فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال ششم، شماره ۲ «پیاپی ۱۸»، تابستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۰۳-۸۳)

بررسی روابط تجاری ایران با مهم ترین شرکای تجاری آسیا با تمرکز بر آزمون منحنی جی[۱]

حسن حیدری* **فاطمه زارعی****

تاریخ دریافت:۹۰/۰۸/۰۵ **تاریخ پذیرش:۹۱/۰۲/۰۳**

چکیده

این مقاله با استفاده از یک الگوی مناسب، پویایی‌های کوتاه مدت تراز تجاری را با تغییرات بلند مدت آن ترکیب نموده تا به واسطه آن به آزمون پدیده منحنی جی دوجانبه بین ایران و مهم ترین شرکای تجاری آسیایی آن بپردازد. در این راستا از آزمون کرانه‌ها در هم جمعی و الگوی تصحیح خطا طی دوره (۱)۱۳۷۰- (۲)۱۳۸٦ برای تخمین رابطه بلند مدت و کوتاه مدت تراز تجاری استفاده می‌شود. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه مدت شاخه نزولی منحنی جی تنها برای چین و ژاپن تایید می‌شود. هم چنین کاهش ارزش ریال در برابر پول رایج کشور شریک تجاری دارای اثر مطلوب بلند مدت می‌باشد.

طبقه بندی JEL : E_{51} , E_{23}

واژگان کلیدی: نرخ ارز ، منحنی جی دوجانبه، تراز تجاری، آزمون کرانه ها .

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد فاطمه زارعی با عنوان "آزمون پدیده منحنی جی : ایران در برابر مهم ترین شرکای تجاری" در دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه می‌باشد.

* استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت، گروه اقتصاد، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:
h.heidari@urmia.ac.ir

**دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، پست الکترونیکی: zareifatemeh11@yahoo.com

۱. مقدمه

جهت و میزان اثر گذاری نرخ ارز بر تراز تجاری از موضوعات و مسایل با اهمیتی است که در بسیاری از مطالعات دانشگاهی و نیز مطالعات کاربردی به آن پرداخته می‌شود؛ زیرا شناسایی این ارتباط و تاثیر و تاثر میان آنها، نحوه اتخاذ و تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی را برای نیل به تعادل در بخش خارجی شفاف‌تر می‌نماید. به عبارتی درک رابطه بین تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری کلید موفقیت سیاست‌های تجاری است و یکی از مهم ترین سوالات اقتصاد بین الملل این است که آیا کاهش ارزش پول ملی منجر به کاهش کسری حساب جاری می‌شود؟ جواب به این سوال از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. زیرا اگر تغییر نرخ ارز باعث تعدیل حساب جاری نشود سیاست گذاران باید به ابزار دیگری برای بهبود وضعیت حساب جاری متوسل شوند. مگی[1](۱۹۷۳) این واقعیت را مطرح می‌کند که واکنش کوتاه مدت و بلند مدت تراز تجاری به تغییرات نرخ ارز متفاوت از یکدیگر هستند. وی به دنبال بررسی علت تشدید کسری تراز تجاری آمریکا پس از انخاذ سیاست کاهش ارزش پول در سال ۱۹۷۲، پدیده منحنی جی یا تئوری تعدیلات کوتاه مدت را معرفی می‌کند. این تئوری بیان می‌کند در صورت برقراری شرط مارشال لرنر بهبود تراز تجاری در اثر کاهش ارزش پول ملی اغلب یک پدیده بلند مدت است و در کوتاه مدت به دلیل الگوی رفتاری عاملین اقتصادی و تاخیر در تعدیلات تراز تجاری ممکن است سیاست کاهش ارزش پول ملی نتیجه‌ای معکوس بر تراز تجاری داشته باشد. به عبارتی فرضیه منحنی جی واکنش تراز تجاری را به صورت پویا مورد بررسی قرار می‌دهد. پدیده منحنی جی یا تئوری تعدیلات کوتاه مدت تراز تجاری عنوان می‌کند که افزایش نرخ ارز واقعی پس از یک دوره کوتاه مدت که باعث بدتر شدن تراز تجاری می‌شود، در بلند مدت به بهبود تراز تجاری یک کشور منجر خواهد شد.

هدف از این مطالعه آزمون پدیده منحنی جی در روابط تجاری دوجانبه بین ایران و مهم ترین شرکای آسیایی‌اش می‌باشد. مطابق الگوی تحقیق، این مقاله شامل بخش‌های زیر است: مقدمه ،ادبیات تحقیق، روش شناسی ، تخمین مدل و تجزیه وتحلیل آن و در پایان نتیجه گیری.

1- Magee

۲. ادبیات موضوع

۲-۱ مبانی نظری

سیاست کاهش ارزش پول ملی از سمت عرضه شامل رویکرد هزینه و از سمت تقاضا شامل نظریه کشش‌ها (رویکرد خرد) و نظریه‌های جذبی و پولی (رویکرد کلان) می‌باشد. رویکرد هزینه بیان می‌کند با کاهش ارزش پول ملی قیمت عوامل وارداتی افزایش می‌یابد که باعث کاهش واردات عوامل تولید، در نتیجه کاهش تولید و افزایش قیمت‌ها (تورم رکودی) می‌شود. در نظریه جذب فرض می‌شود نرخ بهره و سطح قیمت‌ها ثابت است و اقتصاد در شرایط اشتغال ناقص قرار دارد. در نظریه پولی فرض می‌شود برابری قدرت خرید و آزادی کامل حساب سرمایه و حساب جاری وجود دارد و توابع تقاضای پول با ثبات می‌باشد. در نظریه کشش‌ها فرض می‌شود صادرات و واردات مستقل از یکدیگر هستند و سطح تولید و سطح قیمت‌ها و ظرفیت تولیدی ثابت است و عرضه و تقاضای واردات تنها به قیمت‌های ملی بستگی دارد و اثرات متقاطع قیمتی بین بازارها نادیده گرفته می‌شود. (پور مقیم،۱۳۸٤، ۱۵۳)

به منظور بررسی بیشتر، مطابق با دیدگاه تقاضای مارشالی تابع تقاضای واردات در حالت دو کشوری، به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$D_m = D_m(Y, P_m) \quad \text{و} \quad D_m^* = D_m^*(Y^*, P_m^*) \qquad (۱)$$

D_m : حجم تقاضا برای کالاهای وارداتی توسط کشور داخلی. Y: درآمد کشور داخلی. Y^*: درآمد کشور خارجی

P_m: قیمت نسبی کالاهای وارداتی به کالاهای تولید شده داخلی بر اساس واحد پول داخلی؛

P^*_m: قیمت نسبی کالاهای وارداتی به کالاهای تولید شده داخلی بر اساس واحد پول خارجی؛

این معادله، کشش‌های قیمتی و درآمدی به ترتیب منفی و مثبت را نشان می‌دهد.

در سمت عرضه داریم:

$$S_x = S_x(P_x) \quad \text{و} \quad S_x^* = S_x^*(P_x^*) \qquad (۲)$$

S_x: عرضه قابل صدور کشور داخلی. P_x: قیمت نسبی کالاهای قابل صدور داخلی به سطح قیمت پول رایج داخلی؛

S_x^*: عرضه قابل صدور کشور خارجی. P_x^*: نسبت قیمت کالاهای قابل صدور کشور خارجی به سطح قیمت پول رایج کشور خارجی.

قیمت نسبی داخلی کالاهای وارداتی برابر است با :

$$P_m = E.P_x^*/P = (E.P^*/P).(P_x^*/P^*) \equiv q.P_x^* \qquad (۳)$$

E: نرخ ارز اسمی (قیمت پول خارجی به پول داخلی). q : نرخ ارز واقعی. بطور مشابه برای قیمت نسبی کالاهای وادراتی در کشور خارجی (p^*_m) داریم: $P^*_m = P_x / q$

مقادیر مبادله شده و قیمت‌های نسبی کالاهای صادر شده در هر کشور بوسیله دو شرط تعادلی زیر تامین می‌شود:

$$D_m = S_x^* \quad \text{و} \quad D_m^* = S_x \qquad (٤)$$

مقادیر واقعی تراز تجاری کشور داخلی، B برابر است با مقدار خالص صادرات بر اساس پول رایج داخلی تقسیم بر P :

$$B = P_x.D_m^* - q.P_x^*D_m \rightarrow B = B(q, Y, Y^*) \qquad (۵)$$

معادله فوق را فرم تعدیل شده جزئی می‌گویند. اثر کاهش نرخ ارز واقعی روی تراز تجاری واقعی بستگی به علامت مشتق جزئی B نسبت به q دارد. این اثر مثبت است، اگر شرط "بیکردیک- روبینسون- متزلر"[1] برقرار باشد (دورنبوش، ۱۹۷۵، ۸۶۳)[2]. در حالتی که کشش عرضه نامحدود باشد، از مدل فوق و برقراری شرط(BRM) می‌توان شرط مارشال لرنر را بدست آورد.

$$dB/dq = D_m^*.P_x\left[(1+\varepsilon).\tau^*/\left(\tau^*+\varepsilon\right)\right] - q.D_mP_x^*\left[(1-\tau).\varepsilon^*/\left(\tau+\varepsilon^*\right)\right] > 0 \qquad (٦)$$

τ , τ^* (ε , ε^*) به ترتیب کشش قیمتی تقاضا و عرضه را در کشور داخلی(خارجی) نشان می‌دهد. اگر $\tau + \tau^* > 0$ باشد، شرط مارشال لرنر برقرار است و افزایش نرخ ارز باعث بهبود تراز تجاری می‌شود. در این میان منحنی جی به صورت ترکیبی از مشتق منفی در کوتاه مدت و

1- Bickerdike–Robinson–Metzler(RMB)
2- Dornbusch

مشتق مثبت در بلند مدت تعریف می‌شود. سناریوی منحنی جی به این صورت اجرا می‌شود که اثر اولیه کاهش ارزش پول ملی، افزایش قیمت داخلی کالاهای وارداتی است، زیرا قیمت کالاهای صادراتی در قراردادهای فروش چسبنده می‌باشند. بنابراین، q (نرخ ارز واقعی) افزایش می‌یابد در حالی‌که P_x و P^*_x ثابت می‌مانند. فقط یک اثر کوچک و جزیی بر مقدار جریان تجاری در کوتاه مدت وجود دارد. (به عبارتی، D_m و D^*_m تغییر کمی دارند). در نتیجه ارزش صادرات اندکی افزایش می‌یابد در حالی که ارزش واردات اساسا به خاطر افزایش در هزینه واردات و نه به خاطر تغییر در مقدار واردات، افزایش می‌یابد. بنابراین تراز تجاری در کوتاه مدت بدتر می‌شود. این بحث مبتنی بر فرض بزرگ بودن کشش عرضه صادرات و کوچک بودن کشش تقاضای واردات در کوتاه مدت است. با گذشت زمان افزایش قیمت واردات، نهایتا منجر به کاهش حجم واردات می‌شود و نیز مقدار و حجم صادرات افزایش می‌یابد، زیرا کشش قیمتی تقاضای واردات خارجی در بلند مدت بزرگ تر از کوتاه مدت است. بنابراین، گرچه کاهش ارزش پول یک اثر منفی اولیه روی تراز تجاری واقعی دارد، اما در طول زمان اثرش عکس می‌شود و نهایتا دارای یک اثر مثبت خواهد شد. به عبارتی واکنش تراز تجاری به افزایش نرخ ارز در کوتاه مدت گمراه کننده است.

هنگامی که ارزش پول یک کشور کاهش می‌یابد، در قالب روش کشش‌ها، دو اثر خواهیم داشت: اثر مقداری و اثر قیمتی. اثر مقداری به این معنی است که با ارزان تر شدن کالاهای تولید داخل، تقاضای صادرات افزایش می‌یابد و با گران‌تر شدن کالاهای وارداتی، حجم واردات کمتر و در نتیجه اثر مقدار موجب بهبود حساب جاری می‌شود. اثر قیمتی به این مفهوم است که با کاهش ارزش پول ملی، کالای صادراتی بر حسب پول خارجی ارزان تر و کالای وارداتی بر حسب پول ملی گران تر می‌شود. لذا اثر قیمت موجب بدتر شدن حساب جاری کشور مورد نظر می‌شود و در نهایت اثر خالص کاهش ارزش پول ملی وابسته به این است که کدام یک از این دو اثر بر تراز تجاری مسلط است. در کل این اعتقاد وجود دارد که در عملکرد کوتاه مدت اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه دارد و در بلند مدت با فرض اینکه شرط مارشال لرنر برقرار است، اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه دارد (معماریان و جلالی نائینی، ۱۳۸٦، ٤۹).

مگی توجیه اثر منحنی جی را با سه مفهوم قراردادهای جاری قبل از وقوع کاهش ارزش پول، قراردادهای بعد از وقوع کاهش ارزش پول که به دوره انتقال نیز نام‌گذاری می‌شود و تعدیل مقداری کند، تحلیل می‌کند.

الف) قراردادهای قبل از وقوع کاهش ارزش پول[1]: تحلیل قراردادهای جاری مربوط به دوره‌ای کوتاه مدت است که بلافاصله به دنبال کاهش ارزش پول (افزایش ارزش پول) در قراردادهای منعقد شده، قبل از وقوع تغییرات مقداری، به وجود می‌آید. بنگاه‌های اقتصادی انتظارات خود در مورد تغییرات آتی نرخ ارز را به دقت مورد توجه قرار می‌دهند تا سود احتمالی آتی را کسب نموده و از ضررهای احتمالی جلوگیری به عمل آورند. یک صادرکننده ترجیح می‌دهد پرداخت‌ها به پول رایجی که انتظار دارد تقویت شود، صورت بگیرد. درحالی که یک واردکننده ترجیح می‌دهد پرداخت‌ها در پول رایجی که انتظار دارد تضعیف شود، صورت گیرد. در قراردادهای تجاری دو حالت برای صادرات و دو حالت برای واردات در نظر گرفته می‌شود و با ترکیب آن ها چهار حالت به دست می‌آید تا تغییرات تراز تجاری به دنبال کاهش ارزش پول داخلی به صورت زیر تفسیر شود:

اگر قراردادهای صادرات و واردات هردو به پول داخلی باشد، آن گاه به دنبال کاهش ارزش پول داخلی، تراز تجاری به واحد پول داخلی تغییری نخواهد کرد. اگر قراردادها به پول خارجی منعقد شود، وضعیت تراز تجاری بستگی به حالت اولیه آن دارد (اگر تراز تجاری در حالت اولیه کسری داشته باشد به دنبال کاهش ارزش پول، تراز تجاری بهبود می‌یابد، اگر تراز تجاری در حالت اولیه مازاد داشته باشد تراز تجاری دچار کسری می‌شود و اگر تجارت درحال موازنه باشد، تراز تجاری تغییری نمی‌کند). اگر صادرات به پول خارجی و واردات به پول داخلی منعقد شود، تراز تجاری به طور حتم بهبود می‌یابد. اگر قراردادهای صادرات به پول داخلی و واردات به پول خارجی باشد، تراز تجاری بدتر خواهد شد. و به طور کلی می‌توان گفت، شرط لازم برای یک کاهش اولیه در تراز تجاری که به پول داخلی محاسبه می‌شود این است که قراردادهای واردات به پول خارجی منعقد شوند. حال اگر انتظارات هر دو گروه از تغییرات نرخ ارز یکسان باشد، پول رایجی که در قراردادها معین می‌شود بستگی به قدرت بازاری طرفین (صادر کننده – وارد کننده) دارد. از آنجایی که کشورها تمایل بیشتری به

1- Currency-contracts signed to devaluation

خصوصی سازی در بخش صادرات نسبت به واردات دارند، لذا، ممکن است قدرت بازاری در بازارهای صادرات بیشتر از بازارهای واردات باشد. بنابراین، تراز تجاری به دنبال کاهش ارزش پول در قراردادهای جاری بدتر خواهد شد اگر :

$$\sum\left(S_j^X C_j^X d_J X_j^0 - S_j^M C_j^M d_J M_j^0\right) < 0 \qquad (۷)$$

S_J^X سهم کشورJ از واردات کشور داخلی؛ C_J^X سهم قراردادهایی که به پول رایج کشور J بسته شده‌اند برای صادرات به کشور داخلی؛ d_J^X افزایش نسبی ارزش دلاری پول رایج کشور J؛ S_J^M سهم کشور J از صادرات کشور داخلی؛ S_J^M سهم قراردادهایی که به پول رایج کشور داخلی بسته شده‌اند برای واردات از کشور داخلی. اگر سهم قراردادهای واردات نسبت به قراردادهای صادرات تعیین شده به پول خارجی بیشتر باشد، به این معنی که $C_J^M > C_J^X$ باشد، شرط فوق با احتمال بیشتری برقرار می‌شود.

ب) دوره گذر یا انتقال[1]: دوره گذر یا زمان عبور نرخ ارز درجه انتقال کاهش ارزش اسمی پول را به کاهش واقعی ارزش پول نشان می‌دهد. به این معنی که با یک دوره انتقال موفق، تغییرات قیمت‌های نسبی حتمی خواهد بود. در واقع، تمرکز دیدگاه دوره گذر بر روی روابط پیچیده بین تغییرات نرخ ارز و قیمت کالاهای تجاری بین المللی است و هم چنین بسط تغییرات نرخ ارز که نهایتا در قیمت داخلی کالاهای تجاری منعکس می‌شود. در دوره قراردادهای جاری قیمت و مقدار نمی‌توانند پاسخی به تغییرات نرخ ارز داشته باشند. اما در دوره گذر قیمت‌های صادرات و واردات به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند. یک دوره گذر موفق به این معنی است که تغییر قیمت‌های نسبی حتمی می‌باشد و با سرعت بیشتری صورت می‌گیرد. انتقال تغییرات نرخ ارز اسمی به قیمت‌های داخلی بستگی به کشش‌های قیمتی صادرات و واردات دارد. آنچه که از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است این است که در زمان بسیار کوتاه مدت مقادیر صادرات و واردات، زمان کافی برای تعدیل شدن ندارند. ثابت بودن مقادیر یا به عبارتی، بی‌کشش بودن صادرات و واردات در زمان بسیار کوتاه به این دو دلیل است که : ۱) عرضه ممکن است کاملاً بی‌کشش باشد؛ زیرا صادر کنندگان نمی‌توانند به سرعت تولید خود را برای فروش به خارجیان تغییر دهند. ۲) تقاضا نیز ممکن است کاملا بی‌کشش باشد؛ زیرا وارد کننده

1- Pass-through

نیازمند زمان لازم برای جانشینی بین کالاها و تغییر در سفارشات خود می‌باشد. اگر عرضه صادرات و واردات هر دو در کوتاه مدت بی‌کشش باشند، تراز تجاری در طول دوره انتقال بهبود می‌یابد و اگر حساسیت‌های تقاضا صفر باشد، قیمت صادرات ثابت باقی می‌ماند و قیمت واردات افزایش می‌یابد، در نتیجه تراز تجاری بدتر می‌شود (مقادیر ثابت). در تحلیل جریانات تجاری، به طور معمول طرف عرضه واردات با این فرض که کشش قیمتی عرضه نامحدود است، نادیده گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، در هر کشور قیمت‌های واردات برون زا درنظر گرفته می‌شود.

ج) تعدیل مقداری[1]: مسیر تعادلی در دوره تعدیل مقداری بستگی به نتیجه دوره گذر یا انتقال دارد. از آنجایی که منحنی تقاضای کوتاه مدت تمایل به بی‌کشش بودن دارد، کاهش ارزش پول منجر به سقوط ارزش داخلی صادرات و افزایش ارزش داخلی واردات می‌شود. در بلند مدت کشش‌ها افزایش می‌یابند و عوامل اقتصادی در این زمان تغییرات در بازار را تشخیص داده‌اند و نسبت به تغییرات قیمت‌های نسبی واکنش نشان می‌دهند و با تحقق شرط مارشال – لرنر تراز تجاری بهبود می‌یابد. بنابراین، دوره‌های کوتاه مدت **قراردادهای جاری** و **زمان گذر** به اثرات قیمتی کاهش ارزش پول بر تراز تجاری، قبل از شروع واکنش مقداری، اشاره دارد (مگی، ۱۹۷۳، ۳۱۸).

به دنبال ارائه تئوری تعدیلات کوتاه مدت تراز تجاری یا همان پدیده منحنی جی توسط مگی (۱۹۷۳)، جونز و روامبرگ[2] (۱۹۷۳) در تحقیقات خود به معرفی چندین عامل در ایجاد وقفه زمانی در تعدیل رفتار مصرف کنندگان و تولیدکنندگان به هنگام وقوع کاهش ارزش پول از جمله وقفه تشخیص، وقفه تصمیم‌گیری، وقفه توزیع، وقفه جایگزینی و وقفه تولید. وقفه تشخیص مربوط به مدت زمانی است که عوامل بازار برای تشخیص تغییر ایجاد شده در نرخ ارز و شرایط بازار نیاز دارند. وقفه تصمیم‌گیری به زمان مورد نیاز برای برقراری ارتباطات جدید مربوط می‌شود. وقفه توزیع مربوط به زمان لازم برای توزیع سفارشات پس از عقد قراردادهای جدید می‌باشد. وقفه جایگزینی شامل زمان لازم برای جایگزینی موجودی انبارها و تجهیزات فرسوده می‌باشد و وقفه تولید به زمان مورد نیاز برای تغییر ظرفیت تولید و الگوهای عرضه ارتباط دارد (اخباری و خوشبخت، ۱۳۸۵، ۱۲۸).

1- Quantity adjustment
2- Junz & Rhomberg

۲-۲ پیشینه تحقیق

تحقیقات تجربی صورت گرفته در زمینه پدیده منحنی جی بسیار گسترده است. مطالعات داخلی در این زمینه شامل: ابریشمی(۱۳۸۰) با استفاده از روش هم جمعی برای داده‌های دوره ۱۳۷۶-۱۳۵۰ به این نتیجه رسید که در ایران پدیده منحنی جی وجود ندارد. مهرآرا و عبدی (۱۳۸٦) توانایی نرخ ارز بازار موازی و نرخ ارز موثر اسمی در تبیین نوسانات تجاری، مقایسه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد با در نظر گرفتن متغیر نرخ ارز موثر رسمی حقیقی در تراز تجاری، فرضیه رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها رد می‌شود. در مقابل با استفاده از نرخ ارز بازار موازی، کشش‌های درآمدی و قیمتی بلند مدت تراز تجاری علامت مورد انتظار را داشته و با دقت بالایی مخالف صفر برآورد می‌شود. اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری در کوتاه مدت مثبت برآورد شده که به معنی رد فرضیه منحنی جی در ایران است. معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸٦) با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری، علاوه بر تایید رابطه بلند مدت بین نرخ ارز واقعی موثر و تراز تجاری، در کوتاه مدت نیز فرضیه منحنی جی را مورد تایید قرار می‌دهند. نجارزاده، عاقلی و شقاقی(۱۳۸۷) رابطه مستقیم بلند مدت بین تراز تجاری و نرخ ارز واقعی کشور را تایید می‌کنند و در روابط کوتاه مدت نیز بیان می‌کنند، هرگونه عدم تعادل و انحراف از سطح تعادلی بلند مدت در معادله به سرعت برطرف می‌شود. تنها مطالعه‌ای که در ایران از تحلیل دو جانبه استفاده می‌کند مربوط به مطالعه اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵) می‌باشد که با استفاده از تکنیک عکس العمل تکانه‌ای[1] و تجزیه واریانس[2] فرضیه وجود منحنی جی شکل در روابط تجاری ایران و آلمان را رد می‌کنند.

مطالعات خارجی نیز همان طور که ذکر شد با مطالعه مگی(۱۹۷۳) آغاز می‌شود. بهمنی اسکویی (۱۹۸۵) تراز تجاری را به عنوان مازاد صادرات بر واردات معرفی می‌کند و شواهدی مبنی بر وجود پدیده منحنی جی در مصر، هند و کره نشان می‌دهد. مورا و داسیلوا[3] (۲۰۰۵) با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری و مدل تصحیح خطای برداری گرچه شرط مارشال لرنر معادل در تراز تجاری برزیل را تایید می‌کند، اما شواهدی مبنی بر اثبات فرضیه منحنی جی

1- Impulse response functions
2- Variance decomposition
3- Moura & Da Silva

یافت نمی‌کند. رز و یلن[۱] (۱۹۸۵) برای آمریکا و شش شریک تجاری، بهمنی اسکویی و ونگ[۲] (۲۰۰۶) برای چین و ۱۳ شریک بزرگ تجاری‌اش، تزهاو و ویی[۳] (۲۰۰۸) رابطه بین چین و مالزی، هالیسی اقلو[۴] (۲۰۰۸) برای ترکیه و ۱۳ شریک تجاری و بهمنی اسکویی و هانافیا[۵] (۲۰۱۰) برای مالزی و ۱٤ شریک بزرگ تجاری در آزمون منحنی جی دوجانبه به نتایج مشابهی دست یافتند. آنها جز در چند مورد، شواهدی مبنی بر اثبات فرضیه منحنی جی یافت نکردند در حالی که در اکثر موارد اثر بلند مدت کاهش ارزش پول بر تراز تجاری را مثبت و معنا دار ارزیابی کردند.

در این مطالعه نیز برای آزمون منحنی جی از تحلیل‌های دوجانبه استفاده می‌شود زیرا تحلیل-های دوجانبه به دو دلیل عمده سودمندتر هستند. نخست، این روش نیازی به ایجاد متغیر جانشین برای درآمد بقیه دنیا ندارد؛ دوم این روش از بروز تورش تجمیع می‌کاهد. به این معنی که استفاده از داده‌های کل می‌تواند مانع از به وقوع پیوستن تحرکات واقعی تراز تجاری شود. به عبارتی، تراز تجاری یک کشور با یک شریک تجاری می‌تواند بهبود یابد در حالی که در همان زمان با دیگر شریک تجاری بدتر شود. همین واقعیت درباره نرخ ارز نیز می‌تواند صادق باشد (رز و یلن، ۱۹۸۵، ۵۸).

۳. روش شناسی

۳-۱ تصریح مدل تحقیق

مدل تراز تجاری دوجانبه به پیروی از ماروا و کلین(۱۹۹٦)[٦]، بهمنی اسکویی و بروکس(۱۹۹۹)[۷]، بهمنی اسکویی و گوسوامی(۲۰۰۳)[۸]، بهمنی اسکویی و ونگ (۲۰۰٦) به صورت زیر ارائه می‌گردد.

$$\log \mathrm{TB}_{ij,t} = a_0 + a_1 \log \mathrm{Y}_{i,t} + a_2 \log \mathrm{Y}^{*}_{j,t} + a_3 \log \mathrm{RER}_{ij,t} + U_t \qquad (۸)$$

2- Rose & Yellen
3- Bahmani-Oskooee & Wang
4- Tze-Haw & Chee- Wooi
5- Halicioglu
6- Hanafiah & Bahmani-oskooee
7- Marwah & Klein
8- Bahmani-oskooee & Brooks
9 - Bahmani-oskooee & Goswami.

منشا تئوریکی فرم تعدیل شده به رز و یلن (۱۹۸۹) نسبت داده می‌شود.

$TB_{ij,t}$ تراز تجاری دوجانبه است که به صورت نسبت صادرات اسمی ایران به شریک تجاری J بر واردات اسمی ایران از همان شریک تجاری تعریف می‌شود؛ $Y_{i,t}$, $Y_{j,t}^{*}$ به ترتیب در آمد واقعی ایران و درآمد واقعی شریک تجاری J می‌باشد؛ $RER_{ij,t}$ نرخ ارز واقعی دوجانبه بین ایران و شریک تجاری J می‌باشد.

اغلب انتظار می‌رود تخمین a_1 منفی و a_2 مثبت باشد. اما علامت‌ها می‌توانند برخلاف انتظار نیز باشند؛ به عبارتی، اگر افزایش در درآمد ایران بخاطر افزایش تولید کالاهای جانشین واردات باشد آنگاه علامت a_1 می‌تواند مثبت باشد. همین تحلیل برای علامت a_2 نیز وجود دارد. به عبارتی مقدار تخمین زده شده برای a_1 و a_2 می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اگر a_3 مثبت باشد به معنی اثرگذاری مثبت کاهش ارزش پول بر تراز تجاری در بلند مدت است. معادله فوق رابطه بلند مدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. از آنجایی که تحقق فرضیه منحنی جی منوط بر این است که a_3 در کوتاه مدت منفی باشد، لذا باید مدلی انتخاب شود که پویایی‌های کوتاه مدت را به بلند پیوند دهد. در این راستا، از رهیافت آزمون کرانه‌ها به همجمعی که توسط پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) معرفی شده است و مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود. مزیت رویکرد آزمون کرانه‌ها در این است که صرف نظر از درجه هم جمعی متغیرها، تخمین‌های درست و کارایی را از مدل مورد بررسی ارائه می‌دهد. به عبارتی صرف نظر از اینکه همه متغیرها I(۰) یا I(۱) باشند قابل اجرا است. در حالی که در روش‌های انگل-گرنجر و یوهانس همجمع بودن متغیرها از یک درجه ضروری است. مطابق با روش انگل گرنجر[2] (۱۹۸۷) مدل تصحیح خطا برای بررسی پویایی‌های کوتاه مدت تراز تجاری به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta \log TB = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_2 \Delta \log TB_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_3 \Delta \log Y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_4 \Delta \log Y_{j,t-k}^{*} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_5 \Delta \log RER_{ij,t-k} + \gamma EC_{t-1} + \omega_t \qquad (۹)$$

4- Pesaran et al.
1- Engle & Granger

که در آن γ سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت است. پسران و همکاران (۲۰۰۱) ضعف-های مدل انگل گرنجر(۱۹۸۷) را با جای گذاری متغیرهای سطح بایک وقفه به جای EC_{t-1} برطرف نموده‌اند.

$$\Delta \log TB = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_2 \Delta \log TB_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_3 \Delta \log Y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_4 \Delta \log Y^*_{j,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \alpha_5 \Delta \log RER_{ij,t-k} + \beta_1 \log TB_{ij,t-1} + \beta_2 \log Y_{i,t-1} + \beta_3 \log Y^*_{j,t-1} + \beta_4 \log RER_{ij,t-1} + \epsilon_t \quad (۱۰)$$

گام اول در آزمون کرانه‌ها، آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم جمعی، $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ ، در برابر فرضیه مقابل وجود هم جمعی، $H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$ ، تحت عنوان آزمون والد می‌باشد. از آنجایی که توزیع F یک توزیع نامتقارن است، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی را برای آماره F در دو مرحله تخمین زدند. نخست، با این فرض که همه متغیرها $I(۰)$ هستند و بار دیگر با این فرض که همه متغیرها $I(۱)$ باشند، بدین ترتیب آنها کرانه پایین برای رگرسورهای $I(۰)$ و کرانه بالا برای رگرسورهای $I(۱)$ را تعریف می‌کنند. اگر آماره F بدست آمده از آزمون والد بزرگ تر از مقدار کرانه بالا باشد فرضیه H_0 رد می‌شود و اگر کوچک تر از کرانه پایین باشد فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود. در صورتی که بین دو کرانه قرار بگیرد آزمون بی‌نتیجه است. در مرحله بعد به تخمین سرعت تعدیل و ضرایب کوتاه مدت و بلند مدت مدل می‌پردازیم. علامت و معنی داری ضرایب α_4 ها و β_4 که در ضریب β_1 نرمالیزه می‌شود به ترتیب اثر کوتاه مدت و بلند مدت کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری را نشان می‌دهد. نمایان شدن مقادیر منفی برای اولین مقادیر α_4 ها که بوسیله مقادیر مثبت دنبال خواهد شد، وجود اثر منحنی جی را اثبات می‌کند. سرانجام با تخمین ضرایب بلند مدت ثبات ضرایب با استفاده از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۳ داده ها و اطلاعات آماری

آزمون پدیده منحنی جی در تراز تجاری دوجانبه بین ایران و پنج شریک بزرگ تجاری‌اش در آسیا، با استفاده از داده‌های سری زمانی به صورت فصلی طی دوره ۱۳۷۰- ۱۳۸٦ صورت می‌گیرد. مطابق با جدول (۱) که مهم ترین شرکای تجاری در آن بر اساس حجم تجارت رتبه بندی شده‌اند، اولین شریک تجاری ایران، امارات متحده عربی با حجم تجارت ۲٤٥۱۷/۲ میلیون دلار می‌باشد. قابل ذکر است که حجم عظم صادرات این کشور به ایران صادرات مجدد

می‌باشد. لذا در این مطالعه از لیست مهم ترین شرکای تجاری ایران حذف می‌شود. هم چنین چین و عراق که به عنوان دومین و پنجمین شریک تجاری ایران نشان داده شده‌اند، طی چند سال اخیر در بازه مهمترین شرکای تجاری ایران قرار گرفته‌اند و همان طور که جدول (۱) نشان می‌دهد، تنها تراز تجاری مثبت، مربوط به کشور عراق است. این امر می‌تواند ناشی از تمایل ایران به گسترش روابط تجاری با کشورهای آسیایی به ویژه کشورهای منطقه باشد. به دلیل فقدان داده‌های مربوطه در دوره زمانی مذکور برای کشور عراق، از بررسی رابطه تجاری آن با ایران صرف نظر می‌شود.

مدل تراز تجاری معرفی شده شامل چهار متغیر است. برای متغیر درآمد حقیقی از تولید ناخالص داخلی حقیقی استفاده شده است. هم چنین نرخ ارز دوجانبه حقیقی برابر است با حاصل ضرب نرخ ارز دوجانبه اسمی در شاخص قیمت‌های کشور J بر شاخص قیمت‌های ایران، که به نوبه خود نرخ ارز دوجانبه اسمی برابر با تعداد واحدهای ریال ایران در برابر یک واحد پول رایج کشور J می‌باشد. برای شاخص قیمت‌ها از شاخص قیمت مصرف کننده در هر کشور استفاده شده است. همه داده‌ها به صورت لگاریتمی استفاده شده‌اند و همگی هم جمع از درجه صفر و یک هستند. هم چنین برای شکست ساختاری ایجاد شده در داده‌ها به دلیل بحران مالی ۱۹۹۷ شرق آسیا، متغیر دامی D تعریف می‌شود. داده‌ها از منابع زیر استخراج شده‌اند: تراز تجاری دوجانبه از پایگاه داده‌های تجاری صندوق بین المللی پول[1] ، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز دوجانبه از پایگاه داده‌های مالی صندوق بین المللی پول[2] و بانک مرکزی گرفته شده است.

جدول ۱ : تراز تجاری دوجانبه ایران با ۱۳ شریک مهم تجاری در سال۱۳۸۹ بر حسب میلیون دلار

کشور	صادرات	واردات	حجم مبادلات تجاری	تراز تجاری
امارات متحده عربی	۳۳۳۵/۵	۲۱۱۸۱/٦	۲٤٥۱۷/۲	-۱۷۸٤٦/۰
چین	٤٥۷۰/۹	٥۸۰۳/۹	۱۰۳۷٤/۸	-۱۲۳۲/۹
ترکیه	۱۰٥٥/۸	۳۹۹٥/۷	٥۰٥۱/٦	-۲۹۳۹/۹
آلمان	۳٤٦/٦	٤٥۹۰/۱	٤۹۳٥/۷	-٤۲٤۳/٥
عراق	٤٥۳۸/٦	٤٦/٤۷۷	٤٥۸٥/۱	٤٤۹۲/۲
کره	٥۷٦/۳	۳٦٤٦/۰	٤۲۲۲/٤	-۳۰٦۹/۷

1- Direction of trade statistic(DOTS)-IMF
1- International monetary statistic(IFS)- IMF

سوئیس	۲۲/۷۸۸	۳۷۷۱/۹	۳۷۹٤/۷	-۳۷٤۹/۱
هند	۱۸۲۱/۷	۱۲۹٦/۹	۳۱۱۸/٦	-٥۲٤/۷
فرانسه	٥۸/۹۸۹	۲۰٤۲/۲	۲۱۰۱/۲	-۱۹۸۳/۲
ایتالیا	۳۳٦/۸	۱۷٤٥/٦	۲۰۸۲/٥	-۱٤۰۸/۷
ژاپن	٤٤۳/۱	۱٥٦۷/۹	۲۰۱۱/۱	-۱۱۲٤/۷
روسیه	۳۳۰/٥	۱۱٦۷/۱	۱٤۹۷/۷	-۸۳٦/٥
انگلستان	٤۸/٦۷۹	۷۳۲/۱	۷۸۰/۸	-٦۸۳/٥

منبع: سایت گمرک جمهوری اسلامی ایران

٤. برآورد مدل

مطابق با بهمنی اسکویی و گوسوامی (۲۰۰۳) ابتدا وقفه بهینه برای تفاضل مرتبه اول هریک از متغیرهای مدل بر اساس معیار (AIC)[1] مشخص می‌شود؛ زیرا نتایج آزمون والد به شدت به تعداد وقفه‌های تحمیل شده به این متغیرها حساسیت نشان می‌دهد. در جدول (۲) تعداد وقفه‌های بهینه برای تفاضل مرتبه اول هریک از متغیرهای مدل و نیز نتایج حاصل از آزمون والد نشان داده شده است. آماره F بدست آمده با مقادیر بحرانی گزارش شده توسط نارایان[2] (۲۰۰٤) مقایسه می‌شود؛ (از آنجایی که تعداد مشاهدات در بازه ۳۰-۸۰ می‌باشد لذا آماره F با مقادیر بحرانی جدول نارایان مقایسه می‌شود زیرا مقادیر بحرانی که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) گزارش شده برای داده‌های با حجم بالا می‌باشد). نتایج بیان می‌کند برای تمام شرکای تجاری ایران آماره F بزرگتر از کرانه بالا است. به عبارتی رابطه همجمعی بین متغیرهای مدل تراز تجاری برای هر پنج شریک تجاری ایران برقرار است.

جدول ۲ : نتایج آزمون والد هنگامی که وقفه بهینه بر اساس معیار AIC انتخاب می‌شود.

	Optimal lag	F_{III} –test	F_{IV} –test	F_{V} –test
چین	(٥،۳،٥،٥)	۷/۳۱*	٥/۸۳*	٦/۸۹*
هند	(۳،۰،۰،٤)	۰/٥۷	٤/۸٥*	٥/٥۸*
ژاپن	(٤،۲،۳،۱)	٤/٥۰*	۷/۳۷*	۹/۲۱*
کره	(۰،۳،٤،۲)	۷/۳٤*	۸/۹*	۷/٤۹*
ترکیه	(۰،۰،۰،۰)	۱۷/٤۸*	۱۳/۷۸*	۱٦/٥۳*

2- Akaike information criterion
3- Narayan

توجه: * معنا داری آماره F را در سطح ۵٪ نشان می‌دهد که با مقادیر بحرانی گزارش شده توسط نارایان(۲۰۰٤) مقایسه شده است. اعداد داخل پرانتز وقفه تحمیل شده به تفاضل مرتبه اول هریک از متغیرهای مدل را نشان می‌دهد که به ترتیب از چپ به راست. ΔLTB ، $\Delta LRER$ ، ΔLY ، ΔLY^* می‌باشد.

بدین ترتیب پس از حصول اطمینان از وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها، ضرایب کوتاه مدت و بلند مدت متغیرهای مدل تخمین زده می‌شود. از آنجا که هدف، آزمون منحنی جی می‌باشد، جهت خلاصه نویسی فقط نتایج مربوط به تخمین ضرایب کوتاه مدت مربوط به متغیر نرخ ارز دوجانبه گزارش می‌شود. در جدول (۳) ضرایب تخمین زده شده مذکور به همراه ضریب تخمین زده شده EC_{t-1} برای هریک از مدل‌ها نشان داده شده است. مطابق با رز و یلن (۱۹۸۹)، اثرات منفی کوتاه مدت (نمایان شدن ضرایب منفی برای اولین وقفه‌های متغیر تفاضل مرتبه اول نرخ ارز دوجانبه) که به وسیله اثرات مثبت بلندمدت (نمایان شدن ضرایب مثبت برای متغیر نرخ ارز در سطح) دنبال خواهد شد، وجود اثر منحنی جی را اثبات می‌کند. همان طور که نتایج جداول ۳ و ٤ نشان می‌دهد، اثر منحنی جی در تراز تجاری دوجانبه بین ایران و ۲ شریک تجاری چین و ژاپن وجود دارد.

جدول ۳ : ضرایب تخمین زده شده وقفه‌های متغیر $logREX_{ij,t}$ و ضریب ECM_{t-1}

	0	I	II	III	IV	V	ECM
چین	-۰/٥٤	-۰/۷۳	-۲/۰۱*	-۱/۳۲*	–	–	-۰/٦۲*
	(-۱/۳)	(-۱/۷)	(-٤/۹)	(-۳/٦)	–	–	(-٦/۲٦)
هند	۱/۷۰*	–	–	–	–	–	-۰/۸٤*
	(۱/۹۱)	–	–	–	–	–	(-۹/۰۱)
ژاپن	-۰/٦٤	-۰/۸۲*	۰/۷۲*	–	–	–	-۰.۹۱*
	(-۱/۸۳)	(-۲/۰۸)	(۲/۰۲)	–	–	–	(-۷.٥۳)
کره	۰/۳۷	-۱/۱٦*	-۱/۲٤*	-۰/۷۸*	–	–	-۰/٦۹*
	(۱/۰۸)	(-۲/٦۸)	(-۳/۱۲)	(-۲/۱۸)	–	–	(-۷/۲۸)

ترکیه	۰/۱۷	–	–	–	–	–	-۰/۶۰*
	(۰/۶۳)	–	–	–	–	–	(-۸/۵۰)

*معناداری ضرایب تخمین زده شده را در سطح ۵٪ نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد. منبع: یافته‌های محقق

نرخ ارز واقعی دوجانبه برای همه شرکای تجاری، دارای اثر مثبت بر تراز تجاری است. ضریب درآمد حقیقی ایران نیز تنها در مورد کشور ترکیه دارای علامت مثبت بوده و به لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشد. درمورد مابقی کشورها این متغیر دارای علامت منفی است که برای چین و هند به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. ضریب درآمد حقیقی کشور خارجی نیز تنها برای ترکیه و کره منفی است که بطور آماری درسطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشد. در رابطه با سه کشور دیگر گرچه مثبت است اما تنها در مورد هند به لحاظ آماری معنا دار است. متغیرهای دامی تعریف شده نیز برای ژاپن و کره درسطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشد.

جدول ٤ : نتایج تخمین ضرایب بلند مدت

	LRER	LY	LY*	D	Trend	Const
چین	۰/۳۷*	-۱/۸۲	۱/۶۰	–	–	-۶/۹٤*
	(۲/٤٦)	(-۰/۶۰)	(۱/۰۷)	–	–	(-٤/۰۱)
هند	۱/۵۸*	-۱/۹۹	۳۸/۰*	–	-۰/۸۲*	-۱۵٦/٤*
	(۳/۳٤)	(-۱/۲۳)	(۱۲/۸)	–	(-۸/۱۳)	(-۱٦/۱۳)
ژاپن	۰/٦٦*	-۵/۰۷*	۰/۳٦	-۰/٤۷*	۰/۱۰*	٤۷/۲٦*
	(۲/۷۹)	(-۵/۲۲)	(۰/۱٦)	(-۵/۳۹)	(۱۷/۳٦)	(۱/۹۹)
کره	۲/۲۹*	-٦/۷۲*	-۱۰/۳۱*	۱/٤۰*	۰/۲۵*	۱۸۵/۲*
	(٤/٤٦)	(-۲/۸۹)	(-۲/۵۳)	(-۳/۳۹)	(۳/۱٤)	(۲/٦۸)
ترکیه	۱/۲۱*	۲/۸۲*	-۲/۳۱*	–	–	-۲٤/٦*
	(۲/۹۱)	(۳/۳۱)	(-۲/۳۵)	–	–	(-٤/۳۱)

*معنا داری ضرایب تخمین زده شده را در سطح ۵٪ نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد. منبع: یافته‌های محقق

جدول ۵ : آزمون پایداری متغیرها براساس آزمون های CUSUM و CUSUMSQ

کشور	CUSUM	CUSUMSQ

چین	Stable	Stable
هند	stable	stable
ژاپن	stable	stable
کره	stable	stable
ترکیه	stable	stable

منبع: یافته‌های محقق

۵. نتیجه گیری

مطالعه حاضر با هدف بررسی و تحلیل اثر تغییرات نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری دوجانبه بین ایران و پنج شریک بزرگ تجاری‌اش در آسیا انجام گرفته است. این مطالعه بر آزمون پدیده منحنی جی تمرکز دارد. نتایج تجربی حاکی از آن است که رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگوی تراز تجاری دوجانبه برقرار است و پدیده منحنی جی در تراز تجاری دو جانبه بین ایران و دو شریک تجاری چین و ژاپن نمایان می‌شود و در بقیه موارد واکنش تراز تجاری دوجانبه ایران به کاهش ارزش واقعی ریال از الگوی مشخصی در کوتاه مدت پیروی نمی‌کند، که مطابق با نتایج مطالعات صورت گرفته، از قبیل ابریشمی، خوشبخت و اخباری، رز و یلن، مورا وداسیلوا، بهمنی اسکویی و ونگ، هالیسی اقلو می‌باشد. شواهد نشان می‌دهد که ضریب بلند مدت نرخ ارز دوجانبه برای همه کشورها گرچه کوچک است، اما مثبت و معنادار است و شرط مارشال لرنر در تراز تجاری دوجانبه ایران و شرکای تجاری‌اش برقرار است. همچنین تولید واقعی داخلی برای همه شریک‌های تجاری بغیر از ترکیه، دارای اثر منفی بر تراز تجاری است که مطابق با تئوری می‌باشد که در این بین این ضریب برای چین و هند به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. مثبت بودن این ضریب در رابطه با کشور ترکیه گرچه بر خلاف تئوری است اما مطابق با دیگر مطالعات صورت گرفته است و این امر قابل توجیه است و به سیاست-های تجاری بستگی دارد. همین امر به طور مشابه برای درآمد کشور خارجی صادق است. اتخاذ سیاست کاهش ارزش پول به منظور بهبود تراز تجاری رویکردی است که همواره مورد توجه سیاست گذاران اقتصادی بوده است. اما نباید از نظر دور داشت که کاهش ارزش پول یکی از ابزارهای سیاست تثبیت است اما به کارگیری آن بدون استفاده از دیگر ابزارهای سیاست تعدیل و تثبیت فقط نتیجه تورمی بر اقتصاد خواهد داشت و باعث بهبود حساب جاری تراز پرداخت‌ها نمی‌شود.

منابع

-ابریشمی، حمید. و مهرآرا، محسن (۱۳۸۵). انحراف نرخ ارز حقیقی تعادلی و سیاست‌های تجاری در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش نامه بازرگانی*، شماره۳۳: ۱-٥٤.

-اخباری، محمد. و خوشبخت، آمنه (۱۳۸۵). پویایی های تراز تجاری: بررسی منحنی جی شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره٧٤: ۱۲۳-۱٦۰.

-پور مقیم، سید جواد (۱۳۸٤). مالیه بین الملل. سازمان چاپ و انتشارات وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی. تهران. چاپ دوم.

-معماریان، عرفان و جلالی نائینی، احمد رضا (۱۳۸٦). آثار کوتاه مدت و بلند مدت تکانه_های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی جی بر اساس یک الگوی تصحیح خطای برداری). *پژوهشنامه اقتصادی*، سال دهم شماره ۲، تابستان ۱۳۸۹: ٤٥-٦۹.

-مهر آرا، محسن. عبدی، علیرضا. (۱۳۸٦). عوامل تعیین کننده تراز تجاری در کوتاه مدت و بلند مدت و همچنین پدیده منحنی جی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، سال نهم شماره ۳۱، تابستان ۱۳۸٦: ۱-۲٦.

-نجار زاده، رضا و عاقلی، لطفعلی و شقاقی، وحید (۱۳۸۷). تاثیر رابطه مبادله نرخ ارز واقعی بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال نهم شماره ۲، تابستان ۱۳۸۸: ۷۳-۱۰۲

-Bahmani-oskooee, M., & Wang, Y. (2006). The J-curve: China versus her trading partners. *Bulletin of economic research*, 58(4): 323-343.

-Bahmani-oskooee, M., & Goswami, G. (2003). A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Japan versus her major trading partners', *Journal of Economics and Finance*, 27(1): 102–13.

-Bahmani-oskooee, M., & Brooks, T. J., (1999). Bilateral J-Curve between US and her tradin partners. *Weltwirtschaftliches Archive*.135(1): 146-165

-Bahmani-Oskooee, M. (1985). 'Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs. *Review of Economics and Statistics*, 67(3): 500–4.

-Dornbusch, A. (1975). Exchange rate fiscal policy in a popular model of international trade. *American Economic Review*. 65(5): 859-871.

-Engle, R.F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testig. *Econometrica*, 55(2): 251–76.

-Hanafia, H. & Bahmani-oskooee, M. (2010). The J-Curve: Malaysia versus major her trading partner. *Applied Economics*, 42(9): 1067-1076

-Halicioglu, F. (2008). The bilateral J-curve: Turkey Versus her 13 trading partner. *Journal of asian economics*, 19(8). 236-243

-Junz, H. B. & Rhomberg, R. R. (1973). Price-competitiveness in export trade among industrial countries. *American Economic Review*, 63(2): 412–18.

-Marwah, K. & Klein, L. R. (1996) Estimation of J-curve:United States and Canada, *Canadian Journal of Economics*, 29(3): 523–39.

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

-Magee, s. p. (1973). Currency contracts, pass through, and devaluation. *Brookings Papers of Economic Activity*, 1: 303-325.

Narayan, P. K (2005). The saving and investment nexsus for china: evidence from cointegration test. *Applied Economics*, 37(17): 1979-1990

-Pesaran, M. H., & Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approach to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.

-Rose, A, K. & Yellen, L, J. (1989). Is there a j-curve? *Journal of monetary economics*, 24(1): 53-68

-Tze-Haw, C. & Chee-wooi, H. (2008). Examining exchange rates exposure, J-curve and Marshall-Lerner condition for high frequency trade series between China and Malaysia. *Munich personsl RePEc archive*, 25546: 1-17.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی