بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی ـ ترویجی، سال پنجم، شمارهٔ دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۷، ۱۰۵–۱۲۴

عوامل تعیین‌کنندهٔ اندازهٔ بدهی دولت در اقتصاد ایران:
شواهد جدید از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

جلال منتظری شورکچالی*

چکیده

شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت – به دلیل اثرگذاری آن بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی – دارای اهمیت ویژه در هر اقتصادی است که اقتصاد ایران نیز نمی‌تواند از این اصل مستثنی باشد. در این راستا، مطالعه حاضر تلاش کرده است تا با کمک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶–۱۳۵۲، به شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت در اقتصاد ایران بپردازد. بر اساس روابط بلندمدت برآورد شده تحقیق، متغیرهای اندازه کسری بودجه و رشد اقتصادی اثر معنادار و محسوس بر اندازه بدهی دولت داشته‌اند، به نحوی که این اثرگذاری برای اندازه کسری بودجه مثبت و برای رشد اقتصادی منفی بوده است. همچنین، یافته‌ها نشان می‌دهد متغیرهای تورم، نوسانات قیمت نفت، نرخ سود بانکی و شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی (تعداد تغییرات وزیران کابینه در یک سال و تعداد انتخابات قانونی برگزار شده در یک سال) اثر معناداری بر اندازه بدهی دولت نداشته‌اند. بنابراین، این قابل استنباط خواهد بود که اساساً بدهی دولت در اقتصاد ایران، ریشه در کسری‌های بودجه ساختاری دارد.

کلیدواژه‌ها: اندازه بدهی دولت، متغیرهای اقتصادی، متغیرهای سیاسی، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C22، E62، H63، P16.

---

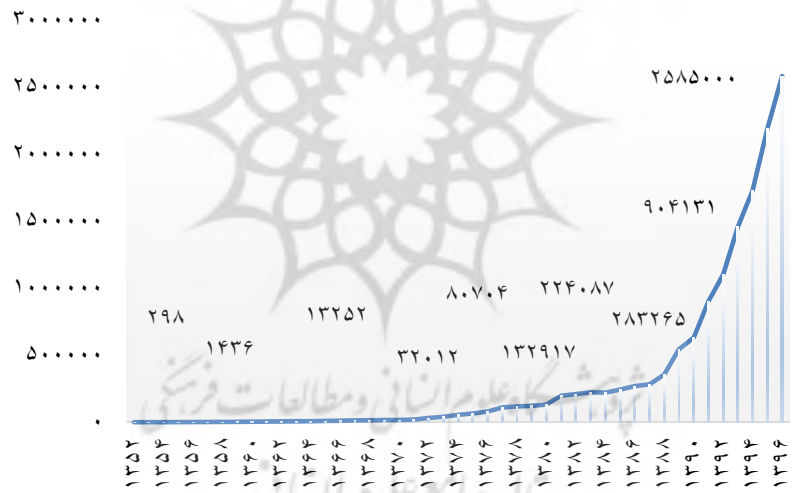
* استادیار اقتصاد، پژوهشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی،
jalalmontazeri@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۲۵

۱. مقدمه

در روند تکامل جوامع بشری، حضور دولت‌ها چه از نظر کمی (حجم فعالیت‌ها) و چه از نظر کیفی (عمق و پیچیدگی وظایف) در زمینه مسایل مختلف اقتصادی و اجتماعی، به طور مداوم افزایش یافته است. از سوی دیگر، عملیات مالی دولت‌ها، اثرات غیر قابل انکاری بر زندگی اقتصادی مردم دارد. نقش دولت‌ها در اقتصاد درجات مختلف دارد و هر چه این نقش در اقتصاد افزایش می‌یابد، ضرورت بحث از نظام مالی بیشتر می‌شود (علم‌الهدی ۱۳۹۵: ۹۶–۹۵). از این منظر مسئله بدهی عمومی می‌تواند یک مسئله حائز اهمیت برای اقتصاد کشورهای مختلف باشد. گفته می‌شود بدهی عمومی می‌تواند برای یک کشور خوب یا بد باشد. بدهی می‌تواند به کشورهای در حال توسعه و نوظهور در: ۱) انجام سرمایه‌گذاری در بخش‌های اجتماعی و پروژه‌های زیربنایی، ۲) تسهیل سیاست هموارسازی مالیاتی (Tax Smoothing Policy) و ۳) پایداری سیاست‌های مالی ضد چرخه‌ای (Counter-Cyclical Fiscal Policies) کمک کند (Gill Pinto 2005:2)[1]. از طرفی دیگر و بر اساس قید بودجه بین دوره‌ای (Inter-Temporal Budget Constrain)، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش مالیات در دوره‌های آتی، بر سطح بهره‌وری و در نتیجه سطح رفاه نسل‌های آتی اثر منفی خواهد گذاشت (Stauskas, 2017:10). در قالب الگوی نسل‌های هم‌پوش (Overlapping Generations Models) نیز تاکید شده است که افزایش بدهی دولت به دلیل کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه (از طریق نرخ‌های بهره بالاتر) اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد (and Presbitero 2015: 10 Eberhardt). همچنین و بر اساس نظریه برآمدگی بدهی (Debt Overhang Theories) ، سطح بدهی بالا به دلیل ایجاد انتظاراتی مبنی بر افزایش مالیات‌های اختلال‌زا در آینده، موجب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و در نتیجه کاهش انباشت سرمایه می‌شود. در ادبیات اقتصادی این بحث‌ها در قالب «منحنی لافر بدهی (Debt Laffer Curve)» ارائه شده است. در چارچوب منحنی لافر بدهی بیان شده است که سطح بدهی بالا به دلیل کاهش احتمال بازپرداخت بدهی‌ها، می‌تواند موجب کاهش رشد اقتصادی از طریق کاهش بهره‌وری کل تولید (TFP) شود (.Karadam et al 2018:2). بر این اساس، شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت به دلیل اثرگذاری آن بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی دارای اهمیت ویژه‌ای است که اقتصاد ایران نیز نمی‌تواند از این اصل مستثنی باشد. لازم به ذکر است، در کشورهای در حال توسعه – مانند ایران – به دلیل حاکم بودن اثر نااطمینانی بر فضای کلی اقتصاد، اساساً تکیه دولت بر استقراض از

منابع مالی داخلی بویژه منابع بانکی نسبت به استقراض از منابع خارجی کاملاً محسوس می‌باشد، که این مسئله به دلیل تشدید اثر جایگزینی و تحت فشار قرار دادن منابع تامین مالی بخش خصوصی، اهمیت مسئله «شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت در ایران» را دوچندان می‌کند. همان‌طور که در نمودار ۱ نیز قابل مشاهده است بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی در سال‌های اخیر – بویژه از سال ۱۳۸۸ و با افزایش شدت تحریم‌ها – روند صعودی قابل ملاحظه‌ای داشته است به نحوی که این نوع بدهی از رقمی معادل ۲۸ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۸۸ به رقمی معادل ۲۵۸ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۶ رسیده است. بدیهی است این روند به دلیل: ۱- تحت فشار قرار دادن منابع داخلی جهت تامین مالی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و ۲- کاهش توانایی دولت جهت انجام سیاست‌های ضدچرخه‌ای و در نتیجه افزایش نوسانات تولید، می‌تواند رشد اقتصادی بلندمدت را با چالش جدی مواجه کند.



نمودار ۱. روند بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی (میلیارد ریال)

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

بر اساس آنچه که گفته شد، مطالعه حاضر با توجه به روند صعودی و قابل ملاحظه بدهی دولت، تلاش می‌کند تا با کمک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲، به شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت در

اقتصاد ایران بپردازد. در این راستا، ذکر دو نکته اساسی در مورد مطالعه حاضر ضروری می‌باشد: ۱) در ادبیات تجربی مسئله شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت، کمتر مورد توجه محققان داخلی قرار گرفته و اکثر مطالعات تجربی این حوزه، مسئله اثرگذاری اندازه بدهی دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی، نرخ بهره، تورم، نرخ ارز، سطح تسهیلات اعطایی، احتمال ورشکستگی دولت و ... را مورد بررسی قرار داده‌اند. ۲) مطالعه حاضر ضمن بررسی مسئله اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر اندازه بدهی دولت، مسئله اثرگذاری متغیرهای سیاسی بر اندازه بدهی دولت را نیز مورد بررسی قرار داده است.

مطالب این مقاله در ۵ بخش ساماندهی شده که در بخش بعدی 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. نهایتاً، در بخش پنجم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق ارائه شده است.

۲. ادبیات تحقیق

۱.۲ مبانی نظری

ادبیات نظری مربوط به عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت، نشان می‌دهد که عوامل اثرگذار بر اندازه بدهی دولت می‌توانند متغیرهای کلان اقتصادی (Macroeconomic)، سیاسی (Political) و ساختاری – نهادی (Structural - Institutional) باشند. در بحث عوامل اقتصادی موثر بر اندازه بدهی دولت گفته می‌شود که عوامل مختلفی مانند کسری بودجه، رشد اقتصادی، نرخ بهره، تورم و ... می‌توانند بر اندازه بدهی دولت موثر باشند (Drazen and Swaray 2005 ،Imbeau and Pétry 2004 ،2000) Omrane Belguith, and Omrane 2017:163). در تبیین رابطه بین کسری بودجه و بدهی دولت در قالب ادبیات متعارف اقتصاد کلان، این مسئله قابل طرح می‌باشد که اساساً شیوه‌های بودجه‌بندی دولت فرآیندی را ایجاد می‌کند که در آن کسری و بدهی به یکدیگر وابسته هستند، تأمین کسری بودجه معمولاً از طریق استقراض داخلی یا خارجی انجام می‌شود که این امر موجب افزایش میزان بدهی‌های دولت می‌شود. همچنین، افزایش بدهی‌های دولت به نوبه خود باعث افزایش کسری خالص در سال آینده می‌شود زیرا دولت باید بازپرداختی معادل بدهی بعلاوه سود

را در بودجه سال آتی خود پیش‌بینی نماید (Driessen 2017:3). در زمینه اثر تورم بر بدهی دولت، تانزی (Tanzi) برای اولین بار مطرح کرد که تورم باعث کاهش ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی می‌گردد. تانزی معتقد است که افزایش تورم ممکن است درآمدهای مالیاتی حقیقی را بخاطر تاخیر در پرداخت مالیات‌ها که یک پدیده مرسوم در کشورهای در حال توسعه می‌باشد، کاهش داده و احتمال وقوع کسری بزرگتر را بالا می‌برد و هرچه تاخیر در پرداخت مالیات بیشتر باشد و سیستم مالیاتی انعطاف‌پذیر نباشد، تاثیر تورم بر درآمد حقیقی مالیاتی و به تبع آن افزایش کسری بودجه و بدهی دولت موثرتر خواهد بود. این فرآیند در ادبیات اقتصادی به اثر تانزی (Tanzi Effect) مشهور است. در حالی که تجربیات کشورهای توسعه یافته عکس این مطلب را نشان می‌دهد. در این کشورها معمولاً، تورم با افزایش حقیقی درآمدهای مالیاتی همراه بوده است و مشکل کشورهای مزبور، ساماندهی نحوه برخورد آنان جهت خنثی نمودن اثرات نامطلوب این افزایش می‌باشد. احتمالاً افزایش تورم منجر به افزایش درآمدهای حقیقی مالیاتی می‌شود که الف) وقفه‌های جمع‌آوری مالیات کوتاه باشد، ب) نظام مالیاتی با کشش باشد. وقتی در کشوری درآمدهای مالیاتی با وقفه‌های طولانی جمع‌آوری می‌شود و کشش قیمتی درآمد مالیاتی کمتر از یک است، نتایج تورم می‌تواند متفاوت باشد، به ویژه وقتی که نرخ تورم بالا باشد. در این گونه کشورها، تورم موجب کاهش درآمدهای حقیقی مالیاتی می‌شود. وقتی نظام مالیاتی کشش‌ناپذیر و وقفه‌های جمع‌آوری مالیات طولانی و نرخ تورم بالا باشد، تحلیل در مورد اینکه چه اتفاقی بر مالیات می‌افتد، دشوارتر بوده و نمی‌توان حکم کلی برای تمامی کشورها در این زمینه صادر کرد (فرزین‌وش و همکاران ۱۳۸۲ :۵).

بحث متغیرهای سیاسی؛ به عنوان دسته دوم از عوامل اثرگذار بر اندازه بدهی دولت؛ تقریباً بعد از ناپایداری سیاسی سال ۱۹۸۰ که با تغییرات مکرر حکومت و آزادی‌های سیاسی همراه بوده، وارد ادبیات بدهی دولت شدند. با این وجود، این عوامل نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی، برای توضیح بدهی‌های دولت در کشورهای توسعه یافته نسبت به کشورهای در حال توسعه کمتر مورد تاکید می‌باشند. در این راستا، گفته می‌شود که تغییرات مکرر دولت‌ها از فاکتورهای سیاسی می‌باشد که می‌تواند ضمن افزایش کسری بودجه، عدم اطمینان نسبت به توانایی دولت در بازپرداخت بدهی‌هایش را افزایش دهد. این به نوبه خود با افزایش نرخ بهره موجب افزایش مجدد سطح کسری بودجه و در نتیجه افزایش عدم اطمینان می‌شود. بالعکس، با افزایش سطح اطمینان نرخ بهره کاهش و در نتیجه

کسری بودجه نیز کاهش می‌یابد و این به نوبه خود موجب افزایش بیشتر در سطح اطمینان می‌شود. بنابراین قابل استنباط خواهد بود که شوک‌های مثبت و منفی به سرعت بر هزینه انباشت بدهی‌های دولت اثر خواهند گذاشت (Natalia 2006: 12). ادواردز و تابلینی (Edwards and Tabellini 1991)، روبینی (Roubini 1991) و کوکیرمن و همکاران (Cukierman et al. 1992) معتقدند که بی‌ثباتی سیاسی بر اندازه کسری بودجه اثرگذار می‌باشد. به اعتقاد آنها، کشورهایی که از لحاظ سیاسی ناپایدار هستند، کسری بودجه و سطح بدهی دولت آنها بزرگتر خواهد بود. در ضمن، بی‌ثباتی سیاسی سطح تغییرات دولت را افزایش داده و احتمال انتخاب مجدد سیاست‌گذار فعلی در انتخابات را کاهش می‌دهد. به عبارت ساده، سیاست‌گذار ممکن است بخواهد بیش از حد مطلوب قرض بگیرد و اجازه بدهد جانشینانش پرداخت صورتحساب را انجام بدهند. بدین ترتیب بی‌ثباتی سیاسی و قطبی شدن منجر به کسری‌های بزرگتر می‌شود، حتی اگر سیاست‌گذاران و رای‌دهندگان منطقی و آینده‌نگر باشند (Chen 2004: 15-16). بر اساس دیدگاه‌های مختلف مطرح شده در مورد اثرگذاری متغیرهای سیاسی بر انباشت بدهی دولت، کوکیرمن و ملتزر (Cukierman and Meltzer 1989) حکومت اکثریت یا سطح دمکراتیک بودن سیستم سیاسی؛ کارلسن (Carlsen 1997) تعداد احزاب سیاسی؛ هنیز (Henisz, 2000) کیفیت نهادهای سیاسی در یک کشور؛ توجولا و ولسویجک (Tujula and Wolswijk 2004) زمان تغییر دولت؛ ویجا و ویجا (Veiga and Veiga 2014) ساختار درآمدها و مخارج دولت؛ کوری و همکاران (Cooray et al. 2016) سطح فساد را عوامل اثرگذار بر کسری بودجه و سطح انباشت بدهی دولت می‌دانند.

دسته سوم از عوامل اثرگذار بر اندازه بدهی دولت تحت عنوان متغیرهای ساختاری – نهادی مورد تاکید اقتصاددانان قرار گرفته است. در این راستا، کارایی سیستم مالیاتی به عنوان یک عامل ساختاری – نهادی تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت مطرح شده است. گفته می‌شود یک سیستم مالیاتی کارا باید ۶ اصل اساسی را تامین نماید: ۱- اصل بهره‌وری یا کفایت مالی (Productivity or Fiscal Adequacy): بر اساس این اصل، سیستم مالیاتی باید بتواند منابع کافی را جهت انجام فعالیت‌های رفاهی – توسعه‌ای دولت فراهم کند. ۲- کشش‌پذیری سیستم مالیاتی (Elasticity of the Taxation System): بر اساس این اصل، همگام با افزایش درآمد ملی باید درآمدهای مالیات افزایش یابد، به نحوی که در کشورهای در حال توسعه این افزایش درآمدهای مالیاتی منجر به افزایش نسبت درآمد مالیاتی به درآمد

ملی شود. ۳- تنوع (Diversity): بر اساس این اصل، تنوع در انواع مالیات موجب جلوگیری از افزایش بیش از حد نرخ‌های مالیاتی، از یک یا چند نوع خاص خواهد شد. ۴- مالیات به عنوان ابزاری برای رشد اقتصادی (Taxation as in Instrument of Economic Growth): یک سیستم مالیاتی خوب باید منابع لازم جهت افزایش سرمایه‌گذاری دولتی و بالتبع افزایش رشد اقتصادی را فراهم کند. ۵- مالیات ابزاری جهت بهبود توزیع درآمد (Taxation as an Instrument for Improving Income Distribution): یک سیستم مالیاتی کارا باید نابرابری‌های اقتصادی را کاهش دهد. ۶- مالیات ابزاری برای ثبات اقتصادی (Taxation as an Instrument for Economic Stability): سیستم مالیاتی باید نوسانات اقتصادی را کاهش دهد و ثبات اقتصادی را تضمین کند (www.yourarticlelibrary.com). بر اساس این دیدگاه، اگر سیستم مالیاتی یک اقتصاد ناکارآمد باشد، در مقایسه با اقتصادی که در آن سیستم مالیاتی کارآمد است، قادر به جمع آوری مقدار زیادی درآمد مالیاتی نیست (Natalia 2006: 11). این نکته اغلب مورد توافق قرار گرفته که شاید اکثر کشورهای در حال توسعه برای رشد از طریق انباشت سرمایه هیچ شانسی نداشته باشند. اما برای تأمین مالی مخارج‌شان از طریق اجرای کسری‌های مالی امیدوارند. دلایل ارائه شده در این خصوص عبارتند از:

- پایه‌های مالیاتی در این کشورها برای تنظیم تعهدهای مالیاتی بالا نامناسب است،
- اگر پایه‌های مالیاتی مناسب و مقدور هم باشد، سیستم مالیاتی کشورها برای گرفتن مالیات از مودیان مالیاتی ناکاراست،
- در نبود هیچ یک از موارد بالا، روابط سیاسی چنین تعهدات مالیاتی را مناسب نمی‌داند (Tanzi 1987: 417).

در شرایط یادشده تمام یا بخشی از کسری‌های مالی دولت اغلب از طریق بانک مرکزی (چاپ پول) تأمین می‌شود. چاپ پول با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها همراه بوده و ارزش حقیقی واحد پول کاهش خواهد یافت. در واقع، این کاهش ارزش حقیقی پول به عنوان یک نوع مالیات برای اشخاصی که پول نگهداری می‌کنند، است (شاکری و موسوی ۱۳۸۲: ۵۹). بر این اساس اصلاح ساختار مالیاتی به عنوان یک اصل ضروری در اعمال سیاست‌های مالی (به طور خاص کنترل کسری بودجه و بدهی) قابل طرح خواهد بود.

۲.۲ پیشینهٔ تحقیق

مسئله شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت در مطالعات تجربی خارجی مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. آلت و لاسن (Alt and Lassen 2006) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۹ کشورهای OECD به بررسی اثرگذاری شفافیت مالی بر اندازه بدهی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شفافیت مالی اثر منفی بر اندازه بدهی و کسری بودجه دولت دارد. در ضمن دوقطبی بودن جریان سیاسی اثر مثبت و رقابت سیاسی و رشد اقتصادی اثر منفی بر اندازه بدهی دولت دارد. فورسلوند (Forslund et al. 2011) با استفاده از داده‌های ۱۰۴ کشور در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۴ و بر اساس تحلیل‌های رهیافت پانل دیتا نتیجه می‌گیرند که ویژگی‌های کشور تحت مطالعه نتوانست تفاوت‌های منطقه‌ای بین ترکیب بدهی‌های دولت را توضیح دهد. در ضمن، یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بین تورم و ترکیب بدهی دولت همبستگی ضعیفی وجود دارد. ماتیتی (Matiti 2013) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۳ کشور کنیا و بر اساس تحلیل‌های آنالیز واریانس (Analysis of Variance, AOV) نشان داد که ۶۸۲ درصد از تغییرات بدهی دولت توسط متغیرهای کسری بودجه، تراز پرداخت‌ها، نرخ ارز و یارانه‌های پرداختی توضیح داده می‌شود. گلوبان و ماتوسک (Globan and Matošec 2016) با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳ کشور اروپایی عضو جدید اتحادیه اروپا[۲] و بر اساس و تحلیل‌های پانل دیتا نشان دادند که نسبت مازاد بودجه به GDP، نرخ رشد GDP سرانه، نرخ رشد اندازه مخارج دولت اثر منفی و نرخ رشد اندازه مخارج سرمایه‌گذاری عمومی و نرخ بهره بلندمدت اوراق قرضه دولتی اثر مثبت بر نرخ رشد اندازه بدهی دولت دارند. در ضمن، در حالی اثرگذاری جریان سرمایه‌گذاری خارجی (FDI) و نرخ رشد اندازه خالص صادرات (NX) بر نرخ رشد اندازه بدهی دولت مثبت بوده که این اثر بسیار نزدیک به صفر می‌باشد. یافته‌های مطالعه عمران بالغیث و عمران (Omrane Belguith and Omrane 2017) با استفاده از روش تصحیح خطا برداری (VECM) و داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۵ – ۱۹۸۶ کشور تونس، نشان داد که تورم و سرمایه‌گذاری در حالی موجب کاهش بدهی دولت می‌شوند که نرخ بهره، کسری بودجه و آزادی تجاری موجب افزایش بدهی دولت می‌شوند. در ضمن و بر اساس یافته‌های این تحقیق، کسری بودجه مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت در کشور تونس می‌باشد. کیم و لیم (Kim and Lim, 2018) به بررسی عوامل سیاسی اثرگذار بر سطح بدهی بلندمدت دولت کشورهای منتخب برای دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج این مطالعه

نشان داد تمرکز جمعیت، آزادی دمکراتیک، محدودیت‌های قانونی و پرداخت یارانه اثر مثبت و تمرکز مالی اثر منفی بر بدهی بلندمدت دولت دارد. در ضمن متغیرهای نرخ بیکاری و نرخ بهره اثر مثبت و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی بر بدهی بلندمدت دولت داشته‌اند.

مسئله تعیین عوامل موثر بر اندازه بدهی دولت به نظر می‌رسد در کارهای تجربی داخل کشور مورد بررسی قرار نگرفته است. با این وجود، تعدادی از مطالعات داخلی مسئله شناسایی عوامل موثر بر کسری بودجه را مورد توجه قرار داده‌اند. فرح‌بخش و محرابیان (۱۳۸۲) در مقاله خود، عوامل موثر بر کسری بودجه طی سال‌های ۱۳۷۸–۱۳۴۵ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از تجزیه واریانس این تحقیق نشان داد که درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت، بیشترین اثر را بر کسری بودجه دولت می‌گذارند، اما در بلندمدت درآمدهای مالیاتی، به عنوان مهمترین عامل موثر بر کسری بودجه تعیین شده است. کمیجانی و ورهرامی (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۷–۱۳۵۸ و روش حداقل مربعات معمولی به بررسی نقش عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از اثر منفی درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی، رشد اقتصادی بر کسری بودجه و تاثیر مثبت یارانه‌ها و هزینه‌های عمومی دولت بر کسری بودجه دولت است. سلاطین و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی میزان تأثیرگذاری عوامل مؤثر (رشد اقتصادی، سرمایه انسانی، حاکمیت قانون، تورم و درجه آزادی اقتصادی) بر کسری بودجه با تأکید بر حاکمیت قانون در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش اثرات ثابت و گشتاور تعمیم‌یافته این تحقیق؛ در گروه کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۲ با استفاده از اطلاعات آماری بانک جهانی؛ نشان داد که رشد اقتصادی، سرمایه انسانی، حاکمیت قانون، تورم و درجه آزادی اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر کسری بودجه در گروه کشورهای منتخب دارد.

۳. الگو و روش‌شناسی تحقیق

بر اساس ادبیات نظری و تجربی موجود درباره عوامل اثرگذار بر اندازه بدهی دولت و با لحاظ شرایط حاکم بر اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶–۱۳۵۲، متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی جهت بررسی اثرگذاری عوامل اقتصادی و سیاسی بر اندازه بدهی بانکی دولت (DBS)، به شرح زیر در الگو نهائی لحاظ خواهند شد:

$$DBS_t = F(PB_t, EG_t, I_t, INF_t, OPC_t, CM_t, LE_t) \qquad (۱)$$

که در آن متغیرها به شرح زیر می‌باشند:

PB: کسری بودجه به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP).

EG: رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت سال ۱۳۹۰.

INF: نرخ تورم بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت سال ۱۳۹۰.

I: نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت بانکی به عنوان شاخصی از نرخ بهره.

OPC: نوسانات قیمت نفت که با استفاده از فیلتر هادریک–پرسکات (Hodrick–Prescott Filter) برآورد شده است.

CM: تعداد تغییرات وزیران کابینه در یک سال (به عنوان شاخص بی‌ثباتی سیاسی).

LE: تعداد انتخابات قانونی برگزار شده در یک سال (به عنوان شاخص بی‌ثباتی سیاسی).

در مورد انتخاب رهیافت اقتصادسنجی مناسب جهت برآورد الگو نهائی، باید به این نکته توجه شود که استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. اما بررسی‌های انجام یافته در این زمینه، نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از متغیرهای سری زمانی، این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها ناپایا هستند. این مساله ممکن است سبب بروز رگرسیون جعلی شده و اعتماد نسبت به ضرایب برآورد شده را از بین ببرد. بنابراین، طبق نظریه هم‌انباشتگی در اقتصاد سنجی مدرن، ضروری است هنگام استفاده از متغیرهای سری زمانی، از روش‌هایی در برآورد استفاده شود که به مساله پایایی و هم‌انباشتگی توجه داشته باشند. بر این اساس، در اقتصادسنجی کاربردی از رهیافت‌های مختلفی مانند گرنجر (Granger 1981)، انگل و گرنجر (Engle and Granger 1987)، جوهانسن و جوسیلیوس (Johansen and Juselius, 1990)، فیلیپس و هانسن (Phillips and Hansen 1990)، فیلیپس (Phillips 1991)، فیلیپس و لورتان (Phillips and Loretan 1991) و خود توضیح با وقفه‌های گسترده (Autoregressive Distributed Lag, ARDL) پسران و شین (Pesaran and Shin 1999) و پسران و همکاران (Pesaran et al. 2001) جهت برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرها – زمانی که ناپایا هستند – بهره گرفته شده است (Pesaran and Shin, 1998: 371 و Nkoro, and Uko, 2016: 66). بر این اساس و با توجه به مزیت‌های رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نسبت به سایر

رهیافت‌های مذکور، در مطالعه حاضر از این رهیافت، جهت بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده خواهد شد. لازم به ذکر است که رهیافت ARDL ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در مقایسه با سایر رهیافت‌های هم‌انباشتگی دیگر دارای چندین مزیت است: ۱- رویکرد ARDL به حجم نمونه حساس نیست، بنابراین برای نمونه‌های کوچک مناسب است. در حالی که برای اعتماد به نتایج رویکرد جوهانسون نمونه‌های بزرگ‌تری مورد نیاز است. ۲- برای استفاده از سایر روش‌های هم‌جمعی یا هم‌انباشتگی (ازجمله جوهانسون) یکسان بودن درجه انباشتگی متغیرها ضروری بوده، در حالی که روش ARDL برای متغیرهایی با درجات انباشتگی متفاوت (I(0) و I(1))، قابل استفاده است. ۳- در رویکرد ARDL، امکان در نظر گرفتن وقفه‌های بهینه متفاوت هر متغیر، در مراحل مختلف تخمین وجود دارد، در حالی که در سایر رهیافت‌های هم‌انباشتگی این امکان فراهم نیست. ۴- بر خلاف رهیافت‌های متعارف، در رویکرد ARDL بجای برآورد سیستمی از معادلات، تنها یک تک معادله برآورد می‌شود. ۵- برآوردهای روش ARDL به دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، نا اریب و کارا هستند. همچنین این روش، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان تخمین می‌زند (Thao and Hua, 2016: 88-89).

به پیروی از پسران و همکاران (۲۰۰۱)، بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای رابطه ۱ در چارچوب رهیافت ARDL، با تخمین یک مدل تصحیح خطا برداری شرطی (Conditional VECM Model) آغاز می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta DBS_t = {} & c_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta DBS_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \varpi_i \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \varphi_i \Delta EG_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{q_3} \gamma_i \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \eta_i \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \nu_i \Delta OPC_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_6} \pi_i \Delta CM_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{q_7} \omega_i \Delta LE_{t-i} + \lambda_1 DBS_{t-1} + \lambda_2 PB_{t-1} + \lambda_3 EG_{t-1} + \lambda_4 I_{t-1} + \\ & \lambda_5 INF_{t-1} + \lambda_6 OPC_{t-1} + \lambda_7 CM_{t-1} + \lambda_8 LE_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۲)$$

که در آن Δ عملگر دیفرانسیل مرتبه اول (The First Difference Operator)، p و q وقفه بهینه تعیین شده بر اساس توابع جریمه (Schwartz-Bayesian Criteria, SBC; Hannan Quinn Criteria, HQC and Akaike Information Criteria, AIC) یا ضریب تعیین تعدیل شده

(Adjusted R Squared)، c_0 عرض از مبدأ و ε_t جمله خطـای نوفـه سـفید (White Noise Errors) (که فرض می‌شود دارای توزیع گوسی (Gaussian Distributed) است) می‌باشد.

در آزمون باند (Bounds Testing) ARDL، رابطه ۲ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آماره آزمون F یـا والد (F-statistic or Wald statistic) مورد آزمون قرار می‌گیرد که فرضیه‌های این آزمون به صورت زیر می‌باشند:

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = \lambda_8 = 0$$
$$H_1 : \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0, \lambda_5 \neq 0, \lambda_6 \neq 0, \lambda_7 \neq 0, \lambda_8 \neq 0$$

در این روش دو کرانه بحرانی ارائه شده است؛ کرانه بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و کرانه پایینی برای سری‌های زمانی I(0). چنانچه مقـادیر آمـاره F محاسـبه شـده از الگـوی تصحیح خطای نامقید (Unrestricted Error Correction Model (UECM)) (رابطه ۲) از مقدار کرانه بالایی بیشتر باشد فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجـود رابطـه بلندمـدت بـین متغیرها رد می‌شود؛ چنانچه مقدار F محاسبه شده کمتر از کرانه پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که مقدار آماره F درون مقادیر کرانه پایین و بالا واقع شود، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه درجه انباشتگی متغیرها را بـدانیم (Pesaran et al., 2001:290). در ضمن مقادیر بحرانی آماره آزمون F توسط پسران و پسران (۱۹۹۷: ۴۷۸) ارائه شده است.

بعد از تایید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهـا، ضـرایب بلندمـدت و کوتـاه‌مـدت بـا اسـتفاده از الگـو تصـحیح خطـا مقیـد $ARDL(p,q_1,q_2,q_3,q_4,q_5,q_6,q_7)$ (ARDL Restricted Error Correction Models) برآورد می‌شوند که رابطه بلندمدت از رابطه زیـر بـه دست می‌آید:

$$DBS_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_{1i} DBS_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \lambda_{2i} PB_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \lambda_{3i} EG_{t-i} +$$
$$\sum_{i=1}^{q_3} \lambda_{4i} I_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \lambda_{5i} INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \lambda_{6i} OPC_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_6} \lambda_{7i} CM_{t-i} + \quad (۳)$$
$$\sum_{i=1}^{q_7} \lambda_{8i} LE_{t-i} + \varepsilon_t$$

و برای رابطه بلندمدت بالا، یک الگوی تصحیح خطا (ECM) بـه صـورت زیـر وجـود خواهد داشت:

$$\Delta DBS_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta DBS_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \varpi_i \Delta PB_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \varphi_i \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \gamma_i \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \eta_i \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \nu_i \Delta OPC_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_6} \pi_i \Delta CM_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_7} \omega_i \Delta LE_{t-i} + \upsilon ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن ϕ، ϖ، φ، γ، η، ν، π و ω ضرایب الگوی کوتاه‌مدت و ضریب ECM (υ) نشان می‌دهد که بعد از وارد شدن یک شوک در کوتاه‌مدت، رابطه بلندمدت با چه سرعتی به سمت رابطه تعادلی خود تعدیل می‌شود.

۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

در این بخش و حسب ضرورت بررسی مسئله پایایی متغیرها در تحلیل‌های سری‌زمانی، در گام نخست پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد انجی – پرون (Ng-Perron 2001) مورد بررسی قرار گرفته است. اسچورت (Schwert 1989) و دی‌جانگ (DeJong 1992) در مطالعات خود با توجه به دو مشکل اساسی آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (Augmented Dickey–Fuller Test) و فیلیپس و پرون (Phillips-Perron Test)؛ مبنی بر توان پایین این آزمون‌ها در رد فرضیه صفر آزمون ریشه واحد و مشکل انحراف شدید در اندازه آزمون (یعنی احتمال رد فرضیه صفر در حالی که این فرضیه درست است) وقتی که متغیر سری زمانی یک ریشه میانگین متحرک منفی بزرگ (Large Negative Moving Average Root) دارد، بیان می‌کنند در استفاده از نتایج این آزمون‌ها بویژه در نمونه‌های کوچک باید پرهیز نمود. برای حل این مشکل انجی – پرون (۲۰۰۱) آزمون ریشه واحد جدیدی را ارائه نموده‌اند. در آزمون ریشه واحد انجی – پرون (NG) سری زمانی با استفاده از تخمین زن حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) روندزدایی شده، که این امر موجب افزایش توان آزمون در صورت وجود مرتبه خود رگرسیونی بزرگ و کاهش اندازه آزمون در صورت وجود یک ریشه میانگین متحرک منفی بزرگ می‌شود. در ضمن آزمون انجی و پرون با اصلاح نحوه انتخاب وقفه بهینه بر خلاف آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس و پرون (PP) که در صورت وجود یک ریشه میانگین متحرک منفی بزرگ تمایل دارند وقفه بهینه را بسیار کوچک انتخاب کنند، گام موثری را در حل مشکل اندازه آزمون برداشته است. چهار آماره آزمون ارائه شده توسط انجی و پرون عبارتند از MZ_α، MZ_t، MSB و MPT که در واقع فرم‌های اصلاح شده‌ای از آماره‌های Z_α، Z_t فیلیپس و پرون

(۱۹۹۸)، آماره ارائه شده توسط بهارگاوا (Bhargava 1986) و آماره نقطه‌ای الیوت، روزنبرگ و رحمان (Elliott, Rothenberg, and Stock 1996) می‌باشند (Malik and Rehman 2014: 52-53).

نتایج آزمون ریشه واحد انجی و پرون در جدول شماره ۱ ارائه شده است. بر اساس نتایج این آزمون، متغیر وابسته اندازه بدهی بانکی دولت (DBS) و متغیرهای توضیحی اندازه کسری بودجه (PB)، نرخ بهره (I)، نوسانات قیمت نفت (OPC) و تعداد تغییرات وزیران کابینه در یک سال (CM) در سطح ناپایا ولی با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌باشند. همچنین متغیرهای توضیحی رشد اقتصادی (EG)، نرخ تورم (INF) و تعداد انتخابات قانونی برگزار شده در یک سال (LE) در سطح پایا می‌باشند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد انجی و پرون (Ng-Perron)

	MZa	MZt	MSB	MPT
GD	−۶/۳۸	−۱/۷۸	۰/۲۷	۱۴/۲۹
D(GD)	−۱۶/۳۰*	−۲/۸۵*	۰/۱۷*	۵/۵۹*
DBS	−۴/۳۲	−۱/۴۶	۰/۳۴	۲۰/۹۵
D(DBS)	−۱۹/۳۰**	−۳/۱۰**	۰/۱۶**	۴/۷۲**
FD	−۶/۳۲	−۱/۷۳	۰/۲۷	۱۴/۴۱
D(FD)	−۲۱/۱۷**	−۳/۲۵**	۰/۱۵**	۴/۳۰**
PB	−۱۴/۱۳	−۲/۶۵	۰/۱۹	۴/۴۶*
D(PB)	−۲۰/۲۹**	−۳/۱۸**	۰/۱۶**	۴/۵۰*
EG	−۲۰/۲۶**	−۳/۱۸**	۰/۱۶**	۴/۵۰*
I	−۹/۸۹	−۲/۲۲	۰/۲۲	۹/۲۱
D(I)	−۲۱/۴۰**	−۳/۲۷**	۰/۱۵**	۴/۲۵**
INF	−۳۱/۶۷***	−۳/۹۴***	۰/۱۲***	۳/۰۴***
OPC	−۱۶/۲۴*	−۲/۸۲*	۰/۱۷*	۵/۷۰*
D(OPC)	−۲۰/۹۶**	−۳/۱۸**	۰/۱۵**	۴/۶۹**
LE	−۲۱/۱۹**	−۳/۲۳**	۰/۱۵**	۴/۴۲**
CM	−۸/۹۵	−۲/۱۰	۰/۲۳	۱۰/۲۳
D(CM)	−۲۰/۸۸**	−۳/۲۲**	۰/۱۵**	۴/۴۳**

***،** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند/**

Asymptotic Critical Values (Ng-Perron, 2001, Table 1)

	MZa	MZt	MSB	MPT
٪۱	−۲۳/۸۰	−۳/۴۲	۰/۱۴	۴/۰۳
٪۵	−۱۷/۳۰	−۲/۹۱	۰/۱۷	۵/۴۸
٪۱۰	−۱۴/۲۰	−۲/۶۲	۰/۱۸	۶/۶۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد که بر اساس آن، بعضی از متغیرها در سطح پایا I(0) و بعضی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا I(1) می‌باشند، برای برآورد الگوهای رگرسیونی تحقیق از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده می‌شود که نتایج حاصل از این برآوردها، در جدول شماره ۲ ارائه شده است. بر اساس روابط بلندمدت برآورد شده ۱ تا ۷، نکاتی به شرح زیر قابل استنباط می‌باشد:

- اندازه کسری بودجه در تمامی روابط بلندمدت برآورد شده اثر مثبت، معنادار و قابل ملاحظه‌ای بر اندازه بدهی دولت داشته است. بنابراین و با توجه به تاثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدهی دولت از طریق کانال‌های متعدد؛ ۱- پس‌انداز خصوصی ۲- سرمایه‌گذاری دولتی ۳- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) ۴- نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت؛ (Checherita and Rother 2010: 6) و با هدف کنترل روند افزایشی بدهی دولت؛ ضروری است راهکارهای قانونی و اجرایی لازم در جهت کاهش کسری بودجه، توسط دستگاه‌های تصمیم‌ساز مد نظر قرار گیرد.
- مطابق انتظارات، رشد اقتصادی در تمامی روابط بلندمدت برآورد شده اثر منفی، معنادار و محسوسی بر اندازه بدهی دولت داشته است. این مسئله می‌تواند ریشه در این حقیقت داشته باشد که با افزایش رشد اقتصادی و ایجاد رونق، درآمدهای مالیاتی دولت افزایش یافته و لزوم استفاده از سیاست‌های انبساطی نیز از بین می‌رود، که این مسئله به نوبه خود انگیزه‌های دولت جهت استقراض را کاهش می‌دهد.
- بر اساس روابط بلندمدت برآورد شده، تورم، نوسانات قیمت نفت، نرخ سود بانکی، شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی – تعداد تغییرات وزیران کابینه در یک سال (CM) و تعداد انتخابات قانونی برگزار شده در یک سال (LE) – اثر معناداری بر اندازه بدهی بانکی دولت نداشته‌اند.

جدول شماره ۲. شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت به سیستم بانکی در اقتصاد ایران

متغیر	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۴	معادله ۵	معادله ۶	معادله ۷
c	-۰/۰۵ (-۰/۳۹)	۰/۱۵ (۱/۳۳)	-۰/۴۴ (-۰/۵۷)	۰/۴۹ (۱/۵۱)	۰/۱۷ (۱/۵۷)	۰/۱۸ (۱/۳۸)	۰/۱ (۱/۸۵)
PB	۸/۶۰ (۲/۷۰)***	۵/۶۶ (۲/۳۰)**	۸/۴۰ (۱/۵۶)	۵/۵۲ (۱/۸۹)*	۵/۲۸ (۲/۲۸)**	۵/۶۱ (۲/۳۰)**	۵/۶۵ (۲/۱۹)**
EG	۱	-۴/۳۱ (-۱/۹۶)**	-۵/۴۶ (-۱/۴۷)	-۵/۹۱ (-۱/۶۵)*	-۴/۶۳ (-۱/۷۴)*	-۴/۳۷ (-۱/۹۷)**	-۴/۹۷ (-۱/۸۰)*
I	۱	۱	۶/۳۵ (۰/۸۱)	۱	۱	۱	۱
INF	۱	۱	۱	-۱/۵۷ (-۱/۱۱)	۱	۱	۱
OPC	۱	۱	۱	۱	-۰/۰۱ (-۱/۲۹)	۱	۱
LE	۱	۱	۱	۱	۱	-۰/۰۳ (-۰/۴۲)	۱
CM	۱	۱	۱	۱	۱	۱	-۰/۰۰۴ (-۰/۴۱)
ECM (-1)	-۰/۰۹ (-۲/۴۰)**	-۰/۰۸ (-۲/۳۷)**	-۰/۰۶ (-۱/۵۹)	-۰/۰۶ (-۱/۸۹)*	-۰/۰۸ (-۲/۴۳)**	-۰/۰۸ (-۲/۳۷)**	-۰/۰۹ (-۲/۵۶)***
F Bound Test	۹/۷۳ ##	۱۴/۳۱ ##	۱۱/۵۲ ##	۱۱/۹۲ ##	۱۰/۲۲ ##	۱۰/۷۷ ##	۱۰/۹۳ ##

***، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.**

 # و ## به ترتیب بزرگتر بودن مقدار آماره F آزمون باند را از مقدار بحرانی کرانه پایین و کرانه بالا نشان می‌دهند.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

تجربه کشورهای مقروض در طول بحران‌های مالی (بحران بدهی دهه ۷۰-۱۹۶۰ کشورهای آفریقایی، ۸۰- ۱۹۷۰ کشورهای آمریکای لاتین، ۱۹۹۷ آسیای شرقی و ۰۸- ۲۰۰۷ کشورهای اروپایی و آمریکا) و آثار منفی و مخرب این بدهی‌ها بر اقتصاد این کشورها، موجب شده مسئله انباشت بدهی به یک موضوع مورد مناقشه بین اقتصاددانان مختلف تبدیل شود. در این راستا، شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت به دلیل اثرگذاری آن بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی دارای اهمیت ویژه در هر اقتصادی است که اقتصاد ایران نیز از این اصل مستثنی نیست. بر این اساس، مطالعه حاضر تلاش کرده تا با کمک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲، به شناسایی عوامل تعیین‌کننده اندازه بدهی دولت در اقتصاد ایران بپردازد.

بر اساس روابط بلندمدت برآورد شده، اندازه کسری بودجه اثر مثبت، معنادار و رشد اقتصادی اثر منفی، معنادار بر اندازه بدهی دولت داشته است. این در حالی است که متغیرهای تورم، نوسانات قیمت نفت، نرخ سود بانکی، شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی - تعداد تغییرات وزیران کابینه در یک سال و تعداد انتخابات قانونی برگزار شده در یک سال- اثر معناداری بر اندازه بدهی بانکی دولت نداشته‌اند. بنابراین و بر اساس یافته‌های این تحقیق و با توجه به تاثیرپذیری رشد اقتصادی از سطح بدهی دولت از طریق کانال‌های متعدد؛ ۱- پس‌انداز خصوصی ۲- سرمایه‌گذاری دولتی ۳- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) ۴- نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت؛ توصیه می‌شود راهکارهای قانونی و اجرایی لازم در جهت کاهش کسری بودجه، توسط دستگاه‌های تصمیم‌ساز مد نظر قرار گیرد. همچنین و با توجه به اثرگذاری منفی رشد اقتصادی بر اندازه بدهی دولت، توصیه می‌شود، ایجاد بسترهای لازم جهت تقویت رشد اقتصادی بلندمدت به عنوان یکی از مولفه‌های اصلی در تابع هدف مدیریت بدهی دولت در نظر گرفته شود.

قدردانی

نگارنده بر خود لازم می‌داند از راهنمایی‌های ارزنده احمد جعفری صمیمی (استاد اقتصاد دانشگاه مازندران)، سعید کریمی پتانلار (دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران)، ابراهیم التجائی (دانشیار اقتصاد پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی) و محمد علی ابوترابی

(استادیار اقتصاد پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی) در مرحلـه تجزیـه و تحلیـل یافته‌های تحقیق، تشکر نماید.

پی‌نوشت

۱. هموارسازی مالیاتی اشاره به آن دارد که هزینه های مدیریتی و زیان اجتماعی تغییرات مالیات‌هـا باید توسط دولت بهینه سازی (حداقل) شود.

چرخه تجاری به نوساناتی در فعالیت اقتصادی گفته می‌شود که یک اقتصـاد در طـول بـازه زمانی خاص آن را تجربه می‌کند. یک چرخـه تجاری اصولاً بر اساس بازه‌های رونق یـا رکـود تعریف می‌شود. در طول دوران رونق، اقتصاد در حال رشد و در طول دوران رکـود، اقتصـاد در حال کوچک شدن است، که با شاخص‌هایی مثل شکاف تولید یا شکاف بیکاری اثبات می‌شـود. رونق از طریق نقطه پایینی چرخه تجاری قبلی تا قله چرخه فعلی محاسبه می‌شود، درحـالی‌کـه رکود از قله تا پایین اندازه گیری می‌شود (*Madhani*, 2010: 180).

2. Bulgaria, Croatia, Cyprus, Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Malta, Poland, Romania, Slovakia, Slovenia.

کتاب‌نامه

سلاطین، پروانه؛ غفاری صومعه، نیلوفر و محمدی، سمانه (۱۳۹۷). بررسی عوامل موثر بر کسری بودجه با تاکید بر حاکمیت قانون. *فصلنامه سیاستهای مالی و اقتصادی*، ۶۶ (۲۲): ۱۵۸-۱۲۳.

شاکری، عباس و موسوی، میرحسین (۱۳۸۲). بررسی کارایی سیستم مالیاتی با توجه به کشش قیمتی و وقفه مالیاتی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵ (۱۷): ۷۸-۵۷.

علم‌الهدی، سید سجاد (۱۳۹۵). تحلیلی از شاخص‌های نظام مالیات اسلامی به عنوان الگوی هدف برای نظام مالیاتی ایران. *نشریه بررسی مسائل اقتصاد ایران (اقتصاد تطبیقی)*، ۳ (۲): ۱۰۹-۹۵.

فرح‌بخش، ندا و محرابیان، آزاده (۱۳۸۲)، عوامل موثر بر کسری بودجه در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۳ (۱): ۱۷۲-۱۵۷.

فرزین‌وش، اسدا...؛ اصغرپور، حسین و محمودزاده، محمود (۱۳۸۲). بررسی اثر تورم بر کسری بودجـه از بعد هزینه‌ای و درآمدی در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۳۸ (۲): ۱۵۰-۱۱۵.

کمیجانی، اکبر و ورهرامی، ویدا (۱۳۹۱). برآوردی از نقش عوامل مـوثر بـر کسـری بودجـه در ایـران. فصلنامه راهبرد، ۲۱ (۶۴): ۴۲ – ۲۷.

Alt, J. E. and Lassen, D. D. (2006). Fiscal Transparency, Political Parties, and Debt in OECD Countries. *European Economic Review*, 50 (6), 1403-1439.

Carlsen, F. (1997). Counter Fiscal Policies and Partisan Politics: Evidence from Industrialized Countries. *Applied Economics*, 29 (2), 145-151.

Checherita, C. and 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.

Chen, D. H. (2004). *Population Age Structure and the Budget Deficit*. The World Bank.

Cooray, A.; Dzhumashev, R. and Schneider, F. (2017). How Does Corruption Affect Public Debt? An Empirical Analysis. *World Development*, 90 (C), 115-127.

Cukierman, A. and Allan H. M. (1989). A Political Theory of Government Debt and Deficits in a Neo-Ricardian Framework. *American Economic Review*, 79 (4), 713-732.

Drazen, A. (2004). *Political Economy in Macroeconomics*. Orient Black swan.

Eberhardt, M. and Presbitero, A. F. (2015). Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity. *Journal of International Economics*, 97 (1), 45-58.

Edwards, S. and Guido T. (1991). Explaining Fiscal Policies and Inflation in Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*, 10, S16-S48.

Forslund, K.; Lima, L. and Panizza, U. (2011). The Determinants of the Composition of Public Debt in Developing and Emerging Market Countries. *Review of Development Finance*, 1 (3-4), 207-222.

Gill, I. and Pinto, B. (2005). *Public Debt in Developing Countries: Has the Market-Based Model Worked*. The World Bank.

Globan, T. and Matošec, M. (2016). Public Debt-to-GDP Ratio in New EU Member States: Cut the Numerator or Increase the Denominator. *Journal for Economic Forecasting*, 19 (3), 57-72.

Henisz, W. J. (2000). The Institutional Environment for Economic Growth. *Economics and Politics*, 12 (1), 1-31.

Imbeau, L. M., and Pétry, F. (Eds.). (2004). *Politics, Institutions, and Fiscal Policy: Deficits and Surpluses in Federated States*. Lexington Books.

Karadam, D. Y. (2018). An Investigation of Nonlinear Effects of Debt on Growth. *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, e00097.

Matiti, C. M. (2013). The Effect of Selected Determinants on Public Debt in Kenya. *Unpublished MBA Project, University of Nairobi*.

Muhammad I. M. and Atiq, U. R. (2015). Choice of Spectral Density Estimator in Ng-Perron Test: A Comparative Analysis. *International Econometric Review (IER)*, 7 (2), 51-63.

Natalia, C. (2006). *Influence of Economic and Political Factors on the Level of Government Debt: Case of Transition Countries*. Doctoral dissertation, Economics Education and Research Consortium, National University "Kyiv-Mohyla Academy".

Nkoro, E. and Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5 (4), 63-91.

Omrane Belguith, S. and Omrane, H. (2017). Macroeconomic Determinants of Public Debt Growth: A Case Study for Tunisia. *Theoretical and Applied Economics*, 24 (4), 161-168.

Pesaran M. H. and Pesaran B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford, Oxford University Press.

Roubini, N. (1991). Economic and Political Determinants of Budget Deficits in Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*. 10 (Supplement), S49-S72.

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

Swaray, R. B. (2005). Primary Commodity Dependence and Debt Problem in Less Developed Countries. *Applied Econometrics and International Development*, 5 (4), 131-142.

Thao, D. T. and Hua, Z. J. (2016). ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration: Relationship International Trade Policy Reform and Foreign Trade in Vietnam. *International Journal of Economics and Finance*, 8 (8): 84-94.

Tujula, M. and Wolswijk, G. (2004). What determines fiscal balances? An empirical investigation in determinants of changes in OECD budget balances. *Working Paper Series, European central bank (ECB),* NO. 422.

Veiga, L. G. and Veiga, F. J. (2014). Determinants of Portuguese local governments' indebtedness. *NIPE WP*, 16, 10-20.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی