اثر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی در ایران
(رهیافت سایکنن و لوتکیپول)

محمدعلی متفکرآزاد[1] اتابک شهباززاده خیاوی[2] اکبر انرجانی خسرو شاهی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۸/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۱۶

چکیده

سهم ایران از صادرات جهانی طی سال‌های گذشته چشمگیر نبوده و این امر، توسعهٔ صادرات غیرنفتی از جمله صادرات کالاهای صنعتی را در مسیر 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 بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر متغیرهای مختلف از جمله صادرات اهمیت می‌یابد. هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۹ است. به همین منظور، ابتدا شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز با استفاده از مدل EGARCH(0,1) تخمین زده شده و سپس با استفاده از روش هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول و روش حداقل مربعات اصلاح‌شده (FMOLS)، تأثیر شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی

۱. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز؛ Email: M.Motafakkerazad@gmail.com

۲. دانش‌آموخته علوم اقتصادی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)؛ Email: Atabak_Shahbazzadeh@yahoo.com

۳. دانش‌آموخته علوم اقتصادی دانشگاه تبریز؛ Email: Akbar.Anarjani@gmail.com

ارز به همراه سایر متغیرهای مدل بر صادرات کالاهای صنعتی مورد ارزیابی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و قیمت کالاهای صادراتی، تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات کالاهای صنعتی داشته و اثر متغیرهای تولید ناخالص داخلی جهان (درآمد خارجیان) و درجه باز بودن اقتصاد بر صادرات کالاهای صنعتی مثبت و معنی‌دار بوده است. یافته‌های تجربی مقالهٔ فوق، دلالت‌های مفیدی را برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گزارانی که نیازمند تشخیص اثرات دقیق بی‌ثباتی نرخ ارز بر روی صادرات کالاهای صنعتی هستند، فراهم می‌کند.

واژه‌های کلیدی: صادرات کالاهای صنعتی، شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی، EGARCH ، هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول، FMOLS.

JEL: C22, Q17

مقدمه

پس از فروپاشی نظام برتون- وودز و ظهور نظام ارز شناور در سطح بین‌المللی، نرخ ارز اسمی و واقعی با بی‌ثباتی شدید مواجه بوده است. از همان زمان، اثر بی‌ثباتی‌های نرخ ارز بر تجارت بین‌الملل مورد توجه طرفداران دو سیستم نرخ ارز ثابت و شناور قرار گرفته است. از سوی دیگر، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز به صورت ریسک همراه با نوسانات غیر قابل پیش‌بینی در نرخ ارز واقعی تعریف می‌شود از این‌رو می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی نظیر صادرات، نرخ بهره، درجه باز بودن و ...تحت تأثیر قرار دهد.(استانسیک[1]،۲۰۰۶؛ بلینی[2]، ۲۰۰۸؛ تاوالاس و همکاران[3]،۲۰۱۰ و چیت و همکاران[4]، ۲۰۱۰).

بررسی ارتباط نرخ واقعی ارز و نوسانات آن با صادرات بخش صنعت در اقتصاد ایران، به‌عنوان ارتباط‌دهندهٔ اقتصاد ملی با اقتصاد جهانی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ از این‌رو استراتژی توسعهٔ صادرات غیرنفتی به‌ویژه توسعهٔ صادرات صنعتی با توجه به نیازهای ارزی کشور و بی‌ثباتی درآمدهای ارزی حاصل از صادرات، نقش توسعهٔ صادرات صنعتی در روند توسعهٔ کشور بیان‌کنندهٔ این واقعیت مهم است که صنعت و صادرات صنعتی در توسعهٔ اقتصادی، جایگاهی ویژه دارند که برای رسیدن به این اهداف، نرخ ارز و نوسانات آن دارای نقش بسیار مهمی است؛ از سویی دیگر، با توجه به اینکه صادرات کالاهای صنعتی، قسمت عمده‌ای از صادرات غیرنفتی کشور را تشکیل می‌دهد، به‌طوری‌که در سال‌های ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸ و۱۳۸۹ به ترتیب حدود ۱۰/۹، ۱۱/۱، ۱۱/۳، ۱۲/۶ درصد از صادرات غیرنفتی کشور را به خود اختصاص داده است[5]، تحریک صادرات کالاهای صنعتی به روش‌های مناسب می‌تواند در تحقق اهداف چشم‌انداز و برنامه‌های توسعهٔ کشور بسیار مؤثر باشد. در این مسیر، شناخت تجربی عوامل تأثیرگذار بر صادرات بخش صنعت و

1. Stancik
2. Bleany
3. Tavlas et al
4. Chit et al

۵. گزارش اقتصادی و ترازنامهٔ سال ۱۳۸۹، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

تدوین راهکارهای سیاستی مناسب می‌تواند تأثیرگذار باشد؛ از این‌رو هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی ایران طی دورهٔ ۲۰۱۰-۱۹۶۰ است. بر این اساس، سازماندهی مقاله به‌صورت زیر است:

در بخش دوم، مبانی نظری موضوع تبیین شده؛ بخش سوم به مرور مطالعات انجام‌گرفته در داخل و خارج از کشور پرداخته است. بخش چهارم در برگیرندهٔ مدل تحقیق و تکنیک‌های تخمین است. بخش پنجم، به نتایج و تحلیل یافته‌ها پرداخته و بالاخره بخش ششم، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۱. ادبیات موضوع

یکی از مسائل اساسی در زمینهٔ نرخ واقعی ارز، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه‌یافته مسئلهٔ بی‌ثباتی و شدت نوسانات نرخ واقعی ارز و تأثیر آن بر عملکرد متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی است[1]. بی‌ثباتی نرخ ارز به افزایش نااطمینانی منتهی می‌شود و از آن طریق به افزایش ریسک فعالیت‌های تجاری و درنهایت به کاهش حجم تجارت می‌انجامد (کوته[2]، ۱۹۹۴). مدل‌های ارائه‌شده از سوی کلارک[3] (۱۹۷۳) و بارون[4] (۱۹۷۶) این ارتباط را منفی نشان می‌دهد. همچنین کوته معتقد است فرض ریسک‌گریزی دست‌اندرکاران تجارت الزاماً به این معنی نیست که یک افزایش در ریسک به کاهش تجارت منتهی شود، بلکه رفتار آنها به توابع مطلوبیت بنگاه‌ها بستگی دارد. وی معتقد است در مدل‌های سنتی کلارک و بارون ارتباط منفی بین ریسک نرخ ارز و صادرات به دلیل وجود فرض ریسک‌گریزی عوامل تولید و تجارت است. اگر عوامل اقتصادی ریسک خنثی یا ریسک‌پذیر باشند، ریسک نرخ ارز بر تصمیمات بنگاه اثر منفی ندارد. گراوو[5] (۱۹۸۸) معتقد است افزایش در ریسک دو اثر درآمدی و جانشینی دارد که در جهت

1. Gure et al
2. Cote
3. Clarck
4. Baron
5. Grauwe

متفاوت عمل می‌کنند. با افزایش ریسک، اثر جانشینی باعث جانشین شدن سایر فعالیت‌های کم‌ریسک به جای فعالیت پرریسک می‌شود که این امر کاهش مطلوبیت انتظاری حاصل از فعالیت در تجارت محسوب می‌شود. از سوی دیگر، بنگاه‌ها برای جبران این کاهش درآمد، فعالیت خود را افزایش خواهند داد. نتیجهٔ دو اثر درآمدی و جانشینی به شکل توابع مطلوبیت آنها بستگی دارد (ری و سرج[1]، ۲۰۰۶).

در ایران، عوامل مؤثر بر ایجاد نوسانات نرخ ارز در بازار را می‌توان بدین صورت خلاصه کرد؛ (۱) مازاد تقاضا برای کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای؛ هر اندازه این کمبود شدیدتر باشد تقاضا برای واردات آن‌ها و در نتیجه تقاضا برای ارز بیشتر خواهد شد. (۲) تغییرات مداوم در قوانین و مقررات ورود و صدور کالا و هم‌چنین تغییرات مقطعی در نحوهٔ تولید و توزیع داخلی؛ برای مثال، زمانی ارز با نرخ رسمی در اختیار کارخانه قرار می‌گرفت و قیمت تولیدات آن‌ها کنترل می‌شد، ولی بعدها توانستند با استفاده از ارز صادراتی و ارز آزاد اقدام به ورود مواد اولیه کرده تولیدات خود را بر همان اساس قیمت‌گذاری کنند. (۳) هزینهٔ ارزی مسافرت، تحصیل و درمان در خارج از کشور ؛ برای مثال، اکثر مسافرت‌های تفریحی و شروع به تحصیل در خارج از کشور که مستلزم هزینهٔ ارزی قابل توجهی است، در ماه‌های خاصی از سال (بهار و تابستان) صورت می‌گیرد (احسانی و همکاران، ۱۳۸۸).

۱-۱. تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تجارت خارجی

یکی از دلایل اصلی طرفداران نرخ ثابت ارز در مقابل سیستم نرخ ارز شناور، آن است که این سیستم با کاهش دامنهٔ نوسانات نرخ ارز محیط مساعدتری را برای تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی فراهم کند. اگر نرخ ارز، نوسانات شدیدی داشته باشد، صادرکنندگان و واردکنندگان در هنگام تنظیم قرارداد، در مورد درآمد حاصل از صادرات و نیز هزینه واردات به پول داخلی تصور چندان دقیقی نخواهند داشت؛ البته

1. Rey and Serge

ارزش ارزی کالای صادراتی و وارداتی در هنگام تنظیم قرارداد معلوم است، ولی از آنجا که تا هنگام دریافت درآمد صادراتی یا هنگام فروش کالاهای وارداتی مدت زمانی سپری می‌شود، نوسانات نرخ ارز قادر است ارزش کالای صادراتی و هزینهٔ کالای وارداتی را (به پول ملی) به شدت تحت تأثیر قرار دهد و این درآمدها و هزینه‌ها به راحتی می‌توانند با زمان انجام معامله تفاوت عمده و غیرمنتظره‌ای داشته باشند؛ چنین وضعیتی می‌تواند بسته به میزان خطرگریزی دست‌اندرکاران تجارت خارجی کشور و وضعیت بازار داخلی، به یکی از حالات زیر منتهی شود (اگرت و مرالس_ زوماکوورو[1]، ۲۰۰۸):

اول آنکه برخی از واردکنندگان و صادرکنندگان بطور کلی از انجام چنین معاملاتی دست برخواهند داشت؛ زیرا تحمل این خطر را ندارند که درآمدها یا قیمت‌های ریالی آن‌ها یکباره تغییر کند؛ بنابراین حجم مبادلات خارجی کاهش می‌یابد و بسیاری از کالاهایی که مزیت نسبی دارند، به بازارهای جهانی راه نخواهند یافت. این امر تخصیص منابع را مختل کرده، و باعث خواهد شد سرمایه‌گذاران، سرمایه‌های خود را در کانال‌های دیگری که از سودآوری بیشتر و ریسک کمتری برخوردارند بکار اندازند، دوم، آن دسته از صادرکنندگان و واردکنندگان که فعالیت‌های خود را متوقف نمی‌کنند، برای خطرپذیری خود سود بیشتری طلب خواهند کرد و اگر این سود به آنان اعطا نشود، سرمایه‌ها و منابع خود را متوجه فعالیتی خواهند کرد که با اعطای سود قبلی، خطر کمتری را متوجه آنان سازد. از آنجا که عرضه و تقاضای یک کشور، تنها جزئی از عرضه و تقاضای جهانی را تشکیل می‌دهد و کشور مزبور قدرت تعیین قیمت جهانی را ندارد، دست‌اندرکاران تجارت خارجی این افزایش سود را با خرید ارزان‌تر از تولیدکنندگان و فروش گران‌تر به خریداران داخلی تأمین خواهند کرد. خرید ارزان‌تر از تولیدکنندگان باعث کاهش انگیزهٔ تولید و نهایتاً کاهش تولید کالاهای صادراتی خواهد شد. از سوی دیگر، فروش به قیمت بالاتر به مصرف‌کننده داخلی، به افزایش قیمت و تورم داخلی دامن خواهد زد؛ بنابراین هرچه عوامل تجارت خارجی کشور خطرگریزتر و سهم تجارت

1. Egert and Morales-Zumaquero

خارجی در تولید ناخالص ملی بیشتر باشد، نوسانات نرخ ارز تأثیر بیشتری در کاهش تولید داخلی، افزایش قیمت‌ها و تحدید تجارت خارجی خواهد داشت. در این شرایط سودها و زیان‌های پیش‌بینی‌نشدهٔ بسیاری وجود خواهد داشت؛ لیکن احساس ثبات و ایمنی (که لازمهٔ برنامه‌ریزی و فعالیت‌های اقتصادی است) تا حدود زیادی تضعیف خواهد شد. برای بیان نحوهٔ تأثیرگذاری عدم اطمینان (ریسک) حاصل از نوسانات نرخ ارز بر صادرات، در زیر مدل ساده‌ای ارائه می‌شود(وانگ و بارت [1]،۲۰۰۷؛ سامانتا، ۱۹۹۸) :

در این مدل فرض می‌شود که بنگاهی (یا یک کشور) تنها یک کالا تولید می‌کند (کالای x) و تمامی تولید خود را از کالای x صادر می‌کند؛ تابع سود حاصل از فروش کالای x بدین ترتیب محاسبه می-شود:

$$\pi = P.X - C(X) \qquad (۱)$$

که در آن P قیمت داخلی کالای x و C(X) هزینه کل تولید x است. از طرف دیگر رابطهٔ (۲) نشان‌دهندهٔ قیمت کالای x به پول خارجی (P^*) است:

$$P = P^*.R \qquad (۲)$$

و R نرخ ارز است که بنا به فرض، متغیری تصادفی است و میانگین و واریانس مشخصی دارد. از آنجا که تابع سود بنگاه تصادفی است، فرض می‌شود بنگاه تابع مطلوبیت انتظاری سود خود را ماکزیمم می‌کند

$$E(u) = E(\pi - k.\delta_\pi^2) \qquad (۳)$$

در این رابطهٔ E امید ریاضی، δ_π^2 واریانس سود و $k > 0$ مقدار ثابتی است که بیانگر نارضایتی از ریسک است. پس از ماکزیمم کردن معادلهٔ (۳) نسبت به x خواهیم داشت:

$$X^* = \frac{P^*.\mu_R - C'(x)}{2k.P^{*2}.\delta_R^2} \qquad (۴)$$

که در آن $C'(X)=E(R)$ تابع هزینهٔ نهایی و δ_R^2 واریانس نرخ ارز است. از معادلهٔ (۴) نیزمی‌توان چنین استنتاج کرد:

اگر ۱: $\frac{\partial_{x^*}}{\partial_{\mu_R}} < 0$ $\qquad$ $P^*.\mu_R - C'(x) > 0$

1. Wang and Barrett

$$P^*.\mu_R - C'(x) > 0 \qquad \text{اگر}: \frac{\partial_{x^*}}{\partial_{\delta^2 R}} < 0$$

بنابراین مشاهده می‌شود که با وجود اینکه افزایش در نرخ ارز مورد انتظار، باعث افزایش صادرات می‌شود، هرگونه افزایش در ریسک‌گریزی و نیز ریسک حاصل از نوسانات نرخ ارز، صادرات را کاهش خواهد داد. براساس مدل ساده‌ای که ارائه شد، مشاهده می‌شود که نوسانات نرخ ارز برای صادرکنندگان ایجاد نوعی ریسک و عدم اطمینان می‌کند که در نهایت باعث کاهش صادرات می‌شود.

۲. مروری بر مطالعات تجربی

تاکنون مطالعات زیادی در مورد بی‌ثباتی نرخ ارز بر روی صادرات انجام شده است. این مطالعات در برخی موارد، نتایج متناقض و ناسازگاری نشان داده‌اند که جدای از تفاوت‌های سیاسی، ساختاری و نهادی مربوط به کشورهای مورد مطالعه، ناشی از تفاوت در روش‌شناسی تحقیق، قلمروی زمانی و مکانی تحقیق، نوع بررسی و ساختار وقفه‌ای به‌کار گرفته شده در الگوهای مورد استفاده‌است. اهم مطالعات انجام شده در جدول (۱) خلاصه شده‌است.

جدول ۱. خلاصهٔ مطالعات انجام‌شده

محقق	دورهٔ مورد مطالعه	کشورها	روش محاسبهٔ بی‌ثباتی	روش اقتصادسنجی	نتیجه
سلمانی و رضازاده (۱۳۹۰)	۱۳۵۰-۱۳۸۵	ایران	GARCH	آزمون هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری	بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیری منفی و نسبتاً قوی بر صادرات غیرنفتی ایران دارد.
احسانی و همکاران (۱۳۸۸)	۱۳۳۸-۱۳۸۳	ایران	انحراف معیار شرطی	روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)	تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی مورد تأیید قرار گرفت.

چیت و همکاران (۲۰۱۰)	۱۹۸۳-۲۰۰۸	کشورهای شرق آسیا	GARCH	پانل GMM[1]	بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر صادرات کشورهای شرق آسیا داشته است.
تاوالاس و همکاران (۲۰۱۰)	۱۹۸۰-۲۰۰۵	منتخبی از کشورهای در حال توسعه و صنعتی	GARCH	پانل GMM	اثر منفی بی‌ثباتی نرخ واقعی بر تجارت در کشورهای نوظهور مورد تأیید قرار نگرفت.
اگرت و مرالس- زوماکوورو (۲۰۰۸)	۱۹۹۳-۲۰۰۴	اسلواکی، اسلونی، اوکراین، بلغارستان، ، جمهوری چک، روسیه، رومانی، کرواسی، مجارستان و لهستان	انحراف معیار میانگین متحرک	داده‌های تابلویی	میزان اثرگذاری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کشورهای مذکور، مختلف گزارش شده است.
آریز و همکاران (۲۰۰۸)[2]	۱۹۷۳-۲۰۰۴	بولیوی، پرو، جمهوری دومنیکا، کاستاریکا، کلمبیا، هندوراس و ونزوئلا	ARCH	هم‌انباشتگی پانلی	بی‌ثباتی نرخ ارز در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر صادرات داشته است.
تنریرو[3] (۲۰۰۷)	۱۹۷۰-۱۹۹۷	۸۷کشور منتخب	انحراف معیار شرطی	داده‌های تابلویی	بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر تجارت نداشته است.
بانک و همکاران (۲۰۰۷)[4]	۱۹۸۱-۲۰۰۴	تایلند، سنگاپور، کره‌جنوبی و هنگ کنگ	انحراف معیار شرطی	هم‌انباشتگی	به جز هنگ کنگ، بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات داشته است.
وانگ و بارت (۲۰۰۷)	۱۹۸۹-۱۹۹۸	تایوان	GARCH	هم‌انباشتگی	بی‌ثباتی نرخ ارز اثر یکسانی بر بخش‌های مختلف اقتصادی ندارد؛ بخش کشاورزی بیشترین تأثیرپذیری را نسبت به سایر بخش‌ها دارد.
ری[5] (۲۰۰۶)	۱۹۷۰-۲۰۰۲	الجزایر، ترکیه، تونس، مراکش و مصر	ARCH-GARCH	هم‌انباشتگی	بی‌ثباتی‌نرخ ارز برای کشورهای الجزایر، ترکیه، تونس و مصر اثر منفی و برای مراکش نیز اثر مثبت داشته است.
پون و همکاران (۲۰۰۵)[6]	۱۹۷۳-۱۹۹۷	اندونزی، تایلند، ژاپن، سنگاپور و کره‌جنوبی	انحراف معیار میانگین متحرک	هم‌انباشتگی	به جز تایلند بی‌ثباتی نرخ ارز اثرمنفی‌و معنی‌داری بر صادرات کشورهای مذکور داشته است.
آریز، مالیندرتس و کاسیب‌هاتلا[7] (۲۰۰۳)	۱۹۷۳-۱۹۹۶	آفریقای‌جنوبی،اردن، بورکینافاسو، پاکستان، کاستاریکا، کلمبیا،	انحراف معیار میانگین متحرک	هم‌انباشتگی	بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر صادرات داشته است.

1. General Method of Moments
2. Arize et al
3. Tenreyro
4. Baak et al
5. Rey
6. Poon et al
7. Arize, Malindretos, and Kasibhatla

			کنیا، میانمار و ونزوئلا		
بهمنی اسکویی (۲۰۰۲)[1]	۱۹۷۴-۱۹۹۴	ایران	انحراف معیار میانگین متحرک	هم‌انباشتگی	نتایج حاکی از اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت ایران است.
اسکوول و لاراین[2] (۲۰۰۲)	۱۹۷۳-۱۹۹۸	آلمان، ایالات متحده، ژاپن، ۴۰ کشور منتخب آمریکای لاتین، آسیا،آفریقا و اروپا	انحراف معیار میانگین متحرک و شرطی	داده‌های تابلویی	بی‌ثباتی نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات داشته است.
رحمت‌سیاه و همکاران[3] (۲۰۰۲)	۱۹۷۰-۱۹۹۷	تایلند	ARCH-GARCH	هم‌انباشتگی	اثر منفی و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات (به کشورهای ژاپن و ایالات متحده) تأیید شد.

نتایج مطالعات صورت‌گرفته نشان می‌دهد اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشورهای مختلف با استفاده از روش‌های مختلف بررسی شده است؛ گرچه در بیشتر این مطالعات تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات، منفی و معنی‌دار بوده است. لازم به ذکر است روش استخراج بی‌ثباتی، روش تخمین با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و با در نظر گرفتن صادرات کالاهای صنعتی در تحقیق حاضر، متفاوت از مطالعات تجربی انجام‌یافته در ایران و حتی کشورهای خارجی است و این موضوع را می‌توان به عنوان مزیت این مطالعه نسبت به مطالعات دیگر بیان کرد

۳. روش‌شناسی تحقیق

بر اساس مبانی نظری برگرفته از الگوی تاوالس و همکاران و پیشینهٔ مطالعات تجربی نظیر چیت و همکاران مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$IE = f(IGDP, WGDP, OPEN, P_{ie}, VOL_{ER}) \quad (۵)$$

$$LnIE_t = \beta_0 + \beta_1 lnIGDP_t + \beta_2 lnWGDP_t + \beta_3 lnOPEN_t + \beta_4 ln P_{ie}{}_t + \beta_5 VOL_{ER}{}_t + e_t$$

1. Bahmani-Oskooee
2. Esquivel and Larrain
3. Rahmatsyah et al

به طوری که در آن:

IE صادرات کالاهای صنعتی ایران، IGDP تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ ، WGDP تولید ناخالص داخلی جهان به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ است که به عنوان درآمد خارجیان در مدل وارد شده است، OPEN درجهٔ باز بودن اقتصاد، P_{ie} شاخص قیمت کالاهای صنعتی صادراتی و VOL_{ER} بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز[1] است. تمام متغیرهای مدل به صورت لگاریتم طبیعی هستند. داده‌های آماری متغیر صادرات کالاهای صنعتی، شاخص قیمت صادرات و نرخ ارز اسمی دلار_ریال برای دورهٔ زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۹ از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده است. داده‌های متغیر تولید ناخالص داخلی ایران، تولید ناخالص داخلی جهان و درجه باز بودن اقتصاد از لوح فشردهٔ بانک جهانی[2] (۲۰۱۰) اخذ شده است.

در مطالعهٔ حاضر برای محاسبهٔ بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز از تکنیک EGARCH[3] استفاده شده است. در مطالعات اخیر، بی‌ثباتی بر اساس مدل‌های سری زمانی که در آن واریانس شرطی از یک دورهٔ به دورهٔ دیگر تغییر می‌کند، اندازه‌گیری می‌شود. انواع مدل‌های GARCH برای به دست آوردن بی‌ثباتی در بسیاری از مطالعات اخیر استفاده شده است. اما یکی از محدودیت‌هایی که در مدل GARCH وجود دارد، این است که در آن تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی، متقارن و یکسان در نظر گرفته می‌شود. این محدودیت از آنجا ناشی می‌شود که در مدل GARCH معمولی مانند معادلهٔ زیر :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-1}^2 \qquad (۶)$$

واریانس شرطی فقط به اندازهٔ وقفه‌های جملات اخلال وابسته و مستقل از علامت جملات اخلال است. با توجه به این‌که در متغیرهای مالی، یک شوک منفی بیشتر از یک

---

۱. برای محاسبهٔ نرخ ارز واقعی از نسبت حاصل‌ضرب نرخ ارز بازار آزاد در نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی آمریکا به شاخص قیمت مصرف کننده استفاده شده است.

2. WDI, 2010

3. Exponential GARCH

شوک مثبت (هم اندازه با شوک منفی) باعث افزایش بی‌ثباتی می‌شود(Broocks, 2008, p. 406)، برای استخراج بی‌ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش نامتفارن استفاده شود. یکی از روش‌های نامتقارن، EGARCH است. این روش برای اولین بار توسط نلسون[1] (۱۹۹۱) مطرح شد و به شکل زیر قابل بیان است:

$$Ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \lambda \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \qquad (۷)$$

مدل مورد استفاده در مطالعهٔ حاضر چندین مزیت نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول این‌که در مدل فوق، σ_t^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است. بنابراین، اگر حتی پارامترها منفی باشند، σ_t^2 مثبت خواهد بود. از این‌رو دیگر هیچ ضرورتی برای اِعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم این‌که در مدل فوق امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد.

برای بررسی رابطهٔ هم‌انباشتگی بین متغیرهای معادلهٔ (۵) از آزمون هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول[2] (۲۰۰۰) استفاده می‌شود. این آزمون نتیجهٔ شکست ساختاری در سیستم را بر اساس چارچوب معادلات چندگانهٔ جوهانسن- جوسیلیوس[3] بررسی می‌کند، در حالی که روش‌های قبلی مانند گریگوری- هانسن[4] (۱۹۹۶) شکست ساختاری را در چارچوب تک معادلهٔ بررسی می‌کنند. سایر روش‌های هم‌انباشتگی سنتی هم به‌هیچ وجه توانایی بررسی شکست ساختاری را در سیستم معادلات ندارند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

بر اساس مطالعهٔ سایکنن و لوتکیپول (۲۰۰۰)، یک سری n بعدی $y_t = (y_{1t}, \ldots, y_{nt})$، برداری از متغیرهای مشاهده شده در زمان $(t=1,\ldots,T)$ است که با فرایند زیر تولید شده است :

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \lambda_1 d_{1t} + \lambda_2 d_{2t} + \lambda_3 d_{3t} + \gamma_1 DT_{0t} + \gamma_2 DU_{1t} + x_t \qquad (۸)$$

1. Nelson
2. Saikkonen & Lutkepohl
3. Johansen- Juselius
4. Gregory and Hansen

که در آن DT_{0t} و DU_{1t} به ترتیب نشان‌دهندهٔ متغیر مجازی واکنش[1] و متغیر مجازی انتقال[2] هستند که برای بررسی شکست ساختاری وارد الگو می‌شوند. هرگاه $t=T_0$ باشد، مقدار $DT_0=1$ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد شد. همچنین DU_{1t} مساوی با یک است اگر $t > T$ و در غیر این صورت صفر است. پارامترهای λ_i $(i=1,2,3)$، μ_0، μ_1 و γ، جملات غیر تصادفی الگو[3] هستند.

بر اساس مطالعهٔ سایکنن و لوتکیپول جمله X_t یک متغیر غیر قابل مشاهده است که دارای فرآیند VAR(q) به صورت زیر می‌باشد:

$$X_t = A_1X_{t-1} + \ldots + A_pX_{t-p} + \varepsilon_t \,, \quad t=1,2 \qquad (۹)$$

با کسر X_{t-1} از هر دو طرف معادلهٔ بالا، شکل مناسب تصحیح خطای معادلهٔ به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_j^{p-1} \Gamma_j \, \Delta X_{t-j} + u_t \qquad (۱۰)$$

معادلهٔ فوق خواص هم‌انباشتگی سیستم را مشخص می‌کند که در آن u_t بردار نویز سفید[4] بوده، $X_t = y_t - D_t$ روند برآوردشدهٔ معین الگو را مشخص می‌کند. همچنین رتبهٔ Φ نشان‌دهندهٔ رتبهٔ هم‌انباشتگی D_t و X_t برگرفته از y_t است. حالت‌های ممکن برای روش هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول همانند روش جوهانسن سه مورد (یک ثابت، یک روند یا روند خطی مستقل از روابط هم‌انباشتگی) است. مقدار بحرانی در این روش بستگی به انتخاب یکی از سه حالت فوق دارد. علاوه بر این، نکتهٔ جالب این روش در این است که مقادیر بحرانی حتی با لحاظ متغیرهای مجازی در الگو نیز از اعتبار لازم برخوردارند؛ درحالی که مقادیر بحرانی آزمون جوهانسون تنها زمانی اعتبار دارند که در الگو متغیر مجازی انتقالی نداشته باشیم.

آزمون سایکنن و لوتکیپول برای هر تعداد متغیر مجازی موجود در الگو قابل

1. Impulse
2. Shift Dummy
3. Deterministic Term
4. White noise

به‌کارگیری بوده، هم‌چنین در این روش امکان حذف جمله روند در الگو وجود دارد که در این صورت $\mu=0$ خواهد شد. در این روش نیز همانند روش جوهانسن معیار اطلاعاتی SBC، AIC و HQ، در مورد انتخاب مرتبهٔ بهینهٔ مدل VAR، قابل کاربرد است.

در صورت اثبات وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل، بردار تعادلی بلندمدت با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات اصلاح‌شده (FMOLS)[1] برآورد می‌شود. این روش توسط فیلیپس و هانسن[2] (۱۹۹۰) معرفی شده و مزایای زیادی نسبت به سایر روش‌های هم-انباشتگی دارد. به‌علاوه روش تخمین حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS)، دو تصحیح و تورش درون‌زایی را به روش OLS اعمال می‌کند. به‌طوری‌که مطالعات تئوریکی و تجربی نشان می‌دهد روش حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) در نمونه‌های کوچک، نتایج کاراتری در مقایسه با روش جوهانسن (۱۹۹۸) ارائه می‌کند. همچنین مزیت دیگر روش حداقل مربعات اصلاح‌شده (FMOLS) نسبت به روش تخمین حداکثر راست‌نمایی (ML) جوهانسن (۱۹۹۸) این است که روش فوق متأثر از طول وقفه نیست؛ در حالی که نتایج به‌دست آمده از روش جوهانسن به شدت مبتنی بر انتخاب طول وقفه بهینه است (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۸)

٤. نتایج تجربی

در این بخش قبل از بررسی نتایج تخمین مدل، لازم است مانایی متغیرهای مدل بررسی شوند. به‌دلیل این‌که در روش هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول (۲۰۰۰) و روش حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) همهٔ متغیرها بایستی هم سطح بوده و I(1) باشند. در جدول(۲)، نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد KPSS[3] برای متغیرهای مدل گزارش شده است.

1. Full Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)
2. Phillips and Hansen
3. Kwaitkowski, Philips, Schmidt, and Shin (KPSS)

جدول۲- نتایج آزمون ریشه واحد KPSS (فرضیه صفر مانایی)

متغیر	آمارهٔ آزمون در سطح با عرض از مبدأ	مقدار آمارهٔ بحرانی در سطح ۵ درصد	آمارهٔ آزمون در تفاضل اول	مقدار آمارهٔ بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
IE	۰/۶۱۵	۰/۴۷۲	۰/۱۰۶	۰/۴۷۳	مانا
IGDP	۰/۵۵	۰/۴۷۲	۰/۱۱۲	۰/۴۷۳	مانا
WGDP	۱/۱۰۱	۰/۴۷۲	۰/۱۳۶	۰/۴۷۳	مانا
OPEN	۰/۵۲	۰/۴۷۲	۰/۱۴۵	۰/۴۷۳	مانا
P_{ie}	۰/۵۱	۰/۴۷۲	۰/۱۳۹	۰/۴۷۳	مانا
VOL_{ER}	۱/۰۲	۰/۴۷۲	۰/۰۱۸	۰/۴۷۳	مانا

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به آمارهٔ آزمون ریشه واحد KPSS در جدول (۲)، ملاحظه می‌شود که تمام متغیرهای مدل در سطح نامانا بوده و در تفاضل مرتبهٔ اول مانا شده‌اند. بنابراین پیش‌فرض I(1) بودن متغیرهای مدل برای آزمون هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول (۲۰۰۰) برقرار شده است.

در ادامه برای محاسبهٔ بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بایستی قبل از برآورد مدل‌های GARCH یا EGARCH، مدل ARIMA[1] برآورد شود. با توجه به I(1) بودن متغیر نرخ واقعی ارز، از تفاضل مرتبهٔ اول آن در مدل استفاده شده است. در این مسیر با استفاده از روش باکس- جنکیز[2] بهترین مدل ARIMA برای متغیر نرخ واقعی ارز که بصورت سریالی ناهمبسته بوده و با ناهمسانی واریانس روبه‌روست، مدل ARIMA(1,1,4) است. همچنین بر اساس نتایج آزمون ARCH-LM و KPSS در جدول (۳)، وجود واریانس شرطی و مانایی اجزا اخلال مدل تأیید می‌شود

1. Auto Regressive Integrate Moving Average
2. Box-Jenkins methodology

.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی جمله اختلال و آزمون وجود واریانس شرطی

متغیر	آمارهٔ KPSS	
	در سطح با عرض از مبدأ	در سطح با عرض از مبدأ و روند
اجزا اخلال (e)	۰/۳۳	۰/۱۱
مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی‌داری ۵٪	۰/۳۷۱	۰/۱۴۹
ARCH Test: F= ۶/۰۹۸ (ارزش احتمال ۰/۰۱۷)		

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طورکه گفته شد، برآورد متغیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز به‌وسیلهٔ مدل‌های GARCH یا EGARCH ، بستگی به متقارن یا نامتقارن بودن رفتار متغیر نسبت به شوک‌های مثبت و منفی دارد. به طوری که اگر متغیر فوق، نسبت به شوک‌ها رفتار نامتقارن داشته باشد، بهتر است از تکنیک EGARCH برای برآورد بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز استفاده شود تا امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود داشته باشد. در این راستا با استفاده از آزمون انگل و ان جی[۱] (sign bias) وجود رفتار نامتقارن در متغیر نرخ واقعی ارز نسبت به شوک‌های مثبت و منفی بررسی شد. مقدار آمارهٔ آزمون t در آزمون sign bias برای متغیر نرخ واقعی ارز برابر با ۲/۲۱۹ شد که در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده، رفتار نامتقارن نرخ واقعی ارز نسبت به شوک‌های مثبت و منفی را تأیید می‌کند. بنابراین در مطالعهٔ حاضر با استفاده از مدل EGARCH به برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پرداخته می‌شود.

مرحلهٔ پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، برآورد معادلهٔ واریانس

۱. برای مطالعه دقیق تئوری این آزمون به مقاله انگل و ان جی (Engel & NG, 1993) با عنوان (Testing the impact of news on volatility) رجوع شود.

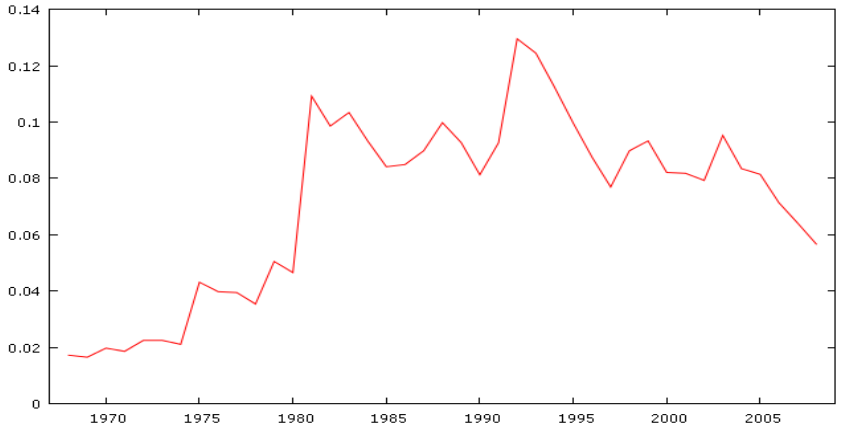
شرطی جمله اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس است. بنابراین نتایج تخمین مدل به صورت زیر است:

$$\ln(\sigma^2) = 1.4 + 1.92\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma^2_{t-1}}}\right) + 0.86\ln(\sigma^2_{t-1})$$

$$\text{z} \qquad 2.34 \qquad 2.16$$

که در آن معادلهٔ فوق مدل EGARCH (0,1) را نشان می‌دهد. بعلاوه، ضرایب مدل فوق بر اساس آمارهٔ آزمون z معنی‌دار هستند. لازم به ذکر است که شاخص بی‌ثباتی از معادلهٔ فوق برآورد و شکل آن در نمودار (۱) رسم شده است.

نمودار۱. شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی طی دورهٔ (۲۰۱۰-۱۹۶۸)



منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه جهت بررسی رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از روش هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول ابتدا لازم است طول وقفهٔ بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) تعیین شود، زیرا روش سایکنن و لوتکیپول بر پایه الگوی خود توضیح برداری می‌باشد. در این راستا معیار اطلاعاتی شوارتز- بیزین وقفه یک را به عنوان وقفه بهینه مدل

تعیین نمود[1]. نتایج مربوط به آزمون هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول در جدول(۴)، ارائه شده است:

جدول ٤- نتایج آزمون هم‌انباشتگی سایکنن و لتکیپول

فرضیه H_0	مقدار آمارهٔ آزمون LR	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵ درصد
$r = 0$	۱۱۷/۱۶	۵۹/۹۵
$r = 1$	**۵۹/۴۰**	۴۰/۰۷
$r = 2$	۲۰/۰۱	۲۴/۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۴)، ملاحظه می‌شود که آمارهٔ آزمون LR وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. بنابراین با استفاده از روش حداقل مربعات اصلاح‌شده (FMOLS) رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل در جدول (۵) برآورد شده است.

جدول ۵- نتایج تخمین رابطهٔ بلندمدت مدل با استفاده از روش FMOLS

نام متغیر	ضریب	ارزش احتمال	انحراف معیار
IGDP	۱/۲۵	**۰/۰۴	۱/۶۷
WGDP	۷/۱	*۰/۰۰۰۳	۲۰/۰۰۱
OPEN	۱/۲۴	**۰/۰۳۸	۰/۵۷۹
P_{ie}	-۰/۹۵	**۰/۰۴۵	۰/۵۲
VOL_{ER}	-۲/۱	**۰/۰۴۴	۳/۶۵
c	-۱۸/۳	***۰/۰۰۷	۱۹/۱۵

*،**،*** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین رابطهٔ بلندمدت، بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و صادرات کالاهای صنعتی طی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۹ را می‌توان چنین بیان کرد: به ازای ۱ درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، صادرات کالاهای صنعتی ۲/۱ درصد کاهش می‌یابد؛ به ازای یک درصد افزایش در قیمت کالاهای صادراتی نیز ، صادرات کالاهای صنعتی

۱. به دلیل کوچک بودن حجم نمونه از معیار اطلاعاتی شوارتز_بیزین (Schwarz Bayesian Information Criterion) برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده است.

۰/۹۵ درصد کاهش می‌یابد و در نهایت به ازای ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ایران، تولید ناخالص داخلی جهان(درآمد خارجیان) و درجهٔ باز بودن اقتصاد، صادرات کالاهای صنعتی به ترتیب ۱/۲۵، ۷/۱ و ۱/۲۴ درصد افزایش می‌یابد. براساس ادبیات موضوع و مطالعات تجربی مرور شده، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر صادرات کالاهای صنعتی دارد. در این مطالعه نیز تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی کشور تأیید شد. این نتیجه را می‌توان چنین توجیه کرد که همچنان که در بخش مبانی نظری ذکر شد، افزایش در ریسک نرخ ارز دارای دو اثر جانشینی و درآمدی است. بنابراین به نظر می‌رسد اثر جانشینی بی‌ثباتی یا ریسک نرخ ارز بیشتر از اثر درآمدی آن بوده و از این‌رو توانسته است فعالیت صادراتی را کاهش دهد.

با توجه به نتایج جدول (۵)، ضریب متغیر مربوط به درآمد خارجیان در میان متغیرهای مدل بیشترین تأثیر را دارد؛ دلیل این امر آنست که با افزایش درآمد جهان خارج و به تبع آن، افزایش تقاضا برای کالاهای صنعتی است که افزایش صادرات کالاهای صنعتی را در پی خواهد داشت. به‌علاوه افزایش تولید ناخالص داخلی کشور نیز باعث افزایش صادرات کالاهای صنعتی می‌شود که بر اساس ادبیات اقتصاد کلان مطابق انتظار است. همچنین قیمت کالاهای صادراتی تأثیر منفی بر صادرات کالاهای صنعتی دارد؛ به‌دلیل این‌که با افزایش شاخص قیمت کالاهای صادراتی، کالاهای صادراتی به طور نسبی گران‌تر شده، تقاضا برای کالاهای صنعتی کاهش می‌یابد.

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

با توجه به این‌که صادرات کالاهای صنعتی، قسمت عمده‌ای از صادرات غیرنفتی کشور را تشکیل می‌دهد، نرخ واقعی ارز یکی از متغیرهای مهم مؤثر بر صادرات غیرنفتی است. از این‌رو بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی از جمله صادارت کالاهای صنعتی اهمیت می‌یابد. در مطالعهٔ حاضر نیز به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی طی دورهٔ ۱۳۴۷-۱۳۸۹ پرداخته شده است. برای این منظور، پس از برآورد مدل مناسب ARIMA با استفاده از روش باکس_جنکینز، مدل EGARCH(0,1) ، مورد برآورد قرار گرفت و شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز از آن استخراج شد. در مرحلهٔ بعدی برای ارزیابی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی ایران، رابطهٔ بلندمدت آن‌ها به همراه سایر متغیرهای کنترل در مدل با استفاده از روش هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول (با لحاظ شکست ساختاری) مورد آزمون قرار گرفت. نتیجه این آزمون نشان‌گر وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل بوده، رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو با استفاده از روش حداقل مربعات اصلاح‌شده (FMOLS) برآورد شد. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات کالاهای صنعتی ایران دارد. هم‌چنین در بین متغیرهای کنترل، درآمد خارجیان، تولید ناخالص داخلی ایران و درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات کالاهای صنعتی داشته و متغیر شاخص قیمت کالاهای صنعتی تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات کالاهای صنعتی داشته است. لازم به ذکر است که نتایج مطالعهٔ حاضر با تئوری‌های مطرح شده در این زمینه و نتایج تجربی مطالعات داخلی و خارجی نیز سازگار است.

تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز با به وجود آوردن فضایی بی‌ثبات و نامطمئن در اقتصاد و همچنین با ایجاد شرایط نامطمئن و متزلزل در زمینهٔ سود ناشی از مبادلات بین‌المللی، سبب کاهش تجارت و همچنین کم‌تحرکی جریان سرمایه از طریق کاهش

سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های خارجی و به هم خوردن سبد دارایی‌های مالی و کاهش سطح صادرات می‌شود. با توجه به تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای صنعتی ایران، توصیه می‌شود:

- نهادها و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور با ایجاد محیط امن برای فعالیت‌های صادراتی، ازجمله ایجاد صندوق تضمین صادرات، برقراری ثبات و هماهنگی در سیاست‌های ارزی ، تجاری و گمرکی و ایجاد بازار سلف برای پوشش ریسک ارز، نوسانات نرخ ارز را به حداقل برسانند.
- سیاست‌گزاران اقتصادی با رعایت انضباط در اجرای سیاست‌های پولی و مالی، از طریق ثبات بخشیدن به سطح عمومی قیمت‌های داخلی موجبات کاهش بی‌ثباتی نرخ ارز را فراهم کنند.

منابع و مآخذ

- احسانی، محمدعلی، خان علی‌پور، امیر و عباسی، جعفر. (۱۳۸۸). «اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران»، پژوهش‌نامهٔ علوم اقتصادی، شمارهٔ ۳۲، صص ۱۳-۴۳.
- دهمرده، نظر، صفدری، مهدی و شهیکی، مهیم. (۱۳۸۸). «اثر شاخص های کلان بر توزیع درآمد در ایران»، پژوهش‌نامهٔ بازرگانی، بهار ۱۳۸۸، شمارهٔ ۵۴، صص ۲۵-۵۵.
- رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۶). ارز و صادرات غیرنفتی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی، صص۱۸-۳۶.
- رسیدگان، شهره. (۱۳۸۱). **بررسی پدیدهٔ منحنی جی در ایران**، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- سلمانی، بهزاد و رضازاده، علی. (۱۳۹۰). «تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی در ایران»: **سیاست‌های اقتصادی (نامهٔ مفید)**. شمارهٔ ۱، صص ۳۷-۵۸.
- صمدی، علی حسین و پهلوانی، مصیب. (۱۳۸۸). **هم انباشتگی و شکست ساختاری در اقتصاد**، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان، چاپ اول.

- Arize, A.C., Malindretos, J., Kasibhatla, K.M., (2003). "Does Exchange Rate Volatility Depress Flows: the Case of LDCs", International Advances in Economic Research 9, 7–19.
- Arize, A.C., Osang, T., Slottje, D.J., (2008). "Exchange Rate Volatility in Latin America and its.impact on Foreign Trade", International Review of Economics and Finance 17, 33–44.
- Baak, S.J., Al-Mahmood, M.A., Vitathep, S., (2007), "Exchange Rate Volatility and Exports
- from East Asian Countries to Japan and the USA", Applied Economics 39, 947–959.
- Bahmani-Oskooee, M., (2002). "Does Black-Market Exchange Rate Volatility Deter the Trade Flows?", Applied Economics 34, 2249–2255.
- Bahmani-Oskooee, M., Hegerty, S.W., (2007), "Exchange Rate Volatility and Trade Flows: a
- Review Article", Journal of Economic Studies 34, 211–255.
- Bleany, M. (2008). Fundamentals and Exchange Rate Volatility, School of Economics University of Nottingham.
- Brooks, C. (2008). introductory econometrics for finance, Cambridge

University Press, Second Edition.

- Chit, M.M, Rizov. M., and Willenbockel, D. (2010), "Exchange Rate Volatility and Exports: New Empirical Evidence from the Emerging East Asian Economies". The World Economy, vol. 33, issue 2, pages 239-263.
- Clark, P., Tamirisa, N., Wei, S.J., (2004). Exchange Rate Volatility and Trade Flows-Some New Evidence. International Monetary Fund.
- Cote, Agathe (1994), "Exchange Rate Volatility and Trade; a Survey", Working Paper 94-5, Bank of Canada.
- Dehmardeh, N., M. Safdari and M. Shahiki Tash. (2010), "The Effect of Macroeconomic Index on Income Distribution in Iran", Journal of Trade Studies. Vol.54, PP.25-55.
- Egert, B., and A. Morales- Zumaquero (2008). "Exchange Rate Regimes, Foreign Exchange Volatility and Export Performance in Central and Eastern Europe": Just another Blur Project? Review of Development Economics 12, PP.577–593.
- Engle, R.F. and V. K. Ng (1993), "Testing the Impact of News and Volatility", Journal of Finance, 48, PP.1749-1778.
- Esquivel, G., Larrain, F.B., (2002), "The Impact of G-3 Exchaneg Rate Volatility on Developing Countries", United Nations, G-24 Discussion Paper Series 16.
- Grauwe, D.P, (1988), 'Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade', IMF Staff Papers, vol. 35, No. 1, pp.63-84.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", Journal of Econometrics, No 70, PP. 99–126.
- Johansen, S. (1995), Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S., Mosconi, R. and Nielsen, B, (2000), Cointegration Analysis in the Presence of
- Structural Breaks in the Deterministic Trend, *Econometrics Journal* 3: PP.216–249.
- Nelson, D.B. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new approach, Econometrica, 59(2), PP.347– 370.
- Poon, W.C., Choong, C.K., Habibullah, M.S., (2005), "Exchange Rate Volatility and Exports for Selected East Asian Countries", ASEAN Economic Bulletin 22, PP.144–159.
- Rahmatsyah, T., Rajaguru, G., Siregar, R.Y., (2002), Exchange-Rate Volatility, Trade and Fixing for Life in Thailand, Japan and World Economy 14, PP.445–470.
- Rey, Serge, (2006) ,"Effective Exchange Rate Volatility and MENA

Countries' Exports to the EU", *Journal of Economic Development*, Vol31,Number 2.

- Rey, S., (2006), "Effective Exchange Rate Volatility and MENA Countries' Exports to the EU", *Journal of Economic Development* 31, PP. 23–54.
- Saikkonen, P. & H. Lutkepohl, (2000), "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Processwith Structural Shifts", *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, PP. 451-464.
- Saikkonen, P. & H. Lutkepohl, (2001), "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level
- Shift at Unknown Time", Econometric Theory, Forthcoming. Discussion Paper No. 72, 1999, SFB 373, Humboldt-Universit¨at zu Berlin, http://sfb.wiwi.hu-berlin.de.
- Saikkonen, P. and Lutkepohl, H. (2000), "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR
- Process with Structural Shifts", *Journal of Business & Economic Statistics* 18: PP. 451–464.
- Subrana, K. Samanta. "Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade For A Developing Country: An Empirical Analysis", *The Indian Economic Journal*, (1998), P.P. 15-65.
- Stancik,J. (2006); "Determinants of Exchange Rate Volatility: The Case of the New EU Members", Center of Economic Research and Graduate Education, Charels University Prague, Discussion Paper,No.158.
- Tavlas, G., Hall, S., Hondroyiannis, G., P.A.V.B., Swamy , Michael Ulan., (2010), "Exchange-Rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or Other Developing Countries?", Economic Modeling 27, PP. 1514–1521.
- Tenreyro, S., (2007), "On the Trade Impact of nominal Exchange Rate Volatility", Journal of
- Development Economics 82, PP. 485–508.
- Wang, K.L., Barrett, C.B., (2007), "Estimating the Effects of Exchange Rate Volatility on Export Volumes", Journal of Agricultural and Resource Economics 32, PP. 225–255.