مجله اقتصادی
شماره‌های ۵ و ٦، مرداد و شهریور ۱٤۰۰، صفحات ۱٤۲-۱۱۳

بررسی اثرات نامتقارن توسعه مالی بر تراز تجاری با استفاده از مدل غیرخطی NARDL

حمیدرضا فعالجو
استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
h.faaljou@urmia.ac.ir

فهمیده فتاحی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
fa.fattahi@urmia.ac.ir

با توجه به اهمیت توسعه مالی و نقش آن در فعالیت‌های اقتصادی ازجمله تراز تجاری و با توجه به این موضوع که ادبیات مربوط به ارتباط توسعه مالی و تراز تجاری در سال‌های اخیر گسترش یافته و مورد توجه محققان قرار گرفته است، مطالعه حاضر به بررسی اثرات نامتقارن توسعه مالی بر تراز تجاری در ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۹ پرداخته است. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شد. نتایج آزمون کرانه‌ها حاکی از آن است که رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای مورد استفاده شامل تراز تجاری، توسعه مالی، تورم و مخارج دولت وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت توسعه مالی اثر منفی و شوک منفی توسعه مالی اثر مثبت بر تراز تجاری دارد که نتایج مطابق با مبانی نظری است و دلالت بر رابطه منفی بین تراز تجاری و توسعه مالی دارد. نتایج حاصل از آزمون والد نیز حاکی از آن است که اثر شوک‌های مثبت و منفی توسعه مالی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن هستند. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که تورم اثر منفی و معنی‌داری بر تراز تجاری دارد. درنهایت نتایج حاکی از آن است که رابطه مثبت و معنی‌داری بین مخارج دولت (شاخص سیاست مالی) و تراز تجاری وجود دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی)، تراز تجاری افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، تراز تجاری، ایران، NARDL.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

۱. مقدمه

از نظر تئوریک، تراز تجاری یک کشور به میزان فعالیت اقتصادی آن کشور، سطح فعالیت اقتصادی در سایر نقاط جهان و نرخ ارز بستگی دارد. رشد اقتصادی در داخل موجب واردات بیشتر و بدتر شدن تراز تجاری می‌شود. از طرف دیگر، رشد اقتصادی در سایر نقاط جهان منجر به صادرات بیشتر شده و تراز تجاری را بهبود می‌بخشد. با افزایش صادرات و کاهش واردات، استهلاک در ارز داخلی نیز تراز تجاری یک کشور بهتر می‌شود (بهمنی - اسکوئی و فریدیتاوانا[1]، ۲۰۱۵).

تئوری تجارت بین‌المللی نشان می‌دهد که تفاوت بین کشورها در زمینه منابع طبیعی[2]، تکنولوژی و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس است که منبعی از مزیت نسبی هستند. بنابراین الگوهای تجارت علاوه بر عوامل سنتی مؤثر بر مزیت نسبی اخیراً توسعه مالی را به‌عنوان منبع بالقوه مزیت نسبی کشورها در نظر می‌گیرند. بر اساس مطالعات کلتزر و باردهن[3] (۱۹۸۷) و بالدوین[4] (۱۹۸۹) کشورهایی با بخش مالی نسبتاً توسعه‌یافته دارای مزیت نسبی در صنایع و بخش‌هایی هستند که بیشتر به تأمین مالی خارجی تأکید دارند. بنابراین، کشورهایی که از نظر مالی به خوبی توسعه‌یافته هستند باید حجم بیشتری از تجارت بین‌المللی را داشته باشند. کانال‌های مختلفی وجود دارد که از طریق آن توسعه مالی می‌تواند به یک مزیت نسبی تبدیل شود. یکی از کانال‌ها که اکثر شرکت‌ها با آن مواجه هستند بر اساس محدودیت‌های نقدینگی است. با توجه به این استدلال، زمانی که یک مؤسسه مالی داخلی ضعیف و ناکارآمد است، بنگاه‌های بخش‌های صادراتی محدودیت‌های قابل توجهی از نقدینگی که مانع تعدادی از شرکت‌های تولیدی در بازار خارجی می‌شود را از بین می‌برند. از سوی دیگر، اگر شرکت‌ها با محدودیت‌های محدود اعتباری مواجه شوند، به عنوان مثال، نتیجه اصلاحات بخش مالی، سرمایه‌گذاری می‌تواند در پاسخ به کاهش هزینه‌های متغیر صادرات افزایش یابد و تمام شرکت‌ها با بهره‌وری بالاتر از یک سطح معین به صادرکنندگان تبدیل شوند. بنابراین پیش‌بینی اصلی مقالات نظری نشان می‌دهد که توسعه مالی باید تولید و تجارت را ارتقا دهد (سیسنتو و همکاران[5]، ۲۰۱۱: ۲).

1. Bahmani-Oskooee & Fariditavana
2. Endowments
3. Kletzer and Bardhan (1987)
4. Baldwin (1989)
5. Susanto et al

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

در ادبیات تجربی نیز مشهود است کشورهایی که دارای یک بخش مالی نسبتاً توسعه‌یافته بوده، در صنایع و بخش‌هایی که به امور مالی خارجی متکی هستند، دارای مزیت مقایسه‌ای می‌باشند. رابطه بین توسعه مالی و ساختار تراز تجاری توسط بک[1] (۲۰۰۲) با استفاده از پانل ۳۰ ساله برای ۶۵ کشور جهان مورد بررسی قرار گرفت. که نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر عمده‌ای بر سطح صادرات و تراز تجاری کالاهای تولیدی دارد و کشورهایی که دارای سیستم مالی توسعه‌یافته‌تر هستند، سهم صادرات و تراز تجاری بالاتری در کالاهای تولیدی دارند (بلن[2]، ۲۰۱۶).

همچنین تحقیقات وسیع در امور مالی نشان‌دهنده اهمیت توسعه مالی برای صنایعی است که نیاز به سرمایه مالی بیشتری دارند. با این وجود، تأثیرات مالی در نظریه تجارت بین‌الملل هنوز کشف نشده است. پیچیدگی محیط مالی و تاریخ اقتصادی برای کشورهای مختلف متفاوت است، بنابراین رابطه بین تجارت بین‌المللی و توسعه مالی باید بر اساس یک کشور واحد یا در یک گروه از کشورهای مشابه بررسی شود (بیلاس و همکاران[3]، ۲۰۱۷: ۸۰).

علاوه بر این، در میان معدود مطالعات موجود در مورد تأثیر توسعه مالی بر تراز تجاری مطالعه‌ای به همراه اثرگذاری اندازه دولت، صورت نگرفته است. همچنین، تأثیر مستقیم توسعه مالی، تأثیر دقیق و چگونگی توسعه مالی بر تراز تجاری با توجه به وجود مخارج دولت نامشخص است. در ضمن، با توجه به مخارج دولت و سیستم مالی داخلی، ممکن است تأثیر توسعه مالی بر تجارت نامتناسب باشد. به‌طوری‌که می‌توان گفت اندازه دولت نه تنها بر تراز تجاری مؤثر است، بلکه بر تمایل کشور برای تجارت با سایر کشورها نیز تأثیرگذار است. این مبتنی بر مدل گرانش است که در آن اقتصادهای بزرگ نسبت به اقتصادهای کوچک‌تر تمایل کمتری به تجارت دارند. بنابراین بازار اقتصادهای بزرگ نسبت به بازارهای داخلی کوچک تجارت کمتری خواهند داشت (ساره و همکاران[4]، ۲۰۱۸).

در کشورهای درحال‌توسعه از جمله ایران به دلیل نااطمینانی‌های بازار سرمایه، بخش عمده پس‌انداز خانوارها به‌جای سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی نظیر بورس، به‌عنوان سپرده وارد بخش

1. Beck
2. Belen
3. Bilas et al
4. Sare et al

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

بانکی می‌شود. بخش بانکی نیز وظیفه دارد از طریق اعطای وام، پس‌انداز خانوارها را در فعالیت‌های سودآور سرمایه‌گذاری کند و به تناسب سپرده به آن‌ها سود بپردازد. لذا در کشورهای درحال‌توسعه، اغلب بخش بانکی نقش بازار مالی را ایفا می‌کند. به همین دلیل در مطالعات مختلف پیرامون کشورهای درحال‌توسعه، سپرده‌های بلندمدت و اعتبارات اعطایی بخش بانکی به‌عنوان شاخص توسعه مالی به کار برده شده است.

بیشتر مطالعات تجربی در ایران با استفاده از الگوهای متفاوت، رابطه بین دو کسری (کسری بودجه و کسری تراز تجاری) را مورد ارزیابی قرار داده‌اند ولی در این زمینه، مسئله بررسی اثر مستقیم متغیر مهمی چون توسعه مالی و دیگر متغیرهای اثرگذار بر تراز تجاری از جمله تورم و مخارج دولتی (که یک از اجزای سیاست مالی محسوب می‌شود) به عنوان متغیر کنترل، در یک مدل و به عنوان یک هدف اصلی به صورت غیرخطی بر تراز تجاری مورد بررسی قرار نگرفته است.

لذا در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال نمود که ممکن است توسعه مالی، تورم و مخارج دولت به صورت هم‌زمان اثر قابل‌توجهی بر تراز تجاری داشته باشند و آگاهی از این موضوع و میزان آن از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برخوردار است. از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به‌صورت خطی نبوده و می‌تواند به‌صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری توسعه مالی، تورم و مخارج دولت بر تراز تجاری نیازمند بررسی تجربی در ایران است برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی اثرات نامتقارن توسعه مالی بر تراز تجاری در ایران با استفاده از الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۹ می‌پردازد. در این راستا، ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه و تحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

۲. مبانی نظری

وجود تعادل در تراز تجاری یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصادی کشورها است. اگر ترازهای تجاری کشوری اغلب مثبت باشد به این معنی خواهد بود که آن کشور کم‌تر از آنچه که تولید می‌کند به مصرف می‌رساند. در چنین حالتی یک شکاف انقباضی بین درآمد ملی در حال تعادل و درآمد در حالت اشتغال کامل ایجاد می‌شود و مفهوم آن وجود ظرفیت‌های خالی برای تولید در اقتصاد است. اگر این شکاف کم نشود باعث افزایش بیکاری، کاهش بیشتر تقاضای کل و کم‌تر شدن درآمد ملی می‌شود. از طرفی اگر ترازهای تجاری کشوری اغلب منفی باشد، نشان‌دهنده این مطلب است که آن کشور بیش از آنچه که تولید می‌کند به مصرف می‌رساند. در این حالت هزینه‌های ملی در حال تعادل بیش از درآمد ملی حالت اشتغال کامل است و شکاف تورمی ایجاد می‌شود. این شکاف نیز اگر کاهش داده نشود باعث رشد سرسام‌آور قیمت‌های داخلی می‌شود و از طرفی بدهی‌های خارجی را افزایش می‌دهد. در نتیجه همیشه سعی بر این است که ترازهای تجاری حالت متعادلی داشته باشد (آل‌عمران و آل عمران، ۱۳۹۶).

۲-۱. رابطه تراز تجاری و توسعه مالی

مطالعات اخیر برآوردهای زیادی برای کاهش هزینه‌های تجارت بین‌المللی انجام داده‌اند، اما با این وجود این هزینه‌ها به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه زیاد است و شناسایی سیاست‌های خاص برای کاهش این هزینه‌ها در کشورهای فقیر همچنان یک چالش مهم است. مقالات اخیر نشان می‌دهد که توسعه بازارهای مالی ممکن است یکی از این سیاست‌ها باشد. از جمله این مطالعات بک[1] (۲۰۰۳) و مانوا[2] (۲۰۱۳) دریافتند که بازارهای مالی بهتر منجر به صنایع با وابستگی بالاتر به منابع مالی خارجی برای صادرات نسبتاً بیشتر می‌شوند. همچنین، مینتی و زو[3] (۲۰۱۱) و امتی و وینستین[4] (۲۰۱۱) از بین محققان، مستند ارتباط قوی بین میزان دسترسی به منابع مالی خارجی و تجارت بین‌المللی در سطح بنگاه‌ها هستند و این نشان می‌دهد که تصمیمات بنگاه‌ها به شدت با اصطکاک مالی[5] قابل تحریف

1. Beck
2. Manova
3. Minetti & Zhu
4. Amiti & Weinstein
5. financial frictions

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

است. علاوه بر این تعداد کمی از مطالعات اخیر از جمله کوهن و همکاران[1] (۲۰۱۶) و گروس و ورانی[2] (۲۰۱۳) بیان می‌کنند که اصطکاک‌های مالی یکی از محرک‌های اصلی داینامیک صادرکنندگان جدید است که نشان می‌دهد مانع مهمی برای تجارت بین‌المللی هستند (لیبویچی[3]، ۲۰۱۸: ۱).

روابط توسعه مالی و تراز تجاری ممکن است با سطح اولیه توسعه مالی متفاوت باشد، به طوری که سطح بالاتری از توسعه مالی باعث می‌شود که شرکت به سطح حداقل قابل قبول[4] بهره‌وری نزدیک‌تر شود، بنابراین احتمال ورود به‌خصوص اگر شرایط در بازار محلی مطلوب باشد، بیشتر می‌شود (برتو، ۲۰۰۷: ۲). بک[5] (۲۰۰۲) همچنین نشان می‌دهد که رابطه توسعه مالی و تراز تجاری باعث صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس هم می‌شود. به طوری که، بخشی دارای صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس سود بیشتری از سطح توسعه مالی بالا در مقایسه با بخش بدون صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس می‌برد و کشورهایی با بخش مالی پیشرفته‌تر دارای مزیت نسبی در بخش‌هایی با صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس هستند. در نهایت، توسعه مالی و فرضیه‌های تجاری مشروط به شرایط موجود یک کشور[6] از قبیل ویژگی‌های اقتصادی، تاریخی، فرهنگی و جغرافیایی است (سیسنتو و همکاران، ۲۰۱۱: ۳).

۲-۲. رابطه تراز تجاری و سیاست مالی

مطالعات زیادی در مورد رابطه بین تراز تجاری و مخارج دولت وجود دارد. موناکلی و پروتی[7] (۲۰۱۰)، گالی و همکاران[8] (۲۰۰۷)، بتسما و همکاران[9] (۲۰۰۸)، دی‌کاسترو و فرناندز[10] (۲۰۱۳)، دی کاسترو و گروت[11] (۲۰۱۲) و کرستتی و مولر[12] (۲۰۰۶) معتقدند که افزایش در مخارج دولت

1. Kohn et al
2. Gross & Verani
3. Leibovici
4. Cut-off level
5. Beck
6. Country's pre-existing circumstance
7. Monacelli & Perotti
8. Galí et al
9. Beetsma et al
10. De Castro & Fernandez
11. De Castro & Garrote
12. Corsetti & Müller

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

باعث بدتر شدن تراز تجاری می‌شود. در مقابل، کیم و روبینی[1] (۲۰۰۸) استدلال می‌کنند که شوک سیاست مالی انبساطی به بهبود تراز تجاری کمک می‌کند. همچنین، آلسینا و واچاریگ[2] (۱۹۹۸) اظهار داشتند که هزینه خودکفایی برای اقتصادهای بزرگ نسبت به اقتصادهای کوچک کمتر است. بنابراین، کشورهایی که بازارهای داخلی بزرگ (کوچک) دارند درجه باز بودن تجاری کمتر (بیشتر) برای تجارت بین‌المللی است.

با توجه به پیش‌بینی‌های نظری در مورد اثرات افزایش هزینه‌ها، می‌توان بین پیامدهای اقتصاد داخلی و چگونگی پراکندگی آن‌ها به سمت تراز تجاری تمایز قائل شد. تا آنجا که اثرات آن بر اقتصاد ملی مربوط می‌شود، هر دو چارچوب چرخه کسب‌وکار واقعی نئوکلاسیک و نئوکینزی با عوامل بهینه‌سازی و چسبندگی قیمت‌ها، تمایل به پاسخ مثبت فعالیت اقتصادی به افزایش خریدهای دولتی با سازوکار مختلف دارند. در چارچوب سابق بر تأثیر منفی ثروت از افزایش مالیات‌های جاری و آینده که منجر به افزایش عرضه نیروی کار، کاهش دستمزدهای واقعی و در نتیجه افزایش بازده می‌شود، تأکید می‌کند. اگرچه این تأثیر ثروت در چارچوب دیگر نیز وجود دارد، اما در کوتاه‌مدت تولید در تقاضای تعیین‌شده، وجود دارد زیرا قیمت‌ها چسبنده است و افزایش مخارج دولت تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد. البته عواقب افزایش هزینه برای بودجه عمومی به این بستگی دارد که آیا معادل ریکاردویی نقض شده است یا نه، همانند مواردی که گروهی از عوامل غیربهینه‌سازی شده در مدل وجود دارد (گالی و همکاران[3]، ۲۰۰۷).

در رابطه با پیامدهای شوک هزینه بر تراز تجاری، مدل کینزی پیش‌بینی می‌کند که بدتر شدن تراز تجاری هم تحت تأثیر نرخ ارز ثابت و هم نرخ ارز شناور (هنگامی که تراز تجاری تابعی از درآمد باشد) قرار دارد. موناکلی و پروتی[4] (۲۰۰۷) در مورد مدل اقتصادی کوچک باز با قیمت‌های چسبنده، رقابت انحصاری و بازارهای کامل دارایی بحث و تبادل نظر می‌کنند. افزایش در هزینه‌های عمومی، بسته به اینکه آیا تأثیر کاهش مصرف خصوصی یا هزینه، جدا از تسلط نرخ ارز واقعی است، تأثیر مبهمی بر تراز تجاری می‌گذارد (بیتسما و همکاران[5]، ۲۰۰۷).

1. Kim and Roubini
2. Alesina & Wacziarg
3. Galí et al
4. Monacelli & Perotti
5. Beetsma et al

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) ضمن این‌که کسری بودجه دولت را گسترش می‌دهد، مازاد تقاضا ایجاد کرده و نرخ بهره اسمی را افزایش داده و موجب کاهش مخارج سرمایه‌گذاری خصوصی می‌گردد. از سوی دیگر مازاد تقاضا، سطح عمومی قیمت‌ها را بالا می‌برد. به دلیل افزایش در درآمد ملی، تقاضای واردات بالا رفته و کسری تجاری ایجاد می‌شود، در این شرایط نرخ ارز به صورت درون‌زا شروع به افزایش می‌کند و باعث افزایش در صادرات و کاهش در واردات می‌گردد. از سوی دیگر، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها نیز نرخ ارز حقیقی را کاهش داده و از این کانال نیز صادرات کاهش می‌یابد. تغییر در صادرات بستگی به برآیند این دو دارد. در مجموع، بخشی از افزایش در تقاضای کل به واسطه مخارج دولت با کاهش در خالص صادرات جبران می‌شود[1] (ولی‌بیگی و همکاران. ۱۳۹۶: ۸).

۲-۳. رابطه تراز تجاری و تورم

رابطه بین تراز تجاری و تورم یکی از پازل‌های اقتصاد بین‌الملل است. تحقیقات نظری نشان می‌دهد که بین تراز تجاری و تورم رابطه معکوس وجود دارد. در ورژن ماندل-فلمینگ[2] مدل بارو و گوردون[3] (۱۹۸۳) سیاست پولی انقباضی[4] منجر به افزایش تولید و بدتر شدن شرایط تجارت می‌شود. به طور دقیق‌تر با افزایش باز بودن تجارت انگیزه‌های مقامات پولی به دلیل افزایش درجه باز بودن تجارت در منحنی فیلیپس و اثر سیاست پولی بر تغییرات تولید، تغییر می‌کند. از این‌رو رابطه جانشینی بین تورم و بیکاری[5] کم‌اهمیت‌تر می‌شود و سیاست پولی مطلوب کمتر انبساطی خواهد بود، بنابراین یک رابطه معکوس بین تراز تجاری و تورم فراهم می‌شود (احمد و محمود[6]، ۲۰۱۳: ۶۹).

علاوه بر این، تورم می‌تواند منجر به کاهش ارزش اسمی یا کاهش ارزش شود. با این حال، اندازه و سرعت پاسخ تا حدی به ترتیب نرخ ارز بستگی دارد. با نرخ ارز اسمی ثابت، افزایش تورم داخلی نسبت به تورم خارجی موجب افزایش ارزش واقعی شده و کالاهای معاملاتی تولید شده

1. Crowding Out
2. Mundell-Fleming version
3. Barro and Gordon (1983) model
4. Loss monetary policy
5. Trade-off
6. Ahmad & Mahmood

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

داخلی کمتر رقابتی را در بازار جهانی عرضه می‌کند. که این امر منجر به کاهش صادرات، افزایش واردات و در نتیجه کاهش مازاد تجارت خواهد شد. در حالی که، اگر نرخ ارز به‌طور مستقل شناور باشد و فرضیه قدرت برابری خرید[۱] (PPP) وجود داشته باشد، با تغییر در قیمت‌های نسبی تغییر مربوط به نرخ ارز خنثی می‌شود. هوک[۲] (۱۹۷۹) بیان می‌کند که این به نوبه خود، ارتباط بین تورم نسبی و جریان تجارت را نقض می‌کند. با این وجود، در صورت وجود وقفه در تعدیل نرخ ارز در برابر اختلاف نرخ تورم، افزایش تورم نسبی تأثیر منفی بر تراز تجاری حتی تحت تمهیدات منعطف خواهد داشت (دبل و فاروقی[۳]، ۱۹۹۶؛ مالیک و محسین[۴]، ۲۰۱۰؛ ژیعی و موسیلا[۵]، ۲۰۱۸).

۳. پیشینه مطالعات

۱-۳. مطالعات خارجی

بیتسما و همکاران[۶] (۲۰۰۸) به بررسی اثر مخارج دولت بر تراز تجاری و کسری تجاری با استفاده از مدل خودرگرسیونی پانلی[۷] (PVAR) و داده‌های سالانه پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که مخارج دولت باعث بدتر شدن تراز تجاری می‌شود.

کیم و همکاران[۸] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین توسعه مالی و باز بودن تجارت با استفاده از داده‌های پنل ۸۷ کشور طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. برای این منظور از برآوردگر گروهی میانگین ترکیبی[۹] (PMG) استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه مکملی[۱۰] و کوتاه‌مدت رابطه جانشینی[۱۱] بین دو متغیر سیاستی توسعه مالی و باز بودن تجارت وجود دارد. اما زمانی که داده‌ها را به دو گروه کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[۱۲] (OECD) و غیر عضو (OECD) تقسیم می‌شود، این نتیجه فقط در مورد کشورهای غیر

1. Purchasing Power Parity (PPP) hypothesis
2. Houck
3. Debelle and Faruqee
4. Malick and Mohsin
5. Yiheyis & Musila
6. Beetsma et al
7. Panel Vector Auto Regressive Model
8. Kim et al
9. Pooled Mean Group
10. Complementarity
11. Substitutionarity
12. Organization for Economic Co-operation and Development

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

عضو (OECD) صدق می‌کند و در کشورهای عضو (OECD) توسعه مالی اثرات ناچیزی بر تجارت دارد. علاوه بر این رابطه غیرخطی در بلندمدت بین توسعه مالی و تجارت وجود دارد که در آن توسعه مالی باعث کاهش تجارت می‌شود.

چبی و چولها[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی شوک‌های مخارج دولت بر نرخ واقعی ارز و تراز تجاری خارجی در ترکیه برای دوره ۲۰۱۲:۴-۲۰۰۲:۱ با استفاده از روش مدل خودرگرسیونی ساختاری[2] (SVAR) پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شوک مثبت مخارج دولت باعث افزایش ارزش واقعی ارز و بدتر شدن تراز تجاری دارد.

موزامیل و احد[3] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای تأثیر توسعه مالی بر تراز تجاری را با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[4] (ARDL) و مدل تصحیح خطای برداری[5] (VECM) طی دوره‌ی ۲۰۱۴-۱۹۷۲ در پاکستان را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که توسعه مالی، نرخ ارز و تورم در بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر تراز تجاری دارند، اما در کوتاه‌مدت، تنها نرخ ارز و تورم تأثیر آماری بر تراز تجاری دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که علیت یک‌طرفه از توسعه مالی به تراز تجاری در بلندمدت وجود دارد.

بلن[6] (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی پویایی غیرخطی توسعه مالی بر تراز تجاری در ترکیه طی دوره ۲۰۱۵:۲-۱۹۸۷:۱ با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[7] (NARDL) پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که افزایش و کاهش در توسعه مالی اثر متفاوتی بر تراز تجاری داشته به طوری که رابطه منفی بین توسعه مالی و تراز تجاری وجود دارد.

احد[8] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر توسعه مالی بر تراز تجاری در پاکستان طی دوره زمانی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۲ پرداخته است. برای این منظور از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین توسعه مالی، تراز تجاری، نرخ ارز و تورم وجود دارد. در بلندمدت توسعه مالی، نرخ ارز و تورم اثر

1. Çebi & Çulha
2. Structural Vector Auto Regressive Model
3.Muzammil & Ahad
4. Autoregressive distributed lag (ARDL) approach
5. Vector Error Correction Model (VECM)
6. Belen
7. Nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) approach
8. Ahad

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

معنی‌داری بر تراز تجاری دارند، اما در کوتاه‌مدت فقط نرخ ارز و تورم تأثیر معنی‌دار بر تراز تجاری دارند.

بیلاس و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین توسعه مالی و تجارت بین‌المللی در کرواسی با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره زمانی۲۰۱۵:۴-۱۹۹۷:۱ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رابطه علیت گرنجری یک‌طرفه از توسعه مالی به تجارت بین‌المللی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد وجود دارد. که این رابطه در بلندمدت منفی و در کوتاه‌مدت مثبت است.

لیبویچی (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین توسعه مالی و تجارت بین‌الملل پرداخته است. که برای این منظور یک مدل تعادل عمومی چند-صنعت[1] از تجارت بین‌الملل با بنگاه‌های ناهمگن[2] که در معرض اصطکاک مالی قرار دارند، طراحی شده است. نتایج حاکی از آن است که صنایع در سرمایه‌بری[3] تفاوت دارند که منجر به تفاوت در وابستگی مالی خارجی می‌شود. این مدل طوری پارامتر شده است[4] که با ویژگی‌های کلیدی داده‌های شرکت مطابقت داشته باشد. توسعه مالی منجر به تخصیص مجدد[5] قابل توجهی از سهام تجارتی بین‌المللی از صنایع کاربر به سرمایه‌بر می‌شود و اثرات جزئی در سطح کل دارد.

ساره و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر توسعه مالی بر تجارت بین‌المللی در آفریقا را با استفاده از روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته[6] (GMM) و داده‌های ۴۶ کشور طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از تحقیق تأثیرات متفاوتی از توسعه مالی بر تجارت را نشان می‌دهد. به طور خاص، نتایج نشان می‌دهد که، اعتبار بخش خصوصی باعث افزایش تجارت نمی‌شود در حالی که اعتبار داخلی تأثیر مثبت بر تجارت می‌گذارد و این تأثیرات نسبت به اقدامات تجارت قوی است. بنابراین، بهبود سطح اعتبارات خصوصی (داخلی) باعث کاهش صادرات، باز بودن تجارت می‌شود. با این حال، نتایج همچنین حاکی از آن است که یک رابطه U شکل بین اعتبار بخش خصوصی و اقدامات تجاری وجود دارد که نشان می‌دهد توسعه بخش مالی ممکن

1. Multi-industry general equilibrium model
2. Heterogeneous firms
3. Capital-intensity
4. Parameterized
5. Reallocation
6. Dynamic panel generalized method of moments (GMM)

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

است برای تجارت اقتصادهایی با سطح پایینی از اعتبار خصوصی مضر و برای اقتصادهایی با سطح بالایی از اعتبار خصوصی مفید باشد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که افزایش مخارج دولت موجب افزایش تجارت بین‌المللی می‌شود.

ساره و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی رابطه بین توسعه مالی و تجارت بین‌المللی بر اساس داده‌های پنل ۴۶ کشور آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. برای این منظور از برآوردگر گروهی میانگین ترکیبی (PMG) استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در حالت صرف‌نظر از اندازه‌گیری امور مالی و تجارت بین‌المللی، اگرچه تأثیرات ارزش افزوده بخش‌ها وابسته به پروکسی تجارت است، توسعه بخش مالی تأثیر معنی‌داری بر تجارت بین‌المللی ندارد. با این حال، پس از کنترل کانال‌های انتقال، یک رابطه منفی بین توسعه مالی و تجارت در بلندمدت به دست می‌آید.

۲-۳. مطالعات داخلی

راستی و رضایی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه مالی بر تجارت کشورهای ملحق شده به سازمان جهانی تجارت[1] (WTO) با استفاده از روش پنل دیتا طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که توسعه مالی تأثیری مثبت بر کل تجارت و تأثیری منفی بر تجارت خدمات این کشورها دارد.

کاوند و حسنوند (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی تأثیر توسعه مالی بر عرضه صادرات غیرنفتی در ایران با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره‌ی ۱۳۵۷-۱۳۸۸ پرداخته‌اند. در مدل، قیمت نسبی صادرات، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و شاخص عمق مالی از متغیرهای تعیین‌کننده عرضه صادرات معرفی شده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد؛ در کوتاه‌مدت همه متغیرهای مستقل مدل دارای علائم مورد انتظار و بامعنی هستند. در بلندمدت نیز متغیرهای مذکور دارای علائم مورد انتظار و به غیر از پارامتر ضریب متغیر شاخص عمق مالی همه بامعنی هستند که حاکی از آن است اگرچه در کوتاه‌مدت، توسعه مالی بر عرضه صادرات غیرنفتی تأثیر دارد اما در بلندمدت، تأثیری بر آن ندارد.

1 World Trade Organization

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

دهقان هراتی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی و مالیاتی بر تجارت بخش کشاورزی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۰ با استفاده از مدل خودتوضیح برداری[1] (VAR) پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، مخارج دولت و شاخص مالیاتی اثر مثبت بر ارزش صادرات و واردات بخش کشاورزی دارند، در حالی که در بلندمدت، مخارج دولت اثر مثبت و شاخص مالیاتی اثر منفی بر ارزش صادرات و واردات بخش کشاورزی دارند و اثر آن در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر سیاست پولی و توسعه مالی بر تراز تجاری در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۴-۱۳۵۷:۱ با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس[2] و مدل خودتوضیح برداری (VAR) پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش دلالت بر این دارد که اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی‌دار هستند، به طوری که سیاست پولی انبساطی و توسعه مالی تأثیر منفی و معنی‌دار بر تراز تجاری کشور دارند. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره (هر فصل) ۰/۳۱ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

٤. معرفی مدل تحقیق و داده‌ها

علی‌رغم این واقعیت‌های موجود که متغیرهای اقتصاد کلان دارای ویژگی‌های نامتقارن و غیرخطی هستند (کینز[3]، ۱۹۳۶؛ کانمن و تروسکی[4]، ۱۹۷۹؛ شیلر[5]، ۱۹۹۳، ۲۰۰۵)، تحقیقات در مورد رابطه بین توسعه مالی و تراز تجاری (به‌جز مطالعه بلن (۲۰۱۶)) فقط در یک چارچوب خطی مورد بررسی قرار گرفته است. در حالی که مطالعات زیادی در مورد رابطه غیرخطی بین نرخ واقعی ارز و تراز تجاری انجام شده است، در مورد رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و تراز تجاری فقط مطالعه بلن (۲۰۱۶) مورد مطالعه قرار گرفته و مطالعات قبلی از جمله ساره و همکاران (۲۰۱۸)، بلن (۲۰۱۶)، موزامیل و احد (۲۰۱۵)، توسعه مالی را به عنوان متغیر اصلی در مدل‌های خود گنجانیده‌اند. همچنین در مطالعاتی از جمله چبی و چولها (۲۰۱۳) و بیتسما و همکاران (۲۰۰۸) از متغیر مخارج دولت به

1. Vector auto-regression model
2. Johansen-Juselius
3. Keynes
4. Kahneman & Tversky
5. Shiller

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

عنوان متغیر اصلی اثرگذار بر تراز تجاری استفاده شده است. علاوه بر این، در همه این مطالعات از متغیر تورم به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است. لذا، در راستای مطالب گفته شده این مطالعه بر آن است که به‌منظور بررسی آثار نامتقارن شوک‌های توسعه مالی بر تراز تجاری در ایران از مدل مطالعات ساره و همکاران (۲۰۱۸)، بلن (۲۰۱۶)، موزامیل و احد (۲۰۱۵)، چبی و چولها (۲۰۱۳) و بیتسما و همکاران (۲۰۰۸) با لحاظ متغیرهای مخارج دولت و تورم به عنوان متغیر کنترلی استفاده کند. مدل مورد استفاده را می‌توان به صورت زیر تصریح کرد:

$$TB = F(CREDIT, CPI, GOV) \qquad (۱)$$

که در آن TB: تراز تجاری، این متغیر برابر است با صادرات کالا و خدمات منهای واردات کالا و خدمات که به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP) اندازه‌گیری شده است.

CPI: شاخص قیمت مصرف‌کننده بر حسب سال پایه ۲۰۱۰ اندازه‌گیری شده است که به عنوان شاخص تورم است.

GOV: مخارج مصرفی عمومی دولت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP) است.

CREDIT: اعتبار اعطایی به بخش خصوصی توسط بانک‌ها به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP) است (شاخص توسعه مالی).

اطلاعات مربوط به این متغیرها از مجموعه شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI[1], 2019) طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۹ استخراج شده است.

در این پژوهش به منظور بررسی آثار نامتقارن توسعه مالی بر تراز تجاری از یکی از رویکردهای تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) استفاده شده است. این تکنیک نامتقارن این توانایی را دارد تا روابط نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی را در بلندمدت و کوتاه‌مدت تشخیص دهد. مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) به‌صورت یک مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) به‌منظور تجزیه اثرات کلی یک متغیر به اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت آن ایجاد شده است (کونگکن[2]، ۲۰۱۸:۱۰).

1. World Development Indicators
2. Koengkan

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) با گسترش مدل ARDL خطی موفق شدند تا تکنیک NARDL را پایه-گذاری نمایند. بنابراین مدل ARDL کلی طبق معادله (۲) است:

$$\Delta TB = \alpha_{0t} + \sum_{t=0}^{k}\phi_{1t}\Delta CRIDIT_t + \sum_{t=0}^{k}\phi_{2t}\Delta CPI_t + \sum_{t=0}^{k}\phi_{3t}\Delta GOV_t + \gamma_{1t}TCREDIT_t + \gamma_{2t}CPI_t + \gamma_{3t}GOV + \mu_{1t} \quad (۲)$$

در رابطه فوق ΔTB و TB به ترتیب تفاضل مرتبه اول و متغیر وابسته یعنی تورم می‌باشند. $\Delta CREDIT, \Delta CPI, \Delta GOV$ و $CREDIT, CPI, GOV$ تفاضل مرتبه اول و متغیرهای توضیحی می‌باشند. به‌علاوه α_{0t} عرض از مبدأ مدل، ϕ_{1t} تا ϕ_{3t} و γ_{1t} تا γ_{3t} پارامترهای متغیرها و μ_{1t} جزء اخلال مدل است.

روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های هم انباشتگی مزیت‌هایی دارد. در مرحله اول صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) یا I(0) یا ترکیبی از هردو باشند، قابل استفاده است این ویژگی نه‌تنها انعطاف‌پذیری قابل توجهی را فراهم می‌کند، بلکه مانع از ضروری بودن پیش‌فرض هم‌انباشتگی از درجه اول می‌شود. دوم اینکه، این مدل معمولاً در برآورد مدل‌های نامتقارن TVEC و EC کارآمدتر از رهیافت دوگانه استاندارد انگل و گرنجر[2] است. سومین مزیت آن است که این روش حتی با تعداد مشاهدات اندک نیز قابل کاربرد است (حاجیلی و همکاران[3]، ۲۰۱۷). درنهایت، می‌توان اذعان داشت که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن است.

ترکیب رگرسیون‌های تصادفی در روش استاندارد ARDL خطی است که مستلزم تعدیل متقارن در طولانی‌مدت و کوتاه‌مدت است برای به دست آوردن اثرات نامتقارن، شین و همکاران (۲۰۱۴) مدل NARDL را معرفی کردند که در آن $CREDIT_t$ به مقادیر مثبت و منفی تجزیه می‌شود که در معادله (۳) مشاهده می‌شود (Shin et al. 2014). یعنی:

$$CREDIT_t = CREDIT_0 + CREDIT_t^+ + CREDIT_t^- \quad (۳)$$

بدین صورت که:

1. Shin et al
2. Engle and Granger
3. Hajilee et al

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

$$CREDIT_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta CREDIT_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta CREDIT_j, 0\right) \text{ and}$$
$$CREDIT_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta CREDIT_j^- = \sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta CREDIT_j, 0\right) \quad (۴)$$

سپس رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن در معادله (۵) می‌تواند باشد که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$TB_t = \beta^+ CREDIT + \beta^- CREDIT + u_t \quad (۵)$$

β^+ و β^- پارامترهای طولانی‌مدت نامتقارن می‌باشند که به ترتیب با تغییرات مثبت و منفی در $CREDIT_t$ مطابقت دارند.

برای آن‌که بتوان از مدل NARDL در برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل استفاده نمود بایستی بین متغیرها هم‌انباشتگی نامتقارن وجود داشته باشد. از این‌رو تخمین مدل تصحیح خطای نامقید[1] (UECM) زیر به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) نیاز است:

$$\Delta TB_i = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} \Delta TB + \sum_{t=1}^{q_1} \varphi^+ \Delta CREDIT_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^{q_2} \varphi^- \Delta CREDIT_{t-1}^- + \sum_{t=1}^{q_3} \alpha_{2i} \Delta CPI + \quad (۶)$$
$$\sum_{t=1}^{q_4} \alpha_{3t} \Delta GOV + \delta_1 TB_{t-1} + \theta^+ CREDIT_{t-1}^+ + \theta^- CREDIT_{t-1}^- + \delta_2 CPI_{t-1} + \delta_3 GOV_{t-1} + \mu_t$$

در رابطه (۶)، δ_1، δ_2، δ_3، θ^+ و θ^- ضرایب بلندمدت، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اختلال و p، q_1, q_2, q_3, q_4 ، تعداد وقفه‌های بهینه در مدل است. این وقفه‌ها به کمک ضوابطی مانند اکائیک، شوارتز–بیزین و حنان کوئین تعیین می‌شود. همچنین در این رابطه پویایی‌های کوتاه‌مدت توسط مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نشان داده شده است.

به‌منظور انجام آزمون باند که عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد بایستی ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مستقل و وابسته را در معادله (۷) برابر صفر قرار داد. از این جهت فرض صفر که مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی است به صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \theta^+ = \theta^- = 0 \quad (۷)$$

1. Unrestricted Error Correction Model

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که در رویکرد باند دو حد بحرانی معرفی می‌شود. حد بالایی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک و حد پایینی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه صفر کاربرد دارد. در صورتی که آماره F محاسبه شده بیشتر از مقدار حد بالایی باشد فرض صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی یا عدم رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود و اگر مقدار F محاسبه شده از حد پایینی کمتر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه صفر هستند و طبق تعریف، هم‌انباشتگی ندارند. نهایتاً اگر آماره F بین کران‌ها قرار گیرد آزمون بی‌نتیجه است.

برای بررسی عدم تقارن بلندمدت از $\theta^+ = \theta^-$ عدم تقارن کوتاه‌مدت هم از آزمون‌های $\sum_{i=1}^{q_1} \varphi^+ = \sum_{i=1}^{q_2} \varphi^-$ صورت می‌گیرد. این آزمون‌ها بر اساس آزمون استاندارد والد است که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان‌دهنده عدم تقارن است (ممی‌پور و ساسانیان‌اصل، ۱۳۹۷).

۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج

به‌منظور برآورد معادله تحقیق با استفاده از روش NARDL، اطلاع از درجه انباشتگی متغیرها ضروری است؛ زیرا آنگ[2] (۲۰۰۷) معتقد است اگر متغیرهای مورد مطالعه انباشته از مرتبه دو یا بیش‌تر باشند آنگاه آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) که به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرد از درجه اعتبار ساقط می‌شود و قابل اتکا نیست. در این مطالعه با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته با در نظر گرفتن عرض از مبدأ مانایی متغیرها بررسی گردید فقط متغیر TB در سطح پایا بوده و بقیه متغیرها در سطح ناپایا بوده به همین دلیل آزمون ریشه واحد بر روی تفاضل مرتبه اول آن‌ها انجام گردید.

1. Pesaran et al
2. Ang
3. Pesaran et al

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فلیپس-پرون

نام متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)		آزمون فلیپس-پرون	
	در سطح	با یک بار تفاضل‌گیری	در سطح	با یک بار تفاضل‌گیری
TB	-۳/۲۶۴ (۰/۰۲۴)	- -	-۳/۵۸۲ (۰/۰۱۰)	- -
CREDIT	۱/۵۱۷ (۰/۹۹۹)	-۴/۰۲۳ (۰/۰۰۳)	۱/۵۱۷ (۰/۹۹۹)	-۴/۱۱۰ (۰/۰۰۲)
CREDIT^{+}	۲/۴۵۱ (۱/۰۰۰)	-۴/۱۴۴ (۰/۰۰۲)	۲/۵۲۱ (۱/۰۰۰)	-۴/۱۸۴ (۰/۰۰۲)
CREDIT^{-}	-۲/۷۸۷ (۰/۰۶۹)	-۵/۰۴۸ (۰/۰۰۰)	-۲/۶۸۰ (۰/۰۸۷)	-۵/۰۵۲ (۰/۰۰۰)
CPI	-۰/۶۸۴ (۰/۸۳۸)	-۳/۴۵۳ (۰/۰۱۵)	-۰/۸۹۵ (۰/۷۷۸)	-۳/۳۵۸ (۰/۰۱۹)
GOV	-۲/۳۸۰ (۰/۱۵۳)	-۵/۵۷۰ (۰/۰۰۰)	-۲/۴۴۱ (۰/۱۳۷)	-۵/۵۷۸ (۰/۰۰۰)

مقادیر داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آزمون است.

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول (۱) نشان می‌دهد در آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته تمامی متغیرها و در آمون فلیپس-پرون فقط متغیر TB در سطح پایا بوده و بقیه متغیرها در سطح ناپایا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

طبق آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) مشخص می‌شود که تعداد متغیرهای توضیحی در حالت نامتقارن ۵ است. آماره F محاسبه شده در مدل برابر ۷/۸۰۵ است. جدول (۲) مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطوح مختلف معنی‌داری در زمانی که ۵ متغیر وجود دارد را ارائه می‌کند.

جدول ۲: مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱)

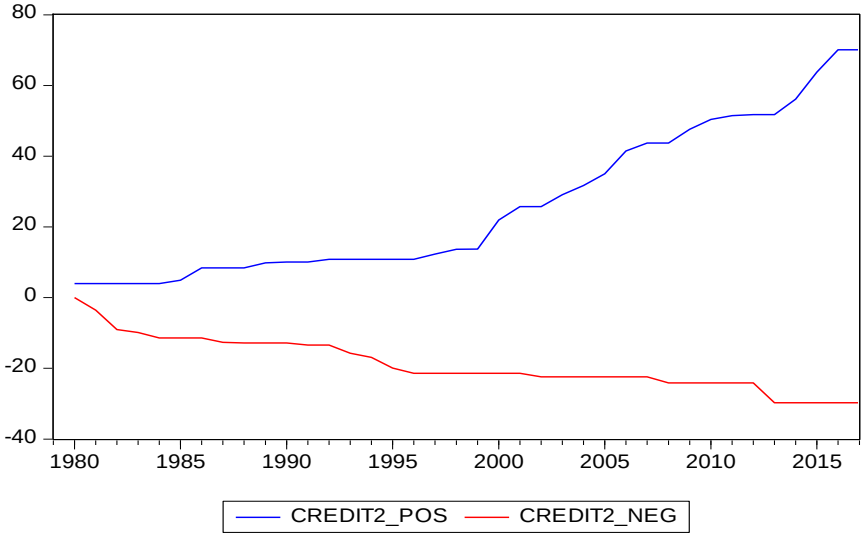
سطح معناداری	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
٪۱۰	۲/۴۵	۳/۵۲
٪۵	۲/۸۶	۴/۰۱
٪۱	۳/۷۴	۵/۰۶
F-statistic=۷/۸۰۵		

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

با مقایسه آماره F محاسبه شده با مقادیر موجود در جدول فوق مشخص می‌شود که به دلیل بیشتر بودن این آماره از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در هر سه سطح معنی‌داری، وجود رابطه بلندمدت نامتقارن تأیید می‌گردد.

در این الگو جهت تحلیل اثر نامتقارن، توسعه مالی به دو سری $CREDIT^{+}$ و $CREDIT^{-}$ تجزیه شده است. این به مانند معادله (۴) حاصل از انباشت تغییرات مثبت و منفی توسعه مالی است که طی یک فرآیند شرطی محاسبه شده است. حاصل این تجزیه در نمودار (۱) نمایش داده شده است.



شکل ۱: تجزیه سری زمانی توسعه مالی

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

در ادامه الگوی پویای کوتاه‌مدت NARDL برآورد شده و نشان داده شده است. در این مدل الگوی NARDL(2,1,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز به عنوان الگوی بهینه پویا انتخاب شده است.[۱] سپس به‌منظور تخمین رابطه (۶)، از روش غیرخطی خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده شده است. نتایج تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق در جدول (۳) ارائه شده است.

۱نتایج حاصل از برآورد این الگو در جدول (۱-پیوست) نمایش داده شده است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

جدول۳: نتایج ضرایب بلندمدت

مدل NARDL(2,1,0,0,0)			
متغیر	ضریب	اماره t	ارزش احتمال
CREDIT_POS	-۰/۲۳۴	-۴/۱۵۸	۰/۰۰۰
CREDIT_NEG	۱/۳۵۴	۰/۲۱۸	۰/۰۰۰
CPI	-۰/۰۸۰	-۵/۸۶۱	۰/۰۰۰
GOV	۱/۵۱۳	۴/۵۳۹	۰/۰۰۰
-		اماره F	ارزش احتمال
W_{LR}		۸/۴۳۵	۰/۰۰۷
W_{SR}		۱۶/۸۲۴	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

مطابق با جدول (۳) ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن نشان می‌دهد (CREDIT_POS) شوک مثبت توسعه مالی (روند افزایشی در توسعه مالی) اثر منفی و شوک منفی توسعه مالی (CREDIT_NEG) اثر مثبت بر تراز تجاری دارد می‌توان چنین استدلال نمود که به علت توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی در کشورهای درحال‌توسعه از جمله ایران استفاده از این ابزار را برای گروه‌های کم‌درآمد با ریسک قابل توجهی همراه نموده است، در واقع وجود یک سیستم کارا برای تجمیع سرمایه‌های خرد و تبدیل آن‌ها به منابع مالی برای سرمایه‌گذاری و تأمین سرمایه در گردش موردنیاز بنگاه‌ها نقش بسیار مهمی در مسیر یک اقتصاد و در نتیجه کیفیت زندگی انسان‌ها ایفا می‌کند. نبود این سیستم کارا از جهات مختلف مانع از بزرگ‌شدن یک اقتصاد می‌شود؛ از یک طرف می‌تواند منجر به تخصیص غیربهینه منابع شود که در نتیجه آن منابع موجود نیز هدر رفته و نهایتاً منجر به تولید و افزایش رفاه نخواهد شود و از طرف دیگر با کاهش سطح سرمایه‌گذاری در اقتصاد و کاهش سرمایه موجود، منجر به کاهش تولید می‌شود که کاهش تولید نیز می‌تواند سبب کاهش صادرات و واردات و از این طریق موجب کند شدن فرایند جهانی شدن و کاهش تراز تجاری شود که نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات کیم و همکاران (۲۰۱۰)، بلن (۲۰۱۶)، ساره و همکاران (۲۰۱۸)، ساره و همکاران (۲۰۱۸) و آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۶) همخوانی دارد.

تورم (CPI) نیز اثر منفی بر تراز تجاری دارد که این اثر منفی را این‌چنین می‌توان استدلال کرد، تورم در بیشتر مواقع موجب اخلال در موازنه پرداخت‌ها می‌شود، زیرا از یک سو به دلیل افزایش قیمت‌ها در داخل، میزان صادرات کاهش و از سوی دیگر مقدار واردات افزایش می‌یابد. در این

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

زمینه باید گفت که اگر تورم در ایران از تورم کشورهایی که با کشورمان مبادلات وسیع تجاری دارند بیشتر باشد، آنگاه کالاهای ساخت ایران برای این کشورها گران‌تر خواهد شد در نتیجه صادرات کشورمان کاهش می یابد و از سوی دیگر در این شرایط کالاهای ساخت کشورهای خارجی برای مصرف‌کننده ایرانی ارزان‌تر خواهد شد و واردات کالا به کشور افزایش خواهد یافت که آثار چنین پدیده‌ای تأثیر بر تراز پرداخت‌ها است و در صورت کمبود منابع درآمدی می‌تواند منجر به کسری تراز تجاری و بدتر شدن تجارت شود. که نتیجه این مطالعه با نتیجه مطالعه آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۶) و انتظارات تئوریکی همخوانی دارد.

ضریب (GOV) افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) اثر مثبت بر باز بودن تراز تجاری دارد و باعث افزایش تراز تجاری می‌شود به طوری که افزایش مخارج دولت باعث افزایش تقاضا در نتیجه افزایش تولید شده که افزایش تولید هم منجر به افزایش صادرات و واردات شده و در نتیجه موجب تسریع در فرآیند جهانی‌شدن و بهبود تراز تجاری می‌شود. که نتیجه این مطالعه با نتیجه مطالعات ساره و همکاران (۲۰۱۸)، کیم و روبینی (۲۰۰۸)، آلسینا و واچاریگ (۱۹۹۸) و دهقان هراتی و همکاران (۱۳۹۳) همخوانی دارد.

در پایان جدول (۳) آزمون‌های تقارن یا عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی توسعه مالی بر تراز تجاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده است. W_{LR} برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره بلندمدت استفاده شده است که با توجه به اندیس LR، اثرات نامتقارنی شوک‌های مثبت و منفی توسعه مالی بر تراز تجاری در بلندمدت نمایش می‌دهد. مقدار محاسباتی این آزمون ۸/۴۳۵ بوده و با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی توسعه مالی بر تراز تجاری در بلندمدت نامتقارن است.

W_{SR} نیز برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره کوتاه‌مدت استفاده شده که با توجه به اندیس SR اثرات نامتقارنی شوک‌های مثبت و منفی توسعه مالی بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت نمایش می‌دهد. نتایج این آزمون هم نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تقارن شوک‌های مثبت و منفی توسعه مالی رد شده و اثرات شوک‌های مثبت و منفی توسعه مالی بر تراز تجاری، در کوتاه‌مدت نامتقارن هستند.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

خطای مرتبط با معادله بلندمدت نیز برآورد شده و ضریب تصحیح خطا در جدول زیر نمایش داده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، ضریب تصحیح خطا (۰/۹۶۳-) بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار است. بنابراین رابطه بلندمدت به‌دست‌آمده در مرحله قبل تأیید شده و خطای تعادلی کوتاه‌مدت به سمت رابطه تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ٤: نتایج تخمین ضریب تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	اماره t	ارزش احتمال
ECM	۰/۹۶۳-	۰/۱۴۴	۶/۶۶۴-	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی[1]، آزمون ناهمسانی واریانس[2] و نرمالیته مورد بررسی قرارگرفته شده است. که نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها در جدول (۵) آورده شده است. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول نشان می‌دهد نمی‌توان فرض همسانی واریانس، عدم همبستگی سریالی و نرمالیته را در سطح ۵ درصد رد نمود، بنابراین در الگوی برآورد شده ناهمسانی واریانس و همبستگی سریالی وجود ندارد.

جدول ٥: آزمون‌های تشخیصی

آزمون ناهمسانی واریانس		آزمون همبستگی سریالی			آزمون نرمال بودن		
احتمال	آماره		احتمال	آماره		احتمال	آماره
۰/۰۷۲	۲/۱۲۴	F-statistic	۰/۸۵۶	۰/۱۵۵	F-statistic	۰/۷۵۴	۰/۵۶۴	Jarque-Bera
۰/۰۸٤	۱۲/۵۴۱	Chi-squared	۰/۸۱۰	۰/۴۲۱	Chi-squared			

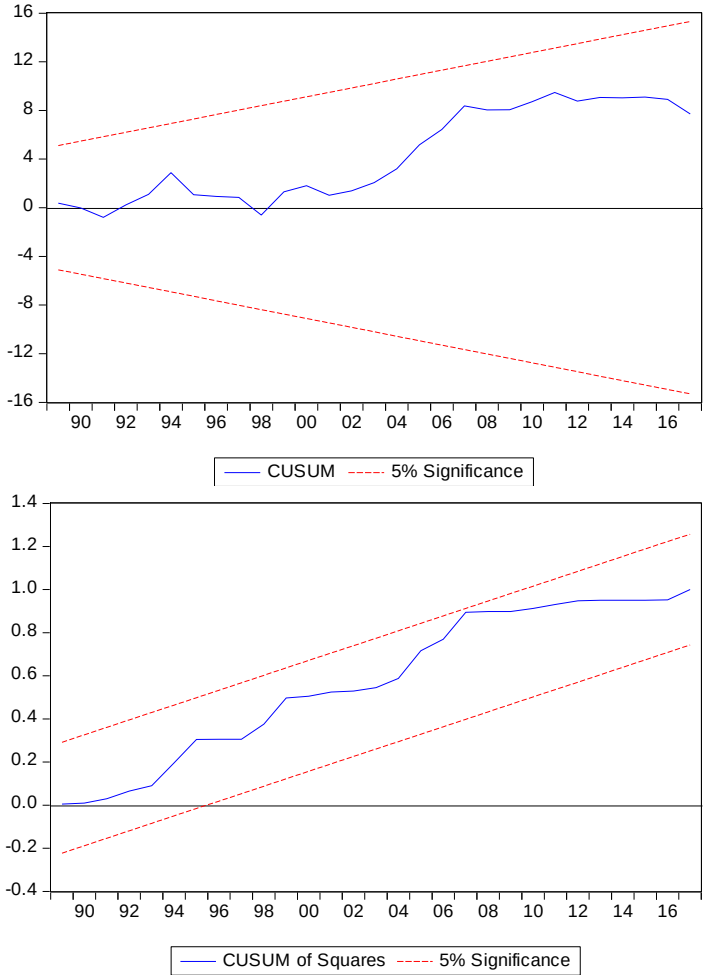
منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد هیچ‌کدام از موارد نقض فروض کلاسیک در مدل مشاهده نمی‌شود و مدل‌های سنجی پژوهش به نحو مناسبی برازش شده است. پسران و همکاران (۱۹۹۷)، استفاده از آزمون پایداری مدل ارائه شده توسط برون و همکاران (۱۹۷۵) را پیشنهاد نمودند. برای این منظور از ترسیم نموداری آماره‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) استفاده می‌شود. اگر مقدار این

1. Autocorrelation
2. Heteroskedasticity

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

آماره‌ها در بین آماره کرانه‌های در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، آنگاه فرض صفر آزمون که بیان می‌کند همه متغیرها در رگرسیون برآورد شده، باثبات هستند را نمی‌توان رد کرد.



شکل ۲: آزمون پایداری

منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق

بر اساس نمودارهای فوق، نمودارهای مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند که نشان از پایداری مدل در بلندمدت است.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

٦. نتیجه‌گیری

هدف تحقیق حاضر بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های توسعه مالی بر تراز تجاری در ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۹ است. برای این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت توسعه مالی (CREDIT_POS) اثر منفی و شوک منفی توسعه مالی (CREDIT_NEG) اثر مثبت بر تراز تجاری دارد که نتیجه این مطالعه با مطالعات کیم و همکاران (۲۰۱۰)، بلن (۲۰۱۶)، ساره و همکاران (۲۰۱۸)، ساره و همکاران (۲۰۱۸) و آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۶) همخوانی دارد. که این نتیجه را می‌توان این‌چنین استدلال کرد که توسعه‌نیافتگی ایران در بخش مالی به دلیل بازارهای ناقص و ناکارآمد باعث شده است که از یک طرف تعداد زیادی از افراد امکان دسترسی مالی را نداشته باشند و از طرف دیگر نیز تجهیز منابع و پس‌اندازها به شکل کاملاً مناسبی صورت نگیرد. با وجود چنین ساختار مالی ناکارآمدی فرآیند انباشت سرمایه به تأخیر می‌افتد. زمینه‌های ایجاد فرصت‌های جدید شغلی محدود شده و هزینه استفاده از منابع مالی به شدت افزایش می‌یابد. هم‌چنین به علت عدم‌توازن کافی نظام مالی برای تخصیص پس‌اندازها به سرمایه‌گذاری‌های مولد، این پس‌اندازها به شکل سرمایه‌گذاری‌های غیرمولد (زمین، طلا و ...) درمی‌آیند، بنابراین کاهش سطح سرمایه‌گذاری در اقتصاد و کاهش سرمایه موجود، منجر به کاهش تولید می‌شود که کاهش تولید نیز می‌تواند سبب کاهش صادرات و واردات و از این طریق موجب کند شدن فرایند جهانی شده و در نتیجه باعث بدتر شدن تراز تجاری می‌شود. لذا، برای داشتن یک سیستم مالی مناسب می‌توان مواردی از جمله نظام‌های مالی مناسب، اعمال نظارت و مقررات بانک مرکزی در بخش مالی اعم از پولی و سرمایه‌ای، بخش عمومی خوب و مدیریت مناسب بر بدهی‌ها و بازار سهام مناسب نام برد. لذا برنامه اصلاح نظام مالی کشور و بهبود دسترسی تولید به منابع مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین پیش‌شرط‌های رشد و افزایش رفاه خانوار تنها با شعار مبهم هدایت نقدینگی به سمت تولید تحقق نمی‌یابد بلکه تمامی موارد ذکرشده باید بی‌قیدوشرط اصلاح شوند تا ساختار اقتصاد به‌گونه‌ای تنظیم شود که تولید بتواند به منابع لازم دسترسی پیدا کند و منجر به تسریع در فرآیند جهانی شدن و بهبود تراز تجاری شود و آنچه به عنوان الزامات این امر مطرح شد، چیزی از جنس اصلاح مدل حکمرانی است و بدون وجود اراده و هماهنگی کامل، امکان‌پذیر نیست.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

تورم اثر منفی و معنی‌داری بر تراز تجاری دارد، یعنی افزایش سطح قیمت‌ها و تورم، باعث کاهش تراز تجاری می‌شود که نتیجه این مطالعه با نتیجه مطالعه آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۶) همخوانی دارد. به منظور ارائه راهکارهای مهار تورم در اقتصاد ایران، ابتدا باید شناخت دقیقی از دلایل بروز تورم در کشور داشت که می‌توان به‌منظور مهار تورم به سیاست‌های میان‌مدت کنترل تورم از جمله انضباط و هماهنگی سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری، سیاست‌های تشویقی سرمایه‌گذاری، اصلاح قوانین و مقررات، اصلاح نظام یارانه‌ها و قیمت‌گذاری اشاره کرد. در اتخاذ سیاست‌های کوتاه‌مدت پیشگیری از تورم، باید اقدامات نظارتی و مداخله‌گرانه از جمله نظارت بر قیمت‌ها و توزیع کالاها و خدمات و تثبیت و کنترل قیمت‌های کلیدی از قبیل نرخ ارز و قیمت‌های پیشرو مدنظر قرار داد. افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) هم اثر مثبت و معنی‌داری بر تراز تجاری دارد. به‌طوری‌که با افزایش مخارج دولت صادرات و واردات افزایش یافته و باعث افزایش درجه باز بودن تجاری و بهبود تراز تجاری می‌شود که نتیجه این مطالعه با نتیجه مطالعات ساره و همکاران (۲۰۱۸) و دهقان هراتی و همکاران (۱۳۹۳) همخوانی دارد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

منابع

- آل‌عمران، رؤیا، آل‌عمران، سیدعلی (۱۳۹۶). بررسی تأثیر سیاست پولی و توسعه مالی بر تراز تجاری کشور ایران. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۱(۳۸)، ۱۱۹-۹۹.
- دهقان هراتی، علی، مهرابی بشیرآبادی، حسین، رهبر دهقان، علی‌رضا (۱۳۹۳). بررسی تأثیر سیاست‌های مالی و مالیاتی بر تجارت بخش کشاورزی در ایران. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹(۱)، ۱۲۸-۱۱۱.
- راستی، محمد، رضایی، جواد (۱۳۹۲). تأثیر توسعه مالی بر تجارت کشورهای ملحق شده به WTO (مقایسه تجارت کل با تجارت خدمات). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳ (۵۱)، ۱۶۱-۱۵۱.
- کاوند، علی، حسنوند، داریوش (۱۳۹۲). بررسی تأثیر توسعه مالی بر عرضه صادرات غیرنفتی با کاربرد الگوی ARDL: مورد ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. ۲ (۷)، ۱۹۵-۱۷۳.
- ممی‌پور، سیاب، ساسانیان‌اصل، زیبا (۱۳۹۷). بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر بازدهی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از الگوی NARDL). *پژوهش‌های اقتصاد پولی و مالی*، ۲۵ (۱۶)، ۲۰۰-۱۶۷.
- ولی‌بیگی، حسن، یاوری، کاظم، ابراهیمی، ایلناز، سحابی، بهرام (۱۳۹۶). تحلیل اثر سیاست‌های پولی و مالی بر تجارت خارجی ایران با رویکرد DSGE. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، (۸)، ۳۴-۱.

- Ahad, M. (2017). Impact of Financial Development on Trade Balance: An ARDL Co-integration and Causality Approach for Pakistan. *Global Business Review*, 18(5), 1199–1214.
- Ahmad, Kh. & Mahmood. H. (2013). Openness-Inflation Puzzle: Evidence from Pakistan. *Bangladesh Development Studies*, 36(3), 69-78.
- Amiti, M., & Weinstein, D. (2011). Exports and Financial Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1841–1877.
- Ang, J. B. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), 4772-4778.
- Bahmani-Oskooee, M. & Fariditavana, H. (2015). Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies*, 42(3), 519-530.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

- Baldwin, R. (1989). Exporting the Capital Markets: Comparative Advantage and Capital Market Imperfections. In Audretsch, D., Sleuwaegen, L. and H. Yamawaki (eds.): *The Convergence of International and Domestic Markets*, 135-152.
- Barro, R. J. and Gordon, D. B. (1983). Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 12, 101-121.
- Beck, T. (2002). Financial development and International trade; Is there a link?. *Journal of International Economics*, 57, 107–131.
- Beck, T. (2003). Financial Dependence and International Trade. *Review of International Economics*,11 (2), 296–316.
- Beetsma, R., Giuliodori, M. & Klaassen, F. (2008). The effects of public spending shocks on trade balances and budget deficits in the European Union. *Journal of the European Economic Association*, 6 (2-3), 414-423.
- Belen, M. (2016). Nonlinear Dynamics of Financial Development on Trade Balance. *International Journal of Economics and Finance*, 8(5), 286-292.
- Berthou, A. (2007). Credit Constraints and Zero Trade Flows: the Role of Financial Development. Mimeo University of Paris I. Available online at: http://team.univ paris1.fr/teamperso/berthou/papers/berthou_10_07.pdf
- Bilas, V., M. Bosnjak, and I. Novak (2017). Examining the relationship between financial development and international trade in Croatia. *South East European Journal of Economics and Business*, 12(1): 80-88.
- Çebi, C. & Çulha, A.A. (2013). The effects of Government Spending Shocks on the Real Exchange Rate and Trade Balance in Turkey. *Working paper* no: 13/37.
- Corsetti, G. & Müller, G. J. (2006). Twin deficits: squaring theory, evidence and common sense. *Economic Policy*, 48, 597-638.
- De Castro, F. & Fernandez, L. (2013). The effects of fiscal shocks on the exchange rate in Spain. *The Economic and Social Review*, 44(2), 151-180.
- De Castro, F. & Garrote, D. (2012). The effects of fiscal shocks on the exchange rate in the EMU and differences with the US. *Banco de Espana Working Paper* 1224.
- Debelle, G. & Faruqee, H. (1996). What determines the current account? A cross-sectional and panel approach. IMF Working Paper 96/58, *International Monetary Fund, Washington*, D.C.
- Galí, J., López-Salido, J. D. & Vallés, J. (2007). Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5 (1), 227-270.
- Gross, T. and S. Verani (2013). Financing Constraints, Firm Dynamics and International Trade. Working paper.
- Hajilee, M., Stringer, YD. & Metghalchi M (2017). Financial market inclusion, shadow economy and economic growth: new evidence from emerging economies. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 66, 149-158.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk Daniel Kahneman; Amos Tversky. Econometrica, 47(2), 263-292. http://dx.doi.org/10.1111/j.1536-7150.2011.00774.x.
- Keynes, J. (1936). The general theory of employment, interest and money. London: Macmillan. Retrieved from http://cas.umkc.edu/economics/people-/facultyPages/kregel/courses/econ645/Winter2 11/GeneralTheory.pdf.
- Kim, D.H., Lin, Sh.Ch. & Suen, Y.B. (2010). Are Financial Development and Trade Openness Complements or Substitutes? *Southern Economic Journal, Southern Economic Association*, 76(3): 827-845.
- Kim, S. & Roubini, N. (2008). Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account and real exchange rate in the U.S. *Journal International Economics*, 74 (2), 362-383.
- Kletzer, K. and P. Bardhan (1987). Credit Markets and Patterns of International Trade. *Journal of Development Economics*, 27: 57-70.
- Koengkan, M. (2018). The positive influence of urbanization on energy consumption in Latin American countries: an approach with ARDL and NARDL modeling. *Revista de Estudos Sociais*, 20(40), 4-23.
- Kohn, D., Leibovici, F. & Szkup, M. (2016). Financial frictions and new exporter dynamics. *International Economic Review*, 57(2), 453–486.
- Leibovici, F. (2018). Financial Development and International Trade. *Working Paper 2018-15, Federal Reserve Bank of St. Louis.*
- Malick, S.K. & Mohsin, M. (2010). On the real effects of inflation in open economies: Theory and empirics. *Empirical Economics*, 39 (3), 643-673.
- Manova, K. (2013). Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade. *Review of Economic Studies*, 80: 711–744.
- Minetti, R., & Zhu, S. (2011). Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy. Journal of International Economics, 83(2): 1695–1725.
- Monacelli, T & Perotti, R. (2007). Fiscal Policy, the Trade Balance and the Real Exchange Rate: Implications for International Risk Sharing. Paper presented at the 8th Jacques Polak Annual Research Conference, Hosted by the International Monetary Fund, Washington, DC─November 15-16, 2007.
- Monacelli, T. & Perotti, R. (2010). Fiscal policy, the real exchange rate and traded goods. *The Economic Journal*, 120, 437-461.
- Muzammil, M. & Ahad. M. (2015). Impact of Financial Development on Trade Balance: An ARDL Cointegration and Causality Approach for Pakistan. MPRA Paper No. 68587.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3): 289-326.
- Ravn, M. O., Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2007). Explaining the effects of government spending shocks on consumption and the real exchange rate. *NBER Working Paper* 13328.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

- Sare, Y.A., Aboagye, A.QQ. & Mensah, L. (2019). Financial development, sectoral effects, and international trade in Africa: An application of pooled mean group (PMG) estimation approach. *International Journal Finance Economics*, 24(1):328–347.
- Sare, Y.A., Aboagye, A.QQ., Mensah, L. & Bokpin, G. A. (2018). Effect of financial development on international trade in Africa: Does measure of finance matter?, *The Journal of International Trade & Economic Development*, DOI:10.1080/09638199.2018.1474246.
- Shiller, R. J. (1993). Macro Markets: Creating Institutions for Managing Society's Largest Economic Risks. Clarendon Press.
- Shiller, R. J. (2005). Irrational Exuberance (2nd ed.). Princeton University Press.
- Shin, Y., Yu, B. & M Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281-314.
- Susanto, D., Rosson, C.P. & Costa. R. (2011). Financial Development and International Trade: Regional and Sectoral Analysis. Agricultural & Applied Economics Association 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburgh, Pennsylvania.
- Yiheyis, Z. & Musila, J. (2018). the dynamics of inflation, exchange rates and the trade balance in a small economy: The case of Uganda. *International Journal of Development Issues*, https://doi.org/10.1108/IJDI-12-2017-0209.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]

پیوست

جدول (پیوست): نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت الگوی NARDL(2,1,0,0,0)

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-43.87226	10.06423	-4.359229	0.0001
TB(-1)*	-0.963743	0.160087	-6.020137	0.0000
CREDIT2_POS(-1)	0.225585	0.107414	2.100142	0.0445
CREDIT2_NEG**	-1.305773	0.319261	-4.089990	0.0003
GOV**	1.458944	0.426585	3.420056	0.0019
CPI**	-0.077240	0.021942	-3.520252	0.0014
D(TB(-1))	0.311089	0.110849	2.806408	0.0089
D(CREDIT2_POS)	-0.616200	0.331189	-1.860569	0.0730

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-08]