

تأثیر بدهی خارجی و شاخص‌های کلان بر رشد اقتصادی ایران

* ناصرعلی یدالله زاده طبری و فاطمه نظری

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۵/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۲/۱۵

چکیده:

تأثیر بدهی خارجی بر رشد اقتصادی پس از بحران بدهی دهه ۱۹۸۰ از موضوعات مورد بحث در میان اقتصاددانان بوده است. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر بدهی خارجی بر رشد اقتصادی ایران است. در این مطالعه اثر بدهی خارجی دو جانبه و چند جانبه (استقراض از موسسات بین‌المللی) به تفکیک در کنار برخی از متغیرهای اقتصاد کلان، بر رشد بررسی شده است. در این رابطه، از الگوی اقتصادستنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و سری زمانی طی سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۹۱ استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در بلند مدت و کوتاه مدت، بدهی خارجی دو جانبه تأثیر مثبت ولی غیر معنی دار، در حالی که بدهی چند جانبه (استقراض از نهادهای بین‌المللی) تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی ایران در دوره مورد بررسی داشته‌اند. بنابراین براساس نظریه حدآستانه‌ای بدهی- رشد، به نظر می‌رسد اقتصاد ایران طی سه دهه اخیر در حدی از بدهی خارجی استفاده نموده که توانسته به فرآیند رشد کمک نماید. هم‌چنین، نتایج دیگر این تحقیق نشان می‌دهد در بلند مدت، موجودی سرمایه، سرمایه انسانی و تجارت باز، اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارند.

E6, H63 **JEL** طبقه‌بندی

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، بدهی خارجی دو جانبه، بدهی خارجی چند جانبه

* به ترتیب، استادیار و کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل.
(nasertabari@yahoo.com)

۱- مقدمه

در ادبیات پایه‌ای اقتصادکلان اشاره شده است که درآمد مازاد بر مصرف تبدیل به پس انداز شده و نهایتاً به سمت سرمایه گذاری کانالیزه می‌شود. چنانچه تمایل به پس انداز و منابع اقتصاد داخلی ناکافی باشند، دولت‌ها به ویژه در کشورهای کمتر توسعه یافته در تامین مالی برنامه‌های توسعه اقتصادی با مشکل مواجه می‌شوند. در نتیجه استفاده از بدھی خارجی به عنوان یک منبع مهم تامین مالی در فرایند رشد اقتصادی مطرح خواهد شد (اوزون و همکاران^۱، ۲۰۱۲).

به لحاظ تاریخی، تجربه رشد کشورهای در حال توسعه در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ نشان می‌دهد که اغلب کشورها در تامین مالی پروژه‌های عمرانی عمده‌تاً به منابع داخلی متکی بودند. در این دهه‌ها، کشورهای کمتر توسعه یافته برای سرمایه گذاری‌های خود کمتر به منابع خارجی متکی بودند؛ در نقطه مقابل در دهه ۱۹۷۰ بر تعداد کشورهایی که الگوی رشد مبتنی بر بدھی^۲ را برگزیدند افزوده شد (بوبویه و اوجو^۳، ۲۰۱۲). در واقع منابع مالی خارجی به توسعه اقتصادی این کشورهای در حال توسعه یاری رساند، به طوری که "معجزه اقتصادی" برزیل و خیز برخی اقتصادهای در حال ظهور آسیایی را خلق کرد (چانگ یانگ و همکاران^۴، ۲۰۱۲). اما در دهه ۱۹۸۰ پاره‌ای از کشورها به ویژه کشورهای آمریکای لاتین مانند بزریل، آرژانتین و مکزیک در باز پرداخت بدھی‌های خود با مشکل و بحران مواجه گشته‌ند. بدون تردید بحران بدھی به رشد اقتصادی این کشورها ضربه زد. در اواسط دهه ۱۹۹۰ معضل بدھی خارجی بالای کشورهای در حال توسعه مورد توجه سیاستگذاران و افکار عمومی جهانی قرار گرفت و به عنوان یکی از موانع اصلی محدودیت توسعه کشورهای فقیر شناخته شد.

در سال‌های اخیر، بدھی خارجی کشورهای توسعه یافته نیز شدیداً افزایش یافت. به طوری که اکنون کشورهای آمریکا، بریتانیا، آلمان، فرانسه و هلند جزو پنج بدھکار اول دنیا محسوب می‌شوند (همان). گزارش پایش وضعیت مالی صندوق بین المللی پول در سال ۲۰۱۱ نشان می‌دهد که برای اولین بار پس از جنگ جهانی دوم متوسط نسبت بدھی (بدھی خارجی به تولید ناخالص داخلی) کشورهای توسعه یافته

¹ Uzun *et al.*

² debt led

³ Boboy and Ojo.

⁴ Changyong *et al.*

از صد درصد تجاوز کرده است. تأثیر بحران بدھی اقتصادهای غربی بر اقتصاد جهانی بسیار ملموس‌تر از بحران بدھی کشورهای در حال توسعه است؛ بطوری که پس از بحران ۲۰۰۸ به یک موضوع بحث برانگیز جهانی تبدیل شده است. بر این اساس، به نظر می‌رسد بررسی ارتباط بین بدھی خارجی و رشد اقتصادی از اهمیت قابل توجهی برای همه کشورها برخوردار است.

بدھی خارجی در ایران اگر چه سابقه طولانی دارد ولی به دلیل برخورداری از منابع ارزی حاصل از صادرات نفت، جز در دهه ۱۳۷۰، کمتر به صورت یک معطل اقتصادی مطرح بوده است. در زمان معاصر اولین وام در سال ۱۲۷۶ اخذ شد و در دوران قبل از انقلاب نیز بدھی خارجی یکی از منابع مهم تامین مالی به شمار می‌رفت (افشاری، ۲۰:۱۳۸۴). پس از انقلاب طی سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۸ علیرغم تنگناهای ارزی ناشی از کاهش قیمت نفت و هزینه‌های جنگ، به دلیل تمایل به حفظ روحیه استقلال خواهی و نیز تحریم‌های کشورهای غربی، میزان کل بدھی‌های خارجی کشور در سطح پایینی قرار داشت. ولی پس از پایان جنگ، به جهت لزوم بازسازی زیر ساخت‌های اقتصادی و ایجاد تحرک در تولیدی که در سال‌های پایانی جنگ به کلی به صورت راکد درآمده بود و هم چنین از طرف دیگر ناکافی بودن منابع داخلی، میزان بدھی خارجی در طی برنامه توسعه اول به طور قابل توجهی افزایش یافت. اما به دلیل عدم توانایی کشور در باز پرداخت به موقع اقساط سرسید شده و درخواست استمهال از وام دهنده‌گان خارجی که نهایتاً به بحران ارزی و تورم شدید سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ منجر شد، میزان بدھی خارجی تا سال ۱۳۸۰ روندی کاهشی را طی کرد. مجدداً از اوایل دهه ۱۳۸۰ حجم بدھی‌های خارجی رو به فزونی گذاشت و تقریباً تا سال ۱۳۹۱ در سطحی نسبتاً بالا باقی ماند. اما از سال ۱۳۹۱ به بعد تحت تأثیر تشديد تحریم‌های بین المللی و عدم دسترسی به منابع مالی جهانی، میزان بدھی روند نزولی به خود گرفت. نکته قابل توجه در این رابطه آن است که قسمت قابل توجهی از کل بدھی‌ها شامل بدھی خارجی کوتاه مدت بوده است (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۴).

از آنجا که شناخت نوع رابطه بین بدھی خارجی و رشد اقتصادی می‌تواند برای سیاستگذاران اقتصادکلان در تعیین راهبردهای لازم برای دست‌یابی به رشد پایدار و در تعامل با اقتصاد جهانی مفید باشد، مطالعه حاضر سعی دارد به این سوال پاسخ دهد که تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصاد ایران به چه کیفیتی بوده است. برای این

منظور، تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصادی در قالب یک مدل رگرسیون پویا طی دوره ۱۳۵۹-۱۳۹۱ همراه با متغیرهای اقتصاد کلان مورد تحلیل قرار گرفته است. در ادامه به مبانی نظری در خصوص رابطه بین بدھی و رشد و برخی مطالعات تجربی انجام شده پرداخته می‌شود و سپس مدل تحقیق و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و در پایان نتایج تخمین و جمع بندی ارایه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی در خصوص تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصادی نظرات واحد و کامل‌اً روشنی ارایه نشده است. بر اساس برخی مدل‌های نظری، انتظار می‌رود استفاده از بدھی خارجی در سطحی متعارف بتواند تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. در مدل‌های نئوکلاسیکی سنتی، مجاز شمردن تحرک سرمایه همراه با توانایی یک کشور در استقراض یا اعطای وام خارجی می‌تواند باعث رشد شود. بدھی خارجی می‌تواند شرایط ایجاد سرمایه گذاری جدید و تقویت و گسترش صنایع موردنیاز جامعه را فراهم آورد و موجب ورود تکنولوژی و یا تکمیل آن در داخل کشور گردد. ورود تکنولوژی از طریق بدھی خارجی طبعاً آموزش و فرآگیری نیروهای داخلی را به دنبال خواهد داشت و از این طریق سطح تخصص و مهارت فنی در داخل کشور افزایش پیدا خواهد کرد. این امر، رشد صنعتی و توسعه اقتصادی را تسريع نموده و تحرک در زمینه ابداعات و اختراعات را افزایش خواهد داد. منابع فراهم آمده از محل بدھی خارجی چنانچه در خدمت تولید و استغال قرار گیرد، به دلیل افزایش تولید هم می‌تواند پاسخگوی نیازهای مصرف داخلی شود و هم با صدور محصولات مازاد و تحصیل ارز شرایط لازم را برای بازپرداخت بدھی‌های مربوطه فراهم آورد. به طور طبیعی، کشورهایی که با محدودیت سرمایه مواجه هستند به دلیل بالاتر بودن بازدهی نهایی سرمایه از نرخ بهره جهانی، انگیزه زیادی برای استقراض و سرمایه‌گذاری دارند. چنری و استروت^۵ (۱۹۶۶) در یک مدل دو شکافه نشان دادند که جریان ورود سرمایه خارجی می‌تواند سرمایه گذاری داخلی را افزایش داده و بر سرعت تبدیل اقتصاد یک کشور به یک الگوی توسعه خود اتکا بیفزاید. پس از آن بود که تأثیر بدھی خارجی بر انباست سرمایه مورد توجه رو به رشد دانشگاهیان و

⁵ Chenery and Strout

سیاستگذاران قرار گرفت. برخی مدل‌های رشد درونزا مانند ایتون^۶ (۱۹۹۳) با بسط مدل یوزاوا-لوکاس نشان دادند که افزایش بدھی خارجی می‌تواند باعث پیشبرد رشد اقتصادی شود و در نقطه مقابل، کاهش جریان بدھی خارجی تحت تأثیر افزایش هزینه سرمایه خارجی می‌تواند باعث تنزل رشد در بلندمدت شود. البته در دسترس بودن منابع برای هدایت یک اقتصاد به سمت مسیر صحیح توسعه کافی نیست، بلکه مهم‌تر از آن برخورداری از کیفیت نهادهای اقتصادی و حقوقی است که بتواند کارایی سرمایه را افزایش دهد (کایوم و همکاران^۷، ۲۰۱۴). تجربه کره جنوبی و تایوان در آسیا مثال‌های خوبی در این رابطه هستند.

به هر حال، در مورد تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصادی دیدگاه‌های متفاوتی مطرح شده است که می‌توان به فرضیه محدودیت نقدینگی (LCH^۸، فرضیه تهدید بدھی (DOH^۹، فرضیه تأثیر مستقیم بدھی (DEDH^{۱۰}) و فرضیه ناظمینانی^{۱۱} اشاره کرد. فرضیه محدودیت نقدینگی بیان می‌کند کشورهایی که بدھی بالا دارند، بازپرداخت اقساط بدھی بقدری برای آنها سنگین می‌شود که وجود در دسترس برای سرمایه گذاری را کاهش می‌دهد. فرضیه تهدید بدھی اشاره می‌کند که سطوح بالای بدھی جاری عملکرد اقتصادی را بدتر می‌کند چرا که باعث افزایش مالیات آتی بر تولید شده و لذا انگیزه پس انداز و سرمایه گذاری را تغییر می‌دهد (ساکس^{۱۲}، ۲۰۰۲). فرضیه تأثیر مستقیم بدھی بیان می‌دارد که حتی اگر پرداخت اقساط بدھی خارجی تأثیر منفی بر پس انداز و سرمایه گذاری نگذارد، این امکان وجود دارد که رشد تولید مستقیماً از طریق کاهش بهره وری به دلیل تغییر نامطلوب ترکیب سرمایه گذاری، کاهش یابد (کایوم و همکاران، ۲۰۱۴). فرضیه ناظمینانی مربوط است به تأثیر بدھی خارجی بر افزایش نوسان تورم و نرخ بهره که از طریق ایجاد بی‌ثبتی در سرمایه گذاری بر عملکرد اقتصاد اثر می‌گذارد. از نظر بارو و همکاران (۱۹۹۵) علت این تفاوت‌ها می‌تواند به برخی فروض غیر واقع بیانه در خصوص تحرک کامل سرمایه بین المللی و عدم توجه به ریسک نکول آن مربوط باشد. در مدل‌هایی مانند

⁶ Eaton

⁷ Qayyum *et al.*

⁸ Liquidity Constraint Hypothesis

⁹ Debt Overhang Hypothesis

¹⁰ Direct Effect of Debt Hypothesis

¹¹ Uncertainty

¹² Sachs

کوهن^{۱۳} (۱۹۹۳) که در مطالعه خود ریسک نکول را در نظر گرفتند، نشان داده شد که کشورهای با سطوح پایین بدھی خارجی، در صورتی که در شرایط انزوای مالی نباشند، به رشد بالاتری دست یافته‌اند؛ در حالی که سطوح بالای انباشت بدھی به رشد اقتصادی پایین تر منجر می‌شود (صدیقی و مالک^{۱۴}، ۲۰۰۱).

نظریه دیگری که کیفیت اثرگذاری بدھی خارجی بر رشد را غیر خطی تلقی می‌کند به نظریه حد آستانه‌ای موسوم است. در این نظریه، بدھی خارجی تا یک حد آستانه‌ای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. پس از آن نقطه آستانه‌ای، بدھی بیشتر تأثیر منفی بر اقتصاد خواهد داشت چرا که احتمال دارد سرمایه گذاری خصوصی کاهش یافته و جریان خروج منابع اتفاق افتاد (اوزون و همکاران، ۲۰۱۲). بر این اساس، مطالعه رابطه بین رشد و بدھی در قالب موضوع بهینه سازی بدھی مطرح می‌شود. به این معنی که هر کشور باید با پیدا کردن حد آستانه‌ای اقتصاد داخلی، از استقراض بیشتر از آن حد پرهیز نماید (پرس بیترو^{۱۵}، ۲۰۰۸). البته ما در این مطالعه رابطه بین بدھی و رشد را بدون توجه به حد آستانه‌ای تحلیل کرده‌ایم. فرض کردیم که میزان بدھی ایران هنوز به این حد آستانه‌ای نرسیده است.

۳- مطالعات تجربی

در این بخش منتخبی از مطالعات خارجی و داخلی مرتبط با موضوع ارایه می‌گردد. زمان و جورجسکو^{۱۶} (۲۰۱۵) با هدف ارزیابی کمی و کیفی چالش‌های کوتاه و بلند مدت بدھی خارجی رومانی مطالعه‌ای انجام دادند و بر اساس محاسبه برخی شاخص‌های آسیب پذیری دریافتند که افزایش بیش از دو برابری بدھی خارجی طی سال‌های ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۳ منجر به افزایش قابل توجه هزینه بازپرداخت بدھی‌ها گردید (۱۷ درصد GDP در سال ۲۰۱۳) و موقعیت مالی و دورنمای رشد این کشور را تضعیف نمود.

رمضان و احمد^{۱۷} (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی با بدھی خارجی پاکستان با در نظر گرفتن سیاست‌های اقتصاد کلان و با روش ARDL پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بدھی خارجی اثر منفی بر رشد

¹³ Cohen

¹⁴ Saddiqi and Malik

¹⁵ Presbitero

¹⁶ Zaman and Georgescu

¹⁷ Ramazan and Ahmad

اقتصادی دارد اما این اثر را می‌توان کاهش داد و یا حتی در حضور سیاست‌های اقتصاد کلان معکوس کرد.

میکائیل و لا^{۱۸} (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصادی همراه با متغیر سرمایه گذاری برای نیجریه پرداختند. نتایج تحلیل آنها نشان داد که یک رابطه مثبت بین بدھی خارجی، رشد اقتصادی و سرمایه گذاری وجود دارد.

آدگ بایت و همکاران^{۱۹} (۲۰۰۸) از مدل نوکلاسیکی رشد برای ارزیابی فرضیات تحقیق استفاده کردند. آنها در مدل رشد خطی خود از متغیرهای نوسان رابطه مبادله و هزینه سرمایه عمومی نیز استفاده کردند و نتیجه گرفتند که بدھی و باز پرداخت اقساط آن تأثیر منفی بر رشد اقتصادی نیجریه داشته است.

حمید و همکاران^{۲۰} (۲۰۰۸) رابطه بلندمدت و کوتاه مدت بین بدھی خارجی و رشد اقتصادی پاکستان را طی سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۰۳ مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند بازپرداخت اصل و فرع بدھی تأثیر منفی بر رشد دارد. البته بدھی تا یک حد معینی تأثیر مثبت و پس از آن تأثیر منفی بر رشد دارد.

اوموتویه و همکاران^{۲۱} (۲۰۰۶) نتیجه گرفتند که بدھی خارجی، علت واقعی مشکلات اقتصادی کشورهای جنوب صحرای آفریقا نیست. در عوض دولتهای فاسد، سیاست‌های ناسازگار، اعطای وام‌های عجیب به پروژه‌ها و موارد غیرموجه علت‌های اصلی بروز بحران هستند. آنها از رگرسیون پانل دیتا برای برآورد الگوی تحقیق استفاده نمودند.

پاتیلو و همکاران^{۲۲} (۲۰۰۲) با استفاده از روش تخمین رگرسیون OLS و GMM برای ۹۳ کشور در حال توسعه نتیجه گرفتند که بدھی خارجی بالا از طریق تأثیر بر کارایی سرمایه گذاری و نه حجم آن، منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. اثر نهایی بدھی خارجی پس از رسیدن به مقدار ۸۰ الی ۸۵ درصد صادرات یا ۱۷ الی ۲۰ درصد تولید ناخالص داخلی به صورت منفی ظاهر می‌شود.

علیزاده و همکاران (۱۳۹۴) برای بررسی تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصادی ایران در مطالعه خود نتیجه گرفتند که نتایج متناقض در مورد تأثیر بدھی‌های

¹⁸ Michael and La

¹⁹ Adegbite *et al.*

²⁰ Hamed *et al.*

²¹ Omotoye *et al.*

²² Pattillo *et al.*

خارجی بر رشد اقتصادی کشورها به دلیل وجود رابطه غیر خطی بین این دو متغیر است. تخمین الگوی تحقیق به روش رگرسیون انتقال ملایم نشان داده است که بدھی خارجی با مقدار آستانه‌ای حدود ۱۸۷۷۰ میلیون دلار بر رشد اقتصادی اثر منفی داشته است؛ و با عبور از این سطح شدت آن اثر افزایش می‌یابد.

مولایی و گلخندان (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با بکارگیری روش هم انباستگی جوهانسن-جوسلیوس و مدل تصحیح خطای برداری VECM به بررسی تجربی رابطه بلندمدت و کوتاه مدت بین کسری بودجه و رشد اقتصادی ایران پرداخته و نتایج نشان داده که در بلندمدت اثر کسری بودجه بر رشد اقتصادی منفی و معنادار و در کوتاه مدت اثر مثبت و معنادار دارد.

کرباسی و پیری (۱۳۸۸) در یک تحلیل هم‌جمعی رابطه رشد اقتصادی و آزادی تجاری در اقتصاد ایران و در چهارچوب الگوی رشد درون زا بررسی کردند و رابطه مثبت بین رشد و آزادی تجاری در کوتاه مدت و بلندمدت را نتیجه گرفتند.

ویژگی مطالعه حاضر، تفکیک بدھی خارجی به دو قسمت بدھی خارجی دو جانبی و بدھی خارجی چند جانبی در یک مدل رگرسیونی پویا (ARDL) است. در این پژوهش به طور همزمان، تأثیر متغیرهای اصلی تعیین کننده رشد شامل کار، سرمایه و سرمایه انسانی به همراه برخی شاخص‌های کلان مرتبط مانند بدھی دولت به بانک مرکزی و تجارت باز در قالب یک مدل پویا بررسی شده است. در حالیکه مطالعات پیشین مانند مطالعه مولایی و گلخندان (۱۳۹۲)، صدیقی و مالیک (۲۰۰۱)، یوزان و همکاران (۲۰۱۲) تنها به بررسی رابطه بین بدھی خارجی و کسری بودجه با رشد اقتصادی پرداخته، مطالعه امام وردی و شریفی (۱۳۸۹)، مرادی و مهدی زاده (۱۳۸۴) تنها به بررسی رابطه بین تجارت باز و رشد اقتصادی پرداخته است.

۴- تصریح الگوی تحقیق و داده‌ها

برای بررسی تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصادی، از چارچوب الگوی رشد شامل متغیرهای مرتبط با موضوع مطالعه (بدھی دو جانبی و بدھی چند جانبی و درجه باز بودن تجاری) به همراه متغیرهای اقتصادکلان موثر بر تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

در ادامه، توجیه نظری متغیرهای واردشده در الگو ارایه می‌شود. همان طور که در بخش نظری اشاره شد، بدھی خارجی ممکن است تأثیر متفاوتی بر رشد داشته باشد. تیرونه^{۲۳} (۲۰۰۴) معتقد است که مدل‌هایی که در آن بدھی خارجی به شکل مجموع در نظر گرفته شده‌اند و فرض شده‌است که تمام اجزای آن اثر یکسانی بر رشد دارند، ممکن است به نتایج گمراه کننده‌ای منتهی شوند. در مطالعات مربوط به رابطه رشد و بدھی، می‌توان بدھی را به بدھی خارجی دو جانبه (استقراض از یک کشور خارجی) و بدھی خارجی چند جانبه (استقراض از نهادهای بین‌المللی) تفکیک کرد. منطق تفکیک کل بدھی به دو جانبه و چند جانبه این است که بدھی دو جانبه، عمدتاً حاصل ملاحظات سیاسی و استراتژیک هستند تا ملاحظات سیاستگذاری و رفع فقر. بنابراین، ممکن است تأثیر منفی بر رشد داشته باشند. در مقابل، بدھی‌های خارجی چند جانبه به علت آن که تا حدی تحت تأثیر سیاستگذاری و برنامه‌های کاهش فقر قرار دارند و عمدتاً نیز با نرخ‌های بهره پایین تامین مالی می‌شوند، می‌توانند مشوق رشد اقتصادی باشند.

نیروی کار و موجودی سرمایه از عوامل اصلی و کلاسیک موثر بر رشد اقتصادی و از الزامات رشد پایدار و مستمر محسوب می‌شوند.

وضعیت مالی دولت یکی دیگر از متغیرهای تعیین کننده رشد است. در مورد اثرات اقتصادی کسری بودجه مطالعات داخلی و خارجی زیادی انجام شده که حکایت از رابطه منفی با رشد دارد (به عنوان مثال، عبدالرحمان^{۲۴} (۲۰۱۲) و مولایی و گلخندان (۱۳۹۲)). بنابراین یک بودجه متوازن نشانه ثبات اقتصاد کلان است و تأثیر مثبت بر رشد دارد.

تجارت باز از تقسیم مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید که به عنوان شاخصی برای تعیین درجه بازبودن اقتصاد و میزان ارتباط کشور با اقتصاد جهانی محسوب می‌شود. نظریاتی که معتقد به تأثیر مثبت این متغیر بر رشد هستند بیان می‌دارند که با آزادسازی تجاری امکان ورود کالاهای سرمایه‌ای و تکنولوژی فراهم و با توجه به مزیت نسبی کشورهای مختلف امکان تولید با استفاده از صرفه مقیاس و تقسیم کار جهانی فراهم می‌گردد. در نتیجه تجارت می‌تواند سبب شتابان شدن رشد اقتصادی در مقیاس جهانی گردد (امام وردی و شریفی، ۱۳۸۹).

²³ Tiruneh

²⁴ AbdoRahman

سرمایه انسانی یکی از متغیرهای مهم اثرگذار بر رشد است. در این مطالعه از نرخ باسوسایی برای در نظر گرفتن سرمایه انسانی استفاده کردیم. انتظار می‌رود سرمایه انسانی از طریق افزایش بهره وری نیروی کار و کیفیت جمعیت، تأثیر مثبت بر رشد داشته باشد.

از همین رو، به منظور آزمون رابطه رشد اقتصادی با بدھی خارجی دو جانبه، بدھی چندجانبه، به همراه متغیرهای اقتصاد کلان شامل نیروی کار، موجودی سرمایه، تجارت باز، بدھی بخش دولتی به بانک مرکزی (نماینده کسری بودجه) و سرمایه انسانی با استناد به مبانی نظری و مطالعات پیشین فرم کلی الگوی تحقیق به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Y_t = f(L_t, K_t, HC_t, BD_t, TO_t, ED_t, MD_t) \quad (1)$$

که در آن (Y) تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به عنوان متغیر وابسته، (ED) بدھی خارجی به میلیارد ریال، (MD) بدھی چندجانبه که در واقع به مقدار کل پولی که یک کشور خارجی به موسسات بین المللی مانند بانک جهانی و صندوق بین المللی پول بدهکار است گفته می‌شود، (TO) تجارت باز که از تقسیم مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی بدست آمده است، (BD) بدھی بخش دولتی به بانک مرکزی به میلیارد ریال به عنوان نماینده کسری بودجه، (HC) سرمایه انسانی که از نرخ باسوسایی به عنوان نماینده سرمایه انسانی استفاده شده است، (L) نیروی کار و (K) موجودی سرمایه به عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه سالانه و محدوده داده‌ها از سال ۱۳۵۹ الى ۱۳۹۱ می‌باشد. برای جمع آوری داده‌ها از اطلاعات سایت بانک جهانی^{۲۵} و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^{۲۶} استفاده شده است.

لازم به ذکر است تمام متغیرهای مورد مطالعه در الگوی تصریح شده به صورت لگاریتم طبیعی درآمده است (رابطه ۳). بنابراین ضرایب پراوردی (α_i) معرف کشش متغیر مربوطه نسبت به تولید ناخالص داخلی است.

$$LY_t = \alpha_0 + \alpha_1 LL_t + \alpha_2 LK_t + \alpha_3 LHC_t + \alpha_4 LBD_t + \alpha_5 TO_t + \alpha_6 LED_t + \alpha_7 LMD_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

²⁵ www.worldbank.org

²⁶ www.tsd.cbi.ir

۵- روش شناسی اقتصادسنجی

یک روش مرسوم برای بررسی هم‌جمعی بلندمدت متغیرها، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گستردۀ (ARDL) پیشنهادی پسران و همکاران^{۲۷} (۲۰۰۱) می‌باشد. مدل ARDL در حالت کلی با معادلات زیر ارائه می‌شود:

$$ARDL \ p, q_1, q_2, \dots q_k$$

$$\emptyset l, p \ y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i l, q_i x_{it} + S' \omega_t + u_t \quad (\text{F})$$

$$\emptyset l, p = 1 - \emptyset_2 l^2 - \dots - \emptyset_p l^p$$

کہ:

$$\begin{aligned} i &= 1, 2, \dots, k \\ \beta_i \ l, q_i &= 1 - \beta_{i1}l - \beta_{i2}l^2 - \dots - \beta_{iq_l}l^{q_l} \end{aligned}$$

حساسیت بلندمدت در روش تخمین روابط بلندمدت ARDL برگزیده را می‌توان از روابط زیر استخراج کرد.

$$\hat{\theta_i} = \frac{\hat{\beta_{i1}} + \hat{\beta_{i2}} + \dots + \hat{\beta_{iq}}}{1 - \hat{\phi_1} - \hat{\phi_2} - \dots - \hat{\phi_q}} \quad (4)$$

در این رابطه‌ی بلندمدت همگمی به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t - \theta_0 - \theta_1 x_{1t} - \theta_2 x_{2t} - \cdots - \theta_k x_k \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (\textcircled{\omega})$$

در این معادله جزء ثابت یا عرض از مبدأ نیز به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\theta_0} = \frac{\hat{\beta_0}}{1 - \hat{\beta_1} - \hat{\beta_2} - \dots - \hat{\beta_p}}$$

روش محاسبه آماره آزمون همجمعی در روش ARDL به قرار زیر است:

$$(6) \text{ عدم هم‌جمعی (عدم رابطه بلندمدت)} H_0 \\ \text{وجود هم‌جمعی (وجود رابطه بلندمدت)} H_1$$

کمیت آماره t موردنیاز برای انجام آزمون گفته شده به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\alpha^i - 1}{\alpha_i} \quad (\forall)$$

27 Pesaran, Shin and Smit

آخرین مرحله در برآورده، مدل تصحیح خطای ARDL است که به صورت ذیل می‌باشد:

$$Y_t = \sum_{j=1}^p Y_{t-j} + \sum_{m=1}^n \sum_{i=0}^q \beta_{m,i} X_{m,t-i} + \lambda ECM_{t-1} + u_t \quad (8)$$

۶- نتایج تجربی

۶-۱- آزمون ریشه واحد

قبل از پرداختن به تخمین الگوی تحقیق، مانایی همه متغیرها بررسی شده تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو I^2 نیستند، بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب می‌شود. در بررسی مانایی متغیرها، همانطور که پرون (۱۹۸۹) اشاره کرد تغییر ساختاری و ریشه واحد کاملاً به یکدیگر مربوط هستند. باید توجه داشت آزمون‌های ریشه واحد مرسوم در صورتی که داده‌ها روند پایا و همراه با شکست ساختاری باشند، به سمت فرضیه صفر ریشه واحد تورش پیدا می‌کنند. برای آزمون ریشه واحد از آماره دیکی-فولر اصلاح شده^{۲۸} استفاده شده است که در آن، زمان شکست به صورت درونزا و خودکار بر اساس حداقل نمودن آماره آزمون t دیکی فولر (t_α) تعیین می‌شود. نتایج تخمین در جدول ۱ ارایه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، متغیرهای لگاریتم موجودی سرمایه (LK)، لگاریتم تجارت باز (LTO) و لگاریتم بدھی خارجی (LED) در تفاضل اول مانا شده اند، و بقیه متغیرها در سطح مانا هستند.

۶-۲- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۶-۲-۱- رابطه پویا: قبل از برآورده ضرایب بلندمدت مدل با استفاده از روش ARDL لازم است آزمون همجمعی انجام گیرد تا از وجود رابطه بلندمدت برای متغیرهای مدل اطمینان حاصل شود.

²⁸ Modified augmented Dickey-Fuller

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد (دیکی فولر تعمیم یافته) با در نظر گرفتن شکست ساختاری

متغیر	سطح	نفاذ مرتبه اول	مرتبه انباشتگی
LY	-۵/۲۷	-	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۸۵	-	I(0)
LTO	-۳/۸۵	-۶/۹۸	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۸۵	-۴/۸۵	I(1)
LL	-۱۱/۰۸	-	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۸۵	-۴/۸۵	I(0)
LK	-۳/۸۹	-۴/۵۴	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۵۲	-۴/۵۲	I(1)
LMD	-۷/۷۸	-	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۴۴	-۴/۴۴	I(0)
LHC	-۶/۳۷	-	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۴۴	-۴/۴۴	I(0)
LBD	-۴/۵۸	-	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۴۴	-۴/۴۴	I(0)
LED	-۳/۱۸	-۵/۴۷	
مقدار بحرانی (%)	-۴/۴۴	-۴/۸۵	I(1)

توضیح: وقفه بهینه بر پایه معیار شوارتز انتخاب و سال شکست به صورت درونزا تعیین شده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد رابطه پویا مدل به روش ARDL با معیار SBC

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی در وقفه اول(LY(-1))	.۰/۰۶۵	.۰/۱۳۹۲	.۰/۴۷۷۸	.۰/۶۳۸
لگاریتم تولید ناخالص داخلی در وقفه دوم(LY(-2))	-.۰/۵۲۸۸	.۰/۱۴۳۱	-.۳/۶۹۴۱	.۰/۰۰۲
(LL)	.۰/۱۷۳۳	.۰/۱۴۲۵	.۱/۲۱۶۴	.۰/۲۳۹
(LK)	.۱/۳۲۰۱	.۰/۲۱۵۷	.۶/۱۱۹۷	.۰/۰۰۰
(LHC)	.۰/۷۰۱۰	.۰/۲۷۶۷	.۲/۵۳۳۲	.۰/۰۲۰
(LBD)	-.۰/۰۶۶۱	.۰/۰۴۳۴	-.۱/۰۵۲۰	.۰/۱۴۵
(LTO)	.۰/۰۴۸۴	.۰/۰۵۱۹	.۰/۹۳۲۹	.۰/۳۶۲
LTO(-1)	-.۰/۰۴۰۳۹۳	.۰/۰۵۳۵	-.۰/۷۵۴۷۸	.۰/۴۶۰
LTO(-2)	.۰/۲۳۸۷	.۰/۰۴۸۷	.۴/۸۹۹۲	.۰/۰۰۰
(LED)	.۰/۰۰۳۶	.۰/۰۱۳۰	.۰/۲۸۲۳	.۰/۷۸۱
(LMD)	.۰/۰۲۲۵	.۰/۰۱۱۰	.۲/۰۵۱۰	.۰/۰۵۴
(C)	-.۴/۷۸۵۲	.۱/۳۷۱۱	-.۳/۴۹۰۱	.۰/۰۰۲
R-Squared=		DW-Stat= .۰/۹۹	F-Stat= .۲/۰۸)..../۰۰۰ (.۴۸۹

$$t = \frac{(0/066 - 0/528) - 1}{0/139 + 0/143} = -5/18$$

بر اساس برآورد معادله پویا که در جدول ۲ ارایه شده، آماره t برای آزمون وجود همجمعی برابر $-5/18$ به دست آمده است که چون به صورت قدر مطلق بزرگتر از کمیت بحرانی محاسبه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر ($4/34$) می‌باشد، فرضیه صفر عدم وجود همجمعی میان متغیرهای الگو رد می‌شود. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که متغیرهای مدل مذکور دارای رابطه بلندمدت با ضرایب با ثبات می‌باشند. در این روش تعداد وقفه‌های بهینه توسط یکی از معیارهای آکائیک^{۲۹}، شوارتز^{۳۰} و هنان-کوئین^{۳۱} تعیین می‌شود و با توجه به این که تعداد مشاهدات کمتر از ۱۰۰ می‌باشد از معیار شوارتز استفاده شده است. ضریب تعیین مدل برآورد شده برابر $R^2 = 0/99$ و آماره F برابر 489 بیانگر آن است که مدل از قدرت توضیح دهنده مناسبی برخوردار است و متغیرهای مستقل، رفتار متغیر وابسته را در سطح بالایی توضیح می‌دهند.

برای بررسی صحت الگوی پویای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی طبق جدول ۳ انجام شده است. با توجه به مقدار احتمال برآورد شده، فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی سریالی در بین جملات اخلال، تصریح صحیح معادله، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد. بنابراین مدل برآورد شده فروض کلاسیک مربوط به جملات اخلال را تامین می‌کند.

جدول ۳: آزمون‌های تشخیصی

آماره آزمون	LM Version	F Version
Serial Correlation	$.6640(.0/415)$	$.39404(.0/538)$
Functional Form	$.33659(.0/562)$	$.19758(.0/662)$
Normality	$1/0.7920(.0/583)$	---
Heteroscedasticity	$5/4899(.0/049)$	$6/2409(.0/018)$

۶-۲-۲- رابطه بلندمدت: نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت در جدول ۴ نشان داده شده است. چون مدل مورد استفاده در این تحقیق یک مدل خطی- لگاریتمی است لذا هر یک از ضرایب متغیرها، کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به آن متغیر را نشان می‌دهند. ضریب مربوط به نیروی کار اگر چه مطابق انتظارات نظری مثبت برآورد شده ولی از نظر آماری معنی دار نیست. ضریب موجودی سرمایه برابر $0/9$ و

²⁹ Akaike Information Criterion

³⁰ Schwarz Information Criterion

³¹ Hannan-Quinn Information Criterion

معنی دار به دست آمده است؛ به این معنی که با افزایش یک درصد در موجودی سرمایه، تولید ناخالص داخلی حقیقی $0/9$ درصد افزایش خواهد یافت. ضریب مثبت و معنی دار سرمایه انسانی مطابق انتظارات نظری نشان دهنده نقش سرمایه گذاری برای ارتقاء کیفیت نیروی انسانی در فرآیند رشد اقتصادی است. ضریب مربوط به بدھی خارجی (دوجانبه) اگر چه اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد ولی از نظر آماری معنی دار نیست. بدھی چندجانبه (اسقراض از نهادهای بین المللی) نیز رابطه مثبت و البته معناداری با رشد اقتصادی دارد، به این صورت که با یک درصد افزایش در بدھی چندجانبه، رشد اقتصادی $0/015$ درصد افزایش می‌یابد. بدھی بخش دولتی به بانک مرکزی با رشد اقتصادی رابطه منفی و غیر معنادار دارد. ضریب برآورد شده تجارت باز نشان می‌دهد که این متغیر با رشد اقتصادی رابطه مثبت و معنادار دارد؛ یعنی با یک درصد افزایش در تجارت باز، رشد اقتصادی $0/016$ درصد افزایش می‌یابد. بر این اساس، به نظر می‌رسد که تجارت خارجی توانسته از کanal صادرات، منابع لازم برای تامین کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مورد نیاز فعالیت‌های اقتصاد داخلی را از طریق واردات فراهم آورد.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل به روشن ARDL با معیار SBC

متغیرها	ضرایب	آماره	سطح احتمال
لگاریتم بدھی خارجی (LED)	$0/0025$	$0/24468$	$0/779$
لگاریتم بدھی چندجانبه (LMD)	$0/0154$	$2/0716$	$0/052$
لگاریتم بدھی بخش دولتی به بانک مرکزی (LBD)	$-0/0452$	$-1/5727$	$0/132$
لگاریتم تجارت باز (LTO)	$0/1687$	$4/5266$	$0/000$
لگاریتم سرمایه انسانی (LHC)	$0/04794$	$2/8472$	$0/010$
لگاریتم نیروی کار (LL)	$0/1185$	$1/11882$	$0/249$
لگاریتم سرمایه (LK)	$0/9027$	$16/0033$	$0/000$
عرض از مبدأ (C)	$-3/2724$	$-4/0092$	$0/001$

۳-۲-۶- رابطه کوتاه مدت و سرعت تعديل: وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، مبنایی برای استفاده از الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت به مقادیر تعادلی و بلندمدت ارتباط داده می‌شود، فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطای مدل بلندمدت در جدول ۵ ارایه شده است. ضرایب کوتاه مدت برآورد شده با ضرایب

الگوی بلندمدت از نظر علامت مطابقت دارند. ضریب جمله تصحیح خطای ECM برابر -0.46 برآورد شده است که با توجه به آماره آزمون $t = -7/31$ ، از سطح معنی داری بالایی برخوردار است. بنابراین رابطه کوتاه مدت در بین متغیرهای مدل وجود دارد. ضریب مذکور نشان می‌دهد که در هر سال ۴۶ درصد از عدم تعادل الگو تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مدل با معیار SBC

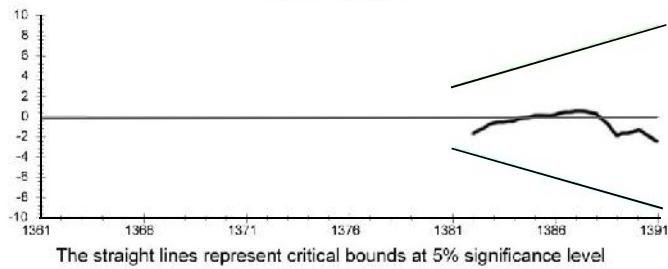
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
dLy1	-0.052886	-0.14316	3/6941	0.001
dL	-0.172334	-0.14250	1/2164	0.228
dLK	0.13201	-0.21572	0/1197	0.000
dLHC	0.070104	-0.27674	2/5232	0.020
dLBD	-0.066105	-0.043490	-1/5200	0.144
dLTO	0.048430	-0.051912	0/93293	0.362
dLTO1	-0.023872	-0.048726	-4/8992	0.000
dLED	0.00336890	-0.0136066	0/28234	0/781
dLMD	0.022569	-0.011004	2/0510	0/054
dC	-0.07852	1/371	-3/4901	0/002
ecm(-1)	-0.04623	0/19995	-7/3134	0/000
$R^2 = 0.189$				
$D-W = 1.8$				
$F = 1 / 10 (0.000)$				

۳-۶- آزمون ثبات ساختاری

برای آزمون ثبات ساختاری الگو از آماره های پسمند تجمعی و محدود پسمند تجمعی استفاده شده است. همان طور که در شکل های ۱ و ۲ مشاهده می شود، نمودارهای پسمند تجمعی و محدود پسمند تجمعی بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته اند، از این رو این آماره ها ثبات بلندمدت ضرایب تخمین زده شده در معادله رگرسیونی را تایید می کنند.

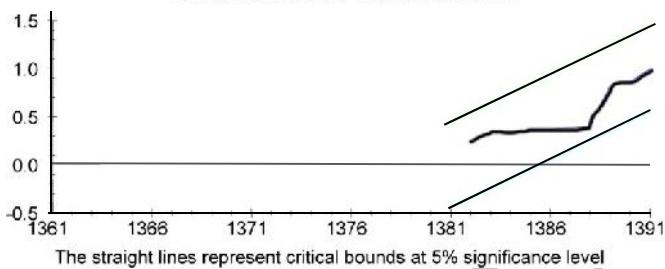
نمودار ۱: مجموع تجمعی باقیمانده‌های تکراری (CUSUM)

Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



نمودار ۲: مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های تکراری (CUSUMSQ)

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



۷- نتیجه گیری

در مقاله حاضر تلاش شد تا تأثیر بدھی خارجی بر رشد اقتصادی ایران در کنار متغیرهای اصلی رشد و برخی شاخص‌های اقتصاد کلان مرتبط با تفکیک بدھی دو جانبی و چند جانبی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور الگوی رشد-بدھی خارجی برای اقتصاد ایران بارویکرد هم انباشتگی ARDL برای دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۹ برآورد شده است.

نتایج تجربی مطالعه حاضر نشان داده است که بدھی خارجی دو جانبی در بلند مدت و کوتاه مدت اثر مثبت بر رشد داشته ولی این یافته به لحاظ آماری معنی دار به دست نیامده است. در حالی که، بدھی چند جانبی (استقراض از نهادهای بین المللی) در بلند مدت و کوتاه مدت تأثیر مثبت و معنی دار بر رشد اقتصادی ایران داشته است. به نظر می‌رسد، این واقعیت که در اغلب سال‌های مورد مطالعه در مجموع و با در نظر گرفتن فراز و فرودهای قیمت نفت، دولتها همواره به حداقل‌هایی از درآمد ارزی دسترسی داشته‌اند، به طوری که حتی شرایط جنگی را نیز علیرغم

کاهش درآمد ارزی بدون استقراض خارجی پیش برده‌اند، سبب شده‌است که استفاده از وام‌های خارجی در سطحی پایین قرار داشته باشد. همچنین بهره گیری از وام خارجی در حدی که استفاده شده، توانسته است به شرایط تداوم رشد کمک نماید. در این رابطه می‌توان گفت در سال‌هایی مانند اویل دهه هفتاد علیرغم آن که باز پرداخت اقساط بدھی ارزی با مشکل مواجه شد، بدھی خارجی توانسته در شرایطی که درآمد ارزی کشور نسبت به نیازها محدود بود، منابع لازم برای خرید مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای کارخانجات را در اختیار بخش تولید قرار دهد و موجبات اشتغال و رشد اقتصادی را فراهم آورد. بنابراین با توجه به بار بدھی پایین در ایران، به نظر می‌رسد میزان بدھی خاجی به حد آستانه‌ای خود نرسیده است (شاخص صعودی منحنی لافر بدھی-رشد). این یافته با نتایج مطالعات کاراکوی و همکاران^{۳۲} (۲۰۱۲)، داد و همکاران^{۳۳} (۲۰۱۴)، زمان و ارسلان^{۳۴} (۲۰۱۴) مطابقت دارد. مطابق انتظار دو متغیر اصلی معادله رشد یعنی نیروی کار و موجودی سرمایه تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند؛ اگرچه ضریب مربوط به نیروی کار از نظر آماری معنی‌دار نبوده است. سرمایه انسانی نشان داده است که در بلندمدت و کوتاه مدت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد. رابطه مثبت بین تجارت باز و رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه مدت بیانگر این مطلب است که تجارت باز توانسته از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی برتر باعث بالا بردن رشد و دریافتی‌های صادراتی می‌شود. ضریب برآورده شده مربوط به متغیر تجارت باز در این مطالعه، با مطالعه مرادی و مهدی زاده (۱۳۸۴)، فرهادی (۱۳۸۳)، امام وردی و شریفی (۱۳۸۹)، کرباسی و پیری (۱۳۸۸)، رمضان و احمد (۲۰۱۴) هم راست است. نتایج برآورده مربوط به تأثیر بدھی دولت به بانک مرکزی بر رشد اقتصادی در بلندمدت و نیز کوتاه مدت اگر چه مطابق با انتظارات نظری و سایر مطالعات انجام شده منفی به دست آمده ولی از نظر آماری از سطح معنی داری قابل قبولی برخوردار نبوده است. یافته‌های ما در این خصوص با نتایج مطالعه فیشر^{۳۵} (۱۹۹۳)، دلاوری و بصیر

³² Karakoy *et al.*

³³ Daud *et al.*

³⁴ Zaman and Arslan

³⁵ Fisher

(۱۳۹۰)، مولایی و گلخندان (۱۳۹۲)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۵)، فاتیما و همکاران^{۳۶} (۲۰۱۲)، عبدالرحمان (۲۰۱۴)، رمضان و احمد (۲۰۱۴) مطابقت دارد.

Archive of SID

^{۳۶} Fatima *et al.*

فهرست منابع:

- افشاری، زهرا. (۱۳۸۴). عوامل موثر در کارایی استفاده از استقراض خارجی در ایران، علوم انسانی دانشگاه الزهرا، ۳۲: ۵۱-۱۷.
- امام وردی، قدرت الله و امید شریفی. (۱۳۸۹). بررسی رابطه تجارت خارجی و باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی ایران ۱۳۵۳-۱۳۸۶، اقتصاد: علوم اقتصادی، ۱۳: ۱۵۷-۱۳۷.
- جعفری صمیمی، احمد، محمد علیزاده و خسرو عزیزی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت کسری بودجه و عملکرد اقتصاد کلان در ایران: یک تحلیل نظری و تجربی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۶(۴): ۴۶-۲۵.
- دلاوری، مجید و سجاد بصیر. (۱۳۹۰). تأثیر بی ثباتی اقتصادی و کسری (مازاد) بودجه بر رشد اقتصادی ایران، نشریه: اطلاعات سیاسی-اقتصادی، ۲۸۶: ۳۱۱-۳۰۰.
- علیزاده، محمد، ابوالقاسم گلخندان و صاحب‌هه محمدیان منصور. (۱۳۹۴). تأثیر آستانه‌ای بدھی‌های خارجی بر رشد اقتصادی ایران: الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال دوم، شماره ۲: ۲۴-۱.
- غلامی، امیر و اکبر کمیجانی. (۱۳۹۰). رابطه بین تورم، ناظمینانی تورمی، رشد سرمایه گذاری و رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه اقتصاد کاربردی، ۱(۳): ۲۵-۱.
- فرهادی، علیرضا. (۱۳۸۳). بررسی آثار تجارت خارجی بر رشد اقتصادی ایران، مجله برنامه و بودجه، ۹(!): ۵۸-۲۷.
- کرباسی، علیرضا و مهدی پیری. (۱۳۸۸). بررسی رابطه میان آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران، مجله دانش و توسعه، ۱۶(۲۷): ۱۶۰-۱۴۵.
- مرادی، محمدعلی و مریم مهدی زاده. (۱۳۸۴). تجارت خارجی و رشد اقتصادی ایران، اقتصاد: اقتصاد و تجارت نوین، ۳: ۷۲-۳۸.
- مولایی، محمد و ابوالقاسم گلخندان. (۱۳۹۲). اثرات بلندمدت و کوتاه مدت کسری بودجه بر رشد اقتصادی ایران (با در نظر گرفتن متغیر بدھی‌های خارجی)، فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۲(۵): ۱۰۱-۹۷.
- AbdolRahman, N. (2012). The Relationship between Budget Deficit and Economic Growth from Malaysian Perspective: An Approach, International Conference on Economics, 38: 54-58.

- Adegbite Esther, O., S. Ayadi & O. Felix. (2008). The impact of Nigeria's External Debt on Economic Development. International Journal of Emerging Markets, 3 (3): 285 – 301.
- Barro, R., G. Mankiw, & X. Sala-i-Martin. (1995). Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth, The American Economic Review, 85: 103-115.
- Boboye, A. & O. Ojo. (2012). Effect of External Debt On Economic Growth and Development of Nigeria, International Journal of Business and Social Science, 3(12) 297-304.
- Changyong, X., S. Jun & Y. Chen. (2012). Foreign Debt, Economic Growth and Economic Crisis. Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies, 5(2): 157-167
- Chenery, H. & A. Strout. (1966). Foreign assistance and Economic Development, The American Economic Review, 66: 679-733.
- Cohen, D. (1993). Low Investment and Large LDC Debt in the 1980s. American Economic Review 83:(3): 437–449.
- Daud, S.N.M., A.H. Ahmad & W.N.W. Azman-Saini. (2014). Does External Debt Contribute to Malaysia economic growth? Ekonomika Istrazivanja, 26(2): 51–68.
- Fatima, G., M. Ahmad & W. Rehman. (2012). Consequential Effects of Budget Deficit on Economic Growth of Pakistan, International Journal of Business and Sociol Science, 3(7) 203-208.
- Fisher, S. (1993). The role of Macroeconomic Factors in Growth, Monetary Economic, 32: 482–512.
- Hameed, A., H. Ashraf & M. Chaudhary. (2008). External Debt and Its Impact on Economicand Business Growth in Pakistan. Int. Res. J. Financ. Econ. 20: 132–140.
- Karakoy, C., B. Kabadayi & O. S. Emsen. (2012). The impacts of External Debt on Economic Growth in Transition Economies. Chinese Business Review, 11(5): 1507-1536.
- Michael, O., & S. La. (2012). External Debt, Economic Growth and Investment in Nigeria, European Journal of Business and Management, 4(11): 67-75.
- Omotoye Richard O., P. Sharma Hari, C. Ngassam & M. Eseonu. (2006). Sub-Saharan Africa'sdebt crisis: analysis and forecast based on Nigeria, Managerial Finance, 32(7): 606 – 620.
- Pattillo, C., H. Poirson & L. Ricci. (2002). External Debt and Growth. IMF Working Paper No. WP/02/69,International Monetary Fund.

Pesaran, M.H., Y. Shin & R.J. Smith. (2001). Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships. *J. Appl. Econometrics.* 16: 289-326.

Presbitero, A.F. (2008). The Debt-Growth Nexus in Poor Countries: A Reassessment. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal,* 2: 1-28.

Qayyum, U., M. Din & A. Haidar. (2014). Foreign Aid, External Debt and Governance. *Economic Modelling.* 37: 41-52

Ramazan, M. & E. Ahmad. (2014). External Debt Growth Nexus; Role of Macroeconomic Policies, *Economic Modeling,* 38: 204-210.

Sachs, J.D. (2002). Resolving the Debt Crisis of Low-Income Countries. *Brook. Pap. Econ. Act.* 1: 257–286.

Saddiqui, R. & A. Malik. (2001). Debt and Economic Growth in South Asia, *The Pakistan Development Review,* 40 : 4 Part II (Winter 2001): 677-688.

Tiruneh, W.M. (2004). External Imbalances as an Explanation for Growth Rate Differences Across Time and Space: An Econometric Exploration. *Ludwig-Maximilians-Universität München.*

Uzun, A., C. Karakoy, B. Kabadayi & O. Emsen. (2012). The Impact of External Debt on Economic Growth in Transition Economies, *Chinese Business Review,* 11(5):491-499.

www.tsd.cbi.ir

www.worldbank.org

Zaman, R. & Arslan, M. (2014). The role Of External Debt on Economic Growth: Evidence From Pakistan Economy. *Journal of Economics and Sustainable Development,* 5(24), 140-149.