فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، پاییز ۱۳۹۸

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر تجارت ایران و چین

محمدشریف کریمی* ، شیوا قادری ، جلوه صیفوری*****

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۰۲/۰۳ تاریخ پذیرش ۱۳۹۸/۱۰/۱۳

چکیده:

نرخ ارز و سیاست‌گذاری‌های ارزی در ایران، همواره یکی از چالش‌های اصلی اقتصاد کشور بوده و مباحث چالش برانگیزی پیرامون نحوه تعیین نرخ ارز و آثار آن بر متغیرهای اقتصادی و بخصوص تجارت خارجی و تعادل تجارت در جریان بوده است. در این راستا این مقاله اثر نرخ ارز حقیقی بر تعادل تجاری بین ایران و یکی از بزرگترین شرکای تجاری آن یعنی چین با استفاده از روش نامتقارن غیرخطی برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۱ پرداخته و اثرات افزایشی و کاهشی نرخ ارز حقیقی را بر تعادل تجاری دو کشور مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز در بلندمدت و کوتاه‌مدت موجب بهبود تعادل تجاری ایران در مقابل چین می‌گردد، هر چند که اثر بلندمدت بیش‌تر از اثرات کوتاه‌مدت آن است. اما کاهش ارزش حقیقی یوان موجب می‌شود که این رابطه به سود چین تغییر یابد، همچنین اثر کاهشی نرخ ارز بیش‌تر از اثر افزایشی آن بر تعادل تجارت بین دو کشور است. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا با حقیقی کردن ارزش ریال در مقابل یوان و اجازه دادن به کاهش ارزش پول ملی همسو با تورم و سایر شاخص‌ها موجب افزایش رقابت و گسترش تجارت خارجی فراهم شود.

کلیدواژه‌ها: *نرخ ارز حقیقی، تعادل تجاری، روش نامتقارن غیرخطی، ایران، چین.*
طبقه‌بندی JEL: *C23، F10، F31.*

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران s.karimi@razi.ac.ir
** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
shiva.ghaderi1369@gmail.com
*** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
jelveh.seyfoori.96@gmail.com

۱. مقدمه

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با سایر کشورها است. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز متغیر کلیدی به شمار می‌رود که تحولات اقتصادی و سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی تأثیرات بسیاری بر آن می‌گذارند. در مقابل، نرخ ارز متغیری است که می‌تواند سایر متغیرهای اقتصادی یک کشور از جمله تولید، صادرات، قیمت کالاهای خارجی و... را تحت تأثیر قرار دهد. امروزه بسیاری از کشورهای در حال توسعه به دلایل مختلف اقتصادی و سیاسی با مشکل کاهش ارزش پول و نوسان‌های شدید و متناوب ارزش پول داخلی روبرو هستند. نوسانات نرخ ارز حقیقی در حد وسیع می‌توانند تأثیرات زیادی بر اقتصاد کشورها و متغیرهای کلان اقتصادی داشته باشند (هآو[1]، ۲۰۰۷).

ثبات نرخ ارز حقیقی به دلیل تحت تأثیر قرار دادن جریان ورود سرمایه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت مبتنی بر مزایای رقابتی، در توسعه اقتصادی کشورها بسیار تعیین‌کننده است (همتی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین با تنزل ارزش پول رایج کشور، قیمت کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی، گران‌تر می‌شود و رقابت‌پذیری بین‌المللی بهبود می‌یابد. نتیجه نهایی می‌تواند بهبود فعالیت‌های اقتصادی باشد. به بیان دیگر، در اثر کاهش ارزش پول داخلی، مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی تغییر جهت می‌دهند. البته، توفیق تنزل ارزش پول در تحریک توازن بازرگانی خارجی تا حد قابل توجهی به جابه جایی تقاضا در سمت و سوی مناسب و ظرفیت اقتصاد در تأمین تقاضای اضافی از طریق عرضه بیش‌تر کالاها، وابسته است (دورنبوش[2]، ۱۹۸۸).

بر این اساس، بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت‌های تجاری حداقل به سه دلیل حائز اهمیت است. نخست آنکه به‌دلیل تأثیر تغییر قیمت‌های وارداتی بر روی تورم داخلی،

1. Hou
2 .Dornbusch

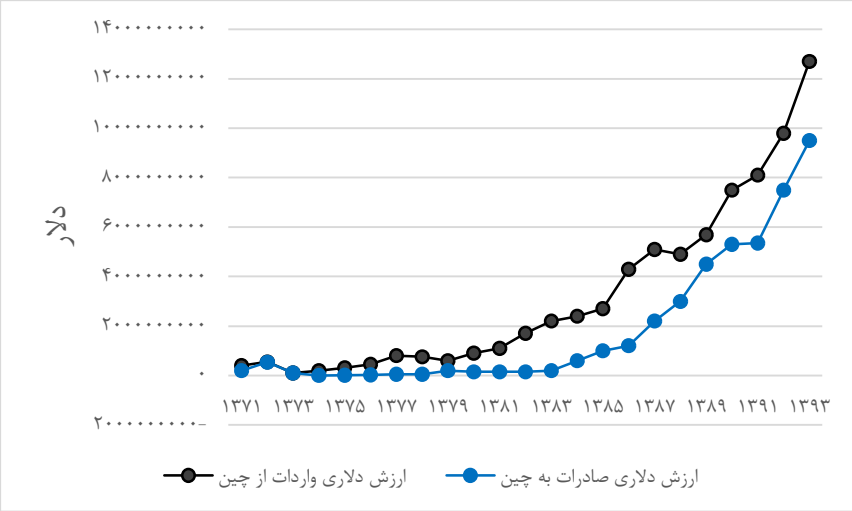
اندازه درجه انتقال نرخ ارز یک پارامتر مهم برای سیاست پولی است و لذا یک عامل کلیدی برای بانک‌های مرکزی محسوب می‌شود. دوم، کشش قیمت‌های صادراتی به تغییرات نرخ ارز یکی از عناصر اصلی در اندازه‌گیری رقابت قیمت‌ها است، که به نوبه خود روی خالص صادرات و فعالیت‌های واقعی مؤثر است و در نهایت، واکنش قیمت‌های تجاری به تغییرات نرخ ارز، واکنش مقادیر تجاری را نیز معین خواهد کرد (پدرام و همکاران، ۱۳۹۱).

با توجه به آن که رابطه اقتصادی ایران و چین دارای سابقه تاریخی طولانی مدتی است؛ اما تحریم‌های بین‌المللی برای ایران و رشد قابل توجه اقتصاد چین باعث شده است که این روابط تجاری دستخوش تغییراتی شود؛ درحالی‌که کالاهای کم‌کیفیت و ارزان‌تر چینی امروزه در بازارهای ایران بیش‌تر در اختیار مصرف‌کنندگان ایرانی قرار می‌گیرد، دیگر وابستگی بازارهای ایران به کالاهای اروپایی مانند گذشته نیست. بر اساس آمارهای رسمی، چین برای ایران اولین شریک تجاری در صادرات است و در بخش واردات بعد از امارات‌متحده عربی در رتبه دوم قرار دارد.

در نمودار (۱) رابطه تجاری کالایی ایران و چین براساس آمار رسمی گمرک جمهوری اسلامی ایران نشان داده شده است. همچنین با توجه به آمار، تراز تجاری کالایی ایران با چین براساس ارزش یوانی و از سال ۱۳۷۴ تاکنون منفی است که با توجه به حجم گسترده اقتصاد چین، این موضوع قابل انتظار است اما در حالت کلی ملاحظه می‌شود از سال ۱۹۹۹ و با سرعت گرفتن رشد اقتصادی چین، تراز تجاری بین دو کشور به شکل معناداری و به نفع ایران مثبت می‌شود.

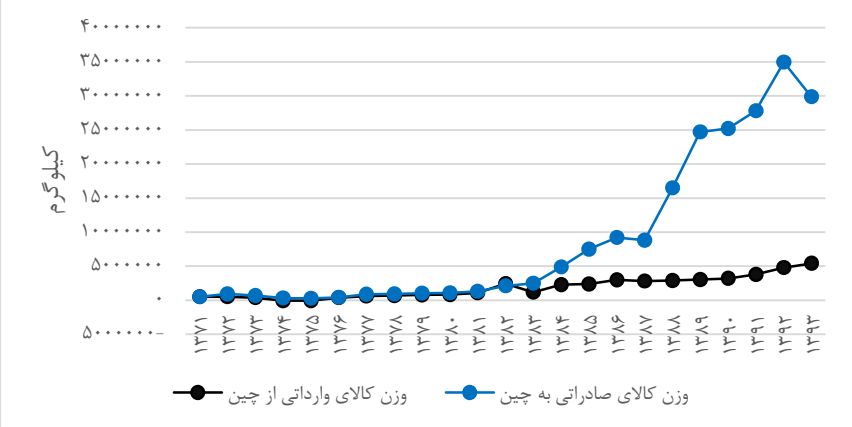
نکته قابل تأمل دیگر در میزان وزنی صادرات و واردات کالایی بین دو کشور است که از سال ۱۳۸۳ به بعد، وزن کالاهای صادراتی ایران در مقایسه با صادرات متقابل چین، به شدت افزایش یافته و این موضوع متأثر از افزایش صادرات مواد خام طبیعی یا مواد اولیه است که در مقابل صادرات چین به ایران و به نسبت وزن خود از ارزش کمتری برخوردار

هستند. وزن صادرات و واردات از چین در طول زمان در نمودار (۲) به تصویر کشیده شده است.



نمودار (۱): ارزش دلاری صادرات و واردات بین ایران و چین طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۱

منبع: سالنامه کمرگ (۱۳۹۶)



نمودار(۲): وزن صادرات و واردات بین ایران و چین طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۷۱

منبع: سالنامه کمرگ (۱۳۹۶)

بر این اساس طبق آخرین آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد چین در ۱۰ ماه اول سال ۲۰۱۷ ، ۳/۸ میلیون تن کالا به ایران به ارزش ۱۰/۲۲ میلیارد دلار صادر کرده است. واردات ایران از کشور چین در دوره ۱۰ ماهه افزایش بیش از ۵٪ در وزن و ۲۱٪ در ارزش داشت.

تجارت ایران و چین از زمان طرح جامع اقدام مشترک (معامله هسته ای ایران با قدرت جهانی در سال ۲۰۱۵) در حال گسترش است. چین در حال حاضر نه تنها بزرگترین شریک تجاری ایران، بلکه یکی از بزرگترین سرمایه‌گذاران ایران است. بنابراین تحقیق حاضر به دنبال پاسخگویی به این سؤال است که آیا اثرات نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر تجارت کالای ایران و چین اثر می‌گذارد یا خیر. بنابراین هدف این مقاله بررسی تأثیر تغییرات نرخ ارز حقیقی به عنوان متغیر تأثیرگذار بر تجارت بین ایران و چین در کوتاه مدت و بلند مدت است. روش اصلی به کار رفته در این پژوهش استفاده از روش نامتقارن و غیرخطی است. این الگو از جمله مناسب ترین روش‌ها برای آزمون ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت میان متغیرها برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۱ است.

ساختار مقاله در ادامه به صورت زیر خواهد بود. بخش دوم به تبیین مبانی نظری تحقیق و یا به عبارتی، بررسی اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز در تجارت کالای ایران و چین و همچنین به مرور مطالعات صورت گرفته در این حوزه اختصاص داده شده است. در بخش سوم روش تحقیق و داده‌ها آماری معرفی و در بخش چهارم مراحل تخمین و نحوه تحلیل نتایج ارائه خواهد شد. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص داده شده است.

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

سیاست‌گذاران اقتصادی اغلب سیاست کاهش ارزش پول را به عنوان ابزاری برای افزایش خالص صادرات یک کشور بکار می‌گیرند. استدلالی که در ورای کانال اقتصاد کلان است، ریشه در نظریه تقاضای جمعی کینزی دارد. اقتصاد کلان باز کینزی بیان می‌کند که یک

کشور باید ارزش پول رایج خود را کاهش دهد تا قابلیت رقابت هزینه‌ای صادراتش افزایش یابد. استدلال این است که کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش درآمد حقیقی، افزایش تولید و خالص صادرات می‌شود. انتظار می‌رود تراز پرداخت‌ها از طریق فرآیند تغییر هزینه با کاهش در واردات، بهبود یابد زیرا تقاضا به سمت کالای داخلی هدایت می‌شود و صادرات افزایش می‌یابد (نگاندا[1]، ۲۰۰۸).

بنابراین، انتظار می رود که یک رابطه مستقیم میان تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری یک کشور وجود داشته باشد. این موضوع تا سال ۱۹۷۱ در بسیاری از مطالعات تجربی در زمینه تجارت بین‌الملل کاربرد داشت، ولی از سال ۱۹۷۱ به دنبال کاهش تراز تجاری کشور آمریکا علی رغم کاهش ارزش دلار و به دنبال آن عدم تأیید شرط مارشال- لرنر در سایر کشورها و وخیم تر شدن تراز تجاری این کشورها به دنبال تضعیف ارزش پول داخلی آنها، ادبیات جدیدی در ارتباط با تبیین رفتار تراز تجاری در بلند مدت و کوتاه‌مدت شکل گرفت (ابراهیمی و هژبرکیانی، ۱۳۹۷).

معمولا رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری از طریق روش‌های نظری مختلفی همانند روش کشش[2]، شرط مارشال لرنر[3] ، روش جذب[4]، روش پولی[5]، روش منحنی جی[6] و الگوی دو کشور با جانشینی ناقص[7] شرح داده می‌شود که به اختصار به چند نمونه از آن اشاره شده است.

1. Ngandu
2. Elasticity Approach
3. Marshall-Lerner Condition
4. Absorption Approach
5. Monetary Approach
6. J-Curve Approach
7. Two Country Imperfect Substitute Model

روش کشش به الگوی بیکردیک-رابینسون-متزلر[1] (BRM) برای تراز تجاری نیز شهرت دارد، این رویکرد بر مبنای اثرات جانشینی در مصرف و تولید است که از تغییرات در قیمت نسبی ناشی از نوسانات در نرخ ارز حاصل می‌شود و در حقیقت نسخه‌ای از الگوی استاندارد تعادل جزئی با دو کشور (داخلی و خارجی) و دو کالا (صادراتی و وارداتی) همراه با رقابت کامل در بازار جهانی است. همچنین الگوی BRM بیان می‌کند که تغییر در تراز تجاری بستگی به کشش‌های عرضه و تقاضای صادرات و واردات و مقادیر اولیه تجارت دارد. بیش‌تر مباحث در رویکرد کشش حول این پرسش می‌چرخد که حجم و ارزش صادرات و واردات چه واکنشی به تغییرات در نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهند. برای مثال اگر تقاضای داخلی و خارجی برای واردات و صادرات باکشش باشند، تغییری کوچک در نرخ ارز حقیقی می‌تواند منجر به تغییرات قابل توجهی در تراز تجاری گردد (علی و همکاران، ۲۰۱۴).

شرط مارشال-لرنر در واقع تعمیم‌یافته روش کشش است. این شرط که اولین بار توسط مارشال (۱۹۲۳) و لرنر (۱۹۴۴) معرفی شد بیان می‌کند که تضعیف ارزش پول، تراز تجاری را بهبود می‌بخشد. اگر حجم صادرات و واردات به اندازه کافی نسبت به تغییرات نرخ ارز حقیقی کشش‌پذیر باشد یا به تعبیر بهتر اگر مجموع قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای صادرات و واردات بزرگتر از یک باشد آنگاه در بلندمدت تضعیف ارزش پول تراز تجاری کشور را بهبود خواهد داد (دونگ، ۲۰۱۷). همچنین اگر مجموع قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای صادرات و واردات برابر یک باشد آنگاه در بلندمدت تضعیف ارزش پول تأثیری بر تراز تجاری کشور نخواهد داشت (سالواتوره، ۲۰۱۳).

برای اولین بار مگی[2] (۱۹۷۳) مفهوم منحنی جی را معرفی کرد. پس از کاهش ارزش پول یک کشور وضعیت تراز تجاری آن کشور بدتر می‌شود، زیرا بلافاصله بعد از کاهش ارزش پول، قیمت واردات به پول داخلی سریع‌تر از قیمت صادرات افزایش می‌یابد. به‌تدریج

1. Bickerdike-Robinson-Metzler Model
2 .Magee

و طی زمان مقدار صادرات افزایش می‌یابد و مقدار واردات کاهش می‌یابد و قیمت صادرات از قیمت واردات پیشی می‌گیرد، به‌طوری‌که روند ابتدایی بدتر شدن تراز تجاری کشور متوقف شده و این روند معکوس می‌شود و تراز تجاری شروع به بهبود می‌کند (سالواتوره[1]، ۲۰۱۳).

علت نامگذاری پدیده منحنی جی این است که وقتی تراز تجاری خالص ملی بر روی بردار عمودی و زمان بر روی بردار افقی رسم می‌شود، واکنش تراز تجاری به تضعیفی در ارزش پول ملی به شکل حرف J انگلیسی به‌نظر می‌رسد. اثر نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت بین‌الملل می‌تواند مثبت یا منفی باشد که بستگی به وجود یا عدم وجود بازارهای آتی و سایر ابزارهای خرید و فروش تأمینی (این مورد به‌طور ویژه در کشورهای در حال توسعه از اهمیت بالایی برخوردار است)، الگوی ترجیحات ریسک تجار، ساختار تولید همانند میزان بنگاه‌های کوچک و درجه همگرایی اقتصاد دارد (بهمنی اسکویی و راتا[2]، ۲۰۰۴).

تحلیل‌های نظری درباره رابطه بین نااطمینانی بالای نرخ ارز و تجارت بین‌الملل توسط هوپر و کوهلاگن[3] (۱۹۷۸) و سایر اقتصاددانان انجام شده است. نااطمینانی بالاتر نرخ ارز منجر به هزینه‌های بیش‌تر برای تجار ریسک‌گریز می‌گردد و این باعث کاهش تجارت خارجی می‌شود. چرا که در زمان قراردادهای تجاری نرخ ارز تعیین می‌شود اما پرداخت تا زمان وصول محموله انجام نمی‌شود. اگر تغییرات در نرخ ارز غیرقابل پیش‌بینی گردد منجر به کاهش منافع تجارت بین‌المللی می‌شود. معمولاً ریسک نرخ ارز برای همه کشورها از طریق خرید و فروش تأمینی ارز کاهش نمی‌یابد زیرا بازارهای سلف برای همه تجار در دسترس نیستند. حتی اگر خرید و فروش تأمینی ارز در بازارهای سلف امکان‌پذیر باشد، هزینه‌ها و محدودیت‌هایی دارد. برای مثال معمولاً اندازه قراردادها بزرگ و سررسید نسبتاً کوتاه است و در نتیجه برنامه‌ریزی برای زمان‌بندی و حجم معاملات بین‌المللی برای بهره

1. Salvatore
2. Bahmani – Oskooee and Ratha
3. Hooper and Kohlhagen

بردن از بازارهای سلف مشکل است. از سوی دیگر، نظریه‌های اخیر در این‌باره بیان می‌کنند که شرایطی وجود دارد که در آن‌ها انتظار می‌رود نااطمینانی نرخ ارز تأثیر مثبت یا منفی بر حجم تجارت داشته باشد (الیاس‌پور و همکاران، ۱۳۹۶).

بهمنی اسکویی (۱۹۸۵)، با استناد به نتایج مطالعات متعددی که در این زمینه انجام داده است، بیان می‌کند که درک ارتباط بین مبادله و تراز تجاری برای یک سیاست تجاری موفق، مهم است. مشخص نیست که برقراری موانع تجاری و حمایت از صنایع داخلی بر اساس این استدلال که صنایع در دوره نوزادی به سر می‌برند، منجر به تغییرات مورد نظر در تراز تجاری شوند. اکثر مطالعات، بر روی دو مفهوم همزاد یعنی شرط مارشال-لرنر و پدیده منحنی J متمرکز می شوند. موقعیت‌هایی وجود دارند که در آن‌ها علی رغم این که شرط مارشال- لرنر برقرار است اما وضعیت تراز تجاری همچنان بدتر می‌شود. لذا بدتر شدن وضعیت کوتاه مدت، با بهبود بلندمدت تراز تجاری سازگار است و این وضعیت ممکن است ویژگی ضروری کاهش ارزش پول تلقی شود[۱].

بر این اساس، محققان این طور عنوان کردند که با کاهش ارزش پول ملی در کوتاه مدت، به دلیل آن که حجم صادرات و واردات قابلیت تعدیل آنی نسبت به این تغییر را ندارند، تراز تجاری کاهش یافته و در بلندمدت به دلیل این که مصرف کنندگان زمان لازم برای تشخیص تغییر در موقعیت رقابتی بین‌المللی و همچنین تولیدکنندگان کالاهای صادراتی، زمان لازم جهت گسترش ظرفیت، تهیه تجهیزات جدید و مواد خام را خواهند داشت، تراز تجاری افزایش می یابد (احمدی شادمهری و همکاران، ۱۳۹۱).

۱. الگوهای بین المللی، دلالت بر این دارند که عدم تقارن هایی بین اثرات حساب جاری تغییرات لحظه ای در قیمتهای صادرات و واردات وجود دارند. برای مثال، چن و دوروکس (۱۹۹۴) نشان می دهند که برای تغییرات لحظه ای قیمتهای واردات، اثرات درامدی و جانشینی در جهت خلاف هم عمل می کنند در حالیکه برای تغییرات قیمتهای صادرات این اثرات یکدیگر را تقویت می کنند. اما، برخی از نویسندگان اغلب از این فرضیات صرفنظر کرده و کاهش ارزش پول را باعث بدتر شدن ساده رابطه مبادله کشور تفسیر می کنند.

بنابراین چندین عامل می‌تواند باعث ایجاد رابطه نامتقارن یا غیرخطی شود. به‌ویژه یک الگوی نامتقارن زمانی قابل توجیه است که قیمت‌ها روبه پایین و یا مقادیر روبه بالا چسبنده باشند. طبق مقاله پلتزمن[1] (۲۰۰۰) به نظر می‌رسد که سرعت افزایش قیمت‌ها بیشتر از کاهش آن‌ها است؛ که به‌طور مشابه می‌تواند برای قیمت‌های تجاری هم صادق باشد.

هنگام کاهش ارزش پول، با فرض ثابت بودن سایر عوامل صادرکنندگان رقابت قیمت‌ها را به دست می‌آورند. در نتیجه اگر آن‌ها قیمت‌های خود را به پول جاری داخل، ثابت نگه دارند، می‌توانند مقدارکالای صادراتی خود را افزایش دهند. اما اگر واحدهای تولیدی به ظرفیت کامل رسیده باشند و یا اگر هزینه‌های تعدیل قیمت بالا باشد، ممکن است تعدیل رو به بالای تولید برای آن‌ها سخت باشد، بنابراین صادرکنندگان تصمیم خواهندگرفت که به‌جای آن، قیمت‌های خود را افزایش دهند و برعکس در مواجهه با افزایش ارزش پول، اگر صادرکنندگان قیمت‌های خود را به پول داخلی بدون تغییر نگه دارند، رقابت و سهم بازارشان را از دست می‌دهند. باتوجه به این موارد می‌توان توضیح داد که چرا صادرکنندگان عموماً به قیمت‌گذاری برای بازار روی می‌آورند تا بتوانند قسمتی از رقابت از دست رفته ناشی از افزایش ارزش پول را جبران کنند. با این وجود اگر افزایش ارزش پول بسیار بزرگ باشد، ممکن است کاهش قیمت برای صادرکنندگان به شدت سخت باشد، چرا که این اقدام آن‌ها منجر به حاشیه سود کاهنده خواهد شد (پدرام، شیرین‌بخش و ابیانه، ۱۳۹۱).

نرخ ارز حقیقی همان طور که از نامش پیداست یک مفهوم حقیقی است که قیمت نسبی کالاهای تجاری و کالاهای غیرتجاری را بررسی می‌کند (ادوارد[2]، ۱۹۸۸). در بازار کالا، نرخ ارز حقیقی روابط بین قیمت‌ها در داخل کشور و قیمت‌های داده شده در بازار

1. Peltzman
2. Edward

جهانی را برقرار می‌سازد. در واقع شاخص نرخ ارز حقیقی درجه‌ی رقابت‌پذیری یک کشور را از طریق نشان دادن تعداد واحد کالاهای خارجی مورد نیاز برای خریدن یک واحد کالای داخلی اندازه‌گیری می‌کند (حقیقت و جرکانی، ۲۰۰۷).

به طور معمول جهت محاسبه نرخ ارز حقیقی از حاصل‌ضرب نرخ ارز اسمی در نسبت شاخص قیمت کالاهای خارجی به شاخص قیمت کالاهای داخلی استفاده می‌گردد (چنگ و اردن، ۲۰۰۷).

نحوه اثر گذاری نرخ ارز حقیقی بر صادرات به این صورت است که به عنوان مثال، کاهش در آن یا تقویت ارزش پول ملی منعکس کننده افزایش در هزینه‌ی داخلی تولید کالاهای تجاری است. اگر تغییری در قیمت‌های نسبی بقیه‌ی جهان به وجود نیاید، این کاهش در مقدار نرخ ارز حقیقی، نشان‌دهنده‌ی تضعیف توان رقابت بین‌المللی کشور است. در این حالت کشور کالاهای تجاری را در مقایسه با بقیه جهان با کارایی کمتری نسبت به گذشته تولید می‌کند. افزایش در نرخ ارز حقیقی یا تضعیف ارزش پول ملی نمایانگر بهبود در قابلیت رقابت بین‌المللی کشور است (امینی و زارع، ۱۳۹۵).

در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ به دفعات مشاهده شد که نوسان قیمت کالاها در یک کشور واردکننده مطابق آنچه براساس الگوهای سنتی مانند قانون قیمت واحد، پیش‌بینی می‌شد اتفاق نیفتاد. به‌عبارت دیگر در این زمان تغییرات قیمت کالاها در پی تغییر در نرخ ارز مطابق با نظریه برابری قدرت خرید مطلق (PPP)[1] نبود. بعلاوه نظریه برابری قدرت خرید نسبی نیز نقض و نشان داده شد که شکاف قیمتی بین صادرکنندگان و واردکنندگان هنگام تغییر نرخ ارز، پایدار نیست. بنابراین ابعاد نسبتاً جدیدی از ادبیات تجربی در این حوزه به این صورت مطرح می‌شود که پاسخ متغیرهای قیمت به افزایش و کاهش ارزش پول ممکن است نامتقارن باشد. موقعیت‌های متعددی می‌تواند یک واکنش نامتقارن را در پی داشته باشد که شامل سهم بازار[2]، انتقال تکنولوژی تولید[3]، محدودیت‌های مقداری

1. Purchasing-Power-Parity
2. Market share
3. Production technology switching

الزام‌آور[1] و هزینه‌های فهرست‌بها[2] است (پدرام، شیرین‌بخش، ۱۳۹۱). همچنین واکنش‌های نامتقارن ممکن است به‌دلیل رفتار هیجانی[3] رخ دهد. در صورتی که صادرکنندگان جدید در زمان افزایش ارزش پول داخلی در بازار باقی بمانند، رفتارشان را هیجانی گویند که باعث می‌شود صادرکنندگان تازه وارد، رفتاری نامتقارن نسبت به نرخ ارز داشته باشند (لیونگ کویست[4] ، ۱۹۹۴).

علاوه‌براین واکنش‌های نامتقارن ممکن است به‌دلیل رفتار پوششی[5] نامتقارن رخ دهد. در این رابطه اندرن[6] (۲۰۰۱) بیان داشت که اگر نامتقارنی درک ریسک در میان مدیران در عکس العمل‌های مدیریتی نسبت به ریسک‌ها انعکاس یابد، آنگاه تغییرات اقتصاد کلان موجب اثرات متفاوت بر ارزش بنگاه خواهد شد (راسخی و همکاران، ۱۳۹۱). اثبات اثرات نامتقارن نرخ ارز و ریسک ناشی از نوسانات آن، توضیحی برای نتایج پراکنده در ادبیات تجربی قبلی فراهم می‌کند و نشان می‌دهد که در آزمون اثرگذاری نرخ ارز و نوسانات آن باید موضوع نامتقارنی در نظر گرفته شود لذا سیاست تجاری موفق، به فهم کامل و کنترل نوسان نرخ ارز در طی دوره‌های افت و ترقی نیاز دارد.

۲ـ۱. پیشینه تحقیق

۱-۱-۲. مطالعات خارجی

چیت و همکاران[7] (۲۰۰۸) به بررسی نوسانات نرخ ارز بر صادرات ۵ کشور آسیای شرقی (اندونزی، تایلند، چین، فیلیپین و مالزی) به سیزده کشور صنعتی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که، نوسانات نرخ ارز بر صادرات این ۵ کشور اثر منفی و معنادار دارد.

1. Binding Quantity Constraint
2 .Menu Cost
3. Hysteretic Behavior
4. Ljungqvist
5. Hedging Behavior
6. Andren
7. Chit et al.

دینسر و کندیل[1] (۲۰۰۹) اثرات نامتقارن نوسان‌های نرخ ارز بر صادرات را برای کشور ترکیه در دو دوره زمانی ۲۰۰۲ -۱۹۹۶ و ۲۰۰۸ -۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه بیان‌گر آن است که افزایش پیش‌بینی شده نرخ ارز تأثیر معکوس بر صادرات داشته و نوسان‌های پیش‌بینی نشده آن نیز اثرات نامتقارن بر رشد صادرات دارد. همچنین، یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش ارزش پول داخلی توانسته است تأثیر بیشتری را در مقایسه با کاهش ارزش پول داخلی بر رشد صادرات داشته باشد.

رحمان و سرلیتس[2] (۲۰۰۹) اثرات نااطمینانی نرخ ارز را بر صادرات برای ایالات متحده در طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۳ و با استفاده از الگوی گارچ چند متغیره بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز اثر منفی و قابل توجهی بر صادرات آمریکا می‌گذارد و همچنین صادرات گرایش به واکنش‌های پویا و قوی در مقابل شوک‌های ارزی دارد. بنابراین شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، اثرات نامتقارنی بر صادرات می‌گذارند.

اموجی‌میته و اکپوکودجه[3] (۲۰۱۰) نوسانات نرخ ارز بر صادرات دو گروه از کشورهای آفریقایی (یک گروه عضو CFA و گروه دیگر غیر عضو CFA) را مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز بر صادرات هر دو گروه اثر منفی و معنادار دارد. همچنین آن‌ها دریافتند که این اثر، برای کشورهای غیر عضو بیش‌تر است.

بهمنی اسکویی و هاروی[4] (۲۰۱۰)، تعادل تجاری دو جانبه بین مالزی و ۱۴ شریک بزرگ آن از جمله چین را برآورد کرده‌اند. در نتایج بدست آمده از چین، آن‌ها دریافتند که کاهش ارزش پول مالزی هیچ تاثیری در تعادل تجاری چین در مالزی ندارد.

1. Dincer and Kandil
2. Rahman and Serletis
3. Omojimite and Akpokodje
4. Bahmani – Oskooee and Harvey

سرنیس و تونیس[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای اثر نوسانات نرخ ارزی را بر صادرات کشورهای قبرس و کرواسی، طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ و با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری چند متغیره مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بیانگر این است که فقط در کشور کرواسی نوسانات نرخ ارز ارتباط منفی و معناداری با صادرات این کشور دارد.

بهمنی اسکویی و فریدی تاوانا[2] (۲۰۱۴) مطالعه خود در مورد متقارن بودن اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری، اثرات تغییر نرخ ارز در مورد ۱۱ کشور OECD به صورت مجموع اثرات مثبت و منفی در نظر می‌گیرند. بر اساس نتایج این تحقیق در اغلب کشورها اثرات کاهش و افزایش نرخ ارز به صورت نامتقارن عمل می‌کند.

یوسف و سابیت[3] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر صادرات چین با کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند طی دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۱ با استفاده از معیار انحرافد میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز و الگوی داده‌های تابلویی پویا (GMM) برای برآورد الگو پرداختند. نتایج به دست آمده از مطالعه آن‌ها نشان داد که نوسان‌های نرخ ارز اثر منفی بر صادرات چین دارد.

بهمنی اسکویی و آفتاب[4] (۲۰۱۸)، با استفاده از روش ARDL غیرخطی به بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز در تجارت کالای مالزی و چین پرداخته‌اند و تعادل تجاری ۵۹ صنعت را که بین دو کشور تجارت می‌کنند را در نظر گرفته‌اند. نتایج حاکی از آن است که تقریباً یک سوم از صنایع از کاهش ارزش پول مالزی در مقابل یوان چین، به روش نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌گیرند. بزرگترین صنعت که بیش از ۲۵ درصد از این تجارت

1. Serenis and Tsounis
2. Bahmani-Oskooee and Fariditavana
3.Yusoff and Sabit
4. Bahmani – Oskooee and Aftab

را تشکیل می‌دهد از کاهش ارزش پول مالزی سود خواهد برد. همچنین ۱۵ صنعت که حدود ۴۰ درصد از این تجارت را تشکیل می‌دهند از این ویزگی سود می‌برند.

بهمنی اسکویی و همکاران[1] (۲۰۱۸) با استفاده از روش ARDL غیرخطی به بررسی رابطه بین تراز تجاری و نرخ‌های مبادله حقیقی برای چین و ۲۱ شریک تجاری آن پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که، اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت برای ۱۸ شریک، اثرات نامتقارن منظم کوتاه‌مدت در مواردی از ۱۱شریک، اثرات نامتقارن جمعی کوتاه‌مدت برای ۷ شریک و در نهایت یک اثر نامتقارن بلندمدت برای ۵ شریک تجاری وجود دارد.

۲-۱-۲. مطالعات داخلی

امینی و زارع (۱۳۸۱) در تحقیق خود به بررسی نوسانات نرخ ارز بر صادرات صنعتی با استفاده از الگوی GMM پرداخته‌اند، نتایج الگو نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی بر صادرات کالاهای صنعتی اثر مثبت دارد. بنابراین انتظار می‌رود افزایش نرخ ارز حقیقی و نوسانات نرخ ارز حقیقی موجب رونق صادرات کالاهای صنعتی در کشور ایران گردد.

جلالی نائینی و معماریان (۱۳۸۶) با بهره‌گیری از یک الگوی تصحیح خطای برداری و استفاده از آمارهای سری زمانی فصلی، رفتار تراز تجاری ایران در برابر شرکای تجاری عمده را به صورت پویا مورد بررسی و تجزیه وتحلیل قرار دادند. نتایج حاصل از آزمون‌های انجام گرفته، بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تراز تجاری کل است.

توکلی و سیاح (۱۳۸۹) تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور را در کنار دو ابزار سیاست پولی و مالی، طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۹ به کمک روش اقتصادسنجی سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط برآورد کرده‌اند. نتایج حاصل از شوک مثبت (کاهش نرخ ارز و یا بهبود ارزش پول کشور)، شوک منفی (افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول

1. Bahmani – Oskooee et al.

کشور) و اعمال سیاست‌های پولی و مالی نشان می‌دهند که ۱. تأثیر حاصل از افزایش نرخ ارز (شوک منفی) بر سطح مخارج خانوارها و سطح صادرات چشمگیر است. با افزایش نرخ ارز، صادرات غیرنفتی کم می‌شود و مخارج خانوارها افزایش می‌یابد. ۲. واردات کشور نسبت به نوسانات نرخ ارز تأثیر قابل توجهی را نشان نمی‌دهد. اثر مخارج دولت بر واردات، مثبت و در مقایسه با اعمال سیاست انبساط پولی تأثیر بیش‌تری را نشان می‌دهد. ۳. نوسانات نرخ ارز تأثیر چندانی بر تولید حقیقی کشور و سرمایه‌گذاری خصوصی ندارد.

طیبی و همکاران(۱۳۸۹) تراز تجاری ایران و پویایی‌های سازوکار منحنی J در شرایط نااطمینانی را مورد بررسی قرار دادند که این مطالعه از روش خودرگرسیونی و با در نظر گرفتن وقفه‌های گسترده برای اقتصاد ایران و ده شریک عمده تجاری ایران صورت کرفت و نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که فرآیند منحنی J، جز برای تراز تجاری دوجانبه بین اقتصاد ایران و کشورهای چین و ایتالیا، برای سایر کشورها مورد تأیید قرار گرفته است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای اثرات نامتقارن نرخ ارز حقیقی بر صادرات غیرنفتی ایران را در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ با استفاده از الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ بررسی کرده‌اند، نتایج حاکی از این امر است که هر دو شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز نیز تأثیر منفی و معنادار بر صادرات غیرنفتی بر جای گذاشته است. بر اساس آزمون والد و LR[1] اثرات شوک‌های ذکر شده نامتقارن بوده، به گونه‌ای که شوک‌های مثبت به گونه‌ای معنادار و بیش‌تر از شوک‌های منفی، صادرات غیرنفتی را متأثر می‌سازد.

راسخی و همکاران (۱۳۹۱)، اثرات نامتقارن نرخ ارز و ریسک (نوسانات) آن بر صادرات غیر نفتی ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. برای آزمون این فرضیه، ابتدا با استفاده از یک الگوی گارچ نمایی، نوسانات نرخ ارز اندازه گیری و سپس، معادله صادرات غیر نفتی با لحاظ کردن این نوسانات برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ برآورد شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران مثبت و نامتقارن

1. Likelihood Ratio

است. همچنین، اثر نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران منفی بوده و فرضیه اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران تأیید می‌گردد.

نتایج مطالعه دایی‌کریم و همکاران (۱۳۹۳) بیانگر این است که صادرات غیرنفتی از نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت پذیرفته است و به عبارت دیگر افزایش نرخ ارز حقیقی سبب بهبود صادرات می‌شود. رشد صادرات کشورهای در حال توسعه در اقتصادهای تک محصولی از جمله ایران از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است بنابراین، شناسایی عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی و چگونگی رابطه آن‌ها با صادرات غیرنفتی، می‌تواند سیاست‌گذاری اقتصادی و مسئولان کشورها را در جهت تحقق اهداف صادرات غیرنفتی یاری نماید.

بر اساس مطالعات خارجی صورت گرفته در خصوص نرخ ارز و تجارت در کشورهای مختلف (بهمنی اسکویی و هاروی (۲۰۱۰) ،بهمنی اسکویی و آفتاب (۲۰۱۸) , بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۱۸)) این مطالعات نشان می‌دهد که با توجه به ماهیت افزایشی و کاهشی نرخ ارز بهترین و کاراترین روش جهت بررسی اثر نرخ ارز بر تجارت بین کشورها استفاده از روش نامتقارن است و از دیگر سو مطالعات بسیار معدودی در خصوص بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تجارت کالا در ایران صورت گرفته است که غالب این مطالعات به بررسی نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی و یا به بررسی نوسانات نرخ ارز بر روی سطح قیمت‌ها در اقتصاد ایران به روش متقارن پرداخته‌اند و اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن را مورد بررسی قرار نداده‌اند. با توجه به توضیحات فوق، مقاله حاضر فرضیه اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر تجارت کالا برای کشور ایران و چین را آزمون می‌کند.

۳. معرفی داده‌ها و برآورد الگو

در این مطالعه برای بررسی اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر روی تجارت کالای ایران و چین از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[1] (NARDL) ارائه شده توسط

1. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) که بسط رویکرد ARDL خطی پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) است برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۱ استفاده شده است که یکی از روش‌های هم‌جمعی نامتقارن تلقی می‌شود. با استفاده از روش ARDL غیرخطی می‌توان اثرات مثبت و منفی نرخ ارز بر تجارت کالا را به تفکیک دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار داد. بر این اساس معادله (۱) تصریح می‌شود که این الگو بر اساس بهمنی اسکویی و هاروی[3] (۲۰۱۰) تصریح گردیده است که به صورت رابطه (۱) است:

$$LnTB_{j.t} = \alpha_0 + \alpha_1 LnIP_t^{IR} + \alpha_2 LnIP_t^{CH} + \alpha_3 LnREX_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

به طوری‌که TB_j: تعادل تجارت کشور j به صورت لگاریتم نسبت صادرات ایران به چین به نسبت واردات آن به چین در دوره t، IP_t^{IR}: شاخص تولید صنعتی ایران به عنوان شاخص برای فعالیت اقتصادی در اقتصاد ایران که این شاخص از ارزش افزوده بخش صنعت ایران به کل تولید ناخالص داخلی ایران اندازه گیری می‌شود. IP_t^{CH}: شاخص تولید صنعتی چین که فعالیت اقتصادی در چین را اندازه گیری می‌کند. که این شاخص از ارزش افزوده بخش صنعت چین به کل تولید ناخالص داخلی چین اندازه گیری می‌شود. REX_t: نرخ ارز حقیقی که در این مطالعه بر اساس یوان در نظر گرفته شده است. و بر اساس فرمول ذیل محاسبه گردیده $REX_t = \frac{NEX_t \times PIR_t}{PCh_t}$ که در این فرمول NEX_t بیانگر نرخ ارز اسمی در ایران بر حسب یوان و PIR_t و PCh_t به ترتیب بیانگر سطح قیمت ها در ایران و چین بر حسب CPI است. ε_t و α_0 به ترتیب جمله اخلال و عرض از مبدأ الگوی برآوردی هستند. همچنین با توجه به این که داده‌های مورد استفاده به صورت ماهانه هستند تنها معیارهای موجود برای نشان دادن فعالیت‌های اقتصادی هر دو کشور شاخص تولید صنعتی است. لازم به ذکر است داده های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش از منابع معتبر آماری همچون بانک جهانی (WDI)، صندوق بین‌المللی پول (IMF)، بانک

1. Shin and et al .
2. Pesaran et al.
3. Oskooee and Harvey

مرکزی و سالنامه آماری گمرک ایران جمع‌آوری شده است و از داده های فصلی ۱۳۹۶:۴-۱۳۸۰:۱ استفاده شده است.

از زمان معرفی مفهوم منحنی J در سال ۱۹۷۳، این مفهوم اثرات کوتاه‌مدت کاهش ارزش ارز از تأثیرات بلندمدت آن متمایز می‌کند. برای این منظور، رابطه (۱) همانند الگوی ARDL پسران و همکاران (۲۰۰۱) در قالب الگوی تصحیح خطا بازنویسی می‌شود:

$$\Delta LnTB_{j.t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \beta_{1.i} \Delta LnTB_{j.t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \beta_{2.i} \Delta LnIP_{t-i}^{IR} + \sum_{i=0}^{n3} \beta_{3.i} \Delta LnIP_{t-i}^{CH} + \sum_{i=0}^{n4} \beta_{4.i} \Delta LnREX_{t-i} + \gamma_0 LnTB_{j.t-i} + \gamma_1 LnIP_{t-i}^{IR} + \gamma_2 LnIP_{t-i}^{CH} + \gamma_3 LnREX_{t-i} + \xi_t \quad (۲)$$

رابطه (۲) یک الگوی تصحیح خطا است که در آن بر خلاف رابطه (۱) که دارای جمله خطای باقیمانده است در این معادله بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، از جمله خطای ترکیبی خطی متغیرهای باقیمانده استفاده شده است. همچنین $\beta_1 - \beta_4$ ضرایب کوتاه مدت و $\gamma_0 - \gamma_3$ ضرایب بلند مدت را تشکیل می‌دهند.

فرض اصلی در معادلات (۱) و (۲) این است که کشش نرخ تبادل برای کاهش و افزایش ارزش یکسان است. بهمنی اسکویی و فریدتاوانا[1] (۲۰۱۵ و ۲۰۱۶) استدلال کردند که نباید این چنین باشد، زیرا انتظارات و واکنش معامله‌گران در مورد کاهش ارزش در مقایسه با افزایش ارزش متفاوت است. افزون بر این، اکنون شواهدی وجود دارد که قیمت واردات و صادرات به تغییر نرخ ارز نامتقارن واکنش نشان می‌دهد (بوسیره[2]، ۲۰۱۳). این بدان معنی است که مقادیر و از این رو تعادل تجاری نیز باید به تغییر نرخ ارز در روش نامتقارن واکنش نشان دهند. شین و همکاران (۲۰۱۴)که مفهوم هم‌جمعی نامتقارن را معرفی کردند، در تجزیه متغیر، تغییرات مثبت و منفی آن را پیشنهاد دادند. در مورد مطالعه ما، این به معنی تشکیل $\Delta LnREX$ است که شامل تغییرات مثبت (افزایش یوان)

1. Bahmani – Oskooee and Fariditavana
2. Bussiere

و تغییرات منفی (افزایش یوان) است. بنابراین دو سری جدید ایجاد می‌شود که متغیرهای آن به شرح زیر است:

$$POS_t = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnREX_j^{+} = \sum_{j=1}^{t} \max(\ \Delta LnREX_j . 0) \qquad (۳)$$
$$NEG_t = \sum_{j=1}^{t} \Delta LnREX_j^{-} = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta LnREX_j . 0)$$

در رابطه (۳) متغیر POS بیانگر یک مجموع جزئی از تغییرات مثبت در $\Delta LnREX$ و همچنین نشان‌دهنده افزایش یوان است، و متغیر NEG مجموع جزئی از تغییرات منفی است و نشان‌دهنده کاهش یوان است. حال باید در رابطه (۲)، متغیرهای POS و NEG را جایگزین $\Delta LnREX$ کرد:

$$\Delta LnTB_{j.t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n1} \beta_{1.i} \Delta LnTB_{j.t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \beta_{2.i} \Delta LnIP_{t-i}^{IR} + \qquad (۴)$$
$$\sum_{i=0}^{n3} \beta_{3.i} \Delta LnIP_{i-t}^{CH} + \sum_{i=0}^{n4} \beta_{4.i} \Delta POS_{t-i} + \sum_{i=0}^{n5} \beta_{5.i} \Delta NEG_{t-i} +$$
$$\gamma_0 LnTB_{j.t-1} + \gamma_1 LnIP_{t-1}^{IR} + \gamma_2 LnIP_{t-1}^{CH} + \gamma_3 POS_{t-1} + \gamma_4 NEG_{t-1} + \xi_t$$

رابطه (۴) یک الگوی تصحیح خطا است که به عنوان الگوی ARDL غیرخطی شناخته شده است در صورتی که رابطه (۲)، الگوی ARDL خطی را نشان می‌دهد. غیر خطی بودن به دلیل روش ساخت دو متغیر مجموع جزئی است. به علت وابستگی بین این دو متغیر، باید آن‌ها را به عنوان متغیر واحد در آزمون هم‌جمعی در نظر گرفت. در رابطه (۴)، β_0 نشانگر عرض از مبدأ، β_1ـβ_5 نشانگر پارامترهای کوتاه‌مدت و $\gamma_0 - \gamma_4$ نشانگر پارامترهای بلندمدت هستند. در ضمن $\frac{-\gamma_3}{\gamma_0}$ و $\frac{-\gamma_4}{\gamma_0}$ به ترتیب نشان‌دهنده ضرایب نامتقارن بلند مدت مثبت و منفی نرخ ارز دوجانبه هستند. در این الگو بعد از آزمون پایایی متغیرها، ابتدا با استفاده از آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) به بررسی وجود یا عدم وجود هم‌جمعی پرداخته می‌شود که فرضیه صفر آن مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی $(H_0: \gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 =$ 0) است و فرضیه مقابل آن مبنی بر وجود رابطه هم‌جمعی است.

با توجه به این که توزیع F نامتقارن است، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی را برای آماره F در دو مرحله تخمین زده‌اند؛ ابتدا با فرض این که همه متغیرها I(0) هستند و بار دیگر

با این فرض که همه متغیرها I(1) هستند، سپس کران پایین را برای رگرسورهای I(0) و کران بالا را برای رگرسورهای I(1) تعریف کرده‌اند. اگر آماره F محاسباتی بزرگتر از مقدار کران بالا باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و اگر کوچکتر از کران پایین باشد، فرضیه H_0 رد نمی‌شود و اگر آماره F بین دو کران قرار گیرد، آزمون بی‌نتیجه است.

در ادامه، آزمون تقارن مثبت و منفی نرخ ارز دوجانبه در بلند مدت و کوتاه مدت صورت می‌گیرد. در این صورت، اگر $\sum \hat{\beta}_{4.i} \neq \sum \hat{\beta}_{5.i}$ باشد، این نشانه‌ای از عدم تقارن در کوتاه مدت است. در نهایت اگر $\frac{-\gamma_4}{\gamma_0} \neq \frac{-\gamma_3}{\gamma_0}$ باشد، اثرات نامتقارن بلندمدت تعیین خواهد شد. این آزمون‌ها بر اساس آزمون استاندارد والد است که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان‌دهنده عدم تقارن مثبت و منفی نرخ ارز دو جانبه در کوتاه‌مدت یا بلندمدت است.

خصوصیات ARDL غیرخطی این اجازه را به ما می‌دهد تا تحلیل مشترکی از مسائل مربوط به ناپایایی و غیرخطی بودن در الگوی تصحیح خطای نامقید داشته باشیم. روش ARDL غیرخطی نیز همانند روش ARDL خطی، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌جمعی مزیت دارد؛ اول این که این آزمون را می‌توان صرف نظر از این که متغیرهای الگو I(0) و I(1) یا به صورت متقابل هم‌انباشته باشند، به کار برد. دوم این که این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بنرجی و همکاران[1]، ۱۹۹۳). سوم این که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (نارایان[2]، ۲۰۰۴) و چهارم این که استفاده از روش ARDL غیرخطی حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند امکان‌پذیر است (آلام و کوازی[3]، ۲۰۰۳).

داده‌های نرخ ارز ایران از بانک مرکزی و برابری یوان و دلار جهت بررسی برابری یوان و ریال از IFS و نیز داده‌های ارزش افزوده بخش صنعت از حساب‌های ملی مرکز آمار ایران استخراج گردیده، همچنین داده‌های مربوط به تجارت بین ایران و چین از سالنامه

1. Banerji et al.
2. Narayan
3. Alam and Quazy

گمرکی سال‌های مختلف و داده مربوط به ارزش افزوده بخش صنعت چین از بانک جهانی (WDI)[1] اخذ گردیده است.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آزمون پایایی

در این پژوهش جهت بررسی پایایی متغیرها از دو روش آزمون دیکی فولر[2] و فلیپس پرون[3] استفاده گردید و نتایج در جدول شماره (۱) ارائه شده است:

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی متغیرها

		دیکی فولر		فیلیپس-پرون	
		سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
$ln(TB_t)$	Constant	-۲/۱۱	-۶/۱۴*	-۲/۰۳	-۷/۱۵*
	Constant + Trend	-۲/۰۶	-۶/۰۲*	-۲/۶۲	-۹/۱۲*
$ln(IP_t^{IR})$	Constant	-۲/۷۸	-۴/۵۱*	-۲/۸۷	-۶/۱۵*
	Constant + Trend	-۲/۰۱	-۴/۷۲*	-۲/۷۸	-۶/۰۷*
$ln(IP_t^{CH})$	Constant	-۲/۰۹	-۵/۴۱*	-۲/۲۷	-۶/۹۷*
	Constant + Trend	-۲/۵	-۸/۲۵*	-۲/۰۱	-۶/۴۳*
$ln(REX_t)$	Constant	-۱/۳۹	-۵/۰۹*	-۱/۳۹	-۵/۱۲*
	Constant + Trend	-۱/۴۳	-۶/۲۲*	-۱/۴۹	-۵/۵۵*

* معناداری در سطح ۱٪

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های پایایی نشان می‌دهد که در هر دو روش ADF وPP، کلیه متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش در سطح مانا نشده و با یک دوره تفاضل در سطح یک درصد مانا بودن آن‌ها تأیید شده است. به عبارتی مقدار آماره‌ی محاسبه شده برای آن‌ها با یک

1. World Development Indicator
2. Augmented Dickey-Fuller
3. Phillips Perron

دوره تفاضل از مقادیر بحرانی بزرگتر شده و بنابراین مانا بودن آن‌ها را به اثبات می‌رساند و دارای میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت هستند.

۴ـ۲. نتایج حاصل از آزمون کران‌ها

در ابتدا با استفاده از الگوی تصحیح خطای نامحدود، هم‌جمعی خطی براساس فرم معادله (۱)، هم‌جمعی غیرخطی در کوتاه و بلندمدت براساس معادله (۴) بررسی می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگوها است. لذا اگر مقدار آماره F از مقدار بحرانی کران پایین، کوچکتر باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و همین موضوع دلیلی برای وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها در بلندمدت است. آزمون هم‌جمعی به‌کار رفته در الگوهای نامحدود براساس آماره F در فرضیه مشترکی است که ضرایب متغیرهای باوقفه برابر با صفر هستند. به عبارتی فرضیه‌های صفر $\rho = \theta = 0$ و $\rho = 0$ $\theta^+ = \theta^- = 0$ به ترتیب مربوط به آماره‌های F در الگوهای خطی و غیرخطی هستند.

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، در هر دو حالت مورد بررسی در این پژوهش، با توجه به مقدار F محاسبه شده نسبت به مقادیر بحرانی کران بالا و پایین، وجود هم‌جمعی بین متغیرها برقرار است. آماره‌های F در هر سه حالت از مقدار بحرانی کران بالا، بیش‌تر هستند و لذا فرضیه صفر دال بر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرها رد خواهد شد.

جدول (۲): نتایج آزمون کران‌ها برای تعیین وجود هم‌جمعی در الگوهای خطی و غیرخطی

متغیروابسته($\Delta LnTB_t$)	آماره F	کران پایین(۹۵٪)	کران بالا (۹۵٪)	نتیجه
الگوی خطی	۵/۸۶	۲/۳۶	۳/۴۱	وجود هم‌جمعی
الگوی غیرخطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت	۷/۱۱	۳/۵۱	۴/۳۳	وجود هم‌جمعی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴ـ۳. نتایج برآورد الگوهای خطی و غیرخطی

در این قسمت به بررسی نتایج حاصل از برآورد الگو بر اساس معادله (۴) پرداخته می‌شود. نتایج تخمین در جدول شماره (۳) ارائه شده است.

جدول (۳): نتایج برآورد الگوهای خطی و غیرخطی

متغیر وابسته $\Delta\, ln(TB_t)$	ضرایب	[احتمال]آماره	انحراف معیار
Constant	۰/۶۶۰۱**	۲/۱۰۷ [۰/۰۴۴]	۰/۱۰۴۱
$ln(TB_{t-1})$	-۰/۳۴۰۶*	-۴/۷۸۱۱ [۰/۰۰۰]	۰/۲۹۹۱
$ln(IP_t^{IR})$	۰/۶۵	۱/۹۲۲۴[۰/۰۶۸]	۰/۳۲۴۷
$ln(IP_t^{CH})$	۲/۸۵**	-۲/۹۱۵۴ [۰/۰۱۸]	۰/۱۲۰۵
$ln(R_t)^+$	۰/۳۶**	۲/۹۳۶۵[۰/۰۱۳]	۰/۱۱۲۴
$ln(R_t)^-$	-۰/۹۴**	-۲/۱۳۹۲ [۰/۰۳۷]	۰/۴۱۱۳
$\Delta\, ln(TB_{t-1})$	۰/۱۸*	۵/۴۷۷۱ [۰/۰۰۰]	۰/۰۷۰۶
$\Delta\, ln(IP_t^{IR})$	۲/۱۶	۱/۰۱۲۴ [۰/۷۷۹]	۰/۰۳۲۳
$\Delta\, ln(IP_t^{CH})$	-۰/۱۵**	-۲/۹۸۸۶ [۰/۰۰۲]	۰/۰۹۱۸
$\Delta\, ln(R_t)^+$	۶/۴۹*	۳/۷۵۹۱ [۰/۰۰۰]	۰/۲۵۰۱
$\Delta\, ln(R_t)^-$	-۳/۰۴	۱/۰۱۹۴ [۰/۵۸۱]	۰/۰۲۷۳
$\Delta\, ln(R_{t-1})^+$	۱/۲۱**	۳/۹۰۳۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۵۸۳
$\Delta\, ln(R_{t-1})^-$	-۲/۰۳**	-۱/۹۸۳۷ [۰/۰۴۵]	۰/۰۲۱۴
Summary statistics			
R^2	۰/۶۲۰۱	Adjusted R^2	۰/۵۹۳۱
DW	۱/۸۸	BG χ^2	۵/۶۸
χ^2 Normal	۳۰/۴۰۲*	Bound F	۵/۱۲۴
W_{LR}	۱/۶۵	W_{SR}	۱/۷۹ ***
CUSUM	Stable	CUSUMSQ	Stable

***و **و * بیانگر معناداری به ترتیب در ۱۰٪ و ۵٪ و ۱٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده بر اساس مقادیر محاسبه شده خطی و غیرخطی (W_{LR}) و (W_{SR})، یعنی آزمون والد (WL) نشان می‌دهد که چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت اثر غیرخطی الگو معنادار بوده و لذا اثر نامتقارن و غیرخطی مناسب‌ترین الگو جهت تخمین است. در این راستا تأثیر نرخ ارز حقیقی در بلندمدت در دو حالت نرخ ارز حقیقی مثبت ($ln(R_t)^+$) و نرخ ارز حقیقی منفی ($ln(R_t)^-$) بر روی تعادل تجارت

بین ایران و چین مورد بررسی قرار گرفته است. همانگونه که نتایج تخمین نشان می‌دهد ضرایب بلندمدت $ln(R_t)^+$ و $ln(R_t)^-$ به ترتیب برابر ۰/۳۶ و ۰/۹۴- است که این بدین معنی است که در بلندمدت افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش ریال در برابر یوان) کمتر از کاهش نرخ ارز حقیقی بر روی تعادل تجارت ایران و چین تأثیر داشته لذا موجب واردات بیش‌تر نسبت به صادرات به چین شده است. و این بدین معنی است که ۱۰ درصد در افزایش نرخ ارز حقیقی موجب افزایش ۳/۶ درصدی در تعادل تجاری شده است و از دیگر سو ۱۰ درصد کاهش در نرخ ارز حقیقی موجب کاهش ۹/۴ درصدی در تعادل ایران و چین شده است این بدان معنی است که افزایش نرخ ارز حقیقی دارای اثر کمتری از کاهش نرخ ارز حقیقی بر روی تعادل تجارت ایران و چین بوده است این نتایج بیانگر این نکته است که در بلندمدت افزایش نرخ ارز حقیقی اثر کمتری نسبت به کاهش نرخ ارز حقیقی داشته است و با کاهش نرخ ارز حقیقی واردات از چین بیش‌تر از افزایش صادرات ناشی از افزایش نرخ ارز به چین بوده است.

همچنین نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت در دو حالت نرخ ارز حقیقی مثبت ($\Delta ln(R_t)^+$) و نرخ ارز حقیقی منفی ($\Delta ln(R_t)^-$) بر روی تعادل تجارت بین ایران و چین مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج تخمین نشان می‌دهد که، افزایش نرخ ارز حقیقی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر تعادل تجارت داشته ولی کاهش نرخ ارز حقیقی بر تعادل تجارت دو کشور بی‌تأثیر بوده است این در حالی است که این دو متغیر با یک دوره تأخیر در کوتاه‌مدت $\Delta ln(R_{t-1})^+$ و $\Delta ln(R_{t-1})^-$ بر تعادل تجاری تأثیر داشته و در کوتاه‌مدت افزایش نرخ ارز اثر کمتری بر تعادل تجاری را داشته (۱/۲۱ در مقابل ۲/۰۳). این نتیجه مؤید این نکته است که در کوتاه‌مدت هم همانند بلندمدت افزایش نرخ ارز حقیقی موجب افزایش تعادل تجاری گردیده اما در همین دوره کاهش نرخ ارز تعادل تجاری را به سود چین و به میزان بیش‌تری تغییر داده است.

همچنین متغیر تولید صنعتی ایران (IP_t^{IR}) چه در کوتاه‌مدت و چه دربلندمدت بر روی تعادل تجاری ایران و چین بی‌معنی بوده است و این احتمالاً به خاطر این نکته است که حجم عمده تجارت ایران به چین را مواد خام و کالاهای غیرصنعتی تشکیل می‌دهد. از دیگر سو متغیر تولید صنعتی برای چین IP_t^{CH} هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت معنادار بوده و اثر منفی بر تعادل تجارت ایران و چین داشته و موجب گردیده است تا با افزایش این شاخص در چین میزان واردات ایران از چین افزایش یابد و اثر این شاخص در بلند مدت (۲/۸۵) بیش‌تر از کوتاه مدت (۰/۱۵) است ودر هر دو حالت منفی است و دلیل این تأثیر هم این است که عمده واردات ایران از چین را کالاهای صنعتی نهایی یا صنعتی واسطه تشکیل می‌دهد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

نرخ ارز حقیقی در هر کشوری از شاخص‌های اساسی و بنیادی در تعیین درجه رقابت بین‌المللی و تبیین شرایط داخلی حاکم بر اقتصاد آن کشور به شمار می‌رود و آشفتگی و نوسان در عملکرد این شاخص از یک‌سو مبین عدم تعادل در اقتصاد است و از سوی دیگر دلیل بی‌ثباتی بیش‌تر محسوب می‌شود. در واقع این نرخ بیانگر شرایط اقتصادی کشور بوده و عاملی برای مقایسه اقتصاد ملی با اقتصاد سایر ملل است. در واقع نرخ ارز یکی از عوامل تأثیرگذار بر تعادل تجارت است.

نرخ ارز و سیاست‌گذاری‌های ارزی در ایران، همواره یکی از چالش‌های اصلی اقتصاد کشور بوده و تقریباً در تمامی دوره‌ها در محافل گوناگون علمی و سیاست‌گذاری اقتصاد ایران، مباحث مختلف و چالش‌برانگیزی پیرامون نحوه تعیین نرخ ارز و آثار آن بر متغیرهای اقتصادی و بخصوص تجارت خارجی و تعادل تجارت در جریان بوده است. یکی از مباحثی که همواره در جریان تعیین نرخ ارز، توجه و تأکید زیادی بر آن می‌شود، آثار افزایش یا کاهش نرخ ارز بر تراز تجاری است.

در واقع علاوه بر نقش نرخ ارز در اقتصاد و شرایط اقتصادی، نوسانات آن نیز نتایج خاص خود را به همراه دارد. نکته حائز اهمیت، آگاهی از آن است که تغییرات در نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و چه بسا متضاد را در بخش‌های داخلی و خارجی اقتصاد به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت تأثیر مثبت یا منفی قرار دهد. لذا تعیین نرخ ارز نقش مؤثری در صادرات و واردات به تبع آن تنظیم و تعدیل تراز تجاری کشور دارد. این امر در شرایط فعلی اقتصاد کشور، به ویژه پس از اجرای طرح هدفمند کردن یارانه‌ها، افزایش تحریم‌های اقتصادی، جهش نرخ غیررسمی ارز در بازار آزاد و بازگشت به نظام ارزی دو نرخی اهمیت بیش‌تری نیز یافته است. این اثرگذاری به خاطر نقشی است که این نرخ در تعیین قدرت رقابتی تولیدکنندگان داخلی در برابر رقبای خارجی در بازارهای داخلی و خارجی ایفا می‌کند که همه این عوامل در نهایت آثار خود را در میزان تولید و اشتغال بر جای می‌گذارند.

با توجه به اهمیت این موضوع در این پژوهش سعی گردید به بررسی اثر نرخ ارز حقیقی بر تعادل تجاری بین ایران و یکی از بزرگترین شرکای تجاری آن یعنی چین پرداخته شود و با استفاده از روش نامتقارن غیرخطی اثرات افزایشی و کاهشی نرخ ارز حقیقی بر تعادل تجاری دو کشور مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

نتایج برآورد بلندمدت الگو نشان می‌دهد که ضریب نرخ ارز حقیقی در دو حالت مثبت و منفی معنادار بوده و به ترتیب اثر مثبت و منفی بر تعادل تجاری ایران و چین دارد. یعنی افزایش نرخ ارز حقیقی موجب افزایش در تعادل تجاری و کاهش نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش تعادل تجاری این دو کشور می‌شود. همچنین در بلندمدت شاخص تولید صنعتی ایران معنادار نبوده یعنی این متغیر تأثیری بر تعادل تجاری ایران و چین ندارد که این امر می‌تواند ناشی از این باشد که تجارت ایران به چین عمدتاً شامل کالاهای غیرصنعتی است. اما از سوی دیگر ضریب این متغیر برای کشور چین منفی و معنادار بوده یعنی با افزایش این شاخص در چین، میزان واردات ایران از چین افزایش می‌یابد.

به طور کلی نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که از یک سو بر اساس اقتصاد سنجی مناسب‌ترین متد و روش در این گونه مطالعات استفاده از روش نامتقارن و غیرخطی است و از طرف دیگر افزایش نرخ ارز که همان کاهش ارزش ریال در مقابل یوان است در بلندمدت و کوتاه‌مدت موجب بهبود تعادل تجاری ایران در مقابل چین می‌گردد هر چند که اثر بلندمدت بیش‌تر از اثرات کوتاه‌مدت آن اندازه‌گیری گردیده است. اما کاهش ارزش حقیقی یوان موجب می‌شود که این رابطه به سود چین تغییر یابد. همچنین اثر کاهشی نرخ ارز بیش‌تر از اثر افزایشی آن بر تعادل تجارت بین دو کشور بوده که این می‌تواند به علت سهم بالای کالاهای وارداتی چینی و قیمت پایین و غیر قابل رقابتی محصولات چینی بوده و نیز که توان و رقابت کالاهای ایران را حتی با کاهش ارزش پول ملی کاهش می‌دهد، از سوی دیگر با توجه به این که حجم عمده کالاهای صادراتی ایران را مواد خام غیر صنعتی تشکیل می‌دهد لذا شاخص تولیدات صنعتی کشور هیچگونه تأثیری بر بهبود تعادل تجاری ایران نداشته در حالی که تاثیر این شاخص برای چین مثبت است. بنابرین بر مبنای نتایج الگوی برآورد شده در این مقاله، می‌توان پیشنهادات زیر را ارائه داد.

- با حقیقی کردن ارزش ریال در مقابل یوان و اجازه دادن به کاهش ارزش پول ملی همسو با تورم و سایر شاخص ها موجب افزایش رقابت و گسترش تجارت خارجی را فراهم نمود چرا که نرخ ارز، همچنین بر سطح عمومی قیمت‌ها و به تبع آن بر تورم اثرگذار است که این خود از جهتی دیگر می‌تواند بر قدرت رقابتی تولیدکنندگان در بازارهای خارجی اثرگذار باشد، لذا با توجه به پیامدهای گسترده تغییر نرخ ارز در عملکرد اقتصادی کشور، تعیین نرخ ارز و سیاست‌گذاری‌های ارزی از اهمیت بالایی برخوردارند.

- به نظر می‌رسد، برخی سیاست‌های غیرقیمتی همچون تغییرات ساختاری در اعطای تسهیلات و اعتبارات، توسعه بیمه‌ها، سیاست‌های حمایتی از سرمایه‌گذاری‌ها، بهبود فضای کسب و کار، تکیه بر تولیدات با مزیت نسبی بالاتر به دلیل افزایش رقابت‌پذیری در صحنه بین‌المللی به اندازه تغییرات نرخ ارز در بهبود تراز تجاری کشور اهمیت دارند.

- علاوه براین با اطلاع از اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تعادل تجاری، سیاست‌گذاران اقتصادی قادر به پیش‌بینی و اعمال سیاست ارزی مناسب جهت بهبود تعادل تجاری خواهند بود. در این راستا پیشنهاد می‌شود محصولات صنعتی و نیمه صنعتی با ارزش افزوده بالا صادر گردد.

منابع:

- Alam, M.I., & Quazy, R.M. (2003). Determinant of Capital Flight: an Econometric Case Study of Bangladesh. *Review of Applied Economics*, 17, 85-103.
- Ali, D. A., Johari, F., & Alias, M. H. (2014). The Effect of Exchange Rate Movements on Trade Balance: A Chronological Theoretical Review. *Economics Research International*, 2014, 1-7.
- Amini, A. & Zare, S. (2002). The Analysis of the Role of the Real Exchange Rate and its Fluctuations on Iranian Industrial Exports. *Journal of Financial Economics,* 38, 99-120 (In Persian).
- Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, A. (2004). The J-Curve: A Literature Review. *Applied Economics*. 36(13), 1377-1398.
- Bahmani-Oskooee, M., & Aftab, M. (2018). Asymmetric effects of exchange rate changes on the MalaysiaChina commodity trade. *Journal of Economic systems.* 42, 470-486.
- Bahmani-Oskooee, M. & Fariditavana, H. (2015). Nonlinear ARDL Approach, Asymmetric Effects and the J-Curve. *Journal of Economic Studies* 42, 519-530.
- Bahmani-Oskooee, M. & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL Approach and J-Curve Phenomenon. *Open Economic Review*. 27, 51-70.
- Bahmani-Oskooee, M. & Harvay, H. (2010). The J-Curve Malaysia vs. her Major Trading Partners. *Applied Economic,* 42, 1067-1076.
- Bahmani-Oskooee, M., Bose, N. & Zhang, Y. (2018). Asymmetry Cointegration, Nonlinear ARDL and the J-Curve: China Versus her 21 Trading Partners. *Emergin Market Finance Trade,* (forthcoming).
- Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. & Hendry, D.F. (1993). *Ciontegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press.
- Bussiere, M. (2013). Exchange Rate Pass-Through to Trade Prices: the Role of Nonlinearities and Asymmetries. *Oxf. Bull. Econ. Stat*. 75, 731-758.
- Daee, S., Emamverdi, GH & Shayesteh, A. (2014). Studying the Effect of Real Exchange Rate on Non - Oil Exports in Iran. *Journal of Financial Economics*, 8, 151-174 (In Persian).

- Dincer, N., Kandil. M. (2009). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Export: A Sectoral Analysis for Turkey. Economic Research Forum, Working Paper, No.480, pp.1-25.
- Dornbusch, R. (1988). *Open Economy Macroeconomics*, 2nd ed. New York: Basic Books.
- Ebrahimi., M., Kiyani., K., Memarnezhad., A. & Ghafari, F. (2018). Studying Effects of Exchange Rate Fluctuation on Iranian and Chinese Trade Balance with Nonlinear ARDL Approach. *Journal of Financial Economics*, 44, 21-39 (In Persian).
- Hou. P. (2007). Real Exchange Rate and Manufacturing in China. *China Economic Review,* 18(3), 335-353.
- Kazeroni, A., Reza Zadeh, A. & Mohammadpor, S. (2011). Asymmetric Effects of Exchange Rate on Non-Oil Exports of Iran Are a Non - Linear Markov Switching Approach. *Journal of Economic Modelling*, 5, 154-178 (In Persian).
- Ljungqvist., L. (1994). Hysteresis in International Trade: A General Equilibrium Analysis. *Journal of International Money and Finance*, 13(4), 387–399.
- Memarian., E. & Jalaei., A. R. (2007). The Short-Term and Long-Term Effects of Exchange Shocks on Iranian Business Level (Test of the J - Curve Phenomenon Based on a Vector Error Correction Pattern). *Journal of Economic Bulletin*, 2, 45-69 (In Persian).
- Narayan, P.K., Narayan, S. (2004). Estimating Income and Price Elasticity،s of Imports for Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modeling*, 22, 423-438.
- Ngandu.S. (2008). Exchange Rate and Employment. *South Africa Journal of Economics*, 76, 205-221.
- Omojimite, B. & Akpokodje, G. (2010). A Comparative Analysis of the Effect of Exchange Rate Volatility on Exports in the CFA and Non-CFA Countries of Africa. *Social Sciences Journal*, 24, 23-31.
- Pedram., M., Shirinbakhsh., Sh. & Rezaei., B. (2012). Evaluation of Asymmetric Effects of Exchange Rate Fluctuation on Exported Commodity Prices. *Journal of Economic Modelling Research*, 9, 144-166 (In Persian).
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship J. *Applied Economic,* 16, 289-326.
- Rahman, S. & Serletis, A. (2009). The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Exports. *Journal of Macroeconomics*, 31, 500-507.
- Rasekhi, S., Shahrzadi, M. & Abdollahi, M. R. (2012). Asymmetric Effect of the Exchange Rate and its Fluctuation on Non-Oil Exports in Iran. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 7, 81-90 (In Persian).
- Salvatore, D. (2013). *International Economics*. John Wiley & Sons.

- Serenis, D. & Tsounis, N. (2013). Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: The case for Cyprus and Croatia. *Procedia Economics and Finance*, 5, 677-685.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In: Sickels, R., Horrace, W. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Scgmidt: Econometric Methods and Applications*. Springer, 281-314.
- Tayebi, S.K., Yadani, M. & Khanzadi, A. (2010). Iran's Trade Balance and Dynamics of the J Curve Mechanism in Uncertainy. *Journal of Monetary and Banking Research*, 2 (3), 93-114 (In Persian).
- Tavakoli, A., Seyah, M. (2010). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity of the Country. *Journal of Money and Economics*, 4, 59-77 (In Persian).
- Yusoff, M. B. & Sabit, A. H. (2015). The Effects of Exchange Rate Volatility on ASEAN-China Bilateral Exports. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(5), 479-482.