فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌وپنجم/ شماره ۸۳/ تابستان ۱۳۹۹/ مقاله پژوهشی/ صفحات ۱۱۱-۸۵

تاثیر بدهی دولت به بانک مرکزی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم

جلال منتظری شورکچالی[۱]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۸/۰۳/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۰۲

چکیده

وقوع بحران‌های مالی و آثار منفی و مخرب انباشت بدهی بر اقتصاد کشورهای مقروض موجب شده «مساله آثار اقتصادی انباشت بدهی دولت» به یک موضوع بحث‌برانگیز در ادبیات اقتصاد بخش عمومی تبدیل شود. در این راستا، مطالعه حاضر تلاش می‌کند تا با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ اقتصاد ایران و روش رگرسیون انتقال ملایم (STR)، مساله اثرگذاری نامتقارن اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی - بدهی دولت به بانک مرکزی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP)- بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دهد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی در یک ساختار دو رژیمی با مقادیر آستانه‌ای ۴/۴۰ و ۲۸/۹۸ درصد بر رشد اقتصادی ایران اثر گذاشته است. همچنین در سطوح پایین اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (سال‌هایی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی کوچک‌تر از ۴/۴۰ درصد است)، استقراض دولت از بانک مرکزی اثر مثبت و در سال‌هایی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی بزرگ‌تر از ۴/۴۰ و کوچک‌تر از ۲۸/۹۸ درصد است، اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است و برخلاف انتظارات، طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۵۹ (سال‌هایی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی بیشتر از ۲۸/۹۸ درصد است) اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است که این مساله می‌تواند ریشه در ویژگی‌های خاص دوران انقلاب و جنگ، نظیر کاهش اثر جانشینی افزایش بدهی دولت، شکاف قابل توجه بین تولید واقعی و بالقوه و مدیریت کاراتر هزینه‌ها در این سال‌ها داشته باشد.

واژگان کلیدی: بدهی دولت، بانک مرکزی، الگوی STR، آزمون ریشه واحد غیرخطی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: *C22، H63، O40.*

۱- استادیار اقتصاد، پژوهشکده اقتصاد و مدیریت پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست‌الکترونیکی: jalalmontazeri@gmail.com

۱- مقدمه

مساله استقراض نخستین بار در مدل‌های رشد نئوکلاسیکی[1] به عنوان ابزاری جهت انباشت سرمایه و افزایش سطح پایدار تولید سرانه[2] در کشورهایی که با کمبود سرمایه مواجه هستند، مورد تاکید قرار گرفته است. به اعتقاد سچتی و همکاران[3] (۲۰۱۱)، بدهی یک شمشیر دو لبه است و تنها هنگامی که با تدبیر و اعتدال به‌کار گرفته شود، توانایی بهبود رفاه را دارد در غیر این صورت، بدهی لجام‌گسیخته می‌تواند برای یک اقتصاد بسیار مخرب و فاجعه‌آمیز باشد. براساس این دیدگاه، استقراض تنها در شرایط خاص می‌تواند یک ابزار مناسب باشد و دولت باید هنگام سیاست‌گذاری بدهی‌های خود محتاط عمل کند. به عنوان مثال، برخی معتقدند که افزایش بدهی‌های دولتی که طی دوره رکود اتفاق می‌افتد با حفظ سطح درآمد و هزینه به اقتصاد کمک می‌کند. چنین استقراض‌هایی در پاسخ به کاهش درآمد مالیاتی -که ناشی از رکود اقتصادی و افزایش نیاز به دولت جهت تقویت اقتصاد از طریق تامین مالی پروژه‌های زیربنایی و سایر سرمایه-گذاری‌های مولد است- اتفاق می افتد (اُموتوشو و همکاران[4]، ۲۰۱۶). علاوه بر این، براساس قید بودجه بین دوره‌ای[5]، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش مالیات در دوره‌های آتی بر سطح بهره‌وری و در نتیجه سطح رفاه نسل‌های آتی اثر منفی خواهد گذاشت (استوسکاس[6]، ۲۰۱۷: ۱۰). همچنین در قالب الگوی نسل‌های هم‌پوش[7] نیز تاکید شده است که افزایش بدهی دولت به دلیل کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه (از طریق نرخ‌های بهره بالاتر) اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد (ابرهاردت و پرسبیترو[8]، ۲۰۱۵: ۳)؛ البته بدهی می‌تواند به کشورهای در حال توسعه و نوظهور در ۱- انجام سرمایه‌گذاری در بخش‌های اجتماعی و پروژه‌های زیربنایی، ۲- تسهیل سیاست هموارسازی مالیاتی[9] و ۳- پایداری سیاست‌های مالی

1- Neoclassical Growth Models
2- Steady State Level of Output Per Capita
3- Omotosho et al.
4- Cecchetti et al.
5- Inter-Temporal Budget Constrain
6- Stauskas
7- Overlapping Generations Models
8- Eberhardt and Presbitero
9- Tax Smoothing Policy

ضد چرخه‌ای[1] کمک کند (گیل و پینتو[2]، ۲۰۰۵)[3].

با وجود دو دیدگاه مخالف و موافق درباره اثرگذاری مثبت و یا منفی بدهی دولت بر رشد اقتصادی به نظر می‌رسد اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در این مساله توافق دارند که بدهی‌های بیش از حد می‌توانند منجر به کاهش رشد اقتصادی و بی‌ثباتی اقتصاد کلان از طریق برآمدگی بدهی[4] و اثرات برون‌رانی[5] آن شود. بنابراین، در رابطه بین بدهی و رشد اقتصادی مساله مهم تعیین نقطه آستانه اثرگذاری منفی بدهی بر رشد اقتصادی است (اُموتوشو و همکاران، ۲۰۱۶). براساس این دیدگاه، کنترل سطح بدهی دولت برای اقتصادهای مختلف کاملاً ضروری و حائز اهمیت است و اقتصاد ایران نیز نمی‌تواند از این اصل مستثنی باشد.

براساس آنچه شرح داده شد، مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت مشتمل بر آستانه رگرسیون انتقال ملایم (STR)[6] و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ اقتصاد ایران، تلاش خواهد کرد مساله اثرگذاری نامتقارن اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی -بدهی دولت به بانک مرکزی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP)- بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دهد.

با توجه به اینکه استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی هنگام استفاده از الگوهای غیرخطی و نامتقارن کاملاً ضروری است، مطالعه حاضر به پیروی از لی[7] (۲۰۰۷) و با هدف اجتناب از خطای بیان شده از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر غیرخطی (NDF)[8] در قالب الگوی رگرسیون انتقال ملایم مرتبه اول ((LSTR(1)) برای بررسی پایایی متغیرهای سری

1- Counter-Cyclical Fiscal Policies

2- Gill and Pinto

۳- هموارسازی مالیاتی اشاره به آن دارد که هزینه‌های مدیریتی و زیان اجتماعی تغییرات مالیات‌ها باید توسط دولت بهینه‌سازی (حداقل) شود.

۴- بر اساس نظریه برآمدگی بدهی (Debt Overhang Theories)، سطح بدهی بالا به دلیل ایجاد انتظاراتی مبنی بر افزایش مالیات‌های اختلال‌زا در آینده، موجب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و در نتیجه کاهش انباشت سرمایه می‌شود -در ادبیات اقتصادی این بحث‌ها در قالب «منحنی لافر بدهی» ارائه شده است- در چارچوب منحنی لافر بدهی بیان شده است که سطح بدهی بالا به دلیل کاهش احتمال بازپرداخت بدهی‌ها، می‌تواند موجب کاهش رشد اقتصادی از طریق کاهش بهره‌وری کل تولید (TFP) شود (Karadam et al., 2018).

5- Crowding Out Effects

6- Smooth Transition Regression Model

7- Li

8- Nonlinear Dickey-Fuller (NDF) Test

زمانی استفاده خواهد کرد تا بر دقت برآوردها در این راستا بیفزاید.

این مقاله در ۵ بخش ساماندهی شده که در بخش دوم ادبیات تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم الگو و روش‌شناسی تحقیق ارائه شده و بخش چهارم به برآورد الگو و تفسیر نتایج اختصاص داده شده است. در بخش پنجم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

در ادبیات نظری برای اثرگذاری بدهی دولت بر رشد اقتصادی کانال‌های مختلفی مورد تاکید قرار گرفته است. در قالب مدل‌های رشد نئوکلاسیک و درون‌زا[1] تاکید شده است که اثرات برون‌رانی بدهی دولت موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه انباشت سرمایه شده که این مساله در بلندمدت موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود (گروبتی[2]، ۲۰۱۸)[3]. در این راستا، موافقین کوچک شدن اندازه دولت ادعا می‌کنند که اندازه بزرگ‌تر دولت مانع رشد اقتصادی است. به عقیده این گروه، فعالیت‌های اقتصادی دولت با عدم کارایی همراه است و بخش غیردولتی در انجام وظایف بهتر از بخش دولتی عمل می‌کند. سیاست‌های پولی و مالی دولت ممکن است باعث کاهش فعالیت‌های اقتصادی بخش غیردولتی شود و تامین مالی فعالیت‌های اقتصادی دولت (از طریق استقراض) ممکن است تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بگذارد (علی‌پور، ۱۳۹۲).

اثرات درون‌رانی[4] بدهی دولت به عنوان نقطه مقابل اثرات برون‌رانی در دیدگاه متعارف[5] (الماندروف و منکیو[6]، ۱۹۹۹) و تنها برای دوره کوتاه‌مدت مورد تاکید قرار گرفته است.

1- Neoclassical and Endogenous Growth Models

2 Grobéty

۳- بر اساس مدل رشد برون‌زا (Exogenous Growth Theory) انباشت سرمایه به دلیل لحاظ فرض بازدهی نزولی نسبت به مقیاس (Diminishing Returns to Scale)، تنها اثرات انتقالی (Transitory Effects) داشته و موجب رشد اقتصادی صفر در وضعیت پایدار (Steady State) می‌شود. در نقطه مقابل، مدل رشد درون‌زا با تاکید بر بازدهی نسبت به مقیاس غیرکاهنده (Non-Diminishing Returns to Scale) سرمایه، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) را –به دلیل اثرات سرریز (Spill-Over Effects)– وابسته به انباشت سرمایه می‌داند (Stauskas, 2017:11).

4- Crowding in

5- Conventional View

6- Elmendorf and Mankiw

گفته می‌شود که در کوتاه مدت، کسری بودجه (یا سطح بالای بدهی دولت) یک اثر مثبت بر درآمد قابل تصرف و در نتیجه تقاضای کل و تولید کل دارد. این اثر مثبت زمانی که شکاف بین تولید واقعی و بالقوه زیاد باشد، بسیار محسوس و قابل ملاحظه خواهد بود. در حالی که در بلندمدت و در صورت نبود اثر ریکاردوئی[۱]، کاهش در پس‌انداز عمومی که در نتیجه کسری‌های بودجه (یا بدهی‌های) بزرگ‌تر ایجاد شده است، توسط افزایش پس‌انداز بخش خصوصی جبران نمی‌شود. بنابراین، پس‌انداز ملی و در نتیجه سرمایه‌گذاری کل کاهش یافته که این به نوبه خود بر رشد اقتصادی اثر منفی می‌گذارد (آپیره[۲]، ۲۰۱۴). این اثرگذاری منفی بدهی دولت بر رشد اقتصادی بلندمدت از طریق کانال‌های: ۱- پس‌انداز خصوصی، ۲- سرمایه‌گذاری دولتی، ۳- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و ۴- نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت نیز مورد تاکید قرار گرفته است (چچریتا و رودر[۳]، ۲۰۱۰).

گفته می‌شود «بدهی دولت می‌تواند جایگزین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده و از طریق افزایش نرخ بهره بلندمدت (گال و اورسزگ[۴]، ۲۰۰۳ و کومار و بالداچی[۵]، ۲۰۱۰)، تورم (بارو[۶]، ۱۹۹۵ و کوکران[۷]، ۲۰۱۱) و مالیات‌های اختلال‌زا در آینده (بارو، ۱۹۷۹ و دوتسی[۸]، ۱۹۹۴) بر رشد اقتصادی بلندمدت اثر منفی گذارد. همچنین، انباشت بدهی، توانایی دولت را برای انجام سیاست‌های ضدچرخه‌ای کاهش داده در نتیجه نوسانات تولید افزایش و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (آقین و کروبی[۹]، ۲۰۰۷ و وو[۱۰]، ۲۰۰۹)» (کارادام، ۲۰۱۸).

به هر حال در ادبیات نظری اثرگذاری نامتقارن (غیرخطی) بدهی دولت بر رشد اقتصادی

۱- بر اساس اصل برابری ریکاردوئی، برای یک سطح مشخصی از مصرف دولت، انتقال بین دوره‌ای مالیات‌ها (انباشت بدهی‌ها یا کاهش بدهی‌های دولت) تاثیری بر مصرف بخش خصوصی ندارد، بنابراین در یک اقتصاد بسته نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و تولید تغییری نخواهد کرد.

2- Apere
3- Checherita and Rother
4- Gale and Orszag
5- Kumar and Baldacci
6- Barro
7- Cochrane
8- Dotsey
9- Aghion and Kharroubi
10- Woo

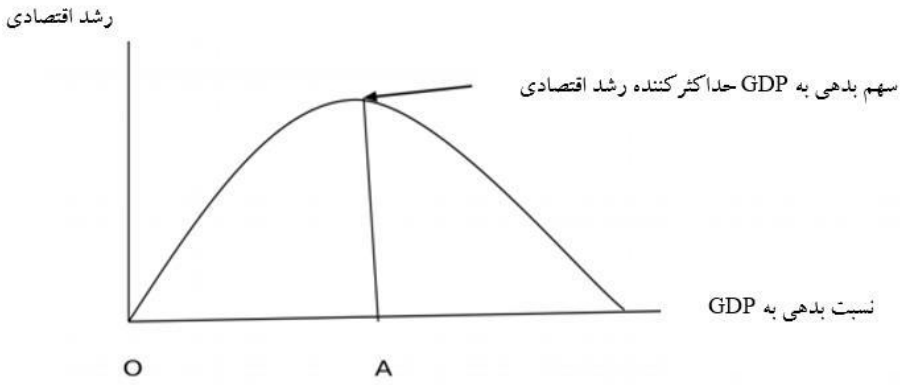
در قالب «منحنی لافر بدهی[1]» نخستین بار توسط سچس[2] (۱۹۸۹) و با کمک مفهوم «برآمدگی بدهی» معرفی شد. برآمدگی بدهی از نظر سچس، وضعیتی است که در آن، سطح بالای بدهی موجب کاهش بهره‌وری می‌شود (کلیسنس[3]، ۱۹۹۰).

کروگمن[4] (۱۹۸۹) استدلال می‌کند که این اثرگذاری منفی ریشه در این حقیقت دارد که بخشی از درآمدها که باید صرف سرمایه‌گذاری می‌شد برای جبران هزینه بدهی (سود پرداختنی) صرف می‌شود (باچواروا[5]، ۲۰۰۸).

کارادام[6] (۲۰۱۸) بیان می‌کند که کشورها در مراحل اولیه توسعه باید قرض کنند تا از فرصت‌های سرمایه‌گذاری با نرخ بازدهی بالاتر سود ببرند. بنابراین، این کشورها می‌توانند با انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور از طریق وجوه استقراضی رشد اقتصادی خود را بهبود بخشند (به شرطی که بازپرداخت‌های بدهی‌های خود را به موقع انجام دهند). با این وجود افزایش سطح بدهی ریسک‌های مختلفی را به دنبال خواهد داشت. هنگامی که سطح بدهی افزایش می‌یابد توانایی دولت برای بازپرداخت بدهی نسبت به تغییرات سطح درآمد یا افزایش نرخ بهره به شدت حساس‌تر می‌شود و در صورت بروز یک شوک منفی، شدیدا بر سطح فعالیت‌های اقتصادی اثر منفی می‌گذارد (کارادام، ۲۰۱۸).

در بحث اثرگذاری نامتقارن بدهی دولت و در قالب مفهوم «منحنی لافر بدهی» بیان می‌شود که بین بدهی دولت و رشد اقتصادی یک رابطه به شکل U معکوس وجود دارد (نمودار (۱)) که تا یک سطح آستانه‌ای خاص، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش پس‌انداز خصوصی (چون دولت روش استقراض را جایگزین روش افزایش مالیات برای جبران کسری می‌کند) اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما از آن حد آستانه خاص به بعد، انباشت بدهی دولت به دلیل اثر جانشینی موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود (ابراهیم و ساندی[7]، ۲۰۱۷).

1- Debt Laffer Curve
2- Sachs
3- Claessens
4- Krugman
5- Bachvarova
6- Karadam
7- Eboreim and Sunday



نمودار ۱- رابطه نامتقارن بین بدهی و رشد اقتصادی

ماخذ: ابراهیم و ساندی، ۲۰۱۷

اثرگذاری بدهی دولت بر رشد اقتصادی در ادبیات تجربی نیز مورد بررسی و تاکید قرار گرفته است که خلاصه این بررسی‌ها در قالب جدول (۱) ارائه شده است.

به عنوان یک جمع‌بندی از مطالعات خارجی و داخلی انجام گرفته و دلایل اهمیت تحقیق حاضر باید به این نکته اشاره کرد که مساله اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی در کشورها و نمونه‌های مختلف در ادبیات تجربی جدید مورد بررسی قرار گرفته است، اما این مطالعات با توجه به کشور یا کشورهای تحت بررسی، مقادیر آستانه‌ای مختلفی را برای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی گزارش کرده‌اند. گزارش این مقادیر آستانه‌ای مختلف برای کشور یا کشورهای بررسی شده در پژوهش‌های خارجی، نشان‌دهنده ضرورت بررسی جداگانه مساله اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی در هر کشوری است که اقتصاد ایران نیز از این اصل مستثنی نخواهد بود.

جدول ۱- خلاصه مطالعات تجربی انجام گرفته در داخل و خارج کشور

محقق یا محققان	نمونه و دوره زمانی	روش	نتایج
الف- بررسی اثرگذاری متقارن (خطی) بدهی دولت بر رشد اقتصادی			
آمارو و همکاران[1] (۲۰۱۳)	نیجریه (۲۰۱۰- ۱۹۷۰)	OLS	بدهی خارجی اثر منفی و بدهی داخلی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.
لف و مالینن[2] (۲۰۱٤)	۲۰ کشور توسعه یافته (۲۰۰۸- ۱۹٥٤)	VAR پانلی	بین اندازه بدهی دولت و رشد اقتصادی هیچ رابطه معنی‌داری مشاهده نشده است.
پگ‌کاس[3] (۲۰۱۸)	یونان (۲۰۱٦- ۱۹۷۰)	ARDL	تا قبل از بحران سال ۲۰۰۰، اندازه بدهی دولت اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی نداشته در حالی که این اثر بعد از سال ۲۰۰۰ منفی بوده است.
مولایی و گلخندان (۱۳۹۳)	ایران (۱۳۹۰ -۱۳٥۹)	VECM	اثر بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت، منفی و معنادار است.
سلمانی و همکاران (۱۳۹٥)	ایران (۱۳۹۲- ۱۳٥٤)	ARDL	نسبت بدهی دولت به GDP بر رشد اقتصادی ایران تاثیر منفی دارد. این تاثیر در الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر درآمدهای نفتی نسبت به الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی و همچنین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است.
چهرازی مدرسه و نجاتی (۱۳۹٦)	ایران (۱۳۹۱- ۱۳٥۹)	ARDL	بدهی داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثری منفی و بدهی خارجی در بلندمدت اثر مثبتی روی رشد اقتصادی دارند.

1- Umaru et al.
2- Lof and Malinen
3- Pegkas

ادامه جدول ۱-

محقق یا محققان	نمونه و دوره زمانی	روش	نتایج
ب- بررسی اثرگذاری نامتقارن (غیرخطی) بدهی دولت بر رشد اقتصادی			
رینهارت و رگف[1] (۲۰۱۰)	٤٤ کشور در حال توسعه و نوظهور (۲۰۰۹- ۱۷۹۰)	پانل دیتا	سطوح بالای نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (۹۰درصد و بالاتر) و سطوح پایین نسبت بدهی خارجی به تولید ناخالص داخلی (٦۰ و کمتر) اثر نامطلوبی بر رشد اقتصادی دارد.
بیلان و ایهاناتو[2] (۲۰۱۵)	۳۳ کشور اروپایی (۲۰۱۱- ۱۹۹۰)	پانل دیتا	تعیین مقدار آستانه‌ای ۹٤ درصدی برای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی.
ابرهارت و پرسبیترو[3] (۲۰۱۵)	٦۷ کشور منتخب (۲۰۰۹- ۱۹۷۲)	ARDL نامتقارن	برخی از شواهد وجود رابطه غیرخطی میان بدهی و رشد بلندمدت در میان کشورها تایید می‌کند، اما آستانه بدهی مشترک در بین کشورها تایید نمی‌شود.
اهلبورن و اسچویکرت[4] (۲۰۱٦)	۱۱۱ کشور منتخب (۲۰۱۰- ۱۹۷۱)	پانل دیتا	هرگاه نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی از مقدار آستانه‌ای ٦۰ درصد بیشتر باشد، بدهی دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت.
ابراهیم و ساندی (۲۰۱۷)	نیجریه (۲۰۱۵- ۱۹۸۱)	ARDL	مقادیر آستانه‌ای نسبت بدهی کل، بدهی خارجی و بدهی داخلی دولت به تولید ناخالص داخلی به ترتیب ۵۵/۲، ۵۰ و ۱۳/٦ درصد گزارش شده‌اند.
بریدا و همکاران[5] (۲۰۱۷)	۱٦ کشور (۲۰۱۵- ۱۹۷۷)	روش‌های ناپارامتریک	مقدار آستانه‌ای اندازه بدهی برای کشورهای تحت بررسی ۹۰ درصد تولید ناخالص داخلی است؛ این آستانه بسته به سطح درآمدی کشورها می‌تواند متفاوت باشد.

1- Reinhart and Rogoff
2- Bilan and Ihnatov
3- Eberhardt and Presbitero
4- Ahlborn and Schweickert
5- Brida et al.

ادامه جدول ۱-

محقق یا محققان	نمونه و دوره زمانی	روش	نتایج
ب- بررسی اثرگذاری نامتقارن (غیرخطی) بدهی دولت بر رشد اقتصادی			
جاکوبو و جلیله[1] (۲۰۱۷)	۱٦ کشور آمریکای لاتین (۲۰۱۵- ۱۹٦۰)	GMM	اثر اندازه بدهی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت مثبت است، اما این اثرگذاری برای آستانه بین ٦٤ تا ۷۱ درصد، نزدیک به صفر است.
کارادام (۲۰۱۸)	۱۳۵ کشور (۲٤ کشور توسعه یافته و ۱۱۱ کشور در حال توسعه)	رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTAR)	مقدار آستانه‌ای برآورد شده اندازه بدهی در کل کشورهای تحت بررسی و کشورهای در حال توسعه به ترتیب ۵٦/ ۱۰٦ و ۲۳/ ۸۸ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است.
یانگ و سو[2] (۲۰۱۸)	آمریکا (۲۰۰۹- ۱۷۹۱)	رگرسیون آستانه ثابت هانسن[3]	مقدار آستانه‌ای اندازه بدهی به زمان و دولت حاکم وابسته است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳- روش‌شناسی

براساس ادبیات نظری مربوط به اثرگذاری نامتقارن بدهی دولت بر رشد اقتصادی و به پیروی از کارادام (۲۰۱۸) با هدف بررسی اثرگذاری نامتقارن اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی بر رشد اقتصادی ایران، الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) به صورت رابطه (۱) لحاظ خواهد شد.

$$EG_t = \beta_0 + \beta_1 Z_t * G(DCB_t . \gamma . c) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، EG رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، Z برداری از متغیرهای کنترل (مقادیر جاری و وقفه‌دار نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (DCB) و مقادیر وقفه‌دار متغیر رشد اقتصادی) است. β_0 بردار ضرایب قسمت خطی و β_1

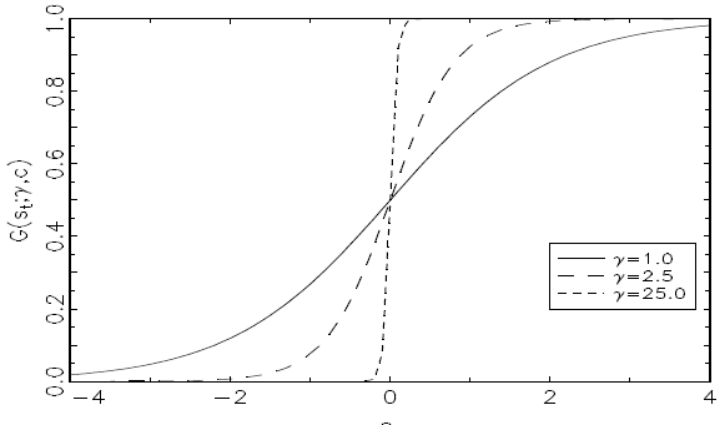
1- Jacobo and Jalile
2- Yang and Su
3- Constant-Threshold Regression Kink Model of Hansen

بردار ضرایب قسمت غیرخطی است. ε_t جزء اخلال این معادله است که فرض می‌شود شرط $\varepsilon_t \approx \text{iid}\ (0, \sigma^2)$ را تامین می‌کند. ضمنا تابع انتقال G که یک تابع لاجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک است. با فرض یک تابع انتقال دو رژیمی که در آن یک بار تغییر رژیم اتفاق می‌افتد، تابع لاجستیک به صورت رابطه (۲) است.

$$G(DCB_t.\gamma.c) = \left[1 + \exp\left\{\frac{-\gamma}{\sigma_{d_t}^k}\Pi_{k=1}^k(DCB_t - c)\right\}\right]^{-1} \text{ with } \gamma > 0 \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم است. پارامتر k تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. پارامتر مکان (c) نقطه‌ای مابین دو رژیم حدی $G(DCB_t, \gamma, c) = 0$ و $G(DCB_t, \gamma, c) = 1$ را نشان می‌دهد که $G(DCB_t, \gamma, c) = 0/5$ است. γ نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیشتر γ بیانگر تغییر سریع‌تر رژیم است. نمودار (۲) نمونه‌هایی از تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر مختلف γ را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار مشخص است با $\gamma = 1$ انتقال بین دو رژیم به آرامی و با افزایش مقادیر آن به ۱، ۲/۵ و ۲۵ سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر سریع‌تر می‌شود. هنگامی که $\gamma \to \infty$ و $DCB_t > c$ آنگاه G=1 بوده و زمانی‌که $DCB_t < c$ است G=0 خواهد بود؛ بنابراین، رابطه (۱) به یک مدل آستانه‌ای (TR)[1] تبدیل می‌شود و هنگامی‌که $\gamma \to 0$ رابطه (۱) به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود[2].

1- Threshold Regression
2- Van Dijk (1999) and Terasvirta (2004)



نمودار ۲- تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر متفاوت γ و مقدار آستانه‌ای c=0

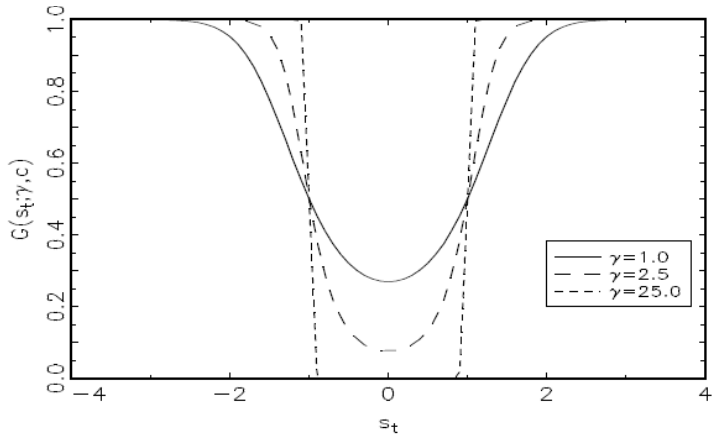
ماخذ: ون‌دیک، ۱۹۹۹

در مورد یک الگو دو رژیمی که در آن دو بار تغییر رژیم اتفاق می‌افتد تابع لاجستیک (۳)، توسط جانسن و تراسورتا[1] (۱۹۹۶) پیشنهاد شده است.

$$G(DCB_t.\gamma.c)=\frac{1}{1+\exp\{(DCB_t-c_1)(DCB_t-c_2)\}} \qquad c_1\leq c_2.\gamma>0 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، اگر $\gamma \to 0$ میل کند، الگو به یک الگو خطی تبدیل می‌شود، اگر $\gamma \to \infty$ میل کند برای $DCB_t < c_1$ و $DCB_t > c_2$ داریم $G(DCB_t, \gamma, c) = 1$ و اگر $c_1 < DCB_t < c_2$ آنگاه داریم $G(DCB_t, \gamma, c) = 0$. در ضمن G اطراف نقطه $\frac{c_1+c_2}{2}$ متقارن است و هرگز برابر صفر نمی‌شود و مقادیر مینیمم آن بین صفر و یک است. نمودار (۳) مثالی از تابع G دو رژیمی با دو نقطه آستانه‌ای را نشان می‌دهد.

1- Jansen and Terasvirta



نمودار (۳): تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر متفاوت γ و مقادیر آستانه‌ای $c_1=-1$ و $c_2=1$

ماخذ: ون‌دیک، ۱۹۹۹

برآورد الگو STR دارای سه مرحله اساسی به ترتیب زیر است:

- تشخیص[1]: شروع این مرحله با تنظیم یک الگو خطی AR است که به عنوان نقطه شروع برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. مرحله دوم شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب S_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم است.
- تخمین[2]: این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین الگو با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسون[3] و روش حداکثر درست‌نمایی است.
- ارزیابی[4]: این مرحله شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظیر عدم وجود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌های مختلف، عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها و... است.

در مورد بحث آزمون ریشه واحد در مورد الگوهای غیرخطی باید به این نکته اشاره شود که در اکثر کارهای تجربی با روش غیرخطی به منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد با رویکرد خطی استفاده می‌شود، اما در استفاده از نتایج این آزمون‌ها در

1- Specification
2- Estimation
3- Newton-Raphson
4- Evaluation

روش‌های غیرخطی باید در نظر داشت که چون ممکن است رفتار آزمون‌های ریشه واحد در روش‌های غیرخطی تغییر کند؛ بنابراین، این احتمال وجود دارد که نتایج عاری از ایراد نباشند. از این رو، استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی هنگام استفاده از الگوهای غیرخطی و نامتقارن کاملا ضروری است (رودریگوئز و اسلوبدا[1]، ۲۰۰۵). بر این اساس و به پیروی از لی (۲۰۰۷) و با هدف اجتناب از خطای اشاره شده در این تحقیق از آزمون ریشه واحد دیکی فولر غیرخطی (NDF) در قالب الگوی رگرسیون انتقال ملایم مرتبه اول ((LSTR(1)) برای بررسی پایایی متغیرهای سری زمانی استفاده می‌شود.

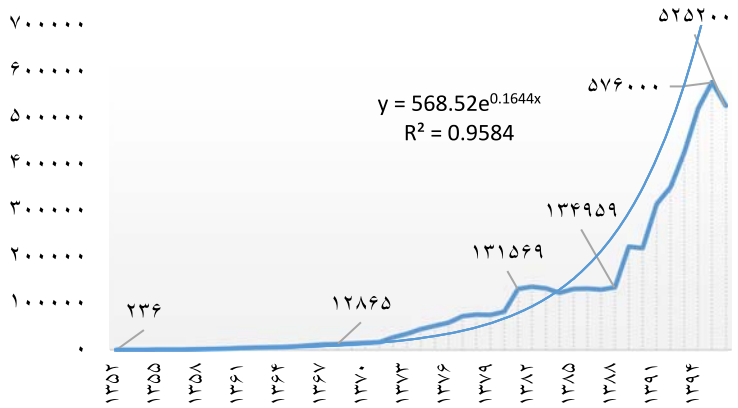
در مورد آمار و اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق، این نکته قابل ذکر است که داده های موردنیاز از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع-آوری شده است.

٤- برآورد الگو و تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تحقیق

در این بخش، ابتدا و با هدف ایجاد یک درک کلی از وضعیت بدهی دولت به بانک مرکزی[2]، روند آن در نمودار ۴ ترسیم شده است. با توجه به نمودار، بدهی دولت با یک روند صعودی و فزاینده، از رقمی معادل ۲۳/۶ میلیارد تومان در سال ۱۳۵۲ به رقمی معادل ۵۲۵/۲ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۶ رسیده است. همان‌طور که از نمودار نیز مشخص است روند بدهی دولت در دوره تحت بررسی، تنها در سال ۱۳۹۶ نزولی بوده و در تمامی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۲ یک روند صعودی محسوس را؛ به ویژه در دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۸؛ پیموده است. با توجه به قدرت توضیح‌دهندگی ($R^2 = 95/84\%$) از یک تابع نمایی جهت ترسیم روند بدهی دولت استفاده شده است.

1- Rodriguez and Sloboda

۲- بدهی دولت به بانک مرکزی شامل مجموع بدهی دولت، شرکت‌ها و موسسات دولتی به بانک مرکزی است که اطلاعات آماری آن از از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.



نمودار ٤- روند بدهی دولت به بانک مرکزی طی دوره ۱۳۹٦- ۱۳۵۲ (به میلیارد ریال)

ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

در بخش دوم از این بخش و قبل از برآورد الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)، حسب این ضرورت «که استفاده از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی هنگامی که الگو تحت بررسی غیرخطی است، کاملاً ضروری است»، وضعیت پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر غیرخطی (NDF) در قالب الگوی رگرسیون انتقال ملایم مرتبه اول ((LSTR(1) مورد بررسی قرار گرفته است. برای بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر غیرخطی (NDF) تحت الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)، ابتدا باید با استفاده از آماره آزمون F ساختار خطی یا غیرخطی بودن الگو بررسی شود، سپس براساس آماره آزمون‌های F2، F3 و F4 برای متغیر انتقال روند زمانی، الگوی مناسب را انتخاب کرد که نتایج این بخش از برآوردها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲- آزمون انتخاب الگو خطی در برابر آزمون STR و تشخیص الگو

متغیر تحت آزمون ریشه واحد	متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	الگو پیشنهادی
EG	Trend	۰/۰۸۹	۰/۳۰۶	۰/۱۰۲	۰/۱۴۸	خطی
DCB	Trend	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۴۶۴	۰/۰۶۶	LSTR1

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به ارزش احتمال آماره F گزارش شده در جدول (۱)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر استفاده از الگوی غیرخطی جهت انجام آزمون ریشه واحد برای متغیر رشد اقتصادی (EG) رد شده و برای متغیر اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (DCB) رد نمی‌شود. بر این اساس، برای بررسی پایایی متغیر اندازه بدهی دولت از آزمون دیکی فولر غیرخطی (NDF) و برای بررسی پایایی متغیر رشد اقتصادی از آزمون KPSS[1] استفاده شده است که نتایج در قالب جدول (۳) گزارش شده است. با توجه به مقدار آماره آزمون KPSS و مقایسه آن با مقادیر بحرانی گزارش شده، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر پایا بودن متغیر رشد اقتصادی (EG) برای سطح اعتماد ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد رد نمی‌شود. همچنین براساس مقدار آماره آزمون F دیکی فولر غیرخطی (NDF) فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ناپایایی متغیر اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (DCB) در سطح اعتماد ۹۹ درصد رد می‌شود.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد آزمون دیکی- فولر غیرخطی (NDF) و KPSS

نام متغیر	نوع آزمون	رگرسیون غیرخطی	مقدار آماره آزمون
EG	KPSS	-	۰/۰۵۶
DCB	NDF	$0.09 + 0.85\mathrm{DCB}_{t-1} - 0.08\left[\frac{1}{(1+\exp\{48.15(t-12.93)\})} - \frac{1}{2}\right]$	۲۱۹/۲۳۲

* مقدار بحرانی آماره آزمون KPSS در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۰/۲۱۶، ۰/۱۴۶ و ۰/۱۱۹.
* مقدار بحرانی آماره آزمون NDF در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۱۶/۰۹، ۱۳/۱۱ و ۱۱/۸۶.
ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج آزمون ریشه واحد و با توجه به پایا بودن متغیرهای تحت بررسی با استفاده از مقادیر سطح متغیرها به برآورد الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) تحقیق پرداخته می‌شود. برای این منظور در گام نخست باید وجود رابطه غیرخطی بین متغیر انتقال اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (DCB) و متغیر رشد اقتصادی (EG) مورد آزمون قرار گرفته و در صورت تایید وجود رابطه غیرخطی، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های الگوی

1- Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)

غیرخطی براساس آماره آزمون‌های F، F_2، F_3 و F_4 تعیین شود. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در جدول (۴) ارائه شده است.

با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش شده در جدول (۴)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن الگو برای مقدار جاری و وقفه اول متغیر اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (DCB(t) و DCB(t-1)) رد می‌شود. با توجه به اینکه فرضیه صفر خطی بودن الگو برای مقدار جاری اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (DCB) در سطح اعتماد بالاتری رد می‌شود، این متغیر به عنوان متغیر انتقال تعیین می‌شود. همچنین با توجه به آماره آزمون‌های F_2، F_3 و F_4 گزارش شده در جدول (۴)، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال GD_t الگوی LSTR2؛ یعنی الگوی لاجستیک با دو نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌شود.

جدول ٤- آزمون انتخاب الگو خطی دربرابر آزمون STR و تشخیص الگو

متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	الگو پیشنهادی
DCB(t)	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۱	۰/۲۸	LSTR2*
DCB(t-1)	۰/۰۴	۰/۱۴	۰/۰۱	۰/۲۴	LSTR2
DCB(t-2)	۰/۲۱	۰/۸۱	۰/۰۰۱	۰/۲۱	خطی
DCB(t-3)	۰/۱۱	۰/۱۸	۰/۱۱	۰/۲۴	خطی
DCB(t-4)	۰/۴۷	۰/۷۳	۰/۰۹	۰/۲۴	خطی

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مرحله دوم در الگوسازی یک الگوی STR، مرحله تخمین است که در این مرحله با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسن[1] و حداکثرسازی تابع ML پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج در جدول (۵) گزارش شده‌اند[2].

1- Newton-Rafson

۲- وقفه‌های دوم و سوم رشد اقتصادی و وقفه اول اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی از بخش خطی و وقفه چهارم رشد اقتصادی و مقدار جاری و وقفه چهارم اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی از بخش غیرخطی به دلیل عدم معناداری آماری از الگوی نهائی حذف شده‌اند.

جدول ۵- نتایج تخمین الگوی تحقیق با استفاده از روش STR

	estimate	t-stat	p-value
بخش خطی			
CONST	۰/۱۱	۴/۰۷	۰/۰۰
EG(t-1)	-۰/۴۲	-۲/۲۲	۰/۰۴
EG(t-4)	-۰/۶۴	-۵/۵۴	۰/۰۰
DCB(t)	-۱/۱۱	-۵/۵۰	۰/۰۰
DCB(t-2)	۱/۰۳	۲/۴۴	۰/۰۲
DCB(t-3)	-۱/۶۶	-۳/۱۷	۰/۰۰
DCB(t-4)	۱/۱۹	۳/۹۸	۰/۰۰
بخش غیرخطی			
CONST	-۰/۱۰	-۲/۳۱	۰/۰۳
EG(t-1)	۱/۱۱	۴/۲۷	۰/۰۰
EG(t-2)	-۱/۲۹	-۶/۱۶	۰/۰۰
EG(t-4)	۰/۵۶	۲/۲۲	۰/۰۴
DCB(t-1)	۲/۷۲	۵/۹۶	۰/۰۰
DCB(t-2)	-۴/۶۷	-۵/۴۹	۰/۰۰
DCB(t-3)	۲/۶۴	۳/۸۴	۰/۰۰
Adjusted R2: ۸۷/۹۵ AIC: -۶/۱۱ SC: -۵/۳۹ HQ: -۵/۸۵			

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (γ) ۱۷/۸۵ و برای مقادیر آستانه‌ای اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (c1 و c2) به ترتیب برابر با ۴/۴۰ و ۲۸/۹۸ است. بنابراین، تابع انتقال به صورت رابطه (۴) خواهد بود.

$$G(\gamma.c_1.c_2.DCB_t)=(1+\exp\{-17.85(DCB_t-4.40)(DCB_t-28.98)\})^{-1} \qquad (۴)$$

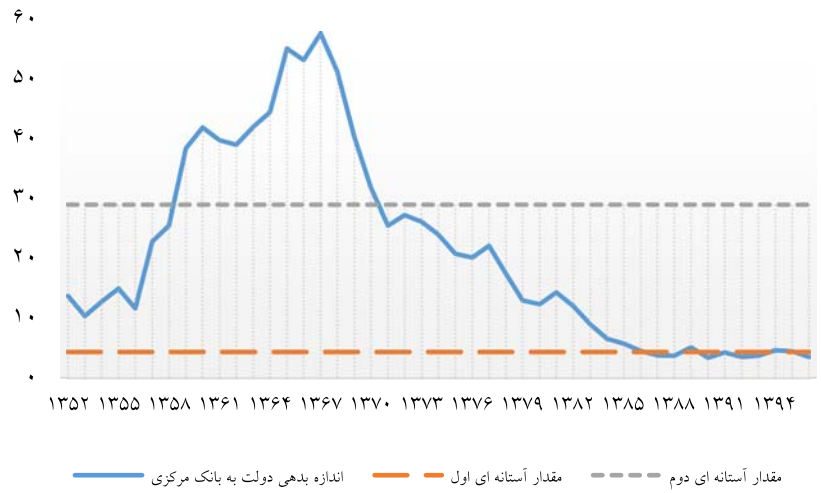
با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، اگر $c_1 < DCB < c_2$ آنگاه داریم $G(\gamma, c, s_t) = 0$ و برای $DCB_t < c_1$ و $DCB_t > c_2$ داریم $G(\gamma, c, s_t) = 1$ است. بنابراین، اگر $4/40 < DCB_t < 28/98$، رابطه رگرسیونی برآورد شده به صورت رابطه (۵) خواهد بود.

$$EG_t = 0.11 - 0.42EG_{t-1} - 0.64EG_{t-4} - 1.11DCB_t + 1.03DCB_{t-2} - 1.66DCB_{t-3} + 1.19DCB_{t-4} \quad (۵)$$

و برای $DCB_t < 4/40$ و $DCB_t < 28/98$ رابطه (۶) برقرار است.

$$EG_t = 0.01 + 0.69EG_{t-1} - 1.29EG_{t-2} - 0.08EG_{t-4} - 1.11DCB_t + 2.72DCB_{t-1} - 3.64DCB_{t-2} + 0.98DCB_{t-3} + 1.19DCB_{t-4} \quad (۶)$$

قبل از تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تحقیق و با هدف مشخص کردن سال‌های رژیم اول و دوم، روند اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی و مقادیر آستانه‌ای آن در نمودار (۵) ترسیم شده است. با توجه به این نمودار، رژیم اول شامل سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۵۲، ۱۳۸۶-۱۳۷۱، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵-۱۳۹۴ است که در این سال‌ها اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی بزرگ‌تر از ۴/۴۰ درصد و کوچک‌تر از ۲۸/۹۸ است. همچنین رژیم دوم شامل سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۵۹، ۱۳۸۸-۱۳۸۷، ۱۳۹۳-۱۳۹۰ و ۱۳۹۶ است که در آن اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی کوچک‌تر از ۴/۴۰ و یا بزرگ‌تر از ۲۸/۹۸ است.



نمودار (۵): روند اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی و مقادیر آستانه‌ای آن طی دوره ۱۳۹۶- ۱۳۵۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس رگرسیون غیرخطی برآورد شده، در رژیم اول (زمانی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی بزرگ‌تر از ۴/۴۰ درصد و کوچک‌تر از ۲۸/۹۸ بوده است) جمع ضرایب متغیر اندازه بدهی دولت و وقفه‌های آن برابر با ۰/۵۵- و در رژیم دوم (زمانی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی کوچک‌تر از ۴/۴۰ یا بزرگ‌تر از ۲۸/۹۸ درصد بوده است) جمع ضرایب متغیر اندازه بدهی دولت و وقفه‌های آن برابر با ۰/۱۴ است. بنابراین، براساس یافته های حاصل از برآورد الگوی تحقیق نکاتی به شرح زیر قابل استنباط است:

- در سطوح پایین اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (کوچک‌تر از ۴/۴۰ درصد)، استقراض دولت از بانک مرکزی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد که براساس ادبیات نظری مربوط به بدهی دولت، این مساله می‌تواند ریشه در این مساله داشته باشد که تا یک سطح آستانه‌ای خاص، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش پس‌انداز خصوصی (چون دولت روش استقراض را جایگزین روش افزایش مالیات برای جبران کسری می‌کند) می‌تواند اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد (ابراهیم و ساندی، ۲۰۱۷).

- هرگاه اندازه بدهی به بانک مرکزی بزرگ‌تر از ۴/۴۰ درصد و کوچک‌تر از ۲۸/۹۸ باشد، استقراض دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است که براساس ادبیات نظری موجود، این اثرگذاری منفی می‌تواند ریشه در کاهش پس‌انداز خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و افزایش در نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت (چچریتا و رودر، ۲۰۱۰)، تورم (بارو، ۱۹۹۵ و کوکران، ۲۰۱۱)، مالیات‌های اختلال‌زا در آینده (بارو، ۱۹۷۹، دوتسی، ۱۹۹۴ و کارادام، ۲۰۱۸) و اثر جانشینی بدهی دولت (از طریق تحت فشار قرار دادن منابع مالی در دسترس برای بخش خصوصی) (ابراهیم و ساندی، ۲۰۱۷) داشته باشد.

- زمانی که اندازه بدهی دولت بیشتر از ۲۸/۹۸ درصد بوده است، اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی در حالی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است که براساس ادبیات نظری مربوط به بدهی دولت این انتظار وجود داشته که همانند رژیم اول، این اثر منفی باشد. اینکه چرا این اثرگذاری منفی در این سطوح از اندازه بدهی دولت مشاهده نشده، می‌توان به چند نکته اشاره کرد:

۱- براساس نمودار (۴)، اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۵۹ (که اندازه بدهی دولت بیشتر از ۲۸/۹۸ درصد بوده است)، تحت تاثیر تحولات انقلاب و جنگ تحمیلی قرار داشته است.

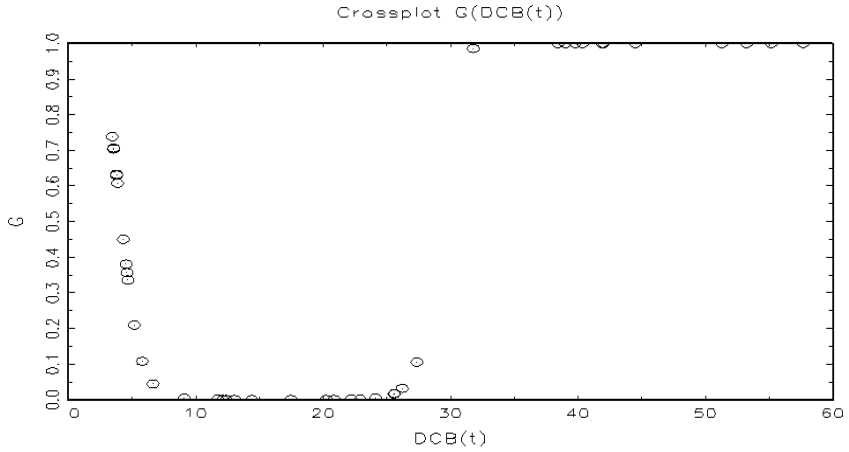
۲- رشد نقدینگی در این دوره نسبت به سایر سال‌های تحت بررسی کمتر بوده است. این نشان می‌دهد افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی که در دوران انقلاب و جنگ رخ داده از معدود عوامل محرک نقدینگی است؛ بنابراین، تسری آثار منفی افزایش نقدینگی بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی (نظیر تورم و رشد اقتصادی) در این دوره کمتر بوده است. در سال‌های بعد از سال ۱۳۷۰ عواملی نظیر آزادسازی اقتصادی، یکسان‌سازی نرخ ارز و توسعه بانک‌ها و موسسات مالی غیربانکی نیز از عوامل افزایش نقدینگی در کشور بوده‌اند.

۳- در دوره نااطمینانی (نظیر جنگ) به دلیل افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، میل به سرمایه گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد؛ بنابراین، می‌توان گفت اثر جایگزینی افزایش بدهی دولت (از طریق تحت فشار قرار دادن منابع مالی در دسترس برای بخش خصوصی) در این دوران به صورت محسوسی کاهش می‌یابد.

۴- براساس ادبیات نظری موجود (الماندروف و منکیو، ۱۹۹۹) سطح بالای بدهی دولت یک اثر مثبت بر درآمد قابل تصرف و در نتیجه تقاضای کل و تولید کل در کوتاه‌مدت دارد. این اثر مثبت زمانی که شکاف بین تولید واقعی و بالقوه زیاد باشد، بسیار محسوس و قابل ملاحظه خواهد بود. بنابراین، با توجه به اینکه در دوره انقلاب و جنگ شکاف تولید افزایش یافته (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۱)، می‌توان گفت افزایش بدهی دولت در این دوره اثر مثبتی بر تقاضای کل و در نتیجه رشد اقتصادی داشته است.

۵- نرخ رشد مخارج جاری در دوره انقلاب و جنگ نسبت به نرخ تورم به صورت محسوسی کمتر بوده و مدیریت هزینه‌ها در این دوره نسبت به دوران قبل از انقلاب و سال‌های بعد از سال ۱۳۷۰ مطلوب‌تر بوده است. بنابراین، این قابل استنباط خواهد بود که بدهی دولت به بانک مرکزی به دلیل آنکه کمتر معطوف به انجام هزینه‌های جاری بوده است، می‌توانسته محرک رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی باشد.

مرحله سوم و به عبارت دیگر، مرحله بعد از تخمین الگو، مرحله ارزیابی الگو است. این قسمت را با تحلیل گرافیکی آغاز می‌شود. با توجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در نمودار (۶)، می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآورد شده ملاحظه کرد.



نمودار ٦- تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله ارزیابی علاوه بر تحلیل گرافیکی به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین نیز پرداخته می‌شود که نتایج در قالب جدول (۵) ارائه شده است. براساس ارزش احتمال آمار F آزمون عدم وجود خطای خود همبستگی؛ فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی در سطح اعتماد مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود. همچنین براساس ارزش احتمال آمار F آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای الگو و ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف، فرضیه عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی رد نشده و فرضیه یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی رد می‌شود. در نهایت فرضیه صفر آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) و فرضیه صفر آزمون جارک- برا[1] مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. به‌طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی الگو، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

1- Jarque - Bera

جدول ۵- بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین الگوی STR

نام آزمون	احتمال آماره آزمون
Test of No Error Autocorrelation	0.17<p-value F (lag 1 to 8)<0.82
Test of No Remaining Nonlinearity	p-value F=0.52
Parameter Constancy Test	p-value F (H1)=0.01
ARCH-LM Test with 8 lags	p-value F=0.82 and p-Value (Chi^2)=0.88
JARQUE-BERA Test	p-Value (Chi^2)=0.96

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با وجود دو دیدگاه مخالف و موافق درباره اثرگذاری مثبت و یا منفی بدهی دولت بر رشد اقتصادی به نظر می‌رسد اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در این مساله توافق دارند که بدهی‌های بیش از حد می‌توانند منجر به کاهش رشد اقتصادی بلندمدت و بی‌ثباتی اقتصاد کلان شود. بنابراین، در رابطه بین بدهی و رشد اقتصادی مساله مهم تعیین نقطه آستانه اثرگذاری منفی بدهی بر رشد اقتصادی است. بنابراین، براساس این دیدگاه، کنترل سطح بدهی دولت برای اقتصادهای مختلف کاملا ضروری و حائز اهمیت است که اقتصاد ایران نیز نمی‌تواند از این اصل مستثنی باشد. بر این اساس، مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت مشتمل بر آستانه رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ اقتصاد ایران، مساله اثرگذاری نامتقارن اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی -بدهی دولت به بانک مرکزی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP)- بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده است.

یافته‌های این مطالعه نشان داد که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی در یک ساختار دو رژیمی با مقادیر آستانه‌ای ۴/۴۰ و ۲۸/۹۸ درصد بر رشد اقتصادی ایران اثر گذاشته است. همچنین و در سطوح پایین اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی (سال‌هایی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی کوچکتر از ۴/۴۰ درصد است)، استقراض دولت از بانک مرکزی اثر مثبت و در سال‌هایی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی بزرگ‌تر از ۴/۴۰ و کوچک تر از ۲۸/۹۸ درصد است، اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.

در نهایت برخلاف انتظارات، طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۵۹ (سال‌هایی که اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی بیشتر از ۲۸/۹۸ درصد است) اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی اثر مثبتی

بر رشد اقتصادی داشته است که این مساله می‌تواند ریشه در ویژگی‌های خاص دوران انقلاب و جنگ؛ نظیر کاهش اثر جانشینی افزایش بدهی دولت، شکاف قابل توجه بین تولید واقعی و بالقوه و مدیریت کاراتر هزینه‌ها در این سال‌ها داشته باشد. در ضمن با توجه به اینکه اندازه بهینه بدهی دولت به بانک مرکزی ۴/۴۰ درصد تعیین شده است، توصیه می‌شود این رقم به عنوان سقف بهینه اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی لحاظ شود. اندازه بدهی دولت به بانک مرکزی در سال ۱۳۹۶ برابر با ۳/۵۵ درصد بوده است که از این منظر رفتار دولت قابل قبول ارزیابی می‌شود.

منابع

جعفری صمیمی، احمد، علمی، زهرا (میلا) و هادی‌زاده، آرش (۱۳۹۱). کاربرد روش حداقل مربعات تطبیقی برای برآورد شکاف تولید در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۲)، ۲۶-۱.

چهرازی مدرسه، سرور و نجاتی، مهدی (۱۳۹۶). اثر بدهی‌های عمومی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۵(۱۹)، ۲۸-۷.

سلمانی، یونس، یاوری، کاظم، سحابی، بهرام و اصغرپور، حسین (۱۳۹۵). اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۸(۵)، ۱۰۷-۸۱.

علی‌پور، بهزاد، پدرام، مهدی و چرغانیان (۱۳۹۲). بررسی تاثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت اندازه دولت بر رشد اقتصادی ایران طی ۱۳۹۰-۱۳۵۳ (با استفاده از آزمون کرانه‌ها). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۸(۵۴): ۵۳-۲۷.

مولایی، محمد و گلخندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). اثر بدهی‌های خارجی دولت بر رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳(۵۳)، ۱۰۸-۸۳.

Ahlborn, M., & Schweickert, R. (2016). Public debt and economic growth – Economic systems matter. *World Economy Working Paper*, No: 2015/02.

Aghion, P., & Kharroubi, E. (2007). Cyclical macro policy and industry growth: The effect of countercyclical fiscal policy. *WP Harvard University*.

Apere, O. T. (2014). The impact of public debt on private investment in Nigeria: Evidence from a nonlinear model. *International Journal of Research in Social Sciences*, 4(2), 130-138.

Bachvarova, E. S. (2008). The debt Laffer Curve: Estimates for 1990-2005. Duke Univercity, Durkam, North Carolina.

Barro, R. J. (1979). On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, 87(5, Part 1), 940–971.

Barro, R. J. (1995). Inflation and Economic Growth. *NBER Working Paper*, No: 5326.

Bilan, I., & Ihnatov, I. (2015). Public debt and economic growth: A Two-Sided Story. *International Journal of Economic Sciences*, 4(2), 24-39.

Brida, J. G., Gómez, D. M., & Seijas, M. N. (2017). Debt and growth: A non-parametric approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 486(17), 883-894.

Cecchetti, S.; Mohanty, M. S., & Zampolli, F. (2011). The real effects of debt,

Bank for International Settlement Working Papers, No. 352.
Checherita, C., & Rother, P. (2010). The impact of high and growing government debt on economic growth: An empirical investigation for the Euro Area. Working Paper Series, No. 1237 / AUGUST 2010.
Claessens, S. (1990). The debt Laffer Curve: Some estimates. *World Development*, 18(12), 1671-1677.
Cochrane, J. H. (2011). Inflation and debt. *National Affairs*, 9(2), 56–78.
Dotsey, M. (1994). Some unpleasant supply side arithmetic. *Journal of Monetary Economics*, 33(3), 507–524.
Eberhardt, M., & Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of International Economics*, 97(1), 45-58.
Eboreime, M. I., & Sunday, B. (2017). Analysis of Public Debt-Threshold Effect on Output Growth in Nigeria. *Economic and Financial Review*, 55(3), 25-45.
Elmendorf, D. W., & Mankiw, N. G. (1999). Government debt. *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1615–1669.
Gale, W. G., & Orszag, P. R. (2003). Economic effects of sustained budget deficits. *National Tax Journal*, 56(3), 463–485.
Gill, I., & Pinto, B. (2005). Public Debt in Developing Countries: Has the Market-Based Model Worked. The World Bank.
Grobéty, M. (2018). Government debt and growth: The role of liquidity. *Journal of International Money and Finance*, 83, 1-22.
Jacobo, A. D., & Jalile, I. R. (2017). *The Impact of Government Debt on Economic Growth: An Overview for Latin America* (No. 28/2017). University di Perugia, Department Economic.
Jansen, E. S., & Terasvirta, T. (1996). Testing Parameter Constancy and Super Erogeneity in Econometric Equations. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 735–768.
Karadam, D. Y. (2018). An investigation of nonlinear effects of debt on growth. *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, e00097.
Kumar, M. M. S., & Baldacci, M. E. (2010). Fiscal deficits, public debt, and sovereign bond yields. IMF Working Paper, No. 10-184.
Krugman, P. (1989). Market-Based Debt-Reduction Schemes. NBER Working Paper, No. 2587. Washington, DC: National Bureau of Economic Research.
Lof, M., & Malinen, T. (2014). Does sovereign debt weaken economic growth? A panel VAR analysis. *Economics Letters*, 122(3), 403-407.
Li, Y. (2007). Testing the Unit Root Hypothesis in Smooth Transition Autoregressive (STAR) models. Master's Thesis, Department of Economics and Society, Dalarna University.
Omotosho, B. S.; Bawa, S., & Doguwa, S. I. (2016). Determining the optimal public debt threshold for Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 7(2), 1-25.
Pegkas, P. (2018). The effect of government debt and other determinants on economic growth: The Greek experience. *Economies*, *6*(1), 1-19.

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100(2), 573-578.

Rodríguez, G., & Sloboda, M. J. (2005). Modeling nonlinearities and asymmetries in quarterly revenues of the US telecommunications industry. *Structural Change and Economic Dynamics*, 16(1), 137-158.

Sachs, J. (1989). The Debt Overhang of Developing Countries in Debt Stabilization and Development: Essays in Memory of Carlos Diaz Alejandro, Ed. By Guillermo Calvo and others (Oxford, Basil Blackwell).

Stauskas, O. (2017). The Long-Run Relationship between Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies. Master's Thesis, Department of Economics, Lund University.

Terasvirta, T. (2004). Smooth Transition Regression Modelling, in H. Lutkepohl and M. Kratzig (eds); Applied Time Series Econometrics. Cambridge University Press.

Umaru, A., Hamidu, A. A., & Musa, S. (2013). External debt and domestic debt impact on the growth of the Nigerian economy. *International Journal of Educational Research*, 1(2), 70-85.

Van Dijk, D. (1999). Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference. PhD Thesis. Erasmus University Rotterdam.

Woo, J. (2009). why do more polarized countries run more pro-cyclical fiscal policy? *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 850–870.

Yang, L., & Su, J. J. (2018). Debt and growth: Is there a constant tipping point. *Journal of International Money and Finance*, 87, 133-143.