نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

تأثیر آستانه‌ای نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری کل و خالص صادرات غیر نفتی در ایران[۱]

زهرا عزیزی[۲]
سیده مهرناز غسالی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۱۶

چکیده

کسری مداوم در تراز تجاری غیر نفتی در ایران سبب شده است که موضوع عوامل توضیح‌دهنده آن مورد توجه محققین و سیاست‌گذاران قرار گیرد. از این رو در مقاله حاضر تلاش شده که با استفاده از یک الگوی غیر خطی رگرسیون انتقال ملایم توابع تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی با تاکید بر اثر نرخ پس‌انداز برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ مورد برآورد قرار گیرد. در این راستا در کنار متغیرهایی همچون نرخ ارز، درآمد سرانه داخلی و درآمد سرانه جهانی که پرکاربردترین متغیرها جهت برآورد تراز تجاری هستند، دو متغیر نرخ پس‌انداز و متغیر مجازی تحریم نیز به عنوان عوامل مؤثر در چارچوب دو الگوی مجزای تراز تجاری و تراز تجاری غیر نفتی در نظرگرفته شده است. نتایج حاصل از الگوی رگرسیون انتقال ملایم با رد فرضیه خطی بودن، مدل غیر خطی دو رژیمی را با در نظر گرفتن نرخ پس‌انداز به عنوان متغیر انتقال، برای هر دو الگو پیشنهاد می‌دهد. نرخ پس‌انداز در رژیم اول (قبل از حد آستانه نرخ پس‌انداز) در هر دو الگو اثر منفی و در رژیم دوم (بعد از حد آستانه نرخ پس‌انداز) تأثیر مثبت بر تراز تجاری داشته است. نرخ ارز حقیقی موثر نیز جز در رژیم اول تراز تجاری غیر نفتی، اثر مثبت بر هر دو داشته اما اندازه آن در رژیم‌های مختلف و بسته به نوع تراز تجاری متفاوت است. با توجه به تغییر ضریب این متغیر لازم است در اجرای هرگونه سیاست تعدیل نرخ ارز به منظور اثرگذاری بر تراز تجاری، به شرایط حاکم بر الگو و تفاوت ضرایب نیز توجه گردد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌ها تنها بر تراز تجاری کل اثر معناداری داشته‌اند.

واژگان کلیدی: تراز تجاری، تراز تجاری غیر نفتی، نرخ پس‌انداز، تحریم، رگرسیون انتقال ملایم.

Keyword: Trade Balance, Non-oil Trade Balance, Savings Rate, Sanctions, Smooth Transition Regression.

JEL Classification: F4, E21, C01, F13.

---

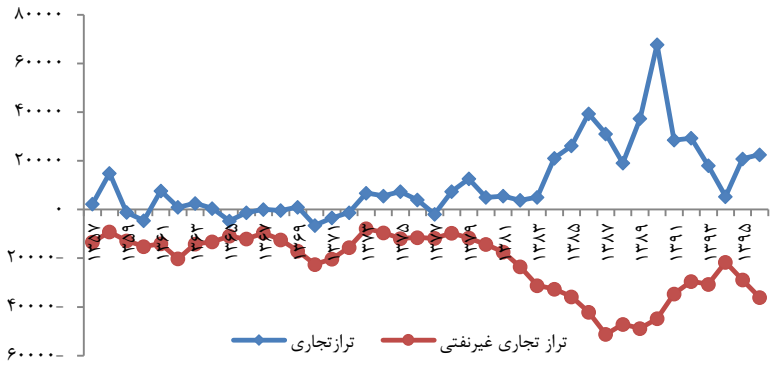
۱. این مقاله مستخرج از پایان نامه مقطع کارشناسی ارشد اقتصاد سیده مهرناز غسالی در دانشگاه الزهرا است.

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
z.azizi@alzahra.ac.ir

۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران
Mehrnaz_ghasali@yahoo.com

۱- مقدمه

تراز تجاری یکی از مفاهیم کلیدی تجارت بین‌الملل و از مشخصه‌های اصلی توسعه اقتصادی محسوب می‌شود. اهمیت تراز تجاری برای یک کشور از آن روست که نشان‌دهنده اطلاعات مهمی از روابط بین‌المللی یک کشور با سایر کشورها و نشان‌دهنده موقعیت بین‌المللی یک کشور است. برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه تراز تجاری به‌عنوان یک محدودیت استراتژیک به شمار می‌آید. زیرا با مطالعه و بررسی اقتصاد کشورهای در حال توسعه تقریبا ویژگی‌های مشترکی در همه آن‌ها ملاحظه می‌شود. از جمله این موارد می‌توان به کسری تجاری گسترده و مداوم اشاره کرد. در کشور ایران نیز به دلیل تک‌محصولی بودن و وابستگی به صادرات نفت، تراز تجاری بدون نفت اغلب دارای کسری بوده است. این مساله در نمودار ۱ به وضوح قابل رویت است.



منبع: داده‌های بانک مرکزی ایران

نمودار ۱: روند تراز تجاری نفتی و غیر نفتی (بر حسب میلیون دلار)

ایران به دلیل برخورداری از منابع طبیعی فراوان با وابستگی شدید به درآمد حاصل از صادرات نفت مواجه بوده که یک بخش مولد حقیقی نیست. عرضه ارز ناشی از صادرات نفت به اقتصاد طی سال‌های متمادی، نرخ ارزی را ایجاد کرده که برای سایر بخش‌های تولیدی یک نرخ مطلوبِ ناشی از تولید حقیقی نبوده است. از سوی دیگر بازار جهانی نفت همواره بی‌ثباتی و نوسانات شدیدی را تجربه کرده است. اتکای فرآیند ارزآوری در اقتصاد به صادرات نفت، سبب انتقال شدید این بی‌ثباتی‌ها به عرضه ارز و بازار آن در اقتصاد می‌شود که می‌تواند بر بخش خارجی اقتصاد و سایر متغیرهای کلان آثار نامطلوبی را بر جای گذارد. همچنین تمام شدن منابع نفتی در

آینده‌ای نه چندان دور، لزوم توجه به تراز تجاری غیر نفتی را آشکار ساخته و نیاز به مطالعات بیشتری در زمینه افزایش خالص صادرات غیر نفتی و بهبود تراز تجاری را نمایان می‌سازد.

این مساله توجه سیاست‌گذاران را به اتخاذ سیاست‌هایی جهت برطرف نمودن کسری تراز تجاری به ویژه بدون وابستگی آن به نفت به خود جلب نموده است. استراتژی‌های متفاوتی جهت مقابله با آن اتخاذ شده است اما برای اجرای صحیح هرگونه سیاستی در این حوزه لازم است عوامل مؤثر بر آن به درستی شناسایی شود. از طرفی ضرایب موجود در رابطه با تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ ارز که به عنوان ابزاری جهت تنظیم تراز تجاری به کار می‌رود، نیز اهمیت ویژه‌ای دارد.

مقاله حاضر از چند منظر دارای نوآوری است. اول این‌که، در حوزه بررسی عوامل موثر بر تراز تجاری مطالعات گسترده‌ای انجام شده است که اغلب اثر مهم‌ترین عوامل موثر بر آن یعنی نرخ ارز، درآمد داخلی و درآمد شرکای تجاری را در نظر گرفته‌اند. اما گروهی از مطالعات جدید نشان داده‌اند که نرخ پس‌انداز نیز می‌تواند هم به طور مستقیم و هم به صورت غیر مستقیم بر تراز تجاری اثرگذار باشد و در نظر نگرفتن آن در مدل می‌تواند برآورد ضرایب را دچار خطا نماید. این در حالی است که مطالعه تجربی این موضوع کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از این رو در مطالعه حاضر اثر نرخ پس‌انداز در کنار سایر متغیرها بر تراز تجاری بررسی می‌گردد. دوم این‌که، ایران در سال‌های پس از انقلاب همواره با مشکلات ناشی از وجود تحریم‌ها در تنظیم روابط تجاری خود مواجه بوده است. شدت تحریم‌های اقتصادی اعمال شده می‌تواند تراز تجاری ایران را تحت تاثیر قرار دهد. بنابراین شدت تحریم‌ها به شکل متغیر مجازی در الگو وارد شده و اثر آن در مدل کنترل می‌گردد. سوم این‌که، به دلیل وجود احتمال غیر خطی بودن اثر متغیرها بر تراز تجاری از یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم[1] استفاده شده است. استفاده از این الگو به دلیل خصوصیات خاص خود در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. این روش در واقع حالت پیشرفته‌تری از الگوهای رگرسیونی تغییر وضعیت[2] است که این امکان را ایجاد می‌کند که ضرایب اثرگذاری متغیرها بر حسب شرایط حاکم بر الگو در طول زمان تغییر کند و این تغییر در ضرایب می‌تواند به شکل ناگهانی نباشد. برآورد ضرایب به این روش می‌تواند تخمین دقیق‌تری از ضرایب بر حسب شرایط حاکم بر مدل ارائه نماید. چهارم، با توجه به این‌که به نظر می‌رسد که صادرات نفت کمتر تحت تاثیر متغیرهای اقتصادی باشد و از سوی دیگر بهبود خالص صادرات غیر نفتی

[1]. Smooth Transition Regression Model (STR)
[2]. Switching regression

می‌تواند تأثیر بسیاری در حرکت به سمت اقتصاد بدون نفت داشته باشد، دو الگوی مجزا برای تراز تجاری در دو شکل تراز تجاری کل و تراز تجاری بدون نفت (خالص صادرات غیر نفتی) در نظر گرفته شده است. بنابراین در مقاله حاضر این فرضیات که رابطه بین تراز تجاری (کل و غیر نفتی) و عوامل مؤثر بر آن مشابه با آن‌چه در مطالعات جدیدی همچون چین وا[1] (۲۰۱۲) و چیو و سان[2] (۲۰۱۶) مطرح شده است، از یک الگوی غیر خطی تبعیت می‌کند، مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین به نظر می رسد که مطابق با این مطالعات نرخ پس‌انداز می‌تواند بر تراز تجاری موثر باشد که این موضوع در این مقاله ارزیابی می‌گردد.

این مقاله شامل ۶ بخش است. پس از مقدمه، مبانی نظری مربوط به نحوه اثرگذاری نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری و سایر عوامل موثر بر آن بررسی می‌گردد. در بخش سوم به بررسی پیشینه تجربی موضوع پرداخته می‌شود. در بخش چهارم، مدل و روش برآورد آن معرفی شده و در بخش پنجم نتایج تجربی به دست آمده از برآورد الگو تبیین می‌گردد. در انتها نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات حاصل از این پژوهش بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری

تراز پرداخت‌های خارجی یکی از بزرگترین معیارهای سنجش و اندازه‌گیری جریان مبادلات تجاری و نقل و انتقال سرمایه در یک اقتصاد باز است که نشان‌دهنده روابط اقتصادی بین یک کشور با سایر کشورهای جهان است. تراز تجاری عمده‌ترین بخش تشکیل‌دهنده تراز پرداخت‌ها به خصوص در ایران است. با توجه به اهمیت تراز تجاری به عنوان متغیری مهم و استراتژیک در رشد و توسعه اقتصادی، در این بخش به بررسی عوامل مؤثر بر تراز تجاری با تأکید بر نرخ پس‌انداز پرداخته می‌شود. به همین دلیل در ادامه در دو بخش مجزا تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری و تأثیر سایر عوامل بر تراز تجاری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱- اثر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری

پس‌انداز نشان‌دهنده توان اقتصادی کشور در تجهیز منابع مالی و پولی است. به طور کلی دلایل مختلفی برای توجیه تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری مطرح است که از جمله این دلایل می‌توان

[1] .Chin Wa (2012)
[2]. Chiu & Sun (2016)

به اثرات مستقیم نرخ پس‌انداز از کانال تولید ناخالص داخلی بر اساس دیدگاه کروگمن[1] (۱۹۹۱) و اثرات غیر مستقیم آن طبق نظریه وجوه قابل استقراض اشاره کرد.

الف) اثر مستقیم: افزایش نرخ پس‌انداز به معنی کاهش مصرف است لذا با فرض ثابت بودن سهم واردات از کالاهای مصرفی، تقاضا برای واردات به واسطه کم شدن مصرف داخلی کاهش یافته و از طرفی صادرات نیز به واسطه کاهش مصرف افزایش می‌یابد. در نتیجه افزایش نرخ پس‌انداز باعث بهبود تراز تجاری می‌شود.

اما بر اساس دیدگاه اقتصاددانان کلاسیک، پس انداز عامل اصلی شکل‌گیری سرمایه‌گذاری است. بر اساس دیدگاه آنان اگر پس‌انداز برای مقاصد سرمایه‌گذاری در دسترس بخش‌های تولیدی قرار گیرد، منجر به افزایش تشکیل سرمایه و تولید می‌شود. بر این اساس نیاز به واردات کالاهای واسطه‌ای نیز افزایش یافته و بدین ترتیب می‌تواند منجر به کاهش تراز تجاری گردد.

در صورتی که بخواهیم در چارچوب یک الگوی تعادل درآمد ملی به بررسی تاثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری بپردازیم، می‌دانیم که در یک اقتصاد تعادل درآمد ملی از معادله (۱) به‌دست می‌آید:

$$Y = C + I + G + X - M \qquad (۱)$$

با انتقال مصرف از سمت راست معادله به سمت چپ خواهیم داشت:

$$Y - C = I + G + X - M \qquad (۲)$$

و با در نظر گرفتن Y-C به عنوان پس‌انداز داریم:

$$S = I + G + X - M \qquad (۳)$$

با جابه‌جایی سرمایه‌گذاری (I) و مخارج دولتی (G) به طرف دیگر معادله، تراز تجاری را به صورت معادله (۴) خواهد بود:

$$CA = S - I - G \qquad (۴)$$

[1]. Krugman (1991)

معادله (۴) نشان‌دهنده یک رابطه مثبت بین پس‌انداز کل و تراز تجاری یک کشور است. بنابراین پس‌انداز تاثیر مستقیمی بر تراز تجاری دارد (چیو و سان[1]، ۲۰۱۶).

با توجه به این‌که پس‌انداز کل از حاصل ضرب نرخ پس‌انداز در درآمد کل بدست می‌آید، تغییر در نرخ پس‌انداز هم به صورت مستقیم و هم از کانال تغییر در درآمد می‌تواند بر پس‌انداز کل مؤثر باشد.

$$S = s.y \qquad (۵)$$

در مدل رشد هارود- دومار[2] پس‌انداز به عنوان یکی از عوامل اصلی در تعیین رشد اقتصادی است. این مدل بیان می‌کند که رشد اقتصادی (g) به نسبت سرمایه به تولید یا ثابت سرمایه (v) و میل نهایی به پس‌انداز (s) بستگی دارد. در این مدل نسبت سرمایه به تولید ثابت بوده و نرخ رشد تولید برابر با نرخ رشد سرمایه می‌باشد. به عبارت دیگر در این مدل، نرخ رشد با نسبت نرخ پس‌انداز به نرخ ثابت سرمایه برابر است ($g = \frac{s}{v}$). در نتیجه با افزایش نرخ پس‌انداز، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد.

مدل سولو[3] (۱۹۵۶) که یکی از مدل‌های رشد نئوکلاسیکی است سعی در رفع اشکالات موجود در مدل هارود دومار دارد. در این مدل تکنولوژی به صورت برون‌زا فرض شده است و افزایش نرخ پس‌انداز در کوتاه‌مدت می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر بگذارد ولی در بلندمدت تأثیری بر نرخ رشد ندارد و فقط موجب افزایش تولید سرانه می‌شود. از نظر تکنیکی، افزایش نرخ پس‌انداز به صورت برون‌زا، موجب افزایش موجودی سرمایه و تولید سرانه در وضعیت پایدار[4] می‌شود که در زمان حرکت به سمت وضعیت پایدار جدید موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌گردد (رومر[5]، ۲۰۱۱).

از سوی دیگر کینز در نظریه تناقض خست[6] نشان داده است که پس‌انداز بیشتر همواره مفید نیست. در شرایط رکودی نرخ پس‌انداز بیشتر، موجب کاهش مصرف در سطح کلان شده و در نتیجه تولید و درآمد ملی را کاهش می‌دهد. از این رو تاثیر نرخ پس‌انداز بر درآمد همواره یکسان

1. Chiu & Sun (2016)
2. Harrod-Domar
3. Solow (1956)
4. Steady State
5. Romer (2011)
6. Paradox of Thrift

نیست. بنابراین اثر نرخ پس‌انداز بر پس انداز کل و در نهایت بر تراز تجاری می‌تواند به جهت تاثیر آن بر درآمد ملی بستگی داشته باشد.

ب) اثر غیر مستقیم: طبق تئوری وجوه قابل استقراض، نرخ بهره در بازار این وجوه تعیین می‌شود. این بازار نیز همانند سایر بازارها دارای عرضه و تقاضا بوده و نرخ بهره توسط همین عرضه و تقاضا در بازار تعیین می‌گردد. عرضه وجوه قابل استقراض از سوی افرادی و یا بنگاه‌هایی می‌باشد که دارای مازاد درآمد بر مصرف بوده و می‌خواهند این مازاد خود را پس‌انداز کنند. لذا پس اندازهای خود را در بازار وجوه قابل استقراض عرضه کرده و آن را به دیگران قرض می‌دهند. برای مثال می‌توانند پس‌اندازهای خود را به بانک سپرده و بانک نیز این منابع را به دیگران قرض می‌دهد. تقاضای این وجوه از سوی افراد و یا بنگاه‌هایی است که قصد سرمایه‌گذاری دارند. بنابراین نرخ بهره در این بازار قیمت استقراض می‌باشد که از وام‌گیرندگان به پس‌اندازکنندگان پرداخت می‌شود. نرخ بهره بالا منجر به پرهزینه‌تر شدن استقراض شده در نتیجه تقاضا برای وجوه قابل استقراض با افزایش نرخ بهره، کاهش می‌یابد. بنابراین تقاضا برای این وجوه نزولی می‌باشد. همچنین افزایش نرخ بهره موجب تشویق پس‌اندازکنندگان شده، در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد. این امر موجب افزایش عرضه وجوه قابل استقراض می‌شود که نشان‌دهنده منحنی صعودی عرضه‌ی این وجوه است. نرخ بهره در این بازار و در تعادل عرضه و تقاضای وجوه قابل استقراض تعیین می‌شود.

طبق تئوری وجوه قابل استقراض با افزایش نرخ پس‌انداز، منحنی عرضه‌ی این وجوه به سمت راست منتقل شده که این امر موجب کاهش نرخ بهره می‌گردد. در یک اقتصاد دارای حساب سرمایه قوی کاهش نرخ بهره منجر به افزایش جریان خروج سرمایه شده و در نتیجه تقاضای پول داخلی کاهش یافته و ارزش آن نیز کاهش می‌یابد. کاهش ارزش پول داخلی منجر به ارزان‌تر شدن صادرات و گران‌تر شدن واردات می‌شود. در نتیجه واردات کاهش و صادرات افزایش می‌یابد و این‌گونه می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری شود. در واقع اثر غیر مستقیم از طریق تغییر نرخ بهره باعث تغییر نرخ ارز شده و از این کانال سبب تغییر تراز تجاری می‌گردد (چیو و سان، ۲۰۱۶). البته باید توجه داشت که در اقتصاد ایران با توجه به تعیین دستوری نرخ بهره این کانال اثرگذاری از کارایی لازم برخوردار نیست.

۲-۲- سایر عوامل اثرگذار بر تراز تجاری

۲-۲-۱- تأثیر تحریم بر تراز تجاری

از سال‌های آغازین انقلاب همواره غرب در تلاش است تا با وضع قوانین و مقررات، روابط تجاری ایران با سایر کشورها را محدود کرده و موانعی را در انجام سرمایه‌گذاری خارجی در ایران ایجاد کند. از آن‌جا که اقتصاد ایران به شدت به درآمدهای نفتی وابسته می‌باشد هرگونه آسیب به آن منجر به آسیب رساندن به کل اقتصاد کشور می‌شود (مصطفوی و همکاران، ۱۳۹۴). تحریم‌ها همانند محدودیت‌های مقداری عمل کرده و تجارت را کاهش می‌دهد. ایران در فرآیند تحریم‌های اقتصادی با تغییر ساختار تجارت خارجی و روی آوردن به تجارت با کشورهایی که از تحریم‌های اقتصادی، کمتر تبعیت کرده‌اند مانند چین، هند و ترکیه، سعی در دور زدن تحریم‌ها و حفظ جریان تجارت کالاهای ضروری برای رشد و توسعه اقتصادی کشور نموده است.

تحریم‌های اقتصادی از دو طریق بر کشور اثر گذارند: اول قطع روابط تجاری که کشور تحت تحریم را از برخی منافع تجارت محروم می‌کند. دوم، عدم استفاده از سود تجاری که بر کشور تحریم شونده اثر می‌گذارد. تحریم‌های تجاری می‌توانند به صورت تحریم صادرات به کشور هدف و یا تحریم واردات از کشور هدف باشند. در این‌گونه تحریم‌ها معمولا کشور تحریم شده می‌تواند با کمی هزینه بیشتر کالاهای مورد نیاز را از کشور دیگری وارد نماید. به همین دلیل تحریم‌های یک جانبه به احتمال زیاد خسارت کمتری به کشور هدف وارد می‌کنند (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۴).

تحریم‌های نفتی موجب کاهش میزان تولید نفت و صادرات آن می‌گردد در نتیجه درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد. این کاهش دولت را برای مقاصدی همچون تأمین کالاهای اساسی مجبور به استقراض از بانک مرکزی کرده که موجب افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی می‌گردد. افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی پایه پولی را افزایش داده و در نهایت منجر به افزایش نقدینگی در جامعه می‌گردد و تورم نیز افزایش می‌یابد (سادات اخوی و همکاران، ۱۳۹۶). افزایش سطح قیمت‌های داخلی در صورتی که از طریق تعدیل نرخ ارز اسمی جبران نگردد، قدرت رقابت‌پذیری کالاهای تولید داخل را کاهش داده و وضعیت تراز تجاری را بدتر می‌کند.

۲-۲-۲- تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری

کاهش ارزش پول ملی به عنوان یکی از ابزارهای اقتصادی جهت اصلاح کسری تجاری است، چرا که با تنزل ارزش پول ملی و یا به عبارت دیگر با افزایش نرخ ارز حقیقی مخارج مصرف‌کنندگان از کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی منتقل می‌گردد و با افزایش صادرات و کاهش واردات منجر به بهبود تراز تجاری می‌گردد. با این وجود امکان اختلال در مکانیسم اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری نیز وجود دارد (گلدبرگ و ویسک دیلون[1]، ۲۰۰۷). موفقیت اجرای این سیاست تا حد زیادی منوط به قرار گرفتن تقاضا در مسیر صحیح و وجود ظرفیت‌های مناسب در این ارتباط است. به گونه‌ای که اگر تولید داخلی پاسخگوی نیاز داخلی نباشد، مکانیسم اثرگذاری این سیاست بر کاهش واردات با اخلال مواجه می‌شود (گوایتان[2]، ۱۹۷۶).

برونو[3] (۱۹۷۹) و وینبرگن[4] (۱۹۸۹) بیان می‌کنند که کاهش ارزش پول ملی سبب افزایش هزینه تولید بنگاه‌هایی خواهد شد که از نهاده وارداتی در فرآیند تولید خود استفاده می‌کنند، در نتیجه ممکن است موجب چیره شدن این تأثیر منفی بر تولید شده و قیمت‌های داخلی افزایش یابد. در این رابطه گیلفسن و اشمیت[5] (۱۹۸۳) اثر نهایی کاهش ارزش پول ملی را وابسته به میزان انتقال منحنی‌های عرضه و تقاضا می‌دانند.

در صورتی که رابطه یک به یک بین قیمت‌های داخلی و نرخ ارز وجود داشته باشد، افزایش رقابت‌پذیری که در صادرات به سبب افزایش نرخ ارز اتفاق می‌افتد با کاهش رقابت‌پذیری صادرات به سبب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها جبران شده و افزایش در نرخ ارز تأثیری بر تراز تجاری نخواهد گذاشت. به این ترتیب ترکیب نرخ ارز اسمی و تورم بالا باعث می‌شود رقابت‌پذیری صادرات بدون تغییر باقی بماند (ایتو و ساتو[6]، ۲۰۰۸). از این رو برای بررسی دقیق‌تر این ارتباط بهتر است از نرخ ارز حقیقی استفاده گردد که برآیندی از تغییر نرخ ارز اسمی و سطح قیمت‌ها را در خود نهفته دارد.

---

1. Goldberg &Wisk Dillon (2007)
2. Guittian (1976)
3. Bruno (1979)
4. Wijnbergen (1989)
5. Gylfason & Schmidt (1983)
6. Ito & Sato (2008)

با توجه به آن‌چه بیان شد تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری دارای ابهام است چرا که مطالعات نشان‌دهنده نتایج متفاوتی است. به عبارت دیگر در برخی از مطالعات کاهش ارزش حقیقی پول ملی(افزایش نرخ ارز حقیقی)، دارای تاثیر مثبت بر تراز تجاری بوده و در برخی دیگر افزایش نرخ ارز تأثیر منفی بر تراز تجاری بر جا می‌گذارد. اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری با توجه به شرط مارشال- لرنر بیان‌گر این مطلب است که زمانی کاهش ارزش پول داخلی منجر به بهبود تراز تجاری می‌شود که مجموع کشش‌های صادرات و واردات کشور بزرگتر از یک باشد. اما در صورتی‌که مجموع کشش‌های صادرات و واردات برای یک کشور کوچک‌تر از یک باشد، کاهش ارزش پول ملی نمی‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری شود. در نتیجه اثرگذاری تضعیف ارزش پول ملی برای یک کشور، به میزان مجموع کشش‌های صادرات و واردات آن کشور بستگی دارد.

۲-۲-۳- تأثیر درآمد داخلی بر تراز تجاری

طبق الگوهای کینزی، نظریه اولیه در رابطه با تأثیر درآمد بر تراز تجاری این است که افزایش درآمد از طریق افزایش تقاضای کالاهای وارداتی منجر به افزایش واردات می‌گردد، به طوری که می‌تواند واردات کالاهای مصرفی و یا واسطه‌ای و سرمایه‌ای را افزایش دهد. اما اگر افزایش درآمد داخلی با استراتژی جایگزینی واردات همراه گردد، می‌تواند سبب کاهش واردات شود (بهمنی اسکویی و کانتی پونگ[1]، ۲۰۰۱). از طرفی افزایش درآمد در صورتی که منجر به افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای مورد استفاده در تولید کالاهای صادراتی شود می‌تواند در بلندمدت با بهبود تولیدات داخلی و تأمین نیاز داخلی، صادرات کالاها را بهبود دهد و منجر به رشد مثبت تراز تجاری گردد. بنابراین تأثیر نهایی درآمد بر تراز تجاری بستگی به برآیند این دو اثر دارد.

۲-۲-۴- تأثیر درآمد شرکای تجاری بر تراز تجاری

تراز تجاری کل در هر کشوری علاوه بر این‌که متأثر از درآمد داخلی آن کشور است، تحت تأثیر درآمد شرکای تجاری کشور مذکور و یا به عبارتی تحت تأثیر درآمد جهانی نیز قرار می‌گیرد. افزایش درآمد شرکای تجاری به معنای افزایش تمایل آن‌ها به واردات بیشتر است که منجر به افزایش تقاضا برای صادرات کشور مذکور است. اما به طور مشابه اگر این کشورها از سیاست

[1]. Bahmani-Oskooee & Kantipong (2001)

جایگزینی واردات در قبال کالاهای صادراتی استفاده نمایند تراز تجاری کشور مورد نظر بهبود نخواهد یافت (بهمنی اسکویی و کانتی پونگ، ۲۰۰۱).

تأثیر درآمد بر تراز تجاری هر کشوری به کشش درآمدی تقاضای واردات و کشش درآمدی جهان برای صادرات آن کشور بستگی دارد. اگر کشش درآمدی تقاضای واردات بیشتر از کشش درآمدی خارجی تقاضای صادرات باشد، رشد واردات کشور بیشتر از رشد صادرات آن خواهد بود و تراز تجاری بدتر خواهد شد. در این صورت کشور با یک انتخاب دشوار مواجه خواهد بود زیرا اگر همپای شریک تجاری خود رشد کند کسری تجاریش در طول زمان افزایش خواهد یافت و چنان‌چه به دنبال حفظ تعادل در تراز تجاری خود باشد، می‌بایست رشد درآمد داخلی کمتری را از شرکای تجاری خود تجربه کند (پیری و همکاران، ۱۳۹۵).

۳- پیشینه پژوهش

اگرچه ادبیات گسترده‌ای در رابطه با برآورد تراز تجاری وجود دارد، اما مطالعاتی که به ویژه در رابطه با اثر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری باشد، بسیار اندک است و تقریبا محدود به سال‌های اخیر می‌شود. در این بخش به مرور مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در این زمینه پرداخته شده است.

اولیوی[1] (۲۰۰۰) به بررسی اثرات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر تعادل حساب جاری ایالات متحده برای یک دوره ۴۰ ساله پرداخت. یافته‌های مطالعه وی نشان می‌دهد که به طور متوسط سرمایه‌گذاری تا حد زیادی موجب توازن در حساب جاری بلندمدت می‌شود. همچنین نتایج حاکی از آن است که پس‌انداز پایین یکی از عوامل ایجاد کسری تجاری است.

سان[2] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی تغییرات ساختاری، پس‌انداز و تراز حساب جاری گروهی از کشورهای منتخب آسیایی و آمریکای لاتین طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۵ پرداخت. وی اثر متغیرهای نرخ تورم، درجه باز بودن تجاری، رابطه مبادله و نرخ بهره بر پس‌انداز و تراز حساب جاری را با استفاده از رویکرد پانل پویا مورد ارزیابی قرارداد. نتایج حاصل از برآورد حاکی از تاثیر مثبت پس‌انداز بر تراز تجاری کشورهای مورد بررسی است.

[1]. Olivei (2000)
[2]. Sun (2011)

چیو و سان[1] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای نقش نرخ پس‌انداز و نرخ ارز را بر تراز تجاری طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۵ در ۷۶ کشور منتخب دنیا مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها به منظور بررسی اثرات غیر خطی نرخ پس‌انداز الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی را به کار بردند. نتایج نشان می‌دهد که کشورهایی با نرخ پس‌انداز بالاتر از حد آستانه‌ای ۱۴/۸ درصد توان بهبود در تراز تجاریشان را با افزایش در نرخ پس‌انداز یا کاهش ارزش پول دارند.

چیو و رن[2] (۲۰۱۹) با استفاده از دو گام متفاوت تکنیک GMM به بررسی رابطه خطی و غیر خطی بین تراز تجاری دو جانبه، نرخ پس‌انداز و نرخ ارز واقعی برای کشور چین و ۱۰۲ شریک تجاری آن برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ پرداختند که نتایج نشان‌دهنده آن است که کاهش ارزش پول ملی در رگرسیونی که شامل همه کشورهای نمونه بوده است، مازاد تجاری چین را افزایش می‌دهد. اما رابطه متفاوتی بین تراز تجاری چین و نرخ ارز واقعی با شرکای تجاری با درآمد بالا و درآمد پایین وجود دارد. زمانی که شریک تجاری دارای درآمد بالا باشد، کاهش ارزش پول ملی می‌تواند تاثیر ناچیز یا منفی داشته باشد.

برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) نیز در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز در کنار متغیرهایی نظیر درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۳۹ پرداختند. نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت متغیرهای نرخ پس‌انداز، درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه و همچنین تأثیر منفی نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری است. همچنین برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) در چارچوب یک الگوی مارکوف سوییچینگ دو رژیمی برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۰ اثر نرخ پس‌انداز را بر تراز تجاری کل بررسی نمودند. ایشان تراز تجاری کل را تابعی از نرخ پس‌انداز، درجه باز بودن تجاری، نرخ ارز مؤثر واقعی، و تولید ناخالص داخلی سرانه در نظر گرفتند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تاثیر منفی نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری در رژیم اول و تاثیر مثبت آن در رژیم دوم است. همچنین ضرایب نرخ ارز مؤثر واقعی در رژیم‌های اول و دوم دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری شده‌اند. سایر نتایج حاکی از اثرگذاری نامتقارن درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم‌های اول و دوم بر تراز تجاری بوده است.

---

1. Chiu & Sun (2016)
2. Chiu & Ren (2019)

۴- معرفی الگو

بر اساس آن‌چه در ادبیات نظری و تجربی در مورد تراز تجاری بیان شد، مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تراز تجاری در الگو وارد شده است. مطالعاتی نظیر چیو و سان (۲۰۱۶)، چیو و رن (۲۰۱۹)، آریز و همکاران[1] (۲۰۱۷)، شهبازی و همکاران (۱۳۹۳) و برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) نشان داده‌اند که الگوی تراز تجاری می‌تواند از یک فرآیند غیر خطی تبعیت نماید. این مطالعات اغلب به دنبال برآورد صحیحی از میزان اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری بوده‌اند که در رابطه با آن نتایج متفاوتی در مطالعات تجربی اتخاذ شده است. گوین[2] (۱۹۹۱) اشاره به این دارد که برقراری شرط مارشال لرنر بستگی زیادی به فرمول‌بندی دقیق رفتار پس‌اندازی دارد. همچنین گوین (۱۹۹۱) بر اساس نتایج تئوری توضیح می‌دهد که این نتایج ناسازگار و ناهماهنگ در بررسی رابطه نرخ ارز و تراز تجاری ممکن است به خاطر غفلت از تأثیر پس‌انداز باشد. در این راستا پس از بررسی وجود رابطه غیر خطی، جهت بررسی ارتباط بین نرخ پس‌انداز و تراز تجاری از یک مدل غیر خطی رگرسیون انتقال ملایم استفاده خواهد شد.

دو ویژگی الگوهای رگرسیون انتقال ملایم در مقایسه با الگوهای متعارف، باعث شد موضوع پژوهش با استفاده از این الگو مورد برآورد قرار گیرد.

۱- اول آن‌که امکان ایجاد چندین نظام بین متغیرها بر حسب شرایط مختلف وجود دارد. این شرایط به وسیله متغیر انتقال و فاصله آن با حد آستانه مشخص می‌شود. در این الگو تغییر در رژیم‌ها یا شکست‌های ساختاری به صورت درون‌زا و با کمک الگو مشخص می‌شود و بنابراین نیازی به وارد کردن متغیر موهومی یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست (عزیزی، ۱۳۹۷).

۲- این الگو ضمن مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم، قابلیت نشان دادن سرعت انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نیز دارد (گل خندان و همکاران، ۱۳۹۶). بدین ترتیب انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌تواند به شکل ملایم اتفاق افتد که این مساله نیز در درون الگو تعیین می‌گردد.

الگوی رگرسیون انتقال ملایم در حالت کلی توسط معادله (۶) تعریف می‌شود.

$$y_t = \pi' w_t + \left(\theta' w_t\right) G(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۶)$$
$$w_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p1}, x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-p2})$$

[1]. Arize (2017)
[2]. Gavin (1991)

که در آن y_t نشان‌دهنده متغیرهای درون‌زا، x_t نشان‌دهنده متغیرهای برون‌زا و π و θ نشان‌دهنده بردارهای پارامتر می‌باشد. s_t متغیر انتقال نام دارد و تغییرات آن باعث تغییر ضریب متغیرهای برآوردگر می‌شود. این متغیر وضعیت‌های مختلف اقتصادی را فرمول‌بندی می‌کند. این متغیر می‌تواند وقفه متغیر درون‌زا یا برون‌زا باشد و یا این‌که متغیر سومی خارج از این چارچوب باشد (عزیزی و هادیان، ۱۳۹۱). $G(.)$ تابع انتقال است که تابعی لجستیک، پیوسته و کران‌دار می‌باشد و به صورت معادله (۷) تعریف می‌شود:

$$G(s_t,\gamma,c)=\{1+\exp[-\gamma\prod_{j=1}^{J}(s_t-c_j)]\}^{-1}\quad ,\gamma>0 \qquad (۷)$$

این تابع نحوه انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نشان می‌دهد و مقدار آن می‌تواند بین صفر و یک باشد که بر این اساس ضرایب الگو بین π و $\pi+\theta$ در نوسان خواهد بود. در این تابع γ پارامتر شیب[1] و c پارامتر موقعیت[2] است. پارامتر شیب مشخص‌کننده سرعت انتقال بین دو الگوی حدی بوده و پارامتر موقعیت یا آستانه، تعیین‌کننده حد آستانه[3] بین این رژیم‌هاست. مقدار متغیر انتقال و مقدار تابع انتقال متناظر با آن، تعیین‌کننده الگوی حاکم در هر دوره زمانی خواهد بود (عزیزی و هادیان، ۱۳۹۱).

در تخمین الگو معمولا دو $J=1$ $(LSTR1)$ و $J=2$ $(LSTR2)$ در نظر گرفته می‌شود.

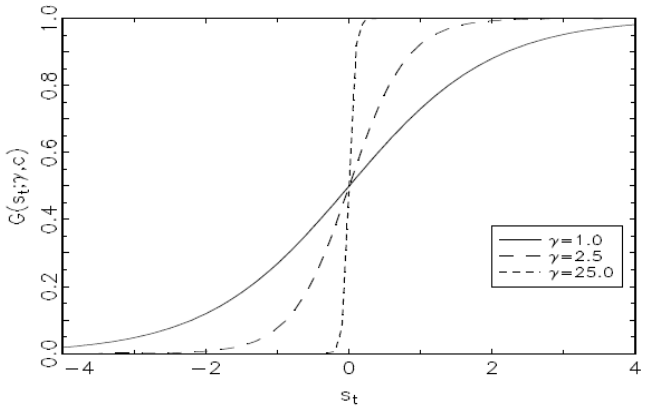
در حالت $J=1$ پارامتر های $\pi+\theta G(s_t,\gamma,c)$ به صورت تابعی یکنوا[4] از s، بین π و $\pi+\theta$ تغییر می‌یابد.

در حالت $J=2$ پارامتر های $\pi+\theta G(s_t,\gamma,c)$ به صورت متقارن[5] حول مقدار میانی $\frac{c_1+c_2}{2}$ تغییر می‌یابد.

شکل ۱ نشان‌دهنده تابع لجستیک $G(s_t,\gamma,c)$ برای حالت $J=1$ (LSTL1) و برای مقادیر مختلف پارامتر شیب (γ)، و $c=0$ می‌باشد. در صورتی‌که مقدار پارامتر شیب طبق شکل برابر ۱ ($\gamma=1$) باشد سرعت انتقال بسیار کند می‌باشد در حالی که برای مقدار $\gamma=25$ سرعت انتقال بین دو الگوی حدی بسیار سریع است. همچنین شکل ۲ نشان‌دهنده تابع انتقال $G(s_t,\gamma,c)$ برای

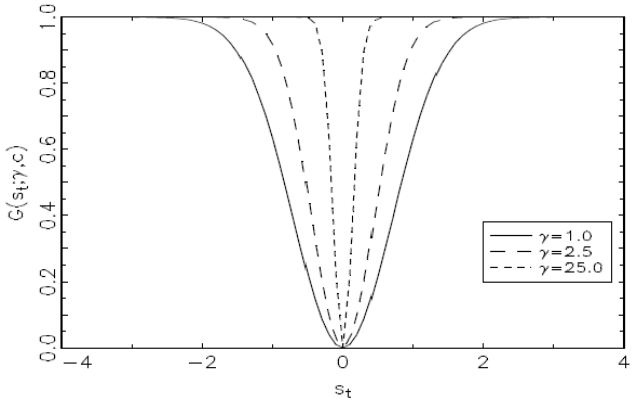
[1]. Slope Parameter
[2]. Location Parameter
[3]. Threshold
[4]. Monotonic Function
[5]. Symmetric

حالت $J = 2$ (LSTR2) و مقادیر مختلف پارامتر شیب با میانگین پارامترهای موقعیت صفر می‌باشد.



منبع: وندایک[1] (۱۹۹۹)

شکل ۱: تابع انتقال برای یک الگوی *LSTR1* با سرعت‌های انتقال مختلف



منبع: وندایک (۱۹۹۹)

شکل ۲: تابع انتقال برای یک الگوی *LSTR2* با سرعت‌های انتقال مختلف

در این راستا الگوی نهایی مورد برآورد برای تراز تجاری با توجه به متغیرهای اثرگذار به صورت معادله (۸) خواهد بود:

$$TB = \pi' w_t + (\theta' w_t) G(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۸)$$

[1]. Vandijk (1999)

$$w_t = (1, s, y, wy, r, t)$$

TB: لگاریتم تراز تجاری ایران که به دو صورت کلی و تراز تجاری غیر نفتی در چارچوب دو الگوی مجزا برآورد می‌شود.

s: نرخ پس‌انداز

y: لگاریتم درآمد سرانه حقیقی ایران

Wy: لگاریتم درآمد سرانه حقیقی جهان

r: لگاریتم نرخ ارز مؤثر حقیقی

t: متغیر مجازی سطح تحریم (از آن‌جا که در دوره مورد بررسی همواره ایران مورد تحریم بوده است، از دو متغیر مجازی تحریم متوسط و قوی برای سنجش سطح تحریم‌ها استفاده می‌شود).

۵- نتایج تجربی

۵-۱- منابع آماری داده‌ها

در پژوهش حاضر از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ استفاده شده است. تولید ناخالص سرانه جهانی، تولید ناخالص سرانه داخلی و نرخ پس‌انداز از سایت پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) استخراج شده است. داده‌های صادرات و واردات نفتی و غیر نفتی و همچنین واردات بر حسب میلیون دلار از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (CBI)، گرفته شده است. داده‌های مربوط به نرخ ارز مؤثر حقیقی نیز از سایت (IFS) استخراج گردیده است.

۵-۲- آزمون‌های مانایی و هم‌جمعی

پیش از تخمین الگوها لازم است برای اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه به منظور تعیین درجه مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF) استفاده شده است که در این آزمون فرضیه صفر نشان‌دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل نشان‌دهنده مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) می‌باشد. نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای الگو در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج حاصل بیان‌گر عدم مانایی

[1]. Augmented Dickey Fuller

کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین از متغیرها یک مرتبه تفاضل‌گیری شد و نتایج آزمون مانایی برای تفاضل آن‌ها نیز ارائه گردید. با توجه به نتایج، تفاضل متغیرهای الگو مانا است.

جدول ۱: نتیجه آزمون ADF برای سطح متغیرها

نام متغیر	آزمون مانایی در سطح متغیرها		آزمون مانایی برای تفاضل متغیرها	
	آماره t	مقدار prob	آماره t	مقدار prob
(TB) لگاریتم تراز تجاری کل	-۱/۶۰	۰/۱۲	-۷/۳۱	۰/۰۰۰
(TBNO) لگاریتم تراز تجاری غیر نفتی	-۱/۷۲	۰/۰۸	-۵/۱۹	۰/۰۰۰
(S) نرخ پس‌انداز	-۱/۰۶	۰/۷۱	-۶/۰۷	۰/۰۰۰
(r) لگاریتم نرخ ارز حقیقی موثر	-۰/۵۰	۰/۴۹	-۳/۹۸	۰/۰۰۰
(wy) لگاریتم درآمد سرانه جهانی	۰/۷۲	۰/۹۹	-۲/۸۷	۰/۰۰۵
(y) لگاریتم درآمد سرانه داخلی	-۰/۲۸	۰/۵۷	-۴/۳۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به این‌که درجه مانایی متغیرها از مرتبه یک ($I(1)$) می‌باشد، لازم است از رابطه بلندمدت بین متغیرها اطمینان حاصل کرد که بدین منظور از آزمون یوهانسون[1] استفاده می‌گردد. این روش با استفاده از دو آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه[2] و آزمون اثر[3] وجود رابطه بلندمدت و تعداد روابط بلندمدت را با توجه به طول وقفه بهینه مشخص می‌کند. نتایج این آزمون برای دو الگوی تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون اثر

مقدار بحرانی	آماره آزمون برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی	آماره آزمون برای الگوی تراز تجاری کل	فرضیه H_1	فرضیه H_0
۶۹/۸۱	۷۸/۰۷	۱۰۸/۶۰	$r \geq 1$	$r = 0$
۴۷/۸۵	۳۲/۱۴	۴۱/۷۵	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۲۹/۷۹	۱۳/۹۷	۲۰/۱۹	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۱۵/۴۹	۶/۹۶	۵/۱۳	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۳/۸۴	۰/۱۸	۰/۰۴	$r \geq 5$	$r \leq 4$
مقادیر بحرانی در سطح ۰/۹۵ محاسبه شده است.				

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Johanson
[2]. Maximal Eigenvalue Test
[3]. Trace Test

نتایج حاکی از آن است که به دلیل بزرگ‌تر بودن آماره آزمون از مقدار بحرانی، وجود یک بردار هم‌جمعی، در رابطه بین متغیرهای فوق در هر دو الگو تأیید می‌گردد. با تأیید وجود رابطه هم‌تجمعی بین متغیرها می‌توان از وجود رابطه حقیقی بین متغیرها و فقدان رگرسیون کاذب اطمینان حاصل کرد.

۵-۳- آزمون غیر خطی بودن الگو، انتخاب متغیر و فرم تابع انتقال

یکی از مراحل اساسی در تخمین الگوهای رگرسیون انتقال ملایم، آزمون خطی بودن الگو در برابر الگوی غیر خطی است. در صورتی که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد نشود، می‌توان گفت که مدل از یک الگوی خطی پیروی می‌کند و نیازی به استفاده از الگوی غیر خطی نمی‌باشد. بر اساس آزمون ارائه شده توسط لوکنن و همکاران[1] (۱۹۸۸) و تراسویرتا[2] (۱۹۹۴) از بسط درجه سوم تیلور تابع انتقال استفاده می‌شود (زمانیان و همکاران، ۱۳۹۵). بر این اساس از رگرسیون کمکی (۹) برای انجام آزمون خطی بودن مدل استفاده خواهد شد.

$$e_t = \delta' w_t + \beta_1' w_t s_t + \beta_2' w_t s_t^2 + \beta_3' w_t s_t^3 + v_t \qquad (۹)$$

بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

در معادله (۹)، ابتدا باید متغیر انتقال برای انجام این آزمون تعیین گردد. برای این منظور تسای[3] (۱۹۸۹) و تراسویرتا (۱۹۹۴) آزمونی را ارائه کرده‌اند که درآن متغیر انتقال مناسب طوری انتخاب می‌گردد که آماره آزمون خطی بودن حداقل شود. به عبارت دیگر به منظور انتخاب متغیر ابتدا آزمون خطی بودن الگو برای متغیرهای بالقوه مختلف انجام می‌شود و متغیری انتخاب می‌گردد که مقدار آماره آزمون برای آن در بین سایر متغیرها کمترین باشد (عزیزی، ۱۳۹۱). در صورت تایید الگوی غیر خطی، باید فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال تعیین گردد که با توجه به فرضیات زیر تعیین می‌گردد.

1. Luukkonen (1988)
2. Trasvirta (1994)
3. Tsay (1989)

H_{04}: $\beta_3 = 0$
H_{03}: $\beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$
H_{02}: $\beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$

در این آزمون در صورت قوی‌تر بودن رد فرضیه H_{03} پیشنهاد می‌شود که از مدل LSTR2 استفاده گردد و در صورتی که H_{02} و یا H_{04} به طور قوی‌تری رد شود انتخاب مدل LSTR1 مناسب‌تر می‌باشد.

نتایج برآورد این آزمون‌ها برای دو الگو در جدول‌های ۳ و ۴ ارائه شده است. در هر دو الگو علاوه بر متغیرهای درون‌زای مدل، وقفه اول تمام متغیرها و همچنین متغیر روند به عنوان متغیر بالقوه، مورد آزمون قرار گرفته‌اند. شایان ذکر است مقادیر بیان شده در جدول آماره F نبوده بلکه مقدار سطح عدم اطمینان آماره F (prob F) می‌باشد.

جدول ۳: نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال برای الگوی تراز تجاری

متغیر انتقال	F	F_4	F_3	F_2	الگوی پیشنهادی
TB (t-1)	۰/۱۸۴	۰/۶۷۱	۰/۰۱۳	۰/۳۷۱	Linear
Y(t)	-	-	۰/۵۰۲	۰/۰۱۷	Linear
WY(t)	-	-	۰/۱۰۲	۰/۴۰۳	Linear
S(t)	۰/۰۳۴	۰/۱۳۶	۰/۰۳۰	۰/۳۳۴	LSTR2
r(t)	۰/۲۵۸	۰/۲۸۳	۰/۶۷۴	۰/۰۹۱	Linear
Y(t-1)	-	-	۰/۰۹۷	۰/۰۱۸	Linear
WY(t-1)	-	-	۰/۰۵۲	۰/۲۶۰	Linear
*S(t-1) **	*۰/۰۰۶*	*۰/۰۰۱*	*۰/۸۴۵*	*۰/۴۸۴*	*LSTR1*
r(t-1)	۰/۵۶۸	۰/۷۶۶	۰/۵۶۴	۰/۰۶۶	Linear
TREND	۰/۱۰۷	۰/۱۵۶	۰/۱۸۸	۰/۳۰۸	Linear

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون برای الگوی تراز تجاری کل نشان می‌دهد که متغیر نرخ پس‌انداز و وقفه آن دارای مقادیر Prob کوچک‌تر از ۰/۰۵ هستند که نشان‌دهنده رد فرضیه خطی بودن برای این دو متغیر در این الگو می‌باشد. مقادیر سطح عدم اطمینان برای سایر متغیرها بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو را برای این متغیرها نمی‌توان رد کرد. با در نظر گرفتن متغیرهای نرخ پس‌انداز و وقفه آن، الگوی تراز تجاری غیر خطی است و ضرایب الگو می‌تواند با توجه به وضعیت این متغیرها تغییر کند. اما از آن‌جا که سطح عدم اطمینان وقفه نرخ پس‌انداز کوچک‌تر است، به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌گردد زیرا می‌توان گفت که فرضیه

خطی بودن در مورد آن با احتمال بیشتری رد شده است. بر اساس سطح عدم اطمینان آماره‌های F_2، F_3 و F_4 تابع LSTR1 به عنوان فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال پیشنهاد می‌گردد. جدول ۴ نتایج آزمون‌های فوق را برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی ارائه کرده است.

جدول ۴: نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی

الگوی پیشنهادی	F_2	F_3	F_4	F	متغیر انتقال
LSTR1	۰/۰۰۱	۰/۱۵۵	۰/۰۷۸	۰/۰۰۴	TBNO(t-1)
Linear	۰/۰۰۳	۰/۲۰۰	-	-	Y(t)
Linear	۰/۰۱۷	-	-	-	WY(t)
LSTR1	۰/۰۰۰	۰/۰۸۵	۰/۹۵۵	۰/۰۴۴	S(t)
Linear	۰/۰۱۶	۰/۰۴۸	-	۱/۰۰۰	r(t)
Linear	۰/۰۱۱	۰/۳۶۹	-	-	Y(t-1)
Linear	۰/۰۰۱	۰/۹۹۶	-	-	WY(t-1)
LSTR1	*۰/۲۶۵*	*۰/۰۱۹*	*۰/۰۰۰*	*۰/۰۰۰*	*S(t-1) **
Linear	۰/۰۱۷	۰/۰۴۴	-	-	r(t-1)
LSTR1	۰/۰۲۴	۰/۱۹۸	۰/۰۲۱	۰/۰۰۵	TREND

منبع: یافته‌های پژوهش

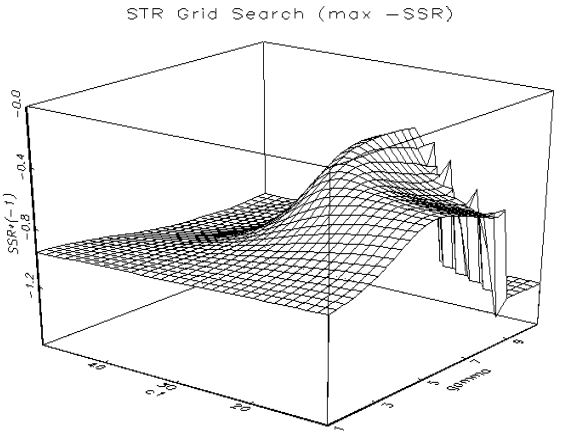
با توجه به جدول ۵، prob مربوط به هر یک از متغیرها در الگوی تراز تجاری غیر نفتی، متغیرهای لگاریتم وقفه تراز تجاری غیر نفتی، روند زمانی، نرخ پس‌انداز و وقفه اول آن، به سبب داشتن probF کوچکتر از ۰/۰۵ و رد فرضیه H_0 مبنی بر خطی بودن این متغیرها، دارای الگوی غیر خطی می‌باشند و همانند الگوی قبل وقفه نرخ پس‌انداز، متغیر انتقال و LSTR1 فرم تابعی مناسب آن است. یعنی الگوی لاجستیک با یک نقطه آستانه یا الگوی لاجستیک ۲ رژیمی مناسب برآورد الگوهاست.

۵-۴- مقادیر اولیه در برآورد C و γ

پارامترهای الگوی رگرسیون انتقال ملایم توسط الگوریتم نیوتون رافسون[1] برآورد می‌شود. بنابراین لازم است یک مقدار اولیه مناسب برای شروع الگوریتم انتخاب گردد. برای هر مقدار c و γ مجموع مربعات خطا محاسبه می‌گردد و مقادیری از این دو پارامتر به عنوان نقطه شروع انتخاب می‌شود که کمترین مجموع مربعات خطا را حاصل کند. در شکل‌های۳ و ۴ قرینه مجموع مربعات

[1]. Newton-Raphson

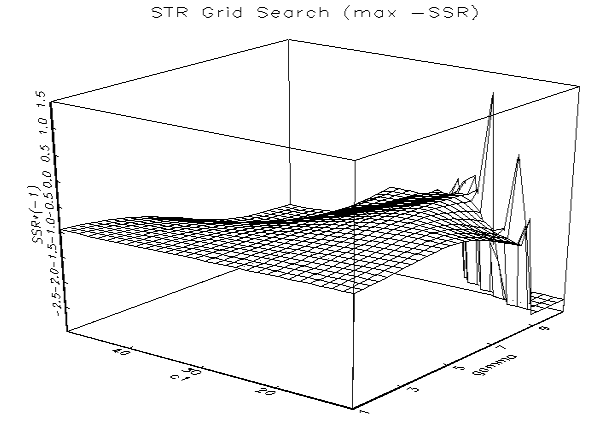
خطا (به صورت مقادیر منفی) تابعی از c و γ برای دو الگو نشان داده شده است. مقدار ماکزیمم در این شکل بیان‌گر مناسب‌ترین مقادیر اولیه برای c و γ است.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۳: مقادیر قرینه مجموع مربعات خطا بر حسب مقادیر مختلف γ و c برای الگوی تراز تجاری

بر اساس شکل ۳ در الگوی تراز تجاری مقادیر اولیه c برابر ۲۷/۴۶ و مقادیر اولیه γ برابر ۵/۹۶ می‌باشد.



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۴: مقادیر قرینه مجموع مربعات خطا بر حسب مقادیر مختلف γ و c برای الگوی تراز تجاری غیر نفتی

در الگوی تراز تجاری غیر نفتی نیز مقادیر اولیه c برابر ۱۸ و مقادیر اولیه γ برابر ۷/۳۳ می‌باشد.

۵-۵- برآورد نهایی دو الگوی تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی

در این مرحله بعد از اتمام آزمون‌های لازم جهت تعیین الگو، به برآورد دو الگوی نهایی پرداخته می‌شود. نتایج برآورد در جدول ۶ ارائه شده است. شایان ذکر است پارامترهای مربوط به π'، تحت عنوان بخش خطی و پارامترهای مربوط به بخش (θ') در معادله ۸ تحت عنوان بخش غیر خطی در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج تخمین الگوی ترازتجاری و ترازتجاری غیرنفتی

متغیر توضیحی	الگوی تراز تجاری کل (TB)		الگوی تراز تجاری غیر نفتی (TBNO)	
	ضریب برآورد شده	آماره t	ضریب برآورد شده	آماره t
بخش خطی الگو (ضرایب مربوط به π)				
عرض از مبدا	-۱۶۸/۰۴***	-۵/۱۵	-۱۵۲/۴۷*	-۱/۹۵
High	-۰/۵۰**	-۲/۳۶	۱/۷۶	۰/۵۸
Med	-۰/۴۵**	-۲/۰۶	۳/۰۵	۰/۷۴
TB (t-1)	-۰/۸۸***	-۴/۲۳	-	-
TBNO(t-1)	-	-	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱
Y	۵/۳۷***	۴/۷۰	۴/۳۱*	۱/۸۵
WY	۳/۵۵***	۵/۰۰	۳/۷۶**	۲/۱۸
s	-۰/۰۷***	-۳/۰۵	-۰/۰۷**	-۲/۰۶
r	۰/۸۸***	۴/۵۹	-۱/۲۲*	-۱/۸۶
بخش غیر خطی الگو (ضرایب مربوط به θ)				
عرض از مبدا	۱۶۹/۴۲***	۵/۲۰	۱۵۳/۸۹*	۱/۸۹
TB (t-1)	۱/۱۲***	۳/۲۸	-	-
TBNO (t-1)	-	-	۱/۷۲**	۲/۶۲
Y	-۳/۸۹**	-۲/۵۶	-۴/۰۶*	-۱/۸۹
WY	-۵/۲۷***	-۵/۸۲	-۴/۱۲*	-۱/۸۱
s	۰/۰۹***	۳/۶۱	۰/۰۸**	۲/۴۳
r	-۰/۶۲**	-۲/۶۰	۱/۵۰**	۲/۳۳
γ	۷/۴۵**	۲/۲۸	۳/۴۵*	۱/۷۳
c	۲۷/۴۵***	۳۹/۲۲	۲۰/۰۵***	-۹/۶۵

*** معنی‌داری ضریب در سطح ۹۹ درصد، ** معنی‌داری ضریب در سطح ۹۵ درصد و * معنی‌داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۶ معادله تراز تجاری کل به این صورت برآورد شده است:

$$TB_t = -۱۶۸/۰۴ - ۰/۰۷s_t + ۰/۸۸r_t + ۳/۵۵WY_t + ۵/۳۷Y_t - ۰/۸۸TB_{t-۱} - ۰/۵۰High - ۰/۴۵Med + (۱۶۹/۴۲ + ۰/۰۹s_t - ۰/۶۲r_t - ۵/۲۷WY_t - ۳/۸۹Y_t + ۱/۱۲TB_{t-۱}) * \{1 + EXP[-۷/۴۵(s_{t-۱} - ۲۷/۴۵]\}^{-1}$$

لحظه تغییر رژیم در الگوی تراز تجاری جایی است که متغیر انتقال (وقفه اول نرخ پس‌انداز) به حد آستانه ۲۷/۴۵ می‌رسد و در محل G=۰/۰۵ از رژیم اول با حالت حدی G=0، به رژیم دوم با حالت حدی G=1 منتقل می‌شود و این انتقال با سرعت $\gamma = ۷/۴۵$ اتفاق می‌افتد. همان‌طور که در بخش روش‌شناسی پژوهش بیان شد سرعت انتقال برآورد شده نشان می‌دهد که انتقال ملایم از رژیم اول (قبل از حد آستانه نرخ پس‌انداز) به رژیم دوم (بعد از حد آستانه نرخ پس‌انداز) وجود دارد. در واقع الگو با سرعتی ملایم از رژیم اول به رژیم دوم منتقل می‌گردد. بنابراین در دوره‌هایی که وقفه نرخ پس‌انداز در فاصله‌ای مناسب کمتر از حد آستانه (۲۷/۴۵) است رژیم اول حاکم بوده و در صورت بالاتر بودن وقفه نرخ پس‌انداز از حد آستانه رژیم دوم حاکم می‌گردد. بنابراین در دو حالت حدی G=0 و G=1 داریم:

$$G = 0 : TB_t = -۱۶۸/۰۴ - ۰/۰۷s_t + ۰/۸۸r_t + ۳/۵۵WY_t + ۵/۳۷Y_t - ۰/۸۸TB_{t-۱} - ۰/۵۰High - ۰/۴۵Med$$

و برای رژیم دوم G=1 به صورت حاصل جمع ضرایب بخش خطی و غیر خطی می‌باشد.

$$G = 1 : TB_t = ۱/۳۸ + ۰/۰۲s_t + ۰/۲۶r_t + ۱/۷۲WY_t + ۱/۴۸Y_t + ۰/۲۴TB_{t-۱} - ۰/۵۰High - ۰/۴۵Med$$

با توجه به ضرایب متفاوت متغیرها در رژیم اول و دوم، می‌توان استنباط کرد که به طور کلی اثرگذاری متغیرها بر تراز تجاری بستگی به مقدار متغیر انتقال داشته و با تغییر آن، ضرایب سایر متغیرها نیز تغییر می‌کند. اثبات رابطه غیر خطی بین متغیرهای پژوهش بیان‌گر این مطلب می‌باشد که جهت سیاست‌گذاری مناسب و عدم خطا در سیاست‌گذاری باید غیر خطی بودن را در

اثرگذاری عوامل موثر بر تراز تجاری لحاظ نمود. زیرا در صورت خطی در نظر گرفتن، ضرایب در تمام دوره‌ها یکسان در نظر گرفته شده و این موضوع منجر به خطا در تصمیمات می‌گردد.

طبق نتایج حاصل از تخمین در رژیم اول، نرخ ارز، درآمد سرانه جهانی و درآمد سرانه داخلی دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری هستند و نرخ پس‌انداز، وقفه اول تراز تجاری و تحریم‌ها دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری می‌باشند. در رژیم دوم، نرخ پس‌انداز، نرخ ارز، درآمد سرانه داخلی و جهانی و وقفه اول تراز تجاری دارای تأثیر مثبت و تحریم‌ها دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری هستند.

همان‌طور که در بخش مبانی نظری بیان شد تاثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری می‌تواند هر دو علامت مثبت و منفی را داشته باشد. با توجه به تأثیر مثبت نرخ پس‌انداز در رژیم دوم می‌توان این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که در این وضعیت با افزایش نرخ پس‌انداز تراز تجاری بهبود می‌یابد که مطابق تئوری وجوه قابل استقراض است. تأثیر مثبت نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری در مطالعه سان[1] (۲۰۱۱) به صورت خطی نیز تأیید می‌شود. همچنین تأثیر مثبت به صورت غیر خطی در رژیم دوم (نرخ پس‌انداز بالاتر از آستانه) توسط چیو و سان (۲۰۱۶) نیز تأیید شده است. اما در رژیم اول یعنی سطوح وقفه نرخ پس‌انداز پایین‌تر از حد آستانه، تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری منفی است. این نتیجه نیز مشابه یافته‌های مطالعه چیو و سان (۲۰۱۶) در رژیم اول است.

نرخ ارز در هر دو رژیم دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری است. افزایش نرخ ارز به سبب افزایش قدرت رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی، سبب افزایش صادرات و کاهش واردات شده و این‌گونه تراز تجاری بهبود می‌یابد. تأثیر مثبت نرخ ارز بر تراز تجاری بوسیله نرایان[2] (۲۰۰۶)، گرن‌وود و همکاران[3] (۲۰۰۷) و چیو و همکاران (۲۰۱۶) تأیید می‌گردد. در ایران نیز رابطه معنی‌دار مثبت و بلندمدت بین تراز تجاری و نرخ ارز در مطالعه نجارزاده و همکاران (۱۳۸۸) تأیید می‌شود. حیدری و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهش خود نشان می‌دهند که با افزایش نرخ حقیقی ارز در برخی سال‌ها، کشش قیمتی تراز تجاری مثبت می‌باشد.

تحریم‌های متوسط و قوی بر تراز تجاری نفتی دارای تأثیر منفی می‌باشند که با توجه به محدود شدن صادرات و واردات کشور بوسیله تحریم‌ها، تأثیر آن‌ها به برآیند تأثیری که بر صادرات و واردات کشور می‌گذارند بستگی دارد. در نتیجه طبق نتایج تخمین، تحریم‌ها منجر به کاهش بیشتر

1. Sun (2011)
2. Narayan (2006)
3. Groenewold (2007)

صادرات ایران نسبت به واردات آن شده‌اند زیرا اکثر تحریم‌های اعمال شده تحریم‌های نفتی بوده‌اند. در نتیجه انتظار می‌رود که تأثیر منفی بیشتری بر صادرات کل که شامل صادرات نفتی هم می‌شود داشته باشند.

دومین الگوی برآورد شده تراز تجاری غیر نفتی و یا همان خالص صادرات غیر نفتی است. معادله تراز تجاری غیر نفتی برآورد شده نیز به این صورت می‌باشد.

$$TBNO = -۱۵۲/۴۷ - ۰/۰۷s_t - ۱/۲۲r_t + ۳/۷۶WY_t + ۴/۳۱Y_t + ۰/۰۰۰۶TBNO_{t-۱} + ۱/۷۶High + ۳/۰۵Med + (۱۵۳/۸۹ + ۰/۰۸s_t + ۱/۵۰r_t - ۴/۱۲WY_t - ۴/۰۶Y_t + ۱/۷۲TBNO_{t-۱}) * \{1 + EXP[-۷/۴۵(s_{t-۱} - ۲۷/۴۵]\}^{-1}$$

در معادله فوق تحریم‌ها و وقفه تراز تجاری غیر نفتی دارای معناداری آماری نمی‌باشند.

سرعت انتقال و حد آستانه در الگوی تراز تجاری غیر نفتی پایین‌تر از الگوی قبلی است. از این رو ضرایب الگو با سرعت بسیار پایینی ($\gamma = ۳/۴۵$) انتقال می‌یابند. مقدار حد آستانه متغیر انتقال (وقفه اول نرخ پس‌انداز) نیز در این الگو ۲۰/۰۵ است.

مدل تراز تجاری غیر نفتی برای رژیم اول G=0 به صورت زیر است:

$$TBNO = -۱۵۲/۴۷ - ۰/۰۷s_t - ۱/۲۲r_t + ۳/۷۶WY_t + ۴/۳۱Y_t + ۰/۰۰۰۶TBNO_{t-۱} + ۱/۷۶High + ۳/۰۵Med$$

و برای رژیم دوم G=1 به صورت حاصل جمع ضرایب بخش خطی و غیر خطی بوده و به صورت زیر می‌باشد.

$$TBNO_t = ۱/۴۲ + ۰/۰۱s_t + ۰/۲۸r_t - ۰/۳۶WY_t + ۰/۲۵Y_t + ۰/۲۴TBNO_{t-۱} + ۱/۷۶High + ۳/۰۵Med$$

طبق نتایج حاصل از تخمین مدل تراز تجاری غیر نفتی در رژیم اول، نرخ پس‌انداز و نرخ ارز دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری غیر نفتی بوده و درآمد داخلی سرانه و درآمد جهانی سرانه دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری غیر نفتی می‌باشند. وقفه تراز تجاری و تحریم‌ها نیز دارای معناداری

آماری نمی‌باشند. در رژیم دوم، نرخ پس‌انداز، نرخ ارز، وقفه تراز تجاری غیر نفتی و درآمد سرانه داخلی دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری غیر نفتی می‌باشند. درآمد سرانه جهانی دارای تأثیر منفی بر تراز تجاری غیر نفتی است.

نرخ پس‌انداز در رژیم اول دارای تأثیر منفی و در رژیم دوم دارای تأثیر مثبت می‌باشد. این نتایج مشابه نتایج الگوی تراز تجاری نفتی است. نرخ ارز نیز در رژیم اول دارای تأثیر منفی و در رژیم دوم دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری غیر نفتی است که با توجه به نظریه‌های اقتصادی، کاهش ارزش پول ملی و یا افزایش نرخ ارز در صورتی‌که ظرفیت‌های تولید مناسب بوده و تولید داخل پاسخ‌گوی نیاز بازارهای داخلی باشد، منجر به بهبود تراز تجاری می‌گردد. با توجه به این‌که رژیم اول مصادف با دوره جنگ تحمیلی می‌باشد (با توجه به پایین بودن نرخ پس‌انداز در آن دوره)، علت تأثیر منفی افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری غیر نفتی می‌تواند عدم کفایت تولید داخلی در این دوران باشد که مکانیسم اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری را با اخلال مواجه کرده است. همچنین در بیشتر سال‌ها رژیم دوم بر الگو حاکم بوده است یعنی سطوح نرخ پس‌انداز بالاتر از حد آستانه که همین بالا بودن نرخ پس‌انداز می‌تواند منجر به قدرت واکنش بیشتر و کشش‌پذیری بالاتر در رفتار مصرف‌کننده و تولیدکننده شود. بنابراین با توجه به تأثیر مثبت نرخ ارز در این رژیم می‌توان نتیجه گرفت مجموع کشش‌پذیری صادرات و واردات در این دوران بیشتر از یک می‌باشد، لذا شرط مارشال- لرنر برقرار بوده و افزایش نرخ ارز منجر به بهبود تراز تجاری غیر نفتی در این دوران شده است. ضرایب متفاوت نرخ ارز در رژیم‌های مختلف سازگار با مطالعه چیو و سان (۲۰۱۶) می‌باشد. نرایان (۲۰۰۶) و ندنیچک[1] (۲۰۰۰) نیز به ترتیب تأثیر مثبت و منفی کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری را تأیید می‌کنند. در حالی که غیر خطی در نظر گرفتن رابطه بین تراز تجاری، نرخ ارز و نرخ پس‌انداز در پژوهش حاضر و مطالعه چیو و سان (۲۰۱۶)، مطالعه برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۶) و چیو و رن (۲۰۱۶) منجر به تفاوت ضرایب در رژیم‌های مختلف گردید.

تاثیر تحریم‌ها بر تراز تجاری غیر نفتی از نظر آماری معنادار نبوده است. همان‌طور که در الگوی تراز تجاری کل گفته شد، اغلب تحریم‌های اعمال شده در سال‌های مورد مطالعه بر بخش نفت و مشتقات آن بوده، از این رو نتایج الگو اثر معنادار آن بر تراز تجاری را تایید ننموده است. ضمن این‌که این اثرات ممکن است بخش‌های صادراتی و وارداتی غیر نفتی را به گونه‌ای تحت تاثیر

[1]. Nadenichek (2000)

قرار داده باشد که مجموعا تراز تجاری غیر نفتی تغییری نیابد. به عنوان مثال تحریم‌ها با اعمال محدودیت‌های مقداری سبب کاهش حجم صادرات کشور به سایرین می‌گردد، اما از سوی دیگر با محدود ساختن دسترسی به منابع ارزی، نرخ ارز را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ ارز از یک سو منجر به افزایش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی شده و از سوی دیگر منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌گردد. مجموع این اثرات متفاوت، می‌تواند سبب برآورد چنین نتیجه‌ای در مورد عدم معناداری اثر تحریم‌ها بر تراز تجاری غیر نفتی گردد.

۶- نتیجه‌گیری

سیاست‌گذاری مناسب در حوزه تجارت خارجی و تصحیح تراز تجاری نیازمند شناسایی صحیح عوامل موثر بر آن و میزان درست ضرایب اثرگذاری است. بنابراین در تحقیق حاضر تأثیر غیر خطی عوامل موثر بر تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی با تاکید بر نرخ پس‌انداز و در نظرگرفتن تحریم‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ بررسی شده است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، غیر خطی بودن هر دو الگوی تراز تجاری و تراز تجاری غیر نفتی و عدم ثبات ضرایب متغیرها در این دو الگو مورد تایید قرار گرفته است و با تغییر نرخ پس‌انداز به عنوان متغیر انتقال میزان و گاه جهت تأثیر متغیرها دچار تغییر می‌گردد. نرخ پس‌انداز در رژیم اول در هر دو الگو اثر منفی و در رژیم دوم دارای تأثیر مثبت بر تراز تجاری بوده است. از آن‌جا که اغلب سال‌ها نرخ پس‌انداز بیشتر از حد آستانه بوده، افزایش آن می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری گردد. هر چند نرخ پس‌انداز به عنوان یک ابزار سیاست‌گذاری مطرح نیست اما سیاست‌گذاران می‌توانند با تغییر نرخ بهره بر آن اثر گذارده و از این طریق تراز تجاری کل و تراز تجاری غیر نفتی را تحت تاثیر قرار دهند. نرخ بهره بالاتر سبب ایجاد انگیزه برای پس‌انداز می‌شود. دولت می‌تواند با هدایت صحیح پس‌اندازها به سمت تولید و رفع موانع پیش روی سرمایه‌گذاری، سبب رشد تولید و صادرات گردد و تراز تجاری را بهبود بخشد.

نرخ ارز حقیقی موثر نیز جز در رژیم اول تراز تجاری غیر نفتی، اثر مثبت بر هر دو نوع تراز تجاری داشته است اما اندازه آن در رژیم‌های مختلف و بسته به نوع تراز تجاری متفاوت است. بدین ترتیب جهت سیاست‌گذاری مناسب با استفاده از ابزار نرخ ارز حقیقی لازم است به اهداف و رژیم حاکم بر تراز تجاری در زمان مورد نظر توجه شود. یکی از مهم‌ترین نتایج این مقاله تایید روابط غیر خطی در الگوی تراز تجاری است. به منظور اجتناب از هرگونه خطا در برآورد اثرات

سیاست‌های اتخاذ شده لازم است به تغییر ضرایب در طول زمان و بسته به شرایط حاکم بر اقتصاد، توجه گردد.

همچنین در مورد اثر تحریم‌ها بر تراز تجاری نتایج بدین‌گونه می‌باشد که تحریم‌ها بر تراز تجاری دارای اثر معنادار هستند، اما بر تراز تجاری غیر نفتی اثر معناداری نداشته‌اند. علت نیز می‌تواند نفتی بودن اغلب تحریم‌های اعمال شده علیه ایران و وجود اثرات غیر هم‌جهت در رابطه با این متغیر باشد.

منابع و مآخذ

۱. برقی اسکویی، محمدمهدی. کازرونی، علیرضا. سلمانی، بهزاد. و خداوردی‌زاده، صابر (۱۳۹۶). "بررسی تاثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران، کاربرد رهیافت رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی". پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **۸**(۴۰): ۷۸-۶۱.

۲. برقی اسکویی، محمدمهدی. کازرونی، علیرضا. سلمانی، بهزاد. و خداوردی‌زاده، صابر (۱۳۹۶). "اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ پس‌انداز و نرخ ارز موثر واقعی: رویکرد مارکوف سوئیچینگ". تحقیقات اقتصادی **۵۲**(۴): ۸۵۸-۸۲۱.

۳. پیری، راضیه (۱۳۹۵). *بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تراز تجاری ایران با ترکیه*، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز.

۴. حیدری، حسن. صالحیان صالحی نژاد، زهرا. و فیضی، سلیمان (۱۳۹۲). "تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان- متغیر". فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی **۱٤**(۵۴): ۹۹-۶۷.

۵. زمانیان، غلامرضا. و هاتفی مجومرد، مجید (۱۳۹۵). "رویکرد غیر خطی اتورگرسیو انتقال ملایم در بررسی اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران". سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۶): ۱۸۷-۱۵۹.

۶. سادات اخوی، سید محمد. و حسینی، سید شمس‌الدین (۱۳۹۶). "ارزیابی تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر تورم اقتصاد ایران". فصلنامه اقتصاد کاربردی **۷**(۲۱): ۵۰-۳۳.

۷. شهبازی، کیومرث. و کریمی، قمری (۱۳۹۳). "تأثیر آستانه‌ای قیمت نفت بر تراز تجاری دو جانبه ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی". فصلنامه مدلسازی اقتصادی **۸**(۴): ۸۱-۶۳.

۸. عزیزی، زهرا (۱۳۹۷). *مداخلات ارزی با نگاهی به اقتصاد ایران*، تهران، نشر نور علم.

۹. عزیزی، زهرا (۱۳۹۷). "بررسی عدم ثبات ضرایب در تابع واکنش مداخلات ارزی در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۲٦**(۸۵): ۳۰۰-۲۷۱.

۱۰. عزیزی، زهرا. و هادیان، ابراهیم (۱۳۹۱). "برآورد میزان انحراف‌های نرخ ارز حقیقی از مقادیر تعادلی آن در ایران با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم". فصلنامه علمی- پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه **۱۷**(۱): ۲۷-۳.

۱۱. کازرونی، علیرضا. اصغرپور، حسین. و خضری، اوین (۱۳۹۴). "بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر ترکیب شرکای عمده تجاری ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۱". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی **۲۰**(۷۹): ۳۳-۱.

۱۲. گل‌خندان، ابوالقاسم. و علیزاده، محمد (۱۳۹۶)."تأثیر غیر خطی شهرنشینی بر مخارج بخش عمومی: رویکرد الگوی رگرسیون انتقال ملایم". اقتصاد شهری **۳**(۱): ۵۸- ۴۳.

۱۳. مصطفوی، سیدمهدی. قائمی اصل، مهدی. و حسینی ابراهیم آباد، سیدعلی (۱۳۹۴). "بررسی رابطه علیت تحریم‌های اقتصادی، متغیرهای کلان اقتصادی و آلاینده‌های زیست‌محیطی در ایران". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) **۱۱**(۱): ۱۲۸-۱۰۳.

۱۴. نجارزاده، رضا. عاقلی، لطفعلی. و شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۸). "تأثیر رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران". پژوهش‌های اقتصادی **۹**(۲): ۱۰۲-۷۳.

15. Arize, A. C. Malindretos, J. and Igwe, E. U. (2017). "Do Exchange Rate Changes Improve the Trade Balance: An Asymmetric Nonlinear Cointegration Approach". International Review of Economics and Finance **49**: 313-326.
16. Bahmani-Oskooee, M. and Kantipong, T. (2001). "Bilateral J-curve between Thailand and Her Trading Partners". Journal of Economic Development **26**(2): 107-118.
17. Bruno, M. (1979). "Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy". In Dornbusch, R. and Frenkel, JA (eds) International Economic Policy. *Theory and Evidence*, Johns Hopkins University Press.
18. Chiu, Y. B. and Ren, R. (2019). "Trade Balance, Savings Rate, and Real Exchange Rate: Evidence from China and Its Trading Partners". Emerging Markets Finance and Trade **55**(2): 351-364.
19. Chiu, Y. B. and Sun, C. H. D. (2016). "The Role of Savings Rate in Exchange Rate and Trade Imbalance Nexus: Cross-countries Evidence". Economic Modelling **52**: 1017-1025.
20. Gavin, M. K. (1991). "Terms of Trade, the Trade Balance, and Stability: the Role of Savings Behavior". International Finance Discussion Papers (No. 397).
21. Goldberg, L. S. and Wiske Dillon, E. (2007). "Why a Dollar Depreciation May not Close the US Trade Deficit". Current Issues in Economics and Finance **13**(5): 1-7.
22. Groenewold, N. and He, L. (2007). "The US–China Trade Imbalance: Will Revaluing the RMB Help (Much)?". Economics Letters **96**(1): 127-132.
23. Guitian, M. (1976). "The Effects of Changes in the Exchange Rate on Output, Prices and the Balance of Payments". Journal of International Economics **6**(1): 65-74.
24. Gylfason, TH. and Schmidt, M. (1983). "Does Devaluation Cause Stagflation?". Canadian Journal of Economics **16**(4): 641-654.
25. Ito, T. and Sato, K. (2008). "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the

Exchange Rate Pass-through". Journal of Money, Credit and Banking **40**(7): 1407-1438.
26. Krugman, P. and Taylor, L. (1987). "Contractionary Effects of Devaluation". Journal of International Economics **8**: 445-456.
27. Luukkonen, R. Saikkonen, P. and Teräsvirta, T. (1988). "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models". Biometrika **75**(3): 491-499.
28. Nadenichek, J. (2000). "The Japan–US Trade Imbalance: a Real Business Cycle Perspective". Japan and the World Economy **12**(3): 255-271.
29. Narayan, P. K. (2006). "Examining the Relationship between Trade Balance and Exchange Rate: the Case of China's Trade with the USA". Applied Economics Letters **13**(8): 507-510.
30. Olivei, G. (2000). "The Role of Savings and Investment in Balancing the Current Account: Some Empirical Evidence from the United States". New England Economic Review **3**: 3-14.
31. Romer, D. (2011). *Advanced Macroeconomics*, New York, McGraw-Hill.
32. Sun, Y. (2011). "Structural Change, Saving and Current Account Balance". International Review of Economic and Finance **20**(1): 82-94.
33. Teräsvirta, T. (1994). "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". Journal of the American Statistical Association **89**(425): 208-218.
34. Tsay, R. S. (1989). "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes". Journal of the American Statistical Association **84**(405): 231-240.
35. Van Dijk, D. D. (1999). *Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference*, Tinbergen Institute Research Series No. 200, Rotterdam, Erasmus University Rotterdam.
36. Van Wijnbergen, S. (1986). "Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries". Journal of Development Economics **23**(2): 227-247.
37. Wu, P. C. Liu, S. Y. and Pan, S. C. (2013). "Nonlinear Bilateral Trade Balance-fundamentals Nexus: A Panel Smooth Transition Regression Approach." International Review of Economics and Finance **27**: 318-329.
38. www.CBI.ir.
39. www.IFS-Certification.com.
40. www.WDI.Worldbank.org.

Original Research Article

The threshold effect of saving rates on the trade balance and the net non-oil export in Iran

Zahra Azizi[1]
Seyedeh Mehrnaz Ghasali[2]

Received: 10-01-2020 Accepted: 07-10-2020

Introduction: The continuous deficit in the non-oil trade balance in Iran has aroused the curiosity of researchers and politicians. Due to its abundant natural resources, Iran is heavily dependent on oil export revenues, which is not a real productive sector. On the other hand, the global oil market has always experienced instability and sharp fluctuations. The dependence of foreign exchange earnings in the country on oil exports has caused a drastic transfer of these instabilities to the supply of foreign currency and its market in the economy. This, in turn, has adversely affected the external sector and other macroeconomic variables. This issue has attracted the attention of policymakers to adopt policies to eliminate the trade deficit, especially without dependence on oil.

For any acceptable policy in this area, the trade balance function needs to be properly identified. Therefore, this study seeks to estimate the trade balance and the non-oil trade balance with an emphasis on saving rates and economic sanctions by using a nonlinear smooth transition regression model during the period of 1978-2017.

Methodology: In trade balance studies, the three variables of real exchange rate, domestic per capita income and foreign per capita income are often used as explanations of the trade balance. In this article, in addition to these variables, the two variables of saving rate and dummy variables for sanctions are considered as effective factors in two separate models for trade balance and non-oil trade balance.

In general, there are various reasons for the effect of savings rate on the trade balance, including the direct effects of savings rate on GDP and its indirect effects according to the theory of borrowable funds. According to this theory, with the increase of the saving rate, the supply of funds increases too, which reduces the interest rate. The reduction of interest rates leads to an increase

[1]- Assistant Professor of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
Email: z.azizi@alzahra.ac.ir
[2]- MA in Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

in capital outflows, and, as a result, the demand for domestic money decreases. Thus, the depreciation of the domestic currency leads to cheaper exports and more expensive imports, which can lead to improved trade balance.

Various studies in recent years have shown that the trade balance model can follow a nonlinear process. In this regard, after examining the existence of a nonlinear relationship, the Smooth Transition Regression model is used to investigate the relationship between savings rate and the other determinants of trade balance. Therefore, the following model is estimated in the framework of the STR method:

$$TB = \pi' w_t + (\theta' w_t) G(s_t, \gamma, c) + u_t$$
$$w_t = (1, s, y, wy, r, t)$$

In this equation, TB is the logarithm of Iran's trade balance, which is estimated in both total and non-oil trade balances in the framework of two separate models. Also, S is the saving rate, y is the logarithm of the domestic per capita real income, wy is the logarithm of the world per capita real income, and t is the dummy variables of sanctions (since Iran has always been sanctioned in the study period, two dummy variables of moderate and strong sanctions are used to measure the level of sanctions). In this equation, $G(s_t, \gamma, c)$ is a transition function in the STR models, the values of which vary between zero and one according to the conditions of the economy and determine the nonlinear effect of the variables on the trade balance.

Results and Discussion: According to the results, the nonlinearity of both trade and non-oil trade balance models and the instability of the coefficients of the variables in these two models have been confirmed. When the savings rate is changed as a transition variable, the amount and sometimes the direction of the variables' effect change too. In the first regime, the saving rate in both models had negative effects and, in the second regime, it had positive effects on trade balance. Because savings rates have often been above the threshold for many years, increasing them can lead to an improvement in the trade balance. The real effective exchange rate also had positive effect on both except that in the first regime of non-oil trade balance, but the magnitude of its effect varied in different regimes depending on the type of the trade balance. Thus, for proper policy-making with the real exchange rate tool, it is necessary to pay attention to the goals and conditions of the trade balance model at the same time.

The sanctions have had a significant effect on the total trade balance, but they have had no significant effect on the non-oil trade balance. The reason could be the oil nature of most of the sanctions imposed on Iran.

Conclusion: One of the most important results of this paper is the confirmation of nonlinear relationships in the trade balance model. Therefore, in order to avoid any error in estimating the effects of the implemented policies, it is necessary to pay attention to the change of coefficients over

time and to the conditions of the economy. Increasing savings rates in most periods has led to improved trade balance. By properly directing the savings to production and removing the barriers to investment, the government can increase production and exports and thus improve the trade balance.

Keyword: Trade balance, Non-oil trade balance, Savings rate, Sanction, Smooth transition regression.

JEL Classification: F4, E21, C01, F13.