فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال پنجم، شماره‌ی ۱۸، تابستان ۱۳۹۵
صفحات: ۸۱-۱۰۷

اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران

یونس سلمانی[۱]
کاظم یاوری[۲*]
بهرام سحابی[۳]
حسین اصغرپور[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۵/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۱/۲۸

چکیده

کسری بودجه‌ی ساختاری یکی از مهم‌ترین مشکلات کشورهای درحال‌توسعه محسوب می‌شود. این کشورها جهت تأمین بخشی از این کسری اقدام به استقراض از نظام بانکی، بخش خصوصی و یا دنیای خارج می‌کنند. این رویکرد با توجه به ترکیب بدهی‌ها و ساختار و شرایط اقتصادی کشورها می‌تواند آثار متفاوتی بر روی اقتصاد داشته باشد. به دلیل اهمیت این مسأله، مطالعه‌ی حاضر تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از روش ARDL طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۴-۱۳۹۲ بررسی کرده است.

نتایج نشان داد، نسبت بدهی دولت به GDP بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی دارد. این تأثیر در الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر درآمدهای نفتی نسبت به الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی و همچنین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است. از دیگر نتایج این مطالعه می‌توان به اهمیت قابل توجه سرمایه‌ی فیزیکی در هر دو الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر GDP نفتی و غیرنفتی و اهمیت سرمایه‌ی انسانی فقط در الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی اشاره کرد.

کلیدواژه‌ها: رشد اقتصادی، بدهی دولت، درآمدهای نفتی، کسری ساختاری بودجه، ARDL

طبقه‌بندی JEL: H69 ,H63 ,E69 ,E62

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس **Email:** unes.salmani@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (*نویسنده مسئول) **Email:** kyavari@gmail.com
۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس **Email:** sahabi_b@modares.ac.ir
۴. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز **Email:** asgharpurh@gmail.com

۱. مقدمه

دخالت دولت در اقتصاد بر اساس وظایف حاکمیتی و تصدی‌گری آن جهت رفع نارسایی بازار[1] امری اجتناب‌ناپذیر است. با این وجود، نارسایی دولت نیز می‌تواند به اندازه نارسایی بازار مصداق داشته باشد (بانک جهانی، ۱۳۷۸: ۶۴)؛ به‌طوری‌که با رشد غیربهینه اندازه دولت، حضور بخش خصوصی در اقتصاد کمرنگ‌تر می‌شود و این وضعیت به مرور زمان منجر به محدودتر شدن ظرفیت و پایه‌ی مالیاتی می‌شود. از سوی دیگر هزینه‌های جاری دولت با رشد غیربهینه‌ی اندازه دولت افزایش می‌یابد و این هزینه‌ها برای کاهش نیز از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردار هستند. در نتیجه این شرایط، بار هزینه‌ای ناشی از اندازه غیربهینه و بزرگ دولت بر درآمدهای جاری دولت غلبه می‌کند و دولت با کسری تراز عملیاتی مواجه می‌شود. علاوه بر این موارد، اندازه‌ی بزرگ دولت به دلیل کارایی کم فعالیت‌های دولتی و گسترش فعالیت‌های رانت‌جویانه، کاهش رقابت‌پذیری و رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت (بازمحمدی و چشمی، ۱۳۸۵: ۹). در نتیجه‌ی این امر نیز کسری بودجه حالت ساختاری[2] (دائمی) پیدا می‌کند. در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی این وضعیت شدیدتر است. به‌طوری‌که در این کشورها وجود رانت اقتصادی ناشی از منابع طبیعی در طول زمان وظایف حاکمیتی و تصدی‌گری دولت را به‌صورت غیر سازنده توسعه داده است.

در بسیاری از مواقع کشورهای برخوردار از رانت منابع طبیعی جهت جبران کسری ساختاری، با کاهش هزینه‌های عمرانی اقدام به ایجاد مازاد تراز سرمایه‌ای در بودجه می‌کنند و مازاد سرمایه‌ای ایجادشده را به هزینه‌های جاری تخصیص می‌دهند. این امر دارای تبعات پایدار منفی و بلندمدت برای رشد اقتصادی است. در بسیاری از کشورها این رویکرد نیز قادر به جبران کل کسری تراز عملیاتی دولت نیست و کسری باقی‌مانده از طریق استقراض از خارج یا اقتصاد داخلی تأمین می‌شود. به‌طورکلی کشورهای درحال‌توسعه و به‌خصوص برخوردار از رانت منابع طبیعی با ناکارایی و اندازه‌ی بزرگ دولت مواجه هستند. در این قبیل کشورها بخش خصوصی در مقیاس کلی علیرغم برخورداری از کارایی و بهره‌وری بالاتر نسبت به بخش دولتی، سهم قابل‌توجهی از فعالیت‌های اقتصادی ندارد. از سوی دیگر رشد بخش خصوصی در این کشورها نیازمند رشد پس‌انداز و سرمایه‌گذاری این بخش و حاکم شدن فضای اطمینان در اقتصاد است. این در حالی است که استقراض دولت از اقتصاد داخلی برای تأمین مالی کسری ساختاری بسته به شرایط و ساختار اقتصاد، همچنین ترکیب ابزارهای بدهی می‌تواند منجر به نااطمینانی، محدودیت دسترسی بخش خصوصی به منابع مالی، کاهش پس‌انداز و ... شود. در نتیجه‌ی این امر علاوه بر اینکه ناکارایی در تخصیص منابع عمومی و اختلال در سیستم بازار باقی خواهد ماند، بخش خصوصی در اقتصاد نیز منقبض می‌شود، در نتیجه رشد اقتصادی می‌تواند

1. Market Failure
2. Structural Budget Deficits

کاهش یابد، حتی در بلندمدت استمرار چنین شرایطی می‌تواند منجر به ناپایداری بدهی‌های دولت و در نتیجه کاهش رشد بلندمدت اقتصادی شود. در کشور ایران نیز رانت منابع طبیعی منجر به توسعه‌ی غیر بهینه‌ی نقش تصدی‌گری و حاکمیتی دولت در اقتصاد شده است و آثار سوء بدهی‌های دولتی ناشی از کسری بودجه بر رشد اقتصادی می‌تواند مصداق داشته باشد. به دلیل اهمیت این مسأله، مطالعه‌ی حاضر به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران می‌پردازد. در این راستا از داده‌ی سالانه دوره‌ی زمانی ۱۳۵۴-۱۳۹۲ و روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی[1] (ARDL) استفاده شده است.

در ادامه در بخش دوم به مبانی نظری پرداخته می‌شود، در بخش سوم مطالعات تجربی مرور می‌شوند، بخش چهارم به معرفی مدل تحقیق و روش‌شناسی تخصیص‌یافته است و در بخش پنج الگوی تحقیق برآورد و نتایج تحلیل می‌شوند. در بخش ششم نیز نتیجه‌گیری صورت می‌گیرد.

۲. مبانی نظری

در طول تاریخ بشری دولت‌های زیادی با این چالش مواجه بوده‌اند که «چگونه تعهدات بدهی‌های خود را به‌صورت مؤثر مدیریت کنند؟». حتی در برخی موارد، بدهی‌ها منجر به بحران‌های مالی شده‌اند و رفاه شهروندان را تهدید کرده‌اند. بهبود اقتصاد این قبیل کشورها نه تنها زمان‌بر بوده است، بلکه قرار گرفتن دوباره آنها در مسیر رشد به تأخیر می‌افتد. به‌عنوان‌مثال، بحران مالی و اقتصادی مکزیک در ۱۹۹۴، روسیه در ۱۹۹۸، آرژانتین در ۲۰۰۱ و کشورهای اروپایی همچون یونان، ایرلند، پرتغال، اسپانیا و ایتالیا البته با درجات کمتر در سال ۲۰۱۰-۲۰۱۱، فعل‌وانفعالات ناشی از انباشت بدهی‌های دولت را به‌خوبی نشان داده‌اند. بدهی‌ها می‌توانند کارکرد مفید هم داشته باشند. به‌عنوان مثال در رکود دسامبر ۲۰۰۷ و جولای ۲۰۰۹ ایالات متحده؛ دولت فدرال از طریق افزایش انباره‌ی بدهی اقدام به حمایت از اقتصاد کرد و مانع از عمیق‌تر شدن رکود شد. انباشت حجم بالای بدهی‌ها عموماً به دلیل اتخاذ سیاست‌های انبساطی مالی به همراه سیاست‌های انبساطی پولی با هدف ثبات اقتصادی ایجاد می‌شود. مطابق با مطالعه گالی[2] (۱۹۹۴) خریدهای دولتی به‌تنهایی ممکن است به‌عنوان یک تثبیت‌کننده عمل کنند. از طرف دیگر، همان‌طور که براتسیوتیس و رابینسون[3] (۲۰۰۴) در تجزیه‌وتحلیل مورد مکزیک در سال ۱۹۹۴ نشان دادند، بدهی‌های دولت که از کسری ناشی می‌شوند می‌توانند منجر به بحران مالی شوند؛ بنابراین، شواهد تجربی متناقض در مورد کارکرد و

1. Autoregressive Distributed Lag method (ARDL)
2. Galí
3. Bratsiotis and Robinson

اثرات بدهی‌های دولت در اقتصاد وجود دارد (جیمنز[1]، ۲۰۱۱: ۱-۲). به‌عنوان مثال سطوح بالای بدهی‌ها، تسویه‌ی آن از طریق تورم را وسوسه می‌کند، اما تأثیر چنین سیاستی به نظر می‌رسد محدود باشد و ممکن است در درازمدت هزینه داشته باشد. علاوه بر این، مدیریت بدهی نیاز به توسعه‌ی ابزارهای حصول اطمینان از نقدینگی مناسب و عملکرد بازارهای اوراق قرضه دولتی دارد (راوداناویز و همکاران[2]، ۲۰۱۱: ۲). به هر حال، دو طیف حدی مبانی نظری رابطه‌ی بدهی‌های دولت و بخش واقعی اقتصاد، شامل اصل برابری ریکاردویی[3] و نظریه‌ی کینزی است. اصل برابری ریکاردویی بیان می‌کند که برای یک مسیر (سطح) مشخص از مصرف دولت، انتقال بین دوره‌ای مالیات‌ها (انباشت بدهی‌ها یا کاهش بدهی‌های دولت) تأثیری بر مصرف بخش خصوصی ندارد؛ بنابراین در یک اقتصاد بسته نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و تولید نیز تغییری نخواهند کرد. اگر این اصل در اقتصاد صادق باشد، در این صورت کارکرد سیاست‌های مالی به‌عنوان یک ابزار در راستای ثبات اقتصادی به شدت محدود خواهد شد. این مسأله کاملاً برخلاف دیدگاه کینزین‌ها است. از نظر کینزین‌ها، کاهش مالیات‌ها با حفظ سطح مخارج مصرفی دولتی (انباشت بدهی دولتی) در یک دوره مصرف بخش خصوصی را افزایش می‌دهد و در نتیجه متغیرها اقتصادی همچون تولید و اشتغال را متأثر می‌کند (آپیره[4]، ۲۰۱۴: ۱۳۱). با مطالعه بارو[5] (۱۹۷۴) قضیه‌ی هم‌ارزی ریکاردویی دوباره مورد توجه قرار گرفت. بارو استدلال کرد اوراق قرضه دولتی در دست بخش خصوصی برای خانوارها ثروت خالص به‌حساب نمی‌آید، در نتیجه این بدهی‌ها بر مصرف خصوصی تأثیری ندارد. مطالعات مختلفی بر این نتایج صحه گذاشتند. البته نتایج برخی از مطالعات تجربی دیگر نیز از دیدگاه کینزی‌ها حمایت کردند (بیکر[6]، ۱۹۹۵).

دیدگاه متعارف درباره‌ی بدهی‌های دولتی (الماندورف و منکیو[7]، ۱۹۹۹) بیان می‌دارد که در کوتاه‌مدت، تولید بر مبنای تقاضا تعیین می‌شود و کسری مالی (بدهی‌های دولتی بالا) بر درآمد قابل‌تصرف، تقاضا کل و کل تولید تأثیر مثبت دارد. این اثرات مثبت احتمالاً زمانی که سطح محصول واقعی زیر ظرفیت بالقوه است، بزرگتر خواهد بود. الماندورف و منکیو (۱۹۹۹) بیان کرده‌اند در بلندمدت اگر برابری ریکاردویی صادق نباشد، کاهش در پس‌انداز بخش عمومی ناشی از کسری بودجه به‌طور کامل با افزایش پس‌انداز بخش خصوصی جبران نخواهد شد. در نتیجه پس‌انداز ملی کاهش خواهد یافت و به دنبال آن کل سرمایه‌گذاری هم در داخل و هم خارج کاهش پیدا می‌کند. کاهش سرمایه‌گذاری در داخل منجر به کوچکتر شدن موجودی سرمایه، نرخ بهره‌های بالا، بهره‌وری

1. Jiménez
2. Rawdanowicz and et al
3. Ricardian Equivalence
4. Apere
5. Barro
6. Becker
7. Elmendorf and Mankiw

و دستمزد نیروی کار پایین می‌شود. در عوض، سرمایه‌گذاری خارجی پایین‌تر (و یا جریان‌های خارجی بالاتر) یک اثر منفی بر درآمد سرمایه خارجی و در نتیجه کاهش GNP آتی کشور خواهد داشت. این اثر منفی افزایش در بدهی‌های دولتی بر روی GDP یا GNP می‌تواند به‌دلیل وجود انحرافات مالیاتی تقویت شود؛ بنابراین نمی‌توان همواره به انباشت بدهی دولتی ادامه داد، بلکه لازم است در دوره‌ی رونق بدهی‌های دولت تسویه شوند. به‌هرحال بر اساس دیدگاه متعارف؛ در کوتاه‌مدت با افزایش بدهی‌های دولت، تقاضای کل افزایش می‌یابد اما در بلندمدت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با اثر جایگزینی (ازدحام)[1] مواجه می‌شود (الماندورف و منکیو، ۱۹۹۹). ممکن است که سطوح بالایی از بدهی‌ها محدودیت‌هایی را در توانایی یک کشور برای انجام سیاست‌های ضد چرخه‌ای مطرح کند و در نتیجه نوسانات تولید افزایش و رشد اقتصادی کاهش یابد (ریمی و ریمی[2]، ۱۹۹۵). با این حال، رابطه بین بدهی و توانایی برای انجام سیاست‌های ضد چرخه‌ای بیشتر احتمال دارد به ترکیب بدهی‌های دولتی بستگی داشته باشد تا به سطح بدهی‌های دولت (هاسمن و پانیزا[3]، ۲۰۱۱؛ دی‌گراوه[4]، ۲۰۱۱). این نشان می‌دهد که کشورهای با ترتیبات پولی متفاوت و ساختار بدهی متفاوت به احتمال زیاد در سطوح بسیار متفاوتی از بدهی‌ها با مشکلات مواجه هستند. به هر حال کارایی بدهی‌های دولت بسته به شرایط اقتصاد و وضعیت مالی دولت‌ها در کشورهای مختلف متفاوت است. بر همین اساس اثرات بدهی دولت بر اقتصاد هنوز چندان روشن نیست (جیمنز، ۲۰۱۱: ۲).

در حالت کلی استقراض دولت تا زمانی که سازگار با تأمین مالی عمومی مناسب[5] باشد، مقبول است. اگر سیاست ایجاد بدهی بر اساس تأمین مالی عمومی مناسب اتخاذ شود، به عبارتی ارزش فعلی بدهی[6] (مجموع کسری بودجه‌های ایجادشده) در دوره‌ی رکود با ارزش فعلی مجموع مازاد بودجه‌های ایجادشده در دوره‌ی رونق برابر باشد (به‌شرط آنکه محاسبه‌ی ارزش فعلی بر اساس بهره‌ی پرداختی به تأمین‌کنندگان بدهی صورت بگیرد)؛ ایجاد بدهی توسط دولت (با اغماض از برخی تغییرات) صرفاً منجر به انتقال موقتی منابع مالی از سمت بخش خصوصی به دولت می‌شود. در واقع برای آنکه دولت تعهدات خود را پرداخت نماید، باید بدهی دولت از شرایط «بازی غیر پونزی[7]» تبعیت کند. اصول تأمین مالی عمومی مناسب بر این ایده استوار است که باید از کسری ساختاری و دائمی ممانعت شود. جان مینارد کینز[8] اولین اقتصاددانی بود که از این ایده حمایت کرد. مطابق نظر کینز (۱۹۲۳)، دولت

1. Crowding out Effect
2. Ramey and Ramey
3. Hausmann and Panizza
4. De Grauwe
5. Sound Public Finance
6. Present Value
7. No Ponzi Game
8. John Maynard Keynes

باید در دوره‌ی رکود کسری بودجه ایجاد کند و این کسری باید با ایجاد مازاد در زمان رونق جبران شود. بر این اساس، اتخاذ سیاست‌های مالی اختیاری[1] (مصلحتی) در شرایط رونق اقتصادی یکی از مهم‌ترین دلایل کسری‌های ساختاری و انباشت بدهی است. کسری دائمی منجر به ایجاد انتظاراتی می‌شود که مبنی بر این انتظارات؛ دولت هرگز قادر به بازپرداخت بدهی‌های خود نخواهد شد (کورتاشو[2]، ۲۰۱۱: ۲۲). این انتظارت می‌تواند به نااطمینانی در فضای اقتصادی منجر شود. این نااطمینانی به‌خصوص در حوزه‌ی استقراض خارجی، دولت را با افزایش هزینه‌های استقراض مواجه می‌سازد.

در کشورهای دارای کسری ساختاری، بانک مرکزی و دولت تحت یک چارچوب عملکرد هماهنگ قرار دارند که طی آن بخشی از کسر بودجه دولت با وام‌گیری از بانک مرکزی و با انتشار پول تأمین مالی می‌شود. در واقع می‌توان گفت درحالی‌که یکی از اهداف بلندمدت بانک‌های مرکزی، حفظ و ارتقاء ثبات مالی سیستم‌های مالی از طریق کنترل تورم است، در رویارویی با مساله تأمین مالی کسری بودجه دولت و روآوری به خلق پول، این هدف نادیده گرفته می‌شود. در ادبیات اقتصادی این پدیده اصطلاحاً «حاکمیت مالی[3]» نامیده می‌شود (صباغ کرمانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲). حاکمیت مالی منجر می‌شود سیاست‌های پولی حالت انفعالی پیدا کنند. در نتیجه، بانک مرکزی چندان قادر نخواهد بود بر اساس سیاست‌های پولی، اهداف تعیین شده برای آن (همچون ثبات قیمت، رشد اقتصادی و کمک به اشتغال) را دنبال کند. در این حالت مقام مالی به‌صورت مستقل با در نظر گرفتن درآمد ناشی از حق‌الضرب[4]، تراز اصلی را تعیین می‌کند و بانک مرکزی به‌صورت منفعل نرخ رشد پول را تنظیم می‌کند و بر اساس این نرخ رشد تورم در جامعه تعیین می‌شود (تئوری مالی تورم[5]). بدهی دولت به بانک‌های تجاری نیز دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات را محدود می‌کند و از این طریق منجر به افزایش نرخ بهره‌ی بانکی می‌شود. در نتیجه‌ی این امر، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌تواند کاهش یابد. از سوی دیگر بدهی دولت به بنگاه‌های اقتصادی نیز می‌تواند فرآیند سرمایه‌گذاری بنگاه‌های خصوصی و در نتیجه تولید آنها را با وقفه مواجه سازد. همچنین بدهی دولت به خانوارها تحت تأمین مالی عمومی نامناسب می‌تواند سطح مصرف و پس‌انداز آنها را کاهش دهد. در کل ایجاد بدهی جهت جبران کسری ساختاری، می‌تواند دوره‌ی رکود در اقتصاد را طولانی کند و همچنین در زمان رونق نیز منجر به توسعه تصدی‌گری غیرسازنده‌ی دولت شود. باید در نظر داشت که پرداخت‌های جاری بهره‌ای و دائمی رو به رشد بدهی‌های دولتی (ناشی از کسری بودجه ساختاری)

1. Discretionary Fiscal Policy
2. Curtaşu
3. Financial Dominance
4. Seigniorage Revenue
5. Fiscal Theory of Inflation

خود منجر به تشدید کسری بودجه ساختاری می‌شود. این در حالی است که ایجاد بدهی در دوره‌ی رکود و جبران آن در دوران رونق می‌توانست نوسانات تولید ملی را تعدیل کند.

۳. مطالعات تجربی

مطالعات مختلف بر اساس مبانی فوق اقدام به بررسی اثر بدهی‌های دولت بر متغیرهای اقتصادی کرده‌اند که در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

یلدان[1] (۱۹۹۷) تعامل بخش واقعی و مالی اقتصاد ترکیه را در مراحل مختلف آزادسازی مالی[2] بررسی کرده است. شبیه‌سازی CGE نشان داد که تأمین مالی کسری بودجه از طریق بدهی (اوراق قرضه) و پولی کردن[3] اثرات منفی قابل‌توجهی بر روی اقتصاد کلان دارد. به‌طوری‌که پیگیری این سیاست بر نرخ بهره فشار می‌آورد و منجر به کوچک شدن بازارهای مالی و بخش خصوصی می‌شود و در نهایت اقتصاد واقعی منقبض خواهد شد. چیچریتا و روتر[4] (۲۰۱۰) تأثیر بدهی‌های دولت بر رشد سرانه تولید ناخالص داخلی را در دوازده کشور منطقه یورو طی یک دوره ۴۰ ساله (شروع از ۱۹۷۰) بررسی کردند. بررسی آنها تأثیر غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی را نشان داد به‌طوری‌که نسبت بدهی به تولید ناخالص بیش از ۹۰-۱۰۰ درصد، اثرات مخربی بر رشد بلندمدت خواهد داشت. همچنین آنها بیان کردند که اثـر منفی بـدهی بالا بر رشـد اقتصادی ممکن است از سطح تقریبی ۷۰-۸۰ درصدی تولید ناخالص داخلی شروع شود. لذا آنها اتخاذ سیاست بدهی محتاطانه‌تری را در این سطح بدهی توصیه کرده‌اند. همچنین نشان دادند که تغییر سالانه نسبت بدهی عمومی و نسبت بودجه کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی رابطه منفی و خطی با رشد سرانه تولید ناخالص داخلی دارد. کانال‌هایی که در این مطالعه برای اثرگذاری بدهی‌های دولت (سطح یا تغییر) بر نرخ رشد اقتصادی معرفی‌شده است عبـارت‌انـد از: الف) پـس‌انداز بخش خصوصی، ب) سرمایه‌گذاری دولتی، ج) بهره‌وری کل عوامل (TFP) و د) نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت است. مینیاً و پارنت[5] (۲۰۱۲) رابطه بین بدهی و رشد را با استفاده از مدل پانل دیتای رگرسیون آستانه‌ای هموارشده[6] بررسی کردند. نتایج نشان داد که بدهی عمومی در بازه‌ی بین ۹۰ الی ۱۱۵ درصدی نسبت به GDP با رشد اقتصادی رابطه منفی دارد؛ اما در بازه‌ی بیشتر از ۱۱۵ درصدی GDP این رابطه مثبت می‌شود. همچنین نتایج حاکی از وجود رابطه‌ی غیرخطی پیچیده بین بدهی دولت و رشد اقتصادی بود. این پیچیدگی‌ها بر اساس مدل‌هایی که آستانه‌ی آنها به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود، قابل مدل‌سازی

1. Eldan
2. Financial Liberalisation.
3. Monetisation.
4. Checherita and Rother
5. Minea and Parent
6. The Panel Smooth Threshold Regressions Model

نیست. مایر و همکاران[1] (۲۰۱۳)، تأثیر وضعیت مالی دولت را بر انتقال شوک مخارج دولت در قالب یک مدل نئوکینزی[2] تجزیه‌وتحلیل کردند. نتایج نشان می‌دهد در حالتی که نرخ بهره واقعی از انعطاف‌پذیری محدودی برخوردار باشد، سطوح بالاتر بدهی‌های دولت منجر به رفتار کمتر یکنواخت (نوسانی) متغیرهای اقتصاد کلان می‌شود و هر چقدر سطح بدهی‌ها بیشتر شود ممکن است این مکانیسم تقویت شود. همچنین شبیه‌سازی این مطالعه نشان داد که به ازای نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بالاتر، نوسانات دستمزدهای حقیقی هم‌جهت با چرخه‌های تجاری تقویت می‌شود، این نشان‌دهنده رفتار خلاف چرخه‌ای شدید حاشیه‌ی سود نسبت به یک اقتصاد با دیون پایین‌تر است؛ بنابراین، کانال وضعیت مالی دولت ممکن است سود و فرصت‌های شغلی را کاهش دهد و در نتیجه منجر به افزایش بیکاری ناشی از شرایط مالی شود.

آمارو و همکاران[3] (۲۰۱۳) رابطه بین رشد اقتصادی، بدهی خارجی و بدهی‌های داخلی را در نیجریه طی دوره ۱۹۷۰–۲۰۱۰ با استفاده از روش OLS بررسی کردند. نتایج نشان داد که بدهی خارجی تأثیر منفی و بدهی‌های داخلی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در نیجریه دارند. آپیره (۲۰۱۴) به بررسی اثرات بدهی‌های بخش عمومی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در نیجریه طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۱–۲۰۱۲ به روش متغیر ابزاری و تکنیک بوت استرپ پرداخته است. نتایج نشان داد که بدهی‌های داخلی اثر خطی و مثبت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند، بدهی‌های خارجی تأثیر U شکل بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند. نسبت مخارج مصرفی بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری این بخش دارد. بر اساس این نتایج مطالعه توصیه می‌کند که نیجریه اقدام به استقراض از دولت‌های خارجی در حد وجوهی نماید که نسبت به تولید ناخالص داخلی به‌قدر کافی بزرگ باشند و این وجوه باید در سرمایه‌گذاری‌های مولد به کار گرفته شود.

قبادی و کمیجانی (۱۳۸۹) به تبیین رابطه میان سیاست پولی– ارزی و بدهی دولت در ایران و تأثیر آنها بر تورم و رشد اقتصادی در دوره زمانی (۱۳۸۷–۱۳۶۸) با اعمال قیود همزمانی بلندمدت پرداخته‌اند. روابط بلندمدت نشان می‌دهد میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌عنوان یک ابزار مؤثر در اقتصاد ایران نقشی را ایفا نمی‌کند، اما افزایش بدهی دولت یک عامل مؤثر بر افزایش حجم پول و افزایش قیمت‌ها است. در مورد تأثیرگذاری تغییرات حجم پول، نرخ سود سپرده‌های بانکی و بدهی دولت بر تغییرات سطح تولید رابطه معناداری در بلندمدت مشاهده نمی‌شود. به‌طورکلی می‌توان گفت که نقش سیاست پولی با تأکید بر حجم پول و سیاست ارزی با تأکید بر نوسان‌های نرخ ارز و سیاست‌های مالی دولت با تأکید بر بدهی دولت از عوامل مؤثر بر افزایش نرخ تورم در اقتصاد ایران

1. Mayer and *et al*
2. New Keynesian Model
3. Umaru and *et al*

محسوب می‌شود. خیابانی و همکاران (۱۳۹۱) ناپایداری مالی دولت ایران را بر اساس داده‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۷ و با روش همجمعی چندجانبه مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که دولت در مقیاس بودجه عمومی، در وضعیت پایداری مالی قرار ندارد؛ اما اگر حق‌الضرب به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود؛ شرایط پایداری مالی تأمین خواهد شد. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست مالی ایران، فقط با اتکاء به تورم، قادر به بازپرداخت بدهی دولت خواهد بود. افشاری و همکاران (۱۳۹۱) به آزمون تجربی سیاست مالی در ایران بر اساس مدل هموارسازی مالیاتی بارو و به روش همجمعی و همجمعی چندگانه مانند انگل-گرنجر و جوهانسن- جوسیلیوس پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که فرآیند مالی در ایران پایدار نیست و دولتمردان ایران منبع نفت در جهت حذف کسری بودجه و بدهی‌های دولت استفاده مطلوب نکرده‌اند. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که درآمدها و مخارج دولت مستقل از هم هستند و با ادامه سیاست‌های مالی کنونی دولت نمی‌تواند پایداری بلندمدت مالی را برای کشور به ارمغان آورد. فتاحی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی پایداری بدهی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که ضریب نسبت بدهی به GDP با وقفه مثبت و معنادار است که حاکی از نقش مازاد بودجه‌های گذشته در بودجه فعلی یا به‌طور معادل نشان‌دهنده نقش کسری بودجه‌های گذشته در کسری بودجه فعلی است. تابع واکنش مالی و تحلیل همجمعی نشان داد در کوتاه‌مدت پایداری بدهی به‌صورت ضعیف در اقتصاد ایران وجود دارد، اما در بلندمدت بدهی پایدار نیست، بنابراین برای اینکه دولت در آینده بتواند خطر بحران بدهی را کاهش دهد می‌بایست تلاش کند تا اقتصاد و منابع درآمدی را متنوع کند و از وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی بکاهد.

وجه تمایز مطالعه‌ی حاضر از مطالعات صورت گرفته در تأکید بر اثرات بدهی دولت بر رشد اقتصادی مبتنی تولید کل و غیرنفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. این موضوع تا به‌حال با چنین رویکردی در مورد کشور ایران بررسی نشده است.

٤. الگوی پژوهش و شیوه برآورد

جهت بررسی تأثیر بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی، در ابتدا لازم است نحوه ورود متغیر بدهی در الگوهای رشد اقتصادی مشخص شود. در این راستا دو رویکرد سازگار با روش‌های اقتصادسنجی وجود دارد؛ در رویکرد اول می‌توان از تابع تولید دوبخشی (دولتی و غیردولتی) رم[1] (۱۹۸۶) که از کار فیدر[2] (۱۹۸۲) در مورد نقش صادرات در رشد اقتصادی اقتباس‌شده است، استفاده کرد و سپس بر

1. Ram
2. Feder

اساس اصول ساختار ترازنامه (دارایی‌ها و بدهی‌های) دولت، الگوی رم (۱۹۸۶) را برای بدهی‌های دولت تعدیل کرد.

مطابق فرض رم (۱۹۸۶) تولید کل اقتصاد (Y) شامل مجموع تولید بخش دولتی G و بخش غیردولتی C است. اگر الگوی تولید رم (۱۹۸۶) به ازای نیروی کار شاغل نوشته شود، در این صورت خواهیم داشت:

$$c= c(k_c, g); \quad c = C / L_C, k_c = K_C / L_C, g = G / L_G \qquad (۱)$$

$$g= g(k_g); \quad g = G / L_G, k_g = K_G / L_G \qquad (۲)$$

$$y=c+g; \quad y = Y / L \qquad (۳\text{- الف})$$

$$w_c.k_c + w_g.k_g = k; \quad w_c = \frac{L_C}{L}, w_g = \frac{L_G}{L}, L = L_C + L_G \qquad (۳\text{- ب})$$

$$\frac{g_k}{c_k} = 1 + \delta \qquad (۴)$$

رابطه (۱) تابع تولید بخش غیردولتی به ازای نیروی کار شاغل در بخش غیردولتی و رابطه (۲) تابع تولید بخش دولتی به ازای نیروی کار شاغل در بخش دولتی را نشان می‌دهد. بر اساس رابطه‌ی (۱) تولید بخش دولتی به ازای نیروی کار شاغل در آن (g) روی تولید بخش غیردولتی به ازای نیروی شاغل در بخش غیردولتی (c) تأثیر دارد. رابطه (۳- الف) نشان می‌دهد کل تولید به ازای نیروی کار شاغل (y) مجموع g و c است و رابطه (۳- ب) نشان می‌دهد سرمایه فیزیکی به ازای نیروی کار شاغل در اقتصاد (k) برابر با میانگین وزنی موجودی سرمایه بخش غیردولتی به ازای نیروی کار شاغل در این بخش (k_c) و موجودی سرمایه بخش دولتی به ازای نیروی کار شاغل در این بخش (k_g) است و وزن نیز برابر با سهم نیروی کار شاغل بخش‌ها از شاغلین کل اقتصاد است. در رابطه‌ی (۳- ب) L، L_C و L_G به ترتیب نیروی کار شاغل در کل اقتصاد، بخش غیردولتی و دولتی را نشان می‌دهد. در رابطه (۴)، $g_k = (\partial g / \partial k_g)$ تولید نهایی موجودی سرمایه به ازای نیروی کار شاغل در بخش دولتی، $c_k = (\partial c / \partial k_c)$ تولید نهایی موجودی سرمایه به ازای نیروی کار شاغل در بخش غیردولتی است و δ تفاوت تولید نهایی عوامل تولید در دو بخش را نشان می‌دهد. درصورتی‌که δ بزرگتر از صفر باشد تولید نهایی عوامل تولید در بخش دولت از تولید نهایی عوامل تولید در بخش غیردولتی بیشتر است.

با دیفرانسیل‌گیری کامل از روابط ۱ و ۲ و همچنین استفاده از دیفرانسیل (۳- الف) و رابطه‌ی (۳- ب) رابطه‌ی (۵) حاصل می‌شود:

$$dy = \frac{c_k}{w_c} dk + c_g dg + (\frac{(1+\delta)w_c - w_g}{(1+\delta)w_c})\mathrm{dg} \qquad (۵)$$

بر اساس اصول ترازنامه دولت؛ ثروت خالص[1] بخش دولتی (NW_G) برابر است با مجموع دارایی‌های مالی[2] (FA_G)، دارایی‌های نامشهود[3] (IN_G) و دارایی‌های (سرمایه) فیزیکی[4] بخش دولتی (K_G) منهای بدهی‌های مالی[5] بخش دولتی (DEB_G) است. اگر این رابطه به ازای نیروی کار شاغل در بخش دولتی نوشته شود، رابطه زیر برقرار است:

$$nw_g = fa_g + k_g + in_g - deb_g \qquad (۶)$$

اگر فرض شود که صرفاً سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فیزیکی بخش دولتی از طریق استقراض تأمین مالی شود و هزینه‌های نصب سرمایه‌گذاری وجود نداشته باشد، در این حالت با دیفرانسیل‌گیری از رابطه‌ی (۶) رابطه‌ی (۷) حاصل می‌شود:

$$dnw_g = dfa_g + dk_g + din_g - ddeb_g \xrightarrow{dnw_g = dfa_g = din_g = 0} dk_g = ddeb_g \qquad (۷)$$

اگر از رابطه‌ی (۲) دیفرانسیل کامل گرفته شود و رابطه‌ی (۷) در آن جایگزین شود، رابطه‌ی زیر حاصل می‌شود:

$$\mathrm{dg} = \mathrm{g}_k . \mathrm{dk}_g \xrightarrow{dk_g = ddeb_g} \mathrm{dg} = \mathrm{g}_k . \mathrm{ddeb}_g \qquad (۸)$$

با قرار دادن رابطه‌ی (۸) در رابطه‌ی (۵) و تقسیم آن بر y خواهیم داشت:

$$\frac{dy}{y} = \frac{c_k}{w_c} . \frac{dk}{k} . \frac{k}{y} + c_k . \frac{ddeb_g}{deb_g} . \frac{deb_g}{y} + (\frac{(1+\delta)w_c - w_g}{(1+\delta)w_c}) . \mathrm{g}_k . \frac{ddeb_g}{deb_g} . \frac{deb_g}{y} \qquad (۹)$$

1. Net Worth
2. Financial Assets
3. Intangible Assets
4. Physical Assets (Capital)
5. Financial Liabilities (Debts)

با قرار دادن $b_1 = \frac{c_k}{w_c}.\frac{k}{y}$ و $b_2 = (c_k + (\frac{(1+\delta w)_c - w_g}{(1+\delta w)_c})_k g\frac{deb}{y}.^g$ می‌توان رابطه‌ی تجربی رگرسیونی برای داده‌های سری زمانی را به‌صورت زیر نوشت:

$$\frac{dy_t}{y_t} = b_0 + b_1\frac{dk_t}{k_t} + b_2\frac{\mathrm{ddeb}_{gt}}{\mathrm{deb}_{gt}} + \mathrm{e}_t \qquad (۱۰)$$

می‌توان ضرایب مدل فوق را بر اساس تصریح لگاریتمی زیر نیز به دست آورد:

$$\ln(y_t) = b_0 + b_1\ln(k_t) + b_2\ln(deb_{gt}) + \mathrm{v}_t \qquad (۱۱)$$

حال می‌توان سایر متغیرهای محیطی و کنترلی همانند سرمایه‌ی انسانی، باز بودن تجاری و درآمدهای نفتی در مورد کشورهای عمده صادرکننده نفت را جهت کامل بودن تصریح رگرسیونی به مدل رگرسیونی (۱۰) یا (۱۱) اضافه کرد. شایان ذکر است در این الگوها متغیر بدهی‌ها دولت در الگو ظاهرشده است، اما بر اساس ادبیات نظری مرتبط با پایداری بدهی‌های دولت، حضور متغیر نسبت حجم بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی در الگو ضرورت دارد. جهت حل این مسأله می‌توان در الگوی رگرسیونی (۱۰) یا (۱۱) به‌جای متغیر بدهی دولت (deb_{gt}) از نسبت آن به تولید ناخالص داخلی (deb_{gt}/y) استفاده کرد. این تعدیل در مطالعاتی که درصدد بررسی اثرات اندازه دولت (نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی) بر روی رشد اقتصادی بر مبنای رویکرد تابع تولید دوبخشی بوده‌اند نیز صورت گرفته است (رابینسون[1] (۱۹۷۷)، لاندوآ[2] (۱۹۸۳)، رم (۱۹۸۶)، گنالپ و هان گور[3] (۲۰۰۲)).

رویکرد دوم در واردکردن متغیر بدهی دولت در الگوهای رشد اقتصادی کانال بهره‌وری کل عوامل تولید است. در این راستا شواهد تجربی کافی وجود دارد که می‌توان به مطالعه بلاوی[4] (۲۰۰۶)، افونسو و تووار جالیس[5] (۲۰۱۱) و بنهاریس و خلیفه محمد[6] (۲۰۱۵) اشاره کرد. در این رویکرد تابع تولید کل اقتصاد به ازای نیروی کار شاغل به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

1. Rubinson
2. Landau
3. Günalp and Han Gür
4. Blavy
5. Afonso and Tovar Jalles
6. Bin Haris and Khalifa Mohammad

$$\frac{dy_t}{y} = b_1 \frac{dk_t}{k_t} + A_t \qquad (۱۲)$$

در رابطه فوق A_t؛ نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است که تابعی از عوامل تعیین‌کننده‌ی آن در نظر گرفته می‌شود. این عوامل بیشتر شامل متغیرهای کنترلی مدل رشد و متغیرهای محیطی اقتصاد مورد بررسی است. در مورد کشور ایران می‌توان نوشت:

$$A_t = \mathrm{A}_0 + \mathrm{b}_2 \frac{dsdeb_{gt}}{sdeb_{gt}} + \mathrm{b}_3 \frac{\mathrm{dhcap}_t}{\mathrm{hcap}_t} + \mathrm{b}_4 \frac{\mathrm{dopen}_t}{\mathrm{open}_t} + \mathrm{b}_5 \frac{\mathrm{doil}_t}{\mathrm{oil}_t} + \mathrm{v}_t \qquad (۱۳)$$

که در اینجا $sdeb_{gt}$؛ نسبت بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، open_t؛ باز بودن تجاری و oil_t؛ درآمدهای نفتی است. حال اگر معادله (۱۳) در معادله (۱۲) جایگذاری شود:

$$\frac{dy_t}{y} = b_0 + b_1 \frac{dk_t}{k_t} + \mathrm{b}_2 \frac{dsdeb_{gt}}{sdeb_{gt}} + \mathrm{b}_3 \frac{\mathrm{dhcap}_t}{\mathrm{hcap}_t} + \mathrm{b}_4 \frac{\mathrm{dopen}_t}{\mathrm{open}_t} + \mathrm{b}_5 \frac{\mathrm{doil}_t}{\mathrm{oil}_t} + \mathrm{v}_t \qquad (۱۴)$$

که در آن A_0 برابر با b_0 در نظر گرفته‌شده است. در مورد سایر متغیرهای اقتصادی (اندازه دولت، تجارت و...) چنین رویکردی در مطالعات امیر خلخالی و دار (۱۹۹۵) و دار و امیر خلخالی[1] (۱۹۹۹ و ۲۰۰۲) به کار گرفته‌شده است. به‌هرحال اگر الگوی (۱۴) به فرم تابع تولید کاب- داگلاس تبدیل شود، در این حالت مشاهده می‌شود که این الگوی در واقع تعمیمی از مدل منکیو و همکاران[2] (۱۹۹۲) است. به طوری‌که:

$$y_t = T_0 k_t^{b_1} hcap_t^{b_3} sdeb_{gt}^{b_2} open_t^{b_4} oil_t^{b_5} \mathrm{e}^{\mathrm{v}_t} \qquad (۱۵)$$

که در آن رابطه‌ی $A_0 = \ln(T_0)$ صادق است. اگر از تابع (۱۵) لگاریتم طبیعی گرفته شود:

$$\ln(y_t) = b_0 + b_1 \ln(k_t) + \mathrm{b}_2 \ln(sdeb_{gt}) + \mathrm{b}_3 \ln(hcap_t) + \mathrm{b}_4 \ln(open_t) + \mathrm{b}_5 \ln(oil_t) + \mathrm{v}_t \qquad (۱۶)$$

در نتیجه بر اساس دو رویکرد فوق می‌توان مؤلفه بدهی‌های دولت را وارد مدل‌های رشد اقتصادی درون‌زا کرد که در مطالعات تجربی با رویکرد اقتصادسنجی به کار گرفته شوند[3]. باید در نظر داشت که اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی نکرده‌اند، به طوری‌که در

1. Dar and Amir Khalkhali
2. Mankiw and *et al*
۳. در الگوهای رشد مبتنی بر اصول بهینه‌سازی بدهی‌های دولت در قالب قید بودجه و همچنین سبد دارایی وارد تحلیل می‌شود.

مطالعات تجربی علاوه بر متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌ی فیزیکی و سرمایه‌ی انسانی مطرح‌شده در مدل لوکاس[1] (۱۹۸۸)، متناسب با شرایط خاص کشور مورد مطالعه، عوامل دیگری نیز به‌منظور توضیح بهتر رشد اقتصادی به الگوی رشد اضافه شده‌اند. خان و رینهارت[2] (۱۹۹۰) علت این عمل را ناتوانی مدل‌های رشد در توضیح رشد اقتصادی می‌دانند. بر اساس الگوهای رشد درون‌زا نه تنها عوامل نیروی کار و سرمایه، بلکه متغیرهای کلان دیگر نیز در توضیح رشد اقتصادی مؤثرند (درگاهی و قدیری، ۱۳۸۲: ۲).

با توجه به چارچوب و رویکردهای نظری و تجربی تشریح شده در فوق، در این تحقیق سه مدل زیر برای بررسی تأثیر بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی ایران در نظر گرفته شده است:

$$LGDPNL_t = \alpha_0 + \alpha_1 LCAPL_t + \alpha_2 LHCAP_t + \alpha_3 LOPEN_t + \alpha_4 SDEB_t + \varepsilon_t \quad (۱۷)$$

$$LGDPNL_t = \beta_0 + \beta_1 LCAPL_t + \beta_2 LHCAP_t + \beta_3 LOPEN_t + \beta_4 SDEBN_t + v_t \quad (۱۸)$$

$$LGDPL_t = \gamma_0 + \gamma_1 LCAPL_t + \gamma_2 LHCAP_t + \gamma_3 LOILL_t + \gamma_4 SDEB_t + w_t \quad (۱۹)$$

که در آن، LGDPL: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه نیروی کار (جمعیت شاغل)، LGDPNNL: لگاریتم طبیعی سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت نیروی کار، LCAPL: لگاریتم طبیعی موجودی سرمایه سرانه جمعیت شاغل؛ LOPEN: لگاریتم طبیعی شاخص باز بودن تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به کل تولید ناخالص داخلی)؛ LOIL: لگاریتم طبیعی درآمدهای نفتی سرانه جمعیت شاغل؛ SDEB: نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی؛ SDEBN: نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت ε، v و w جزء خطای مدل‌ها و t نیز عامل زمان (سال) است. برای برآورد این الگوها از داده‌های سری زمانی طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۴ استفاده می‌شود. در اینجا به دلیل محدودیت آماری، صرفاً بدهی‌های دولت به نظام بانکی (بانک مرکزی، بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی و اعتباری) مدنظر قرارگرفته است.

استفاده از روش OLS در برآورد رابطه بلندمدت، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، لزوماً برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. ازاین‌رو، منطقی به نظر می‌رسد؛ در چنین مواردی الگوهایی مورد توجه قرار گیرد که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و در نتیجه موجب شوند تا ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند. روش ARDL الگویی پویاست که این امکان را فراهم می‌آورد؛ تا علاوه بر آزمون همجمعی بین متغیرها، ضرایب بلندمدت

1. Lucas
2. Khan and Reinhart

مدل را با دقت مناسب برآورد کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸). مزیت اصلی به‌کارگیری روش ARDL این است که صرف‌نظر از اینکه متغیرهای تحقیق در سطح مانا باشند و یا برخی دارای ریشه واحد[1] باشند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا[2] شوند، می‌توان رابطه‌ی هم انباشتگی (بلندمدت) بین متغیرها را بررسی و به‌دست آورد. یک مدل $ARDL(p,q_1,q_2,...,q_k)$ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)Y_t=\sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)X_{it}+\delta'W_t+\varepsilon_t \qquad (۲۰)$$
$$\alpha(L,p)=1-\alpha_1L-\alpha_2L^2-...-\alpha_pL^p,\ \beta_i(L,q_i)=1-\beta_{i1}L-\beta_{i2}L^2-...-\beta_{iq}L^q$$

که در آن؛ L عملگر وقفه، Y_t متغیر وابسته، X_{it} شامل بردار متغیرهای مستقل، W_t برداری از متغیرهای قطری (غیرتصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر و روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت، p وقفه‌های به‌کار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_i وقفه‌های به‌کار گرفته‌شده برای متغیرهای مستقل است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک[3] (AIC)، شوارتز- بیزین[4] (SBC)، حنان- کوئین[5] (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل‌شده[6] تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (پسران و شین[7]، ۱۹۹۶).

تخمین‌های روش ARDL، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، کارا هستند. همچنین با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۷). در نتیجه گام دوم در تخمین مدل ARDL بررسی وجود رابطه بلندمدت است (روابط ۱۷، ۱۸ و ۱۹). برای آن‌که الگوی پویای خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، باید مجموع ضرایب با وقفه‌ی (p تعداد وقفه) متغیر وابسته در الگوی پویای برآوردی کوچک‌تر از یک باشد؛ بنابراین برای آزمون وجود هم‌انباشتگی در الگوی خود بازگشت وقفه‌ی توزیعی، آزمون فرضیه زیر لازم است:

$$H_0=\sum_{i=1}^{p}\alpha_i-1\geq 0; \qquad H_1=\sum_{i=1}^{p}\alpha_i-1<0 \qquad (۲۱)$$

1. Unit root
2. Stationary
3. Akaike Criter
4. Schwarz Criter
5. Hannan-Quinn Criter
6. R-Bar Squared
7. Pesaran and Shin

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = (\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1) / \sum_{i=1}^{p} S.E_{\alpha_i} \qquad (۲۲)$$

که در آن $S.E_{\alpha_i}$ انحراف معیار متغیر وابسته در وقفه‌ی iام است. مقدار آماره t محاسباتی فوق با کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۳)، مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره‌ی t به‌دست آمده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه‌ی H_0 (عدم وجود هم‌انباشتگی) رد شده و وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت تأیید می‌شود. پس با رد فرضیه‌ی H_0، می‌توان به بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو پرداخت (ابونوری و خانعلی‌پور، ۱۳۸۸).

در صورتی‌که متغیرهای مدل با هم هم‌انباشته باشند، این امکان وجود دارد که در کوتاه‌مدت عدم تعادلی بین آنها موجود باشد؛ بنابراین، می‌توان جمله‌ی خطا را به‌عنوان «خطای تعادل»[2] به‌حساب آورد. این خطا برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت متغیر وابسته با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار می‌گیرد. بدین منظور، می‌توان از مدل تصحیح خطا (ECM)[3] استفاده نمود. مقدار عددی جزء تصحیح خطا نشانگر این است که چه میزان از انحراف و عدم تعادل متغیر وابسته در یک دوره، در دوره‌ی بعد اصلاح می‌شود. هرچه این مقدار بزرگ‌تر باشد، سرعت تعدیل و بازگشت به مسیر بلندمدت تعادلی بیشتر خواهد بود (صادقی شاهدانی و همکاران، ۱۳۸۸).

۵. برآورد الگوی پژوهش و تحلیل نتایج

مدل‌سازی اقتصادی و اقتصادسنجی سری‌های زمانی مبتنی بر فرض ایستایی متغیرها است. در صورت رد این فرض، لازم است متغیرها هم‌انباشته باشند. در جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[4] (ADF) ارائه‌شده است. بر اساس این جدول تمامی متغیرهای تحقیق به‌استثنای متغیرهای LPXO با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا هستند. در نتیجه استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) در تحقیق حاضر قابل دفاع است.

اولین گام در روش ARDL تعیین وقفه‌های بهینه مدل است. در تحقیق حاضر به دلیل اندازه‌ی کوچک نمونه از معیار شوارتز- بیزین (SBC) جهت تعیین وقفه‌ی بهینه مدل‌های تحقیق استفاده شده است (حداکثر تعداد وقفه برابر با ۳ در نظر گرفته شده است). نتایج برآوردها در جدول (۲) ارائه شده است. بر اساس معیارهای خوبی برازش؛ هر سه رگرسیون از معنی‌داری کامل برخوردار هستند و

1. Banerjee, Dolado and Mestre
2. Equilibrium Error
3. Error Correction Mechanism (Model)
4. Augmented Dickey-Fuller test statistic

آزمون‌های تشخیص نیز عدم وجود خطای تصریح، عدم وجود خودهمبستگی سریالی و همسانی واریانس پسماندهای مدل‌های برآورد شده را تأیید می‌کنند[۱].

جدول ۱: نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	(c,t)	آماره محاسباتی در		نتیجه آزمون
		سطح	یک‌بار تفاضل‌گیری	
$LGDPNL_t$	(۰،۰)	-۰/۸۶۸	-۴/۵۸۴*	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LGDPL_t$	(۰،۰)	-۰/۱۵۷	-۳/۹۱۵*	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LCAPL_t$	(۰،۰)	-۰/۷۵۷	-۴/۱۲۱*	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LHCAP_t$	(۱،۱)	-۲/۱۷۸	-۶/۳۵۵*	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LOPEN_t$	(۱،۱)	-۳/۲۰۷	-۴/۵۴۹*	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LINS_t$	(۱،۱)	-۱/۸۶۳	-۶/۸۰۲*	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LOILL_t$	(۱،۰)	-۲/۶۵۵***	....	مانا در سطح
$LSDEB_t$	(۱،۱)	-۲/۸۳۴	-۴/۱۱۱**	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری
$LSDEBN_t$	(۱،۱)	-۲/۷۹۲	-۴/۲۰۰**	مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری

ملاحظات: *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری را در سطح احتمال یک، پنج نشان می‌دهند. c و t به ترتیب اشاره به حالت آزمون با عرض از مبدأ و روند دارد.
منبع: یافته‌های تحقیق

زمانی که GDP بدون نفت در نظر گرفته شود، به عبارتی الگوی رشد اقتصادی بخش غیرنفتی بررسی شود، در این صورت افزایش یک‌درصدی در سرمایه‌ی فیزیکی نیروی کار شاغل منجر به افزایش ۰/۵۴۰ درصدی در GDP بدون نفت سرانه نیروی کار شاغل خواهد شد. همچنین کشش GDP سرانه نسبت به سرمایه‌ی انسانی در مجموع برابر با حدود ۰/۱۴ درصد می‌شود. همچنین در این الگو GDP سرانه نیروی کار در کل به ازای افزایش یک‌درصدی در ضریب باز بودن تجاری به میزان ۰/۰۵ درصد افزایش خواهد داشت. تأثیر رشد یک‌درصدی در نسبت بدهی‌های بانکی دولت به GDP بر GDP سرانه نیز برابر با ۰/۰۶۲- خواهد بود. شایان ذکر است زمانی که نسب بدهی‌ها نیز بر اساس GDP بدون نفت وارد مدل می‌شود این اثرگذاری به ۰/۰۶۹- افزایش پیدا می‌کند، سایر ضرایب الگو نیز تغییر قابل‌توجهی از خود نشان نمی‌دهند.

حال به بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای سه الگوی تحقیق پرداخته می‌شود. در این راستا آماره t بر اساس رابطه‌ی (۲۲) برای هر سه برآورد محاسبه و با کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸)، مقایسه می‌شود. مقادیر محاسباتی آماره t در ردیف آخر

۱. آزمون‌های ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMSQ نیز نشان می‌دهند که ضرایب تخمینی هر سه مدل در طول دوره مورد مطالعه با ثبات هستند. برای رعایت اختصار نمودارهای مربوطه ارائه نشده است.

جدول (۲) در سطح اطمینان ۹۰ درصد، بزرگتر از کمیت بحرانی سطح متناظر آنها است. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد روابط بلندمدت مربوط به هر سه مدل تحقیق در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس روابط بلندمدت برآورد شده؛ افزایش یک‌درصدی در موجودی سرمایه فیزیکی سرانه نیروی کار، سرمایه انسانی، درآمدهای نفتی سرانه نیروی کار و نسبت بدهی‌های بانکی دولت به GDP به ترتیب منجر به تغییر ۰/۶۳۰، ۰/۰۰۱، ۰/۱۱۸ و ۰/۱۳۴- درصدی در GDP سرانه نیروی کار می‌شود. این در حالی است که تغییر یک‌درصدی در سرمایه فیزیکی سرانه، سرمایه انسانی، شاخص باز بودن تجاری و نسبت بدهی‌های بانکی دولت به GDP کل به ترتیب منجر به تغییر ۰/۶۳۷، ۰/۱۶۲، ۰/۱۰۶ و ۰/۰۷۳- درصدی در GDP سرانه بدون نفت می‌شود. در این الگو زمانی که نسبت بدهی بانکی به GDP غیرنفتی وارد مدل می‌شود، ضرایب الگو به ترتیب برابر با ۰/۶۱۶، ۰/۱۵۱، ۰/۱۱۸ و ۰/۰۸۰- می‌شود.

جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد الگوهای تحقیق به‌صورت پویا

حالت بهینه	ARDL (۲,۰,۱,۰,۰)			ARDL (۲,۰,۲,۲,۰)			ARDL (۲,۰,۲,۲,۰)		
متغیر وابسته	$LGDPL_t$			$LGDPNL_t$			$LGDPNL_t$		
متغیر	ضریب	انحراف معیار		ضریب	انحراف معیار		ضریب	انحراف معیار	
$LGDPL_{t-1}$	۰/۶۲۶	۰/۰۹۵	*						
$LGDPL_{t-2}$	-۰/۲۸۱	۰/۰۷۶	*						
$LGDPNL_{t-1}$				۰/۵۵۸	۰/۱۲۴	*	۰/۵۳۴	۰/۱۴۴	*
$LGDPNL_{t-2}$				-۰/۴۰۶	۰/۰۹۴	*	-۰/۳۸۵	۰/۰۹۴	*
$LCAPL_t$	۰/۴۱۲	۰/۰۸۷	*	۰/۵۴۰	۰/۰۹۴	*	۰/۵۲۵	۰/۰۹۱	*
$LHCAP_t$	۱/۷۳۵	۰/۹۰۲	***	۱/۴۱۷	۰/۷۰۶	***	۱/۴۲۴	۰/۶۹۷	***
$LHCAP_{t-1}$	-۱/۷۳۴	۰/۸۷۸	***	۰/۸۵۰	۰/۸۲۶		۰/۷۵۹	۰/۸۱۶	
$LHCAP_{t-2}$				-۲/۱۲۹	۰/۷۱۴	*	-۲/۰۵۵	۰/۷۰۰	*
$LOILL_t$	۰/۰۷۷	۰/۰۲۲	*						
$LOPEN_t$				۰/۰۴۴	۰/۰۳۰		۰/۰۴۷	۰/۰۲۹	
$LOPEN_{t-1}$				-۰/۰۶۷	۰/۰۳۹		-۰/۰۶۷	۰/۰۳۹	***
$LOPEN_{t-2}$				۰/۱۱۳	۰/۰۳۲	*	۰/۱۲۱	۰/۰۳۱	*
$LSDEB_t$	-۰/۰۸۸	۰/۰۲۲	*	-۰/۰۶۲	۰/۰۲۲	**			
$LSDEBN_t$							-۰/۰۶۹	۰/۰۲۴	*
عرض از مبدأ	-۰/۹۸۶	۰/۲۱۸	*	-۲/۵۷۲	۰/۳۷۶	*	-۲/۶۱۰	۰/۳۶۸	*
R^2	۰/۹۵۱			۰/۹۸۱			۰/۹۸۲		
$\overline{R}^2$	۰/۹۳۸			۰/۹۷۳			۰/۹۷۴		
معنی‌داری کل رگرسیون	F(۷,۲۷)=۷۴/۶۸۲*			F(۱۰,۲۴)=۱۲۵/۴۰۰*			F(۱۰,۲۴)=۱۲۸/۴۷۹*		
خود همبستگی سریالی	χ^2 (۱)=۰/۰۰۴			χ^2 (۱)=۷/۴۶۲			χ^2 (۱)=۲/۱۴۶		
همسانی واریانس	χ^2 (۱)=۰/۸۶۶			χ^2 (۱)=۱/۳۳۹			χ^2 (۱)=۱/۱۱۴		
تصریح مدل	χ^2 (۱)=۱/۶۱۴			χ^2 (۱)=۲/۴۶۱			χ^2 (۱)=۲/۰۸۷۹		
آزمون هم‌انباشتگی	t=-۳/۸۲۹***			t=-۳/۸۸۵***			t=-۳/۹۰۶***		

ملاحظات: *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری را در سطح احتمال یک، پنج و ده درصد را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد الگوهای تحقیق به‌صورت بلندمدت

متغیر وابسته	$LGDPL_t$			$LGDPNL_t$			$LGDPNL_t$		
متغیر	ضریب	انحراف معیار		ضریب	انحراف معیار		ضریب	انحراف‌معیار	
$LCAPL_t$	۰/۶۳۰	۰/۱۱۲	*	۰/۶۳۷	۰/۰۷۹	*	۰/۶۱۶	۰/۰۷۷	*
$LHCAP_t$	۰/۰۰۱	۰/۰۷۱	***	۰/۱۶۲	۰/۰۵۴	*	۰/۱۵۱	۰/۰۵۴	*
$LOILL_t$	۰/۱۱۸	۰/۰۳۴	*						
$LOPEN_t$				۰/۱۰۶	۰/۰۳۰	*	۰/۱۱۸	۰/۰۲۶	*
$LSDEB_t$	−۰/۱۳۴	۰/۰۲۷	*	−۰/۰۷۳	۰/۰۲۵	*			
$LSDEBN_t$							−۰/۰۸۰	۰/۰۲۷	*
عرض از مبدأ	−۱/۵۰۶	۰/۲۹۹	*	−۳/۰۳۲	۰/۲۹۷	*	−۳/۰۶۶	۰/۲۷۹	*

ملاحظات: *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری را در سطح احتمال یک، پنج و ده درصد را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های تحقیق

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا[1] (ECM) را فراهم می‌آورد. این الگوی رفتار کوتاه‌مدت متغیر وابسته را با مقدار تعادلی بلندمدت آن ارتباط می‌دهد. بر اساس نتایج برآورد شده در جدول (۴)؛ ۶۵/۵ درصد از عدم تعادل متغیر $LGDPL_t$ پس از گذشت یک سال از بین می‌رود. این رقم برای الگوی دوم و سوم که متغیر وابسته‌ی آنها $LGDPNL_t$ است به ترتیب برابر با ۸۴/۸ و ۸۵/۱ درصد است.

1. Error Correction Mechanism (Model)

جدول ٤: نتایج حاصل از برآورد تصحیح خطا الگوهای تحقیق

حالت بهینه مدل پویا	ARDL(۲,۰,۱,۰,۰)			ARDL(۲,۰,۲,۲,۰)			ARDL(۲,۰,۲,۲,۰)		
متغیر وابسته	$LGDPL_t$			$LGDPNL_t$			$LGDPNL_t$		
متغیر	ضریب	انحراف معیار		ضریب	انحراف معیار		ضریب	انحراف معیار	
$dLGDPL_{t-1}$	۰/۲۸۱	۰/۰۷۶	*						
$dLGDPNL_{t-1}$				۰/۴۰۶	۰/۰۹۴	*	۰/۳۸۵	۰/۰۹۴	*
$dLCAPL_t$	۰/۴۱۲	۰/۰۸۷	*	۰/۵۴۰	۰/۰۹۴	*	۰/۵۲۵	۰/۰۹۱	*
$dLHCAP_t$	۱/۷۳۵	۰/۹۰۲	***	۱/۴۱۷	۰/۷۰۶	***	۱/۴۲۴	۰/۶۹۷	***
$dLHCAP_{t-1}$				۲/۱۲۹	۰/۷۱۴	*	۲/۰۵۵	۰/۷۰۰	*
$dLOILL_t$	۰/۰۷۷	۰/۰۲۲	*						
$dLOPEN_t$				۰/۰۴۴	۰/۰۳۰		۰/۰۴۷	۰/۰۲۹	
$dLOPEN_{t-1}$				−۰/۱۱۳	۰/۰۳۲	*	−۰/۱۲۱	۰/۰۳۱	*
$dLSDEB_t$	−۰/۰۸۸	۰/۰۲۲	*	−۰/۰۶۲	۰/۰۲۲	**			
$dLSDEBN_t$							−۰/۰۶۹	۰/۰۲۴	*
عرض از مبدأ	−۰/۹۸۶	۰/۲۱۸	*	−۲/۵۷۲	۰/۳۷۶	*	−۲/۶۱۰	۰/۳۶۸	*
ECM_{t-1}	−۰/۶۵۵	۰/۰۷۶	*	−۰/۸۴۸	۰/۱۰۲	*	−۰/۸۵۱	۰/۱۰۱	*
R^2	۰/۸۳۲			۰/۸۶۷			۰/۸۷۰		
$\bar{R}^2$	۰/۷۸۹			۰/۸۱۲			۰/۸۱۶		
معنی‌داری کل رگرسیون	F(۶,۲۸)=۲۲/۳۵۰*			F(۸,۲۶)=۱۹/۵۷۹*			F(۸,۲۶)=۲۰/۱۲۱*		

ملاحظات: *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری را در سطح احتمال یک، پنج و ده درصد را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تحقیق به روش ARDL نشان می‌دهد که؛ ۱) هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت سرمایه‌ی فیزیکی مهم‌ترین متغیر تأثیرگذار در الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر نفت و تولیدات غیرنفتی محسوب می‌شود. این مسأله حاکی از این امر است که کشور ایران به‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه نیازمند سرمایه‌گذاری فیزیکی در بخش‌های مختلف اقتصادی است. از سوی دیگر سرمایه‌های فیزیکی در ایران از سطح فناوری پایین‌تری برخوردار است و طی چند سال اخیر نیز به دلیل محدودیت‌های حاکم بر اقتصاد کشور همچون تحریم‌های تکنولوژیکی، بانکی و اقتصادی؛ هزینه‌های غیرمستقیم ارتقاء فناوری تولید از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای افزایش قابل‌توجهی داشته است. به هر حال کمبود سرمایه‌ی فیزیکی و تجهیزات تولید از یک‌سو و پایین بودن سطح فناوری تجهیزات تولید از سوی دیگر منجر به بالا بودن کشش GDP سرانه نیروی کار به سرمایه‌ی فیزیکی سرانه می‌شود. ۲) در مدل رشد اقتصادی مبتنی بر درآمدهای نفتی سرمایه‌ی انسانی اهمیت ناچیزی دارد اما در الگوی رشد اقتصادی بدون نفت ضریب اهمیت آن قابل‌توجه است.

این امر بدین دلیل است که فراوانی منابع طبیعی می‌تواند انگیزه‌های خصوصی و عمومی برای انباشت سرمایه‌های انسانی را به دلیل وجود سطح بالایی از درآمد غیر دستمزدی کاهش دهد. اصولاً صنایعی که بر پایه‌ی منابع طبیعی شکل می‌گیرند گرایش به کارگرانی با مهارت و کیفیت پایین‌تری نسبت به دیگر صنایع دارند. به همین دلیل اثرات خارجی مثبت کمتری را نسبت به دیگر صنایع موجب می‌شوند (ابراهیمی و سالاریان، ۱۳۸۸: ۸۲). در کل اقتصادی‌هایی که بر الگوی رشد اقتصادی با فشار بر منابع طبیعی اصرار دارند و رانت حاصل از این منابع بر بقیه‌ی بخش‌های اقتصادی سایه افکنده باشد، سرمایه‌ی انسانی از کارکرد اصلی خود در فرآیند رشد اقتصادی باز می‌ماند. ۳) بر اساس هر سه مدل برآورد شده؛ رشد بدهی‌های بانکی دولت نسبت به GDP کل (و بدون نفت) تأثیر منفی بر رشد GDP کل و بدون نفت سرانه نیروی کار دارد و در بلندمدت این تأثیر نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است. همچنین این تأثیر در الگوی رشد مبتنی بر درآمدهای نفتی بیشتر از الگوی مبتنی بر GDP غیرنفتی است. در کشورهای دارای کسری ساختاری، بانک مرکزی و دولت تحت یک چارچوب عملکرد هماهنگ قرار دارند که طی آن بخشی از کسر بودجه دولت با وام‌گیری از بانک مرکزی و با انتشار پول تأمین مالی می‌شود. در واقع می‌توان گفت در حالی‌که یکی از اهداف بلندمدت بانک‌های مرکزی، حفظ و ارتقاء ثبات مالی سیستم‌های مالی از طریق کنترل تورم است، در رویارویی با مسأله تأمین مالی کسری بودجه دولت و روآوری به خلق پول، این هدف نادیده گرفته می‌شود. در ادبیات اقتصادی این پدیده اصطلاحاً «حاکمیت مالی[1]» نامیده می‌شود (صباغ کرمانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲). حاکمیت مالی منجر می‌شود سیاست‌های پولی حالت انفعالی پیدا کنند. در نتیجه، بانک مرکزی چندان قادر نخواهد بود بر اساس سیاست‌های پولی، اهداف تعیین‌شده برای آن (همچون ثبات قیمت، رشد اقتصادی و کمک به اشتغال) را دنبال کند. از سوی دیگر بدهی دولت به بانک‌های تجاری نیز دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات را محدود می‌کند و از این طریق منجر به افزایش نرخ بهره‌ی بانکی می‌شود. در نتیجه‌ی این امر، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌تواند کاهش یابد، از سوی دیگر بالا بودن نرخ بهره‌ی بانکی ریسک نکول تسهیلات و اعتبارات اعطایی را افزایش می‌دهد. این عوامل در کنار ناکارایی بخش دولتی منجر می‌شود اقتصاد ایران از انباشت بدهی‌های بانکی دولت متضرر شده و قرار گرفتن آن در مسیر رشد بلندمدت به تعویق افتد.

٦. نتیجه‌گیری

دولت‌ها در راستای پیگیری اهداف اقتصادی تعریف‌شده برای آنها متناسب با عملکرد و نارسایی بازار در اقتصاد مداخله می‌کنند. با این وجود، رشد غیربهینه اندازه دولت منجر به ناکارایی در تخصیص

1. Financial Dominance

منابع عمومی، اختلال در سیستم بازار و انقباض سهم بخش خصوصی در اقتصاد می‌شود. این مسأله دولت را با کسری بودجه‌ی ساختاری مواجه می‌کند. دولت‌ها عمدتاً جهت جبران بخش عمده‌ای از این کسری اقدام به استقراض از نظام بانکی؛ بخش خصوصی و حتی دنیای خارج می‌کنند. تأمین مالی کسری بودجه ساختاری دولت از طریق استقراض بسته به ترکیب ابزارهای بدهی و شرایط و ساختار اقتصادی اثرات متفاوتی می‌تواند بر رشد اقتصادی داشته باشد. به دلیل اهمیت این مسأله، در مطالعه‌ی حاضر به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از روش رگرسیونی ARDL طی دوره‌ی زمانی ۱۳۵۴-۱۳۹۲ پرداخته شد. در این راستا سه الگوی متفاوت برای تحقیق در نظر گرفته شد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی رشد مبتنی بر درآمدهای نفتی به‌صورت پویا نشان داد که تغییر یک‌درصدی در سرمایه‌ی فیزیکی سرانه نیروی کار، درآمدهای نفتی سرانه نیروی کار و نسبت بدهی-های بانکی دولت به GDP به ترتیب منجر به تغییر ۰/۴۱۲، ۰/۰۷۷ و ۰/۰۸۸- درصدی در GDP سرانه نیروی کار می‌شود. این درحالی است که واکنش GDP سرانه به تغییرات سرمایه‌ی انسانی در کوتاه‌مدت در مجموع برابر با صفر است. بر اساس برآورد پویای الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی نیز، تغییر یک‌درصدی در سرمایه‌ی فیزیکی سرانه نیروی کار، سرمایه‌ی انسانی، باز بودن تجاری و نسبت بدهی بانکی دولت به GDP کل به ترتیب منجر به تغییر ۰/۵۴۰، ۰/۱۴، ۰/۰۵ و ۰/۰۶۲- درصدی در GDP بدون نفت سرانه نیروی کار شاغل می‌شود. زمانی که در الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی، نسب بدهی‌های دولت نسبت به GDP بدون نفت سنجیده می‌شود اثرگذاری این نسبت به ۰/۰۶۹- افزایش پیدا می‌کند (سایر ضرایب تغییر چندانی نمی‌کنند).

بر اساس برآورد روابط بلندمدت؛ تغییر یک‌درصدی در موجودی سرمایه فیزیکی سرانه، سرمایه انسانی، درآمدهای نفتی سرانه و نسبت بدهی‌های بانکی دولت به GDP به ترتیب منجر به تغییر ۰/۶۳۰، ۰/۰۰۱، ۰/۱۱۸ و ۰/۱۳۴- درصدی در GDP سرانه نیروی کار می‌شوند. در الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی نیز تغییر یک‌درصدی در سرمایه فیزیکی سرانه نیروی کار، سرمایه انسانی، شاخص باز بودن تجاری و نسبت بدهی‌های بانکی دولت به GDP کل به ترتیب منجر به تغییر ۰/۶۳۷، ۰/۱۶۲، ۰/۱۰۶ و ۰/۰۷۳- درصدی در GDP بدون نفت سرانه نیروی کار می‌شوند. با سنجش نسبت بدهی‌های بانکی دولت نسبت به GDP بدون نفت به‌جای GDP کل، ضریب مربوطه برابر با ۰/۰۸- درصد خواهد بود (سایر ضرایب الگو تغییر چندانی نمی‌کنند).

بر اساس نتایج فوق می‌توان گفت: اولاً؛ سرمایه‌ی فیزیکی مهم‌ترین عامل در رشد اقتصادی کشور ایران محسوب می‌شود. این مسأله از نیازمندی اقتصاد ایران به سرمایه‌گذاری فیزیکی و همچنین سطح پایین فناوری تجهیزات تولیدی موجود در کشور ناشی می‌شود. ثانیاً؛ در رشد اقتصادی مبتنی بر منابع نفتی سرمایه‌ی انسانی اهمیت و کارکرد خود را در فرآیند رشد اقتصادی از دست می‌دهد.

موضوع به این دلیل است که صنایع مرتبط با رانت منابع طبیعی، چندان متقاضی نیروی کار دارای سطح سرمایه‌ی انسانی (مهارت و تخصص) بالا که محرک نوآوری و کارآفرینی باشد، نیستند. به عبارتی بالا بودن سطح درآمد غیر دستمزدی در اقتصادهای برخوردار از منابع طبیعی مانع از سرمایه-گذاری در سرمایه انسانی و همچنین استفاده از آن در امر تولید می‌شود. ثالثاً؛ مسأله‌ی بدهی‌های بانکی دولت دارای اثرات سوء قابل‌توجه بر رشد اقتصادی کشور است. به‌طوری‌که این اثرات در بلندمدت و الگوی رشد مبتنی بر درآمدهای نفتی شدیدتر نیز است. این مسأله به دلیل پیامدهای بدهی‌های دولت به نظام بانکی به وجود می‌آید. در واقع استقراض دولت از بانک مرکزی منجر به حاکمیت مالی در نظام پولی می‌شود و در نتیجه بانک مرکزی قادر به پیگیری اهداف تعریف‌شده‌ی خود همچون ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی نخواهد بود. از سوی دیگر استقراض دولت از بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی و اعتباری منجر به افزایش نرخ سود تسهیلات و اعتبارات اعطایی می‌شود و در نتیجه‌ی این امر، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از محل تسهیلات و اعتبارت کاهش پیدا می‌کند. ضمن آنکه ریسک نکول تسهیلات و اعتبارات اعطایی نیز افزایش پیدا می‌یابد که این امر می‌تواند منجر به استفاده غیر بهینه و اتلاف منابع مالی شود. در نتیجه‌ی همه‌ی این عوامل، منطقی خواهد بود که استقراض دولت از نظام بانکی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در کشور داشته باشد.

منابع

ابراهیمی، محسن و سالاریان، محمد (۱۳۸۸)؛ بررسی پدیده‌ی نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده‌ی نفت و تأثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن، فصل‌نامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۱، ۷۷- ۱۰۰.

ابونوری، اسمعیل؛ خانعلی‌پور، امیر (۱۳۸۸)؛ آیا نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن مؤثر است؟ کاربردی از GARCH و ARDL، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۱، ۲-۱۹

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش ماسوله، شمس‌اله و بهشتی، مریم (۱۳۹۱)؛ بررسی پایداری مالی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۲، شماره ۴۵، ۲۷-۵۴.

بازمحمدی، حسین و چشمی، اکبر (۱۳۸۵)؛ اندازه دولت در اقتصاد ایران، مجموعه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۲۹، کد گزارش م ۱۹ س ۸۶، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی.

بانک جهانی (۱۳۷۸)؛ نقش دولت در جهان در حال تحول، ترجمه‌ی حمیدرضا برادران شرکا و دیگران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ۶۴

درگاهی، حسن و امرالله، قدیری (۱۳۸۲)؛ تجزیه‌وتحلیل عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درون‌زا)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۶، ۱-۳۳.

صادقی‌شاهدانی، مهدی؛ ندری، کامران و قلیچ، وهاب (۱۳۸۸)؛ اثرات نقش حاکمیتی و تصدی‌گری دولت در اقتصاد بر توزیع درآمد به روش ARDL: مطالعه‌ی موردی ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۴، شماره ۶، ۷۳-۱۰۰.

صباغ‌کرمانی، مجید؛ موسوی نیک، سیدهادی؛ یاوری، کاظم و باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۳)؛ بررسی اثر حاکمیت مالی بر نرخ تورم اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۱۴، شماره ۱، ۱-۲۶

فتاحی، شهرام؛ حیدری دیزگرانی، علی و عسکری، الناز (۱۳۹۳)؛ بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران، دوره ۲، شماره ۶، ۶۷-۸۶.

قبادی، سارا و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹)؛ تبیین رابطه میان سیاست پولی - ارزی و بدهی دولت و تأثیر آنها بر تورم و رشد اقتصادی در ایران." مطالعات اقتصاد بین‌الملل، دوره ۳۷، شماره ۲، ۲۲-۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۸۷)؛ بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۳، شماره ۵، ۴۹-۷۷.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و هم انباشتگی در اقتصادسنجی، تهران، انتشارات موسسه رسا، چاپ اول.

Afonso, A. and Tovar Jalle, J. (2011); Economic Performance and Government Size. European Central Bank, Working Paper Series No. 1399.

AmirKhalkhali, S. and Dar, A. (1995); A Varying-Coefficients Model of Export Expansion, Factor Accumulation and Economic Growth. Economic Modelling, Vol. 12(4), 435-441.

Apere, O. T. (2014); The Impact of Public Debt on Private Investment in Nigeria: Evidence from a Nonlinear Model, International Journal of Research in Social Sciences, Vol. 4(2), 130-138.

Banerjee, A.; Dolado, J. J.; Galbraith, J. W. and Hendry, D. F. (1993); Co-integration, error-correction, and the econometricanalysis of non-stationary data, Advanced Texts in Econometrics, Oxford, UK: Oxford University Press.

Barro, R. J. (1974); Are Government Bonds Net Wealth? Journal of Political Economy, Vol. 82(6), 1095-1117.

Bin Haris, A. and Khalifa Mohammad, A. (2015); The Impact of Federal Government Debt Levels on Productivity Growth in Malaysia. International Journal of Business, Economics and Law, Vol. 7, Issue 3 (Aug.), 26-30.

Blavy, R. (2006); Public Debt and Productivity: The Difficult Quest for Growth in Jamaica. IMF Working Paper, Western Hemisphere Department, WP/06/235.

Bratsiotis, George J. and Robinson, W. (2004); Economic Fundamentals and Self-Fulfilling Crises: Further Evidence from Mexico. Journal of International Money and Finance, Vol. 23 (4), 595-613.

Checherita-Westphal, C. and 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, Vol. 56(7), 1392-1405.

Curtaşu, A. R. (2011); How to Assess Public Debt Sustainability: Empirical Evidence for The Advanced European Countries, Romanian Journal of Fiscal Policy, Vol. 2(2), 20-43.

Dar, A. A. and Amir Khalkhali, S. (2002), Government Size, Factor Accumulation, and Economic Growth: Evidence from OECD Countries, Journal of Policy Modeling, Vol. 24, 679-692.

Dar, A. A., and Amir Khalkhali, S. (1999), On the Impact of Government Size on The Economic Growth: A Time Series Cross-Country Study. Development Policy Review, Vol. 17, 65-76.

De Grauwe, P. (2011); The Governance of a Fragile Eurozone, Working Document 346, Ceps.

Eldan, A. (1997); Financial Liberalisation and Fiscal Repression in Turkey: Policy Analysis in a CGE Model with Financial Markets, Journal of Policy Modelling, Vol. 19(1), 79-117.

Eldan, A. (1997); Financial Liberalisation and Fiscal Repression in Turkey: Policy Analysis in a CGE Model with Financial Markets, Journal of Policy Modelling, Vol. 19(1), 79-117.

Elmendorf, D. and Mankiw, N. G. (1999); Government Debt, in J. B. Taylor and M. Woodford (Eds.), Handbook of Macroeconomics, Vol. 1c, Amsterdam, North-Holland.

Feder, G. (1983); On Exports and Economic Growth. Journal of Development Economics, Vol. 12(1), 59-73.

Galí, J. (1994); Government Size and Macroeconomic Stability, European Economic Review, Vol. 38 (1), 117-132.

Günalp, B. and Han Gü, T. (2002); Government expenditures and economic growth in developing countries: Evidence from a panel data analysis. METU Studies in Development, Vol. 29 (3-4), 311-332.

Hausmann, R. and Panizza, U. (2011); Redemption Or Abstinence?, Original Sin, Currency Mismatches and Counter Cyclical Policies in The New Millennium, Journal of Globalization and Development, Vol. 2(1), 1-35.

Jiménez, C. I. G. (2011); Economics of U.S. Government Debt Accumulation, Submitted to The Graduate Faculty of the Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College in Partial Fulfillment of the Requirements for The Degree of Doctor of Philosophy in The Department of Agricultural Economics and Agribusiness.

Landau, D. (1983); Government Expenditure and Economic Growth: A Cross-Country Study. Southern Economic Journal, Vol. 49(3), 783-792.

Lucas, R. (1988); On the Mechanics of Economic Development. Journal of Monetary Economics, Vol. 22, 3-42.

Mankiw, N. G.; Romer, D. and Weil, D. N. (1992); A Contribution to The Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, 407-437.

Mayera, E; Rütha, S. and Scharlerb; J. (2013); Government Debt, Inflation Dynamics and The Transmission of Fiscal Policy Shocks, Economic Modelling, Vol 33(July), 762-771

Minea, A. and Parent, A. (2012); Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and Some Complex Nonlinearities. Working Papers 8, Association Francaise De Cliometrie.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1996); Co-integration and Speed of Convergence to Equilibrium, Journal of Econometrics, Vol. 71, 43-117

Ram, R. (1986); Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data. American Economic Review, Vol. 7(1), 191-203.

Ramey, G. and Ramey, V. (1995); Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth, American Economic Review, Vol. 85, 1138-51.

Rawdanowicz, Ł.; Wurzel, E. and Ollivaud, P. (2011); Current Issues in Managing Government Debt and Assets, Oecd Economics Department Working Papers, No. 923, OECD, Publishing. Http://Dx.Doi.Org/10.1787/5kg0kp6s6c0s-En

Reinhart, C. and Khan, M. (1990); Private investment and economic growth in developing countries, World Development, Vol. 18 (1), 243-258.

Rubinson, R. (1977); Dependency, Government Revenue, and Economic Growth, 1955-1970. Studies in Comparative International Development, Vol. 12(4), 3-28.

Umaru, A.; Hamidu, A. A. and Musa, S. (2013); External Debt and Domestic Debt Impact on the Growth of the Nigerian Economy. International Journal of Educational Research, Vol. 1(2), 70-85.