تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۴، زمستان ۹۶/ ص ۸۵۸-۸۲۱

# اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی : رویکرد مارکوف سوئیچینگ[۱]

**محمد مهدی برقی اسکویی[۱]، علیرضا کازرونی[۲]، بهزاد سلمانی[۳]، صابر خداوردیزاده[*۴]**

**۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز،** mahdi_oskooee@yahoo.com

**۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز،** ar.kazerooni@gmail.com

**۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز،** behsalmani@gmail.com

**۴. دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشگاه تبریز،**
saber_khodaverdizadeh@yahoo.com

**تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۷/۱۵**

## چکیده

هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی تأثیر غیرخطی نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۰ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که نرخ پس‌انداز در رژیم اول اثر منفی و در رژیم دوم اثر مثبتی بر تراز تجاری داشته است. همچنین ضرایب نرخ ارز مؤثر واقعی در رژیم‌های اول و دوم تأثیر منفی بر تراز تجاری شده‌اند. به عبارتی دیگر موجب بدتر شدن تراز تجاری شده و نتایج حاکی از عدم تأیید منحنی جی در ایران طی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه می‌باشد. سایر نتایج مطالعه نشان دهنده‌ی اثرگذاری نامتقارن درجه‌ی باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم‌های اول و دوم بر تراز تجاری بوده است.

**طبقه‌بندی JEL:** F13,C22, F32 ,O16 , F31

**واژه‌های کلیدی**: تراز تجاری، نرخ پس‌انداز، نرخ ارز مؤثر واقعی، منحنی جی، مارکوف سوئیچینگ

---

۱. برگرفته از رساله دکتری می‌باشد.

*. نویسنده‌ی مسئول، تلفن تماس: ۰۹۳۷۴۴۹۸۴۷۳

## ۱- مقدمه

تراز تجاری یکی از مفاهیم اصلی تجارت بین‌الملل می‌باشد که در بررسی وضعیت تجاری کشورها از اهمیت شایانی برخوردار است. از جمله مواردی که دولت‌ها را قادر به تحدید کسری تجاری و پیامدهای منفی آن بر اقتصاد داخلی می‌کند، شناخت درست از نحوه‌ی ارتباط میان نرخ ارز و تراز تجاری است. در نظریات سنتی سیاست کاهش ارزش پول ملی از جمله راهکارهای مؤثر برای مقابله با کسری تجاری است. با افزایش نرخ ارز، مخارج مصرف‌کنندگان از کالاهای خارجی به سمت مصرف کالاهای داخلی منتقل شده و در نتیجه با افزایش صادرات و کاهش واردات، تراز تجاری بهبود می‌یابد. با این وجود این امکان وجود دارد که مکانیزم اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری مختل شده و اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری با ابهام مواجه شود. به‌عنوان مثال می‌توان به شرایطی اشاره کرد که واکنش جریان‌های تجاری به تغییرات نرخ ارز، ماهیت متقارن خود را از دست بدهند (گلدبرگ[1] و ویسک دیلون، ۲۰۰۷). کاهش ارزش پول در برخی مطالعات تأثیر مثبت و در برخی دیگر از مطالعات تأثیر منفی بر تراز تجاری گذاشته است، که دلیل آن را می‌توان در نادیده گرفتن اثر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری دانست. در سال‌های اخیر مطالعاتی به بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز بر روی تراز تجاری پرداخته‌اند، به‌طوری‌که نتایج این مطالعات حکایت از کسری تجاری به دلیل پایین بودن نرخ پس‌انداز دارند (انگل و روگرز[2]، ۲۰۰۶؛ فلداستین[3]، ۲۰۰۸، لی و همکاران[4]، ۲۰۰۶ و مک کینون[5]، ۲۰۰۷).

به تازگی دلایل مختلفی برای رفتار نامتقارن نرخ پس‌انداز و تراز تجاری مطرح شده است که از جمله‌ی این دلایل می‌توان به اثرات مستقیم نرخ پس‌انداز از کانال تولید ناخالص داخلی (براساس دیدگاه کروگمن[6]،۱۹۹۱) و اثرات غیرمستقیم آن از طریق تئوری وجوه قابل استقراض اشاره کرد. در این راستا مقاله‌ی حاضر با بهره‌گیری از رویکرد غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۰، به بررسی و

1. Goldberg.
2. Engel & Rogers.
3. Feldstein.
4. Lee et al.
5. McKinnon.
6. Krugman.

آزمون فرضیه‌ی رفتار نامتقارن تراز تجاری ایران نسبت به تغییر نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی می‌پردازد، بنابراین موضوع مورد تحقیق مقاله‌ی حاضر این است که تراز تجاری چه واکنشی را نسبت به تغییرات نرخ پس‌انداز از خود نشان می‌دهد؟ در این راستا سازماندهی مقاله‌ی حاضر به شرح ذیل می‌باشد: پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق و پژوهش‌های انجام شده مورد بررسی قرار گرفته و در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق معرفی می‌شود. بخش چهارم به تبین الگو و تحلیل نتایج اختصاص دارد و در بخش پایانی جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- مبانی نظری

در این قسمت ابتدا به اثرات مستقیم و غیرمستقیم نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری اشاره شده و سپس اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ ارز آورده می‌شود. در نهایت مطالعات داخلی و خارجی در ارتباط با اهداف مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

### *۲-۱- ارتباط نرخ پس‌انداز با تراز تجاری*

به‌طور کلی در زمینه‌ی نحوه اثرگذاری نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری می‌توان به دو اثر مستقیم و غیرمستقیم اشاره کرد:

#### *۲-۱-۱- اثر مستقیم*

براساس حساب‌های ملی رابطه بین تولید ناخالص ملی و تولید ناخالص داخلی به‌صورت رابطه‌ی (۱) است:

$$GNP = GDP + R \qquad (۱)$$

که در رابطه‌ی (۱)، R بیانگر خالص درآمد عوامل تولید از خارج است. از نظر تئوریک می‌توان درآمد عوامل تولید از خارج را جزو صادرات و درآمد عوامل تولید خارجی را بخشی از واردات در نظر گرفت. از این جهت حساب جاری به‌صورت رابطه‌ی (۲) خواهد بود:

$$CA = (X - M) + R \qquad (۲)$$

همچنین با توجه به این‌که تولید ناخالص داخلی به‌صورت رابطه‌ی (۳) قابل بیان است:

$$GDP = C + I + G + (X - M) \qquad (۳)$$

لذا حساب جاری برحسب تولید ناخالص ملی عبارت است از:

$$CA = GNP - (C + I + G) \qquad (۴)$$

براساس رابطه‌ی (۴)، تفاوت GNP و C +G برابر با سطح پس‌انداز است. در نهایت حساب جاری برابر با تفاوت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است (کروگمن، ۱۹۹۱) که در رابطه‌ی (۵) نشان داده شده است:

$$CA = S - I \qquad (۵)$$

طبق رابطه‌ی (۵)، می‌توان عنوان کرد که کسری حساب جاری زمانی به‌وجود می‌آید که پس‌انداز داخلی کمتر از سرمایه‌گذاری داخلی باشد.

### ۲-۱-۲-ارتباط غیرمستقیم

در علم اقتصاد دکترین وجوه قابل استقراض، تئوری نرخ بهره بازار می‌باشد. این تئوری در سال ۱۹۳۰ توسط اقتصاددان انگلیسی، دنیس رابرتسون[1] و اقتصاددان سوئدی، برتیل اوهلین[2] فرمول‌بندی شده است. برطبق تئوری وجوه قابل استقراض، اگر نرخ پس‌انداز افزایش یابد، از سویی عرضه‌ی وجوه ارتقا یافته و سبب کاهش نرخ بهره می‌شود. کاهش نرخ بهره سبب افزایش تمایل بنگاه‌ها و یا خانوارها به سرمایه‌گذاری شده و از سویی جریان خروج سرمایه افزایش می‌یابد. همچنین افزایش در خالص جریان خروج سرمایه، عرضه‌ی پول داخلی را افزایش می‌دهد. حال سرمایه‌گذاران در بازار نقدی پول کشور داخلی را به پول کشور خارجی مورد نظر تبدیل می‌کنند. از آن‌جا که نرخ بازدهی پول خارجی بیش‌تر از داخل است، ارزش پول داخل کاهش یافته و در نهایت این امر از سویی سبب افزایش صادرات و از سویی سبب کاهش واردات شده و بنابراین تراز تجاری می‌تواند بهبود یابد.

## ۲-۲- اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ ارز

نرخ ارز نقشی دوگانه در اقتصاد یک کشور دارد. افزایش نرخ ارز از یک سو قدرت رقابت کشور را در بازارهای خارجی بهبود می‌بخشد و سبب توسعه‌ی صادرات و بهبود تراز بازرگانی کشور می‌شود. از سوی دیگر، در صورتی که امکان توسعه‌ی صادرات وجود

---

1. Dennis Robertson.
2. Bertil Ohlin.

نداشته باشد، افزایش نرخ ارز سبب افزایش سطح قیمت‌ها و تورم در کشور می‌شود (شیرین بخش و همکاران، ۱۳۸۸). همچنین این احتمال وجود دارد که واکنش تراز تجاری به کاهش ارزش پول ملی متأثر از میزان تغییر نرخ ارز بوده و نامتقارن باشد. منظور از نامتقارنی واکنش تراز تجاری، شرایطی است که کاهش ارزش پول اثرات متفاوتی بر تراز تجاری داشته باشد. به‌طورکلی درباره‌ی نامتقارنی تراز تجاری نسبت به نرخ ارز دو رویکرد تقاضا و عرضه وجود دارد:

### ۲-۲-۱- *رویکرد طرف تقاضا*

کاهش ارزش پولی ممکن است از طریق افزایش قیمت نسبی کالاهای خارجی و افزایش رقابت‌پذیری بین‌المللی صنایع داخلی و انتقال مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی موجب گسترش فعالیت‌های اقتصادی داخلی شود (کندیل و همکاران[1]، ۲۰۰۷). همان‌طوری که گوایتیان[2] (۱۹۷۶) و دورنبوش[3] (۱۹۸۸) نشان داده‌اند مؤفقیت اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی برای بهبود تراز تجاری تا حد زیادی به قرار گرفتن تقاضا در مسیر صحیح و وجود ظرفیت‌های مناسب در این ارتباط بستگی دارد، به گونه‌ای که اگر تولید داخلی پاسخگوی نیازهای داخلی نباشد، مکانیزم اثرگذاری کاهش ارزش پول بر کاهش واردات با اخلال مواجه می‌شود.

### ۲-۲-۲- رویکرد طرف عرضه

در این چارچوب و به‌رغم این‌که دیدگاه مرسوم و غالب این است که سیاست کاهش ارزش پول ملی موجب گسترش تولید می‌شود، اثر نرخ ارز بر تراز تجاری انقباضی است. براساس دیدگاه هیرشمن[4] (۱۹۴۹)، کاهش ارزش پول ملی با فرض وجود کسری تجاری اولیه ممکن است سبب کاهش درآمد ملی حقیقی و تقاضای کل گردد. همچنین دیاز-آلژاندرو[5] (۱۹۶۳)، نشان داده است کاهش ارزش پول ملی ممکن است با سودهای بادآورده در صنایع رقابتی همراه باشد. در این شرایط، اگر دستمزد پولی نسبت به سطح قیمت ها وقفه داشته و میل نهایی به پس‌انداز ناشی از سود بیش تر از میل نهایی به

1. Kandil et al.
2. Guittian.
3. Dornbusch.
4. Hirschman.
5. Diaz-Alejandro.

پس‌انداز ناشی از دستمزد باشد، آن‌گاه پس انداز ملی افزایش یافته و محصول حقیقی کاهش می‌یابد.

برونو[1] (۱۹۷۹) و وینبرگن[2] (۱۹۸۹)، بیان می‌کنند در یک کشور شبه صنعتی هزینه‌ی تولید بنگاه‌ها با کاهش ارزش پول ملی افزایش می‌یابد، در نتیجه تأثیر منفی ناشی از هزینه‌های بالاتر نهاده‌های وارداتی ممکن است بر تولید چیره شده و موجب افزایش قیمت‌های نسبی کالاهای داخلی و افزایش قیمت‌های داخلی شود. در این رابطه، گیلفسن و اشمیت[3] (۱۹۸۳)، شواهدی ارائه می‌کنند که اثر نهایی اجرای این سیاست به میزان انتقال منحنی‌های عرضه و تقاضا بستگی دارد. از مجموع مطالب مذکور چنین نتیجه‌گیری می‌شود که برآیند این دو نیرو (تقاضا و عرضه) می‌تواند موجب عدم تقارن در واکنش تراز تجاری به نرخ ارز گردد.

### ۲-۳- *پیشینه‌ی تحقیق*

در این قسمت بیش‌تر مطالعات براساس هدف فرعی مقاله (اثرات نرخ ارز بر تراز تجاری) آورده می‌شود. همچنین درباره‌ی اثر پس‌انداز بر تراز تجاری مطالعات محدودی انجام گرفته که سه مطالعه در قسمت زیر آورده شده است.

اولیوی[4] (۲۰۰۰)، در مقاله‌ای به بررسی اثرات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر تعادل حساب جاری ایالات متحده برای یک دوره‌ی ۴۰ سال پرداخته است. یافته‌های مطالعه‌ی وی نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، سرمایه‌گذاری تا حد زیادی موجب ایجاد توازن در حساب جاری بلندمدت می‌شود. همچنین نتایج حاکی از آن است که پس‌انداز پایین یکی از عوامل ایجاد کسری تجاری می‌باشد.

آنیل و توماس[5] (۲۰۰۲)، با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی، رویکرد تصحیح خطا خطا و توابع عکس‌العمل آنی[6]، به بررسی عوامل تعیین‌کننده‌ی تراز تجاری کشورهای آسیای جنوبی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی

---

1. Bruno.
2. Wijnbergen.
3. Gylfason & Schmidt.
4. Olivei.
5. Anil & Thomas.
6. Impulse Response Function.

۱۹۹۸-۱۹۸۵ پرداخته‌اند. نتیجه‌ی حاصل‌شده از این مطالعه بر وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز مؤثر و تراز تجاری این کشورها تأکید داشته و پدیده‌ی منحنی جی را در برخی از این کشورها تأیید می‌کند.

مورا و سیلوا [1](۲۰۰۵)، با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ، به بررسی وجود منحنی جی در برزیل طی دوره‌ی ۲۰۰۳:۱۲-۱۹۹۱:۱ پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشانگر آن است که شرط مارشال لرنر برای تراز تجاری برزیل مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین در کوتاه‌مدت شواهدی بر وجود منحنی جی وجود ندارد.

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 پرداخته است. وی اثر متغیرهای نرخ تورم، درجه‌ی باز بودن تجاری، رابطه‌ی مبادله و نرخ بهره بر پس‌انداز و تراز حساب جاری را با استفاده از رویکرد پانل پویا مورد ارزیابی قرار داده است. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که اولاً رابطه مبادله موجب بهبود در پس‌انداز به اندازه ۴/۷ می‌شود. سایر نتایج حاکی از تأثیر مثبت پس‌انداز بر تراز تجاری کشورهای مورد بررسی است.

وانگ و همکاران [3](۲۰۱۲)، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری چین و شرکای تجاری چین را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۵ با روش هم‌انباشتگی پانلی مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج تجربی نشانگر صادق بودن منحنی جی برای چین و ۱۸ شریک تجاری‌اش می‌باشد.

چیو و سان [4](۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای نقش نرخ پس‌انداز و نرخ ارز بر تراز تجاری را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۵ در ۷۶ کشور منتخب دنیا مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها به منظور بررسی اثرات غیرخطی نرخ پس‌انداز الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی را به کار برده‌اند. 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 پولشان دارند.

---

1. Moura & Silva.
2. Sun
3. Wang et al.
4. Chiu & Sun.

گروایس و همکاران[1] (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای به بررسی پویایی‌های حساب جاری، تعدیل نرخ ارز واقعی در اقتصادهای نوظهور با روش تصحیح خطای برداری طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۵ اقدام کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که تعدیل نرخ ارز واقعی به‌طور قابل توجهی سبب کاهش عدم توازن حساب جاری شده است. همچنین در بلندمدت نوسانات نرخ ارز موجب تسهیل در تعدیل حساب جاری می‌شود.

دژپسند و گودرزی (۱۳۸۸)، به بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های ایران به منظور تحقق شرط مارشال - لرنر در ایران پرداخته‌اند. در این مقاله شرط مارشال – لرنر، با استفاده از یک الگوی سری زمانی و تلفیقی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بررسی این شرط را در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد تأیید قرار نمی‌دهد.

محمودزاده و اصغرپور (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در ایران با استفاده از رهیافت همجمعی و تصحیح خطای برداری در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی، صادرات نفت و گاز و رابطه مبادله، تأثیر مثبت و کسری بودجه‌ی دولت تأثیر منفی و معنادار بر مانده تراز حساب جاری داشته‌اند. همچنین اثر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بر مانده تراز حساب جاری منفی بوده، ولی معنادار نمی‌باشد.

پدرام و همکاران (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای پویایی‌های منحنی جی در تجارت خارجی ایران را با ۱۱ کشوری که در حدود ۶۵/۷۶ درصد از کل مبادلات تجاری با ایران را تشکیل می‌دهند در دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت و طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگوی خودبازگشت برداری و تابع واکنش آنی حاکی از آن است که شرط مارشال لرنر در خصوص تراز تجاری ایران با جهان و همچنین در مبادلات بازرگانی ایران با امارات، سوئیس، هند، فرانسه، کره جنوبی، ژاپن و انگلستان برقرار بوده و پدیده‌ی منحنی جی نیز در تمام موارد به استثنای ترکیه که همگرایی در مورد متغیرهای آن حاصل نشده است، وجود دارد.

راسخی و همکاران (۱۳۹۳)، واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ واقعی ارز را برای ایران و طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۲ با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اولاً

1. Geravis et al.

نرخ واقعی ارز به‌صورت غیرخطی و نامتقارن بر تراز تجاری ایران مؤثر است و ثانیاً ارزش‌گذاری بیش از حد پول داخلی اثرمنفی بر تراز تجاری کشور دارد.

تفاوت مطالعه‌ی حاضر با مطالعات داخلی در این می‌باشد که نرخ پس‌انداز در هیچ‌یک از مطالعات داخلی در زمینه‌ی موضوع مقاله انجام نشده است. همچنین این مطالعه با رویکرد غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ، به بررسی نقش نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری ایران می‌پردازد.

## ۳- روش‌شناسی

الگوی مارکوف – سوئیچینگ برای اولین بار از طرف کوانت[1] (۱۹۷۲)، کوانت و گولدفلد (۱۹۷۳)، معرفی یافته است و سپس توسط همیلتون[2] (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری گسترش یافته است. برخلاف سایر الگوهای غیرخطی مانند رگرسیون انتقال ملایم [3] و شبکه‌های عصبی مصنوعی[4] که در آن‌ها انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به‌صورت تدریجی صورت می‌گیرد، در الگوی مارکوف – سوئیچینگ انتقال به سرعت[5] انجام می‌شود. مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن است، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی با چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. درعین‌حال این الگو به‌صورت درونزا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت‌های مارکوف سوئیچینگ در تعیین رفتار متغیرهای اقتصادی، که بیش‌تر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، سبب استفاده‌ی روزافزون این الگوها در اقتصاد شده است (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹).

در الگوی مارکوف – سوئیچینگ، فرض می‌شود رژیمی که در زمان t اتفاق می‌افتد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به‌یک فرآیند غیرقابل مشاهده ($S_t$) داشته باشد. در یک الگوی با دو رژیم، به سادگی می‌توان فرض کرد که $S_t$ مقادیر ۱ و ۲ را برمی‌گزینند. یک الگوی AR(1) دو رژیمی را می‌توان به‌صورت رابطه‌ی (۶) نوشت:

---

1. Quandt.
2. Hamilton.
3. Smooth Transition Autoregressive.
4. Artificial Neural Network.
5. Sudden Switching.

$$y_t = \Phi_{.,1} + \Phi_{1,1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{if} \quad s_t = 1 \quad , \qquad (۶)$$
$$\Phi_{.,2} + \Phi_{1,2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{if} \quad s_t = 2$$

و یا به‌طور خلاصه می‌توان نوشت:

$$y_t = \Phi_{.,st} + \Phi_{1,st} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

جدول ۱ خلاصه حالت‌های مختلف الگوی مارکوف - سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

**جدول ۱. خلاصه حالت‌های مختلف الگوی MS-AR**

| | | MSM | | MSI | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | $\mu$ متغیر | $\mu$ ثابت | C متغیر | C ثابت |
| $\alpha_1$ ثابت | $\sigma^2$ ثابت | MSM-AR | AR خطی | MSI | AR خطی |
| | $\sigma^2$ متغیر | MSMH-AR | MSH-AR | MSIH-AR | MSH-AR |
| $\alpha_1$ متغیر | $\sigma^2$ ثابت | MSMA-AR | MSA-AR | MSIA-AR | MSA-AR |
| | $\sigma^2$ متغیر | MSMAH-AR | MSAH-AR | MSIAH-AR | MSAH-AR |

منبع: Krolzig, 1997

### ۳-۱- تصریح الگو

در این مطالعه به منظور بررسی اثر نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری ایران از روش غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ استفاده شده است. الگوی اصلی این تحقیق به‌صورت تعدیل یافته و با در نظر گرفتن متغیرهای (نرخ پس‌انداز، درجه‌ی باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه) از مطالعه‌ی مورا و سیلوا (۲۰۰۵) گرفته شده و به‌صورت رابطه‌ی (۸) می‌باشد:

$$LTB = \beta_1 + \beta_2 LSAVE + \beta_3 LREER + \beta_4 LOPEN + \beta_5 LGDPPER + \mu_t \qquad (۸)$$

در رابطه‌ی (۸) متغیر وابسته، تراز تجاری (TB) می‌باشد. از آن‌جا که تراز تجاری کشور در برخی سال‌ها منفی است، بنابراین لگاریتم گرفتن از اعداد منفی غیرمعنی می‌باشد. برای برطرف کردن این مشکل به پیروی از (آرورا و همکاران[1] ۲۰۰۳،

1. Arora et al.

بهمنی اسکویی و همکاران[1]، ۲۰۱۴ و چیو و همکاران[2] ۲۰۱۰)، از نسبت صادرات به واردات درصدی از تولید ناخالص داخلی و سپس از آن لگاریتم گرفته شده است. متغیر نرخ پس‌انداز (SAVE) به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی[3] می‌باشد. متغیر نرخ ارز مؤثر واقعی (REER)، میانگین وزنی از قیمت سبد کالایی در کشورهای طرف تجاری بر حسب پول داخلی است که نسبت به قیمت آن در کشور به دست می‌آید. متغیر درجه‌ی باز بودن تجاری (OPEN)، به‌عنوان شاخص درجه‌ی باز بودن اقتصاد که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. در نهایت متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه ( GDPPER) می‌باشد. لازم به ذکر است آمار و اطلاعات همه متغیرها از سایت بانک جهانی استخراج شده است. در ضمن برای برآورد آزمون ایستایی ADF از نرم‌افزار Eviews9 و برای برآورد الگوی مارکوف سوئیچینگ از نرم‌افزار OX metric6 استفاده شده است.

## ۴- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی، بررسی وضعیت پایایی متغیرها می‌باشد. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته (ADF) پایایی متغیرها بررسی‌شده و نتایج در جدول (۲) حاکی از آن است که متغیرهای تحقیق در سطح مانا شده‌اند.

**جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد ADF با عرض از مبدأ و روند در سطح**

| نام متغیرها | آماره‌ی t | سطح احتمال |
|---|---|---|
| LTB | -۷/۸۲۹ | ۰/۰۰۰ |
| LSAVE | -۳/۸۶۵ | ۰/۰۲۵ |
| LREER | -۳/۷۲۵ | ۰/۰۳۵ |
| LOPEN | -۹/۰۷۳ | ۰/۰۰۰ |
| LGDPPER | -۴/۰۲۴ | ۰/۰۱۸ |

منبع: محاسبات تحقیق

1. Oskooee et al.
2. Chiu et al.
3. Ratio of gross domestic savings to GDP.

در ادامه، الگوی مارکوف-سوئیچینگ در صورتی الگوی مناسب برای برآورد است که داده‌های بررسی‌شده، غیرخطی باشد. برای این که بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان پیدا کرد، از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره‌ی این آزمون از مقادیر حداکثر راستنمایی دو الگوی رقیب، یک الگو با رژیم (الگوی خطی) و الگوی دیگر با دو رژیم (الگوی غیرخطی) محاسبه می‌شود و دارای توزیع کای دو است. درصورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیش‌تر باشد، می‌توان گفت که الگوی خطی در آن سطح اطمینان الگوی مناسبی نبوده و باید از الگوی غیرخطی استفاده شود. جدول (۳) آزمون LR را نشان می‌دهد.

**جدول۳. نتایج آزمون نسبت راست‌نمایی (LR)**

| ارزش احتمال | مقدار آماره |
|---|---|
| ۰/۰۰۰ | ۳۷/۵۲۸ |

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، مقدار آماره‌ی آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگ‌تر است و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به جای الگوهای خطی بهتر است از روش غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ برای برآورد الگو استفاده کرد. جدول (۴)، نشان‌دهنده‌ی مقادیر آماره‌ی اطلاعاتی آکائیک برای تعداد رژیم‌های دو تا سه است. براساس نتایج جدول (۴)، تعداد دو رژیم، تعداد بهینه‌ی رژیم برای برآورد الگو است.

**جدول ۴. تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک**

| معیار آکائیک | تعداد رژیم |
|---|---|
| ٭۰/۳۴۸ | ۲ |
| ۰/۹۹۵ | ۳ |

منبع: محاسبات تحقیق

٭ رژیم بهینه

ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها در جدول (۵) آورده شده است. ستون اول آن تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۳۳ مشاهده بررسی‌شده در هر یک از رژیم‌ها

قرار دارد. ستون دوم آن احتمال حضور در رژیم مورد نظر را نشان می‌دهد. برای مثال، اگر به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۶۰/۶۱ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم یک قرار دارد. ستون سوم نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهدات به‌طور پیاپی در رژیم مورد نظر قرار دارند. به عبارتی، اگر تراز تجاری از رژیم یک به رژیم دو منتقل شود، به‌طور میانگین حدود ۱/۶۷ دوره در این رژیم باقی خواهد ماند.

**جدول ۵ . ویژگی هر یک از رژیم‌ها**

| | تعداد مشاهدات قرار گرفته شده در هر رژیم | احتمال قرار گرفتن در رژیم مورد نظر | میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم مورد نظر |
|---|---|---|---|
| رژیم ۱ | ۲۰ | ۶۰/۶۱ | ۱/۶۷ |
| رژیم ۲ | ۱۳ | ۳۹/۳۹ | ۱/۱۸ |

منبع: محاسبات تحقیق

احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در جدول (۶) آورده شده است. این جدول بیانگر میزان پایداری و ناپایداری رژیم‌ها نسبت به رژیم‌های دیگر می‌باشد:

**جدول ۶. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر**

| | رژیم ۱ | رژیم ۲ |
|---|---|---|
| رژیم ۱ | ۰/۴۶ | **۰/۸۰** |
| رژیم ۲ | ۰/۵۳ | **۰/۱۹** |

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو ۰/۸۰ می‌باشد. پس این رژیم نسبت به رژیم دیگر دارای پایداری بیش‌تری می‌باشد. الگوی مارکوف سوئیچینگ حالات مختلفی دارد که در هرکدام از این حالات جزء خاصی از معادله وابسته به رژیم‌هاست. در نتیجه برای این‌که بتوان بهترین حالت را برگزید، از مقدار حداکثر راست‌نمایی[1] این حالت‌ها استفاده می‌شود و الگو با مقدار حداکثر

1. Maximum likelihood.

راست‌نمایی به‌عنوان الگوی بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر حداکثر راست‌نمایی مربوط به انواع حالات مارکوف سوئیچینگ در جدول (۷) آورده شده است:

**جدول ۷. تعیین حالت بهینه الگوی مارکوف- سویچینگ**

| | |
|---|---|
| MSI | -۱۰/۸۷۳ |
| MSIA | * ۷/۲۴۸ |
| MSIH | -۶/۸۵۶ |
| MSIAH | ۳/۳۷۴ |

*بیش‌ترین مقدار تابع راستنمایی

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج حاصل از جدول (۷)، بیش‌ترین مقدار راست‌نمایی مربوط به (MSIA) است، یعنی علاوه بر عرض از مبدأ، پارامترهای توزیعی نیز تابعی از رژیم‌ها خواهند بود. نتایج حاصل از الگوی MSIA(2) در جدول (۸) گزارش شده است.

**جدول ۸. اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ پس‌انداز و نرخ ارز- نتایج الگوی MSIA(2)**

| متغیر | ضریب | سطح احتمال |
|---|---|---|
| جمله ثابت رژیم یک | -۰/۱۸۶ | ۰/۰۰۰ |
| جمله ثابت رژیم دو | ۰/۲۹۵ | ۰/۰۰۰ |
| Lreer رژیم یک | -۰/۰۰۹ | ۰/۷۸۵ |
| Lreer رژیم دو | -۰/۱۵۶ | ۰/۰۴۲ |
| Lsave رژیم یک | -۰/۵۰۵ | ۰/۰۱۶ |
| Lsave رژیم دو | ۰/۵۵۴ | ۰/۰۰۰ |
| Lopen رژیم یک | -۰/۴۸۵ | ۰/۰۳۵ |
| Lopen رژیم دو | ۱/۳۶۳ | ۰/۰۰۲ |
| Lgdpper رژیم یک | ۳/۷۴۹ | ۰/۰۰۰ |
| Lgdpper رژیم دو | -۴/۵۰۹ | ۰/۰۰۲ |

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج به‌دست آمده از جدول (۸)، عرض از مبدأ در رژیم یک و دو به‌ترتیب برابر با ۰/۱۸۶- و ۰/۲۹۵ می‌باشد. شایان ذکر است طبق مقاله همیلتون (۱۹۸۹)، عرض از مبدأ مثبت، بیانگر رونق اقتصادی و عرض از مبدأ منفی، بیانگر رکود اقتصادی است. به همین دلیل برای تفکیک بازار به وضعیت رکود و رونق، وابسته به رژیم بودن عرض از مبدأ قابل توجیه است. نتایج دیگر حاکی از آن است که نرخ ارز مؤثر واقعی در هر دو رژیم، اثر منفی بر تراز تجاری گذاشته است، که این اثر منفی در رژیم دوم بیش‌تر از رژیم اول است، در حالی‌که براساس نظریه‌های اقتصادی کاهش ارزش پول ملی موجب افزایش تراز تجاری می‌شود. دلیل این تناقض را می‌توان بدین صورت عنوان کرد که موفقیت اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی برای بهبود تراز تجاری تا حد زیادی به شرایط مناسب تقاضا و وجود ظرفیت‌های مناسب در این ارتباط بستگی دارد، به‌گونه‌ای که اگر تولید داخلی پاسخگوی نیازهای داخلی نباشد، مکانیزم اثرگذاری کاهش ارزش پول بر کاهش واردات با اختلال مواجه می‌شود.

در توضیح و تفسیر نتایج به‌دست آمده باید این نکته را مورد توجه قرار داد که کاهش در شاخص نرخ ارز مؤثر واقعی می‌تواند ناشی از کاهش نرخ اسمی ارز (یا افزایش ارزش پول ملی) باشد که این امر کاهش قدرت رقابت‌پذیری کشور را در پی خواهد داشت. همچنین افزایش در این شاخص می‌تواند ناشی از افزایش نرخ ارز اسمی یا کاهش ارزش پولی باشد که منجر به افزایش قدرت رقابت‌پذیری کشور می‌شود. باتوجه به این‌که براساس منحنی جی ابتدا تراز تجاری بدتر شده و سپس در گذر زمان بهبود می‌یابد. براساس نتایج به‌دست آمده و اثرات منفی نرخ ارز بر تراز تجاری در هر دو رژیم، می‌توان گفت که در دوره‌ی زمانی مورد مطالعه منحنی جی در ایران صادق نمی‌باشد.

این نتیجه با مطالعه‌ی محمودزاده و اصغرپور (۱۳۸۹)، دژپسند و گودرزی (۱۳۸۸) و راسخی و همکاران (۱۳۹۳) سازگار بوده، ولی با مطالعه‌ی پدرام و همکاران (۱۳۹۰) ناسازگار است. از سویی پس‌انداز در رژیم اول، تأثیر منفی و در رژیم دوم اثر مثبتی بر تراز تجاری داشته است. اثرات متفاوت تأثیر پس‌انداز بر تراز تجاری را بدین گونه می‌توان تحلیل کرد که اساس مدل‌های غیرخطی در رژیم‌های مختلف، ضرایب متفاوت (البته نه لزوماً و بسته به نوع داده‌ها) است، بنابراین می‌توان ضرایب متفاوت از متغیرها را در رژیم‌های مختلف انتظار داشت. نتیجه‌ی به‌دست آمده، با مطالعه‌ی چیو و سان (۲۰۱۵) نیز سازگار است که شاهد اثرات متفاوت نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری در رژیم‌های مختلف بوده‌ایم. علاوه بر مطالب فوق عرض از مبدأ رژیم اول براساس

مطالعه‌ی همیلتون بیانگر رکود اقتصادی است. در دوره‌ی رکود با حجم نقدینگی و پس‌انداز پایین مواجه هستیم. از طرفی کاهش در حجم نقدینگی، کاهش نرخ ارز را درپی دارد، بنابراین با کاهش نرخ ارز می‌توان انتظار کاهش در صادرات و افزایش در واردات را داشت. در نتیجه در دوره‌ی رکود، پس‌انداز پایین، موجب بدتر شدن تراز تجاری می‌شود.

از سویی عرض از مبدأ رژیم دوم مثبت و بیانگر رونق اقتصادی است. در دوره‌ی رونق اقتصادی با حجم نقدینگی بالا روبرو هستیم که از این طریق می‌توان انتظار افزایش پس‌انداز را داشت. از سویی نقدینگی بالا می‌تواند موجب افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی شود. در نتیجه این عمل افزایش صادرات و کاهش واردات را درپی خواهد داشت، بنابراین از این طریق پس‌انداز موجب بهبود در تراز تجاری می‌شود.

پس‌انداز به دو روش مستقیم و غیرمستقیم بر تراز تجاری اثر می‌گذارد: ۱) تولید ناخالص داخلی برابر است با مجموع مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و خالص صادرات و آن هم برابر با مجموع مصرف، نرخ پس‌انداز و مالیات می‌باشد. تراز تجاری تابعی از نرخ پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است، بنابراین پس‌انداز اثر مستقیم بر روی تراز تجاری دارد.

$$GDP = C + I + G + (X - M) = C + S + T \quad (۹)$$

$$TB = F(S, I) \quad (۱۰)$$

۲) بر طبق تئوری وجوه قابل استقراض[1]، افزایش در نرخ پس‌انداز عرضه وجوه قابل استقراض را افزایش می‌دهد و به دنبال آن نرخ بهره کاهش پیدا می‌کند. در نتیجه سرمایه‌گذاری داخلی و جریان خالص سرمایه افزایش می‌یابد. یک افزایش در جریان خالص خروج سرمایه، عرضه‌ی پول داخلی را افزایش می‌دهد، بنابراین ارزش پول داخلی کاهش می‌یابد. کاهش ارزش پول داخلی سبب افزایش صادرات و کاهش واردات می‌شود (با فرض برقراری شرط مارشال لرنر)، که به عبارتی این مهم تأکید بر بهبود تراز تجاری داشته و این اثر نشانگر اثر غیرمستقیم نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری می‌باشد. همچنین این تأثیر مثبت با مطالعه‌ی اولیوی (۲۰۰۰)، سان (۲۰۱۱) و چیو وسان (۲۰۱۵) سازگار می‌باشد.

1. The loanable funds theory.

درجه‌ی باز بودن تجاری دوره‌ی جاری تأثیر منفی به اندازه ۰/۴۸- در رژیم اول بر تراز تجاری داشته است. از سویی در رژیم دوم اثر مثبت و معناداری به اندازه ۱/۳۶ بر تراز تجاری دارد. در نهایت تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم اول دوم به ترتیب اثر مثبت و منفی بر تراز تجاری داشته است. مجموع تولید ناخالص داخلی سرانه نیز اثر منفی بر تراز تجاری داشته است. روشن است که چون واردات تابعی از درآمد ملی می‌باشد، بنابراین افزایش در درآمد ملی سبب افزایش در کسری تجاری را موجب می‌شود. درباره درجه‌ی باز بودن تجاری و تولید هم می‌توان بیان کرد که صادرات و واردات به‌دلیل تخصص‌گرایی، انتقال دانش و تکنولوژی می‌توانند تأثیر مثبت بر تراز تجاری داشته باشند، اما در صورتی‌که افزایش حجم تجارت تنها بر مبنای صادرات مواد خام و اولیه و واردات کالاهای مصرفی باشد، می‌تواند تأثیر منفی داشته باشد.

از سویی به دلیل این‌که واردات تابعی از درآمد ملی است، بنابراین افزایش در تولید اگر در جهت واردات بیش‌تر (خصوصاً کالاهای مصرفی) استفاده شود می‌تواند بدتر شدن تراز تجاری را سبب شود و اگردر جهت واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای استفاده شود، می‌تواند در بلندمدت با پاسخگویی به نیاز بازار داخلی و تقویت تولیدات صادراتی بهبود تراز تجاری را سبب شود.

## ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

مطالعه‌ی حاضر درصدد آن است که با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ به بررسی رفتار نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۰ بپردازد. نتایج تجربی مطالعه‌ی حاضر ابتدا استفاده از رویکرد غیرخطی میان متغیرهای الگو را مورد تأیید قرار می‌دهد. در ادامه براساس معیار حداکثر راستنمایی الگوی مارکف سوئیچینگ دو رژیمی، که در آن عرض از مبدأ و ضرایب الگو وابسته به رژیم در نظر گرفته شده، به‌عنوان الگوی نهایی جهت تخمین الگو انتخاب شده است. همچنین نتایج حاصله در ارتباط با تأثیر نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری، گویای عدم تأیید منحنی جی در ایران در دوره‌ی زمانی مورد نظر می‌باشد. همچنین نرخ پس‌انداز بالا منجر به بهبود در تراز تجاری می‌شود. یکی از ابزارهای مهم بانک مرکزی، نرخ بهره است. نرخ بهره‌ی بالا سبب تشویق افراد به پس‌انداز می‌شود، اما مانعی بر سر راه سرمایه‌گذاران می‌باشد. برای حل این مشکل مهم‌ترین راهکار می‌تواند در این

باشد که دولت تخفیف مالیاتی برای سرمایه‌گذاران اتخاذ کند، بنابراین به‌منظور کاهش کسری تجاری سیاست افزایش پس‌انداز می‌تواند یکی از راهکارهای مهم تلقی شود.

سایر نتایج حاکی از اثرگذاری منفی و مثبت درجه‌ی باز بودن تجاری در رژیم‌های اول دوم و تأثیر مثبت و منفی تولید ناخالص داخلی سرانه در رژیم‌ها یک و دو بوده است. در مجموع می‌توان بیان کرد که سیاست‌گذاران می‌بایست پیش از اجرای سیاست تعدیل، به سایر عوامل رفتاری تأثیرگذار بر صادرات و واردات و شرایط تولید و تقاضای داخلی توجه خاصی داشته باشند. بر این اساس، اعمال سیاست کاهش ارزش پول لزوماً موجب بهبود تراز تجاری در بلندمدت نخواهد شد.

## منابع


۱. پدرام، مهدی، شیرین بخش، شمش‌الدین و رحمانی، مریم (۱۳۹۰). پویایی‌های منحنی جی در تجارت خارجی ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹، ۶۰، ۱۸-۵.

۲. دژپسند، فرهاد و گودرزی، حسین (۱۳۸۸). بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های خارجی ایران، پژوهشنامه‌ی اقتصادی، ۹، ۳، ۴۱-۱۵.

۳. راسخی، سعید، منتظری، مجتبی و پاشازانوس، پگاه (۱۳۹۳). واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ واقعی ارز: مطالعه‌ی موردی ایران، فصلنامه‌ی سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۲، ۸، ۶۲-۴۱.

۴. فلاحی، فیروز و هاشمی، عبدالرحیم (۱۳۸۹). رابطه‌ی علیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از الگوهای مارکوف سوئیچینگ، فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۷، ۲۶، ۱۵۲-۱۳۱.

۵. محمودزاده، محمود و اصغرپور، حسین (۱۳۸۹). عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در ایران، فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی، ۲، ۶، ۷۸-۵۳.

۶. منکیو، گریگوری (۱۳۹۱). کلیات علم اقتصاد، ترجمه: حمیدرضا ارباب، تهران: نشرنی، چاپ اول

۷. شیرین‌بخش، شمس‌الله، رجبی، مصطفی و امیری‌ماهانی، نازنین (۱۳۸۸). بررسی رابطه همگرایی نامتقارن نرخ واقعی ارز و تراز تجاری در ایران، فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی، ۳، ۲، ۹۴-۷۹.

8. Alexander, S. S. (1952). Effects of a Devaluation on a Trade Balance. International Monetary Fund Staff Papers, 2(2), 78-263.

9. Anil K. Lal, & Thomas C. Lowinger . (2002). Nominal Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment in South Asia Countries. Journal of Asian Economics, 13(3), 371-383.
10. Arora, S., Bahmani-Oskooee, M. & Goswami, G. (2003). Bilateral J-curve between India and her trading partners. Appl. Econ, 35(9), 1037–1041.
11. Aftab, Z., & Khan, S. (2008). Bilateral J-Curve between Pakistan and Her Trading Partners. PIDE Working Paper, 4(3), 277-286.
12. Bahmani-Oskooee, M., & Rehman, H. (2005). Stability of the money demand function in Asian developing countries. Applied Economics, 37(7), 773-792.
13. Bruno, M. (1979). Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy, In R. Dornbusch & J. Frankel (Eds.), International Economic Policy, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
14. Chiu,Y., & D. SUN, CH. (2016). The role of savings rate in exchange rate and trade imbalance nexus:Cross-countries evidence. Economic Modeling, 52,1017-1025
15. Chiu, Y. B., Lee, C. C., & Sun, C. H. (2010). The U. S. trade imbalance and real exchange rate: an application of the heterogeneous panel cointegration method. Econ. Model, 27(3), 705–716.
16. Dornbusch, R. (1988). Open Economy Macroeconomics, 2nd ed., New York.
17. Diaz-Alejandro, C. F. (1963). Note on the Impact of Devaluation and Redistributive Effect. Journal of Political Economy, 71(6), 577–580.
18. Engel, C., & Rogers, J. H. (2006). The U. S. current account deficit and the expected share of world output. J. Monet. Econ, 53(5), 1063–1093.
19. Feldstein, M. (2008). Resolving the global imbalance: the dollar and the U. S. saving rate. J. Econ. Perspect, 22(3), 113–125.
20. Gervais, O., Schembri, L., & Suchanek, L. (2016). Current account dynamics, real exchange rate adjustment, and the exchange rate regime in emerging-market economies. Journal of Development Economics, 119, 86-99.
21. Goldberg, L., & Wiske Dillon, E. (2007). Why Dollar Depreciation May Not Close the U. S. Trade Deficit. Current Issues in Economics and Finance, 13(5), 1-7.
22. Guittian, 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.
23. Gylfason, TH., & Schmidt, M. (1983). Does Devaluation Cause Stagflation?, Canadian Journal of Economics, 16(4), 641–654.
24. Habermeier, K., & Mesquita, M. (1999). Long-Run Exchange Rate Dynamics: A Panel Data Study, IMF Working Paper .

25. Hamilton. J. D . (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica, 57 (2), 357–384.
26. Hirschman, A. O. (1949). Devaluation and the Trade Balance: A Note", Review of Economics and Statistics, 31, 50–53.
27. Krolzig. H. M. (1997). Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to BusinessCycle Analysis, Springer, Berlin.
28. Krugman P. R., & Baldwin R. E. (1987). The Persistence of U. S. Trade Deficit, Brookings Papers on Economic Activity, 18(1),1-43 .
29. Krugman, Paul. (1991). Has the Adjustment Process Worked?" Policy Analyses in International Economics .
30. Kandil, M., Berument, H., & Nergiz Dincer, N. (2007). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity in Turkey. Journal of Asian Economics,18(3), 466-489.
31. Lee, J. -W. Mckibbin, W. J., & Park, Y. C. (2006). Transpacific trade imbalances: causes and cures. World Econ, 29(3), 281–303
32. McKinnon, R. I. (2007). The transfer problem in reducing the U. S. current account deficit. J. Policy Model ,29(5), 669–675.
33. Magee, S. P. (1973). Currency Contracts Pass-Through and Devaluations", Brookings Papers on Economic Activity, 2(1), 303-325.
34. Moura, G., & Silva, S. (2005). Is there a Brazilian J-Curve? Universidade Federal de Santa Catarina. Lat. Am. J. Econ, 52(1), 52-79.
35. 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.
36. Pilbeam. K. S. (1991). Exchange Rate Management: Theory and Evidence (London: Palgrave Macmillanl.
37. Quandt. R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. Journal of the American Statistical Association, 67, 306–310.
38. Robinson, J. (1947). Essays in the Theory of Employment. Oxford, and Basil Blackwell.
39. Sun,Y. (2011). Structural change, savings and current account balance. International Review of Economics and Finance, 20(1), 82-94.
40. Van Wijnbergen, S. (1989). Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries. Journal of Development Economics, 23(2) , 227–247.
41. Wang, C. H., Lin, C. H. A., &Yang, C. H. (2012). Short-run and long-run effects of exchange rate change on trade balance: evidence from China and its trading partners. Jpn. World Econ, 24(4), 266–273.