی دولت شود که خود می‌تواند منشأ آثار منفی برای اقتصاد ایران باشد (اسکندری‌پور و همکاران، ۱۳۹۸، معبودی و همکاران، ۱۴۰۲). همچنین درکوتاه‌مدت پایداری بدهی به صورت ضعیف در اقتصاد ایران وجود دارد، اما در بلندمدت بدهی پایدار نیست (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۳). بعلاوه رفتار سیاست مالی در اقتصاد ایران به صورت چرخه‌ای است؛ بدین معنی که با بهبود وضعیت اقتصادی مخارج دولت نیز افزایش یافته و بالعکس. پس سیاست مالی در ایران نتوانسته نقش ثبات‌ساز خود را ایفا کند (نیلی و همکاران، ۱۳۹۴). بنابراین با توجه به مطالب گفته شده در این زمینه، لزوم بررسی «پایداری سیاست‌های مالی در ایران» به خوبی تبیین می‌شود.

از این‌رو در این مطالعه، پایداری و ناپایداری سیاست‌های مالی دولت ایران را در بازه‌ی زمانی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۹ در قالب مدل خود رگرسیون آستانه‌ی خود القائی[3] (SETAR) مورد بررسی قرار می‌دهیم و تابع تراز مالی دولت ایران در رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار در ۵ حالت

1- Ponzi
2- Forslid
3- Self-Exciting Threshold Autoregressive

برآورد می‌شود.

۲. مبانی نظری

با توجه به افزایش بدهی و کسری بودجه در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، موضوع پایداری مالی از مباحثی است که در دو دهه‌ی اخیر مورد توجه قرار گرفته است. از این‌رو از شاخص‌هایی برای ارزیابی پایداری مالی استفاده شده است. این شاخص‌ها برای روشن کردن این سؤال ساخته شده‌اند که: «آیا می‌توان روند فعلی سیاست‌های مالی را بدون افزایش بدهی ادامه داد؟ یا اینکه دولت مجبور است مالیات‌ها را به شدت افزایش دهد، هزینه‌ها را کاهش دهد، به پولسازی و کسب درآمد متوسل شود یا حتی انکار کند؟» (لی[1]، ۲۰۰۹). چالک و همینگ[2] (۲۰۰۰) استفاده از نسبت بدهی بدون افزایش به تولید ناخالص داخلی را به عنوان یک رویکرد رایج در ارزیابی پایداری می‌دانند؛ اما از طرفی پایداری سیاست مالی، تنها به معنای نسبت ثابت بدهی به تولید ناخالص داخلی نیست، زیرا اگر بعد از یک دوره تغییر بیشتر در این نسبت، ارزش آن به مقدار اولیه بازگردد، یک سیاست مالی پایدار است. همچنین دیدگاه دیگری در مورد پایداری سیاست‌های مالی وجود دارد که اشاره دارد اگر سیاست مالی منجر به عدم پرداخت بدهی دولت یا درآمدزایی از بدهی نگردد، سیاست مالی پایدار است (درنئان و اثانی[3]، ۲۰۱۵).
منظور از رژیم ناپایدار، بازخورد دوره‌ای و مداوم منفی یا خنثی بدهی عمومی اولیه بر مازاد اولیه است، یعنی نقض شرایط پایداری بوهن[4]. در نتیجه، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی به صورت دوره‌ای و مداوم در رژیم‌های ناپایدار انفجاری می‌شود؛ بنابراین رژیم‌های مالی برای تحلیل پایداری مالی اهمیت دارند. در مورد رژیم‌های پایدار می‌توان گفت که در رژیم‌های پایدار، واکنش مازاد بودجه 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 بهره واقعی تعدیل شده از نظر رشد و با کسر معکوس زمان (مورد انتظار) صرف شده در رژیم‌های پایدار

1- Ley
2- Chalk & Hemming
3- Dornean & Oanea,
4- Bohn

وزن می‌شود (آلداما و کریل[1]، ۲۰۱۷). معتبرترین شواهد به نفع پایداری، پاسخ مثبت قوی مازاد اولیه به نوسانات نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است (بوهن[2]، ۲۰۰۵). بر این اساس تراز اولیه باید پس از افزایش نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی افزایش یابد تا پایداری مالی عمومی، همانطور که توسط محدودیت بودجه‌ی بین دوره‌ای دولت تعریف شده است، تضمین شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۷). بنابراین اگر دولت در شرایط پایداری مالی باشد تداوم سیاست مالی فعلی، امکان بازپرداخت بدهی دولت را فراهم می‌نماید. البته بدهی دولتی از انباشت کسری بودجه و بهره مربوطه به «بدهی‌های بازپرداخت نشده[3]» تشکیل شده است (خیابانی و همکاران، ۱۳۹۱).

دومار(۱۹۴۴) نشان می‌دهد که با بدهی‌زا بودن سیاست مالی، تنها در صورتی پایداری مالی وجود خواهد داشت که رشد اقتصادی، بیشتر از نرخ بهره باشد. در حالی که به اعتقاد بوهن (۱۹۹۵) وجود شرایطی که نرخ رشد اقتصادی بیش از نرخ بهره باشد، دولت‌ها را به وسوسه بازی خطرناک پونزی می‌اندازد. چون در این شرایط به دلیل بالا بودن رشد اقتصادی، سهم بدهی دولت از درآمد ملی کمتر می‌شود و دولت مانعی برای استقراض بیشتر نمی‌بیند. اما هنگام بحران و کاهش رشد اقتصادی، موقعیت دولت در مقابل بدهی وارونه می‌شود. اگر نرخ بهره بیشتر از رشد اقتصادی شود؛ نسبت بدهی به درآمد ملی بیشتر خواهد شد و دولت قادر به تأمین آن نخواهد بود. اما در عمل، رشد اقتصادی و نرخ بهره با نوسان زیادی همراه هستند و نمی‌توان تناسب این دو را ملاکی بر پایداری یا عدم پایداری دولت دانست.

یک سیاست مالی پایدار باید شرایط استاندارد پرداخت بدهی را برآورده کند که بر اساس آن موجودی اولیه بدهی عمومی باید با مازاد بودجه اولیه با ارزش فعلی مورد انتظار در آینده تأمین شود. محدودیت بودجه ارزش فعلی (PVBC[4]) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

که $\boldsymbol{S_t = T_t - G_t}$ مازاد بودجه‌ی اولیه است.

$$\boldsymbol{B_{t-1} \leq S_t + \sum_{i=1}^{\infty} E_t \left[\frac{S_{t+i}}{1+r_{t,i}}\right]} \quad (۱-۲)$$

1- Aldama & Creel
2- Bohn
3- Outstanding Debt
4- Present-Value Budget Constraint

PVBC می‌تواند معادل شرط عرضی بودن موجودی ارزش فعلی مورد انتظار بدهی عمومی باشد:

$$\lim E_{t_{T\to\infty}}\left[\frac{B_{t+T}}{1+r_{t,T+1}}\right]\leq 0 \qquad (۲-۲)$$

این آخرین شرط، شرایط بازی غیرپونزی (NPG) است. در حالت تعادل، هم PVBC (۲-۱) و هم شرایط عرضی بودن (۲-۲) باید برابری داشته باشند و مانع از این شود که وام‌دهندگان و دولت از طرح پونزی علیه یکدیگر استفاده کنند (آلداما و کریل، ۲۰۱۷).

اگر مازاد بودجه دولت را با s_t نشان بدهیم و d^* بیانگر سهم بدهی به درآمد ملی در ابتدای دوره‌ی زمانی باشد، خواهیم داشت:

$$d^* = \sum_{j=0}^{n}\frac{1}{(1+r)^j}E_t[s_{t+j}] + \frac{1}{(1+r)^n}E_t[d_{t+n}] \qquad (۲-۳)$$

که در صورت وجود پایداری مالی، هنگامی که n به بی‌نهایت میل کند؛ عبارت $\frac{1}{(1+r)^n}E_t[d_{t+n}]$ به سمت صفر همگرا خواهد شد. زیرا در صورت برقراری پایداری مالی، بدهی جدیدی به مجموعه بدهی‌های دولت افزوده نخواهد شد. همگرایی به صفر این عبارت، شرط عرضی (TC[1]) پایداری مالی است:

$$d^* = \sum_{j=0}^{n}\frac{1}{(1+r)^j}E_t[s_{t+j}] \qquad (۲-۴)$$

معادله (۲-۴) یکی دیگر از شروط پایداری مالی را نشان می‌دهد. این شرط به قاعده IBC[2] و یا محدودیت بودجه‌ی بین زمانی معروف است. طبق این قاعده، سیاست مالی در شرایطی پایدار است که بدهی فعلی دولت حداقل برابر با ارزش حال مازاد بودجه دولت طی دوره‌های آتی باشد که آن را «ثبات کسری بودجه» می‌دانند که همان شرط عرضی است. اگر بدهی بیشتر از جریان مازاد بودجه باشد؛ دولت قادر به بازپرداخت بدهی نخواهد بود.

در مطالعه داخلی ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹) در چارچوب مدل مارکوف سویچینگ برای دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۶ نشان دادند که در طول این دوره وضعیت مالی دولت در حالت ناپایدار قرار دارد و رژیم‌های مختلف تاثیری بر نتایج ندارند. معبودی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی

1- Transversality Condition
2- Intertemporal Budget Constraint

اثرات آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران با رویکرد رگرسیون آستانه‌ای پرداختند. آن‌های نشان دادند که در رژیم‌های مختلف رانت نفت تاثیر کاهشی بر بدهی عمومی دولت دارد. زمانی و مجیدی (۱۴۰۰) در چارچوب رگرسیون آستانه‌ای برای دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۵ نشان دادند که بدهی دولت از کانال‌های مختلف بر رشد اقتصاد اثر گذرا است و رابطه بین این دو متغیر U شکل است. در مطالعات خارجی چامورو-نارواز و زاپاتا-کویمبایو (۲۰۲۴) با به کارگیری تابع واکنش مالی غیرخطی و برای دوره ۱۹۸۰-۲۰۲۱ برای کشور کلمبیا نشان دادند که دولت تنها در رژیم پایدار نسبت به افزایش بدهی واکنش مناسب نشان می‌دهد. کوفی عصرور و همکاران (۲۰۲۳) در چارچوب روش ARDL به بررسی وضعیت بدهی داخلی کشور غنا و پایداری آن بر نرخ رشد اقتصادی و رابطه علی بین بدهی و رشد پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش بدهی داخلی غنا باعث افزایش رشد می‌شود در حالی که افزایش واردات بازدارنده رشد است. دل کاستیلو و کابرال[1] (۲۰۲۴) با استفاده از تکنیک‌های تفاوت در تفاوت، به بررسی پایداری بدهی عمومی در کشور مکزیک پرداختند. این مطالعه تاثیر سیستم هشدار قوانین مالی را بر سطوح انباشت بدهی در سراسر ایالت‌های مکزیک ارزیابی می‌کند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ایالات تحت درمان در زمان کووید ۱۹ نسبت به گروه کنترل، بدهی خود را با سرعت بیشتری کاهش می‌دهند.

۳. روش تحقیق

با توجه به مباحث مهم شکست ساختاری و رفتار نامتقارن متغیرها در رژیم‌های زمانی مختلف، اقتصادسنجی‌دانان به این نتیجه رسیدند که علاوه بر متغیر زمان، متغیرهای دیگر می‌توانند به تغییرات رژیمی دامن بزنند. به عبارتی در مباحث سری زمانی، هر متغیر به طور بالقوه می‌تواند نقش متغیر آستانه را ایفا کرده و ضرایب سایر متغیرها نسبت به متغیر آستانه از رژیمی به رژیمی دیگر تغییر کند. الگوهای آستانه‌ای در زمره‌ی الگوهای غیرخطی طبقه بندی می‌شوند (اندرس، ۱۳۸۹، ص:۳۲۱).

1- del Castillo & Cabral

از میان الگوهای آستانه‌ای، الگوی خود بازگشت آستانه‌ای[1] (مدل TAR) قادر به تشخیص حرکات غیرخطی و نامتقارن متغیرها در مقابل رفتار خطی و متقارن متغیرها می‌باشد. همچنین مدل TAR می‌تواند یک فرآیند سیکلی عمیق[2] را زمانی که انحراف‌های مثبت طولانی‌مدت‌تر از انحراف منفی است را ضبط کند؛ یعنی زمانی که مقادیر دنبال کاهش و افزایش ناگهانی نداشته و به تدریج کم یا زیاد شوند (پدرام و دهنوی، ۱۳۹۲).

۱-۳. مدل پایه‌ای

انواع مختلفی از مدل غیرخطی TAR وجود دارند که عبارتند از:SETAR[3]، STAR[4]، LSTAR[5]، ESTAR[6] (فتحیان و همکاران، ۱۳۹۵). الگوی آستانه‌ای TAR نخستین بار توسط تانگ (۱۹۷۸) و تانگ و لیم[7] (۱۹۸۰) معرفی شد. در این الگو ضریب یک متغیر ثابت نبوده و به متغیر دیگری که به آن متغیر آستانه می‌گویند، وابسته است. الگوی TAR با دو رژیم متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرد (برکچیان و همکاران، ۱۳۹۳).

(۴-۱)

$$y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{1,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \Leftrightarrow Y_{t-d} \le c \\ \phi_{2,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{2,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \Leftrightarrow Y_{t-d} > c \end{cases}$$

متغیرهای توضیحی در اغلب موارد شامل وقفه متغیرهای وابسته و توضیحی نیز هستند.به ازای هر متغیر آستانه، مقدار c در مجموعه مقادیر ممکن آن تغییر داده می‌شود؛ به‌طوریکه مجموع مربعات باقیمانده حداقل شود. (مقداری که می‌تواند مجموع مربعات جملات پسماند را حداقل کند به عنوان آستانه سازگار تعیین می‌شود که در اغلب مطالعات این مقدار برابر صفر برآورد

1- Threshold Auto-Regressive
2- Deep Cycle Process
3- Self-Exciting Threshold Autoregressive
4- Smooth Transition Auto-Regressive
5- Logistic Smooth Transition Auto-Regressive
6- Exponential Smooth Transition Auto-Regressive
7- Tong & Lim

می‌شود (پدرام و دهنوی، ۱۳۹۲)). از میان الگوهای رقیب مبتنی بر متغیرهای مختلف آستانه، الگویی انتخاب می‌شود که معیار انتخاب الگو را حداقل کرده باشد که در آن c نشان دهنده‌ی مقدار آستانه و d پارامتر تاخیر می‌باشد.

در این پژوهش با استفاده از مقاله‌ی ایرونگو و همکاران (۲۰۲۰)، به برآورد تابع تراز مالی در قالب مدل خود رگرسیون آستانه‌ی خود القائی (SETAR) می‌پردازیم. به این صورت که:

$$\boldsymbol{Fb_t = \alpha_0(S_t) + \alpha_1(S_t)Debt_{t-1} + \alpha_2(S_t)\theta_t^* + \alpha_3(S_t)RINT_t + (S_t)\mu_t} \qquad (۲-۴)$$

که $\boldsymbol{Fb_t}$ تراز مالی می‌باشد که به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی در مدل وارد شده است. $\boldsymbol{Debt_{t-1}}$ نسبت بدهی یک دوره‌ی قبل بخش دولتی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی و $\boldsymbol{RINT_t}$ به نرخ بهره‌ی واقعی $\boldsymbol{S_t}$ اشاره دارد. $\boldsymbol{\theta^*}$ نمایانگر سایر متغیرهای کنترل از جمله شکاف محصول (OGAP) و شکاف هزینه‌های دولت (GAPGE) است. $\boldsymbol{\mu_t}$ نمایانگر عبارت اختلال در عملکردهای مالی است، که $\mu_t \sim I \cdot I \cdot D\left(0\ ،\ \sigma_{fd}^2\right)$ می‌باشد. معادله‌ی (۴-۲) بیان می‌کند که واکنش سطح فعلی تراز مالی ($\boldsymbol{Fb_t}$) براساس سطح دوره‌ی قبلی بدهی ($\boldsymbol{Debt_{t-1}}$) است. شکاف تولید و شکاف هزینه‌های دولت تابع سیاست‌های مالی را جبران می‌کند که می‌تواند ناشی از تغییرات دوره‌ای در اقتصاد باشد. با توجه به تابع مالی در معادله‌ی 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 اولیه ناشی از افزایش بدهی قبلی واکنش نشان می‌دهد و بنابراین شرط NPG برقرار است (آلداما و کریل،۲۰۱۷). 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).

۳-۲. آمار و داده‌ها

در این پژوهش در نظر داریم که به تخمین تابع تراز مالی دولت ایران را در بازه‌ی زمانی سال‌های

۱۳۵۰ تا ۱۳۹۹ با تواتر سالیانه بپردازیم و وضعیت پایداری و ناپایداری سیاست مالی دولت را مشخص نماییم. از این‌رو از مقاله‌ی ایرونگو و همکاران (۲۰۲۰) و کو و موریتا[1] (۲۰۱۵) به عنوان مطالعات پایه‌ای استفاده شده است.

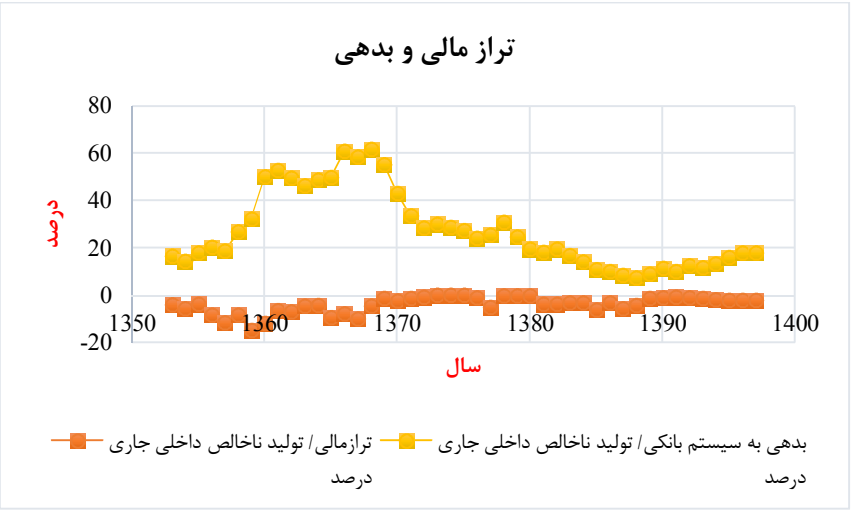
جدول ۱. توصیف و اندازه‌گیری متغیرها

روش اندازه گیری	واحد	متغیر	منابع
تراز مالی به عنوان تفاوت بین درآمد دولت و مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود.	نسبت	تراز مالی / تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
نسبت کل بدهی به تولید ناخالص داخلی است که بدهی شامل: بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی و بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی می‌باشد.	نسبت	کل بدهی / تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
نرخ بهره سپرده سرمایه‌گذاری که بر اساس تورم تعدیل شده است.		نرخ بهره حقیقی	بانک مرکزی
نسبت مخارج کل دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی.	نسبت	مخارج دولت / تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
به عنوان انحراف مخارج حقیقی دولت از مسیر بلندمدت برآورد شده است. مسیر بلندمدت با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات با لاندا برابر ۱۰۰تخمین زده می‌شود.	نسبت	شکاف مخارج دولتی	تخمین‌زده می‌شود.
رشد سالانه تولید ناخالص داخلی	رشد	رشد تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
به عنوان انحراف تولید ناخالص داخلی واقعی از مسیر بلندمدت تخمین زده می‌شود. مسیر طولانی‌مدت با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات تخمین زده می‌شود.		شکاف تولید ناخالص داخلی	تخمین‌زده می‌شود.

منبع: یافته های محققین

تراز مالی متغیری است که می‌خواهیم تابع آن را در این مطالعه برآورد کنیم و وقفه‌ی اول از متغیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به عنوان عامل تعیین کننده‌ی رژیم از اهمیت بالایی برخوردار است. در نمودار زیر روند این دو متغیر نشان داده می‌شوند:

1 - Ko & Morita



نمودار ۱. تراز مالی و بدهی

همانگونه که در نمودار مشاهده می‌شود تراز مالی در بیشتر سال‌ها بجز سال‌های ۷۳، ۷۴، ۷۵ و ۸۰ منفی شده است و تنها در این سال‌ها مازاد داشته‌ایم و در بقیه‌ی سال‌ها کسری مشهود است. نسبت تراز مالی به تولید ناخالص داخلی خط روند صعودی دارد و در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ این نسبت تقریباً ثابت بوده است؛ در حالی که نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی ۶۲٪ را هم تجربه کرده است. بدهی تقریباً در تمامی سال‌ها به جز سال ۱۳۸۴رشد 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.

۳-۳. نتایج تخمین مدل

در این قسمت به تخمین تابع تراز مالی دولت می‌پردازیم. ضرایب متغیرها را به دست می‌آوریم و نتایج به دست آمده از برآورد مدل را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

۱-۳-۳. بررسی مانایی و همجمعی

گام اول در ابتدای هر تخمینی بررسی مانایی تمام متغیرها است. با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] و آزمون فیلیپس- پرون[2] مانایی تمام متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهیم. فرض صفر این آزمون‌ها این است که متغیر ریشه‌ی واحد دارد و از آنجایی که وجود ریشه واحد موجب می‌شود که مدل دارای رگرسیون کاذب شود و ضرایب برآورد قابل اعتماد نباشند، بنابراین باید این فرض رد شود. رد فرض صفر به این معنی است که متغیر مانا است.

جدول ۲. آزمون مانایی

متغیر	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 بهره‌ی حقیقی (rint)		-1.905 (-1.612) [0.054]*		-2.112 (-1.612) [0.034]**

1 - Augmented Dickey- Fuller (ADF)

2 - Philips- Perron (PP)

متغیر	PP		ADF	
	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
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[
پایه‌ی 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[

قسمت بالای هر خانه از جدول، مقدار بحرانی هر متغیر و سطح بحرانی معیار برای خطای ۱۰ درصد و در قسمت پایین احتمال مربوط به هر متغیر نوشته شده است.

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

در گام بعد، به منظور بررسی وجود همجمعی و رابطه بلندمدت میان متغیرهای پژوهش، از آزمون جانسون[1] استفاده می‌شود. در این مطالعه، برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت تراز مالی و متغیرهای کلان این آزمون به کار گرفته می‌شود. برای یافتن تعداد بردارهای هم انباشتگی، از آزمون‌های آماره اثر[2] و مقدار ویژه حداکثر[3] استفاده می‌شود. نتایج در جدول‌های زیر آمده است:

1 - Johanson Cointegration Test

2 - Trace Test

3 - Maximum Eigen Value Test

جدول ۳. آزمون اثر

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

جدول ٤. آزمون مقدار ویژه حداکثر

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

منبع: یافته‌های تحقیق

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

در آزمون همگرایی جانسون اگر هریک از دو آماره‌ی مورد نظر کوچکتر از مقادیر بحرانی جدول باشد و یا به عبارتی مقدار Prob حاصل، بزرگتر از مقدار α باشد، فرض صفر را می‌پذیریم. همان‌گونه که در نتایج حاصل در جداول بالا آمده است، برای آزمون اثر، حداکثر پنج و بیشتر بردار همگرایی بین متغیرهای این پژوهش و یا به عبارتی رابطه‌ی همگرایی و یا رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای پژوهش وجود دارد. همچنین برای آزمون حداکثر مقدار ویژه، حداکثر وجود چهار و بیشتر بردار همگرایی بین متغیرها را می‌پذیریم.

۲-۳-۳. بررسی غیرخطی بودن

در پژوهش‌های اقتصادی لازم است تا در مواقعی که نیاز باشد، خطی بودن یک الگو را در مقابل غیرخطی بودن آن آزمون نماییم. آزمون BDS یک آزمون چند منظوره برای بررسی استقلال می‌باشد. فرض صفر این آزمون استقلال متغیرها که همان خطی بودن است؛ لذا رد فرض صفر به معنای غیرخطی بودن الگوی ارائه شده است. در این آزمون اگر فرضیه صفر رد شود، آنگاه فرضیه‌ی رقیب گویای وجود وابستگی غیرخطی بوده (امامی و امام وردی، ۱۳۸۸). بنابراین پیش از آنکه به بررسی کلی مدلی که برازش بهتری بر روی داده‌های در دسترس ما دارد بپردازیم، لازم است غیرخطی بودن الگوی داده‌ها را آزمون نماییم.

جدول ۵. آزمون BDS

بُعد	آماره‌ی BDS	خطای استاندارد	آماره‌ی 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***

منبع: یافته‌های تحقیق

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

با توجه به نتایج مندرج در جدول فوق، فرضیه صفر این آزمون که به معنای عدم تصادفی بودن 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.

۳-۳-۳. اجرای مدل SETAR

دراین مدل جابجائی‌ها بین رژیم‌ها توسط یک متغیر که آستانه نامیده می‌شود، کنترل می‌شوند، مقدار آستانه در مدل SETAR به صورت خودالقائی[1] می‌باشد. به این معنی‌که، برخلاف مدل TAR که آستانه برای یک متغیر برونزا فرض می‌شود. متغیر آستانه مدل SETAR یک مقدار با وقفه از متغیر درونزا است. اگر آستانه از یکی از وقفه‌های بازه‌ی تعیین شده‌ی متغیر وابسته باشد (در اینجا یعنی مقدار آستانه از یکی از وقفه‌های تراز مالی باشد)، مدل را SETAR می‌نامیم. در این قسمت از تحقیق به تخمین رفتار متغیر در قالب مدل SETAR می‌پردازیم. در حالت اول متغیرهای مطالعه ایرونگو و همکاران (۲۰۲۰) را لحاظ خواهیم کرد. این متغیرها عبارتند از: تراز مالی دولت به عنوان متغیر وابسته که وقفه‌های ۱ تا ۳ از این متغیر را در نظر گرفتیم، شکاف تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره‌ی حقیقی و مخارج دولت.

جدول٦. نتایج تخمین مدل SETAR حالت اول

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲	
	FB(-2)< -3.664921…20 obs		-3.664921<= FB(-2)… 24 obs	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
C	-3.557	0.011**	-3.573	0.000***
DDEBT(-1)	-0.216	0.035**	0.045	0.790
GDPGAP	0.0000108	0.059*	-0.00000491	0.524
RINT	0.209	0.041**	-0.121	0.023**
DGE	-0.101	0.634	0.398	0.117
Akaike info criterion	4.874529		R-squared	0.628
Schwarz criterion	5.280027		Adjusted R-squared	0.530
Hannan-Quinn criter.	5.024907		Sum squared resid	214.068
Durbin-Watson stat	1.337283		Log likelihood	-97.239

منبع:یافته‌های تحقیق

1 - Self-Exciting

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

برای برآورد دومین حالت از مدل SETAR متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: تراز مالی به عنوان متغیر وابسته، وقفه‌ی اول نسبت بدهی به تولید، شکاف مخارج، نرخ بهره‌ی حقیقی و مخارج دولت. در این حالت از تخمین بازه‌ی وقفه‌های تراز مالی را ۱ تا ۳ در نظر گرفتیم و وقفه دوم را آستانه تعیین شده است. در جدول زیر نتایج تخمین حالت دوم از مدل SETAR را مشاهده خواهیم کرد:

جدول۷. نتایج تخمین مدل SETAR حالت دوم

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲	
	FB(-2)< -3.784397…19 obs		-3.784397<= FB(-2)… 25 obs	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
C	-1.397	0.349	-3.096	0.0002***
DDEBT(-1)	-0.198	0.050*	0.157	0.330
GEGAP	-0.469	0.078*	-0.520	0.048**
RINT	0.345	0.002***	-0.114	0.025**
DGE	0.509	0.183	0.401	0.037**
Akaike info criterion	4.780		R-squared	0.661
Schwarz criterion	5.185		Adjusted R-squared	0.572
Hannan-Quinn criter.	4.930		Sum squared resid	194.799
Durbin-Watson stat	1.720		Log likelihood	-95.164

منبع) یافته‌های تحقیق

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

در حالت سوم از مدل SETAR به جای متغیر مخارج در حالت قبلی، شکاف تولید ناخالص داخلی آورده شده است.

نتایج این تخمین از مدل را در جدول زیر مشاهده می نماییم:

جدول۸. نتایج تخمین مدل SETAR **حالت سوم الف**

رژیم ۲		رژیم ۱		متغیر
-6.122667<= FB(-1)… 34 obs		FB(-1)< -6.122667…10 obs		
احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	
0.0001	-2.818	0.000	-8.689	C
0.577	-0.062	0.935	0.011	DDEBT(-1)
0.567	-3.01E-06	0.197	0.0000183	GDPGAP
0.132	-0.250	0.006	-1.290	GEGAP
0.407	-0.037	0.860	-0.026	RINT
0.672	R-squared	4.749		Akaike info criterion
0.585	Adjusted R-squared	5.154		Schwarz criterion
188.878	Sum squared resid	4.899		Hannan-Quinn criter.
-94.485	Log likelihood	1.369		Durbin-Watson stat

همانگونه که در جدول (۸) مشاهده می‌شود در رژیم (۱) که مقدار تراز مالی ازمقدار آستانه کمتر است، علامت ضریب وقفه‌ی اول بدهی مثبت شده و در رژیم (۲) که داده‌های تراز مالی از حد آستانه بیشتر شده‌اند، علامت ضریب وقفه‌ی اول بدهی منفی شده است. از این رو تغییری در این حالت از مدل ایجاد می‌کنیم. بدین منظور یک متغیر «غیرآستانه‌ای» که در اینجا "نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی" است را در مدل منظور کردیم. نتایج برازش را در جدول زیر بررسی خواهیم کرد:

جدول۹. نتایج تخمین مدل SETAR حالت سوم ب

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم۳	
	FB(-1)< -6.122667 …10 obs		-6.122667<= FB(-1)< -2.206819 … 15obs		-2.206819<= FB(-1) …19 obs	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
C	-6.601	0.000***	-2.498	0.003***	-1.472	0.009***
DDEBT(-1)	-0.084	0.362	0.283	0.054*	0.104	0.300
GDPGAP	-0.000000551	0.953	-0.00000105	0.836	-0.00000046	0.327
GEGAP	-0.865	0.005***	-0.191	0.133	0.100	0.638
RINT	0.117	0.234	0.185	0.023**	-0.021	0.500
متغیر غیرآستانه‌ای	DDEBT		ضریب: 0.300-		احتمال: 0.000***	
Akaike info criterion	3.855		R-squared		0.897	
Schwarz criterion	4.504		AdjustedR-squared		0.843	
Hannan-Quinn criter.	4.095		Sum squared resid		58.816	
Durbin-Watson stat	2.296		Log likelihood		-68.818	

منبع) یافته‌های تحقیق

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

در حالت چهارم از تخمین مدل SETAR متغیر تراز مالی به عنوان متغیر وابسته و تعیین‌کنندی مقدار آستانه برای تعیین رژیم و متغیرهای وقفه‌ی اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید ناخالص داخلی، شکاف مخارج دولت و مخارج را لحاظ کرده‌ایم. در جدول زیر نتایج برآوردی حالت چهارم از مدل SETAR قابل مشاهده است:

جدول۱۰. نتایج تخمین مدل SETAR حالت چهارم الف

رژیم ۲		رژیم ۱		متغیر
-6.122667<= FB(-1)… 34 obs		FB(-1)< -6.122667…10 obs		
احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	
0.000	-2.421	0.0001	-8.494	C
0.599	-0.060	0.964	0.007	DDEBT(-1)
0.640	-2.79E-06	0.299	0.0000164	GDPGAP
0.196	-0.260	0.014	-1.292	GEGAP
0.981	0.004	0.978	-0.016	DGE
0.665	R-squared	4.770		Akaike info criterion
0.576	Adjusted R-squared	5.176		Schwarz criterion
192.954	Sum squared resid	4.921		Hannan-Quinn criter.
-94.955	Log likelihood	1.260		Durbin-Watson stat

منبع)یافته‌های تحقیق

در این حالت نیز مانند حالت سوم متغیر غیرآستانه‌ای نسبت بدهی به تولیدناخالص داخلی را در نظر گرفتیم:

جدول۱۱. نتایج تخمین مدل SETAR حالت چهارم ب

رژیم۳		رژیم ۲		رژیم ۱		متغیر
-2.206819<= FB(-1) …19 obs		-6.122667<= FB(-1)< -2.206819 … 15obs		FB(-1)< -6.122667 …10 obs		
احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	
0.000***	-1.183	0.000***	-4.192	0.000***	-9.079	C
0.461	0.110	0.461	0.101	0.183	-0.137	DDEBT(-1)
0.084*	-0.00000553	0.084*	-0.0000112	0.669	-0.00000436	GDPGAP
0.611	0.164	0.611	0.0819	0.085*	-0.585	GEGAP
0.023**	-0.055	0.023**	-0.433	0.179	-0.509	DGE
احتمال: 0.000***		ضریب: 0.336-		DDEBT		متغیر غیرآستانه‌ای
0.896		R-squared		3.865		Akaike info criterion
0.841		AdjustedR-squared		4.514		Schwarz criterion
59.399		Sum squared resid		4.105		Hannan-Quinn criter.
-69.035		Log likelihood		2.117		Durbin-Watson stat

منبع) یافته‌های تحقیق

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

و در جدول زیر نتایج پنجمین حالت و آخرین حالت از مدل SETAR را مشاهده می‌کنیم:

جدول۱۲. نتایج تخمین مدل SETAR حالت پنجم

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم۳		رژیم ٤	
	FB(-2)< -6.367812 …9 obs		-6.367<= FB(-2)< -3.784397 … 10 obs		-3.784<= FB(-2)< -0.8377484 …16 obs		-0.837<= FB(-2) …9 obs	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
C	-7.607	***0.000	2.960	0.097*	-3.397	0.000***	-4.061	***0.000
DDEBT(-1)	0.022	0.779	0.107	0.222	0.366	0.0006***	-0.577	***0.004
DGE	0.408	0.097*	1.125	0.013**	0.623	0.000***	-0.755	0.103
GEGAP	-1.811	***0.003	-0.903	0.001***	-0.887	0.0001***	-0.618	**0.017
RINT	0.091	0.303	0.580	0.0001***	-0.167	0.0002***	-0.121	***0.005
متغیر غیرآستانه‌ای	GDPGROWTH	ضریب: 0.191		احتمال: 0.000***				
Akaike info criterion	3.486	R-squared	0.943					
Schwarz criterion	4.338	AdjustedR-squared	0.894					
Hannan-Quinn criter.	3.802	Sum squared resid	32.412					
Durbin-Watson stat	1.743	Log likelihood	-55.709					

منبع) یافته‌های تحقیق

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

سطح خطای ۱۰ درصد

در جدول زیر مقادیر SSR مربوط به وقفه‌ها برای تعیین وقفه‌ی بهینه آورده شده است:

جدول ٤-۳۰- معیارهای انتخاب مدل در حالت پنجم

متغیر آستانه	SSR	رژیم‌ها
FB(-2)	32.412	4
FB(-1)	88.974	3
FB(-3)	196.193	2

منبع)یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌کنیم وقفه دوم از متغیر آستانه‌ای تراز مالی، به عنوان بهترین حالت و با کمترین مقدار کمترین مجذور خطا و با ۴ رژیم انتخاب شده است.

در تمامی حالات روش رگرسیون «رگرسیون آستانه‌ای گسسته» بوده است و انتخاب متغیر آستانه‌ای بر حسب کمترین مقدار مجموع مربعات باقی‌مانده (SSR)[1] صورت گرفته است. همانگونه که در جدول‌ها مشاهده می‌شود در حالات «سوم ب»، «چهارم ب» و پنجم «آستانه‌ی چندگانه[2]» داریم. معیار تعیین رژیم علامت ضریب وقفه‌ی اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی می‌باشد؛ به این صورت که در صورت مثبت و معنادار بودن این ضریب رژیم 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. پس با توجه به علامت ضریب وقفه‌ی اول نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی می‌توان رژیم پایدار و ناپایدار را تعیین نمود. در صورت معنادار شدن علامت مثبت این ضریب، رژیم را پایدار و در صورت عدم معناداری ضریب مثبت رژیم را پایدار ضعیف می‌نامیم. با توجه به جداول بالا رژیم ۲ در حالت «سوم ب» در سطح معناداری ۱۰ درصد و در رژیم ۳ در حالت «پنجم» در سطح معناداری ۱۰ درصد رژیم پایدار در نظر گرفته می‌شود. تأثیرگذاری سایر متغیرها بر تراز مالی دولت در رژیم‌ها را در جداول بالا می‌توان مشاهده کرد.

1 - Sum Squared Resid

2 - Multiple threshold

همانگونه که در جدول (۱۲) نشان داده می‌شود با توجه به علامت وقفه‌ی اول از ضریب نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی رژیم‌های ۱، ۲ و ۳ می‌توانند رژیم مالی پایدار و رژیم (۴) رژیم ناپایدار مالی باشد. علامت این متغیر در رژیم (۳) و (۴) در سطح خطای ۱ درصد معنادار شده است، بنابراین می‌توان با احتمال قوی رژیم (۳) را رژیم پایدار مالی و رژیم (۴) را رژیم ناپایدار مالی تلقی کرد. در رژیم پایدار (۱) متغیر مخارج دولت در سطح خطای ۱۰ درصد تأثیر مثبتی بر تراز مالی داشته است و همچنین در این رژیم شکاف مخارج با علامت منفی و مقدار قابل توجه در سطح خطای ۱ درصد معنادار شده است. در رژیم پایدار (۲) مخارج دولتی (خطای ۵ درصد) و نرخ بهره (خطای ۱ درصد) با علامت مثبت تأثیر معناداری بر تراز مالی داشته است و متغیر شکاف مخارج دولتی با علامت منفی و معناداری در سطح خطای ۱ درصد ظاهر شده است. در رژیم (۳) که به عنوان رژیم قوی پایدار مالی شناخته می‌شود و دارای بیشترین مشاهده است. وقفه‌ی اول متغیرهای نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و مخارج دولت در سطح خطای ۱ درصد دارای تأثیرگذاری مثبت بر تراز مالی بوده‌اند و متغیرهای شکاف مخارج دولتی و نرخ بهره‌ی حقیقی در سطح خطای ۱ درصد بر تراز مالی تأثیر منفی داشته‌اند.

٤-۳-۳. مقایسه‌ی مدل‌های برآوردی SETAR و انتخاب بهترین مدل

در این قسمت به مقایسه‌ی مدل‌های برآوردی می‌پردازیم و بهترین برازش را انتخاب کرده و آن را مورد تحلیل قرار می‌دهیم.

جدول۱۳. مقایسه‌ی آماره‌های تشخیص در پنج مدل تخمینی SETAR

مدل / آماره	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم
R-squared	0.628	0.661	0.897	0.896	0.943
Adjusted R-squared	0.530	0.572	0.843	0.841	0.894
Sum squared resid	214.068	194.799	58.816	59.399	32.412
Log likelihood	-97.239	-95.164	-68.818	-69.035	-55.709
Akaike info criterion	4.874	4.780	3.855	3.865	3.486
Hannan-Quinn criter	5.024	4.930	4.095	4.105	3.802
Schwarz criterion	5.280	5.185	4.504	4.514	4.338
Durbin-Watson stat	1.337	1.720	2.296	2.117	1.743

با توجه به مطالب گفته شده حالت پنجم از مدل از لحاظ آماره‌ها در وضعیت خیلی بهتری قرار گرفته است؛ یعنی مقادیر آماره‌های آکاییک، هنان کویین، شوارتز و مجموع مربعات پسماند کمتری دارد و ضریب تعیین بیشتری دارد و آن را به عنوان بهترین تخمین انتخاب می‌کنیم.

مدل برآوردی در این حالت از مدل به این صورت است:

$$= \begin{cases} \text{رژیم } 1 \\ \text{رژیم } 2 \\ \text{رژیم } 3 \\ \text{رژیم } 4 \end{cases} + 0.191 * GDPGROWTH$$

رژیم پایدار (۱)

If FB(-2)<-6.367812:
*-7.607 + 0.022*DDEBT(-1) + 0.408*DGE - 1.811*GEGAP + 0.0918*RINT*

رژیم پایدار (۲)

If -6.367812<= FB(-2)< -3.784397:
*2.960 + 0.107*DDEBT(-1) + 1.125*DGE - 0.903*GEGAP + 0.580*RINT*

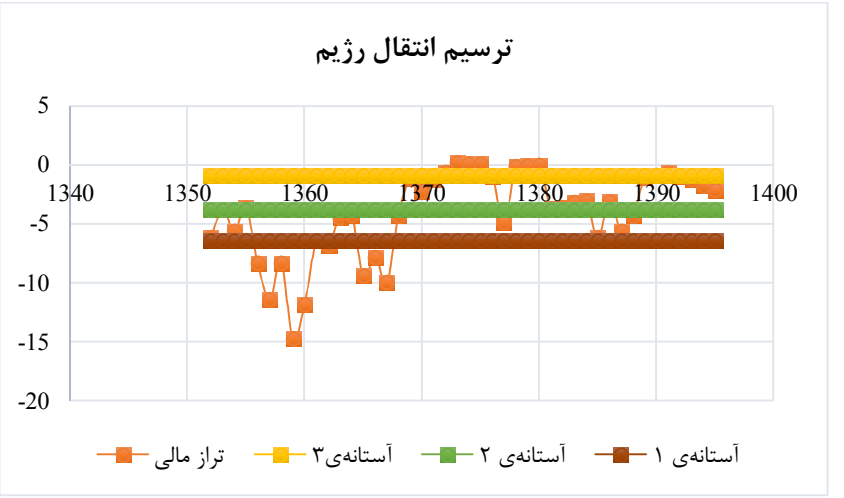
رژیم پایدار (۳)

If -3.784397<= FB(-2)< -0.8377484:
*-3.397 + 0.366*DDEBT(-1) + 0.623*DGE - 0.887*GEGAP - 0.167*RINT*

رژیم ناپایدار (۴)

If -0.8377484<= FB(-2):
*-4.061 - 0.577*DDEBT(-1) - 0.755*DGE - 0.618*GEGAP - 0.121*RINT*

طبق این حالت از تخمین، متغیر غیرآستانه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر مثبت و معناداری بر تراز مالی در همه‌ی رژیم‌ها است، به این معنی که ۱ درصد افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی، تراز مالی دولت را به میزان ۰/۱۹۱ درصد افزایش می‌دهد. برای بررسی مقدارهای آستانه‌ای و رژیم‌های مالی به وجود آمده نمودار ترسیم انتقال رژیم را مشاهده می‌کنیم:



نمودار ۳. نمودار ترسیم انتقال رژیم در حالت پنجم

همانگونه که در جدول (۱۲) مشاهده می شود، ۳ مقدار آستانه‌ای بر اساس وقفه‌ی بهینه از تراز مالی انتخاب می‌شود که این مقادیر عبارتند از: ۱. آستانه‌ی ۱ با کمترین مقدار (۶/۳۶۷-) که این مقدار تراز مالی سال ۱۳۶۱ می‌باشد که می‌تواند به عنوان سال آستانه‌ای شناخته شود. ۲. آستانه‌ی ۲ با مقدار ۳/۷۸۴- که مربوط به تراز مالی سال ۱۳۵۳ می‌باشد و ۳. آستانه‌ی ۳ با بالاترین حد آستانه‌ای (۰/۸۳۷-) که سال ۱۳۹۰ را به عنوان سال تغییر رژیم در این حد از آستانه در نظر می‌گیریم. با توجه به اینکه وقفه دوم از تراز مالی به عنوان تعیین کننده‌ی حد آستانه شناخته شد، نمودار ترسیم انتقال رژیم مربوط به سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۵ می‌باشد.

نکته‌ای که در این حالت از مدل SETAR وجود دارد این است که بالاترین مقدار تراز مالی رژیم مالی بی‌ثباتی را داشته است و شاید بتوان گفت تراز مالی بالا لزوماً به معنای پایداری مالی نیست.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پایداری سیاست‌های مالی از مباحثی است که در سال‌های اخیر به دلیل افزایش بدهی دولت‌ها مورد توجه قرار گرفته است. چرا که بی‌توجهی به این افزایش روزافزون بدهی‌ها، دولت‌ها را به

بازی پونزی می‌کشاند. در واقع دولت‌ها به دنبال این هستند که آیا می‌توان مسیر فعلی سیاست مالی را بدون افزایش بدهی‌ها حفظ کرد. در این پژوهش ما بر آن بوده‌ایم که تابع تراز مالی دولت را بازه‌ی زمانی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۹ در رژیم‌های پایدار و ناپایدار مالی با تواتر سالانه برآورد کنیم. بدین منظور ما از مدل خود رگرسیون آستانه‌ی خود القائی (SETAR) با استناد به مقاله‌ی ایرونگو و همکاران (۲۰۲۰) استفاده کرده و ۵ حالت از این مدل را تخمین زده و بهترین برازش را انتخاب کردیم. علامت ضریب وقفه‌ی اول متغیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به عنوان عامل تعیین کننده‌ی رژیم انتخاب شد و معناداری علامت مثبت این ضریب نشان از پایداری رژیم مالی دارد. نتایج به دست آمده نشان داد که حالت پنجم بهترین تخمین از این مدل بوده است.

به طور کلی تمامی حالت‌ها به جز حالت اول از مدل SETAR تراز مالی دولت در رژیم پایدار تأثیرپذیری بیشتری از متغیرها داشته است و درحالت‌های سوم و چهارم و پنجم از این مدل آستانه‌ی چندگانه در مدل آورده شده است. متغیر غیرآستانه‌ای نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در حالت سوم و چهارم دارای اثرگذاری منفی بر تراز مالی بوده است و متغیر غیرآستانه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی در حالت پنجم تأثیر مثبتی بر تراز مالی داشته است.

مدل SETAR نشان داد که در سطح معناداری ۵ درصد تابع تراز مالی با وقفه پاسخ می‌دهد که در حالت پنجم از این مدل وقفه دوم از تراز مالی به عنوان حد آستانه‌ای مشخص شد و نشان داد که در ترازهای بالا ممکن است رژیم مالی ناپایدار باشد و ترازهای پایین دارای رژیم سیاست مالی پایداری باشد. همچنین قدر مطلق مقدار ضریب بدهی در رژیم ناپایدار بیشتر از این مقدار در رژیم پایدار بوده است؛ به این معنی که بدهی در رژیم ناپایدار دارای تأثیر بیشتری بر تراز مالی دولت است.

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت که بودجه‌ی دولت در اکثر سال‌ها ناتراز بوده است و این ناترازی در شرایط مختلف اقتصادی وجود داشته است و این نتایج همراستا با مطالعه فتاحی و همکاران (۱۳۹۳)، زمانی و مجیدی (۱۴۰۰) است که نشان دادند که در بلند مدت بدهی پایدار نیست و در رژیم‌های متفاوت اثرات متفاوت دارد و این بدان معناست که بدهی‌های دولت مدام در حال افزایش بوده است و جبرانی صورت نگرفته و از آنجایی که کسری بودجه در دوره‌ی گذشته از عوامل اصلی و تعیین‌کننده در بروز کسری بودجه‌ی دوره‌ی جاری است؛ در این زمینه

پیشنهاد می‌شود که بودجه بندی دولت بر اساس شرایط درآمد و مخارج سال‌های قبل صورت گرفته؛ همچنین دولت تلاش نماید تا بر اساس مازادهای سال‌های آینده به جبران کسری بودجه اقدام نماید؛ یعنی در شرایط کسری بودجه به منظور تحقق پایداری مالی، سیاست‌های انبساطی در درآمد و انقباضی در مخارج اتخاذ شود. در حالت چهارم از مدل SETAR نشان داده شد که مخارج دولت اثرگذاری منفی بر ترازمالی دارد و همچنین شکاف مخارج دولتی در هر دو مدل و همه‌ی رژیم‌ها دارای تأثیر منفی بر تراز مالی در رژیم ناپایدار بوده است؛ بنابراین دولت می‌تواند با کاهش مخارج خود تراز مالی را بالا برده و منجر به کاهش کسری بودجه شود. با توجه به تأثیرگذاری متغیر نرخ بهره‌ی حقیقی بر تراز مالی دولت در نتایج مدل SETAR، توصیه به هدف‌گذاری نرخ بهره‌ی حقیقی پایین‌تر از نرخ رشد اقتصادی شده است.

منابع

- اسکندری‌پور، علی؛ محمودی‌نیا، داود؛ و یوسفی، آزاده. (۱۳۹۸). تعیین مسیر تعادلی بدهی عمومی دولت و مقایسه آن با مسیر واقعی بدهی در اقتصاد ایران در چهارچوب الگوی رشد درون‌زا . ***فصلنامه پژوهش های اقتصادی***، ۱۹(۲): ۱۱۹-۱۴۶.
- امامی، کریم؛ و امام وردی، قدرت الله. (۱۳۸۸). بررسی امکان پیش‌بینی شاخص قیمت سهام در بازار سرمایه ایران و مقایسه توان پیش‌بینی مدل‌های خطی و غیرخطی. ***فصلنامه اقتصاد مالی***، ۷(۳): ۸۳-۵۶.
- اندرس، والتر. (۱۳۸۹). **اقتصاد سنجی سری های زمانی با رویکرد کاربردی**. ترجمه محمد صادق شاهدانی و سعید شوال پور. انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).
- برکچیان، سید مهدی.؛ بیات، سعید؛ و کرمی، هومن. (۱۳۹۳). کنترل اثرات ناپایداری و شکست ساختاری تورم با مدل‌های غیرخطی و زمان متغیر. **پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران**.
- پدرام، مهدی؛ و دهنوی، شدریه. (۱۳۹۲). خودرگرسیون آستانه‌ای و آزمون تئوری برابری قدرت خرید. **فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی**، ۲۱(۶۸): ۱۵۸-۱۳۹.
- خیابانی، ناصر؛ کریمی پتانلار، سعید؛ و موتمنی، مانی. (۱۳۹۱). بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش همجمعی چندجانبه . **فصلنامه برنامه ریزی و بودجه**، ۱۷(۱): ۸۹-۷۳.
- زمانی، رضا؛ و مجیدی، مسعود. (۱۴۰۰). تحلیل مقدار بهینه و شرایط آستانه ای بدهی های دولت در ایران . **فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی**، ۱۱(۴۳): ۱۲۴-۱۰۳.

- فتاحی، شهرام؛ حیدری دیزگرانی، علی؛ و عسکری، الناز. (۱۳۹۳) . بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران . **فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی**، ۲(۶): ۸۶-۶۷.
- فتحیان، فرشاد؛ فاخری فرد، احمد؛ دین‌پژوه، یعقوب؛ و موسوی ندوشنی، سید سعید. (۱۳۹۵) . ارزیابی عملکرد مدل‌های سری زمانی خطی ARMA و غیرخطی آستانه TAR در مدل‌سازی دبی روزانه (مطالعه موردی: رودخانه‌های حوضه بالادست سد زرینه‌رود). **نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)**، ۳۰(۵): ۱۴۴۰-۱۴۶۰.
- محمودی‌نیا، داود؛ دلالی اصفهانی، رحیم؛ انجوردا، جکوب؛ و بخشی دستجردی، رسول. (۱۳۹۵) . نظریه بازی‌ها و نقش آن در تعیین سیاست‌های بهینه در تقابل استراتژیک بین سیاستگذار پولی و مالی (کاربردی از نظریه بازی‌های دیفرانسیلی و استاکلبرگ) . **فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران**، ۵(۱۸): ۳۴-۱.
- معبودی، رضا؛ نادمی، یونس؛ و عذرتی، بنفشه. (۱۴۰۲). اثر آستانه ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران. **سیاستگذاری اقتصادی**، ۱۵(۳۰): ۲۰۲-۲۲۷
- ممی پور، سیاب؛ و گودرزی، فرزانه. (۱۳۹۹) بررسی پایداری مالی دولت در ایران با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ. **تحقیقات اقتصادی**، ۵۵(۲): ۴۳۷-۴۶۲
- نیلی، مسعود. (۱۳۹۴). **اقتصاد ایران به کدام سو می‌رود؟** . چاپ اول، انتشارات دنیای اقتصاد، تهران، ایران: ۸۳۲.

- Aldama, P., & Creel, J. (2017). 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.
- Aslanli, K. (2015). Fiscal sustainability and the State Oil Fund in Azerbaijan. ***Journal of Eurasian Studies***, Vol. 6, No. 2: 114-121.
- Bohn, H. (1995). The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. ***Journal of Money, Credit and Banking***, Vol. 27, No. 1: 257 – 271.
- 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.
- Chalk, N., & Hemming, R. (2000). Assessing Fiscal Sustainability Theory and Practice. ***International Monetary Fund***, Working Paper No. 2000/081
- Chamorro-Narváez, R.A., & Zapata-Quimbayo, C.A. (2024). Fiscal regimes and debt sustainability in Colombia, ***Journal of Applied Economics***, 27:1, 2336706, DOI: 10.1080/15140326.2024.2336706

- Del Castillo, E., & Cabral, R (2024). Subnational public debt sustainability in Mexico: Is the new fiscal rule working?. ***European Journal of Political Economy***, 82 (2024) 102512. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2024.102512
- Dornean, A. & Oanea, D-C. (2015). Romanian fiscal policy sustainability during financial crisis: a cointegration approach. ***Procedia Economics and Finance***, Vol. 20: 163-170.
- Forslid, R. (1988). External Debt and Ponzi-Games in a Small Open Economy with Endogenous Growth. ***Journal of Macroeconomics***, VoL. 20, No. 2: 341-349.
- Irungu, W.N., Chevallier, J. & Ndiritu, S.W. (2020). Regime changes and fiscal sustainability in Kenya. ***Economic Modelling***, Vol. 86, 1-9.
- Ko, J.H., & Morita, H. (2015). Fiscal sustainability and regime shifts in Japan. ***Economic Modelling***, 2015, vol. 46, issue C, 364-375
- Kofi Asravor, R., Akosua Arthur, L., Acheampong, V., Lamptey, C., & Yeboah, M. (2023). Domestic debt sustainability and economic growth: Evidence from Ghana. ***Research in Globalization 7***, 100144. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2023.100144
- 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.
- Mishkin, F. (1992). Anatomy of a Financial Crisis. ***Journal of Evolutionary Economics***, Vol. 2, issue 2: 30-115.