سال نهم، شماره ۳۵، پاییز ۱۴۰۰، صفحات ۶۹–۳۳

رشد بلندمدت اقتصاد ایران از نگاه مدل رشد صادرات محور (کاربردی از رهیافت پارامتر زمان- متغیر)

حسین صمصامی
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
h-samsami@sbu.ac.ir
مائده حسینی
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
maedehosseini90@gmail.com
فهیمه محبی‌نیا
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
fa.mohebb.eco@gmail.com

با مروری بر نظریات رشد اقتصادی، دیدگاه منتسب به کینز، تقاضا را نیروی محرکه سیستم اقتصادی و هدایت‌گر عرضه در چارچوب محدودیت‌های موجود و تبیین‌گر رشد می‌داند. با این برداشت، علت تفاوت نرخ رشد میان کشورها در تفاوت سمت تقاضا و متغیرهایی نظیر واردات و صادرات است. در راستای تلقی مزبور، تیرلوال در سال ۱۹۷۹ با ارائه مدلی موسوم به مدل رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها (BOPE)، ادعا نمود که رشد تقاضا توسط کسری تراز پرداخت‌ها مهار شده و بدین ترتیب دست‌یابی به نرخ رشد اقتصادی بیشتر محدود خواهد شد. فرضیه تیرلوال بیان می‌دارد که اگر توازن در تراز پرداخت‌ها محقق گردد، نرخ رشد بلندمدت اقتصاد ماحصل نسبت رشد صادرات بر کشش درآمدی تقاضای واردات است. عطف توجه در بررسی قانون تیرلوال با استناد به نقش بارز صادرات نفت در تأمین منابع ارزی و نقش خطیر این منابع در رخدادهای تراز پرداخت‌ها در کشورهای نفتی از جمله ایران است. هدف در مطالعه حاضر اعتبارسنجی فرم گسترده مدل تیرلوال موسوم به مدل رشد تعادلی (مقید) تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران، طی دوره (۱۳۹۶-۱۳۶۰) است. جهت احتساب این مهم از فیلتر کالمن در قالب یک برآورد زمان- متغیر (TVP) استفاده شده است. پس از آن به بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ رشد BOPE در اقتصاد ایران با بهره‌گیری از تکنیک میانگین‌گیری بیزین (MBA) پرداخته شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که به طور کلی مدل مزبور برای اقتصاد ایران دارای اعتبار نیست. همچنین در راستای عوامل اثرگذار بر رشد مزبور، این مطالعه نقش ترکیب تقاضای کل را به عنوان نیروی محرکه اصلی، هم برای اثرات مستقیم آن بر کشش درآمدی واردات و هم بر اثرات غیرمستقیم در رشد صادرات از طریق تجمع سرمایه، به‌ویژه سرمایه‌گذاری دارایی‌های ثابت، برجسته می‌نماید.

طبقه‌بندی E24:JEL ، E32، O14، O47، O50
واژگان کلیدی: نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها، میانگین‌گیری بیزین، رشد صادرات محور، فیلتر کالمن.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۱۵

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

۱. مقدمه

یکی از الزامات بنیادین در مسیر توسعه پایدار، تحقق رشد اقتصادی متناسب با ظرفیت منابع انسانی و حداکثر بهره‌برداری بهینه از منابع طبیعی است. از این‌رو بررسی کیفیت رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین نقاط ارزیابی عملکرد و ارائه چیدمانی جدید از تصمیمات معقول است. مسئله پایین بودن رشد و کیفیت آن در اقتصاد ایران، علی‌الخصوص طی دهه اخیر به یکی از گره‌های کور کلاف توسعه مبدل شده است که اثرات تبعی آن در نرخ بیکاری بالا، درآمد سرانه پایین در قالب رفاه نازل و ضریب جینی بالا در قالب فقر گسترش‌یافته و سایر ناهنجاری‌های اجتماعی متجلی است. با بررسی‌های انجام شده، می‌توان ابراز داشت که متوسط نرخ رشد سالانه اقتصادی در دهه‌های ۱۳۶۰، ۱۳۷۰، ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ به ترتیب برابر با ۴/۳، ۳/۱، ۴/۴ و ۲ درصد بوده است[1] که تفاوت معناداری با هدف‌گذاری‌های موجود در برنامه‌های توسعه دارد، به گونه‌ای که در برنامه افق ۱۴۰۴، متوسط نرخ رشد سالانه اقتصاد ۸ درصد در مقابل اعداد فوق است. بنابراین ارائه تصویری صحیح از رشد اقتصادی بلندمدت و شناسایی عوامل اثرگذار بر آن در اقتصاد ایران، با استناد به مباحث فوق از اهمیتی بارز برخوردار است. بر مبنای استدلال مزبور، مطالعه حاضر حول محور بررسی این مهم شکل یافته است.

تفسیر رویکرد نئوکلاسیک اقتصاد در راستای توضیح تفاوت میان نرخ رشد کشورها با استفاده از مفهوم تابع تولید بر روی بخش عرضه متمرکز است، بدین معنا که در مفهوم کاربردی، رشد ستانده بین رشد سرمایه، رشد نیروی کار و رشد بهره وری کل عوامل به عنوان یک پسماند تقسیم می‌شود. با این رویکرد، تفاوت‌های موجود بین نرخ رشد کشورها برحسب تفاوت‌ها در رشد موجودی عوامل و بهره‌وری قابل توضیح است. در حالی‌که این رویکرد مفید و دقیق است، لکن دلایلی برای تفاوت میان رشد موجودی عوامل و بهره‌وری کشورها ارائه نمی‌دهد. جهت حل این مسئله بسیاری رویکرد کینزی را تجویز می‌نمایند که نگاه به سمت تقاضای اقتصاد دارد. منطق

۱. سری زمانی حساب‌های ملی سالانه مرکز آمار ایران (۹۶-۱۳۶۰)، ارقام دهه ۱۳۹۰ شامل ارقام ۱۳۹۶-۱۳۹۰ است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

نگاه کینزی بر این اصل استوار است که تقاضا سیستم اقتصادی را به نحوی هدایت خواهد کرد که عرضه در چارچوب محدودیت‌های سیستم اقتصادی با آن انطباق یابد. با در نظر گرفتن این رویکرد، علت تفاوت نرخ رشد بین کشورها در تفاوت رشد تقاضا است. حال، سؤال بعدی این است که چرا تقاضا با نرخ‌های متفاوت میان کشورها رشد می‌کند؟ یک توضیح ممکن، دال بر ناتوانی عوامل اقتصادی، به ویژه دولت‌ها، در افزایش تقاضا است، لکن توضیح محتمل‌تر در محدودیت‌های تقاضا نهفته است که تیرلوال[1] آن را در کشف قانون خود به کار می‌گیرد (ن.ک. تیرلوال، ۲۰۱۱).

تیرلوال در سال ۱۹۷۹ با ارائه مدلی موسوم به مدل «*رشد محدود شده (/ مقیّد) به تراز پرداخت‌ها*»[2] یا «*مدل رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها*»[3] ادعا نمود که رشد تقاضا توسط کسری تراز پرداخت‌ها مهار گشته و بدین ترتیب دست‌یابی به نرخ رشد اقتصادی بیشتر محدود خواهد شد. وی در مقاله خود اثبات نمود که حداکثر نرخ رشد اقتصادی سازگار با تعادل تراز پرداخت‌ها با احتساب کشش‌های درآمدی صادرات و واردات قابل استحصال است (تیرلوال، ۱۹۷۹ و ۲۰۱۱). در واقع، قاعده شکل‌گیری مفهوم مورد تأکید وی، این است که؛ مکانیزم تراز پرداخت‌ها به طور خودکار به تعادل نمی‌رسد و تأمین کسری آن به طور مداوم از محل استقراض میسر نخواهد بود، بنابراین، کسری مزبور علاوه بر کمبود منابع ارزی، نرخ رشد تقاضای کل را به حد خاصی محدود نموده و از حصول رشد اقتصادی بالاتر ممانعت خواهد نمود (احسانی و صالح‌طاهری، ۱۳۹۷). با این وصف، مدل تیرلوال دربردارنده این ایده است که وضعیت حساب جاری کشورها در بلندمدت و به طور مداوم، نمی‌تواند دارای کسری باشد و به طور ضمنی دلالت بر این موضوع دارد که نحوه عملکرد یک کشور در بازارهای خارجی ممکن است در نهایت رشد اقتصاد را به نرخی پایین‌تر از آنچه که شرایط داخلی تضمین می‌کند، محدود نماید (فیلیپ و لانزافام، ۲۰۲۰).

1. Anthony P. Thirlwall
2. Balance-Of-Payments Constraint growth rate(BOPC)
3. Balance-Of-Payments Equilibrium growth rate(BOPE)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

بر این اساس مطالعه حاضر با بهره گیری از منطق نهفته در قانون تیرلوال، در صدد بررسی این موضوع است که آیا تراز پرداخت‌ها به عنوان مانعی در راستای تحقق اهداف رشد برنامه‌های توسعه کشور بوده است یا مسئله مزبور برای اقتصاد کشور مصداق ندارد.

از این رو مطالعه حاضر به مباحث رشد اقتصاد ایران در چندین جهت می‌پردازد. اول؛ توضیحی جایگزین (برای حسابداری رشد جانبی عرضه) از رشد ایران ارائه شده است، موردی که اجازه می‌دهد تا به طور صریح اثرات افزایش رشد صادرات در نظر گرفته شود. برای انجام این کار، یک توضیح سمت تقاضا از رشد ایران بر اساس فرضیه ELG ارائه شده است. مقصود از این امر بررسی صحت وجود فشار تقاضا در اقتصاد ایران است که در آن ظرفیت اضافی وجود داشته و محدودیت‌های عرضه الزام‌آور نبوده و رشد GDP با رشد تقاضا تعیین می‌شود. دوم؛ برخلاف رویکرد حسابداری رشد که تا حدودی به پیش‌فرض‌های موقت[1] متکی است، این چارچوب امکان آزمایش آماری مناسب را فراهم می‌کند. سوم؛ در مطالعه حاضر از چارچوبی استفاده شده است که فراتر از رگرسیون رشد تولید بر روی رشد صادرات است که متکی بر فرضیه مطرح‌شده توسط تیرلوال است. اساس اقدام مزبور، این بحث است که رابطه بین رشد تولید و صادرات باید در چارچوب تراز پرداخت‌ها مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد، به ویژه با در نظر گرفتن اثر رشد مربوط به صادرات و همچنین افزایش واردات ناشی از صادرات سریع و رشد تولید. به این معنی که اگر محدودیت طولانی‌مدت رشد ناشی از BOP را کاهش دهد، رشد صادرات محور می‌تواند ستون یک فرآیند توسعه پایدار باشد. تحت این دیدگاه، عملکرد رشد بلندمدت یک کشور به سمت نرخ رشد خاص سازگار با نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها و نرخ رشد تعادلی حساب جاری همگرا خواهد شد. چهارم؛ مقاله حاضر کمک‌های تجربی متعددی در راستای تقویت ادبیات مرتبط با رشد BOPE به موازات تقویت درک از رشد اقتصاد ایران ارائه می‌دهد و مهم‌تر اینکه این مطالعه در صدد آن است که یک نرخ رشد تعادل تراز پرداخت‌ها که در طول تحقیق

1. Ad-hoc Assumptions

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

حاضر آن را با y_{Bt} نمایش داده شده است را برای اقتصاد ایران به کمک پارامتر زمان- متغیر تخمین زند. طبق بررسی‌های صورت گرفته، اقدام مزبور برای نخستین بار انجام می‌شود، زیرا این فرضیه که نرخ رشد BOPE در طول زمان ثابت است، یک فرضیه محدودکننده است. این امر به ویژه برای اقتصاد درحال‌توسعه‌ای مانند ایران که در دهه‌های گذشته، علی‌الخصوص دو دهه اخیر، متحمل تغییرات ساختاری قابل‌توجهی شده است، می‌تواند صادق باشد. از سوی دیگر، مطالعه حاضر در راستای بهره‌گیری از رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزین[1] (BMA) برای بررسی عوامل محرک نرخ رشد $BOPE$ در اقتصاد ایران است.

با عطف بر رویکرد فوق، این مقاله به بررسی پرسش‌های زیر می‌پردازد: (۱) تا چه حد نرخ رشد BOPE می‌تواند عملکرد رشد ایران را در طول سه دهه گذشته توضیح دهد؟ (۲) عوامل تعیین‌کننده نرخ رشد BOPE در ایران چیست؟ سؤالات مزبور علاوه بر اهمیت نظری، با توجه به تجربه کاهش در رشد اقتصادی سال‌های اخیر اقتصاد ایران و حتی پیشروی تا بروز اعداد منفی، از بُعد سیاست‌گذاری نیز بسیار حائز اهمیت بوده و با استناد به شرایط تحمیل‌شده تحریمی بر اقتصاد کشور از منظر دست‌یابی به نتایجی در خور توجه در حوزه اقتصاد مقاومتی نیز محل تأمل است. بدین ترتیب مباحث مطالعه حاضر در بخش‌های به شرح ذیل تنظیم شده است؛ در بخش ۲، پیشینه تحقیق با مروری بر مطالعات اخیر مرتبط با موضوع تحقیق ارائه شده است. در بخش ۳ مبانی نظری الگوی BOPE ارائه شده و نرخ رشد BOPE برای اقتصاد ایران با رهیافت متغیر- زمان استخراج شده و بررسی می‌شود که میزان رشد BOPE برای توضیح نرخ رشد واقعی ایران چه میزان مرتبط بوده است. شواهد حاکی از آن است که مسیر عملکرد روند رشد اقتصاد ایران با پویایی نرخ رشد BOPE ارتباط چندانی ندارد. همچنین در این بخش از طریق تجزیه‌وتحلیل میانگین‌گیری بیزین (BMA)، به بررسی عوامل تعیین‌کننده نرخ رشد BOPE و کشش درآمد واردات مبادرت شده است. نتایج این قسمت بیان می‌دارد که نرخ رشد BOPE اقتصاد ایران بیشترین تأثیرپذیری را از

1. Bayesian Model Averaging Approach

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

اجزای تقاضای کل داشته است. بخش ۴ شامل تخمین و ارائه نتایج روش‌های معرفی شده در بخش ۳ با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۹۶–۱۳۶۰ است و در نهایت، در بخش ۵ پیرامون نتایج استحصالی تحقیق جمع‌بندی انجام شده است.

۲. پیشینه تحقیق

با بررسی‌های انجام شده در تحقیقات داخلی، مطالعات ذیل در سال‌های اخیر به طور عمده با بهره‌گیری از روش‌های خود توضیح با وقفه‌های گسترده و هدف‌گیری بررسی مدل رشد مقید به تراز پرداخت‌ها انجام شده است؛

- شاه‌وردی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای به بررسی مدل رشد مقید به تراز پرداخت‌ها در ایران طی دوره ۸۶–۱۳۵۰ با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده است که واردات با رابطه‌ی مبادله و درآمد دارای رابطه بلندمدت و هم‌انباشتگی است. از سوی دیگر قیمت‌های نسبی و درآمد به ترتیب اثرات منفی و مثبت معنادار بر واردات ایران داشته است. هم‌چنین تحقیق بیان می‌دارد که قانون تیرلوال در ایران برقرار است. عزیزی و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای به آزمون مدل رشد محدود شده (مقید) به تراز پرداخت‌ها در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۹۰–۱۳۶۸ با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که؛ نرخ رشد تیرلوال در ابتدای دوره‌های مورد بررسی با نرخ واقعی رشد کشاورزی اختلاف قابل توجهی دارد، اما در ادامه با گذشت زمان این اختلاف بسیار کاهش یافته و نرخ رشد تیرلوال به نرخ واقعی رشد کشاورزی نزدیک شده است. بدین ترتیب، نتایج تحقیق اعتبار قانون تیرلوال را در دهه ۸۰ را تأیید می‌نماید. کاوند (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای به بررسی مدل رشد مقید به تراز پرداخت‌ها در ایران طی دوره ۹۳–۱۳۵۷ با استفاده از روش همگرایی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در بلندمدت پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد اگر دوره مذکور به دو دوره تقسیم شود: در دوره اول، متوسط نرخ‌های رشد مقید به تراز پرداخت‌ها از متوسط نرخ‌های رشد واقعی بیشتر شده است و این می‌تواند ناشی از بیشتر بودن متوسط نرخ‌های رشد

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی باشد. در دوره دوم، متوسط نرخ‌های رشد مقید به تراز پرداخت‌ها و متوسط نرخ‌های رشد واقعی کاهش یافته و در برخی دهه‌ها منفی شده است. این امر می‌تواند در نتیجه کمتر شدن متوسط نرخ‌های رشد صادرات غیرنفتی واقعی از متوسط نرخ‌های رشد صادرات نفتی واقعی باشد. این امر حاکی از تأیید مدل تیرلوال است. احسانی و صالح طاهری (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با آزمون رویکرد تقاضامحور رشد اقتصادی به بررسی الگوی رشد پساکینزی در اقتصاد ایران با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده و رهیافت پارامتر متغیر زمان، طی دوره ۹۲-۱۳۶۳ پرداخته‌اند. نتایج بیان می‌دارد که اعتبار قانون تیرلوال طی بازه زمانی مزبور تأیید نشده است. محمدی و همکاران (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای به بررسی تطبیقی مدل رشد محدود شده تراز پرداخت‌ها میان ایران و نروژ پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده و آزمون کرانه‌های پسران و شین، طی دوران ۲۰۱۶-۱۹۶۰ انجام شده است. نتایج بررسی بیانگر عدم تأیید قانون تیرلوال در اقتصاد ایران و تأیید آن برای اقتصاد نروژ است.

در راستای بررسی مطالعات خارجی انجام شده مرتبط با موضوع پژوهش حاضر، می‌توان به مطالعات ذیل اشاره داشت؛

- ورا[1] (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای به بررسی یک نسخه تعمیم‌یافته عمومی از مدل رشد محدود شده تعادل تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ونزوئلا با بررسی سه جنبه از رشد معاصر در اقتصادهای باز دال بر؛ عدم تعادل تجاری و اهمیت جریان‌های مالی خالص در درازمدت، تغییرات قیمت نسبی ناشی از قوانین ویژه تعدیل قیمت‌ها و تجارت و پرداخت‌های متقابل بین مناطق نامتقارن پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که تحت فرضیات خاصی قانون تیرلوال برقرار است. آلوارز و گومز[2] (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای به بینش‌هایی در مورد عملکرد رشد کند آرژانتین در

1. Vera
2. Alvarez and Gomez

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

طول دوره ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۳ و به ویژه در مورد بحران اخیر آن در سال ۲۰۰۲، با استفاده از آزمون قانون تیرلوال با استفاده از رهیافت‌های سنجی ریشه واحد سری زمانی، مدل‌های خودبازگشت برداری و آزمون‌های همجمعی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در درازمدت، یک رابطه پایدار بین رشد اقتصادی، صادرات و حتی رابطه مبادله وجود دارد، بدین ترتیب، وضعیت پرداخت‌های بین‌المللی آرژانتین فعالیت اقتصادی این کشور را محدود می‌کند. گووآ و تادئو لیما[1] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با هدف کنکاش پیرامون اینکه چگونه تغییر ساختاری که با تغییرات در ترکیب بخشی صادرات و واردات مشخص شده است، بر محدودیت خارجی تأثیر می‌گذارد، به بررسی محدودیت تراز پرداخت‌ها و رشد اقتصادی برای نمونه‌ای از کشورهای آمریکای لاتین و آسیا طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۶۲ پرداخته‌اند. نتایج بیان داشته است که این قانون برای همه کشورهای نمونه به جز کره‌جنوبی مورد تأیید است، در حالی که قیاس چندبخشی برای همه کشورها برقرار است. باجو روبیو[2] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی محدودیت تراز پرداخت‌ها بر رشد اقتصادی در اقتصاد اسپانیا با استفاده از داده‌های سری زمانی در طول دوره ۲۰۰۰-۱۸۵۰ پرداخته است. نتایج بیان می‌نماید که کسری بودجه خارجی به عنوان محدودیتی بر رشد اقتصاد اسپانیا در بلندمدت عمل نکرده است، مگر در برخی دوره‌های فرعی کوتاه و خاص، مانند سال‌های ۱۹۵۹-۱۹۴۰ و ۱۹۷۴-۱۹۵۹. گووآ[3] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به ارزیابی تجربی قانون تیرلوال در یک چارچوب بخشی با استفاده از داده‌های پانل برای دوره ۱۹۹۹- ۱۹۶۵ پرداخته است. یافته‌های اصلی اعتبار قانون مزبور برای نسخه چندبخشی را تأیید می‌نماید. فلپ و لانزافام[4] (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای به بررسی و تخمین نرخ رشد بلندمدت واقعی چین در طول سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۱ در قالب یک برآورد متغیر زمان پرداخته‌اند. نتایج بیان داشته است که؛ نرخ رشد بلندمدت واقعی چین به‌خوبی با نرخ

1. Gouvea and Tadeu Lima
2. Bajo-Rubio
3. Gouvea
4. Felipea and Lanzafamea

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

رشد تعادلی (محدود شده) تراز پرداخت‌ها سازگار بوده اما به طور قابل‌توجهی در طول زمان نوسان داشته است.

۳. مبنای نظری الگوی نرخ رشد تعادلی (مقید) تراز پرداخت‌ها

همان‌گونه که در بخش اول مورد اشاره قرار گرفت، در سال ۱۹۷۹، تیرلوال الگویی را برای تعیین افزایش بلندمدت سطح درآمد (نرخ رشد درآمد) استنتاج و ارائه نمود. سرآغاز بحث وی از شرایط تعادل در تراز پرداخت‌ها به شرح معادله (۱) نشأت گرفته است؛ که در آن P_d و P_f قیمت‌های صادرات و واردات بوده (بر حسب قیمت داخل) و X و M نیز تبیین‌کننده حجم صادرات و واردات است (هایک[1]، ۱۹۹۷).

$$P_d X = P_f M$$ معادله (۱)

همچنین می‌توان معادله (۱) را بر حسب نرخ‌های رشد به صورت زیر بیان نمود:

$$p_d + x = p_f + m$$ معادله (۲)

در معادله فوق، حروف کوچک نشان‌دهنده میزان تغییرات متغیرها در لگاریتم طبیعی است. تیرلوال توابع تقاضای صادرات و واردات را طبق دو تابع استاندارد به شرح معادلات ۳ و ۴ در نظر گرفته است (تیرلوال، ۲۰۱۱)؛

$$X_t = (\frac{P_{dt}}{P_{ft}})^{\eta} Z_t^{\epsilon}$$ معادله (۳)

$$M_t = (\frac{P_{dt}}{P_{ft}})^{\theta} Y_t^{\pi}$$ معادله (۴)

در معادلات فوق منظور از t زمان و منظور از X، M، Y و Z به ترتیب نشان‌دهنده جریان‌های صادرات، واردات، درآمد داخلی و جهانی (بر حسب قیمت‌های واقعی)، P_d و P_f قیمت‌های داخلی و خارجی (که بر حسب یک ارز مشترک اندازه‌گیری می‌شوند)، $\eta<0$ و $\theta>0$ عبارت از

1. Hubert Hieke

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

کشش‌های قیمتی صادرات و واردات بوده و $\epsilon>0$ و $\pi>0$ به ترتیب کشش‌های درآمدی صادرات و واردات را بیان می‌دارد. طبق مفهوم رشد مقید به تراز پرداخت‌ها، اگر یک کشور با نرخی بیش‌تر از نرخ سازگار با تعادل تراز پرداخت‌ها رشد نماید، منجر به ایجاد کسری تراز پرداخت‌ها خواهد شد که این موضوع در بلندمدت تداوم نخواهد داشت (مگر مشروط بر تأمین عدم تعادل از مسیر جریانات سرمایه باشد) و این موضوع نیز به کاهش تولید و افزایش بیکاری دامن خواهد زد، از این‌رو سیاست‌های اقتصادی بر افزایش صادرات متمرکز است. بنابراین، در یک اقتصاد در حال رشد، محدودیت بلندمدت اعمال‌شده توسط نرخ رشد BOPE مستلزم آن است که صادرات و واردات دارای نرخ رشد یکسانی باشند، یعنی $x_t = m_t$. به عبارتی جهت احتساب نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها، تعادل BOP از شرط برابری رشد صادرات و واردات تأمین خواهد شد. طبق معادلات ۳ و ۴ می‌توان نرخ‌های رشد صادرات و واردات را به شرح معادلات ذیل داشت؛

$$x = \eta\left(P_{dt} - P_{ft}\right) + \epsilon Z_t$$ معادله (۵)

$$m = \theta\left(P_{dt} - P_{ft}\right) + \pi y_t$$ معادله (۶)

اگر شرط تعادل ($x_t = m_t$) را در معادلات ۵ و ۶ اعمال نماییم، خواهیم داشت؛

$$\eta\left(P_{dt} - P_{ft}\right) + \epsilon Z_t = \theta\left(P_{dt} - P_{ft}\right) + \pi y_t$$ معادله (۷)

همان‌گونه که اشاره شد، در معادلات فوق حروف کوچک نرخ رشد متغیرهای مربوطه را نشان می‌دهد. اگر فرض شود که شرایط مارشال- لرنر[1] برقرار بوده و به عبارتی؛ قیمت‌های نسبی اندازه‌گیری شده با واحد پول مشترک در بلندمدت تغییر نکند ($P_{dt} = P_{ft}$)، معادله (۷) را می‌توان به شکل زیر بازنویسی کرد (تیرلوال، ۲۰۱۱):

$$y_B = \frac{\epsilon}{\pi} Z_t$$ معادله (۸)

بدین ترتیب رشد درآمد تعادلی (y_B) در معادله (۸) به دست خواهد آمد. قانون ساده نهفته در معادله فوق در قالب حاصل‌ضرب نسبت کشش درآمدی صادرات به واردات در نرخ رشد درآمد

1. Marshall-Lerner Condition

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

جهانی؛ نشان‌دهنده حد بالای رشد بلندمدت بوده و رشد واقعی یک کشور را زمانی که درآمد تعادلی (y_B) یک کشور کوچک‌تر از رشد بالقوه آن باشد، محدود به نرخ رشد بالقوه می‌نماید. این رویکرد، تقاضامحور[1] نامیده می‌شود، زیرا هنگامی که y_B کم‌تر از رشد بالقوه است، افزایش در رشد صادرات، باعث رشد تولید خواهد شد. در واقع بحث مزبور بیان می‌دارد که جهت علیت در معادله (۸) از سمت راست به سمت چپ است؛ یعنی از کشش‌های درآمدی به نرخ رشد تولید. کشش‌های نامبرده در معادله فوق تا حد زیادی توسط تخصیص منابع طبیعی یک کشور تعیین می‌شود و منعکس کننده ویژگی‌های غیرقیمتی صادرات و واردات، نظیر؛ کیفیت، تنوع، قابلیت اطمینان، سرعت تحویل یا شبکه توزیع است. هر چه این ویژگی‌ها بهتر باشد، صادرات کشور برای یک نرخ رشد مشخص اقتصاد جهانی بالاتر بوده (یعنی ∈ بالاتر) و میزان واردات برای هر یک از اجزای تقاضای کل کم‌تر خواهد بود (یعنی π کوچک‌تر)- (فیلیپ و لانزافام[2]، ۲۰۲۰). توجه شود که اگر $\epsilon z_t = x_t$ باشد، معادله (۸) را می‌توان به شرح معادله (۹) بیان نمود که رابطه‌ی موسوم به "قانون تیرلوال"[3] استحصال خواهد شد (تیرلوال، ۱۹۷۹؛ ۴۹)، که در آن؛ y_B با نسبت نرخ رشد صادرات به کشش درآمدی واردات برابر می‌شود.

$$y_B = \frac{x_t}{\pi}$$ معادله (۹)

برای اجتناب از مشکلات بالقوه در برآورد تابع صادرات، به ویژه در رابطه با انتخاب یک شاخص مناسب برای z_t، ارتباط تجربی مدل رشد BOPE با تکیه بر قانون بیان‌شده در معادله (۹) بررسی می‌شود[4]. در معادله (۹) تخمین نرخ رشد تیرلوال به طور عمده به تخمین کشش درآمدی

1. Demand-Oriented
2. Jesus Felipe and Matteo Lanzafame
3. Thirlwall's Law

۴. پراتن (۲۰۰۳) معادله (۸) را فرم تکامل‌یافته قانون تیرلوال دانسته و معادله (۹) را فرم ساده قانون مزبور عنوان می‌نماید. در تفکیک بین این دو نوع می‌توان بیان داشت که در فرم ساده، صادرات متغیری معین و غیرتصادفی لحاظ شده، در حالی که در فرم تکامل‌یافته، صادرات متغیری تصادفی است که توسط قیمت‌های نسبی و متغیر مقیاس تعیین می‌شود و بر این مبنا صادرات به طور مجزا تخمین زده می‌شود (احسانی و صالح‌طاهری، ۱۳۹۷). لازم به ذکر است،

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

تقاضای واردات بستگی دارد، که می‌تواند از یک تابع واردات کل نرمال، مانند معادله خطی شماره (۱۰) بر حسب لگاریتم به دست آید. در مطالعه حاضر همان‌گونه که پیش‌تر شرح آن رفت، جهت احتساب کشش درآمدی واردات از روش تخمین زمان- متغیر استفاده خواهد شد، لکن قبل از این اقدام، جهت استحصال اطمینان از وجود رابطه بلندمدت و تأیید هم‌جمعی میان درآمد و واردات و عدم وجود رگرسیون کاذب میان متغیرهای هدف، پس از بررسی پایایی متغیرهای موجود در رابطه خطی ذیل، معادله خطی شماره (۱۰) برآورد می‌گردد.

معادله (۱۰)
$$logM_t = \gamma + \theta\left(logP_{dt} - logP_{ft}\right) + \pi logY_t + \mu_t$$

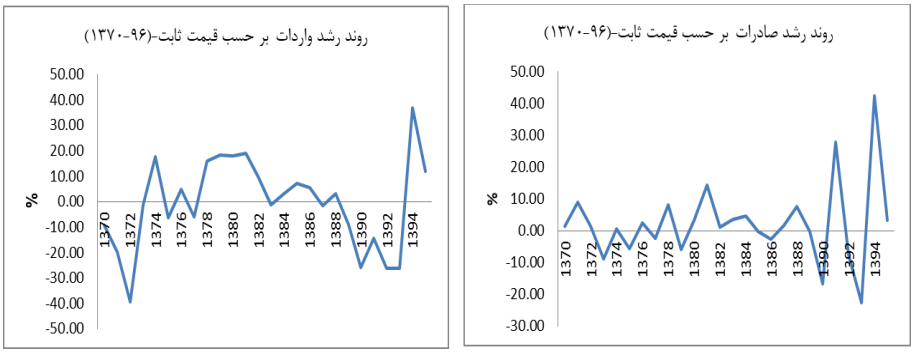
در معادله (۱۰)، اختلاف بین قیمت‌های داخلی و خارجی عبارت از رابطه مبادله تجاری (TOT) است که به صورت لگاریتم نسبت شاخص‌های قیمت صادراتی به شاخص‌های قیمت وارداتی کالاها و خدمات تعریف می‌شود. سایر متغیرهای موجود نیز مترتب بر تعاریف قبلی خود است. بدین ترتیب، پس از تخمین تابع تقاضای واردات به شرح معادله (۱۰) و کسب اطمینان از رابطه بلندمدت میان متغیرهای مزبور، اقدام به محاسبه کشش درآمدی واردات شده و سپس رشد BOPE مبنا قرار گرفته و مقایسه تطبیقی با نرخ واقعی رشد اقتصاد ایران به عمل خواهد آمد. نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۰) در ادامه در جدول (۱) گزارش شده است. همان‌طور که پیش‌تر بحث شد؛ معادله (۹) دیدگاه جایگزینی را برای توضیح حسابداری رشد (سمت عرضه) ارائه می‌دهد. استدلال ادعای مزبور بدین صورت است که؛ اقتصادها به طور معمول با سرعت کمتری نسبت به نرخ رشد بالقوه خود حرکت نموده و اغلب ظرفیت اضافی وجود دارد، همچنین محدودیت‌های عرضه الزام‌آور نبوده و بنابراین، نرخ رشد اقتصاد با رشد تقاضا تعیین می‌شود. بر این مبنا به دلیل تفاوت در رشد تقاضای کشورها، شاهد رشدهای اقتصادی متفاوت میان کشورها هستیم.

عمده مطالعات تجربی انجام شده با استناد به فرض تغییرات ناچیز رابطه مبادله، فرم ساده قانون تیرلوال را مورد آزمون قرار داده‌اند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

شکل ۱ روند صادرات و واردات انجام شده طی دوره ۹۶-۱۳۷۰ را برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد. در نمودار ذیل، نوسانات زیادی در صادرات و واردات، بر حسب قیمت‌های ثابت طی دوره ۹۶-۱۳۷۰ قابل مشاهده است که در سال‌های اخیر به دلیل خروج یک‌جانبه آمریکا از برجام و تحمیل تحریم‌ها بر اقتصاد کشور، این نوسانات شکلی خارج از قاعده نیز یافته است، لکن به دلیل نرخ بالای وابستگی اقتصاد ایران به واردات مواد اولیه و سرمایه‌ای و از طرفی وابستگی صادرات به واردات مواد اولیه، علیرغم افزایش‌های شدید در نرخ ارز، حجم واردات کاهش چندانی را تجربه ننموده است.



شکل ۱. نرخ‌های رشد حجم صادرات و واردات (بر حسب قیمت‌های ثابت) طی دوره ۹۶- ۱۳۷۰

مأخذ: محاسبات تحقیق بر اساس سری زمانی حساب‌های ملی سالانه مرکز آمار ایران

با عطف به مطالب بیان شده فوق، در ادامه بحث، مطالعه حاضر در صدد پاسخگویی به این پرسش است که در کشوری مانند ایران که جریان‌های قابل توجه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به‌واسطه انواع تحریم‌های بین‌المللی تحمیل‌شده دریافت نکرده است، آیا رشد اقتصادی با پویایی نرخ رشد BOPE خود قابل بیان است؟ و پیامدهای آن چیست؟ همین‌طور به سؤالات مهم دیگر نیز در قالب مطالعه حاضر پاسخ داده خواهد شد، نظیر سؤالاتی از این دست که؛ ارزش نرخ رشد سازگار با تعادل حساب جاری در اقتصاد ایران چیست؟ آیا ارزش این رشد به مرور زمان تغییر داشته است؟ و چه عواملی تعیین‌کننده نرخ رشد BOPE در اقتصاد ایران است؟ در پاسخ به

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

سؤال مزبور اگر مشخص شود نرخ رشد BOPE تقریب خوبی از نرخ رشد بلندمدت یک کشور است، مفهوم آن این است که تغییرات قیمت نسبی و جریان‌های سرمایه در بلندمدت مهم نخواهد بود. البته باید در نظر داشت که انحراف کوتاه‌مدت نرخ رشد واقعی از نرخ رشد BOPE امری محتمل بوده و منجر به بهبود یا تنزل حساب جاری در ارتباط با جریان‌های سرمایه مربوطه خواهد شد. با این حال، این انحرافات نمی‌تواند در طولانی‌مدت باقی بماند، چراکه کسری بودجه دیر یا زود از طریق کاهش رشد اصلاح خواهد شد و حداقل تا زمانی که رشد اقتصادی با ظرفیت تولیدی محدود شود، مازاد حساب جاری منجر به رشد سریع‌تر می‌شود (فیلیپ و لانزافام[1]، ۲۰۲۰). بنابراین، هدف تجربی در مطالعه حاضر تمرکز بر تعیین رابطه و جهت علیت بین نرخ رشد BOPE و نرخ رشد روند در اقتصاد ایران است.

٤. تخمین زمان- متغیر[2] رشد مقید تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران

با عطف به وجه تمایز فرم‌های ساده و تکامل‌یافته قانون تیرلوال به شرح بخش ۳ و با در نظر داشتن معادلات (۸) و (۹)، حتی اگر x_t یا z_t ثابت باشد(یعنی اگر قانون تیرلوال در فرم ساده لحاظ شده باشد) و بدون در نظر گرفتن تغییرات کوتاه‌مدت، ارزش y_B در طول زمان به دلیل تغییرات در نرخ رشد روند صادرات تغییر خواهد کرد. از دیگر سوی اگر کشش درآمدی واردات یک پارامتر ثابت نباشد، مقدار بلندمدت y_B نیز متغیر با زمان تغییر نموده و بنابراین در معرض تغییرات در طول زمان است. از طرفی همان‌طور که در بخش قبل مورد اشاره قرار گرفت، پارامتر کشش واردات دربرگیرنده عوامل رقابت غیرقیمتی بوده و به طور کلی، توسط ویژگی‌های ساختاری اقتصادی و محتوای واردات اجزای تقاضای کل تعیین می‌شود و ارزش آن به احتمال زیاد متغیر با زمان است. مسئله مزبور برای اقتصادهای دارای تغییرات ساختاری گسترده، معنادارتر نیز است (فلپ و لانزافام، ۲۰۲۰)، به همین علت استفاده از روش پارامتر متغیر با زمان (زمان- متغیر) در این حالت مناسب به

1. Jesus Felipe and Matteo Lanzafame
2. Time-Varying

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

نظر می‌رسد، از این‌رو سعی شده است هدف تحقیق حاضر با بهره‌گیری از روش مزبور محقق گردد. در این راستا و جهت تأمین این مهم، فرم تکامل‌یافته قانون تیرلوال مبنا قرار گرفته است. بنابراین در بخش حاضر، برآوردهای زمان- متغیر از نرخ رشد مقید تراز پرداخت‌ها (y_B) و کشش قیمتی واردات برای اقتصاد ایران(π_t)، با تکیه بر مدل‌های حالت- فضا[1] و تکنیک‌های فیلترینگ کالمن[2] ارائه می‌گردد.

مدل‌های با پارامترهای زمان- متغیر قادر است تغییرات موجود در ویژگی‌های ساختاری اقتصادی را که ممکن است بر روی کشش‌های تجاری تأثیر داشته باشد را در نظر بگیرد. از آنجا که عدم پایایی بالقوه متغیرها در نسخه لگاریتمی تابع واردات در معادله (۱۰) استفاده از فیلتر کالمن را در این مورد غیر عملی می‌سازد، از فرم نرخ رشد تابع واردات در معادله (۴) استفاده شده و با استفاده از الگوریتم بازگشتی[3] فیلتر کالمن تخمین زده می‌شود که معمولاً برای تخمین ضرایب زمان- متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد (خداپناه و همکاران، ۱۳۹۸؛ ۴۹-۴۷). روش‌های فیلترینگ کالمن در قالب مدل‌های فضا-حالت بررسی می‌گردد. مدل‌های فضا- حالت شامل دو مجموعه از معادلات است که معادلات اندازه‌گیری[4] و حالت[5] نامیده می‌شود. روش فیلتر کالمن برآورد بهینه‌ای را برای متغیرهای حالت بر اساس اطلاعات این دو منبع ارائه می‌دهد. از این‌رو، مدل مورد بررسی، متشکل از سیستم معادلات به شرح؛ رابطه رشد واردات در معادله (۱۱) به عنوان معادله اندازه‌گیری و معادلات (۱۲) و (۱۳) به عنوان معادلات حالت است؛

$$m_t^T = \theta_t rp_t + \pi_t y_t^T + u_t$$ معادله (۱۱)

$$\theta_t = \theta_{t-1} + v_t$$ معادله (۱۲)

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \mathrm{v}_t$$ معادله (۱۳)

1. State-Space Model
2. Kalman Filtering Techniques
3. Recursive Algorithm
4. Measurement
5. State

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

در معادلات فوق، حروف کوچک نشان‌دهنده نرخ رشد هر متغیر است. $rp_t = (p_{dt} - p_{ft})$ و عبارات v_t و v_t خطاهای دارای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس ثابت است. پارامترهای θ_t و π_t به ترتیب، کشش‌های قیمتی و درآمدی زمان-متغیر برای واردات است. از آنجا که نرخ رشد BOPE به عنوان یک حد بلندمدت بر روی رشد واقعی در نظر گرفته می‌شود، باید π_t برآورد شود و بدین ترتیب رابطه بین نرخ رشد واردات و تولید از نوسانات کوتاه‌مدت حذف خواهد شد. بنابراین، جهت برآورد معادله (۱۱)، از m_t^T و y_t^T استفاده شده است که به ترتیب بیانگر نرخ رشد روند واردات و تولید است. همچنین جهت لحاظ احتمال شکست سطح یا الگوهای روند، یک ریشه واحد در معادلات حالت بایستی اعمال شود —این اقدام یک روش استاندارد در ادبیات مدل‌سازی فضا حالت است (ن.ک. هاروی، ۱۹۸۹). جهت استحصال سری‌های زمانی برای متغیرهای حالت، از روش «هموارسازی کالمن»[1] استفاده شده است که از تمام اطلاعات موجود در نمونه برای ارائه تخمین حالت هموار استفاده می‌کند. مزیت استفاده از سری‌های هموار نسبت به فیلتر کالمن در این است که برآورد دقیق‌تری از تغییر زمان واقعی داده‌ها در دسترس قرار خواهد داد. سری‌های هموار، تغییرات را نسبت به تغییرات فیلتر شده به طور تدریجی ایجاد نموده و همان‌طور که سیمز (۲۰۰۱) توضیح می‌دهد، تخمین‌های دقیق‌تری از تغییر زمان واقعی داده‌ها ارائه می‌شود (فلپ و لانزافام، ۲۰۲۰).

بدین ترتیب برآورد زمان- متغیر از نرخ رشد مقید (تعادلی) تراز پرداخت‌ها (y_{Bt}) به صورت زیر حاصل می‌گردد؛

معادله (۱۴)

$$y_{Bt} = \frac{x_t^T}{\hat{\pi}_t}$$

1. Kalman Smoothing Procedure

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

۵. آزمون نتایج نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، یکی از مزایای رویکرد رشد BOPE نسبت به حسابداری رشد، در این است که پیش‌بینی‌های قبلی را می‌توان به‌درستی مورد آزمون قرار داد (شاهانی و راگوانسی، ۲۰۲۰). اقدام مزبور از ۲ جهت قابل بررسی است؛ اول؛ از آنجا که نرخ رشد BOPE به مثابه یک حالت حدّی برای رشد بلندمدت است، بنابراین به طور متوسط، نرخ رشد واقعی طی دوره مورد بررسی باید تفاوت قابل‌توجهی با نرخ رشد BOPE نداشته یا در صورت وجود، انحراف رشد واقعی از y_{Bt} باید موقتی باشد. بدین منظور آزمون‌های هر دو فرض انجام می‌گیرد. دوم، رویکرد BOPE بیان می‌دارد؛ در مکانیسم تعدیل که نرخ‌های رشد واقعی و BOPE در درازمدت به هم میل می‌کند، جهت علیّت از y_{Bt} به نرخ رشد واقعی است. این فرضیه نیز با تکیه بر آزمون‌های علیّت گرنجر قابل بررسی است.

فرضیه دال بر عدم انحراف رشد واقعی از نرخ رشد BOPE در بلندمدت که به صورت؛ $y_t - y_{Bt} = ydiff_t = 0$ قابل بیان است را می‌توان با ۳ فرضیه به شرح ذیل، آزمون نمود؛

۱. $ydiff_t$ فرآیندی پایا و بازگشت به میانگین[1] است. شرط مزبور شرطی لازم بوده، اما کافی نیست. این شرط با تکیه بر آزمون‌های ریشه واحد استاندارد آزمون می‌گردد.

۲. $ydiff_t$ فرآیندی با میانگین صفر[2] است. شرط مزبور با تکیه بر مدل‌سازی $ydiff_t$ در قالب یک فرآیند خودبازگشتی[3] (AR) آزمون می‌گردد. بدین منظور؛ مدل به صورت؛ $ydiff_t = \theta + \sum_{i=1}^{l} \lambda_i ydiff_{t-i} + v_i$ در نظر گرفته می‌شود. جهت پذیرش فرضیه مزبور فرضیه صفر$(H_0: \theta = 0)$، نباید رد شود.

۳. y_{Bt} نباید تفاوت قابل توجهی با نرخ رشد روند (y_t^T) داشته باشد، یعنی باید تساوی $y_{Bt} = y_t^T$ برقرار باشد. این فرضیه با تکیه بر رابطه زیر به شکل؛ $y_{Bt} = \alpha + \beta y_t^T + u_t$

1. Mean-Reverting Process
2. Zero-Mean Process
3. Auto Regressive

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

آزمون می‌گردد. فرضیه صفر این آزمون به صورت $H_0:(\alpha,\beta)=(0,1)$ در نظر گرفته شده و ضریب y_t^T ازلحاظ آماری باید معنادار باشد.

نتایج آزمون ۳ فرضیه فوق در جدول شماره (۱) ارائه شده است.

٦. عوامل تعیین‌کننده نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها و کشش درآمدی واردات در اقتصاد ایران با رهیافت میانگین‌گیری بیزین(*BMA*)

در مواجهه با عدم اطمینان از تعیین عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی، مطالعات مختلف از روش‌های مختلفی بهره جسته‌اند که مشخص می‌کند کدام متغیرها با شدت بالاتری بر رشد اقتصادی اثرگذار است (به عنوان مثال، مارتین و همکاران (۲۰۰۴)، لانزفام (۲۰۱۶) و فیلیپ و لانزفام (۲۰۲۰)). در مطالعه حاضر مشابه با مطالعه فیلیپ و لانزفام (۲۰۲۰)، از رویکرد «*میانگین‌گیری بیزین*» جهت انتخاب متغیرهای توضیحی به منظور شناسایی عوامل تعیین‌کننده نرخ رشد BOPE ایران و کشش درآمد واردات استفاده شده است که توسط منگوس[1] و همکاران (۲۰۱۰) در راستای تخمین مدل‌های رگرسیون خطی کلاسیک با عدم اطمینان در مورد انتخاب متغیرهای توضیحی توسعه یافته است.

این برآوردکننده بر اساس یک چارچوب رگرسیون خطی کلاسیک با دو زیرمجموعه از متغیرهای توضیحی مشتمل بر «تخمین‌زننده‌های اصلی و کمکی»[2] ساخته شده است. مورد اول متغیرهای توضیحی هستند که به دلایل نظری یا ملاحظات دیگر در مورد پدیده مورد بررسی، همیشه در مدل گنجانده شده‌اند. دومین مورد متغیرهای توضیحی اضافی است که گنجاندن آن‌ها در مدل در راستای بهبود تخمین میانگین و تخفیف مشکل عدم اطمینان مدل است. به طور کلی وقتی k_2 تخمین زننده کمکی وجود داشته باشد، تعداد مدل‌های ممکن که باید در نظر گرفته شود 2^{k_2} است (مارتین و همکاران، ۲۰۰۴). برآورد کننده BMA با لحاظ صریح عدم قطعیت ناشی از

1. Magnus et al.
2. Focus Regressors and Auxiliary Regressors

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

برآورد و مراحل انتخاب مدل، یک روش منسجم استنتاج را در پارامترهای رگرسیون مورد نظر ارائه می‌دهد. این برآوردگر از مقدمات غیرمعلوم متعارف در پارامترهای کانونی و واریانس خطا[1] و از یک گاوسی چند متغیره[2] در پارامترهای کمکی استفاده می‌کند (همان). تخمین‌های BMA به عنوان میانگین وزنی تخمین‌ها از هر یک از مدل‌های ممکن در فضای مدل، با وزن‌های متناسب با احتمال حاشیه‌ای متغیر وابسته در هر مدل، به دست می‌آید . آن تخمین زننده کمکی، قوی در نظر گرفته می‌شود که قدر مطلق نسبت t برای ضریب آن بیشتر از یک باشد یا خطای استاندارد مربوطه شامل صفر نباشد. البته لانزفام و فیلیپ (۲۰۲۰) بیان می‌دارند که مطالعات مختلف می‌تواند دارای احتمال شمول در مدل[3] متغیرها منحصر باشد، به طور خاص، ماسانجالا و پاپاژئورگیو[4] (۲۰۰۸) پیشنهاد می‌کنند که احتمال شمول در مدل، ۰/۵ تقریباً با نسبت t یک مطابقت دارد (لانزفام و فیلیپ، ۲۰۲۰).

تعیین عوامل تعیین‌کننده بالقوه y_{Bt} و $\widehat{\pi_t}$ بر اساس بینش برآمده از ادبیات تجارت بین‌الملل است. به طور خاص، با تمرکز بر کاهش سرعت تجارت پس از رکود بزرگ جهانی، چندین مطالعه اخیر نظیر؛ هونگ و همکاران[5] (۲۰۱۶) و مارتینز[6] (۲۰۱۶) تعدادی از متغیرهای احتمالی را نشان می‌دهد که می‌تواند بر حجم تجارت بین‌المللی و کشش تجارت تأثیر بگذارد. در مطالعه حاضر با مبنا قرار دادن نتایج مطالعات مزبور و نیز بر اساس قید کمّیت موجود بودن داده‌ها برای اقتصاد ایران، متغیرهای در دسترس از اجزای تقاضای کل در نظر گرفته شده و اثر موارد مذکور بر رشد BOPE و کشش درآمدی واردات بررسی شده است.

اجزای مختلف تقاضای کل (AD) با شدت واردات مختلف مشخص می‌شوند (به عنوان مثال، سرمایه‌گذاری و صادرات معمولاً شدت واردات بیشتری از مصرف دارند) و بنابراین، کشش

1. Error Variance
2. Multivariate Gaussian
3. Posterior Inclusion Probabilities(pip)
4. Masanjala and Papageorgiou
5. Hong et al.
6. Martinez-Martin

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

درآمدی وارداتی (IEoI)[1] متفاوت دارند. همان‌طور که قبلاً بحث شد، این شواهد، اساس رابطه تعبیه شده در معادله (۵) است (رویکرد BOPE) و دلیل اینکه مدل رشد BOPE چارچوبی مناسب برای مطالعه رشد بلندمدت است از آنجاست که تجزیه‌وتحلیل BMA اثرگذاری اجزای مختلف AD (به عنوان مثال صادرات، سرمایه‌گذاری، مصرف، هزینه دولت) را در نظر می‌گیرد.

در تجزیه‌وتحلیل BMA، عوامل تعیین‌کننده y_{Bt} و π با مجموع ۱۰ تخمین زننده بالقوه به شرح جدول ۴ انجام شده است. بدین ترتیب، روند نرخ رشد صادرات به عنوان یک تخمین زننده اصلی لحاظ شده و ۹ متغیر اثرگذار دیگر نرخ رشد BOPE، به عنوان تخمین زننده‌های کمکی (فرعی) در نظر گرفته می‌شود. نتایج رهیافت BMA در جداول ۴ و ۵ گزارش شده است.

۷. داده‌ها و تخمین مدل

در این بخش نتایج حاصل از برآورد هر یک از قسمت‌های محاسباتی بیان شده در بخش ۳ به شرح جداول ۱، ۲ و ۳ ارائه شده و پیرامون ارقام استحصالی بحث خواهد شد.

۷-۱. نتایج حاصل از برآورد ARDL تابع تقاضای واردات

داده‌های مورد استفاده در معادله (۱۰) جهت تخمین تابع تقاضای واردات مشتمل بر؛ ارزش حقیقی واردات کالا و خدمات، شاخص‌های کل قیمت صادرات و واردات و ارزش افزوده به قیمت‌های پایه سال ۱۳۹۰، مأخذ از سالنامه‌های بازرگانی خارجی گمرک جمهوری اسلامی ایران، بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران است. نتایج برآورد به شرح جدول ۱ است. از آنجا که معادله (۹) مربوط به رشد بلندمدت است و متغیرهای موجود در آن دارای رفتار غیرثابت است، معادله (۱۰) معمولاً از طریق روش‌های هم‌جمعی تخمین زده می‌شود، لکن پیش از آن باید اقدام به بررسی وضعیت پایایی[2] متغیرهای موجود در معادله (۱۰) نمود. طبق نتایج به‌دست‌آمده از آزمون دیکی

1. Income elasticity of imports (IEoI)
2. Stationary

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) برای بررسی پایایی متغیرهای موجود در رابطه (۱۰)، به شرح جدول ۱، همگی متغیرها I(1) بوده و بنابراین استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)[2] در برآورد بلامانع است. نتایج تخمین به شرح جدول ۲ گزارش شده است. لازم به ذکر است که در معادله مزبور متناسب با لحاظ اثرات جنگ در سال‌های مورد بررسی و نیز بحران‌های ارزی معطوف به دهه ۹۰ در اقتصاد ایران، متغیر دامی نیز در معادلات جهت تصریح صحیح‌تری از مدل اعمال شده است.

با توجه به نتایج استحصالی در جدول شماره ۲، ضرایب وقفه اول متغیر معنی‌دار است. از دیگر سوی ضرایب برآوردی پارامترهای ارزش افزوده حقیقی (درآمد) و رابطه مبادله و نیز ضرایب کشش واردات متغیرهای مورد نظر مثبت بوده و منطبق با منطق معادله است، لکن اثر متغیر دامی منفی ارزیابی شده است. در خصوص وجود رابطه بلندمدت، نتایج احتسابی از آزمون‌های بنرجی، دولادو و مستر و همچنین روش استفاده شده توسط پسران و دیگران[3] (۱۹۹۶) بیانگر این است که الگوی پویای کوتاه‌مدت به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش دارد. حال با تأیید این مهم در بخش ۴.۲ اقدام به تخمین زمان- متغیر رشد مقید تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران خواهد شد.

1. Augmented Dickey-fuller Unit Root Test (ADF-Test)
2. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
۳. در آزمون مزبور، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه بلندمدت شده و در حالت بالعکس، فرضیه صفر مزکور پذیرفته می‌شود (ن.ک.حری و جهان‌آرای، ۱۳۹۸؛ ۵۰). در مطالعه حاضر، با استناد به نتایج استحصالی وجود رابطه بلندمدت مورد تأیید است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]
[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

جدول ۱. بررسی پایایی متغیرهای معادله (۱۰) بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته(ADF)

متغیرها	سطح متغیر (با عرض از مبدأ و بدون روند)				تفاضل مرتبه ۱ (با عرض از مبدأ و بدون روند)				درجه همجمعی
	آماره ADF	مقدار بحرانی در سطح ٪۱	مقدار بحرانی در سطح ٪۵	مقدار بحرانی در سطح ٪۱۰	آماره ADF	مقدار بحرانی در سطح ٪۱	مقدار بحرانی در سطح ٪۵	مقدار بحرانی در سطح ٪۱۰	
L_M_t	−۲/۲۴۵۳	−۳/۶۳۲۹	−۲/۹۴۸۴	−۲/۶۱۲۸	−۴/۶۷۱۲	−۳/۶۳۲۹	−۲/۹۴۸۴	−۲/۶۱۲۸	I(1)
$L_P_d - P_f$	−۲/۴۹۳۶	−۳/۶۷۹۳	−۲/۹۶۷۷	−۲/۶۲۲۹	−۸/۳۹۶۸	−۳/۶۳۲۹	−۲/۹۴۸۴	−۲/۶۱۲۸	I(1)
$L_V.A$	−۰/۰۸۳۷	−۳/۶۲۶۷	−۲/۹۴۵۸	−۲/۶۱۱۵	−۶/۰۹۸۹	−۳/۶۳۲۹	−۲/۹۴۸۴	−۲/۶۱۲۸	I(1)
-	سطح متغیر (با عرض از مبدأ و روند)				تفاضل مرتبه ۱ (با عرض از مبدأ و روند)				-
L_M_t	−۲/۱۹۰۴	−۴/۲۴۳۶	−۳/۵۴۴۲	−۳/۲۰۴۶	−۴/۶۱۳۸	−۴/۲۴۳۶	−۳/۵۴۴۲	−۳/۲۰۴۶	I(1)
$L_P_d - P_f$	−۰/۷۳۸۹	−۴/۳۰۹۸	−۳/۵۷۴۲	−۳/۲۲۱۷	−۸/۲۷۹۹	−۴/۲۴۳۶	−۳/۵۴۴۲	−۳/۲۰۴۶	I(1)
$L_V.A$	−۴/۷۷۹۳	−۴/۲۶۲۷	−۳/۵۵۲۹	−۳/۲۰۹۶	−۵/۹۱۸۴	−۴/۲۴۳۶	−۳/۵۴۴۲	−۳/۲۰۴۶	I(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. نتایج برآورد حاصل از ARDL تابع تقاضای واردات

متغیر	Coefficient	Std. Err.	t_stat
L_M(-1)	۰/۴۶۷۷۵۸	۰/۱۵۵۸۰۲	۳/۰۰۲۲۶۱
L_V.A	۱/۸۴۴۲۷۱	۰/۳۳۰۸۵۰	۵/۵۷۴۳۴۷
L_V.A(-1)	−۱/۳۶۱۰۱۲	۰/۳۷۰۴۷۳	−۳/۶۷۳۷۱۲
L_Pd_Pf	۰/۴۱۱۹۲۶	۰/۰۸۱۸۵۲	۵/۰۳۲۶۰۷
C	۶/۲۱۴۸۳۷	۲/۱۱۵۵۲۲	۵/۹۹۵۳۱۵
DUM	−۰/۲۵۸۰۴۶	۰/۱۱۲۳۶۳	−۲/۲۹۶۵۳۵
$\bar{R}^2 = 0.951142$ $R^2 = 0/972518$,			

مأخذ: محاسبات تحقیق

۷-۲. نتایج تخمین متغیر زمان رشد مقید تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران

نتایج حاصل از برآورد معادلات ۱۱، ۱۲ و ۱۳ که در آن $\hat{\pi}_t$ برآوردی از کشش درآمدی واردات است، بر اساس روش TVP و فیلتر کالمن به شرح جدول ۳ است. متغیرهای SV1، SV2 و SV3[1]

۱. SV4 شامل اثرات تصادفی معادله است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

به ترتیب بیانگر عرض از مبدأ، تولید ناخالص داخلی حقیقی و رابطه مبادله است. تغییرات متغیرهای برآورد شده زمان-متغیر به شرح مجموعه نمودار ۲ (۱ الی ۳) گزارش و ارائه شده است. مطابق نمودار شماره ۱ از مجموعه نموداری ۲، قابل مشاهده است که عرض از مبدأ معادلات مزبور اثرات ثابتی بر واردات نداشته است و در طول دوره بررسی پر نوسان بوده است. در نمودار ۲، کشش درآمدی واردات در ابتدا دارای مقدار مثبت، لکن دارای روند کاهشی تا سال ۱۳۶۵ بوده است و پس از آن دارای نوسانات افزایشی و کاهشی تا اواسط دهه ۱۳۷۰ بوده است، سپس با یک روند ثابت مواجه هستیم تا اینکه مقدار پایانی[1] آن در سال ۱۳۹۶، مطابق با جدول ۳ به میزان ۰/۱۱۷۷ رسیده است. و دست آخر نمودار ۳، در ابتدای دوره از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۵ شاهد یک افت و سقوط بوده، پس از آن حرکت افتان و خیزان مابین ۶۸-۱۳۶۸ مشاهده شده، تا اینکه از اوایل دهه ۱۳۷۰ روندی ثابت حول محور صفر به خود گرفته است. تنها افت ضریب برآوردی رابطه مبادله مربوط به دهه ۱۳۶۰ است[2]. همچنین مجموعه نموداری شماره ۳ (۱ الی ۳) ارتباط بین نرخ رشد صادراتی و نرخ رشد تعادلی محاسبه شده و وضعیت حساب‌های جاری را برای اقتصاد ایران تبیین می‌نماید.

جدول ۳- نتایج تخمین تابع تقاضای واردات بر مبنای TVP و فیلتر کالمن

variable	Final State	Root MSE	Z-statistic	Prob
SV1	-۵/۳۴۵۴۶۳	۳/۱۰۷۷۸۷	-۱/۷۲۰۰۲۲	۰/۰۶۸۱
SV2	۰/۱۱۷۷۴۴	۰/۴۴۱۵۹۲	۵/۱۱۴۶۰۲	۰/۰۰۰۰
SV3	-۰/۰۰۰۱۷۷	۰/۰۲۴۴۹۲	-۰/۰۰۷۲۲۶	۰/۰۰۰۰
SV4	۰/۰۴۴۴۱۹	۱۳/۹۹۶۵۰	۰/۰۰۳۱۷۴	۰/۹۹۷۵

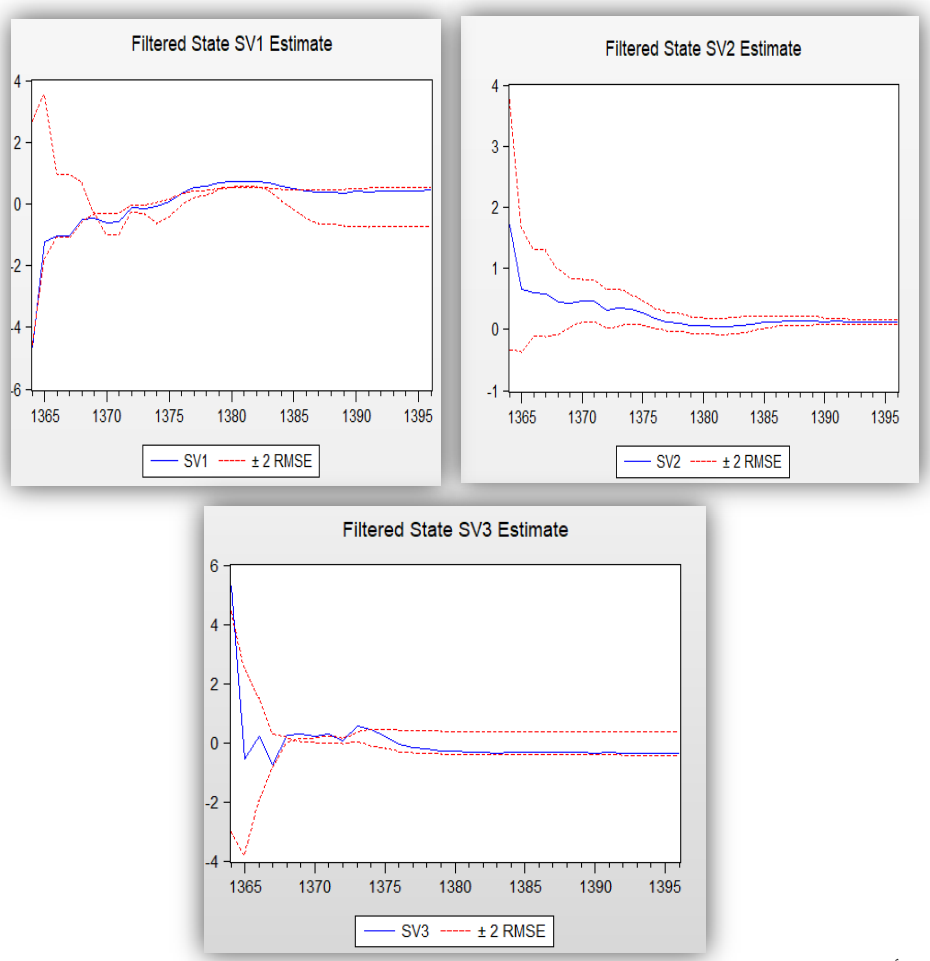
مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Final State

۲. قابل ذکر است نتایج استحصالی کم و بیش با نتایج مطالعات انجام شده احسانی و طاهری (۱۳۹۷) دارای همخوانی است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

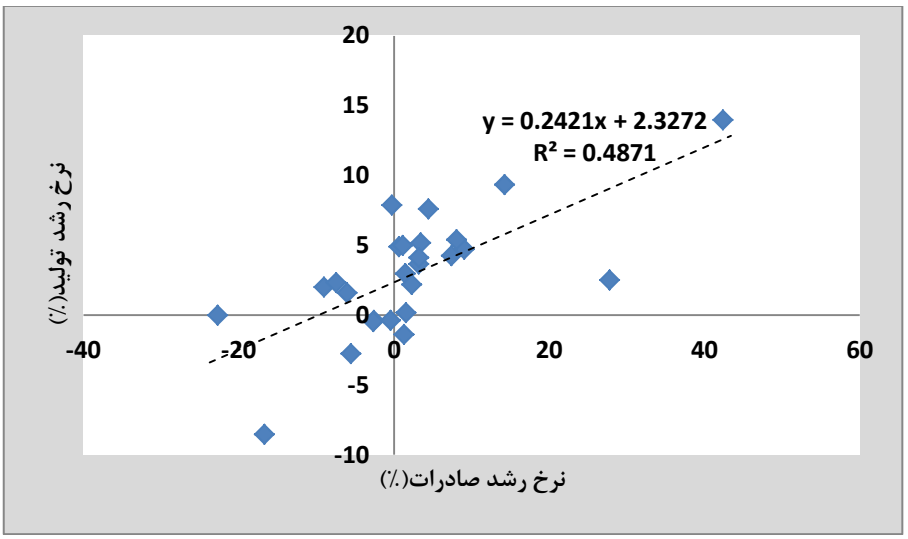


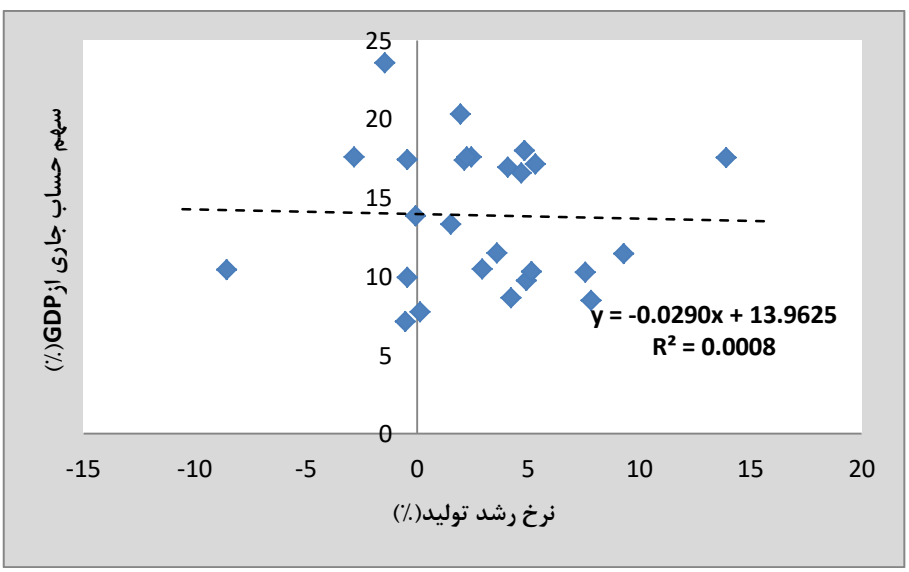
مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۲- تخمین ضرایب معادله ۱۱ بر اساس فیلتر کالمن

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

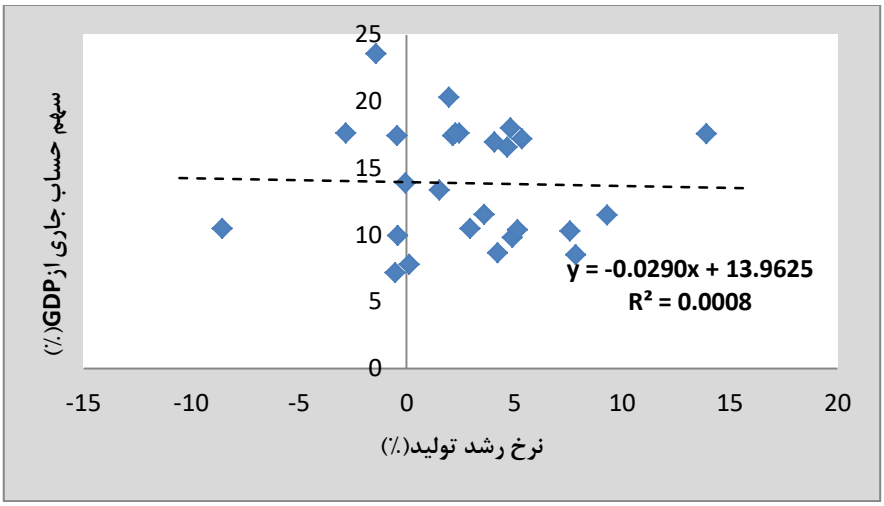




نمودار ۳- ارتباط بین نرخ رشد صادراتی و نرخ رشد تعادلی محاسبه شده و وضعیت حساب‌های جاری برای اقتصاد ایران

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]



ادامه نمودار ۳- ارتباط بین نرخ رشد صادراتی و نرخ رشد تعادلی محاسبه شده و وضعیت حساب‌های جاری برای اقتصاد ایران

مأخذ: محاسبات تحقیق

۷-۳. تحلیل نتایج آزمون‌های فروض $ydiff_t$

حال پس از محاسبه ضریب کشش واردات (ضریب SV2F) و محاسبه نرخ رشد تعادلی بایستی بررسی نمود که رشد مزبور در قیاس با رشد واقعی دارای چه وضعیتی است و به اعتباری صحت قانون تیرلوال مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

جدول ۴. آزمون فرضیه‌های ۱ و ۲ و ۳

فرضیه ۱: آزمون ریشه واحد بر مبنای $ydiff_t$		
$ydiff_t$	DF-GLS	KPSS
	-۲/۹۰۶	۰/۲۲۳
فرضیه ۲: آزمون بر مبنای $ydiff_t = \theta + \sum_{i=1}^{l} \lambda_i ydiff_{t-i} + v_i$		
$ydiff_{t-1}$	۰/۵۰۰۳	۰/۲۴۱
$ydiff_{t-2}$	۰/۵۳۲۱	-۰/۵۲۳
$ydiff_{t-3}$	-	-
Constant	۱/۲۶۶	۰/۱۲۳
R-Squared	۰/۳۲۶	۰/۳۸۹

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

ادامه جدول ۴. آزمون فرضیه‌های ۱ و ۲ و ۳

Half-Life	۱/۰۰۰	۰/۸۶۰۱
فرضیه ۳: آزمون بر مبنای $y_{Bt} = \alpha + \beta y_t^T + u_t$		
y_t^T	۰/۸۹۰	–
y_t	–	۰/۱۵۲
Constant	٦/۳۳۱	۲/۷۸٤
R-Squared	۰/۲۳۱	۰/۱۸۸
آماره F در فرض $H_0 : \beta = 1$	۱/٦۲	۱/۹۳
آماره F در فرض (α, β)=(0,1) : H_0	٤/۲۳	۱/۹۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

طبق نتایج استحصالی از آزمون هر یک از فرضیات بیان شده در قسمت ۳.۱.۱ داریم؛

۱. فرضیه اول تمام نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که ydifft یک فرایند پایا است. آزمایش‌های (DF-GLS)[1] الیوت و همکاران (۱۹۹۶) فرضیه صفر آزمون ریشه واحد را رد می‌کنند لکن، تست KPSS [2] (۱۹۹۲) فرضیه صفر ایستایی را رد نمی‌کند.

۲. نتیجه اصلی در فرضیه دوم، دال بر این است که ydifft یک فرایند ناپایا بوده و به عبارت دیگر، رشد واقعی در ایران با نرخ رشد BOPE برابر نیست، چراکه تفاوت‌های کوتاه‌مدت بسیاری بین دو نرخ وجود دارد. در واقع، نیمه عمر محاسبه شده (بین حدود ۷ ماه تا ۱ سال بسته به مشخصات AR) نشان می‌دهد که انحرافات از تعادل بلندمدت به طور پایدار وجود دارد.

۳. فرضیه سوم نیز نتایج آزمون این فرضیه را که؛ y_{Bt} تفاوت چندانی با y_t^T ندارد، رد می‌نماید. در واقع، اگرچه مقدار عبارت ثابت[3] تخمین زده شده قابل توجه نیست و فرضیه صفر

1. Elliott et al.
2. Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin Test.
3. Constant Term

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

$H_0: \beta = 1$ رد نشده است، اما فرضیه مشترک $H_0: (\alpha, \beta) = (0,1)$ ، توسط داده‌ها با مقدار احتمال[1] بالغ بر ۰/۰۴۴ به صورت حاشیه‌ای رد می‌شود.

بنابراین با جمع‌بندی نتایج فوق می‌توان ابراز داشت که قانون ارائه شده توسط تیرلوال، با استناد به عدم صدق مفروضات اصلی این مدل و نیز شرایط خاص منحصر و وضعیت موجود اقتصاد حال حاضر ایران، برای اقتصاد ایران تأیید نمی‌گردد.

۷-٤. تعیین عوامل اثرگذار بر نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها و کشش درآمدی واردات (رهیافت BMA)

در قسمت حاضر با توجه به معرفی عوامل احتمالی اثرگذار بر نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها و کشش وارداتی محاسبه شده در قسمت ۳.۲، اقدام به بررسی اثرگذاری هر یک از متغیرهای مزبور در قالب رهیافت میانگین‌گیری بیزین شده است. نتایج به شرح جداول ۴ و ۵ است.

جدول ۵. عوامل اثرگذار بر نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها

	متغیرهای تعیین‌کننده y_{Bt} در رهیافت MBA	*Coefficient*	*Std. Err.*	*t_stat*	*pip*
۱	نرخ رشد روند صادرات(x_t^T)	۰/۰۵۶۳۴۰	۰/۰٤٦۳٦٤	۱/۲۱۵۱۷۵	۰/۲٤۰۹
۲	سهم درصد نیروی کار از ارزش افزوده کل(Lys)	−۰/٤۲۳۷۹٦	۱/۵۳۷۲٦۸	−۰/۲۷۵٦۸۱	۰/۷۸٦۱
۳	سهم درصد نرخ پس‌انداز کل از ارزش افزوده کل(sr)	−۰/۵٦۵٤۰۲	۱/۰۸۹٤۳۲	−۰/۵۱۸۹۸۷	۰/٦۱۰۵
۴	سهم درصد مصرف خانوار بر اساس هزینه از ارزش افزوده کل(hhc)	−۰/٦۸٦۳۸۲	۰/٦٦۳٦۸۳	−۱/۰۳٤۲۰۳	۰/۳۱۵۵
۵	سهم درصد مصرف مؤسسات غیرانتفاعی در خدمت خانوارها بر اساس هزینه از ارزش افزوده کل(npc)	۰/۲۵٦۱۵۱۰	۸۹/۳۳٦۵۸	۱/۰۵۸٤۸٦	۰/۳۰٤٦

1. P-Value

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

ادامه جدول ۵. عوامل اثرگذار بر نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها

	متغیرهای تعیین‌کننده y_{Bt} در رهیافت MBA	*Coefficient*	*Std. Err.*	*t_stat*	*pip*
۶	سهم درصد مصرف دولت بر اساس هزینه از ارزش افزوده کل(gc)	۰/۲۹۱۹۷۸	۰/۸۷۳۰۵۲	۰/۳۳٤٤۳۳	۰/۷٤۲۱
۷	سهم درصد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولت از ارزش افزوده کل (gfkf_gov)	−۰/۳٤۸۹۲۰	۱/۱۷۷۹۹۰	−۰/۲۹٦۲۰۰	۰/۷۷۰۷
۸	سهم درصد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی(به‌استثنای دولت، خانوار، مؤسسات مالی و غیرمالی) از ارزش افزوده کل (gfkf_ps)	۱/۱۹۷۸۰۹	۰/۹٤۷۲۳۲	۱/۲٦٤٥۳۷	۰/۲۲۳۱
۹	سهم درصد تشکیل سرمایه‌گذاری دارایی‌های ثابت و سایر دارایی‌ها از ارزش افزوده کل (gfkf_hh)	۳/۰۱۱۷۵۱	۵/۵۸۱۸٦۰	۰/۵۳۹۵٦۰	۰/۵۹٦۵
۱۰	سهم درصد کالاهای واسطه‌ای از کل واردات (gvc)	۰/۲۲۳۸٤۵	۰/۰۰٦۸۷۲	۱/۰۱٦۵۰۱	۰/۳۲۳٦

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. عوامل اثرگذار بر کشش درآمدی واردات

	متغیرهای تعیین‌کننده $\widehat{\pi}_t$ در رهیافت MBA	*Coefficient*	*Std. Err.*	*t_stat*	*pip*
۱	نرخ رشد روند صادرات(x_t^T)	۰/۲۰۰۵۲٤	۰/۰۰۰٤۸۰	−۱/۰۹۱۵٤٤	۰/۲۹۰۳
۲	سهم درصد نیروی کار از ارزش افزوده کل(Lys)	−۰/۰٦۱۱۵۰	۰/۰۱۵۹۱۸	۳/۸٤۱۵۳۱	۰/۰۰۱۳
۳	سهم درصد نرخ پس‌انداز کل از ارزش افزوده کل(sr)	−۰/۰۱۹۳۱۷	۰/۰۱۱۲۸۱	−۱/۷۱۲۳۷٤	۰/۱۰۵۰
۴	سهم درصد مصرف خانوار بر اساس هزینه از ارزش افزوده کل(hhc)	۰/۰۱٦٦۰۰	۰/۰۰٦۸۷۲	−۲/٤۱۵٤۷٦	۰/۰۲۷۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

ادامه جدول ۶. عوامل اثرگذار بر کشش درآمدی واردات

	متغیرهای تعیین‌کننده $\widehat{\pi}_t$ در رهیافت MBA	*Coefficient*	*Std. Err.*	*t_stat*	*pip*
۵	سهم درصد مصرف مؤسسات غیرانتفاعی در خدمت خانوارها بر اساس هزینه از ارزش افزوده کل(npc)	۰/۰۹۹۵۶۹	۰/۹۲۵۰۶۳	۱/۱۸۸۶۴۲	۰/۲۵۰۹
۶	سهم درصد مصرف دولت بر اساس هزینه از ارزش افزوده کل(gc)	−۰/۰۰۰۹۲۵	۰/۰۰۹۰۴۰	−۰/۱۰۲۳۲۴	۰/۹۱۹۷
۷	سهم درصد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دولت از ارزش افزوده کل (gfkf_gov)	۰/۰۲۶۳۴۲	۰/۰۱۱۲۱۹۸	۲/۱۵۹۵۶۰	۰/۰۴۵۴
۸	سهم درصد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی(به‌استثنای دولت، خانوار، مؤسسات مالی و غیرمالی) از ارزش افزوده کل (gfkf_ps)	−۰/۲۰۶۳۴۲	۰/۰۰۹۸۰۸	۱/۰۲۲۴۸۱	۰/۳۲۰۹
۹	سهم درصد تشکیل سرمایه‌گذاری دارایی‌های ثابت و سایر دارایی‌ها از ارزش افزوده کل (gfkf_hh)	−۰/۱۳۰۰۲۹	۰/۰۵۷۷۹۹	۴/۴۱۲۰۵۹	۰/۰۰۰۴
۱۰	سهم درصد کالاهای واسطه‌ای از کل واردات (gvc)	۰/۰۵۵۰۱۳	۰/۰۰۲۲۸۰	۳/۵۵۴۵۰۴	۰/۰۰۲۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج استحصالی در هر یک از جداول ۵ و ۶، متغیرهای بیان شده با استفاده از رویکرد BMA به عنوان تعیین کننده‌های قوی y_{Bt} و کشش درآمدی واردات ، تحت معیارهای

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

فوق‌الذکر مورد تفسیر است ، یعنی به طور مثال با قدرمطلق نسبت t بالاتر از واحد و یا مقدار pip بیشتر از ۰/۵.[۱]

در جدول ۵، سهم درآمد نیروی کار (lys)، مصرف خانوار (hhc) و مصرف دولت (gc) همگی طبق انتظار با علامت منفی وارد می‌شوند. سهم مصرف در کل ارزش افزوده و جذب داخلی افزایش می یابد ، بنابراین نرخ رشد صادرات و نرخ رشد BOPE کاهش می یابد. از همین استدلال می‌توان در راستای تفسیر علامت مثبت در ضریب نرخ پس‌انداز استفاده کرد. در همین حال ، برای تخمین زننده‌های باقی‌مانده یک علامت مثبت در مورد سرمایه‌گذاری ثابت و یک علامت منفی برای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص کل اقتصاد (gkf) و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی (gfkf_ps) یافت می‌شود. همان‌طور که در بالا ذکر شد ، به عنوان یک جز import-intensive از AD ، سرمایه‌گذاری (و بنابراین، انباشت سرمایه)، IEoI را افزایش می‌دهد. در عین حال، می‌توان انتظار داشت که سرمایه‌گذاری تأثیر مثبتی بر توانایی و عملکرد صادرات اقتصاد داشته باشد. بنابراین تأثیر کلی بر y_{Bt} یک سؤال تجربی است. به نظر می‌رسد برای اقتصاد ایران، تأثیر مثبت بر رشد صادرات بیش از IEoI فقط در مورد سرمایه‌گذاری دارایی‌های ثابت و پس از آن در خصوص تشکیل سرمایه ثابت بخش خصوصی متجلی باشد.

جدول ۶ نتایج BMA حاصل از محاسبات برای تعیین‌کننده‌های π را گزارش می‌کند. همان‌گونه که پیش‌تر اشاره شد، کشش درآمد واردات ، ویژگی‌های رقابتی غیر قیمت واردات کشور را به خود اختصاص می‌دهد. انتظار می‌رود کشش واردات با گذشت زمان افزایش یابد، که

۱. لازم به ذکر است محاسبات مربوط به میانگین گیری بیزین در مطالعه حاضر با توجه به در دسترس بودن داده‌های سری زمانی مرکز آمار ایران از سال ۹۶-۱۳۷۰ مبنا قرار گرفته است و برای برخی متغیرهای غیردسترس از سایر منابع استفاده شده است. به عنوان مثال، با توجه به عدم در دسترس بودن سهم درآمد نیروی کار در حساب های ملی، ارقام این قلم از جداول داده-ستانده مرکز آمار ایران استخراج شده و با توجه به ویژگی ساختاری جداول مزبور برای دوره‌های معین حفظ شده است. همین طور در خصوص قلم سهم درصد کالاهای واسطه‌ای نیز به همین منوال عمل شده است و از وارد ساختن سایر متغیرهای فاقد منابع صرف نظر شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

منعکس‌کننده افزایش واردات ماشین‌آلات در راستای افزایش تولیدات صنعتی کشور در گذر زمان باشد. در راستای تجزیه‌وتحلیل BMA پنج عامل تعیین‌کننده IEoI را تعیین شده است: روند نرخ رشد صادرات(x_t^T)، مصرف خانوار (hhc) و مصرف مؤسسات در خدمت خانوار که با علامت مثبت مورد انتظار وارد می‌شوند و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش خصوصی (gfkf_ps) ؛ و بخش خانوار (gfkf_hh) ، هر دو با علامت منفی. همچنین لازم به ذکر است که جریان سهم درصد کالاهای واسطه‌ای از کل واردات (gvc) در تحلیل BMA در مطالعه حاضر، یکی از رگرسورهای قوی ارزیابی نشده است.

۸. جمع‌بندی

هدف از شکل‌گیری مطالعه حاضر اعتبار سنجی نظریه ارائه شده از سوی تیرلوال (۱۹۷۹) با دیدی تقاضانگر بر جریانات رشد، موسوم به مدل رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها برای اقتصاد ایران است. تیرلوال با بیان تئوری خویش، ادعا نمود که رشد تقاضا توسط کسری تراز پرداخت‌ها مهار گشته و بدین ترتیب دست‌یابی به نرخ رشد اقتصادی بیشتر محدود خواهد شد. با استناد به این مهم، در این بین، متغیر صادرات نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند زیرا همان‌طور که بیان شد، شواهد نشان می‌دهد که کشورها، به ویژه کشورهای درحال‌توسعه، نیاز به حفظ تعادل تراز پرداخت‌ها در بلندمدت دارند و در غیر این صورت دچار بحران می‌شوند. مدل رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها تأکیدی است بر جزء صادرات از تقاضای کل چراکه افزایش صادرات از معبر عدم تحمیل بی‌ثباتی بر تراز پرداخت‌ها میسور است و در بلندمدت محقق رشد اقتصادی است. با استناد به مطالب فوق، در این میان، متغیر صادرات نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند زیرا شواهد نشان می‌دهد که کشورها، به ویژه کشورهای درحال‌توسعه، نیاز به حفظ تعادل تراز پرداخت‌ها در بلندمدت دارند و در غیر این صورت دچار بحران خواهند شد. در واقع، تجربه بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه نشان می‌دهد که در درازمدت، هیچ کشوری نمی‌تواند سریع‌تر از نرخ سازگار با BOPE در حساب جاری رشد کند، مگر اینکه بتواند کسری بودجه همواره در حال رشد را تأمین مالی نماید. عدم تعهد به حدود منطقی برای نسبت کسری به تولید ناخالص، منجر به ایجاد تنش در بازارهای مالی شده و مسیر

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

اخذ وام برای کشور را مسدود می‌نماید (گوارینی و پورسیل[1]، ۲۰۱۶). بنابراین، کشورهایی که خود را درگیر در مشکلات تراز پرداخت‌ها (BOP) می‌یابند باید رشد خود را، علیرغم وجود ظرفیت مازاد و نیروی کار مازاد محدود نمایند. این امر نشان می‌دهد که صادرات نه تنها اثر مستقیم بر تقاضا دارد، بلکه اثر غیرمستقیم از طریق اثرگذاری بر سایر اجزای تقاضا در راستای تشدید حصول رشد دارد. این موضوع سیستم اقتصادی را به سمت این واقعیت سوق خواهد داد که؛ نرخ رشد بلندمدت یک اقتصاد با نرخ رشد مؤلفه غالب تقاضای مستقل؛ که در اقتصاد باز همان صادرات است، هماهنگ می‌شود. در مطالعه حاضر با ارائه یک دیدگاه جایگزین از سمت عرضه به این مهم پرداخته شد.

انجام مطالعه با اتخاذ رهیافت پارامتر زمان- متغیر که روشی مناسب جهت درج عوامل ساختاری اقتصاد و ویژگی‌های غیررقابتی در تخمین متغیرهایی نظیر متغیرهای مورد بررسی در تحقیق حاضر و مناسب برای اقتصادهایی که تغییرات ساختاری به طور عمده در آن‌ها صادق است، اقدام به برآورد تابع تقاضای واردات و محاسبه کشش درآمدی واردات و نرخ رشد تعادلی تراز پرداخت‌ها شد. همچنین در ادامه مطالعه سعی شد تا عوامل اثرگذار مأخوذ از جانب تقاضای اقتصاد بر متغیرهای هدف مطالعه با رهیافت میانگین گیری بیزین شناسایی گردد. رهیافت مزبور در مواجهه با شرایط عدم اطمینان از تعیین عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی مناسب جلوه می‌نماید. نتایج تحقیق بیان داشت که کشش مزبور طی دوره مورد بررسی(۹۶-۱۳۶۰) مقداری برابر ۰/۸٤٤ داشته و طبق نتایج تخمین TVP عددی بین ۰ و ۱ را دارد که دال بر پایین بودن کشش واردات درآمدی برای اقتصاد ایران بوده و بدین ترتیب می‌توان ابراز داشت که قانون تیرلوال برای ایران طبق نتایج مطالعه انجام شده صادق نیست، همان‌گونه که آزمون‌های DF-GLS و KPSS نیز مؤید این مطلب است.

1. Guarini and Porcile

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

از عوامل اثرگذار بر تعیین کشش مزبور می‌توان به اثرگذاری مثبت متغیرهایی نظیر نرخ رشد صادرات، مصرف بخش خصوصی و اثرگذاری منفی متغیرهایی نظیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص اشاره داشت. به طور کلی با استناد به تحریم‌های اعمال شده بر اقتصاد ایران و ترکیب سرمایه محور واردات اقتصاد ایران و صادرات بالای نفتی در کنار صادرات نازل غیرنفتی شرایطی را رقم زده است که اثرگذاری رشد تراز پرداخت‌ها بر رشد واقعی ایران را ملغی ساخته و بر آن اثرگذار نیست و بنابراین از این منظر مطالبه‌ای را در راستای انتظام بخشیدن به تعادل حساب‌های خارجی ایجاد نمی‌نماید. به همین دلیل نمی‌توان انتظاری برای اثربخشی سیاست‌های آزادسازی تجاری بر اعمال حدود روی رشد اقتصادی را داشت. مهم‌ترین اقدام اثربخش در این زمینه می‌تواند بهره‌جویی از تکنولوژی‌های پیشرفته موجود در کالاهای وارداتی به نفع افزایش توان تولید داخل در کوتاه‌مدت و سرمایه‌گذاری بر بهبود ساختار نهادهای اقتصادی و بدنه تولید کشور در راستای افزایش صادرات غیرنفتی را در بلندمدت نام برد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

منابع

احسانی، محمدعلی، طاهری بازخانه، صالح (۱۳۹۷). آزمون رویکرد تقاضامحور به رشد اقتصادی در ایران: کاربردی از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*،سال ۸، شماره ۳۰، ۱۳۳-۱۴۵.

حری، حمیدرضا، جهان‌آرای، ندا (۱۳۹۸)، *کاربرد اقتصادسنجی در ایویوز۱۰*، تهران: نور علم، چاپ اول.

شاه‌وردی دولت‌آباد، امیر، حقیقت، جعفر، رنج‌پور، رضا (۱۳۹۱). بررسی مدل رشد اقتصادی مبتنی بر محدودیت تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد.

کاوند، علی (۱۳۹۶)، بررسی مدل رشد مقید به تراز پرداخت‌ها در ایران طی دوره (۱۳۵۷-۹۳). *پژوهشنامه بازرگانی*، ۲۱(۸۲)، ۱۲۳-۱۵۲.

کفایی، محمدعلی، قاسمی، حسام‌الدین (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر تورم ایران با استفاده از رویکرد میانگین گیری بیزی. *اقتصاد و الگوسازی*، سال ۲، شماره ۸-۷، ۲۷-۵۸.

عزیزی، وحید، مهرگان، نادر، یاوری، غلامرضا (۱۳۹۳). آزمون مدل رشد محدود شده به تراز پرداخت‌ها در بخش کشاورزی ایران، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال ۲، شماره ۸، ۵-۲۰.

محمدی، تیمور، عرب مازار یزدی، علی، قاسمی، عبدالرسول، پناهی، جلال (۱۳۹۸). رشد محدود شده تراز پرداخت‌ها در دو اقتصاد درحال‌توسعه و توسعه‌یافته نفتی (مطالعه موردی ایران و نروژ). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۷، شماره ۹۲، ۲۵۷-۲۹۶.

سایت مرکز آمار ایران /http://www.amar.org.ir.

سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران /http://www.cbi.ir.

سایت مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران /http://rc.majlis.ir.

سایت گمرک جمهوری اسلامی ایران /http://www.irica.irh.

Araujo, R. A., & Lima, G. T. (2007). A structural economic dynamics approach to balance-of-payments-constrained growth. *cambridge Journal of Economics*, 31(5), 755-774.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

Bajo-Rubio, O. (2012). The balance-of-payments constraint on economic growth in a long-term perspective: Spain, 1850–2000. *Explorations in Economic History*, 49(1), 105-117.

Barbosa-Filho, N. H. (2001). The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt. *PSL Quarterly Review*, 54(219).

Bosupeng, M. (2015). The export-led growth hypothesis: New evidence and implications: 1-30.

Felipe, J., & Lanzafame, M. (2020). The PRC's long-run growth through the lens of the export-led growth model. *Journal of Comparative Economics*, 48(1), 163-181.

Felipe, J. (2003). Is export-led growth passé? Implications for developing Asia.

Fugarolas Álvarez-Ude, G., & Matesanz Gómez, D. (2008). Long-and short-run balance of payments adjustment: Argentine economic growth constrained. *Applied Economics Letters*, 15(10), 815-820.

Gouvêa, R. R., & Lima, G. T. (2010). Structural change, balance-of-payments constraint, and economic growth: evidence from the multisectoral Thirlwall's law. *Journal of Post Keynesian Economics*, 33(1), 169-204.

Guarini, G., & Porcile, G. (2016). Sustainability in a post-Keynesian growth model for an open economy. *Ecological Economics*, 126, 14-22.

Gouvea, R. R., & Lima, G.T. (2013). Balance-of-payments-constrained growth in a multisectoral framework. *Journal of Economic Studies*.

Harvey, A., (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge.

Hernández, I. P., Muñoz, J. A. V., & Pérez, M. I. A. (2019). Capital Accumulation, economic growth and the balance-of-payments constraint: The case of Mexico, 1951-2014. Nóesis: *Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 28(55), 38-63.

Hieke, H. (1997). Balance-of-payments–Constrained Growth: A Reconsideration of the Evidence for the US Economy. *Journal of post keynesian economics*, 19(3), 313-325.

Hong, G.H., Lee, J., Liao, W., Seneviratne, D., 2016. China and Asia in global trade slowdown. In: IMF Working Paper WP/16/105.

Magnus, Jan R., Owen Powell, and Patricia Prüfer. (2010). A Comparison of Two Model Averaging Techniques with an Application to Growth Empirics. *Journal of Econometrics*, 154 (2): 139–53.

Maneschiöld, P. O. (2008). A note on the export-led growth hypothesis: A time series approach. *Cuadernos de economía*, 45(132), 293-302.

Magnus, J.R., Powell, O., Prüfer, P., 2010. A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics. *J Econom*, 154, 139–153.

Martinez-Martin, J., 2016. Breaking down world trade elasticities: A panel ECM approach. In: Banco de Espana Working Paper No. 1614.

Masanjala, W.H., Papageorgiou, C., 2008. Rough and lonely road to prosperity: a reexamination of the sources of growth in Africa using Bayesian Model Averaging. *J.Appl. Economet*. 23, 671–682.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

Palley, T. I. (2011). The contradictions of export-led growth (No. 119). *Public Policy Brief*.

Palley, T. I. (2012). The rise and fall of export-led growth. *Investigación Económica*, 141-161.

Perraton, J. (2003). Balance of payments constrained growth and developing countries: an examination of Thirlwall's hypothesis. *International Review of Applied Economics*, 17(1), 1-22.

Razmi, A. (2016). Correctly analysing the balance-of-payments constraint on growth. *Cambridge Journal of Economics*, 40(6), 1581-1608.

Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G., Miller, R.I., 2004. Determinants of long-term growth: a Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) approach. *Am. Econ. Rev*. 94, 813–835.

Tang, C. F., Lai, Y. W., & Ozturk, I. (2015). How stable is the export-led growth hypothesis? Evidence from Asia's Four Little Dragons. *Economic Modelling*, 44, 229-235.

Temiz Dinç, D., & Gökmen, A. (2019). Export-led economic growth and the case of Brazil: An empirical research. *Journal of Transnational Management*, 24(2), 122-141.

Thirlwall, A.P., (1979). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Laboro Quarterly Review* 32(128), 45–53.

Thirlwall, A. P. (2011). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *PSL Quarterly Review*, 64(259), 429-438.

Thirlwall, A. P., & Hussain, M. N. (1982). The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. *Oxford economic papers*, 34(3), 498-510.

Vera, L. V. (2006). The balance-of-payments—constrained growth model: a north—south approach. *Journal of Post Keynesian Economics*, 29(1), 67-92.

http://www.iea.org/

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-02-17]

[DOI: 10.52547/qjfep.9.35.33]