

# تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیر نفتی در ایران

بهزاد سلمانی<sup>۱</sup>

استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز

علی رضازاده<sup>۲</sup>

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۴/۲۴

تاریخ تأیید: ۸۹/۱۰/۲۵

## چکیده

سهم ایران از صادرات جهانی طی سال‌های گذشته چشمگیر نبوده و این امر توسعه صادرات غیر نفتی را در راستای کاهش وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی ضروری ساخته است. نرخ واقعی ارز یکی از متغیرهای مهم مؤثر بر صادرات غیر نفتی است. در این چارچوب بررسی تأثیر رفتار نرخ واقعی ارز بر متغیرهای مختلف اقتصادی از جمله صادرات اهمیت می‌یابد. هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز بر صادرات غیر نفتی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۵۰) می‌باشد. در این راستا، مدل تحقیق با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطا برآورد شد. با توجه به نتایج تخمین، در بلندمدت متغیرهای تولید ناخالص داخلی ایران و خارج تأثیر مثبت و قوی بر صادرات واقعی دارند. متغیر رابطه مبادله تأثیر منفی ولی نسبتاً ضعیف بر صادرات دارد. شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی طی دوره زمانی مورد بررسی تأثیر منفی و نسبتاً قوی بر صادرات داشته است. این نتیجه با مبانی تئوریک تحقیق و بیشتر مطالعات تجربی صورت گرفته در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته سازگار است. توابع عکس‌العمل آنی نیز نتایج فوق را مورد تأیید قرار دادند. بر اساس نتایج به دست آمده توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با اجرای سیاست‌های مناسب اقتصادی بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی را کاهش دهند.

واژگان کلیدی: ایران، صادرات غیر نفتی، نااطمینانی نرخ واقعی ارز

طبقه‌بندی موضوعی: F14, F31

## مقدمه

نرخ واقعی ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورهاست. در یک اقتصاد باز نرخ واقعی ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای اقتصادی، متغیری کلیدی به شمار می‌رود که سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی تأثیرات بسیاری بر آن می‌گذارند. در سال‌های گذشته به دلیل اهمیت موضوع مطالعات فراوانی برای بررسی آثار نرخ واقعی ارز انجام شده است. یکی از موضوعات مهم در این حوزه نوسان‌پذیری و شدت نوسانات نرخ واقعی ارز و تأثیر آن بر عملکرد متغیرهای اقتصاد کلان و به ویژه تجارت خارجی یک کشور است.

1. Email: behsalmani@gmail.com

2. Email: Alirezazadeh63@gmail.com

بررسی روند سهم ایران از حجم تجارت جهانی طی دو دهه اخیر نشان می‌دهد جایگاه نسبی ایران حتی با در نظر گرفتن صادرات نفتی دارای روند نزولی بوده است. این روند با در نظر گرفتن صادرات غیرنفتی بدتر به نظر می‌رسد. بررسی نسبت صادرات ایران به صادرات جهان از سال ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۸ نشان می‌دهد که این سهم در سال ۱۳۶۵ در حدود ۰/۲۴ درصد بوده و با روند صعودی به ۰/۵۲ درصد در سال ۱۳۷۳ رسیده است و بعد از این سال شروع به نزول کرده و با میانگین تقریبی ۰/۳۰ درصد تا سال ۱۳۸۵ روند نزولی خود را ادامه داده است<sup>۱</sup>. بعد از این سال سهم ایران از صادرات جهانی مجدداً شروع به افزایش کرده و با روند صعودی به حدود ۰/۵ درصد در سال ۱۳۸۸ رسیده است<sup>۲</sup>. بنابراین، سهم ایران از صادرات جهانی طی سال‌های گذشته چشمگیر نبوده است. این امر توسعه صادرات غیرنفتی را در راستای کاهش وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی ضروری ساخته است. نرخ واقعی ارز یکی از متغیرهای مهم مؤثر بر صادرات غیرنفتی است. در این چارچوب بررسی تأثیر رفتار نرخ واقعی ارز بر متغیرهای مختلف اقتصادی از جمله صادرات اهمیت می‌یابد. نتایج مطالعاتی از این دست، سیاست‌گذاران را در اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی یاری می‌کند.

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی در ایران می‌باشد. بر این اساس سؤال اصلی مطالعه این است: نوسان‌پذیری نرخ ارز چه تأثیری بر صادرات غیرنفتی دارد؟ سازماندهی مقاله به شکل زیر است: پس از مقدمه در بخش دوم ادبیات موضوع مرور و در بخش سوم مدل تحقیق و روش تخمین معرفی شده است. بخش چهارم به یافته‌های تجربی و تحلیل نتایج اختصاص یافته است. سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری کلی و توصیه سیاستی تحقیق ارائه شده است.

## ۱- مرور ادبیات موضوع

در این بخش، مبانی نظری و مطالعات تجربی موضوع مرور می‌شوند.

### ۱-۱- مبانی نظری

تغییرات و تحولات نظام‌های ارزی در چند دهه گذشته سبب شده است که در عصر حاضر مقوله نرخ واقعی ارز بیش از گذشته به عنوان متغیری کلیدی در سیاست‌های اقتصادی خودنمایی کند. چنانچه نرخ واقعی ارز به طور مناسب و در مسیر تعادلی تنظیم شود می‌تواند منشأ آثار مثبتی بر اقتصاد باشد و برعکس انحراف و شدت نوسانات آن، می‌تواند آثار منفی بر عملکرد اقتصاد بگذارد.

۱. آمار فوق از تقسیم صادرات ایران به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ بر حسب دلار آمریکا به صادرات کل جهان به دست آمده است (Source: WDI2008).

۲. آمار و اطلاعات منتشره از سوی اتاق بازرگانی و صنایع و معادن ایران

فروپاشی نظام ارزی بر تون - وودز منجر به نوسانات معنی‌دار در نرخ‌های ارزی واقعی و واقعی شد. آزادسازی جریان بین‌المللی سرمایه و افزایش تراکنش‌های مالی بین‌المللی، نوسانات نرخ‌های ارز را بیشتر کرد. افزایش نوسانات نرخ ارز به طور وسیعی، اثرات تعیین‌کننده بر تجارت بین‌الملل دارد به ویژه بر روی اقتصادهایی که بازارهای سرمایه توسعه نیافته و سیاست‌های اقتصادی بی‌ثبات دارند اثر اقتصادی منفی دارد (Prasad et al, 2003).

مدل‌های نظری تعادل جزئی نشان می‌دهند که به طور قطعی نوسان‌پذیری نرخ ارز بر روی تجارت تأثیر منفی دارد به ویژه مواقعی که مقابله با تجارت غیرممکن یا هزینه‌بر است. این امر برای بنگاه‌های ریسک‌گریزی که مجبور هستند در مورد تجارت به هنگام نوسان‌پذیری نرخ ارز تصمیم بگیرند بیشتر صادق است (Hooper & Kohlhaben, 1978); (Clark, 1973).

این مبانی نظری، در بسیاری از کشورهای توسعه یافته نوپا که به خوبی بازارهای مالی خود را توسعه داده‌اند، نیز می‌تواند به کار برده شود. در چنین وضعیتی، تغییرات سود بنگاه به نرخ ارز واقعی بستگی دارد. اگر هدف بنگاه حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری سود باشد، آنگاه نوسان‌پذیری بالای نرخ ارز منجر به کاهش صادرات، به منظور حداقل‌سازی ریسک خواهد شد. با این حال، نتایج مطالعات تئوریک آشکار ساخت که این پیش‌بینی بر فرض‌های محدود کننده‌ای در مورد شکل تابع مطلوبیت مبتنی است (Dellas & Zilberfarb, 1993); (De Grauwe, 1988).

حتی تحت درستی فرضیه ریسک‌گریزی و کاهش محدودیت‌ها، تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر تجارت مبهم می‌باشد. دی‌گرو<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) اشاره کرد که افزایش در ریسک دارای اثر جاننشینی و درآمدی است. اثر جاننشینی، درصد کاهش در فعالیت‌های صادراتی به ازای افزایش ریسک نرخ ارز می‌باشد، به نحوی که موجب ترغیب فعالان اقتصادی، جهت انتقال فعالیت‌های صادراتی خود از فعالیت‌های با ریسک زیاد به فعالیت‌های با ریسک پایین می‌شود. از طرف دیگر، اثر درآمدی، زمانی که مطلوبیت انتظاری درآمدهای صادراتی در نتیجه افزایش ریسک ارز کاهش می‌یابد، باعث انتقال منابع به بخش صادرات می‌شود. از این رو، اگر اثر درآمدی بر اثر جاننشینی غلبه کند، نوسان‌پذیری نرخ ارز اثر مثبت بر روی فعالیت‌های صادراتی خواهد داشت<sup>۲</sup>.

علاوه بر این، افزایش در نوسان‌پذیری نرخ ارز می‌تواند فرصت سودآوری برای بنگاه‌ها ایجاد کند، به شرط آنکه، آن‌ها بتوانند با ایجاد محدودیت‌هایی خود را از آثار منفی محافظت کنند و یا آنکه توانایی تعدیل حجم تجارت را با تغییر نرخ ارز داشته باشند. فرانک<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) و سرکو و

1. De Grauwe

۲. در این مبحث منظور از افزایش ریسک، نوسان‌پذیری نرخ ارز می‌باشد.

3. Franke

وانهول<sup>۱</sup> (۱۹۹۲). توضیح می‌دهند که افزایش در نوسان‌پذیری نرخ ارز می‌تواند ارزش بنگاه‌های صادراتی را افزایش و بنابراین فعالیت‌های صادراتی را ارتقاء دهد. دی‌گرو (۱۹۹۴) نشان می‌دهد که افزایش در نوسان‌پذیری نرخ ارز می‌تواند تولید و بنابراین حجم تجارت را افزایش دهد، به شرط آنکه بنگاه بتواند تولید خود را در واکنش به تغییرات قیمت تعدیل کند. برول و فکورت<sup>۲</sup> (۱۹۹۹) توضیح می‌دهند که یک بنگاه بین‌المللی با بازار عظیم داخلی می‌تواند به وسیله تخصیص مجدد تولیداتش در بین بازار داخلی و بازارهای خارجی از تغییر نرخ ارز، سود به دست آورد. بنابراین، نوسان‌پذیری بالا می‌تواند سود بالقوه تجارت بین‌المللی را افزایش دهد.

از دید اقتصاد سیاسی، برادا و مندز<sup>۳</sup> (۱۹۸۸)، خاطر نشان می‌کنند که تغییر نرخ ارز تعدیل تراز پرداخت‌ها را در زمان وقوع شوک خارجی تسهیل می‌کند و بنابراین استفاده از محدودیت‌های تجاری و کنترل‌های سرمایه‌ای را برای رسیدن به تعادل کاهش می‌دهد و این تجارت بین‌الملل را تقویت می‌کند. به طور خلاصه، نتایج تئوریک مشروط بر فرض‌هایی هستند که در مورد نوع نگرش به ریسک، شکل‌های تبعی، نوع بازرگانان، وجود هزینه‌های تعدیل، ساختار بازار و دسترسی به فرصت‌های ایجاد محدودیت در نظر گرفته می‌شود. در نهایت، رابطه بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و جریان تجارت به لحاظ تئوریک نامعین می‌باشد. بنابراین، جهت و مقدار تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر تجارت بیشتر یک بحث تجربی است تا نظری.

در خصوص اینکه نوسان‌پذیری نرخ ارز، عملکرد اقتصادی را به چه صورت تحت تأثیر قرار می‌دهد، دو دسته تئوری اقتصادی وجود دارد. یک رشته از این تئوری‌ها به بررسی اینکه چگونه اقتصاد داخلی نسبت به شوک‌های پولی داخلی و خارجی تحت رژیم‌های مختلف نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد و گروه دوم تئوری‌ها به بررسی اینکه چگونه نوسان‌پذیری نرخ ارز، انعطاف‌پذیری تجارت بین‌المللی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، پرداخته‌اند. مطالعات مختلفی بیان‌کننده این ابهامات در تئوری می‌باشند. آریتوتلوس<sup>۴</sup> (۲۰۰۱) و مک‌کنزی<sup>۵</sup> (۱۹۹۸) دریافتند که شاهد قوی برای ارتباط بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و تجارت وجود ندارد. کوری و لاستراپس<sup>۶</sup> (۱۹۸۹) و چاودوری<sup>۷</sup> (۱۹۹۳)، شواهدی مطرح کردند مبنی بر اینکه نوسان‌پذیری نرخ ارز منجر به کاهش حجم تجارت خارجی می‌شود. کلین<sup>۸</sup> (۱۹۹۰) نیز شواهدی مبنی بر اینکه نوسان‌پذیری نرخ ارز

---

1. Sercu & Vanhull  
 2. Broll & Fckwert  
 3. Brada & Mendez  
 4. Aristotelous  
 5. Mckenzie  
 6. Koray & Lastrapes  
 7. Chowdhury  
 8. Klein

تأثیر مثبت بر روی جریان تجارت دارد مطرح کرده است. همچنین چندین مطالعه وجود دارد که رابطه منفی بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و تجارت بین‌المللی را در کشورهای در حال توسعه نشان داده‌اند (کرمی و زیبایی، ۱۳۸۷: ۶۱).

به‌رغم اختلاف نظر در خصوص رابطه بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و تجارت، می‌توان انتظار داشت که به یکی از دلایل زیر، نوسان‌پذیری نرخ ارز تأثیر منفی بر تجارت خارجی داشته باشد:

۱- اگر تاجران ریسک‌گریز باشند، برای کاهش زیان و یا پرهیز از آن، فعالیت‌های تجاری خود را در صورت نوسان‌پذیری نرخ ارز کاهش می‌دهند.

۲- نوسان‌پذیری نرخ ارز می‌تواند از راه نامطمئن ساختن قیمت‌ها و سود، به طور مستقیم بر حجم تجارت اثر بگذارد.

۳- در صورت تداوم نوسان‌پذیری نرخ ارز طی دوره زمانی طولانی، تولیدکنندگان داخلی به جای خرید از منابع داخلی به منابع خارجی روی می‌آورند و بنابراین حجم تجارت کاهش خواهد یافت.

۴- نوسان‌پذیری نرخ ارز بر حجم تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مستقیم دارد و حجم تجارت را می‌تواند کاهش دهد (همان، به نقل از Rodrik, 2000).

#### ۲-۱- مروری بر مطالعات تجربی

چری کی<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطا رابطه بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و تجارت را در دهه ۱۹۹۰ برای اندونزی بررسی کرده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی بر روی صادرات و واردات این کشور در طول دوره مورد مطالعه داشته است. آریز و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی (۱۹۷۳-۱۹۹۸) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر جریان صادرات را در ۱۰ کشور در حال توسعه مورد تحلیل قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی هانسن و مدل تصحیح خطا به این نتیجه رسیده‌اند که بی‌ثباتی نرخ ارز هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر تقاضای صادرات داشته است. آزمون‌های پایداری نیز پایداری نتایج به دست آمده را مورد تأیید قرار داده‌اند.

اوزتورک و آجاراوجی<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه (۱۹۸۹:۰۱-۲۰۰۲:۰۸) به بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز در ترکیه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌دار بر روی صادرات در طول دوره زمانی مورد بررسی

---

1. Cherry Qi  
2. Arize et al  
3. Ozturk & Acaravci

داشته است. بوآگ و فاگرنگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از مدل VAR رابطه علیت بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و صادرات را در نروژ مورد بررسی قرار داده‌اند. شاخص ناطمینانی نرخ ارز در این مطالعه با استفاده از مدل GARCH محاسبه شده است. نتایج بیانگر عدم وجود رابطه علیت بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و صادرات در این کشور می‌باشد.

سوریک<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه (۱۹۹۶:۱-۲۰۰۶:۱۲) تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات را برای کرواسی مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه شاخص ناطمینانی نرخ ارز با استفاده از مدل ARCH محاسبه شده و سپس با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطا، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآورد شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که یک رابطه بلندمدت منفی و ضعیف بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و صادرات وجود داشته است. چیت و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۲۵ سال، رابطه بین نوسان‌پذیری نرخ ارز و صادرات را در ۵ کشور آسیای شرقی مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی پانل دیتا و تکنیک هم‌انباشتگی در داده‌های پانل به این نتیجه رسیده‌اند که نوسان‌پذیری نرخ تأثیر منفی و قوی بر صادرات در این کشورها داشته است.

فانگ و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای نامتقارن بودن تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات را در هشت کشور آسیایی مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعه که با استفاده از داده‌های ماهانه صادرات دوجانبه این هشت کشور با آمریکا و نرخ ارز واقعی برای دوره زمانی (۲۰۰۳-۱۹۷۹) انجام یافته است، نشان می‌دهد که رفتار نرخ ارز از الگوی GARCH (1,1) تبعیت می‌کند و کاهش و افزایش نرخ ارز تأثیر متفاوتی بر صادرات این کشورها داشته است: این اثر در برخی کشورهای مورد بررسی منفی و در برخی دیگر مثبت بوده است.

هژبر کیانی و نیک‌اقبالی (۱۳۷۹) اثر نوسانات نرخ ارز و عدم تعادل آن بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی ایران را طی دوره زمانی (۱۳۷۶-۱۳۴۵) بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی بیانگر آن است که نوسانات نرخ واقعی ارز، انحراف آن از مسیر تعادلی‌اش و فشار تقاضای داخلی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی اثر منفی دارند و قیمت نسبی محصولات صادراتی کشاورزی و تغییرات ناگهانی در تولیدات کشاورزی و پیشرفت‌های فنی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی اثر مثبت دارند.

---

1. Boug & Fagrenge  
2. Soric  
3. Chit et al.  
4. Fang et al

شاکری (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی در ایران» با استفاده از روش ARDL به بررسی عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات غیرنفتی پرداخته‌است. وی با مقایسه توصیفی وضعیت صادرات غیرنفتی در طول دوره زمانی (۱۳۸۰-۱۳۴۰)، نشان می‌دهد عوامل قیمتی مانند نرخ ارز و تورم و نیز عوامل غیرقیمتی مانند بهره‌وری بر صادرات غیرنفتی تأثیر دارند.

تقوی و نعمتی‌زاده (۱۳۸۳) با استفاده از روش VAR در پی بررسی اثرات متغیرهایی مانند نرخ ارز، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بر صادرات غیرنفتی برای دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۰ بوده‌اند. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد که نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی بر صادرات غیرنفتی اثر مستقیم داشته‌اند. ولی اثر نرخ تورم بر صادرات غیرنفتی معنی‌دار نبوده‌است. همچنین در این مطالعه با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی به پیش‌بینی صادرات غیرنفتی برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱ پرداخته شده‌است.

کریمی و زیبایی (۱۳۸۷) طی مطالعه‌ای اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی را در چند کشور منتخب بررسی کرده‌اند. در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی در ابتدا با استفاده از معیار انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) نوسان‌پذیری نرخ ارز تعیین گردیده‌است. سپس به منظور بررسی عرضه صادرات پسته و خرما به روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) که یکی از روش‌های تحلیل هم‌انباشتگی است، به کار گرفته شده‌است. نتایج حاصل از بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نشان می‌دهد که نوسان‌پذیری نرخ ارز دارای اثرات متفاوتی بر روی میزان صادرات محصول ذکر شده به کشورهای مختلف می‌باشد.

احسانی و همکاران (۱۳۸۸) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی اقتصاد ایران را طی دوره زمانی (۱۳۳۸-۱۳۸۳) مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه برای کمی کردن بی‌ثباتی نرخ ارز از دو شاخص انحراف معیار شرطی و انحراف معیار میانگین متحرک استفاده شده‌است. روش اقتصادسنجی مورد استفاده نیز روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) می‌باشد. بر اساس یافته‌های تجربی، اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی مورد تأیید قرار گرفته‌است.

## ۲- معرفی مدل تحقیق و روش تخمین

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات در ایران می‌باشد. برای این منظور از مدل چیت و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) استفاده شده‌است:<sup>۲</sup>

1. Chit et al

۲. این مدل نیز مبتنی است بر Bergsterand (1989) و Aristotelous (2001)

$$LEX_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LGDP_t^* + \beta_3 LTOT_t + \beta_4 LVOL_t + u_t \quad (1)$$

به طوری که EX نشان‌دهنده صادرات (غیرنفتی) واقعی بوده و GDP، GDP\*، TOT و VOL به ترتیب نشان‌دهنده، تولید ناخالص داخلی واقعی ایران، تولید ناخالص داخلی واقعی خارج (آمریکا)<sup>۱</sup>، رابطه مبادله (قیمت‌های نسبی) و شاخص نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی می‌باشند. تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی هستند.

آمار و اطلاعات متغیرهای مربوط به ایران به صورت سری زمانی سالانه (۱۳۸۵-۱۳۵۰) از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده و تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت تولیدکننده آمریکا از بانک جهانی (۲۰۰۸)<sup>۲</sup> استخراج شده است. متغیرهای تولید ناخالص داخلی، صادرات و نرخ ارز به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشند. متغیر نرخ ارز واقعی از حاصل ضرب نرخ ارز اسمی در نسبت شاخص قیمت تولیدکننده آمریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به دست آمده است.<sup>۳</sup> نرخ ارز اسمی نیز نرخ بازار غیررسمی بوده و به صورت قیمت داخلی پول خارجی تعریف شده است. رابطه مبادله نیز به صورت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای وارداتی (به قیمت پایه ۱۳۷۶) تعریف شده است.

برای محاسبه شاخص نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی از مدل ARCH و GARCH استفاده می‌شود. مدل‌های خودرگرسیون تحت شرایط ناهمسانی واریانس<sup>۴</sup> از مهم‌ترین مدل‌هایی هستند که در شاخه‌های مختلف اقتصادسنجی و به ویژه تجزیه و تحلیل بازارهای مالی و ارزی جهت برآورد شاخص‌های ناطمینانی و بی‌ثباتی استفاده می‌شوند.<sup>۵</sup>

برای تخمین مدل تحقیق از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن<sup>۶</sup> استفاده می‌شود.<sup>۷</sup> بدین ترتیب که با استفاده از این تکنیک وجود و یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل مورد آزمون قرار گرفته و در صورت وجود رابطه بلندمدت، بردار هم‌انباشتگی استخراج می‌شود. در مرحله بعد با استفاده از مدل تصحیح خطا رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها برآورد گردیده و سرعت تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به سمت رابطه تعادلی بلندمدت مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۱. در مطالعات تجربی معمولاً از کشور آمریکا به عنوان خارج استفاده می‌شود.

2. World Bank (2008)

۳. دلیل استفاده از شاخص قیمتی تولیدکننده به جای شاخص قیمتی مصرف‌کننده آمریکا این است که این شاخص کالاها و خدمات تجاری بیشتری را در مقایسه با شاخص بهای مصرف‌کننده آمریکا در بر می‌گیرد (Reyes et al, 2004: 7).

4. Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

۵. برای مطالعه بیشتر به اندرز (۱۳۸۶) صص (۲۶۴-۲۵۴) مراجعه شود.

6. Johansen

۷. برای مطالعه بیشتر به کتاب‌های اقتصادسنجی کاربردی مراجعه شود.



## ۳- یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج تحقیق

در مرحله اول، برای تخمین شاخص نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز، از مدل خودرگرسیون تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود. قبل از تخمین مدل GARCH، لازم است مدل ARIMA برای متغیر لگاریتم نرخ واقعی ارز تخمین زده شود. همچنین قبل از مدل‌سازی ARIMA لازم است مرتبه انباشتگی متغیر بررسی شود. نتایج بررسی ایستایی متغیر لگاریتم نرخ واقعی ارز نشان داد که این متغیر روند - ایستا می‌باشد<sup>۱</sup>. به عبارت دیگر در سطح ایستا بوده و مدل‌سازی ARIMA باید با استفاده از سطح این متغیر صورت گرفته و تخمین زده شود.

نمودار همبستگی نگار لگاریتم نرخ واقعی ارز، نشان می‌دهد که مقدار آماره AC در وقفه‌های

۱-۵ از لحاظ قدر مطلق بیشتر از مقدار بحرانی که از رابطه  $\frac{1}{\sqrt{N}} \cdot \frac{\alpha}{2} = \varepsilon$  برابر با ۰/۳۳۱ محاسبه شده است، می‌باشد. همچنین مقدار آماره PAC در وقفه‌های ۱ و ۶ از لحاظ قدر مطلق بیشتر از مقدار بحرانی محاسبه شده (۰/۳۳۱) می‌باشد. با توجه به اینکه در مدل ARIMA در حالت‌هایی که با استفاده از وقفه‌هایی به جز وقفه اول AR تخمین زده شده است، ضرایب AR و MA معنی‌دار نبوده و یا با مشکل عدم رفع خود همبستگی و یا عدم وجود ناهمسانی واریانس مواجه هستیم. بنابراین بهترین حالت برای تخمین مدل ARIMA با استفاده از AR(1) به دست آمده است (ARIMA (1,0,0) که به صورت زیر می‌باشد:

$$LRER = 8.51 + 0.89LRER(-1)$$

$$(25.9) \quad (13.61) \quad (2)$$

$$R^2=0.85, \quad F=92.67$$

در رابطه (۲) ضرایب داخل پرانتز مقادیر آماره آزمون t استیودنت را نشان می‌دهد که برای ضریب خودرگرسیو مرتبه اول (AR(1)) برابر با ۱۳/۶۱ بوده و معنی‌دار می‌باشد. نتایج آزمون پایایی جمله اختلال در جدول (۱) گزارش شده است:

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی جمله اختلال

مقدار آماره آزمون ADF		نام متغیر
در سطح (با عرض از مبدأ و روند زمانی)	در سطح (با عرض از مبدأ)	
-۴/۹۸	-۴/۹۸	e (جمله اختلال)
-۳/۵۵	-۲/۹۵	مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی‌داری ۵٪

منبع: محاسبات تحقیق

۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و پرون در ضمیمه مطالعه ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول (۱) می‌توان بیان کرد که برای جمله اختلال، مقدار آماره آزمون ADF از مقادیر بحرانی مک کینون در سطح معنی‌دار ۵٪ بزرگ‌تر بوده و فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی جمله اختلال رد می‌شود. در مرحله بعد، باید با استفاده از آزمون کلی خود همبستگی<sup>۱</sup> وجود و یا عدم وجود خود همبستگی بین اجزای جملات اختلال برای مدل ARIMA پیش‌بینی شده، بررسی شود. نتایج بررسی وجود خود همبستگی بین اجزای جملات اختلال در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول (۲): نتایج آزمون خود همبستگی بین جملات اختلال

آماره آزمون	F	LM
مقدار آماره آزمون	۰/۵۷	۰/۶۳
مقدار احتمال (pv)	(۰/۴۵)	(۰/۴۲)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲) می‌توان بیان کرد که با وارد نمودن خود رگرسیو مرتبه اول، خود همبستگی بین جملات اختلال رفع شده است، زیرا مقادیر آماره‌های آزمون F و LM به ترتیب برابر با ۰/۵۷ و ۰/۶۳ بوده که از مقادیر بحرانی کوچک‌تر می‌باشند. لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی بین اجزای جملات اختلال در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ رد نمی‌شود. مرحله بعدی در تخمین مدل GARCH برای بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، نشان دادن ناهمسانی واریانس در جملات اختلال معادله ARIMA برآورد شده می‌باشد. نتایج بررسی وجود و یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در جمله اختلال در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اختلال

آماره آزمون	F	LM
مقدار آماره آزمون	۳/۰۴	۲/۹۴
مقدار احتمال (pv)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳) می‌توان بیان کرد که مقادیر احتمال آماره های آزمون F و LM به ترتیب برابر با ۰/۰۹ و ۰/۰۸ بوده که در ناحیه عدم پذیرش فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس بین اجزای جملات اختلال قرار می‌گیرد و یا به عبارت دیگر بین اجزای جملات اختلال در سطح ۱۰٪، ناهمسانی واریانس وجود دارد.

مرحله پایانی برای برآورد شاخص نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اختلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. نتایج تخمین مدل به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = 0.0055 + 0.90 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3)$$

(1.43) (2.97)

رابطه (۳)، مدل GARCH(1,0) می‌باشد. رابطه برآورد شده (۳)، شرط لازم و کافی برای مدل GARCH را بر اساس مبانی نظری و تئوریک آن تأمین می‌نماید. زیرا شرط لازم برای اینکه مدل GARCH پایای ضعیف باشد، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچک‌تر از یک باشد که در رابطه برآوردی نیز مجموع ضرایب برابر با  $0.9$  و کوچک‌تر از یک می‌باشد. به بیان دیگر، شرط لازم برای اینکه شوک‌های وارده به جملات اختلال پایدار نباشد، این است که مجموع ضرایب مدل GARCH کوچک‌تر از یک باشد. شرط کافی برای مدل GARCH این است که عرض از مبدأ مثبت بوده<sup>۱</sup> و ضریب واریانس شرطی جمله اختلال مثبت و معنی‌دار باشد که رابطه برآوردی (۳) این شرط را نیز تأمین نموده است. بنابراین با توجه به تأمین شرایط لازم و کافی مدل GARCH، رابطه (۳) نسبت به سایر مدل‌های دیگر مدل مناسبی می‌باشد. جدول (۴) مناسب بودن مدل GARCH(1,0) را نشان می‌دهد:

جدول (۴): نتایج تعیین مدل مناسب GARCH

مدل	مدل	مدل	مدل	مدل	مدل
GARCH(2,1)	GARCH(1,2)	GARCH(0,1)	GARCH(1,0)	GARCH(1,1)	
منفی و معنی‌دار نبودن ضریب $\sigma_{t-1}^2$ و معنی‌دار نبودن ضرایب $\varepsilon_{t-1}^2$ و $\varepsilon_{t-2}^2$	منفی و معنی‌دار نبودن ضریب $\sigma_{t-1}^2$	منفی بودن ضریب $\sigma_{t-1}^2$	مثبت بودن عرض از مبدأ و مثبت، کوچک‌تر از یک و معنی‌دار بودن ضریب $\varepsilon_{t-1}^2$	معنی‌دار نبودن ضریب $\sigma_{t-1}^2$	توضیحات

منبع: محاسبات تحقیق

۱. در شرایطی که ضریب عرض از مبدأ معنی‌دار نباشد نباید این جزء را حذف کرد، زیرا اگر عرض از مبدأ مدل صفر باشد؛ مقدار واریانس در بلندمدت صفر خواهد بود؛ در نتیجه مثبت بودن ضریب عرض از مبدأ برای پایداری نوسانات شرطی لازم می‌باشد (Enders, 2004: 126).

با توجه به نتایج جدول (۴)، مناسب‌ترین مدل برای برآورد شاخص نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز، مدل  $GARCH(1,0)$  می‌باشد. در مرحله بعد، قبل از بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل لازم است مرتبه پایایی لگاریتم متغیر شاخص نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز تعیین شود. نتایج بررسی پایایی این متغیر در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول (۵): بررسی پایایی شاخص بی ثباتی نرخ واقعی ارز

مقدار آماره آزمون ADF		نام متغیر
در سطح (با عرض از مبدأ و روند زمانی)	در سطح (با عرض از مبدأ)	
-۳/۷۵	-۳/۱۹	LVOL
-۳/۵۵	-۲/۹۵	مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی‌داری ۰/۰۵

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج آماره آزمون ADF می‌توان بیان کرد که لگاریتم شاخص نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز در سطح پایا می‌باشد؛ لذا مرتبه جمعی این متغیر صفر می‌باشد. در مرحله بعد، مرتبه پایایی سایر متغیرهای مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج در جدول (۶) گزارش شده است. با توجه به نتایج جدول (۶)، متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران و لگاریتم رابطه مبادله پایا از مرتبه ۱ می‌باشند. متغیر تولید ناخالص داخلی خارج نیز پایا در سطح با عرض از مبدأ و روند زمانی است.

جدول (۶): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل

آماره آزمون ADF				نام متغیر
تفاضل مرتبه اول		سطح		
با عرض از مبدأ و روند زمانی	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند زمانی	با عرض از مبدأ	
-۳/۸۳	-۳/۸۸	-۱/۰۲	-۰/۳۹	LGDP
-۴/۶۱	-۴/۷۰	-۵/۰۷	-۰/۳۶	LGDP*
-۴/۲۰	-۴/۲۳	-۲/۲۳	-۱/۶۱	LTOT
-۳/۵۵	-۲/۹۵	-۳/۵۴	-۲/۹۵	مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی‌داری ۰/۰۵

منبع: محاسبات تحقیق

در این مرحله برای بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، از روش هم‌انباشتگی جوهانسن استفاده می‌گردد. دلیل استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن این است که این روش بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را در نظر گرفته و در صورت استفاده از این روش تخمین زنده‌ها دارای کارایی مجانبی خواهند بود. برای تخمین رابطه بلندمدت با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن لازم است ابتدا مرتبه بهینه مدل<sup>۱</sup> VAR با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه مشخص شده، سپس رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و در نهایت با استفاده از آماره‌های آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه، تعداد بردار و یا بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل معین شود.

برای بررسی سرعت تعدیل خطای تعادل کوتاه مدت به سمت رابطه تعادلی و بلندمدت نیز از مدل<sup>۲</sup> VECM استفاده می‌شود. با توجه به ارائه مراحل تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، در این قسمت با استفاده از نرم افزار Eviews 6 به تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته می‌شود:

#### مرحله (۱)، تعیین مرتبه بهینه مدل VAR با استفاده از معیارهای تعیین وقفه

در این مرحله لازم است مرتبه بهینه مدل خود رگرسیون برداری با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه معین گردد. تعیین وقفه بهینه باید بر اساس تعداد متغیرهای مدل و حجم نمونه صورت گیرد. با توجه به اینکه حجم نمونه در این مطالعه برابر ۳۵ مشاهده و کمتر از ۱۰۰ می‌باشد، لذا برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز - بیزین استفاده شده است. نتایج تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای مدل در جدول (۷) ارائه شده است:

جدول (۷): تعیین تعداد وقفه بهینه مدل VAR

تعداد وقفه	مقدار آماره شوارتز - بیزین (SBC)
۰	۰/۸۲
۱	-۶/۲۱
۲	-۵/۶۰
۳	-۵/۴۷

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه در جدول (۷) کمترین مقدار آماره شوارتز - بیزین در وقفه اول به دست آمده است، می‌توان بیان کرد که وقفه بهینه مدل VAR، برابر ۱ می‌باشد.

1. Vector Auto Regressive  
2. Vector Error Correction Model

مرحله (۲): تعیین تعداد بردارهای همگرایی بین متغیرهای مدل

در این مرحله، تعداد بردارهای همگرایی بین متغیرهای مدل با استفاده از روش سوم (وجود عرض از مبدأ و عدم وجود روند زمانی در بردار هم‌انباشتگی) و به وسیله آماره‌های آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه تعیین شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول‌های (۸) و (۹) ارائه شده است:

جدول (۸): آزمون ماتریس اثر ( $\lambda trace$ )

فرضیه	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح	ارزش احتمال در سطح
$r = 0^*$	$r \geq 1$	۹۲/۱۳	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰۳
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۴۷/۶۵	۴۷/۸۵	۰/۰۰۶
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۲۰/۰۴	۲۹/۷۹	۰/۴۱

× معرف رد فرضیه صفر در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۹): آزمون حداکثر مقادیر ویژه ( $\lambda max$ )

فرضیه	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح	ارزش احتمال در سطح
$r = 0^*$	$r = 1$	۴۴/۴۷	۳۳/۸۷	۰/۰۰۱۹
$r \leq 1^*$	$r = 2$	۲۷/۶۰	۲۷/۵۸	۰/۰۰۴
$r \leq 2$	$r = 3$	۱۲/۴۱	۲۱/۱۳	۰/۵۱

× معرف رد فرضیه صفر در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جداول (۸) و (۹)، تعداد بردارهایی که توسط آماره آزمون ماتریس اثر به دست آمده، برابر یک بردار و تعداد بردارهایی که توسط آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه به دست می‌آید، برابر دو بردار می‌باشد. حال با توجه به اینکه آماره آزمون ماتریس اثر تعداد بردارهای کمتری را اعلام می‌کند پس برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی، این آماره آزمون، ملاک انتخاب قرار می‌گیرد.

مرحله (۳)، تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل و برآورد مدل VECM در این مرحله، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب می‌شود. در انتخاب بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل، لازم است توجه شود که بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و همچنین ضرایب بردار از لحاظ آماری معنی‌دار باشند. بردار بهینه انتخاب شده در این مطالعه به صورت جدول (۱۰) می‌باشد:

جدول (۱۰): تخمین بردار همگرایی

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت
×LEX	۱	-----	-----
LGDP	-۱/۲۷	۰/۴۹	-۲/۵۹
LGDP*	-۱/۱۶	۰/۵۲	-۲/۳۳
LTOT	۰/۲۷	۰/۱۴	۱/۸۵
LVOL	۰/۹۶	۰/۱۰	۹/۶

× معادله هم‌انباشتگی نسبت به LEX نرمالیزه شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول فوق، معادله هم‌انباشتگی (رابطه تعادلی بلندمدت) به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$LEX = 15.11 + 1.27LGDP + 1.16GDP^* - 0.27LTOT - 0.96LVOL \quad (۴)$$

(2.59)      (2.33)      (-1.85)      (-9.6)

با توجه به نتایج فوق، می‌توان بیان کرد که نوسان‌پذیری نرخ واقعی ارز و قیمت‌های نسبی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر صادرات بوده است؛ در حالی که متغیرهای تولید ناخالص داخلی ایران و تولید ناخالص داخلی خارج تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی واقعی ایران دارند. بر اساس مقدار آماره آزمون t استیودنت (که در داخل پرانتز در زیر ضرایب برآورد شده مشخص شده است) همه ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری نیز معنی‌دار هستند.

همان طور که در قسمت مبانی نظری اشاره شد تأثیر نوسان پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی مبهم بوده و به عبارتی هم می‌تواند تأثیر منفی بر صادرات داشته باشد و هم تأثیر مثبتی بر آن بگذارد. ولی همچنان که در بخش پایانی مبانی نظری ذکر شد، احتمال تأثیر منفی آن بیشتر است که نتایج این مطالعه نیز این موضوع را تأیید می‌کند. همچنین نتایج به دست آمده با نتایج اکثر مطالعات تجربی از قبیل چری کی (۲۰۰۲)، آریز و همکاران (۲۰۰۳)، سوریک (۲۰۰۷) و چیت و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) سازگار است، چرا که در مطالعات مذکور نیز نااطمینانی نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر تجارت خارجی یا صادرات داشته است. به طور خلاصه می‌توان گفت که به ازای یک درصد افزایش در متغیرهای تولید ناخالص داخلی ایران و تولید ناخالص داخلی خارج، صادرات واقعی به ترتیب به اندازه ۱/۲۷ درصد و ۱/۱۶ درصد افزایش می‌یابد؛ در حالی که یک درصد افزایش در متغیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و قیمت‌های نسبی (رابطه مبادله) به ترتیب باعث کاهش صادرات واقعی به میزان ۰۰/۹۶ درصد و ۰/۲۷ می‌شود. ضرایب مذکور بیانگر کشش صادرات نسبت به متغیرهای توضیحی بوده و نشان می‌دهند که حساسیت صادرات واقعی نسبت به متغیرهای تولید ناخالص داخلی ایران و خارج بیشتر از سایر متغیرها می‌باشد. کشش صادرات واقعی نسبت به شاخص نوسان پذیری نرخ ارز در حدود یک می‌باشد که این نشان از حساسیت قابل ملاحظه صادرات نسبت به شاخص نوسان پذیری نرخ ارز دارد. متغیر رابطه مبادله یا به عبارت دیگر قیمت‌های نسبی از بین متغیرهای فوق کمترین تأثیر را بر صادرات واقعی داشته است.

جدول (۱۱): تخمین مدل VECM

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت
$\Delta L(EX)$	-----	-----	-----
Intercept (عرض از مبدأ)	۰/۰۳۸	۰/۰۰۶	۶/۳۳
Ecm(-1)	-۰/۱۰	۰/۰۱۶	-۶/۲۵
$R^2 = 0.54$ و $\bar{R}^2 = 0.42$			

منبع: محاسبات تحقیق

1. Cherry Qi(2002), Arize et al.(2003), Soric(2007) and Chit et al.(2008)



جدول (۱۱) نتایج تخمین مدل تصحیح خطا را نمایش می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین مدل ECM نیز بیانگر آن است که سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت،  $-0/10$  بوده که حاکی از سرعت نسبتاً کند تعدیل به سمت مقدار تعادلی بلندمدت می‌باشد. به عبارت دیگر تعدیل به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت در مدت زمان نسبتاً زیادی صورت می‌گیرد. جهت حصول اطمینان بیشتر از نتایج به دست آمده، توابع عکس‌العمل آبی<sup>۱</sup> نیز مورد بررسی قرار گرفت<sup>۲</sup>. نتایج حاصل شده از این توابع نیز نتایج فوق را مورد تأیید قرار می‌دهد.

### نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج تخمین مدل می‌توان گفت در بلندمدت همه متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل دارای تأثیر معنی‌دار بر صادرات واقعی هستند. متغیرهای تولید ناخالص داخلی ایران و خارج تأثیر مثبت و قوی بر صادرات واقعی دارند. متغیر رابطه مبادله تأثیر مثبت ولی نسبتاً ضعیف بر صادرات دارد. شاخص نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی، طی دوره زمانی مورد بررسی تأثیر منفی و نسبتاً قوی بر صادرات داشته است. این نتیجه با نتایج به دست آمده در بیشتر مطالعات تجربی صورت گرفته در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته سازگار است. برآورد مدل تصحیح خطا نیز نشان داد که سرعت تعدیل خطای تعادلی کوتاه مدت به سمت رابطه تعادلی بلندمدت پایین می‌باشد. همچنین نتایج فوق با استفاده از توابع عکس‌العمل آبی نیز مورد تأیید قرار گرفت.

با توجه به اینکه توسعه صادرات غیرنفتی از اهمیت وافر در اقتصاد ایران برخوردار است و جایگاه ویژه‌ای در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دولت داشته و در برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور به طور خاص مدنظر قرار گرفته است، لذا به دلیل تأثیر منفی نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی پیشنهاد می‌شود که دولت با اجرای سیاست‌های مناسب، موجبات کاهش بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی را فراهم آورد. به عبارتی به دلیل اینکه نوسان‌پذیری یا به عبارت دیگر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر صادرات و به تبع آن تأثیر منفی بر تراز پرداخت‌ها دارد لذا پیشنهاد می‌شود جهت جلوگیری از کسری تراز پرداخت‌ها تا حد امکان بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز کاهش داده شود.

### 1. Impulse Response Functions

۲. نمودار و توضیحات لازم در ضمیمه مطالعه ارائه شده است.

پیوست‌ها

آزمون‌های ریشه واحد نرخ ارز واقعی

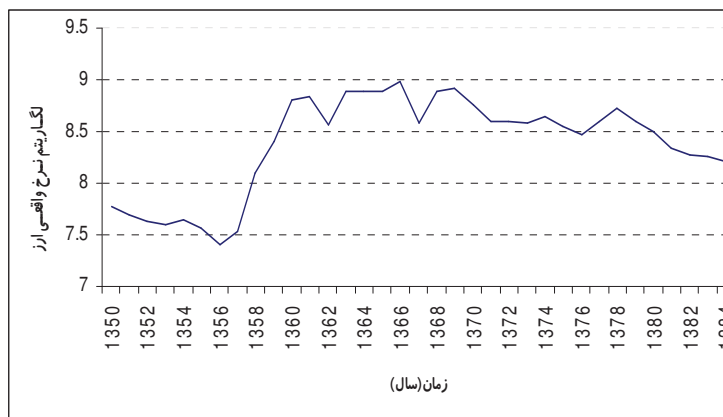
آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته برای متغیر نرخ ارز واقعی

جدول (۱): ضمیمه؛ نتایج آزمون ADF برای متغیر لگاریتم نرخ ارز واقعی

تفاضل مرتبه اول		سطح		متغیر
با عرض از مبدأ و روند زمانی	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند زمانی	با عرض از مبدأ	
-۵/۰۶	-۴/۸۵	-۰/۹۵	۱/۴۹	مقدار آماره آزمون ADF
-۳/۵۵	-۲/۹۵	-۳/۵۴	-۲/۹۵	مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی‌داری ۰۵/

بر اساس جدول فوق، متغیر لگاریتم نرخ واقعی ارز انباشته از درجه یک است به عبارت دیگر در سطح ایستا نبوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده است. جهت حصول اطمینان بیشتر در مورد ایستایی این متغیر نمودار آن را در دوره زمانی مورد مطالعه بررسی می‌کنیم.

نمودار (۱) - ضمیمه؛ روند لگاریتم نرخ ارز واقعی



با توجه به نمودار ملاحظه می‌شود که متغیر مذکور دارای یک شکست ساختاری در سال ۱۳۵۶ می‌باشد و تغییر ساختاری آن از نوع تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند می‌باشد. بدین دلیل از آزمون ریشه واحد پیرون برای متغیر لگاریتم نرخ ارز واقعی استفاده می‌کنیم.

آزمون ریشه واحد پرون برای متغیر نرخ ارز واقعی  
 برای انجام آزمون پرون ابتدا باید متغیر نرخ ارز واقعی را روی متغیرهای  $T$ ،  $DT$ ،  $DTB$ ،  
 $DU57$ ،  $LRER(-1)$  و  $DLRER(-1)$  با استفاده از روش OLS برازش دهیم. تعریف این متغیرها به  
 صورت زیر است:

$T$ : روند زمانی می‌باشد که با توجه به دوره مورد مطالعه برای سال ۱۳۵۰ عدد ۱ و برای  
 سال‌های بعد به ترتیب ۲ الی ۳۵ ادامه می‌یابد.

$DT$ : متغیر مجازی روند زمانی می‌باشد که کمیت آن برای سال‌های بزرگ‌تر از سال شکست  
 یعنی سال ۱۳۵۶ برابر  $T$  و برای سال شکست و سال‌های قبل از آن برابر صفر است.

$DTB$ : متغیر مجازی می‌باشد که کمیت آن برای سال شکست برابر ۱ و برای بقیه سال‌ها  
 برابر صفر است.

$DU57$ : متغیر مجازی که کمیت آن برای سال‌های بزرگ‌تر از سال شکست برابر ۱ و برای  
 بقیه سال‌ها برابر صفر می‌باشد.

$LRER(-1)$ : مقدار با وقفه لگاریتم نرخ ارز واقعی

$DLRER(-1)$ : مقدار با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیر لگاریتم نرخ ارز واقعی

نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول (۲) آمده است:

جدول (۲): ضمیمه؛ نتایج برآورد ضریب متغیر  $LRER(-1)$

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره آزمون $t$	مقدار احتمال
$LRER(-1)$	۰/۵۵۶۷۷۳	۰/۰۸۳۴۵۲	۶/۶۷۱۷۳	۰،۰۰۰

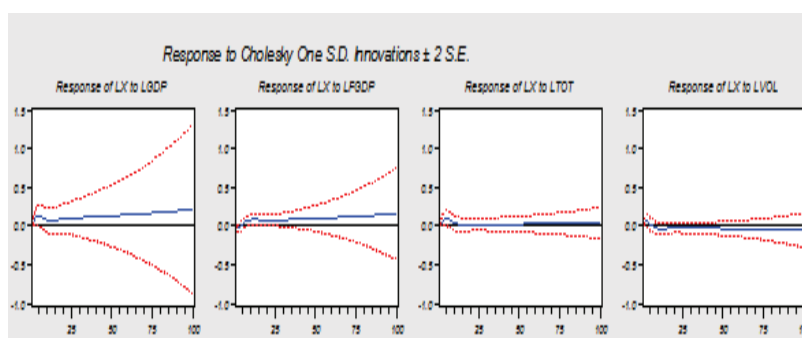
همان‌طور که از جدول (۲) ملاحظه می‌شود برآورد ضریب لگاریتم نرخ واقعی ارز با یک  
 وقفه زمانی که برآوردی از  $\rho$  است معادل ۰/۵۵ به دست آمده است. آماره آزمون  $\hat{\rho}^t$  مربوط به  
 این متغیر برابر  $-۵/۳۱۱ = (۰/۰۸۳۴۵۲) / (۰/۵۵۶۷۷۳ - ۱)$  می‌باشد. کمیت بحرانی توزیع  
 حدی آماره  $\hat{\rho}^t$  مرتبط با  $۲$   $\cong ۰/۲۱۲۱ = ۷/(۳۵-۲)$  در سطوح ۱٪، ۲٪، ۵٪ و ۱۰٪ به  
 ترتیب برابر با  $-۴/۶۵$ ،  $-۴/۳۲$ ،  $-۳/۹۹$  و  $-۳/۶۶$  است. حال با توجه به اینکه مقدار آماره  
 آزمون  $\hat{\rho}^t = -۵/۳۱۱$  از لحاظ جبری کمتر از کمیت‌های بحرانی پرون در سطوح ذکر شده  
 می‌باشد، بنابراین می‌توان ایستایی این متغیر را حول روند زمانی پذیرفت یا به عبارت دیگر متغیر  
 لگاریتم نرخ واقعی ارز روند - ایستا می‌باشد.

## توابع عکس‌العمل آنی متغیر صادرات غیرنفتی در مقابل متغیرهای توضیحی

جهت حصول اطمینان بیشتر از نتایج به دست آمده، توابع عکس‌العمل آنی نیز با درجه وقفه بسیار بالا (۱۰۰) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نمودار (۲) - ضمیمه: توابع عکس‌العمل آنی

(عکس‌العمل صادرات غیرنفتی به تکانه‌های وارد شده از طرف متغیرهای دیگر)



همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد نتایج به دست آمده در قسمت تحلیل هم‌انباشتگی با استفاده از نمودارهای تابع عکس‌العمل آنی نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. بدین صورت که تکانه وارد شده از سوی تولید (درآمد) داخلی و خارجی باعث افزایش صادرات غیرنفتی شده و مقدار آن را در کل طول دوره مورد بررسی بالاتر از مقدار دائمی‌اش قرار می‌دهد. همچنین اثر این تکانه‌ها بر صادرات پایدار بوده و میزان صادرات غیرنفتی بر اثر این تکانه‌ها افزایش یافته و به مقدار دائمی خود بر نمی‌گردد. رابطه مبادله تأثیر ضعیفی بر صادرات غیرنفتی دارد که این نتیجه قبلاً نیز به دست آمده بود بدین ترتیب که حساسیت صادرات غیرنفتی به تکانه رابطه مبادله کمتر از سایر متغیرها است. نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی نیز تأثیر منفی بر صادرات غیرنفتی داشته و تکانه وارد شده از سوی آن اثر پایداری بر صادرات دارد و مقدار آن را در طول دوره زمانی مورد بررسی پائین‌تر از مقدار دائمی‌اش قرار می‌دهد.

## منابع

### الف - فارسی

۱. احسانی، محمدعلی؛ خان‌علی‌پور، امیر؛ عباسی، جعفر: (۱۳۸۸)، اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران، پژوهش‌نامه علوم اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۳۲.
۲. اندرز، والتر: *اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردپذیری*، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور (۱۳۸۶)، انتشارات دانشگاه امام صادق، چاپ اول، تهران، ۲۰۰۴.
۳. تقوی، مهدی؛ نعمتی‌زاده، سینا؛ اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۱۴.
۴. شاکری، عباس؛ عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۳، شماره ۲۱.
۵. کرمی، آیت‌اله؛ زیبایی، منصور؛ اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای مختلف، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۷، شماره ۸ (۳).
۶. هژبر کیانی، کامبیز؛ نیک‌اقبالی، سیروس؛ بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۷۹، شماره ۵۶.

### ب - لاتین

7. Aristotelous, K, **Exchange-rate Volatility, Exchange-rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US Export Function (1889-1999)**, Economics Letters, 2001, 72, 1, 87-94.
8. Arize, A. C, Malindretos, J. and Kasibhatla, K. M.(2003), **Does Exchange-Rate Volatility Depress Export Flows: The Case of LDCs**, LAER, Vol.9, 2003, No.1,7-20.
9. Bergstrand, J.H, **The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade**, Review of Economics and Statistics, 1989, 71, 1, 53-143.
10. Boug, P, Fagereng, A, **Exchange rate volatility and export performance: A cointegrated VAR approach**, Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers, 2007, No. 522, 1-26.
11. Brada, J. C. & J. A. Méndez, **Exchange Rate Risk, Exchange Rate Regime and the Volume of International Trade**, Kyklos, 1988, No. 41, 2, 80-263.
12. Broll, U. and B. Eckwert, **Exchange Rate Volatility and International Trade**, Western Economic Journal, 1999, No. 11, 3, 13-302.
13. Cherry Qi, Q. S, **The Effect of Reale Exchange Rate Volatility on Trade Performance-The Case of Indonesia in The 1990s**, B.A. University of Columbia, Dissertation, 2002.
14. Chit, M., Moe, R., Rizov, M. And Middlesex, D, **Exchange Rate Volatility and Exports: New Empirical Evidence from the Emerging East Asian Economies**, Munich Personal Repec Archive, 2008, No.9014, 1-35.
15. Chowdhury, A, **Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error correction models**, Rev. Econ. Statist, 1993, 75, 700-706.
16. Clark, P, **Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade**, 1973.
17. De Grauwe, P, "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade", IMF Staff Papers, 1988, No.35, 1, 63-84.

18. De Grauwe, P, **The Economics of Monetary Integration**, New York: OxfordUniversity Press, 1994.
19. Dellas, H. & B.-Z. Zilberfarb, "**Real Exchange Rate Volatility and the Prices and Volume of International Trade**", Journal of International Economics, 1993, No. 8, 4, 483-511.
20. Fang, W., Lai, Y. & M. Miller, S, **Does exchange rate risk affect exports asymmetrically? Asian evidence**, Journal of International Money and Finance, 2009, no.28, 215-239.
21. Franke, G, "**Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy**", Journal of International Money and Finance, 1991, No.10, 2, 292-307.
22. Guerin, J.L., Revil, A.L, "**Exchange rate volatility and growth**", University of Amiens, 2006, 1-15.
23. Hooper, P. & S.W. Kohlhagen, "**The Effect of Exchange Rate Uncertainty on**
24. **International Trade: A Reexamination of the Theory**", Southern Economic
25. Journal, 1978, No. 59, 4, 47-641.
26. Klein, M, **Sectoral effects of exchange rate volatility on United States exports**, J. Int. Money Finance 9, 1990, 299-308.
27. Koray, F. & Lastrapes, W, **Real exchange rate volatility and US bilateral trade: a VAR approach**, Rev. Econ. Statist, 1989, 71, 708-712.
28. Mckenzie, M. **The impact of exchange rate volatility on Australian trade flows**, J. Int. Finan. Markets, Inst. Money 8, 1998, 21-38.
29. Ozturk, I., Acaravci, A, **The effects of exchange rate volatility on the turkish export: an empirical investigation**, Munich Personal Repec Archive, 2006, No. 332, 1-14.
30. Prasad, E. et al, "**Effects of Financial Globalization on Developing Countries: the Value of Exporting Firms**", Journal of Banking and Finance, 2003, No. 16, 1, 82-155.
31. Rodrik, D, **Exchange rate regimes and institutional arrangements in the shadow of capital flows**, Mimeo (September), 2000.
32. Sercu, P. & C. Vanhulle, "**Exchange Rate Volatility, International Trade, and**
33. **Some Empirical Evidence**", IMF Occasional Paper, 1992, No. 220.
34. Soric, P, **THE IMPACT OF KUNA EXCHANGE RATE VOLATILITY ON CROATIAN EXPORTS**, Financial Theory and Practice, 2007, No. 31 (4), 353-369.
35. **Southern Economic Journal**, No. 66, 1, 85-178.
36. Sun, C., Kim, M., Koo, W., Cho, G.(2002), **The Effect of Exchange Rate Volatility on Wheat Trade Worldwide**, **Agribusiness & Applied Economics Report, 2002, No. 488, 1-25.**
37. **World Bank (2008), World Development Indicators (WDI 2008).**
38. **http:// http://tsd.cbi.ir**