

اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران: رویکرد غیر خطی

هانا ابوالحسن بیگی^۱، *علیرضا کازرونی^۲، محمد مهدی برقی اسگویی^۳، حسین اصغرپور^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۴. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۲ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۲۱)

The Impact of Inflation Volatility on the Relationships Between the Iranian Trade Balance with the Exchange Rate: Non-linear Approach

Hana Abolhasanbeigi¹, *Alireza Kazerooni², Mahdi Barghi Oskooee³, Hossein Asgharpur⁴

1. Ph.D. Student in International Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

2. Professor at Department of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

3. Assistant Professor at Department of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

4. Professor at Department of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

(Received: 21/Feb/2018)

Accepted: 11/may/2018)

Abstract:

Inflation volatility is one of the characteristics of Iranian economy over the past four decades. Inflation volatility by creating macroeconomic instability can affect the relation of economic variables. The purpose of this study is the evaluation of the impact of nonlinear inflation volatility on the relationships between the Iranian trade balance with the exchange rate during the 1973-2016.

For this purpose, firstly inflation volatility by using EGARCH method has been estimated and the model was estimated by Markov-switching model. The results show that the behavior of trade balance in Iran can be divided in 3 regimes (high, medium and low trade deficit). Increased exchange rate has induced the improvement of trade balance in 3 regimes. The effect of inflation volatility on the relationship of exchange rate to trade balance in the high and medium trade deficit regime is insignificant. Whereas in the regime 3 (low trade balance deficit) is negative and significant. So that in the regime 3 (low trade deficit) inflation volatility has caused to debilitation of exchange rate effect on the trade balance and with the increase in inflation volatility exchange rate effect on the trade balance is further debilitation.

Keywords: Exchange Rate, Inflation Volatility, Trade Balance, Markov-Switching Model.

JEL: F31, F14, C22.

چکیده:

یکی از ویژگی‌های بارز اقتصاد ایران طی چهار دهه اخیر، تورم بالا و بی‌ثباتی تورمی است. بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصادی می‌تواند روابط بین متغیرهای اقتصادی را تغییر دهد. هدف این مطالعه بررسی اثر غیرخطی بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری (غیرنفی) طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۲ برای اقتصاد ایران است. برای این منظور ابتدا بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش گارچ نمایی (EGARCH) کمی سازی شده، سپس مدل تحقیق با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که رفتار تراز تجاری در ایران، قابل تفکیک به سه رژیم (کسری تراز تجاری پایین، متوسط و بالا) است. افزایش نرخ ارز موجب بهبود تراز تجاری در هر سه رژیم شده است. اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری در رژیم کسری تراز تجاری بالا و متوسط بسیار ناچیز است و معنادار نیست. در صورتی که در رژیم کسری تراز تجاری پایین منفی و معنادار است. در این رژیم، بی‌ثباتی تورمی موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری شده است و با افزایش بی‌ثباتی تورمی رابطه نرخ ارز با تراز تجاری بیشتر تضعیف می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز، تراز تجاری، بی‌ثباتی تورمی، مدل مارکوف سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: F31, F14, C22.

۱- مقدمه

وضعیت تراز تجاری یکی از مهمترین متغیرهای کلان و محدودیت‌های استراتژیک اقتصادی در ایران است. مروری بر آمار تجارت خارجی کشور طی چهار دهه گذشته نشان می‌دهد، ایران همواره با کسری تراز تجاری (غیرنفتی) مواجه بوده است. از طرفی به دلیل اعمال تحریم‌های اقتصادی علیه ایران طی چند دهه گذشته، امکان استقراض از بازار سرمایه جهانی جهت تأمین کسری تراز تجاری وجود ندارد. برخی اقتصاددانان با استناد به مباحث تئوریک بیان می‌کنند به منظور بهبود تراز تجاری، توسعه صادرات غیرنفتی و رهایی از اقتصاد تک محصولی، لازم است نرخ ارز افزایش یابد. افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) با هدف بهبود وضعیت تراز تجاری یا جبران کسری تراز پرداخت‌ها از طریق افزایش صادرات و کاهش واردات اعمال می‌شود. مطالعات کاربردی نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز اثرات مختلفی را بر تراز تجاری کشورهای در حال توسعه دارد. اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری به برقراری شرط مارشال-لرنر^۱ و ثبات شرایط اقتصادی در زمان اجرای این سیاست دارد. نتایج برخی مطالعات نشان می‌دهد که سیاست افزایش نرخ ارز در اغلب کشورهای در حال توسعه با شکست مواجه شده و فقط در تعداد معدودی از این کشورها با موفقیت همراه بوده است. یکی از دلایل شکست این سیاست می‌تواند بی‌ثباتی حاکم بر فضای اقتصاد کلان این کشورها باشد.

بی‌ثباتی تورمی یکی از عوامل ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد ایران است. بررسی نرخ تورم طی چهار دهه گذشته (دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۴) حاکی از آن است که اقتصاد ایران تنها در سه سال (سال‌های ۱۳۵۴، ۱۳۶۴ و ۱۳۶۹) نرخ تورم تک رقمی را تجربه کرده و همواره تورم دو رقمی داشته است (کاویانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۲).

پدیده تورم می‌تواند از کانال‌های مختلفی اقتصاد یک کشور را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از هزینه‌های تورم برای اقتصاد، بروز ناطمینانی تورمی است (صمدی و مجدزاده طباطبائی، ۱۳۹۲: ۴۸). بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و با تأثیر بر رفتار نرخ ارز و اجزای تراز تجاری، می‌تواند موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری گردد.

در ایران در نتیجه افزایش نرخ ارز در طی سال‌های اخیر (سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۰) نتیجه قابل توجهی در افزایش

صادرات و کاهش واردات و به عبارت دیگر بهبود تراز تجاری کشور حاصل نشده است. طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ نرخ ارز اسمی بازار از ۱۳۵۷ تومان به ۳۶۴۰ تومان افزایش یافته است، در حالی که کسری تراز تجاری (غیرنفتی) از ۴۴/۸ میلیارد دلار به ۲۸/۸ میلیارد دلار کاهش یافته است. به عبارتی در پی کاهش شدید ارزش ریال (افزایش شدید نرخ ارز) تنها ۱۶ میلیارد دلار از شکاف بین واردات و صادرات غیرنفتی جبران شده است و کشور همچنان با ۲۸/۸ میلیارد دلار کسری تراز تجاری (غیرنفتی) مواجه بوده است. یکی از دلایل این امر می‌تواند بی‌ثباتی حاکم بر فضای اقتصاد ایران طی سال‌های مورد بررسی باشد.

همان‌طور که اشاره شد بی‌ثباتی تورمی یکی از عوامل ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد کلان ایران است. بی‌ثباتی تورمی موجب بی‌ثباتی نرخ ارز می‌شود و بی‌ثباتی نرخ ارز با افزایش ناطمینانی منجر به کاهش صادرات می‌گردد. از طرفی بی‌ثباتی اقتصاد کلان کشور واردکننده با کاهش انگیزه جذب هزینه‌ها در حاشیه سود توسط بنگاه‌های واردکننده، موجب افزایش شدید قیمت کالای وارداتی در پی افزایش نرخ ارز می‌شود. بنابراین بی‌ثباتی تورمی با کاهش صادرات و افزایش واردات می‌تواند موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری گردد. از آنجایی که شناخت و آگاهی از نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری برای سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی از اهمیت بالایی برخوردار است، باید توجه داشت که بررسی این عوامل بدون در نظر گرفتن ویژگی‌های منحصر به فرد یک کشور، لزوماً راه‌گشا نخواهد بود. با توجه به شرایط اقتصاد ایران، در مطالعات صورت گرفته در این زمینه بررسی اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری مورد نظر قرار نگرفته است. بنابراین هدف مطالعه حاضر لحاظ این مسئله در ادبیات موضوع و پاسخ به این سؤال مهم است که بی‌ثباتی تورمی چگونه اثر نرخ ارز بر تراز تجاری را طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۲ تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر این اساس در مطالعه حاضر ابتدا بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش EGARCH محاسبه شده است. سپس با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ ضمن بررسی رفتار رژیم‌های تراز تجاری، اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری مورد آزمون تجربی قرار گرفته است.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، در قسمت دوم ادبیات موضوع و در ادامه مطالعات تجربی صورت گرفته ارائه شده است. قسمت سوم به روش شناسی تحقیق، معرفی مدل تراز تجاری و داده‌ها اختصاص دارد. قسمت‌های بعدی به برآورد

1. Marshal-Lerner

مطالعات مفیت^۵ (۱۹۸۹: ۴۴۱)، کوچ و روسنویگ^۶ (۱۹۹۰: ۳۶۳)، دیاک و همکاران^۷ (۱۹۹۰: ۸۹)، گانگون^۸ (۱۹۹۰: ۷۲) و هوپر و من^۹ (۱۹۸۹: ۳۳۵) نشان می‌دهد تغییرات نرخ ارز، قیمت واردات و قیمت داخلی کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. میزان انتقال اثر افزایش نرخ ارز به قیمت واردات بستگی به میزان تغییر حاشیه سود توسط بنگاه وارداتی نیز دارد. مان^{۱۰} (۱۹۸۶: ۳۷۲) بیان می‌کند که مرکز ثقل ارتباط بین قیمت کالاهای وارداتی به یک کشور و تغییرات نرخ ارز، حاشیه سود بنگاه‌های وارداتی است. ممکن است بنگاه وارداتی در واکنش به افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت داخلی کالا، از حاشیه سود خود کم کند. در این صورت علی‌رغم افزایش نرخ ارز، قیمت کالای وارداتی در داخل افزایش نمی‌یابد یا افزایش آن اندک است. اگر با افزایش نرخ ارز قیمت کالای وارداتی تغییر نکند، گفته می‌شود بنگاه وارداتی افزایش هزینه‌ها را به طور کامل در حاشیه سود خود جذب کرده و مانع سرایت افزایش نرخ ارز به قیمت کالا شده است. اگر با افزایش نرخ ارز قیمت کالای وارداتی با نسبت کمتری افزایش یابد، آنگاه گفته می‌شود بنگاه بخشی از افزایش هزینه را در حاشیه سود خود جذب و بخشی را در قیمت کالا منعکس کرده است. تعدیل حاشیه سود توسط بنگاه به خاطر حفظ سهم فروش یا افزایش سهم فروش در بازار کشور واردکننده صورت می‌گیرد. نوگوئیرا و لئون لدسم^{۱۱} (۲۰۱۱: ۱۷۸) نشان دادند که هرچه فضای اقتصاد کلان کشور واردکننده بی‌ثبات‌تر باشد، انگیزه جذب هزینه‌ها در حاشیه سود توسط بنگاه وارداتی کاهش می‌یابد. بی‌ثباتی تورمی یکی از مهمترین عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه مانند ایران است. بنابراین اگر در کشوری بی‌ثباتی تورمی وجود داشته باشد و نرخ ارز افزایش یابد، قیمت واردات به شدت افزایش می‌یابد. افزایش یا کاهش ارزش واردات به دنبال افزایش قیمت واردات بستگی به کشش تقاضای واردات دارد. بدین ترتیب که اگر کشش قیمتی تقاضای واردات بزرگ‌تر از یک باشد با افزایش قیمت واردات، ارزش واردات کاهش می‌یابد و در صورتی که کوچک‌تر از یک باشد ارزش واردات افزایش می‌یابد و اگر مساوی یک باشد ارزش واردات ثابت می‌ماند. بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که

مدل و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل اختصاص یافته و در قسمت انتهایی مقاله بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

کشورها معمولاً جهت تعدیل و تصحیح کسری تراز تجاری از سیاست افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول) استفاده می‌کنند. شواهد تجربی نشان می‌دهد چنانچه افزایش نرخ ارز با سیاست‌های مناسب پولی و مالی همراه باشد، موجب افزایش قدرت رقابت خارجی کشور می‌شود و وضعیت تراز تجاری را بهبود می‌بخشد. نتایج برخی مطالعات نشان می‌دهد، سیاست افزایش نرخ ارز تنها در تعداد معدودی از کشورهای در حال توسعه موفق بوده و در اغلب آنها اجرای این سیاست به شکست انجامیده است. همچنین این مطالعات نشان می‌دهد کشورهایی که در اجرای سیاست افزایش نرخ ارز ناموفق بوده‌اند عموماً، کشورهایی هستند که همراه با تعدیل نرخ ارز سیاست انبساطی پولی و مالی را اعمال کرده‌اند. در صورتی که کشورهایی که به همراه افزایش نرخ ارز سیاست‌های سازگار مدیریت تقاضا را در جهت کنترل اعتبار داخلی اعمال کرده‌اند، از موفقیت قابل توجهی در رابطه با سیاست افزایش نرخ ارز برخوردار بوده‌اند (ادواردز^۱، ۱۹۸۶: ۱۳۵). بنابراین اگر سیاست‌های پولی انبساطی به همراه سیاست افزایش نرخ ارز اعمال گردد موجب ایجاد تورم بالا و بی‌ثباتی آن می‌شود. بی‌ثباتی تورمی نیز با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصاد کلان و به طور خاص بی‌ثباتی نرخ ارز و در نتیجه با افزایش واردات و کاهش صادرات، می‌تواند موجب تضعیف اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری گردد. در ادامه هر یک از این موارد به تفکیک بیان شده است.

۲-۱- اثر بی‌ثباتی تورمی بر واردات

در حالت کلی اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری با استفاده از رویکرد کشش^۲ و جذب^۳ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در رویکرد کشش فرض بر این است که قیمت واردات برون‌زا و داده شده می‌باشد و افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) اثری بر قیمت واردات ندارد (موری و گینمن^۴، ۱۹۷۶: ۷۷). این در حالی است که به علت ناهمگنی کالاهای کارخانه‌ای و رقابت ناقص، فرض برون‌زایی قیمت واردات نمی‌تواند صحیح باشد. نتایج

5. Moffett (1989)
6. Koch & Rosenswieg (1990)
7. Deyak et al. (1990)
8. Gagnon (1990)
9. Hooper & Mann (1989)
10. Mann (1986)
11. Nogueira & Leon-Ledesma (2011)

1. Edwards (1986)
2. Elasticity
3. Absorb
4. Murray & Ginman (1976)

و ریسک در تجارت خارجی بین کشورها می‌شود و حجم تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را کاهش می‌دهد (ورجیل^۵، ۲۰۰۲: ۷۱).

نتایج مطالعه هال و همکاران^۶ (۲۰۱۰: ۱۵۱۵) نشان می‌دهد بی‌ثباتی نرخ ارز موجب افزایش نااطمینانی می‌شود و این نااطمینانی با افزایش ریسک فعالیت‌های تجاری منجر به کاهش حجم صادرات می‌شود. در حالت کلی بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در نرخ ارز و افزایش ریسک تجارت می‌تواند موجب کاهش حجم صادرات شود. از طرف دیگر با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصاد کلان کشورهای در حال توسعه موجب افزایش ارزش واردات می‌شود. پس می‌توان نتیجه گرفت بی‌ثباتی تورمی با کاهش حجم صادرات و افزایش واردات منجر به بدتر شدن تراز تجاری و تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری می‌شود.

مطالعات تجربی بسیاری برای بررسی رابطه نرخ ارز با تراز تجاری در داخل و خارج صورت گرفته است. در ادامه به برخی از مهمترین مطالعات صورت گرفته در این زمینه اشاره شده است.

۳-۲- مطالعات خارجی

ونگ و همکاران به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری و پدیده منحنی J برای چین با هجده شریک تجاری‌اش با استفاده از روش FMOLS^۷ پانل و ECM^۸ پانل^۹ طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد فرضیه منحنی J برای چین و هجده شریک تجاری‌اش تأیید می‌شود (ونگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۶۶).

ایکسینگ^{۱۰} به بررسی اثر افزایش ارزش یوان بر تراز دوجانبه چین با شرکای تجاری‌اش طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۳ بر اساس داده‌های پانل^{۱۱} پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد افزایش ارزش یوان باعث بدتر شدن تراز تجاری در چین شده است (ایکسینگ، ۲۰۱۲: ۵۴۰).

چینگ و همکاران^{۱۱} به بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری در بخش توریسم ایالات متحده با استفاده از روش VAR طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۳ پرداختند. نتایج این مطالعه

اثر افزایش نرخ ارز بر ارزش واردات از قبل مشخص نیست و بستگی به میزان تغییر قیمت و مقدار واردات دارد.

نتایج مطالعات همفیل^۱ (۱۹۷۴: ۶۴۲) و خان^۲ (۱۹۷۴: ۶۸۲) نشان می‌دهد بیشترین سهم واردات کشورهای در حال توسعه را واردات تجهیزات سرمایه‌ای و کالاهای واسطه تشکیل می‌دهد که هیچ جانشینی برای آنها وجود ندارد. بنابراین کشش پذیری تقاضای واردات نسبت به قیمت در این کشورها اندک است. در این حالت افزایش نرخ ارز نمی‌تواند روی تقاضای واردات تأثیر قابل ملاحظه‌ای داشته باشد و با افزایش قیمت واردات، منجر به افزایش ارزش واردات می‌شود. در کل می‌توان گفت، در کشورهای در حال توسعه زمانی که نرخ ارز افزایش می‌یابد، بی‌ثباتی تورمی با افزایش قیمت و ارزش واردات باعث بدتر شدن تراز تجاری می‌گردد.

۲-۲- اثر بی‌ثباتی تورمی بر صادرات

بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در نرخ ارز می‌تواند حجم صادرات بین کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج برخی مطالعات در زمینه ارتباط بی‌ثباتی تورمی و نرخ ارز نشان می‌دهد، شوک‌های پولی و بی‌ثباتی تورمی، اثر مثبت و معناداری بر بی‌ثباتی نرخ ارز دارد (ویکسون و همکاران^۳، ۲۰۰۱: ۲۴). از طرفی بی‌ثباتی نرخ ارز انگیزه‌های تولید در بخش کالاهای قابل تجارت را به طور مدام تغییر می‌دهد. این بی‌ثباتی موجب نوعی انتقال دائمی بین بخش‌های تولیدی می‌شود و عدم استقرار در عوامل تولید پدید می‌آید که در نهایت به زیان اقتصادی منجر و موجب کاهش حجم صادرات می‌شود (ونگ و بارت^۴، ۲۰۰۷: ۲۳۵).

اگر نوسانات نرخ ارز شدید باشد، صادرکنندگان در هنگام عقد قرارداد در مورد درآمد حاصل از صادرات تصور چندان دقیق نخواهند داشت و با ریسک نرخ ارز مواجه خواهند بود. البته، ارزش ارزی کالای صادراتی در هنگام عقد قرارداد معلوم است؛ ولی از آنجایی که تا هنگام دریافت درآمد صادراتی یک فاصله‌ی زمانی وجود دارد، نوسانات نرخ ارز می‌تواند ارزش کالاهای صادراتی را به پول ملی را تحت تأثیر قرار دهد و این درآمدها به راحتی می‌توانند با زمان انجام معامله، تفاوت فاحش و غیر منتظره‌ای داشته باشند. علاوه بر این تغییرات شدید نرخ ارز به دلیل نیروهای بازار موجب افزایش نااطمینانی

5. Vergil (2002)

6. Hall et al. (2010)

7. Fully Modified OLS

8. Panel Error Correction Model

9. Xing (2012)

10. Panel Data

11. Cheng et al. (2013)

1. Hemphil (1974)

2. Khan (1974)

3. Wilkson et al. (2001)

4. Wang & Barret (2007)

تجاری برای هشت کشور چین، اسرائیل، کره، مالزی، پاکستان، فیلیپین، روسیه و سنگاپور با رویکرد هم‌انباشتگی غیرخطی نامتقارن پرداختند. نتایج نشان داد رابطه نرخ ارز و تراز تجاری غیرخطی و نامتقارن است. به طوری که اثرات کوتاه‌مدت، بلندمدت و میان‌مدت کاهش ارزش پول ملی متفاوت از اثرات افزایش ارزش پول ملی بر تراز تجاری است (آریز و همکاران، ۲۰۱۷: ۳۱۳).

۲-۴- مطالعات داخلی

عربشاهی به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری کل ایران با استفاده از تکنیک‌های همگرایی و تصحیح خطا طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۳۸ پرداخت. نتایج این مطالعات نشان داد کاهش ارزش ریال و افزایش نرخ ارز در بلندمدت تأثیر معناداری بر تراز تجاری کشور نداشته است (عربشاهی، ۱۳۷۶: ۲۳).

خوشبخت و اخباری به بررسی پویایی‌های تراز تجاری ایران و بررسی منحنی جی در روابط تجاری ایران و آلمان با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت بوده اما از لحاظ آماری معنادار نبوده است (خوشبخت و اخباری، ۱۳۸۴: ۱۶۰).

مهرآرا و عبدی به بررسی میزان اثرگذاری نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران با استفاده از روش یوهانسون و انگل و گرنجر در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ ارز مؤثر رسمی قادر نیست رفتار تراز تجاری را تبیین کند، اما نرخ ارز حقیقی بازار موازی قادر است رفتار تراز تجاری را به نحو مطلوب‌تری توضیح دهد (مهرآرا و عبدی، ۱۳۸۶: ۱).

دژپسند و گودرزی به بررسی تأثیر سیاست کاهش ارزش پول بر تراز تجاری ایران و بررسی شرط مارشال-لرنر در معادله صادرات و واردات ایران با استفاده از روش ARDL طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۵۳ پرداختند. نتایج نشان داد رابطه معناداری میان نرخ ارز و صادرات و واردات وجود ندارد. همچنین سیاست کاهش ارزش پول تراز پرداخت‌ها را در ایران متاثر نمی‌کند (دژپسند و گودرزی، ۱۳۸۸: ۱۵).

بیرهادی توانددستی و همکاران به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز پرداخت‌های ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۲ با استفاده از روش VAR و VECM پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد، تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر افزایش

نشان داد کاهش ارزش پول داخلی با افزایش درآمد صادراتی در بخش گردشگری موجب بهبود تراز تجاری این بخش در ایالات متحده شده است (چینگ و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۲۲).

بیک^۱ به بررسی اثر نرخ ارز بر تراز تجاری دوجانبه ایالات متحده و کره با استفاده از روش ARDL پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد صادرات کره حساسیت بالایی نسبت به تغییرات نرخ ارز دوجانبه در بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. این در حالی است که واردات کره نسبت به تغییرات نرخ ارز دوجانبه در بلندمدت و کوتاه‌مدت حساسیتی از خود نشان نمی‌دهد (بیک، ۲۰۱۴: ۲۱۴).

بهمنی اسکویی و بیک^۲ به بررسی اثرات نامتقارن افزایش و کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایالات متحده آمریکا با استفاده از روش ARDL طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۹ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد، تفاوت قابل ملاحظه‌ای در واکنش تجارت کالا در ایالات متحده نسبت به افزایش و کاهش ارزش پول ملی وجود دارد و اثر نرخ ارز بر تراز تجاری نامتقارن است (بهمنی اسکویی و بیک، ۲۰۱۶: ۱۵).

ورال^۳ به بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ترکیه با اصلی‌ترین شریک تجاری‌اش (آلمان) و بررسی وجود اثر منحنی J با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۲ پرداخت. وی برای این منظور از روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطا (ECM^۴) استفاده کرده است. نتایج مطالعه نشان داد تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبت بر تراز تجاری ترکیه با آلمان داشته است و اثر منحنی جی در این کشور تأیید شد (ورال، ۲۰۱۶: ۴۹۹).

بهمنی اسکویی و هالیسی‌اوغلو^۵ به بررسی اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری دوجانبه ترکیه با استفاده از روش ARDL نامتقارن پرداختند. نتایج نشان داد اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری نامتقارن است. به طوری که افزایش ارزش لیر اثر معناداری بر تراز تجاری دوجانبه ترکیه نداشته اما کاهش ارزش لیر اثرات معناداری در تراز تجاری ترکیه با شرکت‌های تجاری اروپایی داشته است (بهمنی اسکویی و هالیسی‌اوغلو، ۲۰۱۷: ۲۷۹).

آریز و همکاران^۶ به بررسی اثر نرخ ارز واقعی مؤثر بر تراز

1. Baek (2014)
2. Bahmani-Oskooee & Baek (2016)
3. Vural (2016)
4. Error Correction Model
5. Bahmani-Oskooee & Halicioglu (2017)
6. Arize et al. (2017)

با تراز تجاری ایران با استفاده از روش غیرخطی است.

۳- روش تحقیق

در اکثر مطالعات تجربی از جمله بهمنی اسکویی و کانتی پونگ^۱ (۲۰۰۱)، نارایان^۲ (۲۰۰۴)، ریزگامز و سین‌پاز^۳ (۲۰۰۵)، کالینچو و همکاران^۴ (۲۰۰۹)، هسینگ^۵ (۲۰۱۰)، ونگ و همکاران^۶ (۲۰۱۲)، بهمنی اسکویی و هالیکاوغلو (۲۰۱۷) و آریز و همکاران (۲۰۱۷) برای بررسی اثر نرخ ارز بر تراز تجاری از مدل (۱) استفاده شده است. مدلی که برای تراز تجاری در نظر گرفته شده فرم تقلیل یافته مدلی است که توسط رز^۷ (۱۹۹۰) و (۱۹۹۱) معرفی شده است. این مدل یک تابع دوطرفه لگاریتمی است که در آن متغیرهای عمده تأثیرگذار بر تراز تجاری درآمد واقعی داخلی، درآمد واقعی خارجی و نرخ ارز هستند. شکل کلی این مدل به صورت زیر است:

$$LnTB_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnE_t + \alpha_2 Lny_t + \alpha_3 Lny_t^* + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

در اینجا $LnTB_t$ لگاریتم شاخص تراز تجاری غیرنفتی ایران است که به صورت لگاریتم نسبت صادرات غیرنفتی به واردات کل (برحسب میلیون دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰) تعریف می‌شود. این شاخص به شکل لگاریتمی بیان کننده تفاوت ارزش صادرات غیرنفتی و واردات است. LnE ، لگاریتم نرخ ارز اسمی است و به صورت تعداد واحد پول داخلی در مقابل یک واحد پول خارجی تعریف می‌شود. Lny و Lny^* به ترتیب لگاریتم درآمد واقعی ایران و لگاریتم درآمد واقعی جهان است که برای سنجش درآمد از شاخص تولید ناخالص داخلی (GDP) ایران و جهان به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ بر حسب میلیون دلار استفاده شده است.

همان‌طور که اشاره شد در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری تأثیرگذار است. بنابراین برای بررسی و آزمون چگونگی اثرگذاری بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران، این متغیر به صورت تقاطعی وارد مدل تراز تجاری شده و به صورت زیر تعدیل می‌شود:

صادرات، بهبود تراز حساب جاری و تراز پرداخت‌ها با اطمینان بالا تأیید نمی‌شود (پیرهادی توانددشتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱). راسخی و همکاران به بررسی واکنش غیرخطی و نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ واقعی ارز در ایران با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک (LSTR) طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۸ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد اولاً نرخ واقعی ارز به صورت غیرخطی و نامتقارن بر تراز تجاری ایران اثر می‌گذارد و ثانیاً ارزش‌گذاری بیش از حد پول داخلی اثر منفی بر تراز تجاری کشور دارد (راسخی و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۲).

رجیبان و سلیمی‌فر به بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران و مقایسه تجربه ایران و ترکیه در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۹ با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج نشان داد اثر تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران و ترکیه در کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است، اما در بلندمدت ارتباط معناداری بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری مشاهده نشد (رجیبان و سلیمی‌فر، ۱۳۹۴: ۲۷۵).

لطفعلی‌پور و بازرگان به بررسی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر بر صادرات، واردات و تراز تجاری ایران و شرکای عمده طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۲ در قالب مدل تصحیح خطای برداری (VECM) پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز حقیقی مؤثر تنها برای کشور آلمان منجر به کاهش تراز تجاری می‌گردد و در بلندمدت، برای کشور ایتالیا منجر به افزایش تراز تجاری می‌گردد (لطفعلی‌پور و بازرگان، ۱۳۹۵: ۷۳).

بررسی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در زمینه موضوع تحقیق نشان می‌دهد در اکثر این مطالعات از روش‌های خطی برای برآورد مدل استفاده شده است. این در حالی است که شرایط اقتصادی متناسب با مقتضیات زمان همواره در حال تغییر است و روش‌های رگرسیونی خطی توانایی اعمال چنین تغییراتی را ندارند. بنابراین اگر پارامترهای برآوردی با استفاده از این روش‌ها در اثر تغییرات سیاستی یا ساختاری تغییر کنند، پیش‌بینی‌های انجام شده مبتنی بر نتایج حاصل می‌تواند نادرست باشد. بنابراین لازم است این مسئله در روش‌های به کار گرفته شده در مطالعات در نظر گرفته شود. علاوه بر این در مطالعات داخلی تأثیر بی‌ثباتی تورمی که یکی از مهمترین مؤلفه‌های اثرگذار بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران است، مورد توجه قرار نگرفته است. بنابراین تفاوت این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین بررسی اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز

1. Bahmani-Oskooee & Kantipong (2001)
2. Narayan (2004)
3. Reis Gomes & SennePaz (2005)
4. Kalyoncu et al. (2009)
5. Hsing (2010)
6. Wang et al. (2012)
7. Rose (1990)

مدل‌های گارچ (GARCH) برای حل این مشکل معرفی شدند. اما خود دارای محدودیت دیگری بودند؛ در مدل‌های گارچ (GARCH)، اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات به صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود. در حالی که ممکن است هر کدام از شوک‌ها منجر به کاهش نوسانات شوند. برای حل این دو مشکل مدلی دیگری موسوم به گارچ نمایی (EGARCH) معرفی شد. در این مطالعه برای محاسبه بی‌ثباتی تورمی از مدل اخیر استفاده می‌شود که یکی از روش‌های مناسب برای برآورد شاخص‌های بی‌ثباتی و ناطمینانی است.

مدل گارچ نمایی (EGARCH) اولین بار توسط نلسون^۶ (۱۹۹۱) ارائه شد. در این مدل واریانس‌های شرطی به صورت لگاریتمی محاسبه می‌شود. محاسبه واریانس‌های شرطی موجب می‌شود تا دیگر نیازی به استفاده از مربع جملات خطا نباشد و بنابراین مدل از حالت تقارن خارج می‌شود. جمله واریانس‌های شرطی مدل (1,1) EGARCH به صورت معادله (۳) محاسبه می‌شود:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \lambda \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad (3)$$

که در آن α ، β و λ پارامترهای ثابت هستند. اگر $\lambda < 0$ باشد در این صورت اثر شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی، کمتر است. اما اگر $\lambda = 0$ باشد، مدل نمایی متقارن است (سوری، ۱۳۹۵: ۸۱۷). مدل گارچ نمایی (EGARCH) نسبت به سایر مدل‌های نامتقارن همچون گارچ آستانه‌ای (TGARCH) در موارد زیر برتری دارد:

- ۱- تبدیل لگاریتمی تضمین کننده مثبت بودن واریانس شرطی است.
- ۲- برآوردهای حاصل از مدل نمایی نسبت به وجود مشاهدات پرت حساس نخواهند بود.
- ۳- این مدل هیچ محدودیتی روی پارامترها ندارد و برای مانایی فرآیند گارچ نمایی (EGARCH) کافی است ε_t در معادله میانگین شرطی دارای توزیع نرمال و β در فرمول (۳) کمتر از واحد باشد.

$$\begin{aligned} \ln TB_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln E_t + \alpha_2 \ln y_t \\ & + \alpha_3 \ln y_t^* \\ & + \alpha_4 \ln \text{Vinf}_t * \ln E_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

در اینجا inf نرخ تورم و $\ln \text{Vinf}_t$ لگاریتم بی‌ثباتی تورمی است. در اینجا کشش تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ ارز معادل $(\alpha_1 + \alpha_4 \ln \text{Vinf}_t)$ است. انتظار تئوریک این است که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) موجب بهبود تراز تجاری گردد (α_1 مثبت باشد). در این مدل کشش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز علاوه بر α_1 به بی‌ثباتی تورمی ($\alpha_4 \ln \text{Vinf}_t$) نیز بستگی دارد. اگر α_1 مثبت و α_4 منفی باشد، بی‌ثباتی تورمی اثر منفی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری خواهد داشت. یعنی انتظار بر این است که به ازای یک واحد بی‌ثباتی تورمی $\alpha_4 < 0$ باشد. بنابراین در این حالت اثر نهایی افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری بستگی به میزان بی‌ثباتی تورمی دارد. هر چه بی‌ثباتی تورمی بیشتر باشد، اثر گذاری نرخ ارز بر تراز تجاری کمتر خواهد شد. داده‌های مربوط به نرخ ارز اسمی، واردات، صادرات غیرنفتی و نرخ تورم از بانک مرکزی استخراج شده‌اند و داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی ایران و جهان از پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI^۱) گردآوری در این پژوهش ابتدا شاخص بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش EGARCH استخراج شده است. سپس معادله (۲) با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ تخمین زده شده است.

۳-۱- محاسبه بی‌ثباتی تورمی با روش EGARCH^۲

معمولاً برای اندازه‌گیری میزان بی‌ثباتی یک سری زمانی از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (ARCH^۳) استفاده می‌شود. در این مدل‌ها فرض می‌شود واریانس جمله خطا در طول زمان تغییر می‌کند. معروف‌ترین مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) عبارتند از: گارچ (GARCH^۴)، گارچ آستانه‌ای (TGARCH^۵) و گارچ نمایی (EGARCH). هر یک از این مدل‌ها با توجه به نوع و مشخصه‌های داده‌های بکار گرفته شده در مطالعات استفاده می‌شوند. فرض غیر منفی بودن پارامترهای مدل از جمله محدودیت‌های مدل‌های آرچ (ARCH) است.

1. World Development Indicator
2. Exponential GARCH
3. Autoregressive conditional heteroskedasticity
4. Generalized ARCH
5. Threshold GARCH

6. Nelson (1991)

مدل مارکوف سوئیچینگ پایه به صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$y_t = \mu(s_t) + \varepsilon_t(s_t) \quad (4)$$

که در آن y_t متغیر وابسته، ε_t جز اخلال مدل و $\mu(s_t)$ میانگین شرطی y_t است که تابعی از متغیر رژیم s_t است. از آنجایی که در معادله (۴)، متغیر وابسته یعنی (y_t) تحت تأثیر متغیر s_t است، در نتیجه شناخت متغیر s_t ضروری است. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و غیر قابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند m حالت به خود بگیرد. این متغیر تصادفی فقط مقادیر صحیح به خود می‌گیرد. با توجه به اینکه در مدل‌های چرخشی مارکوف متغیر (s_t) قابل مشاهده نیست، نمی‌توان مشخص کرد در زمان t به طور دقیق در کدام رژیم یا وضعیت قرار دارد. اما با کمک احتمال حرکت این متغیر، می‌توان به نحوه حرکت بین رژیم‌ها پی برد. در مدل مارکوف سوئیچینگ فرض می‌شود نحوه تغییر رژیم‌ها از زنجیره مرتبه اول مارکوف تبعیت می‌کند که به صورت رابطه (۵) نشان داده می‌شود:

$$P \{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P \{s_t = j | s_{t-1} = i\} = P_{ij} \quad (5)$$

P_{ij} احتمال انتقال از رژیم i به رژیم j را نشان می‌دهد و حائز شرایط $\sum_{j=1}^m P_{ij} = 1, j = 0 \leq P_{ij} \leq 1$ است. با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $m \times m$ ، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (6)$$

برای تخمین معادلات (۴) از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود. بنابراین تابع چگالی هر رژیم به صورت زیر تشکیل می‌شود (فرانسیس و ون‌دیجک^۲، ۲۰۰۰: ۱۵۲):

$$f(y_t | s_t, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(s_t)}} \exp \left\{ \frac{-(y_t - \mu(s_t))^2}{2\sigma^2(s_t)} \right\}, \quad (7)$$

$f(\cdot)$ و Ω_{t-1} به ترتیب توزیع شرطی هر رژیم و اطلاعات در دسترس تا زمان $t-1$ است. برای برآورد تمام کمیت‌های تصادفی مدل از تابع حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود.

بر همین اساس در این مطالعه نیز از مدل گارچ نمایی (EGARCH) برای مدل‌سازی و استخراج نوسانات قیمتی نفت استفاده شده است.

۳-۲- مدل مارکوف سوئیچینگ

روش رایج برای مطالعه رفتار پویای متغیرهای اقتصادی استفاده از مدل‌های گوناگون سری زمانی خطی است. در مدل‌های خطی به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای مدل در طول دوره بررسی ثابت هستند. در حالی که در بیشتر موارد این شرط صادق نیست. بسیاری از متغیرها دارای بخش‌هایی هستند که در آن، رفتار سری به طور جدی تغییر می‌کند. یعنی هر متغیر کلان اقتصادی در یک دوره طولانی با شکست‌های زیادی مواجه است. چنین تغییراتی در سری‌های زمانی ممکن است نتیجه جنگ، ترس عمومی در بازارهای مالی یا تغییرات معناداری در سیاست‌های دولت باشد (همیلتون^۱، ۱۹۸۹: ۳۶۳).

در دوره مورد مطالعه این پژوهش یعنی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۲ ایران شاهد بحران‌ها و وقایع متعددی از جمله جنگ تحمیلی، شوک‌های قیمت نفت، انقلاب اسلامی و تغییرات سیاست‌های دولت در بخش‌های خارجی و داخلی و تحریم‌های بین‌المللی بوده است. به نحوی که تمام این تغییرات می‌تواند به عنوان یک شکست ساختاری بالقوه تلقی شده و نحوه ارتباط بین متغیرهای مدل را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی فاقد توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات است. در دو دهه اخیر مدل‌های سری زمانی غیرخطی رشد سریعی داشته‌اند. یکی از مدل‌های غیرخطی معروف در این زمینه که به آن مدل تغییر رژیم نیز گفته می‌شود، مدل مارکوف سوئیچینگ (MS) است. مزیت این روش در انعطاف پذیری آن است، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت در متغیر رژیم وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیافتند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا، زمان دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های MS در تبیین رفتار متغیرهای کلان اقتصادی که بیشتر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند است و همین امر سبب استفاده روز افزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است (فلاحی و هاشمی دیزجی، ۱۳۸۹: ۱۳۷).

2. Franses & Van Dijk

1. Hamilton (1989)

معادله $ARMA(1,1)$ به عنوان معادله بهینه انتخاب شد. همچنین بر اساس نتایج آزمون KPSS و ARCH-LM در جدول (۲) وجود ناهمسانی واریانس و مانایی اجزای اختلال مدل تأیید شد.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی جمله اختلال

آماره KPSS		نام متغیر
در سطح با عرض از مبدأ و روند	در سطح با عرض از مبدأ	
۰/۰۹۶	۰/۰۹۶	اجزا اختلال (e)
۰/۲۱۶	۰/۷۳۹	مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد
ارزش احتمال $F(1,41)=4/0.8$ (۰/۰۴ احتمال)		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مرحله پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی تورمی تخمین معادله واریانس شرطی جمله اختلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس است. بر اساس معیار باکس-جنکینز^۸ مدل $EGARCH(0,1)$ از بین معادلات برآوردی به عنوان بهترین مدل انتخاب شده است. نتایج برآورد این مدل $ARMA(1,1)$ - در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول ۳. مدلسازی بی‌ثباتی تورمی

معادله میانگین شرطی:				
$inf_t = a_0 + a_1 inf_{t-1} + a_2 u_{t-1} + u_t$				
متغیر	a_0	a_1	a_2	
ضریب	۱۷/۶۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۶ (۰/۵۴۸)	۰/۷۳۸ (۰/۰۰۴)	
معادله واریانس شرطی:				
$Ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \lambda \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$				
متغیر	α_0	α_1	β	λ
ضریب	۲۰/۲۹۶ (۰/۰۰۰)	.	۰/۷۹۰ (۰/۲۴۷)	۰/۲۴۲۸ (۰/۲۰۸)

مأخذ: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال است)

ضریب λ در برآورد مدل EGARCH مثبت است اما معنادار نیست، بنابراین می‌توان گفت اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم متقارن است.

8. Box-Jenkins

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای مورد نظر در تابع درست‌نمایی، حداکثر کردن تابع لگاریتم درست‌نمایی نسبت به پارامترهای تابع است. ولی زمانی که تعداد پارامترها زیاد باشند به علت پیچیدگی که حاصل می‌شود، این روش کارایی ندارد. در چنین حالتی از الگوریتم‌هایی همچون EM^2 ، $SQPF^1$ ، $BFGS^3$ در نرم‌افزارهای مربوطه همچون OXMETRICS6 استفاده می‌شود.

۴- نتایج تجربی

در مدل‌های اقتصادسنجی به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب لازم است ابتدا متغیرهای مدل از نظر مانایی مورد بررسی قرار گیرند. بر اساس جدول (۱) فرضیه صفر آزمون $(KPSS^4)$ مبنی بر مانایی همه متغیرها در سطح پذیرفته می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

نام متغیر	LnTB	Lny	Lny*	LnE	Inf
آماره محاسبه شده	۰/۷۲	۰/۶۳	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۱
مقدار بحرانی در سطح ۱٪	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۲۱	۰/۷۳	۰/۷۳
مقدار بحرانی در سطح ۵٪	۰/۴۶	۰/۴۶	۰/۱۴	۰/۴۶	۰/۴۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۱ نتایج محاسبه بی‌ثباتی تورمی با روش

EGARCH

مدل‌های EGARCH مبتنی بر فرایند خود توضیحی از مرتبه p و میانگین متحرک از مرتبه q برای یک سری زمانی مانا می‌باشند. بنابراین قبل از برآورد مدل به منظور تعیین مراتب مدل ضروری است که معادله میانگین شرطی برآورد شود. از آنجایی که متغیر لگاریتم تورمی در سطح ماناست از مدل ARMA استفاده می‌شود. بر اساس نمودار همبستگی نگار^۵ و همچنین معیار آکائیک (AIC^۶) و شوارتز بیزین (SBC^۷)

1. Sequential Quadratic Programming (FSQP) Algorithm.
2. Expectation Maximization (EM) Algorithm.
3. Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) Algorithm.
4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
5. Correlogram
6. Akaike Information Criterion
7. Schwarz Bayesian Criterion

۴-۲- نتایج تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ

پس از محاسبه بی‌ثباتی تورمی، این متغیر به صورت تقاطعی با نرخ ارز وارد مدل تراز تجاری ایران شده است و اثر آن بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور ابتدا مدل مارکوف سوئیچینگ با ۲ رژیم و ۳ رژیم و حالت‌های مختلف برآورد شد، سپس مدل‌هایی که دارای ضرایب ناسازگار با مبانی نظری یا دارای مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس بودند، حذف شدند. در نهایت از بین مدل‌های باقی مانده، مدل دارای حداکثر مقدار لگاریتم درست‌نمایی به عنوان مدل نهایی انتخاب شده است. در ادامه نیز آزمون غیرخطی بودن مدل با استفاده از آزمون راست‌نمایی (LR) بررسی شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) لحاظ شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون تشخیصی

آزمون	ضرایب
آزمون خطی بودن (LR)	۶۳/۹۴ (۰/۰۰۰)
لگاریتم درست‌نمایی	۱۳/۲۵
معیار AIC	۰/۲۷
آزمون نرمالیتی	$x^2(2)(۰/۲۷۰)۲۰/۶۰$
آزمون اثر ARCH	۰/۴۲۲ (۰/۵۲۲)
آزمون خودهمبستگی پورت مانو	$x^2(6)(۰/۴۵۷) ۵/۷۰$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معناداری ۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین بهتر است به جای الگوهای خطی از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ برای برآورد الگو استفاده کرد. جدول (۵) نشان دهنده مقادیر آماره آکائیک برای تعداد رژیم‌های ۲ و ۳ است. براساس نتایج جدول (۵) تعداد ۳ رژیم به عنوان رژیم بهینه برای الگو تعیین شد.

جدول ۵. تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک

معیار آکائیک	تعداد رژیم‌ها
۰/۲۴۴	۲
*۰/۱۵۷	۳

*تعداد رژیم بهینه

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۶) ویژگی هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. ستون اول تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۴۳ مشاهده

بررسی شده چه تعداد در هر یک از رژیم‌ها قرار گرفته است. ستون دوم احتمال حضور در رژیم مدنظر را نشان می‌دهد. به عنوان مثال، اگر به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات انتخاب شود با احتمال ۲۸/۲۳ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم ۱ قرار می‌گیرد. ستون سوم نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهدات به‌طور پیاپی در آن رژیم قرار دارند. به‌عنوان مثال اگر تراز تجاری از رژیم ۱ به رژیم ۲ منتقل شود به‌طور میانگین حدود ۲/۱۲ دوره در این رژیم باقی می‌ماند. ستون چهارم نیز میانگین لگاریتم کسری تراز تجاری در هر رژیم را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه میانگین کسری تراز تجاری از نظر قدرمطلق در رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ و در رژیم ۲ بیشتر از رژیم ۳ است می‌توان رژیم ۱ را رژیم کسری تراز تجاری بالا، رژیم ۲ را کسری تراز تجاری متوسط و رژیم ۳ را کسری تراز تجاری پایین در نظر گرفت.

جدول ۶. ویژگی هر یک از رژیم‌ها

ویژگی	تعداد سال‌های قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم مورد نظر	میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم	میانگین لگاریتم کسری تراز تجاری در هر رژیم
رژیم ۱	۱۰	۲۸/۲۳ درصد	۳/۳۱	-۳/۲۷
رژیم ۲	۲۱	۵۱/۶۳ درصد	۲/۱۲	-۲/۴۵
رژیم ۳	۱۲	۲۰/۰۳ درصد	۱/۳۴	-۱/۸۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۷) نیز احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. این جدول بیان‌گر میزان پایداری و ناپایداری هر رژیم نسبت به سایر رژیم‌ها است.

جدول ۷. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۲۶	۰/۳۵	۰/۰
رژیم ۲	۰/۱۱	۰/۶۳	۰/۳۶
رژیم ۳	۰/۶۳	۰/۰۲	۰/۶۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول فوق پایداری رژیم ۳ بیشتر از رژیم‌های دیگر است، همچنین رژیم ۱ از دو رژیم دیگر ناپایدارتر است. نتایج تخمین الگو^۱ با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ در جدول (۸) گزارش شده است.

۱. برای برآورد مدل (۲) از الگوریتم عددی SQPF استفاده شده است.

جدول ۸. برآورد پارامترهای معادله (۲)

متغیر	رژیم ۱ (کسری تراز تجاری بالا)		رژیم ۲ (کسری تراز تجاری متوسط)		رژیم ۳ (کسری تراز تجاری پایین)	
	ضرایب	Prob	ضرایب	Prob	ضرایب	Prob
C	-۰/۲۲/۹۷	۰/۰۰۰	-۰/۱۱/۹۵	۰/۰۰۰	-۰/۷/۴۱	۰/۲/۱۸
LnY	-۰/۰/۳۸	۰/۰۰۶	-۰/۰/۴۲	۰/۰/۰۱	-۰/۰/۸۹	۰/۰/۰۰
Lny*	۱/۳۶	۰/۰۰۰	۰/۷/۸	۰/۰/۰۳	۰/۸/۷	۰/۰/۵۰
LnE	۰/۲۵	۰/۰/۳۷	۰/۱/۸	۰/۰/۲۶	۰/۵/۹	۰/۰/۰۲
Ln(Vinf) * LnE	۰/۰/۰۱	۰/۷/۶۵	-۰/۰/۰۷	۰/۱/۳۱	-۰/۰/۱۰	۰/۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه ضریب اثر تقاطعی بی‌ثباتی تورمی در رژیم ۳ منفی و معنادار است، کشش کلی تراز تجاری نسبت به نرخ ارز بستگی به میزان بی‌ثباتی تورمی دارد. به طوری که در این رژیم هر چه بی‌ثباتی تورمی افزایش یابد، اثر مثبت افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) بر تراز تجاری کمتر می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

میزان و نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری یکی از مباحث مهم در حوزه اقتصاد بین‌الملل است، زیرا بر موفقیت یا عدم موفقیت سیاست‌های ارزی تأثیر گذار است. عوامل محیطی بسیاری وجود دارد که ممکن است رابطه نرخ ارز با تراز تجاری را تحت تأثیر قرار دهد، یکی از این عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان است. تورم بالا و بی‌ثباتی تورمی یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران طی چهار دهه اخیر بوده است. بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصاد کلان ممکن است رابطه نرخ ارز با تراز تجاری را تضعیف کند. بنابراین هدف این مطالعه بررسی اثر غیرخطی بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۲ بوده است. برای این منظور ابتدا بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش EGARCH کمی سازی شده است، سپس اثر آن بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق حاکی از آن است که رفتار تراز تجاری ایران در دوره مورد بررسی از الگوی سه رژیمی پیروی می‌کند. اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری در رژیم کسری تراز تجاری بالا و متوسط (رژیم ۱ و ۲) بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است اما در رژیم کسری تراز تجاری پایین (رژیم ۳) منفی و معنادار است و موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری شده است. به طوری که در رژیم

همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضریب عرض از مبدأ (c) در هر سه رژیم منفی و معنادار است. مقدار منفی این ضریب در سال‌های مورد بررسی دلالت بر کسری اولیه در تراز تجاری غیرنفتی ایران دارد. کشش تراز تجاری نسبت به درآمد داخلی یا همان ضریب LnY در هر سه رژیم منفی و معنادار است. کشش تراز تجاری نسبت به درآمد خارجی یا ضریب Lny^* در هر سه رژیم مثبت و معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که در طول سال‌های مورد بررسی، افزایش درآمد داخلی جهت‌گیری مصرفی داشته و موجب افزایش واردات و بدتر شدن تراز تجاری ایران گشته است. در حالی که افزایش درآمد دیگر کشورهای جهان موجب بهبود تراز تجاری ایران شده است.

اثر مستقیم نرخ ارز بر تراز تجاری در هر سه رژیم مثبت و معنادار است. یعنی با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی)، تراز تجاری در هر سه رژیم بهبود می‌یابد. علامت ضریب اثر تقاطعی بی‌ثباتی تورمی و نرخ ارز در رژیم ۱ و ۲ بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است و معنادار نمی‌باشد اما در رژیم ۳ منفی و معنادار است. منفی بودن این ضریب در رژیم ۳ به این معنی است که بی‌ثباتی تورمی موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری ایران می‌شود و مقدار این ضریب در رژیم ۳، $-۰/۱۰$ است. یعنی در این رژیم به ازای هر واحد بی‌ثباتی تورمی اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری به میزان $-۰/۱۰$ تضعیف می‌شود. بنابراین کشش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز در رژیم ۳ تابعی از میزان بی‌ثباتی تورمی است. این تابع در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹. کشش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز $(\frac{\partial LnTB}{\partial LnE})$ در رژیم ۳

رژیم ۳	$LnVinf * -۰/۱۰-۰/۵۹$
--------	-----------------------

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ایران بسیار مفید باشد. با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق و اثرگذاری منفی بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران، کاهش بی‌ثباتی تورمی پیشنهاد می‌شود. بنابراین لازم است سیاست‌گذاران اقتصادی کشور توجه بیشتری به آثار منفی بی‌ثباتی تورمی به هنگام اتخاذ سیاست‌های ارزی داشته باشند و همراه با سیاست افزایش نرخ ارز، سیاست‌های پولی مناسب نیز اعمال گردد..

کسری تراز تجاری پایین (رژیم ۳) هر چه بی‌ثباتی تورمی افزایش می‌یابد، رابطه نرخ ارز با تراز تجاری بیشتر تضعیف می‌شود. همان‌طور که نتایج این پژوهش نیز نشان می‌دهد اگر بی‌ثباتی تورمی بالا باشد سیاست افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول) اثری بر تراز تجاری نخواهد داشت. در این حالت سیاست افزایش نرخ ارز علاوه بر اثر نامطلوبی که بر تراز تجاری دارد، می‌تواند موجب ایجاد تورم و بر هم خوردن تعادل داخلی نیز شود. نتایج این مطالعه می‌تواند برای سیاست‌گذاران اقتصادی

منابع

"رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکوف". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۳، ۴۷-۶۵.

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

فلاحی، فیروز و هاشمی، عبدالرحیم (۱۳۹۳). "رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۵۲-۱۳۱.

کویانی، زهرا؛ سید مومنی، عاطفه و عزیزی‌راد، ماریه (۱۳۹۵). "مجلس، بودجه، تورم". *مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی*، دفتر مطالعات اقتصادی، ۱-۷۳.

لطفعلی‌پور، محمد و بازرگان، بهاره (۱۳۹۵). "بررسی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران". *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۱۶، شماره ۱، ۷۳-۹۴.

مهرآرا، محسن و عبدی، علیرضا (۱۳۸۶). "عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۱، ۱-۲۶.

پیرهادی تواندشتی، نرجس خاتون؛ دهقانی، علی و زندی، فاطمه (۱۳۹۳). "اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز پرداخت‌ها". *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، دوره ۵، شماره ۸، ۱-۱۳.

خوشبخت، آمنه و اخباری، محمد (۱۳۸۴). "بررسی منحنی J پویایی‌های تراز تجاری: ارتباط تراز تجاری ایران با آلمان". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۱، شماره ۷۴، ۱۶۰-۱۲۳.

دژپسند، فرهاد و گودرزی، حسین (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های ایران (تحقق شرط مارشال لرنر در ایران)". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۱۵-۴۲.

راسخی، سعید؛ منتظری، مجتبی و پاشازانوس، پگاه (۱۳۹۳). "واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ ارز واقعی: مطالعه موردی ایران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸، ۴۱-۶۲.

رجیبیان، محمداعظم و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران و مقایسه تجربه ایران و ترکیه". *فصلنامه راهبرد*، دوره ۲۴، شماره ۷۷، ۲۹۴-۲۷۵.

سوری، علی (۱۳۹۵). "اقتصادسنجی (جلد ۲): همراه با کاربرد Stata و Eviews". *نشر فرهنگ شناسی*، چاپ پنجم، جلد دوم.

صمدی، علی حسین و مجدزاده طباطبائی، شراره (۱۳۹۲).

Arize, A. Malindretos, J. & Emmanuel, I. (2017). "Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach". *International Review of Economics and Finance*, 49, 313-326.

Baek, J. (2014). "Exchange rate effects on Korea-U.S. bilateral trade: A new look". *Research in Economics*, 68(3), 214-221.

Bahmani-Oskoe, M. & Kantiapong, T. (2001). "Bilateral J-Curve between Thailand and Her Trading Partners". *Journal of Economic Development*, 26(2),

- 107-117.
- Bahmani-Oskooee, M. & Baek, J. (2016). "Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on the trade balance? Evidence from U.S.–Korea commodity trade". *Journal of Asian Economics*, 45, 15-30.
- Bahmani-Oskooee, M. & Halicioglu, F. (2017). "Asymmetric effects of exchange rate changes on Turkish bilateral trade balances". *Economic Systems*, 41(2), 279–296.
- Cheng, K. M., Kim, H. & Thompson, H. (2013). "The real exchange rate and the balance of trade in US tourism". *International Review of Economics & Finance*, 25, 122-128.
- Deyak, T. A., Sawyer, C. W. & Sprinkle, R. L. (1990). "The effects of exchange rate changes on prices and quantities in US foreign trade". *International Trade Journal*, 5, 77–92.
- Edwards, S. (1986). "Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries". *Chicago: University of Chicago Press*, 1-458.
- Franses, P. H. & Van Dijk, D. (2000). "Non-linear time series models in empirical finance". *Cambridge University Press*. 1-296.
- Gagnon, J. K. M. (1990). "Pricing to market in international trade: evidence from panel data on automobiles and total merchandise". *International Finance Discussion Papers*. Board of Governors of the Federal Reserve System, 389, 1-75.
- Hall, S. Hondroyannis, G. Swamy, P. A., Tavlak, G. & Ulan, M. (2010). "Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries?". *Economic Modelling*, 27(6), 1514-1521.
- Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57, 357-384.
- Hemphill, W. (1974). "The Effect of Foreign Exchange Receipts on Import of Less Developed Countries". *Staff Papers*, 11(3), 637-677.
- Hooper, P. & Mann, C. L. (1989). "Exchange rate pass-through in the 1980s: the case of US imports of manufactures". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 297–337.
- Hsing, Y. (2010). "Test of the Marshall–Lerner Condition for Eight Selected Asian Countries and Policy Implications". *Global Economic Review: Perspectives on East Asian Economies and Industries*, 39(1), 91-98.
- Kalyoncu, H., Ozturk, I., Artan, S. & Kalyoncu, S. (2009). "Devaluation and Trade Balance in Latin American Countries". *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, 27(1), 115-128.
- Khan, M. (1974). "Import and Export Demand in Developing Countries". *IMF Staff Papers*, 21(3), 678-693.
- Koch, P. D. & Rosensweig, J. A. (1990). "The dynamic relationship between the dollar and composition of US trade". *Journal of Business & Economic*, 8(3), 355–364.
- Mann, C. L. (1986). "Prices, profit margins, and exchange rates". *Fed. Res. Bull.* 72, 366-379.
- Moffett, M. H. (1989). "The J-curve revisited: an empirical examination for the US". *Journal of International Money and Finance*, 8(3), 425–444.
- Murray, T. & Ginman, P. (1976). "An empirical examination of the traditional aggregate import demand model". *The Review of Economics and Statistics*. 58(1), 75–80.
- Narayan, P. (2004). "New Zealand's Trade Balance: Evidence of the J-Curve and Granger Causality". *Applied Economics Letters*, 11(6), 351-354.
- Nogueira, R. P. & León-Ledesma, M. A. (2011). "Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability?". *Journal of Applied*

- Economics*, 14(1), 167-180.
- Reis Gomes, F. A. & Senne Paz, L. (2005). "Can Real Exchange Rate Devaluation Improve the Trade Balance? The 1990_1998 Brazilian case". *Applied Economics Letters*, 12(9), 525-528.
- Rose, A. K. (1990). "Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries". *Economics Letters*, 34(3), 271-275.
- Rose, A. K. (1991). "The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade: Does the Marshall Lerner Condition Hold?". *Journal of International Economics*, 30(3_4), 301-316.
- Vergil, H. (2002). "Exchange Rate Volatility and Its Effect on Trade Flow". *Journal of Economic and Social Research*, 4(1), 66-79.
- Vural, T. (2016). "Effect of Real Exchange Rate on Trade Balance: Commodity Level Evidence from Turkish Bilateral Trade Data". *Procedia Economics and Finance*, 38, 499-507.
- 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". *Japan and the World Economy*, 24(4), 266-273.
- Wang, K. L. & Barret, C. B. (2007). "A New Look at the Trade Volume Effects of Real Exchange Rate Risk". *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 32(2), 225-255.
- Wilkson, K., Young, M. R. & Young, S. (2001). "The Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rate: Evidence from New Zealand and Australia". *Pacific-Basin Finance Journal*, 9, 19-46.
- Xing, Y. (2012). "Processing trade, exchange rates and China's bilateral trade balances". *Journal of Asian Economics*, 23(5), 540-547.