**فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی**

سال پنجم، شماره ۱۹، پاییز ۱۳۹۶، صفحات ۱۰۳ – ۸۱

# بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تجارت دوجانبه بین ایران با شرکای اروپایی و آسیایی (رویکرد حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده)

**وحید فرزام**

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ولی عصر رفسنجان

Farzam1953@yahoo.com

**حبیب انصاری سامانی**

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه یزد

Ha.ansarisa@gmail.com

**زهرا محمودی**

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ولی‌عصر رفسنجان (نویسنده مسئول)

z.mahmoodi12@gmail.com

با توجه به تلاش برخی کشورها برای کاهش ارزش پول ملی، یکی از مهم‌ترین سؤالات در حوزه اقتصاد بین‌الملل این است که کاهش ارزش پول، منجر بهبود حساب جاری می‌شود. به منظور بررسی این مهم، پژوهش حاضر به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز تجاری بین ایران و منتخبی از شرکای تجاری اروپایی، آسیایی و جهان، برای دوره زمانی ۱۳۹۳–۱۳۵۵ می‌پردازد. نتایج بکارگیری روش تصحیح خطای داده‌های تابلویی از طریق برآوردگرهای حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده نشان می‌دهد که اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری در بلندمدت برای شرکای اروپایی منفی و بی‌معنی و برای شرکای آسیایی و طرف‌های تجاری در کل جهان مثبت و بی‌معنی شده است. این نشان می‌دهد که نرخ ارز در بلندمدت بر تراز تجاری ایران بی‌اثر است. در عین حال ضریب متغیر نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت برای شرکای تجاری اروپایی، آسیایی و جهان مثبت و معنی‌دار شده است. این نشانگر این است که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول) باعث بهبود تراز تجاری در کوتاه‌مدت می‌شود اما این اثرات در بلندمدت از بین می‌روند. از این رو رابطه منحنی جی برای شرکای اروپایی، آسیایی و جهان تأیید نمی‌شود. همچنین ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی کشور مقابل و ضریب تولید ناخالص داخلی ایران در مدل به ترتیب مثبت، منفی و معنی‌دار شده‌اند.

طبقه‌بندی JEL: F14; F42; C22.

واژه‌های کلیدی: تراز تجاری، نرخ ارز واقعی، منحنی جی، حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۴/۲۹

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

## ۱. مقدمه[1]

با رشد تجارت جهانی و افزایش رابطه تجاری بین کشورها، تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری اهمیت ویژه‌ای یافته است. به‌عبارتی درک رابطه بین تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری کلید موفقیت سیاست‌های تجاری است و یکی از مهم‌ترین سؤالات اقتصاد بین‌الملل این است که آیا کاهش ارزش پول ملی منجر به کاهش کسری حساب جاری می‌شود؟

برنامه‌ریزان اقتصادی هر کشوری که کاهش در خالص صادرات را تجربه می‌کند، ممکن است به سیاست کاهش ارزش پول بیاندیشند و یا اینکه حداقل در مقابل کاهش ارزش پول داخلی مقاومتی نشان ندهند. اما بر خلاف آنچه انتظار می‌رود در ابتدا اتفاق بیفتد، ممکن است به دلیل اثرات تعدیلی پسین در بلندمدت تراز تجاری مجدداً رو به تضعیف گذارد (بهمنی اسکویی و زی، ۲۰۱۵).

به‌عنوان یک اصل، کشورها سعی می‌کنند نرخ ارز خود را به گونه‌ای مدیریت کنند که سبب حفظ قدرت رقابتی خارجی آنان شده و از این طریق موازنه پایداری را برای پرداخت‌های خارجی به دست آورند (گروواییس و همکاران[2]، ۲۰۱۵). از طرفی یکی از دلایل عمده تضعیف قدرت رقابت خارجی در غالب کشورهای در حال توسعه، نرخ بالای تورم داخلی همراه با اعمال سیاست حفظ نرخ رسمی ارز است. نرخ ارز هزینه‌ها را از شکل قیمت داخلی به قیمت خارجی و یا برعکس تبدیل می‌کند. با کاهش ارزش پول ملی، این عامل کاهش می‌یابد و به کاهش قیمت برای خریداران خارجی کمک می‌کند.

اغلب کشورها تلاش می‌کنند تا به‌منظور کسب توان رقابت، هزینه‌های بالای خود را با کاهش ارزش پول ملی پوشش دهند. به بیان دیگر، سیاست کاهش ارزش پول ملی یکی از متداول‌ترین سیاست‌های ارزی است که در بیشتر کشورهای در حال توسعه برای رفع کسری تراز تجاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در عین حال این سیاست با افزایش قیمت کالاهای وارداتی که

---

[1]. این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد است.

2. Gervais, O., Schembri, L., and Suchanek, L.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

در کشورهای در حال توسعه عموماً کالاهای اساسی کشور را تشکیل می‌دهند، باعث ایجاد تورم داخلی و کاهش قدرت خرید و رفاه بخش عمومی خانوارها می‌شود که از آن به پدیده گذار نرخ ارز تعبیر می‌شود (چیخ و لوهیچی[1]، ۲۰۱۶).

از این رو باید گفت که افزایش نرخ ارز که به ظاهر می‌تواند باعث بهبود تراز تجاری شود در عین حال می‌تواند اثرات متفاوتی در کوتاه و بلندمدت فراهم آورد. لذا هدف از این مطالعه بررسی اثرات نرخ ارز بر تراز تجاری ایران و شرکای تجاری منتخب اروپایی، آسیایی و جهان است. بدین منظور در بخش بعدی مبانی نظری و پیشینه پژوهش معرفی خواهند شد. پس از آن روش تحقیق و الگوی تحلیل معرفی شده و در بخش چهارم الگوی تحلیلی از طریق یک رگرسیون کاملاً تعدیل یافته تصحیح خطای پانل دیتا برآورد خواهد شد و در بخش پایانی جمع‌بندی و نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۲-۱. مبانی نظری

سیاست‌گذاران اقتصادی، اغلب سیاست کاهش ارزش پول را به‌عنوان ابزاری برای افزایش خالص صادرات یک کشور به کار می‌گیرند. در یک دنیای واقعی برای اینکه تغییرات نرخ ارز با الگوی رفتار عاملین اقتصادی منطبق شود، زمان لازم است. بر این اساس پدیده منحنی جی و یا تئوری تعدیلات کوتاه‌مدت تراز تجاری عنوان می‌کند که افزایش نرخ واقعی ارز (سیاست کاهش ارزش پول) پس از یک دوره کوتاه‌مدت کاهش، به بهبود تراز تجاری یک کشور منجر خواهد شد (مگی، ۱۹۷۳). این تئوری بیان می‌کند که تعیین نرخ ارز کمتر از ارزش واقعی، پس از تضعیف تراز تجاری در کوتاه‌مدت، در بلندمدت باعث افزایش صادرات خواهد شد. بینشی که در پشت این تئوری قرار دارد به موضوعاتی مانند ذخیره کالاها و موجودی انبار و تعدیل رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان اشاره دارد.

1. Cheikh, N. B., and Louhichi,

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

این پدیده زمانی روی می‌دهد که با وجود کسری حساب جاری، کاهش ارزش پول داخلی با تأخیر زمانی بر روی تراز حساب جاری تأثیر می‌گذارد. چنانچه سرمایه‌گذاران، عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان نسبت به تغییرات قیمت کالا و خدمات تجاری در کوتاه‌مدت واکنش نشان ندهند، کاهش ارزش پول منجر به بدتر شدن موازنه تجاری حساب جاری در کوتاه‌مدت می‌شود و منحنی جی با عمق بیشتری همراه خواهد شد. با گذشت زمان سرانجام تأثیر رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان موجب آغاز روند بهبود حساب جاری و کاهش کسری خواهد شد. بررسی آمار ۲۰ ساله نرخ ارز و خالص صادرات در ایالات متحده نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان با تأخیر حدود یک سال و شش ماه نسبت به تغییر نرخ مؤثر ارز واکنش نشان داده‌اند. از این‌رو خالص صادرات با تأخیر زمانی نسبت به تغییر نرخ مؤثر ارز همبستگی قوی دارد (مساح، ۱۳۸۸). در ادامه برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده در حوزه رابطه تراز تجاری و تغییرات نرخ ارز که تا کنون در داخل و خارج از کشور انجام شده‌اند معرفی می‌شوند.

## ۲-۲. پیشینه تحقیق

امزت و همکاران[1] (۲۰۱۰)، این مطالعه به بررسی اثر نرخ واقعی ارز بر تراز تجاری کشور ساحل عاج با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی چند متغیره و مدل تصحیح خطای برداری با داده‌های سری زمانی برای دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۵ پرداخته است. نتایج تحقیقات حاکی از تأیید وجود روابط بلندمدت میان تراز تجاری، نرخ واقعی ارز، و درآمد داخلی و خارجی برای ساحل عاج است. همچنین نتایج برآورد نشان می‌دهد که نرخ واقعی ارز تأثیر مثبت و معنادار بر تراز تجاری ساحل عاج در کوتاه‌مدت و بلندمدت تحت سیاست‌های مدیریت نرخ واقعی ارز ثابت دارد و شرط مارشال-لرنر و پدیده منحنی جی تأیید می‌شود.

1. Amzath et al.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

آدنیی و همکاران[1] (۲۰۱۱)، به بررسی وجود منحنی جی در روابط تجاری کشورهای عضو حوزه پولی آفریقای غربی پرداختند. به‌منظور بررسی اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری، با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۰، ابتدا از آزمون هم‌جمعی و سپس از الگوی ARDL استفاده کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، فرضیه منحنی جی تنها در روابط تجاری دوجانبه نیجریه و سیرالئون تأیید شد. بر همین اساس به دلیل اثرات متفاوت سیاست کاهش ارزش پول بر تراز تجاری این کشورها، توصیه شده که برای اثربخش بودن این قبیل سیاست ارزی می‌بایست سیاست‌های مکملی با اهداف رشد و توسعه با آن‌ها همراه شود.

وانگ و همکاران[2] (۲۰۱۲)، این مطالعه فرضیه کوتاه‌مدت منحنی جی و بلندمدت اثر نرخ واقعی ارز بر تراز تجاری بین چین و ۱۸ شرکای تجاری عمده آن را با استفاده از مجموعه داده‌های پانل در دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۵ بررسی می‌کند. هم‌چنین از روش‌های هم‌انباشتگی پانل، OLS به‌طور کامل اصلاح شده پانل ناهمگن (panel FMOLS)[3] و مدل تصحیح خطا پانل (ECM panel) استفاده می‌کند. نتایج تجربی نشان‌دهنده فرضیه منحنی جی معکوس بین چین و شرکای تجاری آن است. یک افزایش ارزش واقعی درRMB یک اثر کاهشی بلندمدت در تراز تجاری چین تنها برای سه کشور: ایالات متحده، انگلستان و ژاپن از بین هجده شریک تجاری دارد، در مقابل یک افزایش ارزش واقعی در RMB یک اثر افزایشی بلندمدت را در تراز تجاری چین با برخی از کشورهای اروپایی مانند: آلمان، ایتالیا، و هلند دارد. بنابراین یافته‌های مختلط، منجر به شواهد تجربی که افزایش ارزش RMB هیچ تأثیر بلندمدتی به‌طور کلی در تراز تجاری چین ندارد.

بائک[4] (۲۰۱۳)، این مطالعه به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تجارت در زمینه تقسیم اطلاعات صنعت تجارت دوجانبه بین کره و ژاپن با استفاده از روش ARDL پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که صادرات و واردات کره به نرخ ارز دوجانبه در

1. Adeniyi et al.
2. Wang et al.
3. Panel Fully Modified Ordinary least squares
4. Baek, J.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

کوتاه‌مدت نسبتاً حساس است، اما در بلندمدت واکنش کمتری نشان می‌دهد. عدم قطعیت نرخ ارز و FDI[1] ژاپنی با کره که اثرات کمی بر تجارت کره با ژاپن در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد.

بائک (۲۰۱۴)، این مطالعه به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر تجارت کره با ایالات متحده با استفاده از روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که صنایع عمده صادرات کره به نرخ ارز دوجانبه در کوتاه‌مدت و بلندمدت به شدت حساس است درحالی‌که واردات کره به تغییرات نرخ ارز واکنشی نشان نمی‌دهد.

احمدی شادمهری و احمدیان یزدی (۱۳۹۱)، در این مطالعه به بررسی ارتباط میان تراز تجاری غیرنفتی ایران و نرخ ارز حقیقی با استفاده از معادله تراز تجاری، بر مبنای الگوی اصلاح شده رز و یلن و با به‌کارگیری داده‌های سالانه، طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۰ پرداخته است. ابتدا برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی -فولر تعمیم‌یافته و برای بررسی صحت نتایج آزمون دیکی-فولر، آزمون شکست ساختاری پرون[2] انجام شده و برای تعیین روابط بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت میان تراز تجاری غیرنفتی ایران با متغیرهای نرخ ارز حقیقی، تولید ناخالص داخلی ایران و تولید ناخالص داخلی آلمان از الگوی ARDL استفاده گردیده است. بر اساس نتیجه آزمون GIRF[3] علی‌رغم تأثیرگذاری منفی متغیر مجازی جنگ، وجود پدیده منحنی جی در روابط غیرنفتی میان این دو کشور تأیید شده است؛ در نتیجه با توجه به تأثیرگذاری مثبت تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری، سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند به‌عنوان یک سیاست تأثیرگذار در بهبود بخشیدن به روند تراز تجارت غیرنفتی ایران و آلمان، مورد استفاده سیاست‌گذاران واقع شود.

فرح‌بخش (۱۳۹۲)، در این مطالعه به بررسی رابطه میان نرخ ارز و بخش خارجی کشور با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری طی دوره (۱۳۸۹-۱۳۵۰) پرداخته شده است که با کمک

1. Foreign direct investment
2. Perro
3. Generalized Impulse Response Function (GIRF)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

متغیرهای توضیحی نظیر تولید ناخالص داخلی، درآمدهای نفتی و انواع نرخ ارز میزان اثرپذیری بخش خارجی مطالعه شده است. نتایج بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین بخش خارجی و نرخ ارز است. به‌طوری‌که نرخ ارز با داشتن ضریب ۰/۱۸ و ۰/۲۲- به ترتیب صادرات و واردات را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هم‌چنین ضریب بالای سرعت تعدیل این متغیر در قبال هر گونه عدم تعادل و انحراف آن از سطح تعادلی بلندمدت بیانگر این است که هر گونه عدم تعادل در معادله به‌سرعت برطرف می‌گردد.

حیدری و همکاران (۱۳۹۳)، در این مطالعه، تأثیر متغیرهای درآمد داخلی، درآمد خارجی و نرخ ارز بر تراز تجاری ایران بررسی شده است. در این راستا میزان واکنش تراز تجاری نسبت به تغییر در هر یک از متغیرهای یاد شده با استفاده از روش پارامتر زمان-متغیر (TVP)[1] و رهیافت فیلتر-کالمن[2] طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد، ضرایب تراز تجاری به‌عنوان کشش‌های قیمتی و درآمدی در طول زمان از روند ثابتی برخوردار نیستند. تغییرات ساختاری مانند وقوع انقلاب اسلامی، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت و سیاست‌های اقتصادی اعمال شده از جمله عواملی هستند که ضرایب را تحت تأثیر قرار داده‌اند. با مقایسه روند نرخ ارز واقعی و کشش قیمتی تراز تجاری مشاهده می‌شود که هم‌زمان با افزایش نرخ ارز واقعی طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۴۷ و ۱۳۶۲-۱۳۵۶، کشش قیمتی تراز تجاری مثبت است با کاهش نرخ ارز واقعی کشش قیمتی تراز منفی می‌شود.

زمانی و مهرابی بشرآبادی (۱۳۹۳)، در این مطالعه به بررسی اثر نوسان نرخ ارز واقعی بر صادرات و واردات محصولات بخش کشاورزی با بهره‌گیری از روش گارچ و با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۲ پرداخته شده است. نتایج با استفاده از روش تصحیح و خطای برداری و یوهانسون نشان می‌دهد که نوسان نرخ ارز واقعی با یک وقفه در بلندمدت تأثیر منفی بر صادرات محصولات بخش کشاورزی دارد. و بررسی اثر نوسان نرخ ارز واقعی بر رشد واردات

1. Time-Variable Parameter (TVP)
2. Kalman Filter Approach

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

محصولات بخش کشاورزی نشان داد که نوسان نرخ ارز واقعی در بلندمدت اثر مثبت و در کوتاه‌مدت اثر منفی بر واردات محصولات بخش کشاورزی می‌گذارد. بنابراین این سیاست‌گذاران بایستی از سیاست‌هایی که به ثبات نرخ ارز کمک می‌کنند، بهره ببرند.

## ۳. روش تحقیق

اطلاعات استفاده شده در این تحقیق طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۵، از آمار رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره امور گمرک، مرکز آمار، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی جمع‌آوری شده است.

پس از جمع‌آوری آمار و اطلاعات و پردازش داده‌های مورد نیاز تحقیق به تدوین الگوی تراز تجاری پرداخته خواهد شد و در ادامه برای برآورد مدل ابتدا، آزمون‌های ریشه واحد پانلی انجام خواهد گرفت. سپس، با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی، هم‌انباشتگی داده‌ها در بلندمدت بررسی خواهد شد. در مرحله بعدی، رابطه بلندمدت برای پانل‌های هم‌انباشته (بعد از تأیید مرحله دوم) با استفاده از آزمون حداقل مربعات معمولی کاملاً تعمیم‌یافته استخراج خواهد شد. در نهایت، رابطه علی بین متغیرها با استفاده از علیت پانلی و براساس تصحیح خطای برداری پانلی تخمین زده خواهد شد.

### ۳-۱. معرفی الگوی تحلیلی و متغیرها

در این تحقیق به‌منظور بررسی تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری ایران با برخی از شرکای تجاری از الگوی اصلاح شده تراز تجاری رز و یلن[1] که در تحقیق بهمنی اسکویی و بروکس[2] ۱۹۹۹ نیز به کار برده شده، استفاده می‌شود.

$$\ln TB_{ji,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln YF_{i,t} + \alpha_2 \ln YD_{j,t} + \alpha_3 \ln RER_{ji,t} + U_t \qquad (۱)$$

1. Rose and Yellen.
2. Bahmani-Oskoee and Brooks

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

$TB_{ji,t}$ تراز تجاری است که به‌صورت نسبت صادرات اسمی ایران به شریک تجاری J بر واردات اسمی ایران از همان شریک تجاری تعریف می‌شود[۱].

$YF_{i,t}$ تولید ناخالص داخلی واقعی کشور شریک تجاری J.

$YD_{i,t}$ تولید ناخالص داخلی واقعی ایران.

$RER_{ji,t}$ نرخ ارز واقعی دوجانبه بین ریال ایران و پول رایج هر یک از کشورهای شریک تجاری J است این متغیر بر اساس شاخص قیمتی CPIو به‌صورت متقاطع محاسبه می‌شود.

$$RER_{CPI} = NER\left(CPI_F / CPI_{IR}\right) \quad (۲)$$

$CPI_F$ شاخص قیمت کالاهای مصرفی قابل تجارت کشورهای طرف تجاری.

$CPI_{IR}$ شاخص قیمتی کالاهای مصرفی قابل تجارت ایران.

NER نرخ ارز اسمی است، تعداد واحدهای پول ملی بر اساس یک واحد پول خارجی تعریف می‌شود که بر مبنای رابطه ریال با واحد پول کشور طرف مبادله محاسبه شده است و $U_t$ نیز جزء خطا است.

نرخ ارز متقاطع (CER)[۲]: از آنجا که یکی از مهم‌ترین محدودیت‌های این تحقیق عدم انتشار نرخ‌های مستقیم ارز با شرکای تجاری منتخب در بولتن‌های بین‌المللی است، به‌منظور رفع این مشکل، نرخ ارز واقعی به‌صورت غیرمستقیم و یا متقاطع حساب شده است. به‌عبارتی دیگر، نرخ مبادله بین دو پول (به‌عنوان مثال یوان چین و ریال ایران) می‌تواند از طریق نرخ‌های برابری این دو پول برحسب پول سوم (دلار) تعیین شود.

---

۱. معمولاً تراز تجاری یک کشور به‌صورت تفاوت بین ارزش صادرات و واردات کالاها و خدمات تعریف می‌شود. اما در صورتی که تابع تراز تجاری به‌صورت لگاریتمی بیان شود، در این صورت تحت شرایطی که تراز تجاری منفی شود، لگاریتم ارزش صادرات منهای واردات قابل محاسبه نخواهد بود لذا در چنین مواردی بهتر است شاخص تراز تجاری به‌صورت نسبت ارزش صادرات به واردات بیان شود. تا لگاریتم‌گیری این شاخص با مشکل مواجه نشود.

2. Cross Exchange Rate (CER)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

$$\text{ارزش یوان چین به ریال ایران} = \frac{\text{ارزش یوان چین به دلار آمریکا}}{\text{ارزش ریال ایران به دلار آمریکا}} \qquad (۳)$$

اغلب انتظار می‌رود تخمین $\alpha_1$ منفی و $\alpha_2$ مثبت باشد. اما مطالعات گذشته نشان داده‌اند که علامت‌ها می‌توانند برخلاف این نیز باشند؛ به‌عبارتی، اگر افزایش در درآمد ایران به خاطر افزایش تولید کالاهای جانشین واردات باشد آنگاه علامت $\alpha_1$ می‌تواند مثبت باشد. همین تحلیل برای علامت $\alpha_2$ نیز وجود دارد. اگر $\alpha_3$ مثبت باشد به معنی اثرگذاری مثبت افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول) بر تراز تجاری در بلندمدت است. معادله (۱) رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. از آنجا که تحقق فرضیه منحنی جی منوط بر این است که $\alpha_3$ در کوتاه‌مدت منفی باشد. بنابراین باید مدلی به نحوی تصریح شود که قادر به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلند نرخ ارز واقعی باشد. برای تأمین این هدف از روش تصحیح خطا (Panel ECM)[1] با برآوردگرهای حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)[2] که توسط پدرونی[3] (۲۰۰۰) ارائه شد استفاده خواهد شد.

## ۳-۲. روش اقتصادسنجی

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرها است. بنابراین برای جلوگیری از رخ دادن پدیده رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگو، ابتدا لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. برای بررسی ایستا بودن متغیرها در داده‌های تابلویی باید از آزمون‌های خاص این نوع از داده‌ها استفاده کرد. در اینجا آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین[4] (۲۰۰۳). برای بررسی ایستایی داده‌ها استفاده می‌شود. در آماره آزمون IPS، فرض صفر مبنی بر ناایستایی است. چنانچه فرضیه صفر که در آن ریشه واحد پنل وجود دارد، پذیرفته شود و متغیرها ایستا نباشند باید رابطه هم‌انباشتگی در میان چهار متغیر بیان شده در معادله (۱) بررسی شود. با توجه به وجود ناهمگنی در پویایی‌ها و واریانس جملات خطای پانل ما از آزمون

1. Panel Error Correction Model
2. Fully Modified Ordinary Least Squares (fmols)
3. Pedroni
4. Im and et al.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

هم‌انباشتگی پانل معرفی شده توسط پدرونی[1] (۲۰۰۴) که امکان بررسی چنین ناهمگنی‌هایی را در مدل‌های پانل فراهم می‌سازد استفاده می‌شود زیرا این آزمون امکان وجود ناهمگنی در عرض از مبدأ و شیب معادله هم‌انباشتگی را فراهم می‌سازد.

پس از تأیید رابطه بلندمدت، گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی است که برای این منظور روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (Fmols) که توسط پدرونی (۲۰۰۰) برای تخمین روابط بلندمدت هم‌جمعی پنل معرفی شده است را بکار می‌بریم. این روش، اصولی را برای گسترش روش‌های جدید به‌منظور تخمین و آزمون فرضیه‌های بردارهای هم‌انباشتگی در پانل‌های پویا به کار می‌برد؛ به گونه‌ای که درون‌زایی، همبستگی سریالی و ناهمگنی‌های موجود در میان مقاطع مختلف پانل را نیز در نظر می‌گیرد. بنابراین ما از این روش به‌منظور بررسی ارتباط بلندمدت بین تراز تجاری و متغیرهای توضیحی مدل استفاده می‌کنیم.

### ۳-۲-۱. رگرسیون پانل حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده

روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده یک رهیافت شبه پارامتریک است که برای برآورد روابط منفرد هم‌انباشتگی به کار می‌رود. این روش به‌وسیله فلیپس و هنسن[2] ۱۹۹۰ توسعه داده شده است.

پس از برآورد رابطه هم‌جمع، که ضرایب بلندمدت را به دست می‌دهد، از روش Panel Ecm برای بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت و اثر پدیده منحنی جی و رابطه علی بین متغیرها استفاده خواهد شد. با توجه به پیشنهاد انگل و گرنجر[3] (۱۹۸۷) و روش برآورد مدل داده‌های پانل، یک مدل داده‌های پانل در شکل تصحیح خطا همان‌طور که در معادله نشان داده شده است تصریح خواهد شد. از این و پویایی روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها بر اساس آنچه در معادله (۴) آمده است تصریح خواهد شد.

1. Pedroni
2. Phlilps and Hansen
3. Engle and Granger

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

$$\Delta lnTB_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{11} \delta_j Dj_{it} + \sum_{j=1}^{p} \emptyset_1 \Delta lnTB_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \emptyset_2 \Delta lnYF_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \emptyset_{3j} \Delta lnYD_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \emptyset_4 \Delta lnREX_{it-j} + \lambda \varepsilon_{it-1} + u_{it} \quad (۴)$$

## ٤. برآورد مدل

پس از معرفی الگوی تحلیلی در این بخش با بکارگیری الزامات اقتصادسنجی و آماری مورد و روش مناسب برای برآورد روی داده‌های جمع‌آوری شده، فرضیات تحقیق آزمون خواهد شد.

### ٤-١. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی

جهت بررسی و مانایی متغیرها از آزمون IPS استفاده شده که از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های ترکیبی هست. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود یک ریشه واحد است. خلاصه نتایج این آزمون در جدول (۳) و (۴) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلیIPS برای متغیرها در سطح

| متغیر | شرکای تجاری اروپایی | | شرکای تجاری آسیایی | | جهان | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ روند | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند |
| ltb | -۰/۹۳ (۰/۱۷) | -۱/۰۹ (۰/۱۳) | -۰/۶۴ (۰/۲۵) | -۰/۹۵ (۰/۱۶) | -۱/۱۲ (۰/۱۳) | -۱/۴۵ (۰/۰۷) |
| lyf | -۱/۱۶ (۰/۱۲) | ۳/۷۵ (۰/۹۹) | ۰/۵۲ (۰/۷۰) | -۰/۴۹ (۰/۳۱) | -۰/۴۵ (۰/۳۲) | ۲/۳۰ (۰/۹۸) |
| lyd | ۲/۳۹ (۰/۹۹) | -۴/۸۱ (۰/۰۰) | ۲/۳۹ (۰/۹۹) | -۴/۸۱ (۰/۰۰) | ۳/۳۸ (۰/۹۹) | -۶/۸۰ (۰/۰۰) |
| lrer | -۱/۷۹ (۰/۰۳) | -۰/۰۴ (۰/۴۸) | -۱/۵۴ (۰/۰۶) | ۰/۳۱ (۰/۶۲) | -۲/۳۶ (۰/۰۰) | ۰/۱۹ (۰/۵۷) |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال در سطح ۹۵ درصد است.

با توجه به نتایج جدول (۳) متغیر نرخ ارز واقعی برای جهان و تولید ناخالص داخلی در سطح مانا هستند. متغیرهای نرخ ارز واقعی برای شرکای اروپایی و شرکای آسیای، متغیر تولید ناخالص

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

داخلی شرکای آسیایی، اروپایی و جهان و متغیر تراز تجاری در رابطه با تجارت آسیا، اروپا و جهان نامانا هستند.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلیIPS برای متغیرها تفاضل مرتبه اول

| متغیر | شرکای تجاری اروپایی | | شرکای تجاری آسیایی | | جهان | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند |
| ltb | -۹/۷۷ (۰/۰۰) | -۸/۹۱ (۰/۰۰) | -۹/۴۳ (۰/۰۰) | -۸/۱۸ (۰/۰۰) | -۱۳/۵۸ ((۰/۰۰. | -۱۲/۰۹ (۰/۰۰) |
| lyf | -۴/۷۳ (۰/۰۰) | ۵/۹۳ (۰/۰۰) | -۵/۳۶ (۰/۰۰) | -۴/۹۶ (۰/۰۰) | -۷/۱۴ (۰/۰۰) | -۷/۷۰ (۰/۰۰) |
| lrer | -۳/۱۱ (۰/۰۰) | -۱/۵۳ (۰/۰۶) | -۲/۹۲ (۰/۰۰) | -۱/۵۰ (۰/۰۶) | - | - |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج مشاهده شده در جدول (۲) همه متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند بنابراین باید هم‌انباشتگی متغیرها بررسی شود.

## ٤-۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی

جهت بررسی هم‌انباشتگی متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده می‌شود.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی پدرونی

| آماره آزمون | شرکای تجاری اروپایی | | شرکای تجاری آسیایی | | جهان | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند |
| **درون‌گروهی** | | | | | | |
| Panel v statistic | ۰/۴۴ (۰/۳۲) | -۰/۹۳ (۰/۸۲) | -۰/۴۲ (۰/۶۶) | -۱/۵۰ (۰/۹۳) | -۰/۱۰ (۰/۵۴) | -۱/۷۸ (۰/۹۶) |
| Panel rho-statistic | -۱/۸۳ (۰/۰۳) | -۰/۹۵ (۰/۱۶) | -۱/۶۲ (۰/۰۱) | -۰/۸۳ (۰/۲۰) | -۲/۱۱ (۰/۰۱) | -۱/۲۵ (۰/۱۰) |
| Panel pp-statistic | -۳/۱۷ (۰/۰۰) | -۳/۲۳ (۰/۰۰) | -۱/۹۸ (۰/۰۲) | -۲/۴۸ (۰/۰۰) | -۳/۴۸ (۰/۰۰) | -۳/۹۶ (۰/۰۰) |
| Panel ADF-statistic | -۳/۴۷ (۰/۰۰) | -۳/۶۲ (۰/۰۰) | -۲/۱۰ (۰/۰۱) | -۲/۹۲ (۰/۰۰) | -۳/۸۱ (۰/۰۰) | -۴/۵۸ (۰/۰۰) |
| **بین گروهی** | | | | | | |
| Panel rho-statistic | -۱/۱۱ (۰/۱۳) | -۰/۲۷ (۰/۳۹) | -۰/۳۸ (۰/۳۴) | -۰/۰۹ (۰/۴۶) | -۱/۰۵ (۰/۱۴) | -۰/۲۶ (۰/۳۹) |
| Panel pp-statistic | -۳/۲۳ (۰/۰۰) | -۳/۰۵ (۰/۰۰) | -۱/۷۰ (۰/۰۴) | -۲/۳۴ (۰/۰۰) | -۳/۴۸ (۰/۰۰) | -۳/۸۱ (۰/۰۰) |
| Panel ADF-statistic | -۳/۵۸ (۰/۰۰) | -۳/۴۸ (۰/۰۰) | -۲/۴۷ (۰/۰۰) | -۳/۲۴ (۰/۰۰) | -۴/۲۸ (۰/۰۰) | -۴/۷۶ (۰/۰۰) |

اعداد داخل پرانتز احتمال در سطح ۵ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در جدول (۳) بیانگر این است که در کشورهای منتخب اروپایی و آسیایی و همین‌طور برای جهان به‌جز آماره آزمون Panel v statistic و Panel rho-statistic، در سطح ۵ درصد بر اساس تمام آماره آزمون‌های فوق معنی‌دارند. بنابراین رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل برقرار است.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

## ٤-۳. نتایج آزمون حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده

جدول ۶. تخمین بردار هم‌انباشتگی با استفاده از روش panel fmols برای شرکای تجاری اروپایی

| متغیر | ضریب | اماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| LYF | ۴/۶۸ | ۸/۲۸ | ۰/۰۰ |
| LYD | -۲/۴۰ | -۷/۱۶ | ۰/۰۰ |
| LRER | -۰/۰۴ | -۰/۳۰ | ۰/۷۶ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۷. تخمین بردار هم‌انباشتگی با استفاده از روش panel fmols برای شرکای تجاری آسیایی

| متغیر | ضریب | اماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| LYF | ۲/۳۹ | ۳/۲۸ | ۰/۰۰ |
| LYD | -۲/۷۱ | -۳/۳۴ | ۰/۰۰ |
| LRER | ۰/۴۰ | ۱/۳۵ | ۰/۱۷ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۸. تخمین بردار هم‌انباشتگی با استفاده از روش panel fmols برای جهان

| متغیر | ضریب | اماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| LYF | ۱/۰۱ | ۲/۳۸ | ۰/۰۱ |
| LYD | -۱/۰۸ | -۲/۳۴ | ۰/۰۱ |
| LRER | ۰/۱۲ | ۰/۶۵ | ۰/۵۱ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

ضرایب موجود در جدول (۴)، (۵) و (۶) بردار هم‌انباشتگی را به دست می‌دهند بنابراین، معادلات (۶)، (۷) و (۸) به ترتیب بردار هم‌انباشتگی شرکای منتخب تجاری اروپایی، آسیایی و جهان را نشان می‌دهند:

$$\ln TB_{ji,t} = 4.68 \ln YF_{i,t} - 2.40 \ln YD_{j,t} - 0.04 \ln RER_{ji,t} + U_t$$

(8. 28) (-7. 16) (-0. 30) (۵)

$$\ln TB_{ji,t} = 2.39 \ln YF_{i,t} - 2.71 \ln YD_{j,t} + 0.40 \ln RER_{ji,t} + U_t$$

(3. 28) (-3. 34) (1. 35) (۶)

$$\ln TB_{ji,t} = 1.01 \ln YF_{i,t} - 1.08 \ln YD_{j,t} + 0.12 \ln RER_{ji,t} + U_t$$

(2. 38) (-2. 34) (0. 65) (۷)

همین‌طور که مشاهده می‌شود در هر سه مدل به جزء نرخ ارز واقعی، تمامی متغیرها معنی‌دار شده‌اند. از آنجا که کلیه متغیرها به فرم لگاریتمی در این معادله آورده شده‌اند، ضرایب به‌دست آمده نمایانگر مقادیر کشش موجود میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته در هر مدل است. به این مفهوم که ضرایب $\alpha_{ni}$ در این معادله نشان‌دهنده درصد تغییر در متغیر وابسته به ازای یک درصد تغییر در هر کدام از متغیرهای مستقل است. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری اروپایی، آسیایی و جهان مثبت و معنی‌دار شده است که نشان می‌دهد با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی واقعی برای شریک تجاری اروپایی، آسیایی و جهان تراز تجاری به ترتیب ۴/۶۸، ۲/۳۹ و ۱/۰۱ درصد افزایش پیدا می‌کند می‌توان این نتیجه را به این صورت تحلیل کرد که با افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی و به‌تبع آن افزایش قدرت خرید این شرکا تمایل وارداتی آن‌ها از ایران افزایش یافته است این امر باعث افزایش صادرات ایران به این کشورها می‌شود.

لذا تأثیر این متغیر بر تراز تجاری ایران مثبت است. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی ایران منفی و معنی‌دار شده است که این نتیجه نشان می‌دهد با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ایران، تراز تجاری در سه مدل به ترتیب ۲/۴۰، ۲/۷۱ و ۱/۰۸ درصد کاهش می‌یابد که این نتیجه خود نشان می‌دهد با افزایش تولید ناخالص داخلی قدرت خرید شهروندان داخل کشور

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

نسبت به کالاهای خارجی افزایش می‌یابد؛ لذا واردات افزایش یافته و منجر به کاهش نسبت صادرات به واردات کشور در مورد شرکی تجاری می‌شود؛ بنابراین می‌توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را طی دوره مورد بررسی را برای ایران رد کرد. ضریب متغیر نرخ ارز واقعی نیز برای شرکای اروپایی منفی و بی‌معنی و برای شرکای آسیایی دو جهان مثبت و بی‌معنی شده است که این به این معنی است که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول) بر روی تراز تجاری بی‌تأثیر است و بنابراین منحنی جی در بلندمدت برای شرکای اروپایی، آسیایی و جهان تأیید نمی‌شود.

## ٤-٤. نتایج آزمون تصحیح خطای پنلی

جدول ۹. نتایج آزمون panel ecm برای شرکای تجاری اروپایی

| متغیر | ضریب | آماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| DLTB (-1) | -۰/۱۰ | -۱/۹۸ | ۰/۰۴ |
| DLYF (-1) | -۲/۹۵ | -۱/۴۴ | ۰/۱۵ |
| DLYD (-1) | -۰/۷۵ | -۱/۲۶ | ۰/۲۰ |
| DLRER (-1) | ۰/۵۸ | ۲/۹۴ | ۰/۰۰ |
| Ecm (-1) | -۰/۲۰ | -۴/۲۶ | ۰/۰۰ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به نتایج جدول (۱۰) می‌توان گفت در کوتاه‌مدت ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی شرکای اروپایی و متغیر تولید ناخالص ایران منفی و بی‌معنی شده‌اند. ضریب متغیر نرخ ارز واقعی مثبت و معنی‌دار شده است که نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول) بر روی تراز تجاری تأثیر مثبت دارد و بنابراین منحنی جی در کوتاه‌مدت برای شرکای تجاری اروپایی تأیید نمی‌شود. ضریب جمله ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تراز تجاری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، این ضریب نشان می‌دهد که چند دوره طول می‌کشد تا تراز تجاری، به روند بلندمدت خویش برگردد.

ضریب جمله تصحیح خطای در این مدل منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۲۰ است که نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۲۰ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تراز تجاری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

جدول ۱۱. نتایج آزمون panel ecm برای جهان

| متغیر | ضریب | آماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| DLTB (-1) | -۰/۱۵ | -۴/۴۰ | ۰/۰۰ |
| DLYF (-1) | ۰/۴۸ | ۱/۰۶ | ۰/۶۵ |
| DLYD (-1) | -۰/۰۲ | -۰/۰۵ | ۰/۹۵ |
| DLRER (-1) | ۰/۰۷ | ۵/۴۶ | ۰/۰۰ |
| Ecm (-1) | -۰/۰۳ | -۲/۷۰ | ۰/۰۰ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

در جدول (۱۱) و برای حالت جهانی نیز نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی جهان و ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی ایران مثبت منفی و بی‌معنی شده است. ضریب نرخ ارز واقعی نیز مثبت و معنی‌دار آمده است که نشان‌دهنده اثر مثبت افزایش نرخ ارز بر روی تراز تجاری در کوتاه‌مدت است. منحنی جی برای حالت جهانی نیز تأیید نمی‌شود. ضریب جمله تصحیح خطای در این مدل منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۰۳ است که نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۰۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تراز تجاری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

## ۵. بحث و نتیجه‌گیری

بخش تجارت خارجی هر کشور، یکی از بخش‌های مهم اقتصادی محسوب می‌شود. یکی از عوامل مؤثر بر عملکرد بخش بازرگانی خارجی، سیاست ارزی و مسئله ارز است. سیاست ارزی کاهش ارزش پول یکی از مجموعه سیاست‌های تعدیل و تثبیت اقتصادی محسوب می‌شود که با هدف بهبود در موازنه تراز پرداخت‌ها و تقویت رقابت پذیری بین‌المللی از سوی کشورها اتخاذ می‌شود.

مطالعه حاضر با هدف بررسی و تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری دو جانبه بین ایران و شرکای تجاری منتخب اروپایی آسیایی و جهان انجام پذیرفته است. بدین منظور، در این پژوهش با استفاده از داده‌های سالانه در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۵ و با استفاده

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

از روش Panel Fmols و Panel Ecm، روابط میان متغیرها شناسایی گردید. هم‌چنین برای بررسی اثرات نرخ ارز بر تراز تجاری از چهار متغیر تراز تجاری، تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، تولید ناخالص داخلی شریک تجاری و نرخ ارز واقعی استفاده شده است. بر اساس نتایج این تحقیق، وجود پدیده منحنی جی در روابط تجاری ایران با شرکای منتخب اروپایی، آسیایی و جهان تأیید نمی‌شود. نتیجه پژوهش با نتایج پژوهش‌های مورا و داسیلوا[1] (۲۰۰۵)، آلویرا[2] (۲۰۱۴)، ویلسون[3] (۲۰۰۱)، بهمنی اسکویی، گوسوامی و تالوکدر[4] (۲۰۰۵)، آفتاب و خان[5] (۲۰۰۸)، عربشاهی (۱۳۷۶) و اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵) هم‌راستا است و نشان‌دهنده این است که افزایش نرخ ارز در بلندمدت باعث بهبود تراز تجاری نمی‌شود، که با توجه به ساختار نهاده‌ای بخش تولید کالا و وابستگی زیاد آن به کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و نیز کالاهای ضروری و همچنین نوع سیاست‌های پولی و مالی، قابل توجیه است.

سیاست‌گذاران باید پیش از اجرای سیاست تعدیل به سایر عوامل رفتاری تأثیرگذار بر صادرات و واردات و شرایط تولید و تقاضای داخلی توجه خاصی داشته باشند. براین اساس، اعمال سیاست کاهش ارزش پول لزوماً موجب بهبود تراز تجاری در بلندمدت نخواهد شد. همچنین لازم است سیاست‌گذاران به‌منظور جلوگیری از اثرات افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول که موجب بدتر شدن وضعیت تراز تجاری کشور می‌گردد، تدابیری اندیشیده و از افزایش بیش از اندازه نرخ ارز اجتناب نمایند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌شود:

- انتخاب روش مناسب در محاسبه نرخ ارز در توضیح رفتار تجارت خارجی کشور از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. برای محاسبه اثر نرخ ارز بر روی تراز تجاری، لازم است هزینه

1. Moura and Da Silva
2. Alvira
3. Wilson
4. Bahmani-Oskooee, Goswami and Talukdar
5. Aftab and Khan

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

فرصت واقعی آن با در نظر گرفتن مالیات‌ها، سوبسیدها، سیاست‌های تجاری و محدودیت‌های کمی مورد توجه قرار گیرد. نرخ ارز واقعی قادر نیست رفتار تراز تجاری کشور را به نحو رضایت‌بخشی پیش‌بینی کند با افزایش درآمد ملی کشور، واردات آن از کشورهای شریک تجاری اروپایی افزایش یافته است، لذا بهتر است افزایش در درآمد ملی را در جهت تقویت زیرساخت‌های اقتصادی برای تولید کالاهای جانشین واردات و کالاهای داخلی دارای مزیت نسبی سوق دهیم تا این امر باعث تخریب هرچه بیشتر تراز تجاری کشور نشود. با توجه به اینکه افزایش تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری ایران باعث افزایش صادرات ایران و بهبود تراز تجاری می‌گردد لازم است که برنامه‌ریزی اقتصاد بین‌المللی سیاستمداران اقتصادی در راستای بهبود مراودات و تعامل‌های تجاری بین ایران و این کشورها صورت گیرد.

- افزایش نرخ ارز در بلندمدت باعث بهبود تراز نمی‌شود این امر می‌تواند با توجه به ساختار نهاده‌ای بخش تولید کالا (بخصوص وابستگی زیاد آن به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای که بالغ بر ۸۰ درصد واردات کشور را تشکیل می‌دهد) و نیز نوع سیاست‌های پولی و مالی (که عمدتاً انبساطی بوده‌اند) باشد، لذا باید به راهکارهای دیگری مانند کاهش هزینه تولید و بهبود بهره‌وری عوامل و ارزان شدن صادرات اقدام کرد.
- چنانچه دیدیم، از آنجا که با افزایش درآمد ملی کشور، واردات آن از کشورهای شریک تجاری افزایش یافته است، لذا بهتر است افزایش در درآمد ملی را در جهت تقویت زیرساخت‌های اقتصادی برای تولید کالاهای جانشین واردات و کالاهای داخلی دارای مزیت نسبی سوق دهیم تا این امر باعث تخریب هرچه بیشتر تراز تجاری کشور نشود.
- با توجه به اینکه افزایش تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری ایران باعث افزایش صادرات ایران و بهبود تراز تجاری می‌گردد لازم است که برنامه‌ریزی اقتصاد بین‌المللی سیاستمداران اقتصادی در راستای بهبود مراودات و تعامل‌های تجاری بین ایران و این کشورها صورت گیرد.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

## منابع

**احمدی شادمهری، م. و ف. احمدیان یزدی** (۱۳۹۱)، "بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیر نفتی ایران در روابط تجاری با کشور آلمان"، *اقتصاد و توسعه منطقه ای*، دوره ۱۹، شماره ۴، صص ۱۱۴-۱۵۵.

**اخباری، م. و ا. خوشبخت** (۱۳۸۵) "پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان" *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۷۴)، ۱۶۰-۱۲۳.

**جی. ف و ندا فرح بخش** (۱۳۹۲)، "رابطه نرخ ارز با بخش تجارت خارجی ایران. اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران (با رویکرد حمایت از تولید ملی)"، ۲۸ آذرماه، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲، صص ۱۰۳-۸۳.

**حیدری، ح.؛ صالحیان صالحی‌نژاد، ز. و ص. فیضی** (۱۳۹۳)، "تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان-متغیر"، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۵۴، صص ۹۹-۶۷.

**زمانی، ف و ح. مهرابی بشربادی** (۱۳۹۳)، "بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر تجارت محصولات کشاورزی در ایران"، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۶ (۲)، صص۲۸-۱۳.

**عربشاهی، م.** (۱۳۷۶)، "بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش ریال ایران بر تراز تجاری با استفاده از تکنیک‌های همگرایی و الگوی تصحیح خطا"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده علوم اقتصادی سیاسی دانشگاه شهید بهشتی.

**فرح بخش، ندا** (۱۳۹۲)، "رابطه نرخ ارز با بخش تجارت خارجی ایران". *اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران (با رویکرد حمایت از تولید ملی)*، ۲۸ آذرماه، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان.

**مساح، م.** (۱۳۸۸)، *بنیادهای اقتصادی در بازار ارز*، نشر چالش، تهران.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

**Adeniyi, O.; Omisakin, O. and A. Oyinlola** (2011), Exchange Rate and Trade Balance in West African Monetary zone: Is there a j-curve. The International Journal of Applied Economics and Finance, 5 (3), pp. 167-176.

**Aftab, Z., and S. Khan** (2008), "Bilateral J-Curves Between Pakistan and Her Trading Partners", *Pakistan Institute of Development Economics*, No. 2008, pp. 45.

**Amzath, A.; Shen, Y. and D.B.G. Herve** (2010). "The Effects of Real Exchange Rate on Trade Balance in Cote D'Ivoire: Evidence from The Cointegration Analysis and Error-Correction Models", *Journal of Applied Research in Finance* (JARF), 1(3), pp. 44- 60.

**Baek, J.** (2013). "Does the Exchange Rate Matter to Bilateral trade Between Korea and Japan? Evidence from Commodity Trade Data", *Economic Modelling*, No. 30, pp. 856-862.

**Baek, J.** (2014), "Exchange Rate Effects on Korea–US Bilateral Trade: A New look", *Research in Economics*, 68 (3), pp. 214-221.

**Bahmani-Oskooee M. O. H. S. E. N., Goswami, G. G., and Kumar Talukdar, B. I.D.Y.U.T.** (2005). "The Bilateral J-Curve: Australia Versus her 23 Trading Partners", *Australian Economic Papers*, 44 (2), pp. 110-120.

**Bahmani-Oskooee, M., and Brooks, T. J.** (1999), "Bilateral J-curve Between US and her Trading Partners", *Review of World Economics*, 135 (1), pp. 156-165.

**Bahmani-Oskooee, M., and D. Xi** (2015), "A Note on the S-curve Dynamics of Commodity Trade between Brazil and the United States". *Latin American Journal*, 52 (1), pp. 79-94.

**Bahmani-Oskooee, M., and T. Kantipong** (2001), Bilateral J-curve Between Thailand and her Trading Partners", Journal *of Economic Development*, 26(2), pp. 107-118.

**Cao-Alvira, J. J.** (2014), "Real Exchange Rate Volatility on the Short-and Long-Run Trade Dynamics in Colombia", *The International Trade Journal*, 28 (1), pp. 45-64.

**Cheikh, N. B., and Louhichi, W.** (2016). Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach. Economic Modelling, Volume 52, Part A, January 2016, Pages 233-238

**Engle, R.F. and C.W. Granger** (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica", *journal of the Econometric Society*, pp. 251-276.

**Gervais, O.; Schembri, L. and Suchanek, L.** (2015). "Current Account Dynamics, Real Exchange Rate Adjustment and the Exchange Rate Regimein Emerging-Market Economies", *Journal of Development Economics*.

**Im, K.S.; Pesaran, M. H. and Y. Shin** (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of econometrics*, 115 (1), pp. 53-74.

**Magee, S. P.** (1973), "Currency Contracts Pass-Through and Devaluations", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(2), pp. 303-325.

**Moura, G. and Da Silva, S.** (2005), "Is there a Brazilian J-curve", *Economics bulletin*, 6 (10), 1-17.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]

**Pedroni, p.** (2000) "Full Modified OLS for Heterogeneous Co-integrated Panels. Non-stationary Panels Panel Co-integration and Dynamic Panels", *Advances in Econometrics*, pp. 93-130.

**Pedroni, P.** (2004). "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric theory*, 20 (03), pp. 597-625.

**Phillips, P. C. and B. E. Hansen** (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) processes", *The Review of Economic Studies*, 57(1), pp. 99-125.

**Wang, C. H.; Lin, C. H. A. and C. H. Yang** (2012), "Short-run and long-run Effects of Exchange Rate Change on Trade Balance: Evidence from China and its Trading Partners", *Japan and the World Economy*, 24(4), pp. 266-273.

**Wilson, P.** (2001), "Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies—does the J-curve exist for Singapore, Malaysia, and Korea?", *Open economies review*, 12(4), pp. 389-413.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-03-29 ]