

تحلیل آستانه‌ای و طیفی رابطه‌ی میان بدهی دولت به نظام بانکی و رشد اقتصادی در ایران

محمد علی احسانی^۱، *حمید لعل خضری^۲، صالح طاهری بازخانه^۳

۱. دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۴/۷) پذیرش: ۱۳۹۷/۵/۹)

Threshold and Spectral Analysis of the Relationship between Government Debt to Banking System and Economic Growth in Iran

Mohammad Ali Ehsani¹, *Hamid La'l-e-Khezri², Saleh Taheri Bazkhaneh³

1. Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran

2. Ph. D. Student of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran

3. Ph. D. Student of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran

(Received: 28/June/2018

Accepted: 31/July/2018)

چکیده:

The unfavorable state of economic growth and government debt to the banking system are two major challenges for the Iran's economy. Given the importance of these variables in the macroeconomics, the study of the relationship between them using modern econometric methods can provide useful implications for policymakers. Therefore, the present study, with the application of the threshold vector autoregressive and spectral Analysis approaches during the period 1974-2016 a reveals new evidence of the relationship between these two variables. The results show that government debt to the banking system has a dual and nonlinear effect on the economic growth. On the other words, if the ratio of debt to production is less than 18.2%, it has a positive effect on economic growth. Through crossing the estimated threshold, its destructive effect appears on economic growth. The impact of bank debt on economic growth is also non-linear and inverse. In addition, in the short and medium run, there is a causal relationship between these two variables. But, in the long run, the causality relationship is from economic growth to government debt.

Keywords: Economic Growth, Government Debt to the Banking System, Threshold Vector Auto Regression, Spectral Analysis.

JEL: C32, H63, O47.

وضعيت نامطلوب رشد اقتصادی و بدهی دولت به نظام بانکی دو چالش مهم برای اقتصاد ایران به شمار می‌روند. با توجه به اهمیت این متغیرها در اقتصاد کلان، بررسی نحوه ارتباط بین آنها با استفاده از روش‌های نوین اقتصادستجویی می‌تواند دلالت‌های مفیدی را برای سیاست‌گذاران فراهم کند. از این‌رو، پژوهش حاضر با به کارگیری رهیافت‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و علیت طیفی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۹۳ شواهد جدیدی از ارتباط این دو متغیر را آشکار می‌کند. نتایج نشان می‌دهند که بدهی دولت به نظام بانکی اثر دوگانه و غیرخطی بر رشد اقتصادی دارد. به گونه‌ای که اگر نسبت بدهی به تولید کمتر از ۱۸/۲٪ باشد، اثرگذاری مشتقاتی بر رشد اقتصادی دارد. اما با عبور از مقدار آستانه‌ی برآورده، اثر مثبت آن بر رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند. تأثیربندی بدهی بانکی از رشد اقتصادی نیز غیرخطی و معکوس است. افزون بر این، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت رابطه‌ی علیٰ دو سویه بین این دو متغیر برقرار است. اما، در بلندمدت جریان علیت از رشد اقتصادی به بدهی بانکی دولت است.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، بدهی دولت به نظام بانکی، خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، تحلیل طیفی.

طبقه‌بندی JEL: O47, H63, C32

* نویسنده مسئول: حمید لعل خضری
E-mail: h.lalkhezri@stu.umz.ac.ir

*Corresponding Author: Hamid La'l-e-Khezri

۱- مقدمه

با مرور مطالعات مرتبط در قسمت دوم، تفاوت پژوهش حاضر با سایر مطالعات مشخص می‌شود. مرور روش‌های اقتصادسنجی به کار گرفته شده موضوع اساسی بخش سوم را تشکیل می‌دهد. نتایج تحقیق در بخش چهارم ارائه شده‌اند. با جمع‌بندی و ارائه‌ی پیشنهادهای سیاستی مقاله خاتمه پیدا می‌کند.

۲- ادبیات موضوع

اثرگذاری منفی بدھی دولت بر فعالیت‌های اقتصادی باعث شده است که سیاست‌گذاران و مقامات پولی توجه ویژه‌ای به سازوکار رابطه‌ی میان این دو متغیر داشته باشند. نحوه‌ی استنباط سرمایه‌گذاران از بدھی دولت بر اهمیت این موضوع افزوده است. زیرا، سرمایه‌گذاران نسبت بالای بدھی به تولید را ناشی از سیاست‌های متناقض می‌دانند و آن را نشانه‌ای از وقوع بیکاری بالا، رکود و کسری بودجه تلقی می‌کنند (کورتلوس و همکاران^۳: ۲۰۱۳، ۳۵).

از لحاظ نظری، هر دو مدل‌های رشد نئوکلاسیکی و درون‌زا نشان می‌دهند که سطوح بالای بدھی عمومی نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (مودیگلیانی^۴: ۱۹۶۱؛ ۷۳۰-۷۵۵؛ دیاموند^۵: ۱۹۶۵؛ ۱۱۵۰-۱۱۲۶؛ سینت پائول^۶: ۱۹۹۲؛ ۱۲۵۹-۱۲۴۳). مسیرهایی که تأثیر منفی بدھی عمومی بر رشد اقتصادی بلندمدت را تقویت می‌کنند شامل ۱- فرضیه انباشت بدھی^۷ (کروگمن^۸: ۱۹۸۸؛ ۲۵۳-۲۶۸؛ ساچز^۹: ۱۹۸۹، ۲-۲)، فرضیه محدودیت نقدینگی^{۱۰} (ماس و چیانگ^{۱۱}: ۲۰۰۳-۱۶؛ ۲۰۱۳)، ۱- اثر ازدحامی^{۱۲} (هانسن^{۱۳}: ۲۰۰۴؛ ۲۳)، ۲- کانال عدم اطمینان (کوداگنو و همکاران^{۱۴}: ۲۰۰۳؛ ۵۳۲-۵۰۳؛ کوچران^{۱۵}: ۲۰۱۱؛ ۳-۳۰) می‌باشند. همچنین برخی از اثرات مرتبط با

نحوه‌ی ارتباط میان بدھی‌های دولت و رشد اقتصادی یکی از مباحث قدیمی و در عین حال مناقشه‌آمیز در اقتصاد کلان است. اهمیت موضوع مذکور به دلالت‌های سیاستی متوجه از این رابطه باز می‌گردد. استقراض فرازینده‌ی دولت از بانک مرکزی با پولی کردن کسری بودجه همراه است. در این شرایط، سیاست پولی منفلع می‌شود و نمی‌تواند بر اهداف تعیین شده اثرگذاری مورد انتظار داشته باشد. از سوی دیگر، افزایش بدھی دولت به بانک‌ها دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات را محدود کرده و منجر به افزایش نرخ بهره‌ی بانکی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. اگر بدھی‌های دولت مانع برای رشد اقتصادی باشد، بر سیاست‌گذار فرض است در اعمال سیاست‌های انساطی که با افزایش بدھی دولت همراه هستند محظوظ باشد. اگرچه رابطه‌ی منفی بین این دو متغیر مهم اقتصاد کلان طبق اثر جانشینی از حمایت نظری الگوهای رشد نئوکلاسیک و درون‌زا برخوردار است، اما نتایج برخی از مطالعات تجربی نشان داده‌اند که در برخی از موارد کانال مذکور اهمیت خود را از دست می‌دهد (به طور مثال پانیزا و پرسپیترو^۱: ۲۰۱۲؛ ۴۸-۱). زمانی که بدھی دولت به عمل تأمین مالی پژوهه‌های عمرانی و سرمایه‌گذاری ایجاد شده باشد، اثرگذاری مثبت آن قابل تصور است. علاوه بر این، رابطه‌ی مذکور به سطح بدھی‌های دولت نیز بستگی دارد. در این راستا، دریتساکی^۲ (۲۰۱۳: ۲۵۹-۲۵۱) بیان می‌کند سطح پایین‌تری بدھی عمومی دولت به طور مثبت بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد ولی این ارتباط در سطوح بالاتر منفی می‌شود. تحقق نیافتن رشد اقتصادی هدف‌گذاری شده در برنامه‌های توسعه و بدھی بانکی دولت دو مشکل عمده در اقتصاد ایران هستند. از آنجایی که تأثیر متقابل بین این دو متغیر و تفسیر آن می‌تواند دلالت‌های مهمی در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد، پژوهش حاضر می‌کوشد درک جدیدی از رابطه‌ی میان بدھی‌های دولت و رشد اقتصادی در ایران فراهم کند. در این راستا، از رهیافت‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و آزمون علیت طیفی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۳ استفاده شده است. به منظور نیل به هدف تحقیق، ادامه‌ی مقاله به شرح زیر سامان‌دهی شده است:

3. Kourtellos et al. (2013)
 4. Modigliani (1961)
 5. Diamond (1965)
 6. Saint-Paul (1992)
 7. Debt Overhang
 8. Krugman (1988)
 9. Sachs (1989)
 10. Liquidity Constraint
 11. Moss & Chiang (2003)
 ۱۲. اثر ازدحامی (The Crowding out) به معنی ایجاد بدھی مداوم توسط دولت است که منابع مالی در دسترس بخش خصوصی را محدود کرده و موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود.
 13. Hansen (2004)
 14. Codogno et al. (2003)
 15. Cochrane (2011)

1. Panizza & Presbitero (2012)
 2. Dritsaki (2013)

اقتصادی و دارایی، ۱۳۹۵: ۸). در الگوهای نسل‌های همپوشان^۷ رشد اقتصادی، بدھی عمومی می‌تواند از طریق افزایش نرخ بهره پس انداز و انباست سرمایه و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش دهد (مودیگلیانی، ۱۹۶۱: ۱۱۲۶-۱۱۵۰؛ دیاموند، ۱۹۶۵: ۷۳۰-۷۵۵؛ بلانچارد، ۱۹۸۵: ۲۲۳-۲۴۷). در مدل‌های رشد درون‌زا بدھی عمومی یک اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد (بارو، ۱۹۹۰: ۱۲۵-۱۰۳؛ سینت پاول، ۱۹۹۲: ۱۲۵۹-۱۲۴۳). افزایش بدھی عمومی دولت از طریق کاهش آتی در مخارج دولت یا انحراف مالیاتی، اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، بدھی عمومی بالا اثربخشی مخارج عمرانی و تولیدی دولت بر رشد اقتصادی بلندمدت را محدود می‌کند (تیلیس و موسولینی، ۲۰۱۴: ۱-۱۵) همچنین با ایجاد ناطمینانی یا انتظارات سرکوب مالی آینده و افزایش نرخ بهره منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌گردد (ایبرهارت و پرسپیترو، ۲۰۱۵: ۳). پانیزا و پرسپیترو (۲۰۱۳: ۲۰۴-۱۷۵) در مطالعه‌ای نشان دادند که افزایش بدھی عمومی ممکن است رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت افزایش و در بلندمدت کاهش دهد. استدلال آنها بر این مبنای است که در کوتاه‌مدت با فرض ثابت ماندن مخارج دولت، تعییر در بدھی عمومی ناشی از تعییر در مالیات‌ها است (بدین ترتیب که درآمد مالیاتی کمتر باعث می‌شود دولت بدھی عمومی را جهت جبران کمیود درآمدی، افزایش دهد). همچنین فرض دیگر آنها این است که برابری ریکاردویی برقرار نیست. تحت این شرایط، ممکن است در کوتاه‌مدت افزایش در بدھی عمومی باعث افزایش مصرف و تولید شود (خصوصاً اگر سطح تولید کمتر از ظرفیت کامل تولید باشد). اما در بلندمدت وضعیت متفاوت است. افزایش در پس‌اندازهای بخش خصوصی ناشی از کاهش مالیات‌ها به اندازه کاهش در پس‌اندازهای دولتی نیست (زیرا مصرف کنندگان رفتار برابری ریکاردویی از خود نشان نمی‌دهند). بنابراین پس انداز و به دنبال آن سرمایه‌گذاری کاهش می‌باید. کاهش در سرمایه‌گذاری، حجم سرمایه در اقتصاد را کاهش، نرخ بهره را افزایش و بهره‌وری نیروی کار را کاهش می‌دهد (به این دلیل که حجم سرمایه نسبت به تعداد نیروی کار کاهش می‌باید). علاوه بر این حجم

ازادسازی مالی از جمله افزایش ریسک بانکی که باعث انباست بیشتر بدھی خارجی می‌شود، می‌تواند آثار منفی و شدیدی بر اقتصاد داشته باشد (ایچنگرین و بللانگ^۱، ۲۰۰۳: ۲۲۴-۲۰۵؛ نیامبو و برنارد^۲، ۲۰۱۵: ۲۴۱-۲۲۰؛ دی ویتا و همکاران^۳، ۲۰۱۸: ۵۷-۵۶).

رشد اقتصادی و بدھی دولت از طریق مسیرهای مختلفی بر یکدیگر اثر می‌گذارند. معروف‌ترین آنها، اثر جایگزینی بدھی دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. در هر دو مدل رشد نئوکلاسیکی و رشد درون‌زا، اثر جایگزینی مانع از انباست سرمایه و رشد بلندمدت اقتصادی می‌شود. بدھی دولتی از طریق انحرافات مالیاتی اثرات محربی بر رشد اقتصادی دارد (بارو، ۱۹۷۹: ۱۲۵-۱۰۳؛ دوتسی^۴، ۹۹۴: ۵۲۴-۵۰۷). با افزایش هزینه‌ی استقراض بخش خصوصی، فعالیت‌های مولد در اقتصاد کاهش می‌یابد همچنین با مکدر شدن فضای سرمایه‌گذاری و ناطمینانی در اقتصاد، درآمدهای مالیاتی دولت به طور جدی کاهش پیدا می‌کند. در این صورت، دولت برای تأمین منابع مورد نیاز با مشکل رو به رو خواهد بود (گرویتی، ۲۰۱۸: ۲-۲۰). علاوه بر این، با تشدید ناطمینانی در اقتصاد و افزایش نرخ بهره، امکان به تقویق افتادن بازپرداخت بدھی به بانک‌ها بیشتر خواهد شد که این می‌تواند برای بانک‌ها برای تخصیص بهینه منابع مشکلاتی ایجاد کند.

تداومن در بدھی و انباست آن باعث بوجود آمدن اثر ازدحامی می‌شود که کاهش وجود قابل دسترس وام گیرندگان بخش خصوصی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به دنبال دارد (دیاموند، ۱۹۶۵: ۱۱۵۰-۱۱۲۶). در کشورهای در حال توسعه با وجود بازارهای مالی کم‌عمق و دسترسی محدود بنگاه‌ها به منابع مالی بین‌المللی، اثر ازدحامی تقویت می‌شود و انباست بدھی دولت در چنین کشورهایی آثار سوء قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهد داشت. از دیگر پیامدهای تداوم بدھی عمومی، افزایش نرخ بهره است که منجر به افزایش هزینه تأمین مالی سرمایه‌گذاری و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود و در نهایت کاهش رشد اقتصادی را به همراه دارد (گزارش وزارت امور

7. Overlapping Generations Models
8. Blanchard (1985)
9. Teles & Mussolini (2014)
10. Eberhardt & Presbitero (2015)

1. Eichengreen & Leblang (2003)
2. Nyambuu & Bernard (2015)
3. De Vita et al. (2018)
4. Barro (1979)
5. Dotsey (1994)
6. Grobety (2018)

دولت عرضه دارایی‌های نقدی را افزایش می‌دهد و سرمایه گذاری‌های مولد بنگاهها را از طریق برطرف کردن محدودیت‌های مالی تسريع می‌بخشد (گروپیتی، ۲۰۱۸: ۵).

ادبیات نظری همچنین بیان می‌کند که رابطه علیّت میان رشد اقتصادی و بدھی عمومی ممکن است از رشد اقتصادی به سمت بدھی عمومی باشد که به این موضوع اشاره دارد که رشد اقتصادی پایین عامل سطوح بالاتر بدھی می‌شود (به‌طور مثال: رینهارت و همکاران، ۲۰۱۲: ۶۹-۸۶؛ بل و همکاران، ۲۰۱۵: ۴۷۲-۴۴۹) به این دلیل که در دوران رکود اقتصادی درآمدهای مالیاتی کاهش و مخارج در حال افزایش می‌باشد. با این حال، مطالعات تجربی اندکی به علیّت دو طرفه پرداخته‌اند (دی وینا و همکاران، ۲۰۱۸: ۵۷).

ایده‌ی سطح آستانه‌ای تأثیر بدھی بر رشد اقتصادی بیان می‌کند که اگر سطوح بدھی از یک مقدار مشخص آستانه‌ای فراتر رود ممکن است پیامدهای متفاوتی برای رشد اقتصادی در مقایسه با سطوح پایین‌تر بدھی داشته باشد. مطالعات تجربی نشان می‌دهند که تأثیر بدھی عمومی بر رشد اقتصادی ممکن است غیرخطی و یک سطح مطلوب بدھی وجود داشته باشد. در صورتی که ثبات مالی دارای نقطه‌ای اوج باشد و در وضعیت مخاطره‌آمیزی قرار گیرد، رابطه میان بدھی و رشد می‌تواند به صورت غیرخطی باشد. هنگامی که بدھی بیش از حد بالا نگه داشته می‌شود، افزایش بدھی می‌تواند به طور مستقیم منجر به کاهش سرمایه‌گذاری شود، زیرا سرمایه‌گذاران بر این باور هستند که درآمد حاصل از پروژه جدید باید برای تأمین بدھی‌های موجود هزینه شود (کروگمن، ۱۹۸۸: ۲۶۸-۲۵۳؛ آگویر و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۱-۱). از سوی دیگر، با توجه به افزایش میزان نسبت بدھی به GDP نرخ سود بالاتری برای جبران ریسک و خطرات پیش‌بینی شده درخواست می‌شود و این هزینه تأمین مالی پروژه سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد که در نهایت باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود (ایبرهارت و پرسیترو، ۱۵: ۲۰).

یک اتفاق نظر کلی وجود دارد و آن این است که افزایش بدھی عمومی رشد اقتصادی را تا سطح خاصی افزایش و سپس بعد از آن نقطه با افزایش بدھی‌های دولتی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (رینهارت و روگوف، ۱۰: ۲۰۱۰؛ ۵۷۸-۵۷۳).

زیاد بدھی عمومی باعث ایجاد انتظارات تورمی می‌شود. انتظارات تورمی با افزایش ناظمینانی، منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه مانع برای رشد اقتصادی می‌شود. در نتیجه، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

در حالی که ادبیات نظری بر این توافق دارد که بدھی عمومی بالا، چالش‌های اقتصادی مهمی را بوجود می‌آورد، برخی از مطالعات تجربی ارتباط مثبت رشد اقتصادی و بدھی را نشان می‌دهند. برای مثال، عباس و کریستیانسن^۱ (۲۰۱۰: ۲۵۵-۲۰۹) نشان دادند که سطوح ملایم و پایین تورم داخلی و بدھی داخلی یک اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. این اثرگذاری از طریق کانال‌هایی مانند بهبود سیاست پولی و افزایش پس‌انداز بخش خصوصی صورت می‌گیرد. همچنین در مطالعه‌ای که توسط دی لانگ و سامرز^۲ (۲۹۷-۲۳۳) انجام گرفت، در صورتی که سیاست مالی انسباطی منجر به خروج از رکود شود، می‌توان انتظار داشت رشد اقتصادی به طور مثبت تحریک شود.

بدھی دولتی می‌تواند از طریق افزایش دارایی‌های نقدی باعث افزایش رشد اقتصادی شود. این به مسیر نقدینگی معروف است که از طریق آن بدھی‌های دولتی می‌تواند سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را از طریق برطرف کردن محدودیت‌های مالی افزایش دهد (به‌طور مثال: وودفورد، ۱۹۹۰: ۳۸۲-۳۸۸؛ هولمستروم و تیروول، ۱۹۹۸: ۴۰-۱) و در نتیجه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (گروپیتی، ۲۰۱۸: ۳).

الگوهایی که وودفورد (۱۹۹۰: ۳۸۸-۳۸۲) و هولمستروم و تیروول (۱۹۹۸: ۱-۴۰) برای بررسی کanal نقدینگی ارائه کردند دارای دو ویژگی کلیدی هستند. اولین ویژگی کلیدی، همزمانی میان دسترسی بنگاه‌های اقتصادی و نیاز برای نقدینگی آنها است. به دلیل نقص بازار مالی، بنگاه‌ها دارایی مالی نقدی را برای برطرف کردن این مسئله و تأمین نیازهای آینده خود نگه می‌دارند. دومین ویژگی، خاصیت نقدشوندگی بدھی دولت است. بنگاه‌ها از بدھی عمومی به عنوان یک دارایی که قابلیت نقدشوندگی بالایی دارند به عنوان یک وثیقه با ارزش نگه‌داری می‌کنند. کanal نقدینگی به این صورت عمل می‌کند که بدھی

5. Bell et al. (2015)

6. Aguiar et al. (2009)

7. Reinhart & Rogoff (2010)

1. Abbas & Christiansen (2010)

2. Delong & Summers (2012)

3. Woodford (1990)

4. Holmstrom & Tirole (1998)

نظر به اهمیت رابطه‌ی میان بدھی دولت و رشد اقتصادی، بررسی این مهم موضوع مطالعات متعدد داخلی و خارجی بوده است. در ادامه اهم آنها مرور شده است. معیار تقسیم‌بندی مطالعات رهیافت به کار گرفته شده است.

۱-۱-۲- رابطه خطی میان بدھی عمومی و رشد اقتصادی

سلمانی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت بدھی‌های دولتی بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. ایشان با استفاده از داده‌های دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۴ و مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی^۴ به این نتیجه دست یافتند که نسبت بدھی به GDP بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد و همچنین این تأثیر در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵).

چهرازی مدرسه و نجاتی در مقاله‌ای با عنوان "اثر بدھی‌های عمومی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی در ایران" به این موضوع می‌پردازند که بدھی‌های عمومی دولت و بهره‌وری کل بر رشد اقتصادی چگونه تأثیر می‌گذارند. برای این منظور با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۳۵۹-۱۳۹۱ به این نتایج دست یافتند که صادرات و بهره‌وری کل عوامل تولید در کوتاه‌مدت روی رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری دارند. این در حالی است که بدھی داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر منفی و بدھی خارجی در بلندمدت اثر مثبتی بر روی رشد اقتصادی دارند (چهرازی مدرسه و نجاتی، ۱۳۹۶: ۷).

فرربا^۵ رابطه رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه و بدھی دولتی را برای ۲۰ کشور عضو OECD طی دوره ۱۹۸۸-۲۰۰۱، مورد مطالعه قرار داد. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو^۶ نشان دهنده رابطه علی دوطرفه میان رشد GDP حقیقی سرانه و بدھی است (فرربا، ۱۳۹۶: ۱).

آمارو و همکاران^۷ ارتباط میان بدھی خارجی، بدھی‌های داخلی و رشد اقتصادی را در کشور نیجریه مورد بررسی قرار دادند. ایشان با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۰ و

4. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

5. Ferreira (2009)

6. Toda & Yamamoto (2013)

7. Umaru et al. (2013)

سطوح پایین، بدھی می‌تواند رشد اقتصادی را از طریق فراهم کردن سرمایه مورد نیاز افزایش دهد. با این وجود افزایش بدھی فراتر از یک نقطه خاص، منجر به نرخ رشد پایین و احتمالاً منفی می‌شود. این ارتباط میان بدھی و رشد اقتصادی که به صورت U وارون نشان داده می‌شود به عنوان منحنی لافر شناخته می‌شود (موبونگا و روکس، ۱۰۲-۱۰۳: ۲۰۱۵). مطابق با این استدلال‌ها، ادبیات تجربی نیز وجود یک سطح آستانه نسبت بدھی به GDP را تأیید می‌کند.^۸ با این حال وجود یک نقطه اوج به این معنا نیست که باید در همه کشورها مقدار مشابهی داشته باشد. برای مثال، گواش و همکاران^۹ (۲۰۱۳: ۳۰-۴۰) حد بدھی را به عنوان سطحی از بدھی تعریف می‌کنند که فراتر از آن پرداخت بدھی مالی با شکست مواجه می‌شود و نشان می‌دهد که حد بدھی تابعی از شرایط ساختاری و رشد GDP کشور است (ایبرهارت و پرسیترو، ۲۰۱۵: ۵).

گواش و همکاران (۲۰۱۳: ۳۰-۴۰) در مطالعه خود با استفاده از یک نمونه ۲۳ کشور توسعه یافته طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۰ میلادی وجود یک رابطه غیرخطی ضعیف میان تعادل اولیه و بدھی عمومی را نشان می‌دهد. نتایج مطالعه حاکی از این است که در سطوح پایین بدھی رابطه میان تعادل اولیه و بدھی وجود ندارد و یا حتی کمی منفی است. با افزایش میزان بدھی، تعادل اولیه نیز افزایش می‌یابد اما در نهایت واکنش آن ضعیف می‌شود و در واقع در سطوح بسیار پایین بدھی کاهش می‌یابد.

اثر بدھی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن میزان بدھی و ساختار اقتصادی کشورها متفاوت است. اگر افزایش بدھی منجر به بی‌انضباطی مالی نشود، می‌تواند عاملی مثبت در جهت افزایش رشد اقتصادی باشد در غیر اینصورت انباست بدھی و افزایش آن موجب بی‌ثباتی مالی شده و تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (گزارش وزارت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۹۵: ۹).

۱-۲- مطالعات پیشین

1. Mupunga & Roux (2015)

۲. از جمله این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره نمود: کومر و وو، ۲۰۱۰؛ سچتی و همکاران، ۲۰۱۱؛ چجریتا و روتر، ۲۰۱۲، گرین لاو و همکاران، ۲۰۱۳

3. Ghosh et al. (2013)

نوظھور و پیش‌رفته منفی و معنادار بوده است (کومار و وو، ۲۰۱۰: ۱).

سچتی و همکاران^۷ در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدھی بر رشد اقتصادی ۱۸ کشور عضو OECD طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد، هنگامی که نسبت بدھی دولتی به GDP بالاتر از سطح آستانه‌ای ۸۵ درصد قرار می‌گیرد رشد اقتصادی را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد (سچتی و همکاران، ۲۰۱۱: ۱).

وستفال و روتر^۸ به بررسی رابطه غیرخطی میانگین بدھی دولتی و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۰ برای ۱۲ کشور منطقه یورو پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که فراتر از محدوده ۹۰-۱۰۰ درصد از نسبت بدھی به GDP، نسبت بدھی دولت به تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین اثر منفی بدھی بالا بر رشد اقتصادی ممکن است از سطح تقریبی ۷۰-۸۰ درصد از تولید ناخالص داخلی شروع شود (وستفال و روتر، ۲۰۱۲: ۱۳۹۲).

باقام و همکاران^۹ در مطالعه‌ای با عنوان "بدھی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از کشورهای حوزه یورو" به بررسی رابطه غیرخطی میان نسبت بدھی دولت به GDP و رشد اقتصادی برای ۱۲ کشور حوزه یورو برای دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که تأثیر کوتاه مدت بدھی به GDP مثبت و معنی‌دار است اما هنگامیکه نسبت بدھی به GDP فراتر از ۶۷ درصد می‌رود این اثر کاهش می‌یابد تا از بین برود. علاوه بر این، در صورت افزایش نسبت بدھی به GDP به سطح بالاتر ۷۰ درصد، نرخ بهره بلندمدت نیز افزایش می‌یابد (باقام و همکاران، ۲۰۱۳: ۸۰۹).

ایجرت^{۱۰} با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای غیرخطی به بررسی رابطه میان بدھی عمومی و رشد اقتصادی در میان ۴۱ کشور مجموعه‌ای از کشورهای توسعه یافته و نوظھور طی دوره زمانی ۱۹۴۶-۲۰۰۹ می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که همبستگی منفی میان نسبت بدھی عمومی و رشد اقتصادی در سطوح بسیار پایین بدھی عمومی میان ۲۰٪ و ۶٪ از تولید ناخالص داخلی آغاز می‌شود (ایجرت، ۲۰۱۵: ۲۰۱۵).

استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱ به این نتیجه دست یافتند که بدھی داخلی تأثیر مثبت و بدھی خارجی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (آمارو و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۰).

بال و راتس^۲ در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدھی بر رشد اقتصادی هندوستان بین سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۱ پرداختند. آنها در این مطالعه با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت، بدھی دولت و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد (بال و راتس، ۲۰۱۴: ۲۹۲).

آجووین و ناوارو^۳ به بررسی رابطه علی میان بدھی و رشد اقتصادی در ۱۶ کشور عضو OECD پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۹ و آزمون علیت گرنجری تودا و یاماوتو به این نتیجه رسیدند که بدھی دولتی علیت رشد GDP واقعی نمی‌باشد (آجووین و ناوارو، ۲۰۱۵: ۶۶).

کوریهارا^۴ در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدھی عمومی بر رشد اقتصادی کشور ژاپن طی دوره ۱۹۹۰:۱-۲۰۱۴:۱ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از الگوهای گشتاورهای تعیین‌یافته^۵ و حداقل مربعات معمولی بیانگر این است که تأثیر بدھی عمومی بر رشد اقتصادی در ژاپن منفی و معنی‌دار بوده است (کوریهارا، ۲۰۱۵: ۴۵).

۲-۱-۲. رابطه غیرخطی میان بدھی عمومی و رشد اقتصادی

کومار و وو^۶ (۲۰۱۰: ۱) نحوه اثرگذاری بدھی عمومی بالا بر رشد اقتصادی بلندمدت را بررسی کردند. برای این منظور، از داده‌های ۳۸ اقتصاد منتخب پیشرفت و نوظھور طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۷ استفاده کردند. نتایج مطالعه نشان دهنده وجود رابطه معکوس میان بدھی و رشد اقتصادی در میان اقتصادهای نوظھور و پیشرفت است که تأثیر آن در اقتصادهای پیشرفت نسبتاً کمتر است. همچنین نتایج کار ایشان نشان می‌دهد در سطوح بالاتر از ۹۰ درصد نسبت بدھی دولتی به GDP، تأثیر نسبت بدھی به GDP بر رشد اقتصادی برای اقتصادهای

1. Ordinary Least Squares (OLS)

2. Bal & Rath (2014)

3. Ajovín & Navarro (2015)

4. Kurihara (2015)

5. Generalized Method of Moments (GMM)

6. Kumar & Woo (2010)

7. Cecchetti et al. (2011)

8. Westphal & Rother (2012)

9. Baum et al. (2013)

10. Egert (2015)

و رشد اقتصادی در ۲۳ اقتصاد پیش رفته طی دوره زمانی ۱۹۵۶-۲۰۰۳ می‌پردازند. نتایج حاصل از این مطالعه بیان گر این است که هنگامی که سطح بدھی عمومی بیش از ۹۰ درصد از تولید ناخالص داخلی باشد، رابطه معنی‌دار منفی میان بدھی عمومی و رشد اقتصادی ظاهر می‌شود (آش و همکاران، ۱۷: ۲۰).

دی و بینا و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیٰ غیرخطی دوطرفه میان بدھی و نرخ رشد GDP برای ۱۰ کشور عضو اتحادیه اروپا به همراه کشورهای آمریکا، انگلستان و ژاپن برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون علیٰت گرجی تودا و یاماوتو نشان می‌دهد که رابطه علیٰ دوطرفه میان بدھی و رشد اقتصادی برای اکثر کشورهای نمونه بسیار ضعیف است. همچنین رابطه علیٰت دوطرفه تنها برای کشور اتریش مشاهده شده است، در حالی که برای کشورهای فرانسه، لوکزامبورگ و پرتغال تنها علیٰت از سمت بدھی به رشد اقتصادی است. در فنلاند، اسپانیا و ایتالیا رابطه علیٰ در کوتاه‌مدت از رشد اقتصادی به بدھی است. همچنین نتایج مقاله فرضیه علیٰت دوطرفه میان بدھی و رشد اقتصادی را نمی‌تواند تأیید کند (دی و بینا و همکاران، ۱۸۰-۲۰۵).

کارادام^۵ در مقاله ای با عنوان "بررسی اثرات غیرخطی بدھی بر رشد اقتصادی" به بررسی اثرات آستانه‌ای میان بدھی و رشد اقتصادی برای انواع مختلف بدھی (بدھی داخلی و خارجی) می‌پردازد. وی با استفاده از داده‌های پانل ۱۳۵ کشور که شامل ۲۴ کشور صنعتی و ۱۱۱ کشور در حال توسعه در طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۲ و مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) به این نتیجه رسید که ارتباط غیرخطی میان بدھی و رشد اقتصادی به ساختار بدھی بستگی دارد. همچنین نتایج حاصل از مدل بیان می‌کند که اثر بلندمدت بدھی بر رشد اقتصادی کشورهای صنعتی و در حال توسعه از مثبت به منفی به تدریج تغییر می‌کند و با افزایش میزان تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بدھی بر رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. علاوه بر این سطح آستانه نسبت بدھی به GDP برای کشورهای در حال توسعه و کشورهای صنعتی به ترتیب ۱۰۶ درصد و ۸۸ درصد است (کارادام، ۲۰۱۸).

این ایجادهای غیرخطی، میان بدهی، بانکی، دولت و رشد اقتصادی

دی سانزو و بلا^۱ رابطه نسبت بدهی به GDP و رشد اقتصادی را برای ۱۲ کشور منطقه یورو طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۲ بررسی کرده‌اند. آنها در این مطالعه با استفاده از آزمون علیّت گنجیری خطی پارامتری و غیرخطی غیرپارامتری به این نتیجه رسیدند که یک رابطه علیّی یک طرفه از بدهی به رشد اقتصادی برای کشورهای اسپانیا و پرتغال است. همچنین بین نسبت بدهی به GDP و رشد اقتصادی برای کشورهای بلژیک، آلمان، یونان، ایرلند و ایتالیا رابطه علیّی دوطرفه وجود دارد. نتایج دیگر این تحقیق حاکی از نبود رابطه علیّت بین نسبت بدهی به GDP و رشد اقتصادی برای کشورهای اتریش، فرانسه، لوکزامبورگ و هلند است. همچنین برای فرانسه یک رابطه علیّی یک طرفه از رشد تولید ناخالص داخلی به نسبت بدهی به GDP در بازه زمانی کوتاه‌تر ۱۹۷۷-۲۰۱۲ نشان داده شده است (دی سانزو و بلا، ۲۰۱۵: ۶۳۱).

موپانگا و روکس در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدهی عمومی و رشد اقتصادی در کشور زیمبابوه در دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۲ پرداختند. در این مقاله با آزمون وجود یک منحنی لافر به بررسی وجود سطح آستانه‌ای بدهی به رشد اقتصادی می‌پردازند. نتایج تحقیق حاکی از وجود یک رابطه U شکل معکوس میان بدهی عمومی و رشد اقتصادی در کشور زیمبابوه است. سطح آستانه‌ای بدهی عمومی نسبت به GDP بین ۴۵ تا ۵۰ درصد برآورد شده است (موپانگا و روکس، ۲۰۱۵: ۱۰۱). پوئیگ^۲ و ریورو در مطالعه‌ای به بررسی وجود رابطه علی دو طرفه میان بدهی و رشد اقتصادی برای کشورهایی که در دو اتحادیه اقتصادی اروپا و اتحادیه پولی وجود دارند پرداختند. نتایج این تحقیق با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی^۳ و داده‌های دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۳ نشان می‌دهد که میان رشد اقتصادی پایین و بدهی دولتی در کشور اسپانیا ارتباط معنی دارد. برای کشورهای بلژیک، یونان، ایتالیا و هلند بالاتر از سطح آستانه‌ای فاصله‌ای ۵% تا ۱۰۳٪ بدهی دولتی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد (پوئیگ و ریورو، ۲۰۱۵).

آش و همکاران^۴ به ارزیابی جامعی از رابطه بدھی عمومی

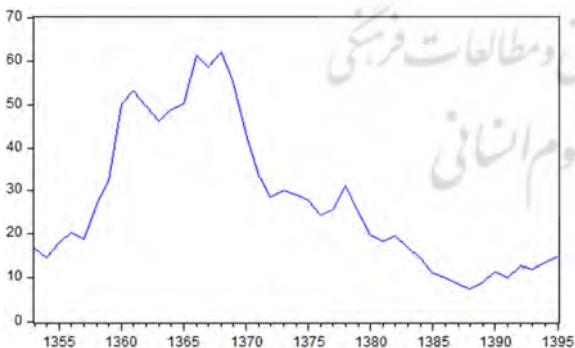
- 1. Di Sanzo & Bella (2015)
 2. Puig & Rivero (2015)
 3. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)
 4. Ash et al. (2017)

اقتصادسنجی استفاده شده در تحقیق مرور شده‌اند.

نمودار (۱) سری زمانی نسبت بدھی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی را به تصویر کشیده است.

بدھی دولت به بانک مرکزی فراز و فرودهای متعددی را طی چهار دهه‌ی اخیر تجربه کرده است. استقرار دولت از بانک مرکزی برای جبران کسری بودجه از سال ۱۳۵۸ آغاز شد و تا اوایل دهه‌ی ۱۳۷۰ استمرار داشت. بر اساس ماده‌ی ۶۹ قانون برنامه‌ی سوم توسعه‌ی کشور (۱۳۸۳ - ۱۳۷۹) مقرر شد دولت لایحه‌ی بودجه‌های سالانه را به گونه‌ای تنظیم کند تا کسری احتمالی از طریق استقرار از نظام بانکی و بانک مرکزی تأمین نشده باشد. بند "ب" ماده‌ی ۳ قانون برنامه چهارم توسعه‌ی کشور (۱۳۸۸ - ۱۳۸۴)، تأمین کسری بودجه از طریق استقرار از بانک مرکزی و نظام بانکی را منع کرد.

از اواسط دهه ۱۳۸۰ تا اوایل دهه ۱۳۹۰، افزایش درآمدهای نفتی و رونق ناشی از آن منجر شد این نسبت تغییر بسیار زیادی را تجربه کند. اگرچه در پی سیاست‌های دولت‌های نهم و دهم و با طرح‌های مسکن مهر و بنگاه‌های زودبازد بدهی دولت با افزایش رو به رو بود. ویژگی مهم بدهی دولت به نظام بانکی طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۲، کاهش‌های قابل توجهی در بدھی مؤسسات دولتی رخ داد اما بدھی دولت به بانک مرکزی نرخ رشد مثبت را تجربه کرد. با کاهش درآمدهای نفتی و مشکل رکود در سال‌های ابتدایی دهه‌ی ۱۳۹۰، نسبت بدھی‌های دولت به نظام بانکی آهنگ صعودی در پیش گرفت.



در ایران از کانون توجه‌ها به دور بوده است. به گونه‌ای که تنها موضوع یک مطالعه بوده است. وزارت امور اقتصادی و دارایی (۱۳۹۵-۱۳۹۲) در گزارشی به بررسی تأثیر بدھی بانکی بخش دولتی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۶۵ پرداخته است. نتایج برآوردها حاکی از آن است که نسبت بدھی بانکی به GDP در ایران اگر در محدوده‌ی ۱۸ درصد قرار گیرد، به عنوان محرك اقتصادی از بیشترین تأثیر بر ارتقای رشد اقتصادی برخوردار خواهد بود.

مطالعات پیشین با چند محدودیت مواجه هستند. نخست این که در مطالعات غیرخطی عمدتاً تک معادله برآورد شده است. این نحوه‌ی برآورد با مشکل درون‌زایی مواجه است. زیرا، اثرگذاری رشد اقتصادی بر بدھی دولت مورد حمایت مبانی نظری و مطالعات تجربی است. این مشکل، زمانی که تعداد متغیرهای توضیحی بیش تر می‌شوند به صورت جدی تر مطرح خواهد شد. برای رفع این چالش، در پژوهش حاضر از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای استفاده شده است تا رابطه‌ی مقابله مغایرها اصلی تحقیق بررسی شود. علاوه بر این، تمرکز مطالعات معطوف به حوزه زمان بوده است و پویایی‌های رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و بدھی دولت به نظام بانکی در حوزه‌ی فرکانس مغفول مانده است. از این‌رو، پژوهش حاضر آزمون علیّت طیفی را به کار گرفته تا جریان علیّت میان رشد اقتصادی و بدھی دولت به نظام بانکی در افق‌های مختلف بررسی شود.

۳- روش‌شناسی

برای تأمین هدف پژوهش، از الگوهای خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و علیّت طیفی استفاده شده است. در الگوی اول، از سه متغیر نسبت بدھی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی، تورم و رشد اقتصادی (به قیمت ثابت و بدون نفت) طی سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۹۵ استفاده شده است. برای تحلیل در حوزه‌ی فرکانس، آزمون علیّت طیفی میان نسبت بدھی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های فصلی ۱-۱۳۹۵:۴ (به قیمت ثابت و بدون نفت) به کار گرفته شده است. داده‌های استفاده شده از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند. در این بخش، نخست تصویر مختصری از متغیرهای اصلی تحقیق ارائه می‌شود. سپس، رهیافت‌های

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن Y_t دربردارندهٔ بردار متغیرهای درون‌زا A ماتریس پارامتر، α پارامتر ثابت و p نشان‌دهندهٔ طول وقفه‌های پهینه متغیرهای درون‌زا و ε_t بردار اجزای اخلال هستند. وابستگی بین متغیرها توسط توابع عکس‌العمل اندازه‌گیری شده که واکنش متغیرهای درون‌زا را به شوک‌های وارد بر ε_t نشان می‌دهند.

الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای حالت خاصی از الگوی خودرگرسیون برداری است که در آن متغیرها بسته به مقادیر آستانه – در این پژوهش متغیر آستانه نسبت بدھی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی است – بین رژیم‌ها حرکت می‌کنند. در صورت وجود یک آستانه و درنتیجه وجود دو رژیم، می‌توان رابطهٔ (۱) را به صورت یک مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای دو رژیم به صورت زیر نوشت:

(۲)

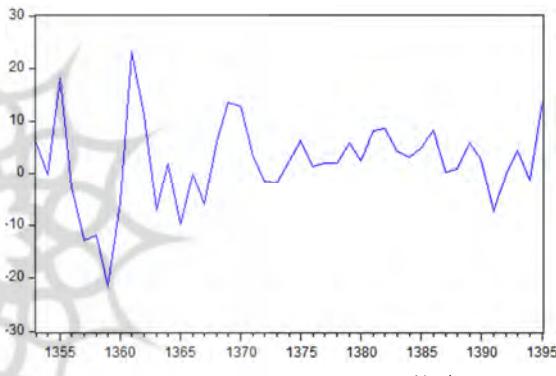
$$Y_t = I[C_{t-d} \leq \gamma] (\alpha^1 + \sum_{i=0}^p A_i^1 Y_{t-i}) + I[C_{t-d} \geq \gamma] (\alpha^2 + \sum_{i=0}^p A_i^2 Y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

که C متغیر آستانه و γ مقدار آستانه هستند؛ [۱]. تابع شاخص مجازی است که در صورت $\gamma \leq C_{t-d}$ متغیر آستانه‌ای با وقفه غیر این صورت صفر می‌باشد؛ C_{t-d} مقدار آن یک و در توسط d دوره است. در تحقیق حاضر، Y_t در بردارنده نسبت بدھی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی، تورم و رشد اقتصادی است.^۱

۳-۲- علیت طیفی

سلا (۲۰۰۸: ۴۳۱-۴۴۴) بیان می‌کند وقتی متغیر X علت متغیر Y به شمار می‌رود که اطلاعاتی در رابطه با متغیر Y در آینده داشته باشد به گونه‌ای که اطلاعات مذکور در مقادیر گذشته متغیر Y وجود نداشته باشد. چون این امکان وجود دارد که رابطه‌ی علی در کوتاه‌مدت متفاوت از بلندمدت باشد، ضروری است رابطه‌ی علیت در حوزه‌ی فرکانس بررسی شود. برای این منظور، از طریق تجزیه‌ی متغیرها در فرکانس‌های

تولید با توجه به بی‌ثباتی دوره انقلاب و پس از آن آغاز جنگ ایران و عراق، ادامه پیدا کرد. پس از سال ۱۳۶۷ به دنبال سیاست‌های تعديل ساختاری میانگین رشد اقتصادی افزایش یافت. در اوخر دههٔ ۱۳۷۰ و سال‌های پس از آن، تنظیم و اجرای سیاست‌های معطوف به نقدینگی بخش‌های تولیدی به ویژه بخش خصوصی و ادامه روند جهت‌گیری سیاست‌های کلان اقتصادی با هدف رشد تولید و اشتغال در فضای توأم با تورم محدود باعث شد رشد اقتصادی به ثبات نسبی دست پیدا کرده و به طور میانگین افزایش پیدا کرد. افزایش درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد باعث بروز رونق نسبی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۸ شد. سپس، به دنبال اعمال تحریم‌های بین‌المللی رشد اقتصادی از سال ۱۳۸۹ با کاهش و بی‌ثباتی مواجه شد.



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق

۳-۱- الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بخشی از الگوهای خطی با ماتریس‌های خودرگرسیون متفاوت در هر رژیم هستند. این رژیم‌ها از طریق یک متغیر انتقال که یا یکی از متغیرهای درون‌زا و یا یکی از متغیرهای برون‌زا است، تعیین می‌شود. به عبارت دیگر، مدل الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای از طریق جدادسازی مشاهدات به رژیم‌های مختلف برحسب یک متغیر انتقال مدل‌سازی می‌شود. به این صورت که در طول هر رژیم، سری‌های زمانی موجود به واسطهٔ یک مدل خطی توصیف می‌شوند (غلامی و هژبرکیانی، ۱۳۹۴: ۱۳۱).

در حالت کلی الگوی خودرگرسیون برداری از مرتبهٔ p به صورت زیر است:

(۱)

۱. با توجه به هدف تحقیق و به منظور صرفه‌جویی در تعداد صفحات، سایر توابع عکس‌العمل ارائه نشده است. در صورت نیاز خوانندگان محترم و مکاتبه با نویسنده مسئول، نتایج مذکور ارسال خواهند شد.

2. Sella (2008)

(۵)

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_{11}(L) & \psi_{12}(L) \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix}$$

که در آن $L = a, b = 1, 2, \psi_{ab}(L)$ به عنوان عملگر چندجمله‌ای و η_{1t} و η_{2t} تکانه‌های متعمد هستند. اگر $\psi_{12}(L)$ مخالف صفر باشند علت گرنجر از متغیر x به متغیر y می‌باشد. معیار گویکی و هاسویا به شرح زیر است:

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left(\frac{2\pi f_x(\omega)}{\left| \psi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2} \right) = \log \left(\frac{\left| \psi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2 + \left| \psi_{12}(e^{-i\omega}) \right|^2}{\left| \psi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2} \right) \quad (6)$$

$$M_{x \rightarrow y}(\omega) = \log \left(1 + \frac{\left| \psi_{12}(e^{-i\omega}) \right|^2}{\left| \psi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2} \right)$$

در شرایطی که $\psi_{12}(L)$ صفر باشد، متغیر x در فرکانس ω ، علت متغیر y نیست. می‌توان معیار علیت را برای سیستم‌هایی با ابعاد بیشتر نیز تعیین داد. همچنان، فرضیه‌ی VAR با محدودیت خطی بر الگوی $M_{\mu \rightarrow \pi}(\omega) = 0$ همارز است و معناداری آن با یک آزمون F متداول قبل ارزیابی است (بریتنونگ و کنделان، ۱۹۰۶؛ ۳۶۴-۳۶۶؛ زمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵-۱۲۴).

۴- نتایج برآورده مدل

۱- نتیجه آزمون پایایی

اهمیت پایایی سری‌های زمانی در مطالعات رگرسیونی به این دلیل است که در بسیاری از مواقع، برآورد کننده‌هایی که در نمونه‌های بزرگ به طور نسبی دارای توزیع نرمال فرض می‌شوند، در صورت ظاهر شدن متغیرهای ناپایا در مدل، فرض نرمال بودن توزیع برآورده کننده را مردود می‌سازد. به همین دلیل، ویژگی‌های این سری‌های زمانی نقش تعیین کننده‌ای در انتخاب روش برآورد و نحوه استنباط آماری خواهند داشت. بنابراین، نخستین اقدام برای تخمین مدل اقتصادستنجی تعیین درجه‌ی جمعی سری‌های تحت بررسی است. نظر به این اهمیت، آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعیین یافته برای متغیرهای تحقیق به کار گرفته شد. نتایج این آزمون در جدول

پایین و بالا می‌تواند به روشن شدن روابط علی و واکنش بین متغیرهای اقتصادی و در چارچوب تحلیل طیفی به کار آید.

در تحلیل طیفی فرض می‌شود سری زمانی $\{Y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ مجموعه‌ای از مشاهدات است که بر حسب تاریخ فهرست شده‌اند و ویژگی‌های آن به طور کلی در حوزه‌ی زمانی خاصی مدنظر است. یعنی مقدار متغیر y در زمان t به شکل زیر ارائه می‌شود:

(۳)

$$Y_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$$

که در آن $\{Y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ توالی‌ای از نوآوری‌ها و میانگین μ است. تحلیل طیفی با شناسایی الگوهای چرخه‌ای داده‌ها ارتباط دارد و هدف مهم آن تجزیه‌ی سری‌های اصلی به جمع نامحدودی از توابع دوره‌ای است که هر کدام دامنه‌ی فرکانسی متفاوتی ω بین صفر تا π دارد. این مفهوم از تحلیل طیفی بر پایه‌ی این قضیه است که هر روبه از فرایند مانایی کوواریانس^۱

$\{Y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ به صورت زیر بیان می‌شود:

(۴)

$$Y_t = \mu + \int_0^\pi \alpha(\omega) \cos(\omega t) d\omega + \int_0^\pi \beta(\omega) \sin(\omega t) d\omega$$

که در آن هر فرکانس ω مطابق با افق زمانی خاص T به صورت $T = 2\pi/\omega$ تعریف می‌شود. $\alpha(\omega)$ و $\beta(\omega)$ نیز وزن هستند که به صورت متغیر تصادفی با میانگین صفر ظاهر می‌شوند. این بدین معناست که Y_t تابع دوره‌ای با فرکانس ω یا با دوره‌ی T است و در واقع رابطه‌ی بالا نشان دهنده‌ی تبدیل فوریه^۲ است که با استفاده از آن داده‌ها به حوزه‌ی فرکانسی تبدیل می‌شوند. با توجه به تعریف فرکانس $\omega = 2\pi/T$ (یا $\omega = 0.5\pi/\tau$) اگر $\tau = T$ باشد، آن گاه $\omega = 2\pi/T$ (یا $\omega = 0.5\pi/\tau$) باشد. چهار برابر می‌شود (زمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵-۱۲۴).

معیارهای علیت در حوزه‌ی فرکانس توسط گویکی^۳ (۱۹۸۶: ۶-۱۹۸۶) و هاسویا^۴ (۱۹۹۱: ۴۳۱-۴۴۴) مطرح شدند. آزمون علیت در حوزه‌ی فرکانس بر اساس یک الگوی خودرگرسیونی برداری دو متغیری است. نقطه‌ی شروع میانگین متحرک ارائه شده در یک سیستم به صورت زیر است:

1. Covariance - Stationary Process

2. Fourier Transform

3. Geweke (1986)

4. Hosoya (1991)

مقدار بحرانی در سطح ۵٪ بزرگ‌تر است، می‌توان گفت متغیر مذکور نیز رشد اقتصادی در سطح پایا است. بنابراین، بررسی پایابی برای تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها و آزمون هم‌جمعی ضرورت ندارد.

۴-۲- نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

اولین گام در برآورد الگوهای آستانه‌ای، آزمون وجود اثرات غیرخطی بین متغیرها و تخمین مقدار آستانه (ها) است. در این تحقیق از آزمون نسبت راستنمایی استفاده شد. جدول (۳) نتایج این آزمون را به طور خلاصه بیان می‌کند.

جدول ۳. نتیجه آزمون غیرخطی بودن الگو

نتیجه	سطح احتمال	آماره‌ی آزمون	فرضیه‌ها
عدم پذیرش H_0	.۰/۰۰	۳۴۸/۷۶	: الگوی VAR (یک رژیم) : الگوی TVAR با یک آستانه (دو رژیم)
عدم پذیرش H_0	.۰/۰۰	۶۴۴/۲۱	: الگوی VAR (یک رژیم) : الگوی TVAR با دو آستانه (سه رژیم)
پذیرش H_0	.۰/۳۳	۲۹۵/۴۸	: الگوی TVAR با یک آستانه (دو رژیم) : الگوی TVAR با دو آستانه (سه رژیم)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این آزمون‌ها سطح احتمال و مقادیر بحرانی به پیروی از لو و زیوت^۲ (۲۰۰۱) توسط فرآیند بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار شبیه سازی، محاسبه شده است. متغیر انتقال نیز بر اساس هدف تحقیق، نسبت بدھی دولت به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شد.

مطابق با جدول فوق؛ اولاً، فرضیه‌ی وجود اثرات خطی را نمی‌توان پذیرفت؛ ثانیاً، برای برآورد رابطه‌ی (۲)، فرضیه‌ی وجود یک آستانه را نمی‌توان رد کرد. از این‌رو، الگوی تحقیق با در نظر گرفتن یک آستانه و دو رژیم متفاوت برآورد می‌شود. از آنجایی که متغیر مجازی در رابطه‌ی (۲) ناپیوسته است، تخمین پارامتر آستانه واضح نبوده و تخمین یک برآوردگر حداقل کننده مجموع مربعات یا حداقل کننده لگاریتم راستنمایی از راه روش‌های بهینه‌سازی معمول میسر نیست.

(۱) به طور خلاصه ذکر شده است.^۱

بر اساس جدول ۱، آماره‌ی آزمون برای رشد اقتصادی و تورم در هر دو حالت بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی است. بنابراین، متغیرهای مذکور در سطح پایا هستند.

جدول ۱. نتیجه‌ی آزمون ریشه‌ی واحد

متغیر	آماره‌ی آزمون	سطح احتمال	با عرض از مبدأ و بدون روند ^{**} بر روند*	با عرض از مبدأ و بدون روند*
				آماره‌ی آزمون
Debt (فصلی)	-۰/۰۸	.۰/۷۲	-۲/۴۲	.۰/۳۶
Debt (سالانه)	-۲/۹۳	.۰/۷۶	-۲/۷۶	.۰/۲۲
Growth (فصلی)	-۵/۰۴	.۰/۰۰	-۶/۰۷	.۰/۰۰
Growth (سالانه)	-۴/۴۹	.۰/۰۰	-۴/۶	.۰/۰۰
Inflation	-۴/۷۵	.۰/۰۰	-۴/۶۴	.۰/۰۰

ملاحظات: * و ** مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪ برای تواتر فصلی و سالانه به ترتیب ۲/۸۸، ۳/۴۴، ۲/۹۳ و ۳/۵۲ هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که آماره‌ی آزمون برای بدھی دولت از مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ کوچک‌تر می‌باشد، این متغیر در سطح پایا نیست. به دلیل اینکه وجود شکست ساختاری در یک سری زمانی باعث ناپایا بودن آن در سطح می‌شود، آزمون پایابی برای متغیر مذکور با لحاظ شکست ساختاری آنجام شد. جدول (۲) نتایج این آزمون را به طور خلاصه بیان می‌کند.

جدول ۲. نتیجه‌ی آزمون شکست ساختاری

متغیر	زمان شکست	نوع شکست	آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی
Debt (فصلی)	۱۳۶۷Q1	عرض از مبدأ و شیب	-۵/۶۴	-۵/۱۷
Debt (سالانه)	۱۳۷۹	عرض از مبدأ و شیب	-۶/۲۳	-۵/۱۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که آماره‌ی آزمون برای بدھی دولت در هر دو تواتر از

۱. نرخ رشد اقتصادی از داده‌های تعديل فصلی شده‌ی تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است. متغیر بدھی دولت نیز طبق آزمون HEGY فاقد ریشه‌ی واحد فصلی در تواترهای متفاوت بود.

اقتصادی در سال اول به طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد. اما، از دوره‌ی دوم به بعد واکنش شدیدتری در جهت عکس داشته و به طور منفی تأثیر می‌بذیرد. تفاوت مهم دیگر، طولانی بودن اثرگذاری منفی نسبت بدھی به تولید بر رشد اقتصادی در رژیم بالا است. به گونه‌ای که اثر یک تکانه‌ی مثبت ماندگاری بیشتری دارد.

با توجه به نتیجه‌ی به دست آمده می‌توان گفت ایجاد بدھی دولت به نظام بانکی تا سقف $18/8\%$ می‌تواند موجب رشد اقتصادی شود. اما با استمرار ایجاد بدھی و عبور آن از حد آستانه‌ی تعیین شده اثر معکوس و مخرب آن بر رشد اقتصادی پدیدار می‌شود. افزایش بدھی دولت به نظام بانکی همواره یکی از منابع ایجاد کننده‌ی تورم در اقتصاد ایران محسوب می‌شود. بنابراین، علت معکوس شدن اثرگذاری بدھی‌های دولت پس از آستانه را می‌توان بروز تورم دانست. به عبارت دیگر، اگر بدھی دولت به نظام بانکی از آستانه‌ی $18/8\%$ بگذرد، به علت تحریک سطح عمومی قیمت‌ها، اثر بدھی بر رشد اقتصادی معکوس می‌شود. علاوه بر این، افزایش بدھی دولت می‌تواند منجر به کاهش وجوده قابل دسترس وام گیرندگان بخش خصوصی شود. بنابراین، در صورتی که بدھی دولت از آستانه‌ی برآورده تجاوز کند، با کاهش یافتن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به علت کاهش دسترسی به تسهیلات، رشد اقتصادی صدمه خواهد دید.

شکل (۳) واکنش بدھی بانکی دولت را نسبت به تکانه‌ی رشد اقتصادی نشان می‌دهد. نکته‌ی قابل توجه واکنش منفی بدھی بانکی دولت به رشد اقتصادی در هر دو رژیم است. از آنجایی که رشد اقتصادی با افزایش درآمدهای مالیاتی دولت همراه است، با افزایش رشد اقتصادی درآمدهای دولت از این منبع افزایش می‌باید. در نتیجه، نیاز کمتری به استقراض از بخش بانکی برای دولت قابل تصور است. در عین حال، واکنش بدھی‌های بانکی دولت در دو رژیم از لحاظ قدر مطلق متفاوت است و شدیداً به مقدار آستانه بستگی دارد. با وارد شدن یک تکانه‌ی مثبت به اندازه‌ی یک انحراف معیار بر رشد اقتصادی، زمانی که نسبت بدھی به تولید کمتر از $18/8\%$ باشد (رژیم پایین)، متغیر مذکور کاهش شدیدی تجربه می‌کند. اما، در رژیم بالا واکنش بسیار شدید است.

این مشکل با حداقل کردن تابع زیر قابل حل است.

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} SSR(\theta) \quad (7)$$

حداقل کردن تابع فوق از طریق جستجوی شبکه‌ای امکان‌پذیر است. در این روش، مقادیر متغیرها مرتب می‌شوند سپس درصد معینی از اولین و آخرین مقادیر^۱ برای اطمینان از اینکه تعداد کمی از مشاهدات در هر رژیم وجود دارد استخراج می‌شود. برای هر کدام از مقادیر انتخاب شده SSR تخمین زده می‌شود، مقدار SSR حداقل کننده‌ی تابع فوق، به عنوان پارامتر آستانه انتخاب می‌شود. روش جستجوی شبکه‌ای در اقتصادسنجی با نام‌های دیگری نظری حداقل مربعات متکرز و حداقل مربعات شرطی نیز شناخته شده است (استیگلر، ۲۰۱۰). شکل (۱) نتیجه‌ی جستجوی شبکه‌ای تابع (۷) را نشان می‌دهد.

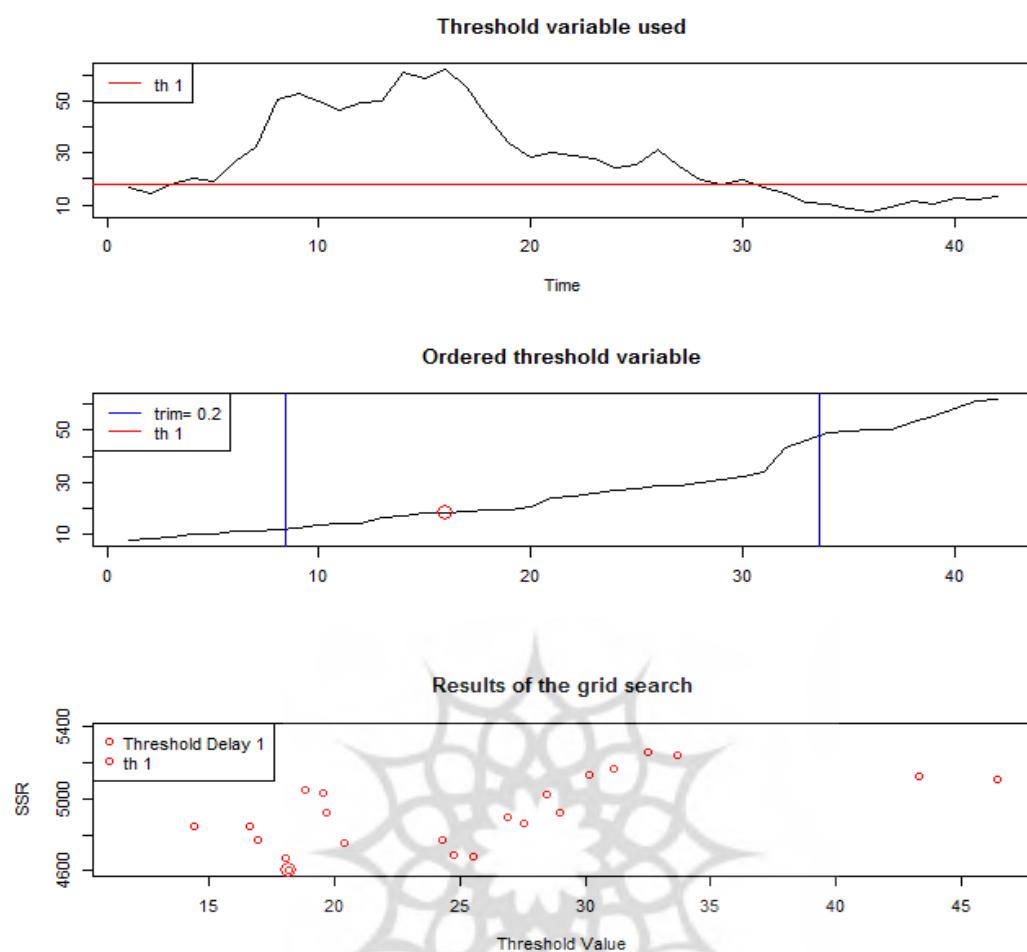
همان‌طور که مشاهده می‌شود، یک اثر آستانه‌ای به U شکل شدن نمودار جستجوی شبکه‌ای منجر شده است. مقدار آستانه در این الگو $18/80.9\%$ می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول (۳) و همچنین تعیین مقدار آستانه، الگوی تحقیق با یک وقه برآورد شد. مانند الگوهای خودرگرسیون برداری خطی، در اینجا نیز رابطه‌ی بین متغیرها با استفاده از توابع عکس العمل آنی تحلیل می‌شود. با توجه به هدف تحقیق، شکل‌های (۲) و (۳) به توابع مذکور اختصاص یافته‌اند. در شکل‌های مذکور، خطهای سبز و مشکی، به ترتیب واکنش‌های در رژیم پایین (زمانی که متغیر انتقال کمتر از مقدار آستانه باشد) و بالا (زمانی که متغیر انتقال بیشتر از مقدار آستانه باشد) را نشان می‌دهند.

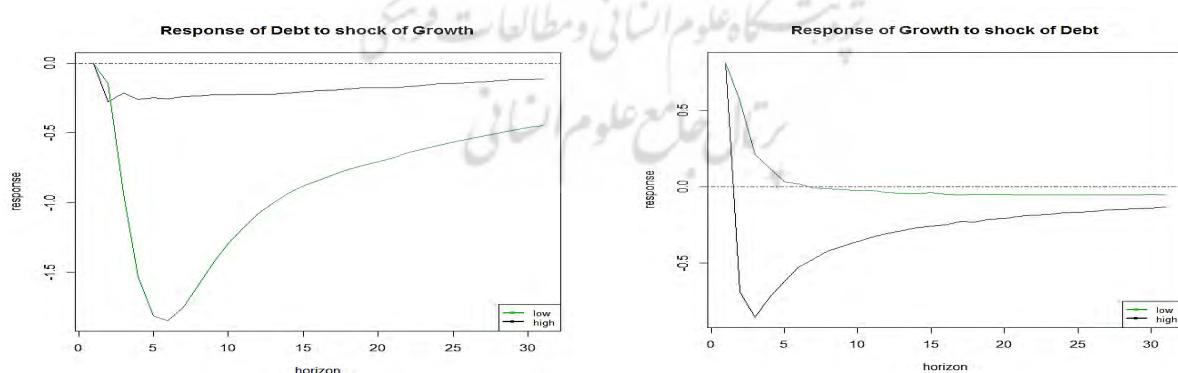
شکل (۲) واکنش‌های رشد اقتصادی را به تکانه‌ی وارد بر نسبت بدھی به تولید نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، واکنش رشد اقتصادی قویاً وابسته به وضعیت بدھی دولت به نظام بانکی است. زمانی که نسبت بدھی به تولید کمتر از مقدار $18/8\%$ باشد (رژیم پایین)، در اثر وارد شدن یک تکانه به اندازه‌ی یک انحراف معیار مثبت بر متغیر مذکور، رشد اقتصادی در سال اول، واکنش مثبت شدیدی نشان می‌دهد. این اثرگذاری مثبت به تدریج اثر خود را از دست داده و از دوره‌ی پنجم به بعد به صفر همگرا می‌شود. با بیشتر شدن نسبت بدھی از مقدار $18/8\%$ (رژیم بالا)، کماکان رشد

۱. در این تحقیق 20% در نظر گرفته شده است.

2. Stigler (2010)



شکل ۱. نتایج جستجوی شبکه‌ای و تعیین مقدار آستانه
مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۲. تابع واکنش آنی تعیین یافته‌های رشد اقتصادی نسبت به
تولید نسبت به تکانه‌ی رشد اقتصادی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل ۳. تابع واکنش آنی تعیین یافته‌های رشد اقتصادی نسبت به
تکانه‌ی نسبت بدهی به تولید
مأخذ: یافته‌های تحقیق

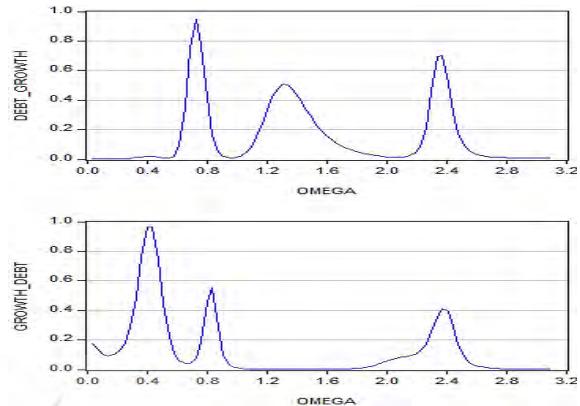
جدول ۴. نتیجه‌ی آزمون علیّت در حوزه‌ی فرکانس

بلندمدت	میان‌مدت	کوتاه‌مدت	نتیجه در افق زمانی
			فرضیه‌ی صفر
تأیید	عدم تأیید	عدم تأیید	نسبت بدھی به تولید اثر علی بر رشد اقتصادی ندارد
عدم تأیید	عدم تأیید	عدم تأیید	رشد اقتصادی اثر علی بر نسبت بدھی به تولید ندارد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۳- نتایج آزمون علیّت طیفی

در این قسمت با استفاده از آزمون علیّت طیفی، رابطه‌ی بین بدھی دولت به نظام بانکی و رشد اقتصادی در حوزه‌ی فرکانس بررسی می‌شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای مذکور، توسط شکل (۴) بیان شده است.



شکل ۴. رابطه‌ی علی بین نسبت بدھی به تولید و رشد اقتصادی در حوزه‌ی فرکانس

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در شکل (۴)، محور عمودی سطح احتمال رد فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه‌ی علی از متغیر دوم به متغیر اول را نشان می‌دهد. محور افقی نشان‌دهنده‌ی فرکانس است که با رابطه‌ی $\frac{2\pi}{\omega} = T$ به تناسب قابل تبدیل است. لازم به ذکر است که فرکانس بالا (پایین) با کوتاه‌مدت (بلندمدت) در ارتباط است. مانند مطالعات تحلیل‌های طیفی، در این تحقیق فرکانس‌های کم تر از ۱ سال، بین ۱ تا ۴ سال و بیش تر از ۴ سال به عنوان دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت در نظر گرفته می‌شود.

بر اساس نتایج، در چرخه‌های کمتر از ۰/۷-۰/۸، ۰/۷-۱/۵ و بیش تر از ۲/۷ سال، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم اثرگذاری رشد اقتصادی بر نسبت بدھی بانکی دولت به تولید پذیرفته نمی‌شود. در چرخه‌های ۰/۸-۱/۷، ۲/۴ و کمتر از ۰/۶ سال جریان علیّت از بدھی بانکی دولت به رشد اقتصادی برقرار است.

نتیجه‌ی آزمون علیّت در حوزه‌ی فرکانس در جدول (۴) ذکر شده است. به طور خلاصه؛ اولاً، جریان علیّت در کوتاه‌مدت و میان‌مدت دو سویه است؛ ثانیاً، نمی‌توان انتظار داشت در بلندمدت با تغییر در نسبت بدھی دولت به نظام بانکی رشد اقتصادی را تحریک کرد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

ارتباط میان بدھی‌های دولت و رشد اقتصادی یکی از مسائل قدیمی در ادبیات علم اقتصاد به شمار می‌رود. طرفداران سیاست‌های ریاضتی، افزایش بدھی‌های دولت را مانع برای رشد اقتصادی قلمداد می‌کنند. در دیدگاه رقیب، این استدلال وجود دارد که می‌توان با تکیه بر بدھی‌های دولت وضعیت رشد اقتصادی را بهبود بخشدید. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی اندک درآمدهای مالیاتی دولت کاهش می‌یابد. از آنجایی که مخارج دولت ثابت هستند، ضروری است برای جلوگیری از وخت از شرایط اقتصاد، مخارج دولت از طریق بدھی تأمین شود. در نتایج تجربی نیز تکثر آرا به چشم می‌خورد و نتیجه‌ای کلی گزارش نشده است. در این راستا، پژوهش حاضر به منظور بازنگری رابطه‌ی میان این دو متغیر مهم در اقتصاد ایران، از تحلیل آستانه‌ای و علیّت طیفی استفاده کرده است. طبق نتایج به دست آمده از رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و بدھی دولت به بخش بانکی غیرخطی است. به گونه‌ای که با عبور سطح بدھی دولت (۱۸/۸٪) اثر منفی بدھی بر رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند. از طرف دیگر، مدامی که بدھی دولت کمتر از آستانه باشد با افزایش رشد اقتصادی و فراهم شدن منابع درآمدی برای دولت، بدھی بانکی واکنشی معکوس و شدید به افزایش رشد اقتصادی نشان می‌دهد. این نتیجه، هم سو با پژوهش وزارت امور اقتصادی و دارایی (۱۳۹۵: ۲۳-۲۳) است.

آزمون علیّت در حوزه‌ی فرکانس نشان داد کوتاه‌مدت و میان‌مدت رابطه‌ی علی دوسویه میان دو متغیر برقرار است. اما، در بلندمدت علیّت تنها از رشد اقتصادی به بدھی‌های بانکی دولت برقرار است. با توجه به نتایج تحقیق، ابزار بدھی بانکی

بانکی دولت اثر مثبتی می‌گذارد. این نتیجه را می‌توان به مقدار اندک درآمدهای مالیاتی دولت نسبت داد. از این‌رو، توجه به ظرفیت‌های مالیاتی و تحقق بیشتر از این ماجرا ضروری به نظر می‌رسد.

تحت شرایط خاصی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت می‌تواند به عنوان یکی از منابع برای تحریک رشد اقتصادی قلمداد شود. بنابراین، توصیه می‌شود دولت انضباط مالی را رعایت کرده و سقف بدھی بانکی $18/8\%$ را مدنظر قرار دهد. از طرف دیگر، باید توجه داشت رشد اقتصادی در تمامی مقیاس‌ها برابر بدھی

منابع

- اقتصادی کاربردی ایران، ۱۸۵، ۱۰۷، ۸۱-۱۰۷
- غلامی، الهام و هژبیرکیانی، کامبیز (۱۳۹۴). "بررسی آثار برنامه‌های محرك مالی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل TVAR". فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، دوره ۴، شماره ۱۳، ۱۴۳-۱۲۷.
- گزارش وزارت امور اقتصادی (۱۳۹۵). "تأثیر بدھی بانکی بخش دولتی بر رشد اقتصادی و کانال اثرگذاری آن". دفتر تحقیقات و سیاست‌های مالی، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی جمهوری اسلامی ایران، ۱-۲۳.
- Abbas, S. M. A. & Christensen, J. E. (2010). "The Role of Domestic Debt Markets in Economic Growth: an Empirical Investigation for Low-Income Countries and Emerging Markets". *IMF Staff Papers*, 57(1), 209-255.
- Aguiar, M., Amador, M. & Gopinath, G. (2009). "Investment Cycles and Sovereign Debt Overhang". *The Review of Economic Studies*. 76(1), 1-31.
- Ajovín, M. & Navarro, M. (2015). "Granger Causality between Debt and Growth: Evidence from OECD Countries". *International Review of Economic and Finance*, 35, 66-77.
- Ash, M., Basu, D. & Dube, A. (2017). "Public Debt and Growth: An Assessment of Key Findings on Causality and Thresholds". *Political Economy Research Institute*, University of Massachusetts Amherst, Working Paper 433, 1-88.
- Assenmacher-Wesche, K. & Gerlach, S. (2005). "Interpreting Euro Area Inflation at High and Low Frequencies". *BIS Working Paper*, No. 195.
- Bal, D. P. & Rath, B. (2014). "Public Debt and Economic Growth in India: A Reassessment". *Economic Analysis and Policy*, 44(3), 292-300.
- Barro, R. J. (1979). "On the Determination of the Public Debt". *The Journal of Political Economy*, 8(5), 940-971.
- Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C. & Rother, P. (2013). "Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area". *Journal of International Money and Finance*, 32, 809-821.
- Bell, A., Johnston, R. & Jones, K. (2015). "Stylized Fact or Situated Messiness? The Diverse Effects of Increasing Debt on National Economic Growth". *Journal of Economic Geography*, 15(2), 449-472.
- چهرازی مدرسه، سرور و نجاتی، مهدی (۱۳۹۶). "اثر بدھی‌های عمومی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱۹، ۲۸-۷.
- زمانی، زهراء؛ طیبی، سید‌کمیل و کاظمی، ایرج (۱۳۹۵). "تحلیل طیفی رابطه علی‌بین چرخه‌های تولید و تجارت بین‌الملل در بلوک‌های اقتصادی منتخب". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۱، ۱۱۳-۱۳۵.
- سلمانی، یونس؛ یاوری، کاظم؛ سحابی، بهرام و اصغریبور، حسین (۱۳۹۵). "اثرات کوتاه‌مدت و بلند‌مدت بدھی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات

- Blanchard, O. J. (1985). "Debt, Deficits, and Finite Horizons". *Journal of Political Economy*, 93(2), 223–247.
- Breitung, J. & Candelon, B. (2006). "Testing for Short-and Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach". *Journal of Econometrics*, 132(2), 363-378.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S. & Zampolli, F. (2011). "The Real Effects of Debt". *Working Paper, Bank for International Settlements (BIS)*, 1-33.
- Chercherita, C. W. & Rother, P. (2012). "The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: an Empirical Investigation for the Euro Area". *European Economic Review*, 56, 1392-1405.
- Cochrane, J. H. (2011). "Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic", *European Economic Review*, 55, 2-30.
- Codogno, L., Favero, C. & Missale, A. (2003). "Yield Spreads on EMU Government Bonds". *Economic Policy*, 18(37), 503–532
- De Vita, G., Trachanas, E. & Luo, Y. (2018). "Revisiting the Bi-directional Causality between Debt and Growth: Evidence from Linear and Nonlinear Tests". *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, 83, 55-74.
- DeLong, B. J. & Summers, L. H. (2012). "Fiscal Policy in a Depressed Economy". *Brookings Papers on Economic Activity*, 44(1), 233–297.
- Di Sanzo, S. & Bella, M. (2015). "Public Debt and Growth in the Euro Area: Evidence from Parametric and Nonparametric Granger Causality". *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 15(2), 631–648.
- Diamond, P. (1965). "National Debt in a Neoclassical Growth Model". *The American Economic Review*, 55, 1126-1150.
- Dotsey, M. (1994). "Some Unpleasant Supply Side Arithmetic". *Journal of Monetary Economics*, 33, 507-524.
- Dritsaki, Ch. (2013). "Causal Nexus between Economic Growth, Export and Government Debt: The Case of Greece". *International Conference on Applied Economic (ICOAE). Procedia Economics and Finance*, 5, 251-259.
- Eberhardt, M. & Presbitero, A. F. (2015). "Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity". *Journal of International Economics*, 97(1), 1-33.
- Egert, B. (2015). "Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effect: Myth or Reality?". *Journal of Macroeconomics*, 43, 226-238.
- Eichengreen, B. & Leblang, D. (2003). "Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right?" *International Journal of Finance & Economics*, 8(3), 205–224.
- Ferreira, C. (2009). "Public Debt and Economic Growth: a Granger Causality Panel Data Approach". *Working Paper no. 24, Technical University of Lisbon: Lisbon*, 1-18.
- Geweke, J. (1986). "The Super Neutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence". *Econometrica*, 54(1), 1-21.
- Ghosh, A. R., Kim, Jun I., Mendoza, E. G., Ostry, J. D. & Qureshi, M. S. (2013). "Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies". *International Finance and Macroeconomics*, 123(566), 4–30.
- Greenlaw, D., Hamilton, J., Hooper, P. & Mishkin, F. S. (2013). "Crunch Time: Fiscal Crises and the Role of Monetary Policy". *Proceedings of the U.S. Monetary Policy Forum*, 1-94
- Grobety, M. (2018). "Government Debt and Growth: the Role of Liquidity". *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, 83, 1-22.

- Hansen, H. (2004). "The Impact of External Aid and External Debt on Growth and Investment". In *Debt Relief for Poor Countries*. Addison, T; Hansen, H. Tarp, F. (eds). *Palgrave: Basingstoke*.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1998). "Private and Public Supply of Liquidity". *The Journal of Political Economy*, 106, 1-40.
- Hosoya, Y. (1991). "The Decomposition and Measurement of the Interdependency between Second-Order Stationary Processes". *Probability Theory and Related Fields*, 88, 429- 444.
- Karadam, D. Y. (2018). "An Investigation of Nonlinear Effects of Debt on Growth". *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, 1-13.
- Kourtellos, A., Stengos, Th. & Tan, C. M. (2013). "The Effect of Public on Growth in Multiple Regimes". *Journal of Macroeconomics*, 38, 35-43.
- Krugman, P. (1988). "Financing vs. Forgiving a Debt Overhang". *Journal of Development Economics*, 29(3), 253–268.
- Kumar, M. S. & Woo, J. (2010). "Public Debt and Growth". *IMF Working Paper no. 174*, International Monetary Fund: Washington DC, 1-47.
- Kurihara, Y. (2015). "Debt and Economic Growth: The Case of Japan". *Journal of Economics Library*, 2(2), 45-52.
- Lo, M. C. & Zivot, E. (2001). "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. Macroeconomic Dynamics". *Cambridge University Press*, 5(4), 533-576.
- Modigliani, F. (1961). "Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt". *The Economic Journal*, 71(1), 730–755.
- Moss, T. J. & Chiang, H. S. (2003). "The Other Costs of High Debt in Poor Countries: Growth, Policy Dynamics, and Institutions". Issue Paper on Debt Sustainability, 3, *Center for Global Development: Washington DC*, 1-16.
- Mupunga, N. & Roux, P. (2015). "Estimating the Optimal Growth Maximizing Public Debt Threshold for Zimbabwe". *Southern African Business Review*, 19(3), 101-128.
- Nyambuu, U. & Bernard, L. (2015). "A Quantitative Approach to Assessing Sovereign Default Risk in Resource-Rich Emerging Economies". *International Journal of Finance & Economics*, 20(3), 220–241.
- Panizza, U. & Presbitero, A. F. (2012). "Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect?". *Mo.Fi.R. Working Papers 65, Money and Finance Research group (Mo.Fi.R.) - Univ. Politecnica Marche - Dept. Economic and Social Sciences*, 1-48.
- Panizza, U. & Presbitero, A. F. (2013). "Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey". *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 149(2), 175–204.
- Puig, G. M. & Rivero, S. (2015). "The Casual Relationship between Debt and Growth in EMU Countries". *Journal of Policy Modeling*, 37, 974-989.
- Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010). "Growth in a Time of Debt". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 100(2), 573–578.
- Reinhart, C. M., Reinhart, V. R. & Rogoff, K. S. (2012). "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes since 1800". *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 69–86.
- Sachs, J. D. (1989). "Developing Country Debt and Economic Performance, The International Financial System". In *Developing Country Debt and Economic Performance, Volume 1: The International Financial System* (pp. 12-0). *University of Chicago Press*.
- Saint-Paul, G. (1992). "Fiscal Policy in an

- Endogenous Growth Model". *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1243–1259.
- Sella, L. (2008). "Old and New Spectral Techniques for Economic Time Series". *Working paper*, No. 09/2008.
- Stigler, M. (2010). "Threshold Cointegration: Overview and Implementation in R, Retrieved from <ftp://hubble21.math.ethz.ch/sfs/Software/C-RAN/web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf>.
- Teles, V. K. & Mussolini, C. C. (2014). "Public Debt and the Limits of Fiscal Policy to Increase Economic Growth". *European Economic Review*, 66, 1–15.
- 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.
- Westphal-Checherita, C. & Rother, P. (2012). "The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: an Empirical Investigation for the Euro Area". *European Economic Review*, 56, 1392–1405.
- Woodford, M. (1990). "Public Debt as Private Liquidity". *The American Economic Review*, 80, 382–388.

