

تأثیر بدھی دولت به بانک مرکزی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم

جلال منتظری شورکچالی^۱

تاریخ ارسال: ۱۳۹۸/۰۳/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۰۲

چکیده

وقوع بحران‌های مالی و آثار منفی و مخرب انباشت بدھی بر اقتصاد کشورهای مغروض موجب شده «مساله آثار اقتصادی انباشت بدھی دولت» به یک موضوع بحث برانگیز 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 بدھی دولت به بانک مرکزی - بدھی 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 بدھی 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 بدھی دولت به بانک مرکزی (سال‌هایی که اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی کوچک‌تر از ۴/۴۰ درصد است)، استقراض دولت از بانک مرکزی اثر مثبت و در سال‌هایی که اندازه بدھی 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 بدھی دولت به بانک مرکزی بیشتر از ۲۸/۹۸ درصد است) اندازه بدھی 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 بدھی دولت، شکاف قابل توجه بین تولید واقعی و بالقوه و مدیریت کاراتر هزینه‌ها در این سال‌ها داشته باشد.

واژگان کلیدی: بدھی دولت، بانک مرکزی، الگوی STR، آزمون ریشه واحد غیرخطی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: O40 H63 C22

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

۱- مقدمه

مساله استقراض نخستین بار در مدل‌های رشد نئو کلاسیکی^۱ به عنوان ابزاری جهت انباست سرمایه و افزایش سطح پایدار تولید سرانه^۲ در کشورهایی که با کمبود سرمایه مواجه هستند، مورد تاکید قرار گرفته است. به اعتقاد سچتی و همکاران^۳ (۲۰۱۱)، بدھی یک شمشیر دو لبه است و تنها هنگامی که با تدبیر و اعتدال به کار گرفته شود، توانایی بهبود رفاه را دارد در غیر این صورت، بدھی لجام گسیخته 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 بدھی‌های خود محتاط عمل کند. به عنوان مثال، برخی معتقدند که افزایش بدھی‌های 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 می‌افتد (آموتوشو و همکاران^۴، ۲۰۱۶). علاوه بر این، براساس قید بودجه بین دوره‌ای^۵، افزایش بدھی دولت به دلیل افزایش مالیات در دوره‌های آتی بر سطح بهره‌وری و در نتیجه سطح رفاه نسل‌های آتی اثر منفی خواهد گذاشت (استوسکاس^۶، ۲۰۱۷: ۱۰). همچنین در قالب الگوی نسل‌های هم‌پوش^۷ نیز تاکید شده است که افزایش بدھی دولت به دلیل کاهش پسانداز و انباست سرمایه (از طریق نرخ‌های بهره بالاتر) اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد (ابرهاردت و پرسبیترو^۸، ۲۰۱۵: ۳؛ البته بدھی می‌تواند به کشورهای در حال توسعه و نوظهور در ۱- انجام سرمایه‌گذاری در بخش‌های اجتماعی و پروژه‌های زیربنایی، ۲- تسهیل سیاست هموارسازی مالیاتی^۹ و ۳- پایداری سیاست‌های مالی

-
- ۱- 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^۱ کمک کند (گیل و پینتو^۲، ۲۰۰۵).

با وجود دو دیدگاه مخالف و موافق درباره اثر گذاری مثبت و یا منفی بدھی دولت بر رشد اقتصادی به نظر می‌رسد اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در این مساله توافق دارند که بدھی‌های بیش از حد می‌توانند منجر به کاهش رشد اقتصادی و بی ثباتی اقتصاد کلان از طریق برآمدگی بدھی^۴ و اثرات برون‌رانی^۵ آن شود. بنابراین، در رابطه بین بدھی و رشد اقتصادی مساله مهم تعیین نقطه آستانه اثر گذاری منفی بدھی بر رشد اقتصادی است (أمو توشو و همکاران، ۲۰۱۶). براساس این دیدگاه، کنترل سطح بدھی 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)^۶ و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ اقتصاد ایران، تلاش خواهد کرد مساله اثر گذاری نامتقارن اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی - بدھی 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^۷ (۲۰۰۷) و با هدف اجتناب از خطای بیان شده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر غیرخطی (NDF)^۸ در قالب الگوی رگرسیون انتقال ملایم مرتبه اول (LSTR(1)) برای بررسی پایایی متغیرهای سری

۱- 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 بدھی (Debt Overhang Theories)، سطح بدھی 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 بدھی» ارائه شده است - در چارچوب منحنی لافر بدھی بیان شده است که سطح بدھی بالا به دلیل کاهش احتمال بازپرداخت بدھی‌ها، 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 اثرباری بدھی دولت بر رشد اقتصادی کانال‌های مختلفی مورد تاکید قرار گرفته است. در قالب مدل‌های رشد نئوکلاسیک و درونزا^۱ تاکید شده است که اثرات برونزانی بدھی دولت موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه انباشت سرمایه شده که این مساله در بلندمدت موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود (گرو بتی، ۲۰۱۸).^۲ 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 درونزانی^۳ بدھی دولت به عنوان نقطه مقابل اثرات برونزانی در دیدگاه متعارف^۴ (الماندروف و منکیو، ۱۹۹۹) و تنها برای دوره کوتاه‌مدت مورد تاکید قرار گرفته است.

1- Neoclassical and Endogenous Growth Models

2 Grobety

بر اساس مدل رشد برونزنا (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 سرپیز (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 بدھی 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 بدھی‌های) 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 بدھی 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 تأکید قرار گرفته است (چcherita و رودر^۳، ۲۰۱۰).

گفته می‌شود «بدھی دولت می‌تواند جایگزین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده و از طریق افزایش نرخ بهره بلندمدت (گال و اورسزگ^۴، ۲۰۰۳ و کومار و بالداجی^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، انباست بدھی، 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) بدھی دولت بر رشد اقتصادی

۱- بر اساس اصل برابری ریکاردوئی، برای یک سطح مشخصی از مصرف دولت، انتقال بین دوره‌ای مالیات‌ها (انباست بدھی‌ها یا کاهش بدھی‌های 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 بدھی»^۱ نخستین بار توسط سچس^۲ (۱۹۸۹) و با کمک مفهوم «برآمدگی بدھی» معرفی شد. برآمدگی بدھی از نظر سچس، وضعیتی است که در آن، سطح بالای بدھی موجب کاهش بهره‌وری می‌شود (کلیسنس^۳، ۱۹۹۰).

کروگمن^۴ (۱۹۸۹) استدلال می‌کند که این اثرگذاری منفی ریشه در این حقیقت دارد که بخشی از درآمدها که باید صرف سرمایه‌گذاری می‌شد برای جبران هزینه بدھی (سود پرداختی) صرف می‌شود (باچوارووا^۵، ۲۰۰۸).

کارادام^۶ (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 وجود استقراضی رشد اقتصادی خود را بهبود بخشنند (به شرطی که بازپرداخت‌های بدھی‌های خود را به موقع انجام دهند). با این وجود افزایش سطح بدھی ریسک‌های مختلفی را به دنبال خواهد داشت. هنگامی که سطح بدھی افزایش می‌یابد توانایی دولت برای بازپرداخت بدھی نسبت به تغییرات سطح درآمد یا افزایش نرخ بهره به شدت حساس‌تر می‌شود و در صورت بروز یک شوک منفی، شدیداً بر سطح فعالیت‌های اقتصادی اثر منفی می‌گذارد (کارادام، ۲۰۱۸).

در بحث اثرگذاری نامتقارن بدھی دولت و در قالب مفهوم «منحنی لافر بدھی» بیان می‌شود که بین بدھی دولت و رشد اقتصادی یک رابطه به شکل U معکوس وجود دارد (نمودار (۱)) که تا یک سطح آستانه‌ای خاص، افزایش بدھی دولت به دلیل افزایش پسانداز خصوصی (چون دولت روش استقراض را جایگزین روش افزایش مالیات برای جبران کسری می‌کند) اثر مشتبی بر رشد اقتصادی دارد، اما از آن حد آستانه خاص به بعد، انباشت بدھی دولت به دلیل اثر جانشینی موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود (ابراهیم و ساندی^۷، ۲۰۱۷).

1- Debt Laffer Curve

2- Sachs

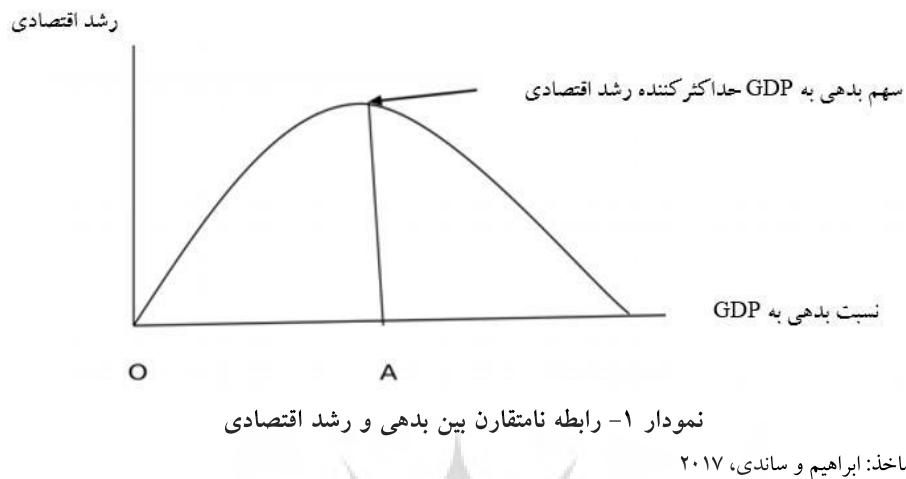
3- Claessens

4- Krugman

5- Bachvarova

6- Karadam

7- Eboreim and Sunday



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

نتایج	روش	نمونه و دوره زمانی	محقق یا محققان
الف- بررسی اثرگذاری متقارن (خطی) بدھی دولت بر رشد اقتصادی			
بدھی خارجی اثر منفی و بدھی داخلی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.	OLS	نیجریه (۱۹۷۰-۲۰۱۰)	آمارو و همکاران ^۱ (۲۰۱۳)
بین اندازه بدھی دولت و رشد اقتصادی هیچ رابطه معنی داری مشاهده نشده است.	VAR پانلی	کشور توسعه یافته (۱۹۵۴-۲۰۰۸)	لوف و مالین ^۲ (۲۰۱۴)
تا قبل از بحران سال ۲۰۰۰، اندازه بدھی دولت اثر معنی داری بر رشد اقتصادی نداشته در حالی که این اثر بعد از سال ۲۰۰۰ منفی بوده است.	ARDL	یونان (۱۹۷۰-۲۰۱۶)	پگ کاس ^۳ (۲۰۱۸)
اثر بدھی های خارجی بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت و کوتاه مدت، منفی و معنادار است.	VECM	ایران (۱۳۵۹-۱۳۹۰)	مولایی و گلخندان (۱۳۹۳)
نسبت بدھی دولت به GDP اقتصادی ایران تاثیر منفی دارد. این تاثیر در الگوی رشد اقتصادی مبنی بر درآمدهای نفعی نسبت به الگوی رشد مبنی بر GDP غیرنفعی و همچنین در بلندمدت نسبت به کوتاه مدت بیشتر است.	ARDL	ایران (۱۳۵۴-۱۳۹۲)	سلمانی و همکاران (۱۳۹۵)
بدھی داخلی در کوتاه مدت و بلندمدت دارای اثری منفی و بدھی خارجی در بلندمدت اثر مثبتی روی رشد اقتصادی دارند.	ARDL	ایران (۱۳۵۹-۱۳۹۱)	چهرازی مدرسه و نجاتی (۱۳۹۶)

- 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) بدھی دولت بر رشد اقتصادی			
رینهارت و رگف ^۱ (۲۰۱۰)	۴۴ کشور در حال توسعه و نوظهور (۱۷۹۰-۲۰۰۹)	پانل دیتا	سطوح بالای نسبت بدھی به تولید ناخالص داخلی (درصد و بالاتر) و سطوح پایین نسبت بدھی خارجی به تولید ناخالص داخلی (۶۰ و کمتر) اثر نامطلوبی بر رشد اقتصادی دارد.
بیلان و ایهاناتو ^۲ (۲۰۱۵)	۳۳ کشور اروپایی (۱۹۹۰-۲۰۱۱)	پانل دیتا	تعیین مقدار آستانه‌ای ۹۴ درصدی برای نسبت بدھی دولت به تولید ناخالص داخلی.
ابرهارت و پرسپیترو ^۳ (۲۰۱۵)	۶۷ کشور منتخب (۱۹۷۲-۲۰۰۹)	ARDL نامتقارن	برخی از شواهد وجود رابطه غیرخطی میان بدھی و رشد بلندمدت در میان کشورها تایید می‌کند، اما آستانه بدھی مشترک در بین کشورها تایید نمی‌شود.
اهلیبورن و اسجویکرت ^۴ (۲۰۱۶)	۱۱۱ کشور منتخب (۱۹۷۱-۲۰۱۰)	پانل دیتا	هرگاه نسبت بدھی دولت به تولید ناخالص داخلی از مقدار آستانه‌ای ۶۰ درصد بیشتر باشد، بدھی دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت.
ابراهیم و ساندی ^۵ (۲۰۱۷)	نیجریه (۱۹۸۱-۲۰۱۵)	ARDL	مقدادر آستانه‌ای نسبت بدھی کل، بدھی خارجی و بدھی داخلی دولت به تولید ناخالص داخلی به ترتیب ۵۵/۲، ۵۰ و ۱۳/۶ درصد گزارش شده‌اند.
بریدا و همکاران ^۶ (۲۰۱۷)	۱۶ کشور (۱۹۷۷-۲۰۱۵)	روش‌های ناپارامتریک	مقدار آستانه‌ای اندازه بدھی 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) بدھی دولت بر رشد اقتصادی			
جاکوبو و جلیله ^۱ (۲۰۱۷)	کشور آمریکای لاتین (۱۹۶۰-۲۰۱۵)	GMM	اثر اندازه بدھی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت مثبت است، اما این اثرگذاری برای آستانه بین ۶۴ تا ۷۱ درصد، نزدیک به صفر است.
کارادام (۲۰۱۸)	کشور توسعه یافته و کشور در حال توسعه (۱۱۱)	رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTAR)	مقدار آستانه‌ای برآورد شده اندازه بدھی در کل کشورهای تحت بررسی و کشورهای در حال توسعه به ترتیب ۵۶/۱۰۶ و ۸۸/۲۳ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است.
یانگ و سو ^۲ (۲۰۱۸)	آمریکا (۱۷۹۱-۲۰۰۹)	رگرسیون آستانه ثابت هانسن ^۳	مقدار آستانه‌ای اندازه بدھی به زمان و دولت حاکم وابسته است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳- روش‌شناسی

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

$$EG_t = \beta_0 + \beta_1 Z_t * G(DCB_t, \gamma, c) \quad (1)$$

در رابطه (۱)، EG رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، Z برداری از متغیرهای کنترل (مقادیر جاری و وقفه‌دار نسبت بدھی 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

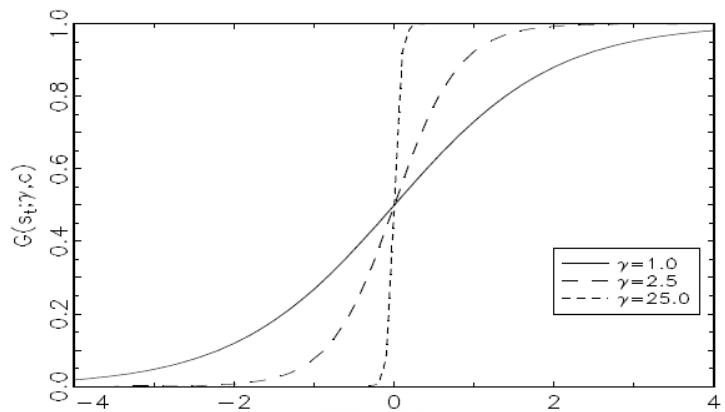
3- Constant-Threshold Regression Kink Model of Hansen

بردار ضرایب قسمت غیرخطی است. ϵ_t جزء اخلال این معادله است که فرض می‌شود شرط $(0, \sigma^2)$ را تامین می‌کند. ضمناً 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.

$$G(DCB_t, \gamma, c) = \left[1 + \exp \left\{ \frac{-\gamma}{\sigma_{d_t}^k} \prod_{k=1}^k (DCB_t - c_k) \right\} \right]^{-1} \text{ with } \gamma > 0 \quad (2)$$

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 $1/5$ و $2/5$ سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر سریع‌تر می‌شود. هنگامی که $DCB_t > c$ آنگاه $G=1$ بوده و زمانی که $DCB_t < c$ است $G=0$ خواهد بود؛ بنابراین، رابطه (۱) به یک مدل آستانه‌ای (TR)¹ تبدیل می‌شود و هنگامی که $\gamma \rightarrow 0$ رابطه (۱) به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود².

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



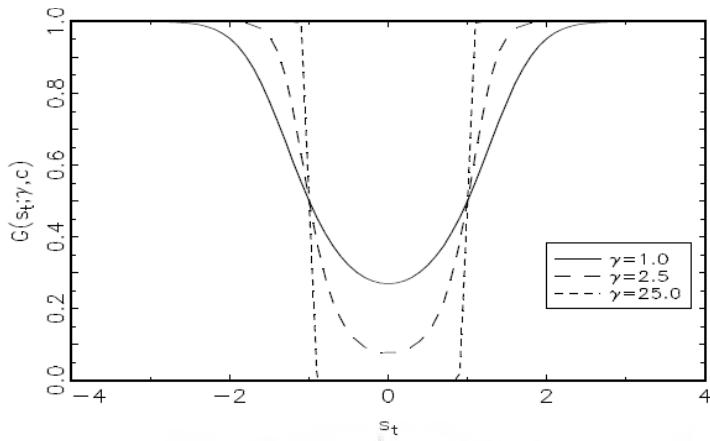
نمودار ۲-تابع انتقال لاجستیک دو رژیمی با مقادیر متفاوت γ و مقدار آستانه‌ای $c=0$

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^۱ (۱۹۹۶) پیشنهاد شده است.

$$G(DCB_t, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp\{(DCB_t - c_1)(DCB_t - c_2)\}} \quad c_1 \leq c_2, \gamma > 0 \quad (3)$$

در رابطه (۳)، اگر $0 \rightarrow \gamma$ میل کند، الگو به یک الگو خطی تبدیل می‌شود، اگر $\infty \rightarrow \gamma$ میل کند برای $c_1 < DCB_t < c_2$ و $DCB_t > c_2$ داریم $G(DCB_t, \gamma, c) = 1$ و اگر $DCB_t < c_1$ آنگاه داریم $G(DCB_t, \gamma, c) = 0$. در ضمن G اطراف نقطه $\frac{c_1+c_2}{2}$ متقاضی 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.



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^۱: 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_i و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم است.
- تخمین^۲: این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین الگو با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون^۳ و روش حداکثر درست‌نمایی است.
- ارزیابی^۴: این مرحله شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظری 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 کاملاً ضروری است (رودریگوئر و سلوبدا^۱، 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)) برای بررسی پایایی متغیرهای سری زمانی استفاده می‌شود.

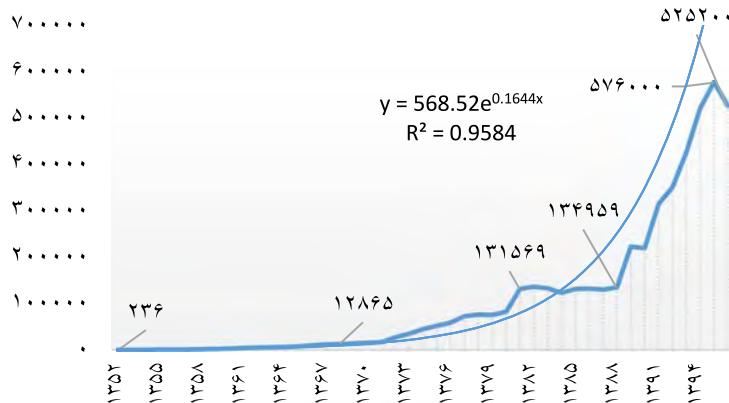
در مورد آمار و اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق، این نکته قابل ذکر است که داده‌های موردنیاز از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.

۴- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

در این بخش، ابتدا و با هدف ایجاد یک درک کلی از وضعیت بدھی دولت به بانک مرکزی^۲، روند آن در نمودار ۴ ترسیم شده است. با توجه به نمودار، بدھی 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 بدھی 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 ۱۳۸۸-۱۳۹۵؛ پیموده است. با توجه به قدرت توضیح‌دهنگی ($R^2 = 95/84\%$) از یک تابع نمایی جهت ترسیم روند بدھی دولت استفاده شده است.

1- Rodriguez and Sloboda

2- بدھی دولت به بانک مرکزی شامل مجموع بدھی 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 ۴- روند بدھی دولت به بانک مرکزی طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۲ (به میلیارد ریال)

مأخذ: 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

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

مأخذ: 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 بدھی دولت به بانک مرکزی (DCB) رد نمی شود. بر این اساس، برای بررسی پایایی متغیر اندازه بدھی دولت از آزمون دیکی فولر غیرخطی (NDF) و برای بررسی پایایی متغیر رشد اقتصادی از آزمون KPSS^۱ 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 نمی شود. همچنین براساس مقدار آماره آزمون F دیکی فولر غیرخطی (NDF) فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ناپایایی متغیر اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی (DCB) در سطح اعتماد ۹۹ درصد رد می شود.

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

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

* مقدار بحرانی آماره آزمون KPSS در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۰/۲۱۶، ۰/۰۴۶ و ۰/۱۱۹.

* مقدار بحرانی آماره آزمون NDF در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۰/۱۳۱۱، ۰/۱۶ و ۰/۱۱۸۶.

مأخذ: یافته های 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 ملايم (STR) تحقیق پرداخته می شود. برای این منظور در گام نخست باید وجود رابطه غیرخطی بین متغیر انتقال اندازه بدھی 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 رژیم های الگوی

غیرخطی براساس آماره آزمون‌های F_1 , 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 بدھی دولت به بانک مرکزی (DCB(t-1)) رد می‌شود. با توجه به اینکه فرضیه صفر خطی بودن الگو برای مقدار جاری اندازه بدھی 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 $LSTR2_{GD_t}$ ؛ یعنی الگوی لاجستیک با دو نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌شود.

جدول ۴- آزمون انتخاب الگو خطی دربرابر آزمون STR و تشخیص الگو

الگو پیشنهادی	ارزش احتمال F_2 آماره	ارزش احتمال F_3 آماره	ارزش احتمال F_4 آماره	ارزش احتمال F آماره	متغیر انتقال
LSTR2*	۰/۲۸	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۱	DCB(t)
LSTR2	۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۴	DCB(t-1)
خطی	۰/۲۱	۰/۰۰۱	۰/۸۱	۰/۲۱	DCB(t-2)
خطی	۰/۲۴	۰/۱۱	۰/۱۸	۰/۱۱	DCB(t-3)
خطی	۰/۲۴	۰/۰۹	۰/۷۳	۰/۴۷	DCB(t-4)

مانند: یافته‌های پژوهش

مرحله دوم در الگوسازی یک الگوی STR، مرحله تخمین است که در این مرحله با استفاده از الگوریتم نیوتون-رافسن^۱ و حداکثرسازیتابع ML پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج در جدول (۵) گزارش شده‌اند.^۲

1- Newton-Rafson

۲- وقفه‌های دوم و سوم رشد اقتصادی و وقفه اول اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی از بخش خطی و وقفه چهارم رشد اقتصادی و مقدار جاری و وقفه چهارم اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی از بخش غیرخطی به دلیل عدم معناداری آماری از الگوی نهایی 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)	-۰/۶۲	-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			

مانند: یافته‌های پژوهش

همچنین مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (γ) ۱۷/۸۵ و برای مقادیر آستانه‌ای اندازه بدھی 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.

$$G(\gamma, c_1, c_2, DCB_t) = (1 + \exp\{-17.85(DCB_t - 4.40)(DCB_t - 28.98)\})^{-1} \quad (4)$$

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 $DCB_t > c_2$ و $DCB_t < c_1$ 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.

$$EG_t = 0.11 - 0.42EG_{t-1} - 0.64EG_{t-4} - 1.11DCB_t + 1.03DCB_{t-2} - 1.66DCB_{t-3} + 1.19DCB_{t-4} \quad (5)$$

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

$$EG_t = 0.01 + 0.69EG_{t-1} - 1.29EG_{t-2} - 0.08EG_{t-4} - 1.11DCB_t + 2.72DCB_{t-1} - 3.64DCB_{t-2} + 0.98DCB_{t-3} + 1.19DCB_{t-4} \quad (6)$$

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



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

مانند: یافته‌های پژوهش

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

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

- هرگاه اندازه بدھی به بانک مرکزی بزرگتر از ۴/۴۰ درصد و کوچکتر از ۲۸/۹۸ باشد، استفرض 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 (چهریتا و روذر، ۲۰۱۰، تورم (بارو، ۱۹۹۵ و کوکران، ۲۰۱۱)، مالیات‌های اختلال‌زا در آینده (بارو، ۱۹۷۹، دوتسي، ۱۹۹۴ و کارادام، ۲۰۱۸) و اثر چانشی بدھی دولت (از طریق تحت فشار قرار دادن منابع مالی در دسترس برای بخش خصوصی) (ابراهیم و ساندی، ۲۰۱۷) داشته باشد.

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

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

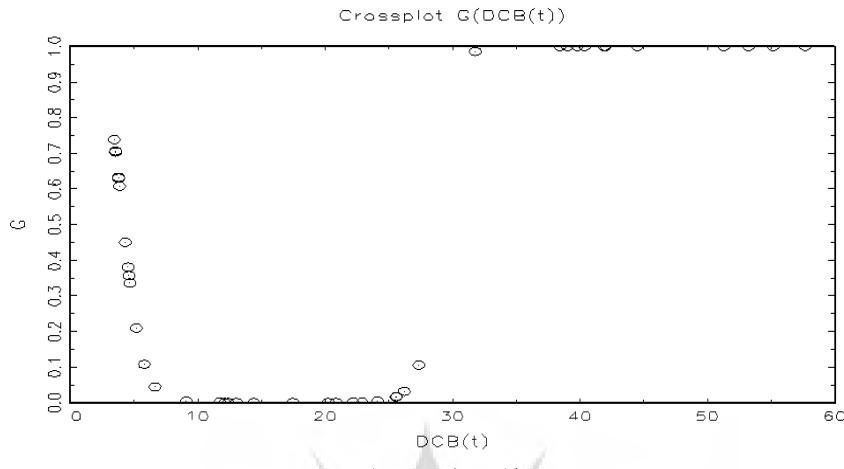
۲- رشد نقدینگی در این دوره نسبت به سایر سال‌های تحت بررسی کمتر بوده است. این نشان می‌دهد افزایش بدھی دولت به بانک مرکزی که در دوران انقلاب و جنگ رخ داده از محدود عوامل محرك نقدینگی است؛ بنابراین، تسری آثار منفی افزایش نقدینگی بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی (نظیر تورم و رشد اقتصادی) در این دوره کمتر بوده 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 ناطمنانی (نظیر جنگ)، به دلیل افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، میل به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد؛ بنابراین، می‌توان گفت اثر جایگزینی افزایش بدھی 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 بدھی 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 بدھی 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 بدھی دولت به بانک مرکزی به دلیل آنکه کمتر معطوف به انجام هزینه‌های جاری بوده است، می‌توانسته محرك 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 ۶- 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^۱ مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. به طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی الگو، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

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

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

با وجود دو دیدگاه مخالف و موافق درباره اثرگذاری مثبت و یا منفی بدھی دولت بر رشد اقتصادی به نظر می‌رسد اقتصاددانان و سیاستگذاران در این مساله توافق دارند که بدھی‌های بیش از حد می‌توانند منجر به کاهش رشد اقتصادی بلندمدت و بیثباتی اقتصاد کلان شود. بنابراین، در رابطه بین بدھی و رشد اقتصادی مساله مهم تعیین نقطه آستانه اثرگذاری منفی بدھی بر رشد اقتصادی است. بنابراین، براساس این دیدگاه، کنترل سطح بدھی دولت برای اقتصادهای مختلف کاملاً 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 ۱۳۵۲-۱۳۹۶ اقتصاد ایران، مساله اثرگذاری نامتقارن اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی - بدھی 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 بدھی دولت به بانک مرکزی در یک ساختار دو رژیمی با مقادیر آستانه‌ای ۴/۴۰ و ۲۸/۹۸ درصد بر رشد اقتصادی ایران اثرگذاشته است. همچنین و در سطوح پایین اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی (سال‌هایی که اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی کوچکتر از ۴/۴۰ درصد است)، استقراض دولت از بانک مرکزی اثر مثبت و در سال‌هایی که اندازه بدھی 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 ۱۳۵۹-۱۳۷۰ (سال‌هایی که اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی بیشتر از ۲۸/۹۸ درصد است) اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی اثر مثبتی

بر رشد اقتصادی داشته است که این مساله می‌تواند ریشه در ویژگی‌های خاص دوران انقلاب و جنگ؛ نظریه کاہش اثر جانشینی افزایش بدھی 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 بدھی دولت به بانک مرکزی $4/40$ درصد تعیین شده است، توصیه می‌شود این رقم به عنوان سقف بهینه اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی لحاظ شود. اندازه بدھی دولت به بانک مرکزی در سال ۱۳۹۶ برابر با $3/55$ 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)، ۱-۲۶.
- چهرازی مدرسه، سرور و نجاتی، مهدی (۱۳۹۶). اثر بدھی‌های عمومی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*, ۱۹(۵)، ۷-۲۸.
- سلمانی، یونس، یاوری، کاظم، سحابی، بهرام و اصغرپور، حسین (۱۳۹۵). اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدھی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*, ۱۸(۵)، ۸۱-۱۰۷.
- علی‌پور، بهزاد، پدرام، مهدی و چرگانیان (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): ۵۳-۷۲.
- مولایی، محمد و گلخندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). اثر بدھی‌های 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 University, 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.

- 111
- 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.





پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی