

## بررسی اثر بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا در ایران (رهیافت سایکنن و لوتکیپول)

محمد مهدی برقی اسگوی\*<sup>۱</sup>

سیامک شهباززاده<sup>۲</sup>

اتابک شهباززاده<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۶/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۳/۱۲

### چکیده

در مورد تأثیر نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی ادبیات وسیعی وجود دارد. در این میان، بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا بیشتر قابل توجه است. لذا هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا در ایران طی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۹ می‌باشد. در این راستا، 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 اصلاح شده (FMOLS)، تأثیر شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز به همراه سایر متغیرهای مدل بر صادرات کالاهای با فناوری بالا 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 با فناوری بالا داشته و اثر متغیرهای تولید ناخالص داخلی جهان (درآمد خارجی) و درجه باز بودن اقتصاد بر صادرات کالاهای با فناوری بالا مثبت و معنی‌دار بوده است. یافته‌های تجربی مقاله فوق، دلالت‌های مفیدی را برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذارانی که نیازمند تشخیص اثرات دقیق بی‌ثباتی نرخ ارز بر روی صادرات کالاهای با فناوری بالا هستند فراهم می‌کند.

**کلید واژه‌ها:** صادرات کالاهای با فناوری بالا، شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، EGARCH، هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول، FMOLS.

طبقه‌بندی JEL: C22, Q1

**Email:** Mahdi\_Oskooee@yahoo.com

**Email:** S\_Shahbazzade@Sb24.com

**Email:** Atabak\_Shahbazzadeh@yahoo.com

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

## ۱. مقدمه

با افزایش چشمگیر نقش دانش و نوآوری در فعالیت‌های اقتصادی، نوآوری به مهم‌ترین جنبه خلق دانش تبدیل شده است. به طوری که با شتاب روند همبستگی اقتصاد جهانی، شاهد رشد روز افزون انتشار و توزیع دانش و فناوری هستیم. در این راستا کشورهای در حال توسعه به منظور پرکردن شکاف فناوری و درآمد سرانه با کشورهای توسعه یافته بایستی علاوه بر نوآوری داخلی، به انتشار و سرریز فناوری بین‌المللی نیز توجه داشته باشند. در این میان کشورها، سازمان‌ها و بنگاه‌ها برای کاهش زیان‌های ناشی از تحولات جهانی و ادامه بقای خود ناگزیر به پذیرش شرایط جدید و محیط رقابتی با بهره‌گیری از ابزارها و ساز و کارهای مختلف هستند. بدیهی است کشورها تنها با اتکا به ابزارهای سنتی و بدون بهره‌گیری از فناوری‌های جدید و رقابتی نمی‌توانند در صحنه رقابت توفیق لازم را به دست آورند. بنابراین به کارگیری فناوری در تولید کالاها و خدمات به امری اجتناب ناپذیر تبدیل شده است (آنتوتتی و کانلی<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰؛ زاکاریادیس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۲).

صادرات کالاهای با فناوری بالا نشان دهنده‌ی عملکرد صنایع کشورها در تقسیم کار جهانی و توانمندی‌های رقابتی آن در سطح بین‌المللی می‌باشد. لذا بالا بودن آن، جهت‌گیری‌های سیاست‌های اقتصادی، صنعتی و تجاری کشورها را در حوزه‌ی فناوری در فضای بین‌المللی، تبیین می‌نماید. آنچه مشهود است در طی سال‌های اخیر، اقتصاد جهانی شاهد رونق تجارت کالاهای با فناوری بالا بوده است. در سال ۲۰۰۴ ارزش صادرات جهانی آن از رقم ۱۵۵۳ میلیارد دلار با نرخ رشد سالانه ۸/۶ درصد به ۲۲۳۰ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۸ و ۲۳۵۹ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۹ افزایش یافته است. با استمرار روند مذکور، تا سال ۲۰۱۵ ارزش صادرات جهانی کالاهای مذکور از مرز ۳۰۰۰ میلیارد دلار فراتر خواهد رفت. این امر گویای اهمیت درآمدزایی صنایع با فناوری بالا در سال‌های آتی می‌باشد. آنچه مسلم است روند سهم صادرات کالاهای با فناوری بالای ایران در طی سال‌های اخیر همزمان با روند رو به رشد تقاضای جهانی به نحو چشمگیری رشد یافته است. به بیان دیگر در طی سال‌های اخیر، مشارکت ایران در تقسیم‌کار بین‌المللی کالاهای با فناوری بالا رو به افزایش بوده ولی از حیث ارزش صادرات مذکور در مقایسه با اندازه جمعیت و ظرفیت تولیدی کشور در حد قابل انتظار نمی‌باشد. بررسی وضعیت صادرات کالاهای با فناوری بالای کشور مؤید این مطلب است که در طی سال‌های مورد مطالعه، ارزش صادرات کالاهای مذکور سالانه ۶۰ درصد رشد را تجربه کرده است. در واقع ارزش صادرات کالاهای با فناوری بالا از رقم ۲/۳ میلیون دلار در سال ۱۳۷۵ به ۶۱۲ میلیون دلار در سال

1. Antonietti & Cainelli  
2. Zachariadis

۱۳۸۹ به بیش از ۲۶۶ برابر افزایش یافته است. سهم ایران از صادرات ۲۳۵۹ میلیارد دلاری کالاهای با فناوری بالا جهانی حدود ۰/۰۲ درصد تخمین زده می‌شود.<sup>۱</sup>

بررسی ارتباط نرخ واقعی ارز و نوسانات آن با صادرات کالاهای با فناوری بالا در اقتصاد ایران به-عنوان ارتباط دهنده‌ی اقتصاد ملی با اقتصاد جهانی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این‌رو استراتژی توسعه‌ی صادرات غیرنفتی به ویژه توسعه‌ی صادرات کالاهای با فناوری بالا، با توجه به نیازهای ارزی کشور و بی‌ثباتی درآمدهای ارزی حاصل از صادرات، نقش توسعه‌ی صادرات کالاهای با فناوری بالا در روند توسعه‌ی اقتصادی کشور بیان‌کننده‌ی این واقعیت مهم است که نقش دانش و نوآوری در فعالیت‌های اقتصادی در قالب کالاهای با فناوری بالا در توسعه‌ی اقتصادی، جایگاهی ویژه دارند که برای رسیدن به این اهداف، نرخ ارز و نوسانات آن دارای نقش بسیار مهمی می‌باشد. در این راستا، شناخت تجربی عوامل تأثیرگذار بر صادرات کالاهای با فناوری بالا و ارائه راهکارهای سیاستی مناسب می‌تواند تأثیرگذار باشد. از این‌رو هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا در ایران طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۶۰ می‌باشد. بر این اساس، این مقاله دارای سازماندهی زیر است:

بخش دوم، مبانی نظری موضوع تبیین شده؛ در بخش سوم به مرور مطالعات انجام گرفته در داخل و خارج از کشور پرداخته می‌شود. بخش چهارم در برگیرنده‌ی مدل تحقیق و تکنیک‌های تخمین می‌باشد. بخش پنجم، نتایج و تحلیل یافته‌ها را ارائه می‌نماید و بالاخره بخش ششم، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## ۲. ادبیات موضوع

یکی از مسائل اساسی در زمینه‌ی نرخ واقعی ارز، به ویژه در کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته مسأله بی‌ثباتی و شدت نوسانات نرخ واقعی ارز و تأثیر آن بر عملکرد متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی است.<sup>۲</sup> بی‌ثباتی نرخ ارز به افزایش نااطمینانی منجر می‌شود و از آن طریق به افزایش ریسک فعالیت‌های تجاری و نهایتاً به کاهش حجم تجارت می‌انجامد (کوته،<sup>۳</sup> ۱۹۹۴). مدل‌های ارائه شده از سوی کلارک<sup>۴</sup> (۱۹۷۳) و بارون<sup>۵</sup> (۱۹۷۶) این ارتباط را منفی نشان می‌دهد. همچنین کوته معتقد است فرض ریسک‌گریزی دست اندرکاران تجارت الزاماً به این معنی نیست که یک افزایش در ریسک به کاهش تجارت منجر شود، بلکه رفتار آنها به توابع مطلوبیت بنگاه‌ها بستگی

۱. کتابخانه‌ی مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی

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

دارد. وی معتقد است که در مدل‌های سنتی کلارک و بارون ارتباط منفی بین ریسک نرخ ارز و صادرات به دلیل وجود فرض ریسک‌گریزی عوامل تولید و تجارت می‌باشد. اگر عوامل اقتصادی ریسک‌خنی یا ریسک‌پذیر باشند، ریسک نرخ ارز بر تصمیمات بنگاه اثر منفی ندارد. گراو<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) معتقد است که افزایش در ریسک دو اثر درآمدی و جانشینی دارد که در جهت متفاوت عمل می‌کنند. با افزایش ریسک، اثر جانشینی باعث جانشین شدن سایر فعالیت‌های کم ریسک به جای فعالیت پر ریسک 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. نتیجه دو اثر درآمدی و جانشینی به شکل توابع مطلوبیت آنها بستگی دارد (ریو سرچ<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶).

در ایران، عوامل مؤثر بر ایجاد نوسانات نرخ ارز در بازار را می‌توان بدین صورت خلاصه نمود؛ (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 نحوه‌ی تولید و توزیع داخلی؛ به عنوان مثال، زمانی ارز با نرخ رسمی در اختیار کارخانجات قرار می‌گرفت و قیمت تولیدات آن‌ها کنترل می‌شد ولی بعدها کارخانجات توانستند با استفاده از ارز صادراتی و ارز آزاد اقدام به ورود مواد اولیه کرده تولیدات خود را بر همان اساس قیمت‌گذاری کنند. (۳) هزینه‌ی ارزی مسافرت، تحصیل و درمان در خارج از کشور؛ به عنوان مثال، اکثر مسافرت‌های تفریحی و شروع به تحصیل در خارج از کشور که مستلزم هزینه‌ی ارزی قابل توجهی است، در ماه‌های خاصی از سال (بهار و تابستان) صورت می‌گیرد (احسانی و همکاران، ۱۳۸۸).

## ۲-۱- 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 دامنه نوسانات نرخ ارز محیط مساعدتری را جهت تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی فراهم می‌سازد. اگر نرخ ارز، نوسانات شدیدی را داشته باشد، صادرکنندگان و واردکنندگان در هنگام تنظیم قرارداد، در مورد درآمد حاصل از صادرات و نیز هزینه واردات به پول داخلی تصور چندانی دقیق نخواهند داشت، البته ارزش ارزی کالای صادراتی و وارداتی در هنگام تنظیم قرارداد معلوم است، ولی از آنجا که تا هنگام دریافت درآمد صادراتی و یا هنگام فروش کالاهای وارداتی مدت زمانی سپری می‌گردد، نوسانات نرخ ارز قادر است تا ارزش کالای صادراتی و هزینه‌ی کالای وارداتی را (به پول ملی) شدیداً تحت تأثیر قرار دهد و این درآمدها و هزینه‌ها به راحتی می‌توانند با زمان انجام معامله

1. Grauwe

2. Rey and Serge

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 منجر گردد (تاوالس و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰):

اول آنکه برخی از واردکنندگان و صادرکنندگان بطور کلی دست از انجام چنین معاملاتی بر خواهند داشت زیرا تحمل این خطر را ندارند که درآمدها و یا قیمت‌های ریالی آن‌ها یک‌باره تغییر نماید که این امر باعث کاهش حجم مبادلات خارجی خواهد شد و بسیاری از کالاهایی که مزیت نسبی هستند به بازارهای جهانی راه نخواهند یافت. این امر تخصیص منابع را مختل خواهد ساخت و باعث خواهد شد تا سرمایه‌گذاران، سرمایه‌های خود را در کانال‌های دیگر بکار اندازند که از سودآوری بیشتر و ریسک کمتری برخوردارند. دوم آن دسته از صادرکنندگان و واردکنندگان که فعالیت‌های خود را متوقف نمی‌سازد، 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، از این رو دست‌اندرکاران تجارت خارجی این افزایش سود را با خرید ارزان‌تر از تولیدکنندگان و فروش گران‌تر به خریداران داخلی تأمین خواهند نمود. خرید ارزان‌تر از تولیدکنندگان باعث کاهش انگیزه 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 باشد و سهم تجارت خارجی در تولید ناخالص ملی بیشتر باشد، نوسانات نرخ ارز تأثیر بیشتری در جهت کاهش تولید داخلی، افزایش قیمت‌ها و تحدید تجارت خارجی خواهد گذاشت. در این شرایط سودها و زیان‌های پیش‌بینی نشده‌ی بسیاری وجود خواهد داشت، لیکن احساس ثبات و ایمنی (که لازمه برنامه‌ریزی و فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد) تا حدود زیادی تضعیف خواهد شد. به منظور بیان نحوه تأثیرگذاری عدم اطمینان (ریسک) حاصل از نوسانات نرخ ارز بر صادرات، در زیر مدل ساده‌ای ارائه می‌شود (چیت و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰):

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

$$\pi = P.X - C(X) \quad (1)$$

1. Tavlas et al

2. Wang and Barrett

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

$$P = P^* \cdot R \quad (۲)$$

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 که بنگاه تابع مطلوبیت انتظاری سود خود را ماکزیمم می‌سازد.

$$E(u) = E(\pi - k \cdot \delta_\pi^2) \quad (۳)$$

در این رابطه  $E$  امید ریاضی،  $\delta_\pi^2$  واریانس سود و  $k > 0$  مقدار ثابتی است که بیانگر عدم رضایت از ریسک است. پس از ماکزیمم نمودن معادله (۳) نسبت به  $x$  خواهیم داشت:

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

که در آن  $C'(X) = E(R)$  تابع هزینه نهایی و  $\delta_R^2$  واریانس نرخ ارز است. از معادله (۴) نیز می‌توان چنین استنتاج نمود:

$$P^* \cdot \mu_R - C'(x) > 0 \quad \text{اگر} \quad \frac{\partial x^*}{\partial \mu_R} < 0$$

$$P^* \cdot \mu_R - C'(x) > 0 \quad \text{اگر} \quad \frac{\partial x^*}{\partial \delta_R^2} < 0$$

بنابراین مشاهده می‌شود که با وجود اینکه افزایش در نرخ ارز مورد انتظار باعث افزایش صادرات می‌گردد هرگونه افزایش در ریسک‌گریزی و نیز ریسک حاصل از نوسانات نرخ ارز، صادرات را کاهش خواهد داد. بنابراین، 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 می‌گردد.

### ۳. 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 ارائه می‌دهند 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 بکار گرفته شده در الگوهای مورد استفاده‌اند. اهم مطالعات انجام شده در جدول (۱) خلاصه شده‌اند.

جدول ۱: خلاصه مطالعات انجام شده

محقق	دوره مورد مطالعه	کشورها	روش محاسبه بی ثباتی	روش اقتصادسنجی	نتیجه
سلمانی و رضازاده (۱۳۹۰)	۱۳۵۰-۱۳۸۵	ایران	GARCH	آزمون هم-انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری	بی ثباتی نرخ ارز تأثیر 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 بی ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی مورد تأیید قرار گرفت.
چیت و همکاران (۲۰۱۰)	۱۹۸۳-۲۰۰۸	کشورهای شرق آسیا	GARCH	پانل GMM <sup>۱</sup>	بی ثباتی 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 بی ثباتی نرخ واقعی بر تجارت در کشورهای نوظهور مورد تأیید قرار نگرفت.
اگرت و موالس-زوماکوورو <sup>۲</sup> (۲۰۰۸)	۱۹۹۳-۲۰۰۴	اسلواکی، اسلونی، اوکراین، بلغارستان، جمهوری چک، روسیه، رومانی، کرواسی، مجارستان و لهستان	انحراف معیار میانگین متحرک	داده‌های تابلویی	میزان اثرگذاری بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کشورهای مذکور، مختلف گزارش شده است.
آریز و همکاران <sup>۳</sup> (۲۰۰۸)	۱۹۷۳-۲۰۰۴	بولیوی، پرو، جمهوری دومینیکا، کاستاریکا، کلمبیا، هندوراس و ونزوئلا	ARCH	هم‌انباشتگی پانلی	بی ثباتی نرخ ارز در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر صادرات داشته است.
تنریو <sup>۴</sup> (۲۰۰۷)	۱۹۷۰-۱۹۹۷	۸۷ کشور منتخب	انحراف معیار شرطی	داده‌های تابلویی	بی ثباتی نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر تجارت نداشته است.
بانک و همکاران <sup>۵</sup> (۲۰۰۷)	۱۹۸۱-۲۰۰۴	تایلند، سنگاپور، کره جنوبی	انحراف معیار شرطی	هم‌انباشتگی	به جزء هنگ کنگ، بی ثباتی نرخ ارز دارای تأثیر منفی و

1. General Method of Moments
2. Egert & Morales-Zumaquero
3. Arize et al
4. Tenreiro
5. Baak et al

معنی‌داری بر صادرات داشته است.			و هنگ کنگ		
بی‌ثباتی نرخ ارز اثر یکسانی بر بخش‌های مختلف اقتصادی ندارد؛ بخش کشاورزی بیشترین تأثیرپذیری را نسبت به سایر بخش‌ها دارد.	هم‌انباشتگی	GARCH	تایوان	۱۹۸۹-۱۹۹۸	وانگ و بارت <sup>۱</sup> (۲۰۰۷)
بی‌ثباتی نرخ ارز برای کشورهای الجزایر، ترکیه، تونس و مصر اثر منفی و برای مراکش نیز اثر مثبت گزارش شده است.	هم‌انباشتگی	ARCH-GARCH	الجزایر، ترکیه، تونس، مراکش و مصر	۱۹۷۰-۲۰۰۲	ری <sup>۲</sup> (۲۰۰۶)
به جزء تایلند بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر صادرات کشورهای مذکور دارد.	هم‌انباشتگی	انحراف معیار میانگین متحرک	اندونزی، تایلند، ژاپن، سنگاپور و کره جنوبی	۱۹۷۳-۱۹۹۷	پون و همکاران <sup>۳</sup> (۲۰۰۵)
بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر صادرات داشته است.	هم‌انباشتگی	انحراف معیار میانگین متحرک	آفریقای جنوبی، اردن، بورکینافاسو، پاکستان، کاستاریکا، کلمبیا، کنیا، میانمار و ونزوئلا	۱۹۷۳-۱۹۹۶	آریز، مالیندرتس و کاسیب‌هاتلا <sup>۴</sup> (۲۰۰۳)
نتایج حاکی از اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت ایران دارد.	هم‌انباشتگی	انحراف معیار میانگین متحرک	ایران	۱۹۷۴-۱۹۹۴	بهمنی اسکویی <sup>۵</sup> (۲۰۰۲)
بی‌ثباتی نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات داشته است.	داده‌های تابلویی	انحراف معیار میانگین متحرک و شرطی	آلمان، ایالات متحده، ژاپن، ۴۰ کشور منتخب آمریکای لاتین، آسیا، آفریقا و اروپا	۱۹۷۳-۱۹۹۸	اسکوول و لاراین <sup>۶</sup> (۲۰۰۲)
اثر منفی و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات (به کشورهای ژاپن و ایالات متحده) تأیید گردید.	هم‌انباشتگی	ARCH-GARCH	تایلند	۱۹۷۰-۱۹۹۷	رحمت‌سیاه و همکاران <sup>۷</sup> (۲۰۰۲)

1. Wang & Barrett
2. Rey
3. Poon et al
4. Arize, Malindretos, and Kasibhatla
5. Bahmani-Oskooee
6. Esquivel and Larrain
7. Rahmatsyah et al



نتایج مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که 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 که روش استخراج بی‌ثباتی، روش تخمین با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و با در نظر گرفتن صادرات کالاهای با فناوری بالا در تحقیق حاضر، متفاوت از مطالعات تجربی انجام یافته در ایران و حتی کشورهای خارجی است و این موضوع را می‌توان به عنوان مزیت این مطالعه نسبت به مطالعات دیگر بیان نمود.

#### ۴. روش‌شناسی تحقیق

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

$$IT = f(IGDP, WGD, OPEN, P_{it}, VOL_{ER})$$

(۵)

$$\ln IT_t = \beta_0 + \beta_1 \ln IGDP_t + \beta_2 \ln WGD_t + \beta_3 \ln OPEN_t + \beta_4 \ln P_{it} + \beta_5 VOL_{ERt} + \epsilon_t$$

به طوری که در آن:

IT صادرات کالاهای با فناوری بالا، IGDP تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰، WGD تولید ناخالص داخلی جهان به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ است که به عنوان درآمد خارجی در مدل وارد شده است، OPEN درجه باز بودن اقتصاد،  $P_{it}$  شاخص قیمت کالاهای با فناوری بالا و  $VOL_{ER}$  بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز<sup>۱</sup> می‌باشد. کلیه متغیرهای مدل به صورت لگاریتم طبیعی هستند. داده‌های آماری متغیر صادرات کالاهای با فناوری بالا و شاخص قیمت صادرات از کتابخانه وزارت صنعت و معدن و لوح فشرده بانک جهانی<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) و همچنین نرخ ارز اسمی دلار - ریال برای دوره‌ی زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۹ از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی اخذ شده است. داده‌های متغیر تولید ناخالص داخلی ایران، تولید ناخالص داخلی جهان و درجه باز بودن اقتصاد از لوح فشرده بانک جهانی استخراج شده است.

در مطالعه‌ی حاضر برای محاسبه بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز از تکنیک EGARCH<sup>۳</sup> استفاده شده است. در مطالعات اخیر، بی‌ثباتی بر اساس مدل‌های سری زمانی که در آن واریانس شرطی از یک دوره به دوره‌ی دیگر تغییر می‌کند، اندازه‌گیری می‌شود. انواع مدل‌های GARCH برای

۱. برای محاسبه نرخ ارز واقعی از نسبت حاصل ضرب نرخ ارز بازار آزاد در نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی آمریکا به شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران استفاده شده است.

2. WDI, 2010

3. Exponential GARCH

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 معادله زیر:

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

واریانس شرطی فقط به اندازه وقفه‌های جملات اخلال وابسته است و مستقل از علامت جملات اخلال می‌باشد. با توجه به این که در متغیرهای مالی، یک شوک منفی بیشتر از یک شوک مثبت (هم اندازه با شوک منفی) باعث افزایش بی‌ثباتی می‌گردد (بروکس<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸). از این رو برای استخراج بی‌ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش نامتقارن استفاده گردد که یکی از روش‌های نامتقارن، EGARCH است. این روش برای اولین بار توسط نلسون<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) مطرح گردید و به شکل زیر قابل بیان می‌باشد:

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

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

برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای معادله (۵) از آزمون هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) استفاده می‌شود. این آزمون نتیجه شکست ساختاری در سیستم را براساس چهارچوب معادلات چندگانه جوهانسن - جوسیلیوس<sup>۴</sup> بررسی می‌کند، در حالی که روش‌های قبلی مانند گریگوری - هانسن<sup>۵</sup> (۱۹۹۶) شکست ساختاری را در چارچوب تک معادله بررسی می‌کنند. سایر روش‌های هم‌انباشتگی سنتی هم توانایی بررسی شکست ساختاری را در سیستم معادلات به هیچ وجه ندارند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸).

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

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

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \lambda_1 d_{1t} + \lambda_2 d_{2t} + \lambda_3 d_{3t} + \gamma_1 DT_{0t} + \gamma_2 DU_{1t} + x_t \quad (8)$$

که در آن  $DU_{1t}$  و  $DT_{0t}$  به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیر مجازی واکنش<sup>۱</sup> و متغیر مجازی انتقال<sup>۲</sup> هستند که جهت بررسی شکست ساختاری وارد الگو می‌شوند. هرگاه  $t=T_0$  باشد مقدار  $DT_{0t}=1$  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  $\lambda_i$  ( $i=1,2,3$ )،  $\mu_0$ ،  $\mu_1$  و  $\gamma$ ، جملات غیر تصادفی الگو<sup>۳</sup> هستند.

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

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t=1,2 \quad (9)$$

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

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (10)$$

معادله فوق خواص هم‌انباشتگی سیستم را مشخص می‌کند. که در آن بردار نویز سفید<sup>۴</sup> بوده و  $X_t = y_t - D_t$  روند برآورد شده معین الگو را مشخص می‌کند. همچنین رتبه  $\Phi$  نشان‌دهنده‌ی رتبه‌ی هم‌انباشتگی  $D_t$  و  $X_t$  برگرفته از  $y_t$  می‌باشد. حالت‌های ممکن برای روش هم‌انباشتگی سایکنن و لوتکیپول همانند روش جوهانسن سه مورد (یک ثابت، یک روند و 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، نکته جالب این روش در این است که مقادیر بحرانی حتی با لحاظ متغیرهای مجازی در الگو نیز از اعتبار لازم برخوردار بوده 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 به کارگیری بوده و 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  $AIC$ ،  $SBC$  و  $HQ$ ، در مورد انتخاب مرتبه‌ی بهینه‌ی مدل  $VAR$ ، قابل کاربرد می‌باشد.

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

در صورت اثبات، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، بردار تعادلی بلندمدت با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS)<sup>۱</sup> برآورد می‌شود. این روش توسط فیلیپس و هانسن<sup>۲</sup> (۱۹۹۰) معرفی شده و مزایای زیادی نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی دارا می‌باشد. بعلاوه روش تخمین حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS)، دو تصحیح و تورش درون‌زایی را به روش OLS اعمال می‌کند. به‌طوری‌که مطالعات تئوریک 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 اصلاح شده (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 پهنه است (دهمرد و همکاران، ۱۳۸۸).

### ۳. نتایج تجربی

در این بخش قبل از بررسی نتایج تخمین مدل، لازم است ایستایی متغیرهای مدل بررسی شوند. به‌دلیل این‌که در روش هم‌انباشتگی سایکن و لوتکیپول (۲۰۰۰) و روش حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) همه متغیرها بایستی هم‌سطح بوده و  $I(1)$  باشند. در جدول (۲)، نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد KPSS<sup>۳</sup> برای متغیرهای مدل گزارش شده است.

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

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS (فرضیه صفر ایستایی)

متغیر	آماره آزمون در سطح با عرض از مبدأ	مقدار آماره بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون در تفاضل اول	مقدار آماره بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
IT	۰/۳۶۵	۰/۴۷۲	۰/۲۳۲	۰/۴۷۳	ایستا
IGDP	۰/۵۵	۰/۴۷۲	۰/۱۱۲	۰/۴۷۳	ایستا
WGDP	۱/۱۰۱	۰/۴۷۲	۰/۱۳۶	۰/۴۷۳	ایستا
OPEN	۰/۵۲	۰/۴۷۲	۰/۱۴۵	۰/۴۷۳	ایستا
$P_{it}$	۰/۴۷	۰/۴۷۲	۰/۲۹۲	۰/۴۷۳	ایستا
$VOL_{ER}$	۱/۰۲	۰/۴۷۲	۰/۰۱۸	۰/۴۷۳	ایستا

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به آماره آزمون ریشه واحد KPSS در جدول (۲)، ملاحظه می‌شود که تمام متغیرهای مدل در سطح ایستا نبوده و در تفاضل مرتبه‌ی اول ایستا شده‌اند. بنابراین پیش فرض  $I(1)$  بودن متغیرهای مدل برای آزمون هم‌انباشتگی ساینکن و لوتکیپول (۲۰۰۰) برقرار شده است. در ادامه برای محاسبه 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 مرتبه اول آن در مدل استفاده شده است. در این راستا با استفاده از روش باکس-جنکینز<sup>۲</sup>، بهترین مدل  $ARIMA$  برای متغیر نرخ واقعی ارز که بصورت سریالی ناهمبسته بوده و با ناهمسانی واریانس روبروست، مدل  $ARIMA(1,1,4)$  می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج آزمون ARCH-LM و KPSS در جدول (۳)، وجود واریانس شرطی و ایستایی اجزا اختلال مدل تأیید می‌شود.

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

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

منبع: محاسبات تحقیق

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

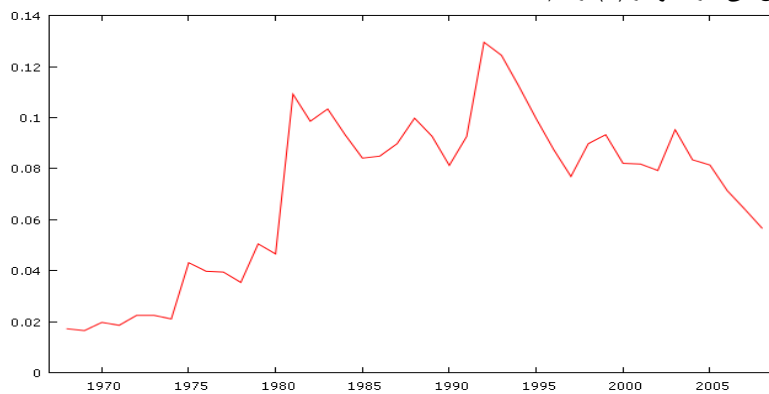
همان‌طور که گفته شد برآورد متغیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بوسیله مدل‌های GARCH یا EGARCH، بستگی به متقارن یا نامتقارن بودن رفتار متغیر نسبت به شوک‌های مثبت و منفی دارد. به طوری که اگر متغیر فوق، رفتار نامتقارن نسبت به شوک‌ها داشته باشد، بهتر است از تکنیک EGARCH برای برآورد بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز استفاده 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 (sign bias) وجود رفتار نامتقارن در متغیر نرخ واقعی ارز نسبت به شوک‌های مثبت و منفی بررسی شد. مقدار آماره آزمون t در آزمون sign bias برای متغیر نرخ واقعی ارز برابر با ۲/۲۱۹ شد که در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و رفتار نامتقارن نرخ واقعی ارز نسبت به شوک‌های مثبت و منفی را تأیید می‌نماید. بنابراین در مطالعه‌ی حاضر با استفاده از مدل EGARCH به برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پرداخته می‌شود.

مرحله پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، برآورد معادله واریانس شرطی جمله اخلاص تحت شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. بنابراین نتایج تخمین مدل به صورت زیر است:

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

$$z \qquad 2.34 \qquad 2.16$$

که در آن معادله فوق نشان‌گر مدل EGARCH (0,1) می‌باشد. بعلاوه، ضرایب مدل فوق بر اساس آماره آزمون z معنی‌دار هستند. لازم به ذکر است که شاخص بی‌ثباتی از معادله فوق برآورد شده و شکل آن در نمودار (۱) رسم شده است.



نمودار ۱: شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی طی دوره (۱۹۶۸-۲۰۱۰)

منبع: محاسبات تحقیق

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

در ادامه جهت بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از روش هم‌انباشتگی ساینکن و لوتکیپول ابتدا لازم است طول وقفه‌ی بهینه مدل خود توضیح برداری (VAR) تعیین شود، زیرا روش ساینکن 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<sup>۱</sup>. نتایج مربوط به آزمون هم-انباشتگی ساینکن و لوتکیپول در جدول (۴)، ارائه شده است:

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی ساینکن و لوتکیپول

مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵ درصد	مقدار آماره آزمون LR	فرضیه $H_0$
۶۱/۳۸	۹۴/۲۷	$r = 0$
۴۴/۱۸	۶۲/۵۱	$r = 1$
۲۳/۱۵	۱۷/۱۲	$r = 2$

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

جدول ۵: نتایج تخمین رابطه‌ی بلندمدت مدل با استفاده از روش FMOLS

نام متغیر	ضریب	ارزش احتمال	انحراف معیار
IGDP	۱/۲۳	*/.۰۴	۱/۶۴
WGDP	۴/۱	*/.۰۰۰۳	۲۲/۰۰۱
OPEN	۱/۲۴	**/.۰۳۸	۰/۵۷۹
$P_{it}$	-۰/۶۵	**/.۰۳۵	۰/۴۱
$VOL_{ER}$	-۲/۱	**/.۰۴۴	۳/۶۵
c	-۱۸/۳	***/.۰۰۷	۱۹/۱۵

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

منبع: محاسبات تحقیق

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

بر اساس نتایج حاصل از تخمین رابطه‌ی بلندمدت، بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و صادرات کالاهای با فناوری بالا طی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۹ می‌توان بیان کرد که؛ به ازای یک درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، صادرات کالاهای با فناوری بالا ۲/۱ درصد کاهش می‌یابد، به ازای یک درصد افزایش در قیمت کالاهای صادراتی نیز، صادرات کالاهای با فناوری بالا ۰/۶۵ درصد کاهش می‌یابد و در نهایت به ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ایران، تولید ناخالص داخلی جهان (درآمد خارجی) و درجه باز بودن اقتصاد، صادرات کالاهای با فناوری بالا به ترتیب ۱/۲۳، ۴/۱ و ۱/۲۴ درصد افزایش می‌یابد. براساس ادبیات موضوع و مطالعات تجربی مرور شده، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز تأثیر منفی بر صادرات کالاهای با فناوری بالا دارد. در این مطالعه نیز تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا کشور تأیید شد. این نتیجه را می‌توان چنین توجیه نمود 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 خارجی در میان متغیرهای مدل بیشترین تأثیر را دارد؛ دلیل این امر آنست که با افزایش درآمد جهان خارج، تقاضا برای کالاهای با فناوری بالا افزایش یافته و در نتیجه صادرات کالاهای با فناوری بالا افزایش می‌یابد. بعلاوه افزایش تولید ناخالص داخلی کشور نیز باعث افزایش صادرات کالاهای با فناوری بالا می‌شود که بر اساس ادبیات اقتصاد کلان مطابق انتظار است. همچنین قیمت کالاهای صادراتی تأثیر منفی بر صادرات کالاهای با فناوری بالا دارد، بدلیل این که با افزایش شاخص قیمت کالاهای صادراتی، کالاهای صادراتی به طور نسبی گرانتر شده و تقاضا برای کالاهای با فناوری بالا کاهش می‌یابد.

#### ۴. نتیجه‌گیری

با توجه به این که صادرات کالاهای با فناوری بالا مهمترین بخش از صادرات غیرنفتی کشور را تشکیل می‌دهد. در این راستا 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 صادرات کالاهای با فناوری بالا اهمیت می‌یابد. لذا در مطالعه حاضر نیز به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا طی دوره ۱۳۴۷-۱۳۸۹ پرداخته شد. 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 گردید. در مرحله بعدی برای ارزیابی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا در ایران، رابطه 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 نشان گر وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل بوده و رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو با استفاده از روش حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) برآورد شد. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان داد که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات کالاهای با فناوری بالا دارد. همچنین در بین متغیرهای کنترل، درآمد خارجی، تولید ناخالص داخلی ایران و درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات کالاهای با فناوری بالا داشته و متغیر شاخص قیمت کالاهای صادراتی تأثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات کالاهای با فناوری بالا داشته است. لازم به ذکر است که نتایج مطالعه حاضر با تئوری‌های مطرح شده در این زمینه و نتایج تجربی مطالعات داخلی و خارجی نیز سازگار است.

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی زیر برای سیاست‌گذاران اقتصادی ارائه می‌شود:

۱. با توجه به تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر صادرات کالاهای با فناوری بالا، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی با اعطای وام‌های ارزی و برقراری سپرده ارزی و همچنین تبدیل درآمدهای صادراتی به گواهی‌نامه‌های ارزی قابل فروش در بازار ارز مانع از تنزل ارزش پول داخل شوند.
۲. با توجه به تأثیر منفی شاخص قیمت کالاهای صادراتی بر صادرات کالاهای با فناوری بالا، سیاست‌گذاران اقتصادی با رعایت انضباط در اجرای سیاست‌های پولی و مالی، از طریق ثبات بخشیدن به سطح عمومی قیمت‌های داخلی موجبات رونق صادرات کالاهای با فناوری بالا را فراهم نمایند.

## منابع

- احسانی، محمدعلی، خان‌علی‌پور، امیر و عباسی، جعفر (۱۳۸۸)، «اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران»، پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی، شماره‌ی ۳۲: ۴۳-۱۳.
- دهمرده، نظر، صفدری، مهدی و شهیکی، مهیم (۱۳۸۸)، «اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران»، پژوهشنامه بازرگانی، بهار ۱۳۸۸، شماره ۵۴: ۲۵-۵۵.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۶)، ارز و صادرات غیرنفتی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی: ۱۸-۳۶.
- رسیدگان، شهره (۱۳۸۱)، بررسی پدیده منحنی جی در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- سلمانی، بهزاد و رضازاده، علی (۱۳۹۰)، «تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی بر صادرات غیرنفتی در ایران»، سیاست‌های اقتصادی (نامه مفید)، تابستان ۱۳۹۰، شماره ۱: ۵۸-۳۷.

- صمدی، علی حسین و پهلوانی، مصیب (۱۳۸۸)، هم‌انباشتگی و شکست ساختاری در اقتصاد، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان، چاپ اول.
- Antonietti, R., and Cainelli, G., (2010),” Innovation, Productivity and Export Evidence from Italy”, Openloc Working Paper Series, NO.17.
- 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. ShahikiTash.(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, 577–593.

- Engle, R.F. and V. K. Ng (1993), "Testing the Impact of News and Volatility", *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Esquivel, G., Larrain, F.B., (2002), "The Impact of G-3 Exchange 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: 216-249.
- Nelson, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new approach", *Econometrica*, 59(2), 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, 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, 445-470.
- Rey, Serge (2006), "Effective Exchange Rate Volatility and MENA Countries' Exports to the EU", *Journal of Economic Development*, Vol 31, Number 2.
- Rey, S., (2006), "Effective Exchange Rate Volatility and MENA Countries' Exports to the EU", *Journal of Economic Development* 31, 23-54.
- Saikkonen, P. & H. Lutkepohl, (2000), "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Structural Shifts", *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 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-Universität 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: 451-464.

- 
- Subrana, K. Samanta. “Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade For A Developing Country: An Empirical Analysis”, The Indian Economic Journal, (1998). PP.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, 1514–1521.
  - Tenreyro, S., (2007), “On the Trade Impact of nominal Exchange Rate Volatility”, Journal of Development Economics 82, 485–508.
  - Zachariadis, M. (2002), “R&D, Innovation and Technological progress: A test of the Schumpeterian frame work without scale effects”, Journal of Economic Development 34, 21–56.
  - Wang, K.L., Barrett, C.B., (2007), “Estimating the Effects of Exchange Rate Volatility on Export Volumes”, Journal of Agricultural and Resource Economics 32, 225–255.

## The Effect of Real Exchange Rate Volatility on Exports of High technology Goods (Saikkonen & Lutkepohl approach)

M.M Barghi Oskooee<sup>1\*</sup>

Siamak Shahbazzadeh<sup>2</sup>

Atabak Shahbazzadeh<sup>3</sup>

### **ABSTRACT:**

There are extensive literatures on the impact of exchange rates on economic activity. The effect of exchange rate volatility on exports of high technology is more noticeable. In this context, investigate the effect of the real exchange rate volatility on different variables such as the export is important. The main objective of this paper is to investigate the impact of real exchange rate volatility on exports of Iran's high technology goods over the period of 1968-2010. To that end, the real exchange rate volatility index has been estimated incorporating with EGARCH (0, 1) model than we using cointegration of Saikkonen & Lutkepohl and FMOLS to investigate the impact of the real exchange rate volatility index, along with other variables of model exports of high technology goods have been evaluated. The main finding of this study show that the real exchange rate volatility variables and export prices have negative and significant effects on exports of high technology goods and variables GDP's world, GDP's Iran and trade of openness have positive and significant effects on exports of high technology goods. The empirical findings of this paper, the beneficial implications for investors and Policymakers needs to recognize the exact effects of exchange rate volatility on exports of high technology goods are provided.

**Keywords:** Export of High technology goods, Real Exchange Rate Volatility index, EGARCH, Cointegration of Saikkonen & Lutkepohl, FMOLS.

**JEL Classification:** C22, Q17.

---

1. Assistant Professor, Faculty of Economics University of Tabriz, Email: Mahdi\_Oskooee@yahoo.com

2. M.A. in Economics, Email: S\_Shahbazzade@Sb24.com

3. M.A. in Economics, Email: Atabak\_Shahbazzadeh@yahoo.com



# فصل نامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران