



اثر هزینه‌های نظامی بر بدھی‌های خارجی ایران

صاحبہ محمدیان منصور^۱

ابوالقاسم گل خندان^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۶/۲۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۴/۲۵

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی همانباشتگی و علیت بین هزینه‌های نظامی و بدھی‌های خارجی و پاسخ به این سؤال است که آیا هزینه‌های نظامی، بدھی‌های خارجی ایران را طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۷-۱۳۹۱ افزایش داده است؟ بهمنظور بررسی دقیق‌تر این هدف از آزمون مانایی با وجود شکست ساختاری زیوت - اندریوز (۱۹۹۲) و سایر آزمون‌های معمول مانایی در داده‌های سری زمانی و سه رویکرد، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، یوهانسن (۱۹۹۰) و حداقل مربعات معمولی کامل‌اصلاح شده (FMOLS) استفاده شده است. اثبات همانباشتگی در سه رویکرد فوق بهترین با استفاده از آزمون‌های همانباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱)، تریس و حداکثر مقادیر ویژه و سایکن و لوتكیپول (۲۰۰۰) صورت گرفته است. تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بررسی جهت علیت نیز بر اساس مدل تصحیح خطای (ECM) و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) انجام شده است. نتایج این تحقیق حاکی از تأثیر مثبت و اندک هزینه‌های نظامی بر روی بدھی‌های خارجی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز یک رابطه علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی به بدھی‌های خارجی وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: بدھی‌های خارجی، هزینه‌های نظامی، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، همانباشتگی یوهانسن، حداقل مربعات معمولی کامل اصلاح شده (FMOLS).

طبقه بندی JEL : C22, H56, H6

۱- مری، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، Mohamadian106@yahoo.com

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان، golkhandana@gmail.com نویسنده مسئول.

۱- مقدمه

یکی از موضوع‌های مهم علم اقتصاد دفاع^۱، به عنوان شاخه‌ای جدید و رو به توسعه از علم اقتصاد، ارزیابی تأثیر هزینه‌های نظامی بر عملکرد اقتصادی جامعه است. امنیت، یک کالای عمومی است و همان‌طور که آدام اسمیت مطرح کرده است، همه دولت‌ها تلاش می‌کنند تا با صرف مخارج دفاعی، امنیت شهروندان خود را تأمین کنند. به تبع امنیت می‌توان اقتصاد دفاع را زیرمجموعه‌ای از اقتصاد بخش عمومی دانست. با توجه به اثرات خارجی امنیت، تقویت توان دفاعی یک کشور برای دیگر کشورها حائز اهمیت است؛ به این معنی که مسلح‌شدن یک کشور برای دیگر کشورها می‌تواند تبعات مثبت یا منفی بهمراه داشته باشد. امروزه سیاست‌های که از جانب دول مختلف اعمال می‌شود حاکی از آن است که دولت‌ها تلاش می‌کنند تا توان دفاعی خود را به شکل رقابتی بالا ببرند. مخارج دفاعی کشورها که به‌طور فزاینده‌ای روبه افزایش است، گویای این واقعیت است (امسیت^۲، ۱۹۹۵).

قرار گرفتن کشور ایران در منطقه‌ای حساس و استراتژیک و موافق با تهدیدات امنیتی بعضی از کشورهای خارجی از یک سو و بالا بودن سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی^۳ از سوی دیگر، باعث شده تا موضوع تأثیر مخارج دفاعی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، از اهمیت خاصی برخوردار باشد. یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در این زمینه، بدھی‌های خارجی است که به عنوان یکی از راههای تأمین مالی هزینه‌های دفاعی در ایجاد امنیت ملی مورد توجه است لذا هدف اصلی این تحقیق، پاسخ به این سؤال است که آیا هزینه‌های نظامی، بدھی‌های خارجی ایران را طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۷ افزایش داده است؟ چرا که بر اساس ادبیات اقتصادی و با توجه به اینکه هزینه‌های نظامی خود جزئی از هزینه‌های دولتی است، در صورت مواجه شدن دولت با کسری بودجه، استقراض خارجی یکی از راه حل‌های مطرح برای برون‌رفت از این مشکل است. همچنین، واردات اسلحه و ابزارآلات نظامی و کالاهای واسطه‌ای برای تولید تسليحات نظامی در داخل، نیازمند ارز خارجی است که این نیازمندی نیز می‌تواند به وسیله‌ی استقراض خارجی رفع شود.

مطالعه‌های تجربی در رابطه با مخارج نظامی و بدھی‌های خارجی عمدتاً حول دو محور اصلی متمرکز بوده، یکی شناخت اثر هزینه‌های نظامی بر بدھی‌های خارجی و دیگری تحلیل رابطه علیت میان این دو. مطالعه‌های داخلی انجام شده در این زمینه اندک بوده و تاکنون مطالعه‌ای که فقط به بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر روی بدھی‌های خارجی ایران پردازد، انجام نشده است. بنابراین مطالعه حاضر سعی دارد با تدوین یک مدل بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، اثر مخارج نظامی بر روی بدھی‌های خارجی ایران را از هر دو جنبه مورد تحلیل و بررسی قرار دهد.

در این راستا مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آمده است.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

۱-۲- مبانی نظری

اقتصاد دفاع به عنوان یک شاخه‌ی مطالعاتی جدید، با توجه به مسایلی در خصوص تجهیز و بهره‌برداری از منابع، نیروی انسانی و تجهیزات دفاعی، در زمان جنگ جهانی دوم توسعه پیدا کرد. اقتصاد دفاع در آن دوره بنا به ضرورت‌های سیاستی از ماهیتی دستوری برخوردار بود و جنبه‌های کلان اقتصادی را شامل می‌شد. در چینی شرایطی، علم اقتصاد دفاع در شاخه‌های مختلفی رو به گسترش نهاد. در سطح خرد نیز تحقیق در عملیات، موجب پیشرفت تحلیل‌های اقتصادی و تحلیل‌های هزینه – فایده شد. در کنار آن، نکات دقیق و پیچیده‌ای در ارتباط با موضوع بازدارندگی، توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرد. به این ترتیب، در این دوران علاوه بر استفاده از ابزار نظامی، اعمال سیاست‌های اقتصادی نیز به منزله ابزاری جهت بهبود وضعیت امنیت ملی کشورها مناسب تشخیص داده شد (حسنی صدرآبادی و کاشمری، ۱۳۸۷: ۲۷). با ظهور جنگ سرد، موضوعاتی که اقتصاددانان در خصوص امنیت به آن‌ها پرداختند، طیف گسترده‌ای یافت. برخی از این موضوعات، از قبیل تقسیم بار مالی، کارایی اتحادیه‌های نظامی، آمادگی نیروی نظامی و توسعه صنایع دفاعی، تحريم‌ها و جنگ اقتصادی با هدف‌گیری کشورهای غیر دوست، حفظ مرزبندی‌های بین‌المللی، محافظت از غرب، نظم جهانی و بقا در کنار سلاح‌های هسته‌ای، دفاع موشکی، تجارت سلاح‌های بین‌المللی، کاهش فعالیت‌های تروریستی و کاهش ساخت تسليحات موشکی مورد توجه خاصی واقع شد. طی سال‌های اخیر با وقوع تحول‌های جدید در عرصه سیاست‌های بین‌المللی، دامنه موضوعات اصلی اقتصاد دفاع نه تنها تغییرنیافته، بلکه گسترده‌تر نیز شده است و نهایت این که با پایان جنگ سرد و فروپاشی شوروی، تغییری عمیق در منطق، اهداف و در نتیجه ابزار دستیابی به این اهداف ایجاد کرد (ساندلر و هارتلی، ۱۹۹۵). با توجه به توضیحات ارائه شده فوق، می‌توان گفت که اقتصاد دفاع شاخه‌ای جدید از مطالعه‌های اقتصادی است که مدیریت مخارج دفاعی را طی دوره‌های جنگ و صلح مطالعه و آثار خارجی این مخارج را بر سایر بخش‌های اقتصاد آنالیز می‌کند. به‌طور کلی مخارج دفاعی به عنوان مخارج کالاهای عمومی یک اقتصاد در نظر گرفته می‌شوند، ولی اقتصاد دفاع رابطه مخارج دفاعی و متغیرهای اقتصادی را از طریق کanal‌های مختلف آنالیز می‌کند (آندو، ۲۰۰۹: ۱۴۲).

به‌طور کلی تأثیر مخارج نظامی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بهویژه رشد اقتصادی را می‌توان بر اساس دو نظریه مورد بررسی قرارداد. بر اساس نظریه اول، گسترش مخارج نظامی با توجه به محدودیت بودجه دولت، از طریق اثر جایگزینی این مخارج با مخارج غیرنظامی بخش عمومی (مانند مخارج آموزشی و بهداشتی)، افزایش مالیات‌ها و بدھی‌های خارجی و گسترش حجم پول، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (یلدیریم و همکاران، ۲۰۱۱). علاوه بر این، چنان‌چه هزینه‌های نظامی عمدتاً صرف واردت تجهیزات و ادوات نظامی شود (که در کشورهای در حال توسعه، به طور معمول این چنین است)، با توجه به تأثیر منفی آن بر روی تراز تجاری، می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد (گل خندان و همکاران، ۱۳۹۴)، اما نظریه دوم معتقد است که افزایش مخارج نظامی با استفاده از نیروی کار مجبوب، سرمایه‌گذاری‌های مناسب، صادرات

جتگ افزارهای دفاعی، ایجاد امنیت و به طور کلی افزایش سطح تقاضا، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. (یلدیریم و همکاران). در این راستا رابطه‌ی بین هزینه‌های دفاعی و رشد اقتصادی را می‌توان بر اساس مثال کلاسیکی «جایگزینی اسلحه با رفاه»^۶ نیز تشریح کرد. بر این اساس خرید اسلحه با توجه به کمبود ارز، منابع موجود را برای واردکردن کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود رشد اقتصادی بلندمدت پایدار، کاهش می‌دهد (نارایان و اسمیت، ۲۰۰۹: ۲).

یکی دیگر از این متغیرهای کلان اقتصادی، بدھی‌های خارجی است. در کشورهای با هزینه‌های نظامی بالا، نقش مصارف نظامی به خاطر اثرهای نامطلوب بالقوه‌ی اقتصادی که از طرف بدھی‌های خارجی وارد می‌شود، مهم است. گرچه بدھی‌های خارجی لزوماً به رشد اقتصادی آسیبی نمی‌رساند؛ ولی تراکم بیش از حد بدھی‌های خارجی، موجب برهم‌خوردن رابطه مبادله، ارزش‌گذاری بیش از حد پول ملی^۷ و همچنین کاهش رشد اقتصادی کشورها می‌شود (نارایان و اسمیت، ۲۰۰۹: ۲). استقراض در جهت تأمین مالی هزینه‌های نظامی اگر با محدودیت بدھی‌های بین‌المللی مواجه شود، اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی کشورها خواهد داشت (برزسکا^۸، ۱۹۸۴) و لونی و فردیریکسن^۹، (۱۹۸۶).

در مورد نحوه تأثیر هزینه‌های نظامی به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بدھی‌های خارجی می‌توان به ۳ نکته اشاره کرد: اول، هزینه‌های نظامی خود جزئی از هزینه‌های دولتی است که برای این هزینه‌ها هر سال بودجه خاصی تصویب می‌شود؛ اگر درآمدهای مالیاتی (به عنوان درآمد دولتی) کمتر از هزینه‌ها باشد، ممکن است کشور با کسری بودجه مواجه شده و برای تأمین مالی نیاز به استقراض باشد و برای جبران این کسری، از منابع داخلی و یا خارجی استفاده می‌شود. دولت ممکن است به صورت مستقیم از منابع خارجی استقراض کند و یا وادر به استقراض خارجی به صورت غیرمستقیم با مراجعته به سیستم مالی داخلی باشد که از منابع خارجی گرفته شده است. دوم، در صورت واردات اسلحه و ابزارآلات نظامی نیاز به ارز می‌باشد و اگر در کشور به اندازه کافی ارز موجود نباشد، این ارز از طریق قرض از خارج تأمین می‌شود (دان و همکاران^{۱۰}، ۲۰۰۴ الف). سوم، برای تولید تسليحاتی که در داخل کشور تولید می‌شود، نیاز به تهییه کالاهای واسطه‌ای از خارج است که واردات کالاهای واسطه و ماشین‌آلات پیشرفته برای کشورهای تولیدکننده‌ی تسليحات نظامی، به طور معمول بالاهمیت است و این نیز، تقاضا برای ارز را به دنبال دارد (گونلاک – سنسن^{۱۱}، ۲۰۰۴: ۱۴۷) و در صورت ناکافی بودن منابع ارزی کشور می‌تواند موجب ایجاد بدھی خارجی شود.

جز هزینه‌های نظامی، اندازه‌ی کشورها، رابطه‌ی مستقیمی با مقادیر بدھی‌های خارجی و ظرفیت کشورها در جذب بدھی‌های خارجی دارد. یک کشور بزرگ (بر اساس شاخص تولید ناخالص داخلی و باثبات بودن سایر شرایط) رابطه‌ی تجاری و مالی بیشتری با اقتصاد جهانی خواهد داشت، بنابراین یک کشور بزرگ نسبت به یک کشور کوچک بدھی بیشتری خواهد داشت. به عبارت دیگر یکی از شاخص‌ها در ظرفیت کشورها در جذب بدھی‌های خارجی، تولید ناخالص داخلی است و در کل فرض می‌شود که اقتصادهای بزرگ‌تر که به وسیله GDP مشخص می‌شوند تقاضای بیشتری برای وام خارجی دارند (لونی^{۱۲}، ۱۹۸۹)؛ اما

در کل، تولید ناخالص داخلی ممکن است اثرهای متفاوتی بر بدھی خارجی داشته باشد. از یک طرف، افزایش در سطح تولید به دو دلیل می‌تواند اثر مثبت بر بدھی خارجی داشته باشد (لین^{۱۴}، ۲۰۰۴). دلیل اول بنا به تئوری محدودیت در دسترس به بازارهای اعتباری بین‌المللی است که اشاره می‌کند افزایش در سطح تولید، سقف بدھی قابل دسترس را در کشورهای بدھکار افزایش خواهد داد. دوم، در گرفتن قرض و وام‌های بین‌المللی با وجود رسیک عدم بازپرداخت، وام‌دهنده‌گان بایستی قادر باشند کشورهایی که بدھی را در موعد موقر پرداخت نمی‌کنند، مجازات کنند. کشورها هم می‌توانند بخشی از تولید ملی را به عنوان تضمین پرداخت بدھی قرار بدهند یا در صورت عدم پرداخت بدھی، خود را آماده مقابله با تحریم‌ها سازند. در هر دو مورد، کشورهای ثروتمند می‌توانند تضمین‌های بیشتری را ارائه بدهند و یا با تحریم‌ها مقابله نمایند (نارایان و اسمیت، ۲۰۰۹). از طرف دیگر، افزایش در تولید ناخالص داخلی ممکن است بدھی‌های خارجی را کاهش دهد. توانایی کشورهای ثروتمند در بازپرداخت بدھی‌های خارجی بیشتر است و این اشاره به یک رابطه‌ی منفی بین درآمد ملی و بدھی‌های خارجی دارد (دان و همکاران، ۲۰۰۴، الف).

ب) مطالعه‌های تجربی

تاکنون مطالعه‌های متعددی در زمینه رابطه هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی صورت گرفته است (به طور مثال می‌توان به مطالعه‌های هوو چن^{۱۵} (۲۰۱۳)، شهباز و همکاران^{۱۶} (۲۰۱۳، الف)، دان و نیکولايدو^{۱۷} (۲۰۱۲) و دان (۲۰۱۰) اشاره کرد). در مورد عوامل تعیین‌کننده بدھی خارجی، مخصوصاً اثر هزینه‌های نظامی، توجه نسبتاً کمی در مطالعه‌های تجربی صورت گرفته، لحاظ شده است، در حالی که این موضوع برای هر دو گروه کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته مسئله مهمی است (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳ ب: ۳).

مطالعه لین (۲۰۰۴) یکی از محدود مطالعاتی است که عوامل تعیین‌کننده بدھی‌های خارجی را به صورت کامل مورد بررسی قرار داده است. وی داده‌ها را برای مجموعه‌ای از ۵۵ کشور برای دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۸ به کاربرد و دریافت که عامل تعیین‌کننده اصلی در بدھی‌های خارجی، GDP سرانه است و این به خاطر کنترل خوش‌حسابی و کار آبی در آینده می‌باشد. مطالعاتی که به طور خاص روی اثر هزینه‌های نظامی بر بدھی‌های خارجی تمرکز کرده‌اند بر اساس کاری از بروزسکا (۱۹۸۳) بنا شده است. وی از اولین افرادی بود که به اهمیت هزینه‌های نظامی به عنوان یکی از مؤلفه‌های بدھی‌های خارجی در کشورهای درحال توسعه تأکید کرد. بر اساس تخمینی که وی انجام داد، در سال ۱۹۷۹ هزینه‌های تسليحات ۳۰ تا ۳۰ درصد از بدھی‌های خارجی در کشورهای درحال توسعه را موجب می‌شد. لونی و فریدرکسن (۱۹۸۶) با استفاده از تحلیل عوامل^{۱۸} دریافتند که کشورهای با منابع نامحدود می‌توانند سطح بالاتری از واردات تسليحات را انجام دهند. لونی (۱۹۸۹) برای ۶۱ کشور درحال توسعه با به کاربردن روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) بررسی کرد که چگونه واردات اسلحه و هزینه‌های نظامی بر بدھی‌های خارجی تأثیر می‌گذارند. وی دریافت که واردات تسليحات نظامی اثر مثبتی بر بدھی‌های خارجی در کشورهای

در حال توسعه دارد. در مطالعه دیگری، لونی (۱۹۹۸) دریافت که هزینه‌های دفاعی بالاتر، بر ظرفیت قرض خارجی در پاکستان تأثیر مثبت داشته است. اعلمی^{۱۹} (۲۰۰۲) اثر هزینه‌های نظامی بر کل بدھی عمومی و بدھی خارجی را برای دهه ۱۹۸۰ برآورد کرد. بر اساس مطالعات وی از ۴۵ الی ۹۰ میلیارد دلار بدھی‌های نظامی محاسبه شده، بیش از ۴۰٪ آن بدھی کلی و عمومی و بیش از دو سوم آن بدھی خارجی عمومی در منطقه خاورمیانه عربی در سال‌های ۱۹۸۹-۱۹۹۰ می‌باشد و قسمت بزرگی از بدھی‌های خارجی در کشورهای خاورمیانه بدھی عمومی است. اعلمی در برآورد دیگری که برای ۷ کشور خاورمیانه عربی انجام داده بود، دریافت که تا سال ۱۹۹۰ بدھی‌های نظامی در این کشور مقادیر قابل توجهی داشته است (یعنی بیش از ۱۰٪ بدھی خارجی).

دان و همکاران (۲۰۰۴) الف) یک مدل اتورگرسیو با وقفه گستردۀ (ARDL) را برای سه کشور آرژانتین، بربزیل و شیلی برای دوره‌ی زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۰ به کاربردند. یافته‌ی کلی آن‌ها این بود که در شیلی هزینه‌های نظامی منجر به افزایش بدھی‌های خارجی می‌شود؛ اما در آرژانتین و بربزیل رابطه‌ی معناداری بین هزینه‌های نظامی و بدھی‌های خارجی وجود نداشت. فریدون^{۲۰} (۲۰۰۵) رابطه‌ی علیت بین هزینه‌های نظامی و بدھی‌های خارجی را برای آرژانتین در دوره‌ی زمانی ۱۹۷۱-۲۰۰۲ با استفاده از آزمون علیت گرنجر بررسی کرد و دریافت که دو متغیر مستقل از هم می‌باشند. دان و همکاران (۲۰۰۴) ب) با استفاده از یک چارچوب پانلی از ۱۱ کشور صنعتی کوچک در دوره‌ی زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۰ رابطه‌ی بین هزینه‌های نظامی و بدھی‌های خارجی را مورد بررسی قرار داده‌اند و دریافتند که هزینه‌های نظامی اثر مثبتی بر بدھی‌های خارجی دارد.

کاراگول و سزگین^{۲۱} (۲۰۰۴) از تحلیل پروبیت برای بررسی اثر متغیرهای مالی و سیاسی بر بدھی‌های خارجی در دوره‌ی ۱۹۵۵-۲۰۰۰ استفاده کرده‌اند. آن‌ها دریافتند که متغیرهای مالی عامل تعیین‌کننده‌ی مهمی بر بدھی‌ها می‌باشند و متغیرهای سیاسی که مهمترین آن‌ها هزینه‌های دفاعی است، تأثیر معنی‌داری در مدل ندارد. همچنین سزگین (۲۰۰۴) با استفاده از سیستم معادلات همزمان به بررسی رابطه‌ی بین هزینه‌های نظامی و بدھی‌های خارجی در دوره‌ی زمانی ۱۹۷۹-۲۰۰۰ در کشور ترکیه پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که بین هزینه‌های دفاعی و بدھی‌های خارجی در بلندمدت رابطه مثبتی وجود داشته است. نارایان و نارایان (۲۰۰۸) نیز تحقیقی را در زمینه تأثیر هزینه‌های نظامی بر بدھی‌های خارجی کشور فیجی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۵ انجام داده‌اند. در این تحقیق با استفاده از چهار رویکرد حداقل مربعات معمولی (OLS)، حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، حداقل مربعات معمولی کامل اصلاح شده (FMOLS) و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان داده شده است که هزینه‌های نظامی و تولید ناخالص داخلی در بلندمدت به ترتیب منجر به افزایش و کاهش در بدھی‌های خارجی می‌شوند. تاکنون در زمینه رابطه رشد هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی چندین مطالعه داخلی انجام شده است (به طور مثال می‌توان به مطالعه حسنی صدرآبادی و کاشمری (۱۳۸۷)، مولاوی و گلخندان (۱۳۹۳) ب)، گلخندان (۱۳۹۳)، گلخندان و همکاران (۱۳۹۴) اشاره کرد؛ اما مطالعه‌ای که فقط به بررسی اثر

هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی کشور ایران بپردازد، انجام نشده است. در تنها مطالعه داخلی انجام شده در زمینه رابطه هزینه‌های نظامی و بدهی‌های خارجی، دیزجی و همکاران (۱۳۸۸) رابطه بین این دو متغیر را با استفاده از داده‌های دوره‌ی زمانی ۱۹۹۳-۲۰۰۷ ۷۷ کشور در حال توسعه مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، نشان‌دهنده اثر مثبت هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی با کشش معادل $0.33/0$ درصد است. در جدول (۱) نیز اهم مطالعه‌های خارجی جدید، در زمینه موضوع تحقیق آمده است:

جدول (۱): خلاصه مطالعات خارجی و داخلی در زمینه اثر هزینه‌های نظامی بر رشد بدهی

نتیجه (نتایج)	متداول‌بودن	کشور و دوره زمانی	محقق (محققین)
هزینه‌های نظامی و درآمد به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر روی بدهی‌های خارجی در بلندمدت دارند و یک رابطه علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی و درآمد به بدهی‌های خارجی وجود دارد.	ARDL و آزمون‌های (T-Y) و علیت گرنجری (VECM) و مبتنی بر	ایران (۱۹۷۰-۲۰۰۵)	ولد - رفائل (۲۰۰۹) ^{۲۲}
هزینه‌های نظامی و درآمد به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر روی بدهی‌های خارجی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارند.	FMOLS، DOLS و FE	۶ کشور خاورمیانه شامل: عمان، سوریه، یمن، بحرین، ایران و اردن (۱۹۸۸-۲۰۰۲)	نارایان و اسمیت (۲۰۰۹)
هزینه‌های نظامی و بدهی‌های خارجی تنها در کشور مصر هم انباشته‌اند و وجود رابطه علیت یک‌طرفه نیز در این کشور تأیید شده است. در حالی که وجود همانباشتگی و علیت بین متغیرهای یادشده در سایر کشورها رد شده است.	هم‌انباشتگی یوهانسن و علیت گرنجری VAR مبتنی بر	۴ کشور شمال آفریقا شامل: مصر، تونس، الجزایر و مراکش (۱۹۸۸-۲۰۰۹)	گنور گانتوپولس و تی‌سامیس (۲۰۱۱) ^{۲۳}
هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبتی بر روی بدهی‌های خارجی دارند و یک رابطه علیت یک‌طرفه از هزینه‌های نظامی به بدهی‌های خارجی و یک رابطه علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و بدهی‌های خارجی وجود دارد.	E- آزمون همانباشتگی، G و آزمون ECM و آزمون علیت گرنجری	بنگلادش (۱۹۸۰-۲۰۰۹)	زمان و همکاران (۲۰۱۲) ^{۲۴}
هزینه‌های نظامی و تولید ناخالص داخلی به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر روی بدهی‌های خارجی دو کشور در بلندمدت دارند.	آزمون همانباشتگی ARDL کرانه‌ها	هند و پاکستان (۱۹۷۲-۲۰۱۰)	شیخ و همکاران (۲۰۱۳) ^{۲۵}
هزینه‌های نظامی و تولید ناخالص داخلی به ترتیب تأثیر	GMM	۱۳ کشور عضو ناتو	الکساندر (۲۰۱۴) ^{۲۶}

محقق (محققین)	کشور و دوره‌ی زمانی	متداولوژی	نتیجه (نتایج)
(۲۰۱۳)	(۱۹۸۸-۲۰۰۹)		مثبت و منفی بر روی بدھی‌های خارجی دارند.
شهراز و همکاران (۲۰۱۳) (ب)	پاکستان (۱۹۷۳-۲۰۰۹)	ARDL و آزمون علیت گرنجی مبتنی بر VECM	هزینه‌های نظامی سرانه، تولید ناخالص داخلی سرانه و سرمایه‌گذاری سرانه بهتر تأثیر مثبت، منفی و مثبت بر روی بدھی‌های خارجی سرانه در بلندمدت دارند و یک رابطه علیت دوطرفه بین هزینه‌های نظامی و تولید ناخالص داخلی سرانه با بدھی‌های خارجی وجود دارد.

یادداشت‌ها: ECM: مدل تصحیح خطای برداری، VAR: خودرگرسیون برداری، GMM: گشتاورهای

تعییم‌یافته، E-G: انگل - گرنجر، Y-T: تودا و یاماموتو، DOLS: حداقل مربعات معمولی پویا، FMOLS: حداقل مربعات معمولی کامل

اصلاح شده، FE: اثرات ثابت، ARDL: خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی.

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس مطالعه‌های تحری

۳- مدل و روش تحقیق

در بسیاری از مطالعه‌های تحری با استفاده از داده‌های سری زمانی یا ترکیبی (پانل)، نظریه مطالعه‌های: ولد - رفائل (۲۰۰۹)، نارایان و اسمیت (۲۰۰۹)، زمان و همکاران (۲۰۱۲)، شیخ و همکاران (۲۰۱۳) و الکساندر (۲۰۱۳) با الهام از مطالعه‌های تحری، تأثیر هزینه‌های نظامی (MIL) بر روی بدھی‌های خارجی (EXT) در کنار متغیر کنترل تولید ناخالص داخلی (GDP) (متغیر مقیاس) و به صورت مدل زیر مورد بررسی قرار گرفته است:

$$\ln \text{EXT}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{MIL}_t + \alpha_2 \ln \text{GDP}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در رابطه فوق، \ln لگاریتم طبیعی، t دوره‌ی زمانی و ε جزء خطاست. در این تحقیق، مدل فوق با اندکی تغییرها و اضافه کردن متغیر هزینه‌های غیرنظامی (N-MIL) (با الهام از مبانی نظری) مورد استفاده قرار گرفته است. هزینه‌های غیرنظامی نیز همانند هزینه‌های نظامی ممکن است کشور را با کسری بودجه مواجه کند و از آنجا که یکی از راههای تأمین کسری بودجه در ادبیات اقتصادی، استقراض خارجی است، بنابراین این متغیر نیز یکی از متغیرهای مهم مؤثر بر بدھی‌های خارجی است. با توجه به این توضیحات، مدل مورد بررسی تحقیق به صورت زیر در می‌آید:

$$\ln \left(\frac{\text{EXT}}{\text{GDP}} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left(\frac{\text{MIL}}{\text{GDP}} \right)_t + \alpha_2 \ln \left(\frac{\text{GDP}}{\text{POP}} \right)_t + \alpha_3 \ln \left(\frac{\text{N-MIL}}{\text{GDP}} \right)_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

در رابطه فوق:

$\ln \left(\frac{\text{EXT}}{\text{GDP}} \right)_t$: لگاریتم طبیعی نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی (به عنوان شاخص بدھی‌های خارجی) در زمان t . منبع داده‌های این متغیر، شاخص‌های توسعه جهانی^{۷۷} (WDI) است.

$\ln(\frac{MIL}{GDP})_t$: لگاریتم طبیعی نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی (به عنوان شاخص هزینه‌های نظامی) در زمان t . منبع داده‌های این متغیر، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

$\ln(\frac{GDP}{POP})_t$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های سال ۱۳۷۶ (بر حسب میلیارد ریال و به عنوان شاخص رشد اقتصادی) در زمان t . منبع داده‌های این متغیر، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

$\ln(\frac{N-MIL}{GDP})_t$: لگاریتم طبیعی نسبت هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی (به عنوان شاخص هزینه‌های غیرنظامی) در زمان t . منبع داده‌های این متغیر، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

هم‌چنین t به دوره‌ی زمانی (۱۳۶۷-۱۳۹۱) (با توجه به در دسترس بودن داده‌های تمام متغیرها) اشاره دارد. پیش از برآورد مدل مورد نظر بر اساس مبانی نظری و مطالعه‌های تجربی انتظار داریم که ضریب متغیرهای نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی و نسبت هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی، مثبت باشد؛ اما در مورد علامت ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه از پیش نمی‌توان قضاوت قطعی داشت.

در بخش روش تحقیق نیز، نخست خواص سری زمانی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های معمول ریشه واحد و آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری زیوت - اندریوز^{۳۸} (۱۹۹۲)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه به یافتن رابطه بلندمدت بین نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی و متغیرهای مورد نظر مؤثر بر آن می‌پردازیم. برای یافتن رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل از روش‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^{۳۹} (ARDL)، یوهانسن^{۴۰} (۱۹۹۰) و حداقل مربعات معمولی کامل اصلاح شده^{۴۱} (FMOLS) استفاده شده است. اثبات همانباشتگی در سه رویکرد فوق به ترتیب با استفاده از آزمون‌های همانباشتگی کرانه‌های پسaran و همکاران^{۴۲} (۲۰۰۱)، تریس^{۴۳} و حداکثر مقادیر ویژه^{۴۴} و سایکن و لوتکیپول^{۴۵} (۲۰۰۰) صورت گرفته است. تأثیر تکانه‌های کوتاه‌مدت از طریق الگوی تصحیح خطای^{۴۶} (ECM) تجزیه و تحلیل شده و در آخر رابطه علیت از طریق الگوی تصحیح خطای برداری^{۴۷} (VECM) مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۴- برآورد مدل

۴-۱- آزمون مانایی

قبل از انجام آزمون همانباشتگی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباستگی بیشتر از (1) I نیستند. در حالی که متغیرها انباسته از درجه دو یعنی (2) II یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسaran و همکاران (۲۰۰۱)، قابل اعتماد نیست (آنگ،^{۳۸} ۲۰۰۷: ۴۷۷۵). به علاوه، انجام آزمون‌های همانباشتگی یوهانسن (۱۹۹۰)، سایکن و لوتکیپول (۲۰۰۰) و استفاده از رویکرد FMOLS مستلزم درجه مانایی واحد تمام متغیرهای است. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون‌ها، درجه مانایی متغیرها تعیین شود. در این مطالعه برای تعیین درجه مانایی از آزمون‌های معمول ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته^{۴۹} (ADF)، فیلیپس - پرون^{۴۰} (PP) و کوایتکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین^{۴۱} (KPSS) استفاده شده است. در دو آزمون اول و دوم، فرضیه صفر نشان‌دهنده نا مانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و در آزمون

سوم فرضیه صفر نشان مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) است. در این زمینه مطالعه مقایسه‌ای چانگ -^{۴۲} بامن (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که در صورت یکسان بودن نتایج این سه آزمون مبتنی بر وجود ریشه واحد در سطح و عدم وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول، می‌توان نا مانایی و (I) بودن متغیر مورد بررسی را نتیجه گرفت (دهمرد و همکاران، ۱۳۸۹). نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) آمده است. بر اساس نتایج این جدول و توضیحات ارائه شده، تمام متغیرها با توجه به هر سه آزمون ریشه واحد ADF، PP و KPSS در سطح نا مانا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند؛ در نتیجه از درجه مانایی واحد یعنی (I) برخوردارند.

جدول ۲- نتایج آزمون‌های ریشه واحد

درجه مانایی	آماره آزمون با یکبار تفاضل			آماره آزمون در سطح			متغیر
	KWSS	PP	ADF	KWSS	PP	ADF	
I(I)	۰/۲۴ [۰/۴۶]	-۲/۹۵ (۰/۰۵)	-۲/۹۵ (۰/۰۵)	۰/۵۲ [۰/۴۶]	-۲/۲۲ (۰/۲۱)	-۲/۲۵ (۰/۱۹)	<i>Ln(EXT/GDP)</i>
I(I)	۰/۱۱ [۰/۴۶]	-۵/۰۸ (۰/۰۰)	-۵/۰۸ (۰/۰۰)	۰/۵۲ [۰/۴۶]	-۱/۳۶ (۰/۵۷)	(۰/۳۲)-۱/۹۰	<i>Ln(MIL/GDP)</i>
I(I)	۰/۲۱ [۰/۴۶]	-۳/۵۶ (۰/۰۲)	-۳/۵۶ (۰/۰۲)	۰/۵۱ [۰/۴۶]	۰/۰۴ (۰/۹۵)	۰/۱۲ (۰/۹۶)	<i>Ln(GDP/POP)</i>
I(I)	۰/۲۵ [۰/۴۶]	-۴/۴۹ (۰/۰۰)	-۳/۶۹ (۰/۰۲)	۰/۵۶ [۰/۴۶]	-۲/۱۶ (۰/۲۲)	-۱/۹۰ (۰/۳۲)	<i>Ln(N-MIL/GDP)</i>

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال و اعداد داخل کروشه نشان‌دهنده مقدار بحرانی آزمون‌هاست.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

برای حصول اطمینان از صوری نبودن وجود ریشه واحد در متغیرها به علت وجود شکست ساختاری در آن‌ها، از آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز (۱۹۹۲) که آزمونی معتبر با وجود شکست ساختاری است، نیز استفاده شده است. در این آزمون، سال شکست ساختاری به عنوان متغیری درون‌زا در الگو تخمين زده می‌شود. الگوی تخمين زده شده در این مطالعه الگوی سوم یا C به علت جامع‌تر بودن نسبت به الگوهای دیگر است که شکست ساختاری در روند و عرض از مبدأ را بررسی می‌کند.^{۴۳} نتایج این آزمون نیز نشان‌دهنده وجود ریشه واحد در سطح تمام متغیرهاست؛ اما با یکبار تفاضل‌گیری کلیه متغیرها مانا می‌شوند و از درجه مانایی واحد برخوردارند.^{۴۴}

۲-۴- رویکرد ARDL

در این قسمت از مقاله به تخمین ضرایب بلندمدت بین متغیرهای مدل به روش ARDL پرداخته شده است. نخست با استفاده از آزمون همانباشتگی کرانه‌های پسروان و همکاران (۲۰۰۱) به بررسی رابطه بلندمدت بین لگاریتم نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی ($\ln(\text{EXT}/\text{GDP})$ ، لگاریتم هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی($\ln(\text{MIL}/\text{GDP})$ ، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه ($\ln(\text{N-MIL}/\text{GDP})$) و لگاریتم هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی($\ln(\text{POP}/\text{GDP})$ می‌پردازیم. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همانباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این‌که می‌توان این آزمون را، صرف‌نظر از این که متغیرهای مدل کاملاً (I) و (0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به کاربرد. دوم این‌که این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بانرجی و همکاران^۴، ۱۹۹۳). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کاربرد (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴) و در نهایت این‌که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوازی^۵، ۲۰۰۳). به منظور تحلیل همانباشتگی کرانه‌های پسروان و همکاران، نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید^۶ (UECM) زیر هستیم:

(۳)

$$\begin{aligned} \Delta \ln\left(\frac{\text{EXT}}{\text{GDP}}\right)_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln\left(\frac{\text{EXT}}{\text{GDP}}\right)_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q_1} d_i \Delta \ln\left(\frac{\text{MIL}}{\text{GDP}}\right)_{t-i} \sum_{i=1}^{q_2} e_i \Delta \ln\left(\frac{\text{GDP}}{\text{POP}}\right)_{t-i} \sum_{i=1}^{q_3} f_i \Delta \ln\left(\frac{\text{N-MIL}}{\text{GDP}}\right)_{t-i} \\ & + \delta_1 \ln\left(\frac{\text{EXT}}{\text{GDP}}\right)_{t-1} + \delta_2 \ln\left(\frac{\text{MIL}}{\text{GDP}}\right)_{t-1} + \delta_3 \ln\left(\frac{\text{GDP}}{\text{POP}}\right)_{t-1} + \delta_4 \ln\left(\frac{\text{N-MIL}}{\text{GDP}}\right)_{t-1} + \mu_t \end{aligned}$$

که در آن $\delta_1, \delta_2, \delta_3$ و δ_4 ضرایب بلندمدت، α_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اخلاق و φ ، q_1 و q_2 و q_3 تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) یا \bar{R}^2 تعیین می‌شود. همانباشتگی مبتنی بر آماره F برای فرضیه مشترک $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ آزمون می‌شود. چنان‌چه برخی از متغیرهای مدل انباشته از درجه یک یا (I) باشند، آماره مذکور دارای استاندارد نخواهد بود. از مقادیر بحرانی که توسط پسروان و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده می‌باشد استفاده شود. تعداد رگرسورها $k = 4$ بوده و الگوی فوق تنها دارای جمله ثابت است. با توجه به این موضوع مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسروان و همکاران (۲۰۰۱) در سطوح معناداری مختلف استخراج و در بخش پایانی قسمت الف جدول (۳) آمده‌اند. همچنین با توجه به این که حجم نمونه کمتر از عدد ۸۰ است، مقادیر بحرانی ارائه شده توسط نارایان (۲۰۰۵) نیز که بر این اساس تنظیم شده‌اند، در این قسمت از جدول گزارش شده‌اند. بر اساس این مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه شده در بخش بالایی قسمت الف جدول (۳)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل و همچنین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، زمانی که متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و نسبت هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده‌اند، تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار

آماره F محاسبه شده در این مدل‌ها، بزرگ‌تر از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسaran و همکاران (۲۰۰۱) و نارایان (۲۰۰۵) است. تنها زمانی که متغیر نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، مقدار آماره F محاسبه شده از حد پایینی مقادیر بحرانی گزارش شده کوچک‌تر است. لذا می‌توان گفت بین متغیر نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرها رابطه تعادلی بلندمدتی وجود ندارد. این نتیجه نشان‌دهنده آن است که عوامل اصلی هزینه‌های نظامی ایران، اقتصادی نیستند؛ بلکه استراتژیک (تهدید جنگی) هستند. قسمت ب جدول (۳) نتایج تخمین رابطه بلندمدت را برای نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی را بر اساس رویکرد ARDL^{۴۸} نشان می‌دهد. تمام ضرایب معنادار و دارای علامت مورد انتظار هستند. نمودارهای پسماند تجمعی (CUSUM) و مجدور پسماند تجمعی^{۴۹} (CUSUMQ) نیز بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند؛ که این نتیجه بیانگر پایداری مدل در بلندمدت است. تخمین رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که هزینه‌های غیرنظمی دارای بیشترین اثر بر بدھی‌های خارجی است به طوری که رشد ۱ درصدی این متغیر در بلندمدت باعث رشدی به میزان ۰/۵۸ درصد در بدھی‌های خارجی خواهد شد. ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه معکوس با متغیر وابسته را نشان می‌دهد. به طوری که رشد ۱ درصدی این متغیر، بدھی‌های خارجی را به میزان ۰/۲۸ درصد در بلندمدت کاهش می‌دهد. متغیر هزینه‌های نظامی نیز به عنوان موضوع اصلی تحقیق، بدھی‌های خارجی را با ضریب ۰/۱۳ افزایش می‌دهد.

جدول (۳): نتایج آزمون همانباشتگی کرانه‌های پسaran و همکاران (۲۰۰۱) و تخمین ضرایب به روش ARDL

الف) آزمون همانباشتگی کرانه‌ها			
آماره F	طول وقفه بهینه	مدل تخمینی	
۵/۸۵**	(1,0,0,0)	$F_{Ln(EXT/GDP)}(Ln(EXD/GDP)/ Ln(MIL/GDP), Ln(GDP/POP), Ln(N-MIL/GDP))$	مقادیر بحرانی آزمون پسaran و همکاران (۲۰۰۱)
۲/۲۴	(1,0,0,0)	$F_{Ln(MIL/GDP)}(Ln(MIL/GDP)/ Ln(EXT/GDP), Ln(GDP/POP), Ln(N-MIL/GDP))$	
۷/۲۲***	(2,2,1,1)	$F_{Ln(GDP/POP)}(Ln(GDP/POP)/ Ln(EXT/GDP), Ln(MIL/GDP), Ln(N-MIL/GDP))$	
۶/۰۲**	(2,1,1,1)	$F_{Ln(N-MIL/GDP)}(Ln(N-M/GDP)/ Ln(EXT/GDP), Ln(MIL/GDP), Ln(GDP/POP))$	
مقادیر بحرانی آزمون نارایان (۲۰۰۵)		سطح مقدادیر بحرانی آزمون پسaran و همکاران (۲۰۰۱)	
کرانه بالا I(1)		کرانه بالا I(1)	کرانه بالا I(0)
۳/۹۹	۲/۷۵	۳/۵۲	۲/۴۵
۴/۷۷	۳/۳۵	۴/۰۱	۲/۸۶
۶/۶۷	۴/۷۷	۵/۰۶	۳/۷۴
معناداری			
کرانه بالا		۱۰%	
۴/۷۷		۵%	
۶/۶۷		۱%	
ب) تخمین ضرایب بلندمدت به روش ARDL(1,0,0,0)، متغیر وابسته $Ln(EXT/GDP)$			
$Ln(N-MIL/GDP)$		$Ln(GDP/POP)$	$Ln(MIL/GDP)$
۰/۵۸**		-۰/۲۸**	۰/۱۳**
]۲/۰۸[]۲/۴۸[]۲/۵۷[

* عالیم ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

۴-۳- رویکرد یوهانسن

در این روش برای به دست آوردن رابطه بلندمدت بین متغیرها، نخست با استفاده از دو آماره آزمون حداقل مقادیر ویژه و آزمون اثر، وجود همانباشتگی و تعداد روابط همانباشتگی مشخص می شود (با توجه به طول وقفه بهینه). نتایج حاصل برای تعیین روابط بلندمدت (r) و تخمین بردارهای همانباشتگی کننده در قسمت الف جدول (۴) ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود فرضیه وجود یک رابطه بلندمدت مبتنی بر هر دو آماره مذکور پذیرفته می‌شود.

نتایج حاصل از تخمین ضرایب بلندمدت در الگو در قسمت ب جدول ارائه شده است. تمام ضرایب معنادار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که بدھی‌های خارجی از هزینه‌های نظامی تأثیر مثبت می‌پذیرد؛ به طوری که رشد ۱ درصدی این متغیر در بلندمدت ۰/۱۴ درصد بدھی‌های خارجی را افزایش می‌دهد. ضریب تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و هزینه‌های غیرنظامی نیز در این روش به ترتیب $-0/30$ و $-0/68$ است. به این معنا که ۱ درصد افزایش در این متغیرها به ترتیب، منجر به $-0/30$ و $-0/68$ درصد کاهش و افزایش در بدھی‌های خارجی می‌شود. هزینه‌های غیرنظامی در این رویکرد نیز، همانند رویکرد ARDL دارای بیشترین تأثیر بر روی بدھی‌های خارجی است.

جدول (۳): نتایج آزمون همانباشتگی یوهانسن (۱۹۹۰)

الف) آزمون‌های همانباشتگی					
آزمون حداقل مقادیر ویژه			آزمون حداقل مقادیر ویژه		
آماره آزمون	H_1	H_0	آماره آزمون	H_1	H_0
۵۸/۲۹ (۰/۰۰)	$r \geq 1$	$r = 0$	۳۲/۵۴ (۰/۰۱)	$r = 1$	$r = 0$
۲۵/۷۵ (۰/۱۳)	$r \geq 2$	$r \leq 1$	۱۷/۷۶ (۰/۱۴)	$r = 2$	$r \leq 1$
۷/۹۹ (۰/۴۷)	$r \geq 3$	$r \leq 2$	۷/۷۹ (۰/۴۰)	$r = 3$	$r \leq 2$
۰/۲۰ (۰/۶۵)	$r \geq 4$	$r \leq 3$	۰/۲۰ (۰/۶۵)	$r = 4$	$r \leq 3$
ب) بردار همانباشتگی کننده					
$Ln(N-MIL/GDP)$	$Ln(GDP/POP)$	$Ln(MIL/GDP)$	$Ln(EXT/GDP)$		
$-0/68^{**}$	$-0/30^{***}$	$-0/14^{***}$	-1		
[۲/۲۵]	[۵/۱۲]	[۳/۵۸]			

* علایم ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

۴-۴- رویکرد FMOLS

در این قسمت از مقاله قبل از تخمین ضرایب متغیرهای مدل به روش حداقل مربعات معمولی کامل اصلاح شده، به منظور اثبات همانباشتگی بین متغیرهای مدل، از آزمون همانباشتگی سایکن و لوکیپول

(۲۰۰۰) استفاده شده است. این آزمون نتیجه شکست ساختاری در سیستم را بر اساس چارچوب معادل های چندگانه یوهانسن بررسی می کند، در حالی که روش‌های قبلی مانند گریگوری - هانسن^{۵۰} (۱۹۹۶) شکست ساختاری را در چارچوب تک معادله بررسی می کنند. سایر روش‌های همانباشتگی سنتی هم توانایی بررسی شکست ساختاری در سیستم معادله ها به هیچوجه ندارند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸). بر اساس مطالعه‌ی سایکن و لوتكیپول (۲۰۰۰) یک سری n بعدی (y_{1t}, \dots, y_{nt}) , برداری از متغیرهای مشاهده شده در زمان ($t = 1, \dots, T$) است که با فرایند زیر تولید شده است:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \lambda_1 d_{1t} + \lambda_2 d_{2t} + \lambda_3 d_{3t} + \gamma_1 DT_{0t} + \gamma_2 DU_{1t} + x_t \quad (4)$$

که در آن DT_{0t} و DU_{1t} به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیر مجازی واکنش^{۵۱} و متغیر مجازی انتقال^{۵۲} هستند که جهت بررسی شکست ساختاری وارد الگو می‌شوند. هرگاه $T_0 = 1$ باشد، مقدار $t = T_0$ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد شد. همچنین DU_{1t} مساوی با یک است اگر $t \geq T$ و در غیر این صورت صفر است. پارامترهای λ_i , μ_i , γ جمله‌های غیر تصادفی الگو^{۵۳} هستند. بر اساس مطالعه‌ی سایکن و لوتكیپول جمله X_t یک متغیر غیرقابل مشاهده است که دارای فرآیند (q) به صورت زیر است:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t, t = 1, 2 \quad (5)$$

با کسر X_{t-1} از هر دو طرف معادله، شکل مناسب تصحیح خطای معادله به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_j^{p-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (6)$$

معادله فوق خواص هم انباشتگی سیستم را مشخص می‌کند؛ که در آن u_t بردار اغتشاش سفید^{۵۴} بوده و $X_t = y_t - D_t$ روند برآورده شده معین الگو را مشخص می‌کند. همچنین رتبه Φ نشان‌دهنده‌ی رتبه‌ی همانباشتگی^{۵۵} و D_t برگرفته از y_t است. حالت‌های ممکن برای روش همانباشتگی سایکن و لوتكیپول همانند روش جوهانسن سه مورد (یک ثابت، یک روند و یا روند خطی مستقل از روابط همانباشتگی) است. مقدار بحرانی در این روش بستگی به انتخاب یکی از سه حالت فوق دارد. علاوه بر این، نکته جالب این روش در آن است که مقادیر بحرانی حتی با لحاظ متغیرهای مجازی در الگو نیز از اعتبار لازم برخوردار بوده درحالی که مقادیر بحرانی آزمون جوهانسن تنها زمانی اعتبار دارند که در الگو متغیر مجازی انتقالی نداشته باشیم. نتایج این آزمون با توجه به طول وقفه بهینه، در قسمت الف جدول (۵) آمده است. بر اساس نتایج این جدول (آماره آزمون و مقادیر بحرانی) وجود یک بردار همانباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود؛ بنابراین با استفاده از روش حداقل مربعات کامل اصلاح شده (FMOLS) رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در قسمت ب جدول (۵) برآورد شده است. این روش توسط فیلیپس و هانسن^{۵۶} (۱۹۹۰) معرفی شده و

مزایای زیادی نسبت به سایر روش‌های همانباشتگی دارد. به علاوه روش تخمین FMOLS دو تصحیح، تورش و درون‌زایی را به روش OLS اعمال می‌کند (دهمرد و همکاران، ۱۳۸۸).

جدول (۵): نتایج آزمون همانباشتگی

الف) آزمون همانباشتگی سایکنن و لوتکیپول				
$r \leq 4$	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$\leftarrow H_0$
۱/۱۴ (۴/۱)	۴/۹۶ (۱۲/۲)	۲۲/۸۴ (۲۴/۱)	۵۴/۲۵ (۴۰/۱)	آماره آزمون \leftarrow
تخمین ضرایب بلندمدت به روش FMOLS، متغیر وابسته				
$Ln(N-MIL/GDP)$	$Ln(GDP/POP)$	$Ln(MIL/GDP)$		
۰/۶۶**]۲/۶۲[-۰/۳۲***]-۳/۱۸[۰/۰۸**]۲/۰۲[

*علایم *** و ** به ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: محاسبه‌های تحقیق.

نتایج حاصل از جدول (۵) معنادار بودن ضرایب را تأیید می‌نماید. همچنین، تمام ضرایب علامت مورد انتظار را دارند. نتایج تخمین رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که رشد ۱ درصدی هزینه‌های نظامی در بلندمدت باعث ایجاد رشدی به میزان ۰/۸ درصد در بدھی‌های خارجی خواهد شد. ضریب رشد اقتصادی، رابطه معکوس با متغیر وابسته را نشان می‌دهد؛ به طوری که رشد ۱ درصدی این متغیر به میزان ۰/۳۲ درصد، بدھی‌های خارجی را در بلندمدت کاهش می‌دهد. رابطه هزینه‌های غیرنظامی با متغیر وابسته نیز مثبت است. این متغیر اثری معادل ۰/۶۶ درصد بر بدھی‌های خارجی دارد.

۴-۵-۴- مدل تصحیح خطای (ECM)

مدل تصحیح خطای (ECM)، یک مکانیزم بازخور تلقی شده که مطابق آن متغیر وابسته نسبت به عدم تعادل دستگاه تعديل می‌شود. در واقع، مکانیزم بازخور مذکور، حصول به رابطه تعادلی بلندمدت را تضمین می‌کند. برای تنظیم الگوی تصحیح خطای، کافی است که جمله‌ها خطای مربوط به رگرسیون مدل تحقیق (رابطه ۲) را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس به کمک روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، ضرایب الگو را برآورد کنیم (نوفرستی، ۱۳۸۹: ۱۰۱-۱۰۲). نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای بدھی‌های خارجی نشان می‌دهد که تأثیر متغیرهای هزینه‌های نظامی، رشد اقتصادی و هزینه‌های غیرنظامی بر بدھی‌های خارجی در کوتاه‌مدت، (همانند دوره‌ی زمانی بلندمدت) به ترتیب مثبت، منفی و مثبت و معنادار هستند. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصدی در این متغیرها در کوتاه‌مدت با فرض ثبات سایر متغیرها، بدھی‌های خارجی به ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۳۲ و ۰/۱۸ درصد تغییر می‌کند. ضریب تصحیح خطای نیز مطابق انتظار دارای علامت منفی و معنادار

است. مقدار عددی این ضریب -0.52 - برآورد شده که نشان می‌دهد در هر سال، 0.52 از عدم تعادل یک دوره در بدھی‌های خارجی در دوره بعد تغییر می‌شود؛ بنابراین تغییر به سمت تعادل نسبتاً با سرعت صورت می‌گیرد. در ضمن، آماره‌های تشخیص رضایت‌بخش بوده و فروض مورد نیاز را در مورد توزیع جملات اخلال تأمین می‌کنند.

۴-۶- آزمون علیت

در این مطالعه به منظور بررسی علیت بین متغیرهای مدل و بالاخص بدھی‌های خارجی و هزینه‌های نظامی، از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. با توجه به بردار متغیرهای این تحقیق، می‌توان مدل تصحیح خطای برداری را در قالب ماتریسی به شکل کلی زیر بیان کرد:

(V)

$$\begin{bmatrix} \Delta(\frac{\text{EXT}}{\text{GDP}})_t \\ \Delta(\frac{\text{MIL}}{\text{GDP}})_t \\ \Delta(\frac{\text{GDP}}{\text{POP}})_t \\ \Delta(\frac{\text{N-MIL}}{\text{GDP}})_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \theta_3 \\ \theta_4 \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^p \begin{bmatrix} \theta_{1,1,k} & \theta_{1,2,k} & \theta_{1,3,k} & \theta_{1,4,k} \\ \theta_{2,1,k} & \theta_{2,2,k} & \theta_{2,3,k} & \theta_{2,4,k} \\ \theta_{3,1,k} & \theta_{3,2,k} & \theta_{3,3,k} & \theta_{3,4,k} \\ \theta_{4,1,k} & \theta_{4,2,k} & \theta_{4,3,k} & \theta_{4,4,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta(\frac{\text{EXT}}{\text{GDP}})_{t-k} \\ \Delta(\frac{\text{MIL}}{\text{GDP}})_{t-k} \\ \Delta(\frac{\text{GDP}}{\text{POP}})_{t-k} \\ \Delta(\frac{\text{N-MIL}}{\text{GDP}})_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \lambda_4 \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ u_{4,t} \end{bmatrix}$$

که در آن θ_i عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، u_i جمله اخلال، ECT_{t-1} جزء تصحیح خطای با یک وقفه و p تعداد وقفه‌های بهینه است که در این مقاله با توجه به اندک بودن تعداد مشاهده‌ها، به کمک ضابطه شوارتز - بیزین (SBC) تعیین شده است. در این رویکرد، علیت بلندمدت با توجه به معنی‌داری و منفی بودن آماره t ضریب جزء تغییر خطای (ECT_{t-1}) یعنی λ_i و علیت کوتاه‌مدت نیز از طریق بررسی اهمیت آماری، آماره F جزئی مجموع ضرایب با وقفه متغیرهای مستقل، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نهایتاً، آزمون علیت قوی^{۵۶} از طریق بررسی اهمیت آماری توأم ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت صورت می‌گیرد. در همه آزمون‌ها، تأیید فرضیه صفر بر عدم وجود علیت گرنجری و رد آن بر وجود علیت گرنجری دلالت دارد. نتایج آزمون علیت بین متغیرهای مدل، بر اساس مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در جدول (۶) آمده است. بر اساس نتایج این جدول زمانی که متغیر وابسته بدھی‌های خارجی است (با توجه به مقدار آماره F ، در کوتاه‌مدت وجود رابطه علیت از سمت تمام متغیرها به بدھی‌های خارجی تأیید می‌شود. معنادار بودن آماره t ضریب جزء خطای نیز نشان‌دهنده وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها در این حالت است. در ضمن نتایج آزمون علیت قوی، تأیید کننده نتایج علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت مبنی بر وجود رابطه علیت از سمت تمام متغیرها به متغیر بدھی‌های خارجی است؛ اما زمانی که متغیر وابسته هزینه‌های نظامی است (با توجه به مقدار آماره F ، در کوتاه‌مدت وجود رابطه علیت تنها از سمت رشد اقتصادی به هزینه‌های نظامی

تأیید می شود. عدم معناداری آماره t ضریب جزء خطاب نیز نشان دهنده عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها در این حالت است. در ضمن نتایج آزمون علیت قوی، تأییدکننده نتایج علیت کوتاهمدت مبنی بر وجود رابطه علیت، تنها از سمت متغیر رشد اقتصادی به متغیر هزینه‌های نظامی است. لذا می‌توان گفت که بین بدھی‌های خارجی و هزینه‌های نظامی به عنوان موضوع اصلی این تحقیق، یک رابطه علیت یک طرفه از سمت متغیر هزینه‌های نظامی به بدھی‌های خارجی در کوتاهمدت و بلندمدت وجود دارد. استدلال علیت در مورد متغیرهای رشد اقتصادی و هزینه‌های غیرنظامی (زمانی که به عنوان متغیر وابسته انتخاب شوند) نیز به همین صورت است. به طور کلی اهم نتایج به دست آمده از آزمون علیت را می‌توان این گونه بیان کرد: (الف) وجود رابطه علیت یک طرفه از سمت متغیر هزینه‌های نظامی به متغیرهای بدھی‌های خارجی و هزینه‌های غیرنظامی (ب) وجود رابطه علیت دوطرفه بین متغیرهای رشد اقتصادی و بدھی‌های خارجی، رشد اقتصادی و هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی و هزینه‌های غیرنظامی.

جدول ۶- نتایج آزمون علیت گرنجری

منشأ علیت (متغیرهای مستقل)				متغیر وابسته			
علیت توأم (قوی)		علیت بلندمدت	علیت کوتاهمدت				
$\Delta Ln(N_{MIL/GDP})$, $\Delta Ln(ECM(-1))$	$\Delta Ln(GDP/POP)$, $ECM(-1)$	$\Delta Ln(EXD/GDP)$, $ECM(-1)$	$\Delta Ln(MIL/POP)$, $ECM(-1)$	$\Delta Ln(EXD/GDP)$	$\Delta Ln(MIL/GDP)$	$\Delta Ln(GDP/POP)$	$\Delta Ln(EXD/GDP)$

F آماره			t آماره		F آماره				
۲۲/۲۶***	۶/۱۲***	۱۲/۸۵***	-	-۲/۵۸**	۳۰/۱۶***	۵/۷۲***	۱۴/۷۶***	-	$\Delta Ln(EXD/GDP)$
۰/۹۸	۸/۰۱***	-	۰/۷۴	-۰/۶۸	۱/۲۱	۳/۹۴**	-	۰/۶۸	$\Delta Ln(MIL/GDP)$
۲۱/۷۶***	۸/۰۴***	۵/۹۵***	۴/۰۸**	-۳/۷۹***	۱۵/۷۶***	-	۴/۲۲**	۴/۰۴**	$\Delta Ln(GDP/POP)$
-	۶/۲۴***	۱۸/۲۴***	۰/۱۸	-۲/۸۴***	-	۴/۱۲**	۸/۷۶***	۰/۲۲	$\Delta Ln(EXD/GDP)$

* علایم ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: محاسبه‌های تحقیق.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله، بررسی همانباشتگی و علیت بین متغیرهای نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی و نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی بوده است. در این راستا، از متغیرهای

کنترل: تولید ناخالص داخلی سرانه و نسبت هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی و برای تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل از روش‌های ARDL، یوهانسن و FMOLS استفاده است. نتایج حاصل وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به علاوه، علامت ضرایب در تمام الگوهای برآورده شده با تئوری‌های اقتصادی سازگار است. تأثیر ۱ درصد افزایش در نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی بر روی نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت با فرض ثبات سایر متغیرها، در بین الگوهای مختلف بین ۰/۰ تا ۱۴/۰ درصد است. همچنین، ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه و نسبت هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت با فرض ثبات سایر متغیرها، به ترتیب نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی را بین ۰/۲۵ تا ۰/۳۲ درصد کاهش و ۰/۵۸ تا ۰/۶۸ درصد افزایش می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود تأثیر متغیرهای مؤثر بر بدھی‌های خارجی، به روش برآورد مدل حساسیت قابل توجهی ندارد. تأثیر مثبت هزینه‌های نظامی و تأثیر منفی تولید ناخالص داخلی بر روی بدھی‌های خارجی در مطالعه‌های تجربی متعددی در این زمینه، نظریه مطالعه نارایان و نارایان (۲۰۰۸) برای کشور فیجی، مطالعه ولد - رافائل (۲۰۰۹) برای کشور اتیوپی و مطالعه شهباز و همکاران (۲۰۱۳) (ب) برای کشور پاکستان به اثبات رسیده است.

همچنین برای بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت و سرعت تعديل بدھی‌های خارجی به‌سمت تعادل بلندمدت آن از الگوی تصحیح خطأ استفاده شده است. مطابق با نتایج به‌دست‌آمده، متغیرهای نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی سرانه و نسبت هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی، در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت به ترتیب دارای تأثیر مثبت، منفی و مثبت بر روی نسبت بدھی‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی هستند. با توجه به مقدار ضریب ECM، سرعت حرکت به‌سمت تعادل بلندمدت تا حدودی بالاست؛ به‌گونه‌ای که در هر دوره ۰/۵۲ درصد از عدم تعادل از بین می‌رود و به مقدار بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

بر اساس نتایج آزمون علیت مبتنی بر الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) نیز وجود یک رابطه علیت یک‌طرفه از سمت متغیرهای نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی سرانه و نسبت هزینه‌های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی به متغیر نسبت بدھی‌های خارجی نتیجه گیری شده است. نتیجه به‌دست‌آمده در زمینه رابطه علیت یک‌طرفه از سمت متغیر هزینه‌های نظامی به بدھی‌های خارجی، همسویی نزدیکی با مطالعه‌های تجربی متعددی در این زمینه مانند مطالعه ولد - رافائل (۲۰۰۹) برای کشور اتیوپی و مطالعه زمان و همکاران (۲۰۱۲) برای کشور بنگلادش دارد.

با توجه به نتایج این تحقیق تأثیر هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی بر بدھی‌های خارجی اقتصاد ایران به ترتیب مثبت و منفی ارزیابی و از طرفی، در مطالعه‌های داخلی متعددی نظریه مولایی و گلخندان (۱۳۹۲)، مولایی و گلخندان (۱۳۹۳) (الف) و صدری و مهریزی^{۵۷} (۲۰۱۱) اثر منفی بدھی‌های خارجی بر رشد اقتصادی اثبات شده است؛ بنابراین چنان‌چه روابط خارجی کشور در سایه تعامل مثبت با سایر کشورها

بهبود یابد، زمینه نیاز کمتر به هزینه‌های نظامی اجباری بهمنظور تأمین امنیت (با توجه به محدودیت بودجه دولت) و به تبع آن افزایش در سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و سرمایه‌گذاری‌های مربوط به تشکیل سرمایه‌های انسانی و در نتیجه رشد اقتصادی فراهم خواهد شد. در این زمینه به نظر می‌آید که اگر بهبودی در روابط ایران با بیگانگانی که امنیت ملی کشور را تهدید می‌کنند صورت نگیرد، کاهش در مخارج نظامی که بیشتر برای مسائل امنیتی صرف می‌شود، غیرممکن است. در این صورت، توصیه می‌شود سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان کشور، هزینه‌های نظامی خرج شده را صرف گسترش صنایع نظامی پیشفرته کنند و با تجدیدنظر در روش‌های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات بخش نظامی، زمینه ارتقای کارایی در این بخش را فراهم نمایند. تحت چنین شرایطی می‌توان با تولید اسلحه و ادوات نظامی در داخل کشور، به جای خرید از خارج، ضمن کاهش وابستگی نظامی کشور به قدرت‌های نظامی جهان با ایجاد اشتغال، رونق اقتصادی و صادرات اسلحه به کشورهای مختلف جهان و بهبود تراز تجاری، با آثار تراویش مثبت حاصله از بخش نظامی، آثار منفی آن را جبران و رشد اقتصادی و بهتیغ آن کاهش بدھی‌های خارجی را فراهم کرد. هم‌چنین، با توجه به این که بر اساس نتایج این تحقیق مهم‌ترین عامل افزایش بدھی‌های خارجی کشور، هزینه‌های غیرنظامی به‌دست آمده است، دولت می‌بایست نظم و انضباط مالی را در جهت کاهش و کنترل کسری بودجه در نظر داشته باشد و کسری بودجه دولت از راه‌های دیگری (به جای استقراض از خارج) مانند افزایش درآمدهای مالیاتی تأمین شود. اگر نظام مالیاتی کشور دارای ساختار صحیح و قانون‌مند باشد، این راه را می‌توان به عنوان یکی از روش‌های مناسب برای افزایش درآمدهای دولت، تقلیل کسری بودجه و در نتیجه رشد اقتصادی و کاهش بدھی‌های خارجی به شمار آورد.

فهرست منابع

- ۱) حسنی صدرآبادی، محمدحسین و کاشمری، علی (۱۳۸۷)، «تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۲، صص ۴۰-۲۵.
- ۲) دهمده، نظر؛ صدری، مهدی و شهیکی تاش، مهیم (۱۳۸۹)، «تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۵۳-۱۳۵۶)»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، صص ۵۵-۲۵.
- ۳) دیزجی، منیژه؛ پناهی، حسین و تقی‌زاده، حجت (۱۳۸۸)، «اثر هزینه‌های نظامی بر بدھی‌های خارجی در کشورهای در حال توسعه»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱، صص ۱۳۶-۱۱۷.
- ۴) صمدی، علی‌حسین و پهلوانی، مصیب (۱۳۸۸)، هم جمعی و شکست ساختاری در اقتصاد، *انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان*.
- ۵) گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳)، «بررسی و مقایسه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته منتخب»، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۵، صص ۴۴-۲۳.
- ۶) گل خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل خندان، داود (۱۳۹۴)، «نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه‌منا در قالب لگوی پانل‌پویا»، *فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۸، صص ۵۰-۳۱.
- ۷) مولایی، محمد و گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۲)، «اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با در نظر گرفتن متغیر بدھی‌های خارجی)»، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، صص ۱۱۵-۹۵.
- ۸) مولایی، محمد و گل خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳ الف)، «اثر بدھی‌های خارجی دولت بر رشد اقتصادی ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال دوم، صص ۱۰۸-۸۳.
- ۹) مولایی، محمد؛ گل خندان، ابوالقاسم و گل خندان، داود (۱۳۹۳ ب)، «رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصادی در ایران»، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال سوم، شماره ۵، صص ۱۰۰-۷۳.
- ۱۰) نو فرستی، محمد (۱۳۸۹)، *ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی*، *انتشارات رسا*.
- 11) Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003), "Determinant of capital flight: An econometric case study of Bangladesh", *Review of Applied Economics*, 17, 85-103.
- 12) Alami, R. (2002), "Military debt: perspectives from the experience of Arab countries", *Defence and Peace Economics*, 13(1), 13-30.
- 13) Alami, R (2003), "Official External Debt: Perspectives from the Experiences of Arab Countries", *Middle Eastern Studies*, 39(3), 99-126.
- 14) Alexander, W.R. (2013), "The defense-debt nexus: evidence from the high-income members of NATO", *Defence and Peace Economics*, 24(2), 133-145.
- 15) Ando, S. (2009), "The impact of defense expenditure on economic growth: panel data Analysis based on the Feder model", *The International Journal of Economic Policy Studies*, 4(8), 141-154.

- 16) Ang, J.B. (2007), "Co₂ emissions, energy consumption, and output in France", *Energy Policy*, 35, 4772-4778.
- 17) Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. & Hendry, D.F. (1993), "Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data", Oxford University Press.
- 18) Brzoska, M. (1983), "The military related external debt of third world countries", *Journal of Peace Research*, 20(3), 271–277.
- 19) Dunne, P. (2010), "Military Spending and Economic Growth in Sub-Saharan Africa", *Defense and Peace Economics*, 1-13.
- 20) Dunne, P. and Nikolaidou, E. (2012), "Defense Spending and Economic Growth in the EU15", *Defense and Peace Economics*, 23(6), 537-548.
- 21) Dunne, J.P., Perlo-Freeman, S. & Soydan, A. (2004a), "Military expenditure and debt in small-industrialized economies a panel analysis", *Defence and Peace Economics*, 15(2), 125–132.
- 22) Dunne, J.P., Perlo-Freeman, S. & Soydan, A. (2004b), "Military expenditure and debt in South America", *Defence and Peace Economics*, 15(2), 173–187.
- 23) Feridun, M. (2005), "An econometric analysis of the military expenditures and external debt in Argentina", Munich RePEC Archive (MPRA) Paper, No. 739.
- 24) Georgantopoulos, A.D. & Tsamis, A.G. (2011), "The interrelationship between military expenditure and external debt: patterns of causation in Northern Africa countries", *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 3(4), 264-273.
- 25) Gregory, A. & Hansen, B. (1996), "Residual-Based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, No 70, 99–126.
- 26) Gunluk-Senesen, G. (2004), "The role of defence on external indebtedness, an assessment of Turkey", *Defence and Peace Economics*, 15(2), 145–156.
- 27) Hou, N. & Chen, B. (2013), "Military Expenditure and Economic Growth in Developing Countries: Evidence from System GMM Estimates", *Defense and Peace Economics*, 24(3), 183-193.
- 28) Johansen, S. & Juselius, K. (1990), "Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2), 169–210.
- 29) Karagol, E. (2005), Defence expenditures and external debt in Turkey, *Defence and Peace Economics*, 16(2), 117–125.
- 30) Karagol, E & Sezgin, S. (2004), "Do Defense Expenditures Increase Debt Rescheduling In Turkey? Probit Model Approach", *Defence and Peace Economics*, 15(5), 471-480.
- 31) Lane, P.R. (2004), "Empirical Perspectives on Long-Term External Debt", *Topics in Macroeconomics*, 4(1), 1–21.
- 32) Looney, R.E. (1989), "The influence of arms imports on third world debt", *Journal of Developing Areas*, 23(2), 221–231.
- 33) Looney, R.E. (1998), "Foreign capital flows and defense expenditures: patterns of causation and constraint in Pakistan", *Canadian Journal of Development Studies*. 19(1), 117–132.
- 34) Looney, R.E. & Frederiksen, P.C. (1986), "Defence expenditures, external public debt and growth in developing countries", *Journal of Peace Research* 23(4), 329–338.
- 35) Narayan, P.K. (2005), "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests", *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- 36) Narayan, P.K. & Narayan, S. (2005), "Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework", *Economic Modelling*, 22; 423-438.
- 37) Narayan, P.K. & Narayan, S. (2008), "Does military expenditure determine Fiji's exploding debt levels?", *Defence and Peace Economics*, 19(1), 77–87.

- 38) Narayan, P.K. & Smyth, R. (2009), "The military expenditure–external debt nexus, new evidence from a panel of Middle Eastern countries", *Journal of Peace Research*, 46(2), 1–28.
- 39) Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(20), 289–326.
- 40) Phillips, P.C.B. & Hansen, B.E. (1990), "Statistical inference in instrumental variable regression with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, 57, 99–125.
- 41) Safdari, M. & Mehrizi, M.H. (2011), "External Debt and Economic Growth in Iran", *Journal of Economic and International Finance*, 3(5), 322–327.
- 42) Saikkonen, P. & Lutkepohl, H. (2000), "Testing for the cointegrating rank of a VAR process with structural shifts", *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 451 - 464.
- 43) Sandler, T. & Hertley, K. (1995), *The economics of defense*, Cambridge surveys of Economic Literature, Cambridge University Press.
- 44) Sezgin, S. (2004), "An empirical note on external debt and defense expenditures in Turkey", *Defense and Peace Economics*, 15(2), 199–203.
- 45) Sheikh, M.R., Chaudhry, I.S. & Faridi, M.Z. (2013), "Defense expenditures and external debt: evidence from Pakistan and India", *Pakistan Economic and Social Review*, 51(2), 159–177.
- 46) Shahbaz, M., Afza, T. & Shabbir, M. S. (2013a), "Does Defense Spending Impede Economic Growth? Cointegration and Causality Analysis For Pakistan", *Defense and Peace Economics*, 24(2), 105-120.
- 47) Shahbaz, M., Shabbir, S.M. & Sabihuddin, B.M. (2013b), "Does military spending explode external debt in Pakistan?", *Defence and Peace Economics*.
- 48) SIPRI (various issues). (2012), "Yearbooks Armaments and Disarmament and International Security", SIPRI-Oxford University Press, New York.
- 49) Smith, R. (1995), "Demand for Military Expenditure", by Hartley and Sandler, Amsterdam, 1, 69-88.
- 50) Wolde-Rufael, Y. (2009), "The defence spending-external debt nexus in Ethiopia", *Defence and Peace Economics*, 15, 173–188.
- 51) Yildirim, J., Ocal, N. and Keskin, H. (2011), "Military Expenditure, Economic Growth and Spatial Spillovers: A Global Perspective", *International Conference on Applied Economics*, 811-821.
- 52) Zaman, K., Mahmood, Q.S., Khan, M.M., Rashid, A. & Ahmad, M. (2012), "An empirical investigation of external debt-military expenditure nexus in Bangladesh", *Economia. Seria Management*, 10, 251–270.
- 53) Zivot, E. & Andrews, D. (1992), "Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251–270.

یادداشت‌ها

¹. Defense Economics

^۲. محاسبات این تحقیق با استفاده از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۳۸، نشان می‌دهد متوسط سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی تقریباً ۵ درصد است که سالانه بهمتر متوسط با نزخ تقریبی ۵ درصد رشد می‌کند.

³. Sandler & Hartly

⁴. Ando

⁵. Yildirim et al (2011)

². Guns Verses Butter Trade Off

⁷. Overvaluation

⁸. Narayan & Smith

⁹. Brzoska

- ^{۱۰}. Looney & Frederiksen
^{۱۱}. Dunn et al.
^{۱۲}. Gunluk-Sensen
^{۱۳}. Looney
^{۱۴}. Lane
^{۱۵}. Hou & Chen
^{۱۶}. Shahbaz et al.
^{۱۷}. Dunne & Nikolaïdou
^{۱۸}. Factor Analysis
^{۱۹}. Alami
^{۲۰}. Feridun
^{۲۱}. Karagol & Sezgin
^{۲۲}. Wold-Rafael
^{۲۳}. Georgantopoulos & Tsamis
^{۲۴}. Zaman et al.
^{۲۵}. Seikh et al.
^{۲۶}. Alexander
^{۲۷}. World Development Indicators
^{۲۸}. Zivot & Andrews
^{۲۹}. Auto Regressive Distributed Lag
^{۳۰}. Johansen
^{۳۱}. Fully Modified Ordinary Least Square
^{۳۲}. Pesaran et al.
^{۳۳}. Trace
^{۳۴}. Maximum Eigen Value
^{۳۵}. Saikkonen & Lutkepohl
^{۳۶}. Error Correction Model
^{۳۷}. Vector Error Correction Model
^{۳۸}. Ang
^{۳۹}. Augmented Dicky Fuller
^{۴۰}. Philips-Perron
^{۴۱}. Kwiatkowski, Philips, Schmidt, Shin
^{۴۲}. Chong-Buman
۴۳. برای مطالعه بیشتر به صمدی و پهلوانی (۱۳۸۸: ۲۵۴-۲۵۶) رجوع شود.
۴۴. نتایج این آزمون بهمنظور صرفهجویی ارائه نشده‌اند و نزد نویسندهان مقاله‌اند.
- ^{۴۵}. Banerji et al.
^{۴۶}. Alam & Quazy
^{۴۷}. Unrestricted Error Correction Model
^{۴۸}. Cumulative Sum
^{۴۹}. Cumulative Sum of Square
^{۵۰}. Gregory & Hansen
^{۵۱}. Impulse
^{۵۲}. Shift Dummy
^{۵۳}. Deterministic
^{۵۴}. White noise
^{۵۵}. Philips & Hansen
^{۵۶}. Strong Causality
^{۵۷}. Safdari & Mehrizi