فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۸۰، پاییز ۱۳۹۵، ۲۲-۱

بررسی تأثیر نوسانات رابطه مبادله و بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی ایران و کشورهای منتخب منا

صدیقه عطرکار روشن* شمس‌الله شیرین‌بخش**

صبا منهاجی***

دریافت: ۹٤/۱۱/۱۰ پذیرش: ۹۵/٤/۵

رابطه مبادله / کشورهای منا / بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی / مدل تصحیح خطای برداری

چکیده

این تحقیق به بررسی تأثیر نوسانات رابطه مبادله و بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی ایران و برخی کشورهای منتخب عضو خاورمیانه و شمال افریقا (منا) (شامل مراکش و اردن) به تفکیک و با استفاده از داده‌های سری زمانی می‌پردازد.

در این مطالعه، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان نوسانات رابطه مبادله، بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی، در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۹ (۲۰۱۳-۱۹۸۰) با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسون ـ جوسیلیوس و مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، و علیت گرنجری بررسی شده و یافته‌های آن نشان می‌دهد نوسانات رابطه مبادله در بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی ایران و مراکش داشته، درحالی‌که اثر آن بر رشد اقتصادی اردن کم اهمیت است. همچنین، بی‌ثباتی صادرات اثری منفی و معناداری بر رشد اقتصادی ایران و مراکش داشته لکن اثر آن در رشد اقتصادی اردن مثبت و معنادار است.

طبقه‌بندی JEL: C32, F43, F10, O11

*. دانشیار دانشگاه الزهرا (س) s.a.roshan@alzahra.ac.ir

**. دانشیار دانشگاه الزهرا (س) sh_shirinbakhsh@yahoo.com

***. کارشناس ارشد دانشگاه الزهرا(س) saba_menhaji@yahoo.com

■ صبا منهاجی، مسئول مکاتبات.

مقدمه

محیط اقتصادی بی‌ثبات و توأم با نوسانات شدید یکی از ویژگی‌های بیشتر کشورهای درحال‌توسعه است و با توجه به این‌که اقتصاد بیش‌تر این کشورها تک‌محصولی بوده و درآمدشان به صادرات نوع خاصی از مواد اولیه و خام وابسته است، بنابراین، بی‌ثباتی رابطه مبادله یکی از مهم‌ترین علل بی‌ثباتی اقتصادی آن‌ها محسوب می‌شود.

مطالعات متعدد، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، نشان می‌دهد رابطه مبادله می‌تواند بر رشد تولید ناخالص داخلی[1] تأثیر مهمی داشته باشد. براساس لاتز[2]، نوسانات رابطه مبادله علاوه برتغییر مقدار سرمایه‌گذاری، باعث تغییر ترکیب سرمایه‌گذاری و کاهش کارایی نیز می‌شود. به این ترتیب که سرمایه‌گذاران برای گریز از ریسک، سرمایه‌هایشان را به بخش‌های غیرتجاری و بخش‌هایی منتقل می‌کنند که مزیت نسبی ندارند و از آنجا که این بخش‌ها معمولاً کارایی پایین‌تری دارند، بنابراین، نوسانات رابطه مبادله به کاهش رشد اقتصادی نیز ختم می‌شود. بلتمن و همکاران[3] معتقدند نوسانات رابطه مبادله در کشورهای فقیر، منجر به کاهش مخارج عمومی شده و در نهایت از رشد اقتصادی می‌کاهد. با توجه به وابستگی شدید بیش‌تر کشورهای درحال‌توسعه به درآمدهای ناشی از صادرات مواد اولیه، بی‌ثباتی رابطه مبادله به‌منزله نوسان درآمدهای صادراتی آن‌ها بوده و به کاهش مخارج عمرانی و در پی آن، کاهش رشد اقتصادی این کشورها ختم می‌شود.

از سوی دیگر، براساس نظریه‌های تجارت بین‌الملل، کشورهای درحال‌توسعه به دلیل برخورداری از مزیت‌های نسبی و فراوانی نهاده‌های تولید از تخصص‌های اولیه اقتصادی منتفع می‌شوند. این تخصص‌گرایی بین‌المللی[4] در کالا برای یک کشور، موجب وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی شده، و به‌دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، در صورت نوسانات شدید در قیمت، به بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منجر شده و این امر اثری منفی بر کل اقتصاد می‌گذارد[5]. بنابراین، باید منشأ این بی‌ثباتی‌ها و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی و تحلیل شوند. اهمیت این بحث به اندازه‌ای

1. Gross Domestic Product.
2. Lutz (1994).
3. Blattman et. al (2007).
4. International Specialization.
۵. آل‌عمران (۱۳۹۳)؛ ص ۴۲.

است که برخی اقتصاددانان نظیر تیاگو و همکارانش (۲۰۱۵) معتقدند منشأ نفرین منابع، بی‌ثباتی است نه فراوانی منابع[1]. از این‌رو، بدون شک شناخت این عوامل، کشورهای مورد مطالعه را در جهت به‌کارگیری راهکارهای مناسب برای کاهش بی‌ثباتی یاری می‌دهد.

اهمیت عوامل فوق، و اجتناب‌ناپذیری تجارت میان کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، اهمیت این مباحث و مطالعات تجربی و موردی وسیع‌تر را دو چندان می‌سازد و از آنجا که مطالعات انجام‌شده در ایران بیش‌تر به بررسی اثرات رابطه مبادله و صادرات کل به‌صورت مجزا بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند، این پژوهش به بررسی تأثیر بی‌ثباتی متغیرهای مذکور در ایران و دو کشور منتخب عضو خاورمیانه و شمال افریقا[2] (مراکش و اردن[3]) می‌پردازد. در میان کشورهای فوق، ایران یکی از کشورهای صادرکننده نفت است که در این تحقیق تأثیر بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی آن بر رشد اقتصادی مطالعه شده است.

به این منظور، در بخش دوم و سوم مقاله، به مرور اجمالی ادبیات نظری و تجربی تحقیق پرداخته می‌شود. بخش چهارم به معرفی مدل، داده‌ها، روش تحقیق و همچنین معرفی متغیرها اختصاص دارد و بخش پنجم نیز به ارائه و بررسی نتایج حاصل از برآورد الگو می‌پردازد. درنهایت، بخش انتهایی مقاله به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص یافته است.

۱. مبانی نظری

در تشریح نظریات اقتصاد کلان بین‌الملل ــ اعم از نظریه‌های اقتصاددانان کلاسیک، نئوکلاسیک، توسعه و ساختارگرا ــ رابطه مبادله نقش مهمی در تجزیه و تحلیل‌های نظریه‌های اقتصاد بین‌الملل داشته است.

ریکاردو[4] در نظریه معروف خود با عنوان «هزینه‌های تطبیقی[5]» درباره مبادلات بین‌المللی، انجام مبادلات دو کشور و دو کالا را در فاصله معین از تغییرات رابطه مبادله متضمن منافع

1. Tiago, et al (2015); p.857.

2. Middle East and North Africa (MENA).

۳. لازم به ذکر است تحقیق حاضر برای چهار کشور عضو منا شامل دو کشور صادرکننده نفت نظیر ایران و الجزایر و همچنین دو کشور غیرنفتی اردن و مراکش انجام شده است؛ ولی به دلیل محدودیت فضا، وعدم امکان ارائه تمام نتایج، تنها نتایج سه کشور در این مقاله ارائه شده است.

4. Ricardo

5. Comparative Costs

برای طرفین معامله می‌داند؛ حال آن‌که جان استوارت میل[1] با دخالت دادن عامل تقاضای متقابل، نشان می‌دهد مبادله فقط در نقطه‌ای انجام می‌شود که کشش و حجم تقاضای متقابل دو کشور برای کالاهای یکدیگر، آن را تعیین می‌کند و آن نقطه را نقطه «رابطه مبادله طرفین[2]» می‌نامد. در ادامه این مباحث، برای نخستین‌بار اصطلاح رابطه مبادله توسط آلفرد مارشال[3] برای تعیین منافع طرفین مبادله به‌کار گرفته شد. به این ترتیب، مارشال نشان داد عرضه و تقاضای دو کالا، در هر کشور تابعی است از رابطه مبادله که ارزش تعادلی مازاد جهانی را برابر صفر می‌کند[4].

بعد از جنگ جهانی دوم همواره در مباحث مرتبط با مبادلات بین‌المللی موضوع کاهش رابطه مبادله کشورهای درحال‌توسعه در بلندمدت مطرح شده است. پربیش و سینگر[5]، معتقد بودند در یک روند بلندمدت، رابطه مبادله کشورهای درحال‌توسعه، که کالاهای اولیه صادر کرده و کالاهای صنعتی وارد می‌کنند، نزولی است و دلیل آن، پایین بودن کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای اولیه و کشاورزی در مقایسه با کالاهای صنعتی، پیشرفت‌های تکنیکی و همچنین ساختار انحصاری بازار در کشورهای صنعتی در مقابل شرایط رقابتی در عرضه محصولات اولیه و کشاورزی بوده است. به‌عبارت دیگر، رابطه مبادله کشورهای درحال‌توسعه تخصص‌یافته در صادرات کالاهای اولیه، در طول زمان در مقایسه با کشورهایی که در زمینه کالاهای صنعتی تخصص یافته‌اند، تنزل می‌یابد؛ و این کاهش رابطه مبادله، یکی از دلایل اصلی فاصله درآمدی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه محسوب می‌شود. چنانچه اثر هاربرگر ـ لارسن ـ متزلر[6] بیان می‌کند کاهش رابطه مبادله به کاهش درآمد واقعی، و درآمد کم‌تر به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری پایین‌تر می‌انجامد؛ در نتیجه حساب جاری را متأثر می‌سازد[7].

از دیدگاه اقتصاددانان جدید، رابطه مبادله یکی از مهم‌ترین ابزارهای تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد کلان است، به‌طوری‌که تغییرات رابطه مبادله کشورها اثری مستقیم بر رفاه

1. John Stuart Mill.
2. Terms of Interchange.
3. Alfred Marshall.
۴. حسینی و سیدی (۱۳۸۱)؛ ص ۵۱.
5. Prebisch & Singer (1950).
6. Harberger-Laursen-Metzler-Effect (HLM).
7. Jowaid & Waheed (2011); p.218.

آن‌ها دارد[۱]. بی‌ثباتی اقتصاد کلان با توجه به تغییرات رابطه مبادله، مانعی برای توسعه اقتصادی و اجتماعی محسوب شده و به کندی رشد اقتصادی و بدتر شدن توزیع درآمد ختم شده و همچنین، از جمله موانع سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های فیزیکی و انسانی نیز به‌شمار می‌رود.

کاشین[۲] معتقد است بدتر شدن رابطه مبادله با افزایش شکاف میان کشورهای فقیر و غنی و انتقال ثروت، موجب کاهش تراز پرداخت‌های کشورهای توسعه‌نیافته و در نتیجه، ناتوانی‌شان در تأمین منابع لازم برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود.

بلتمن و همکاران نیز معتقدند نوسانات رابطه مبادله در کشورهای فقیر، به کاهش مخارج عمومی منجر شده و در نهایت رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. همچنین، به‌دلیل وابستگی شدید کشورهای فقیر به درآمدهای ناشی از صادرات مواد اولیه، بی‌ثباتی رابطه مبادله به‌منزله نوسان درآمدهای صادراتی آن‌ها بوده و مخارج عمومی این کشورها کاهش می‌یابد.

به اعتقاد بسیاری از اقتصاددانان، مهم‌ترین کانالی که از طریق آن نااطمینانی متغیرهای اقتصادی ــ از جمله بی‌ثباتی رابطه مبادله ــ بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد، تغییر در مقدار سرمایه‌گذاری است. به اعتقاد ایچنگرین[۳]، وجود نوسانات شدید در رابطه مبادله از طریق ایجاد نااطمینانی، سبب کاهش ورود سرمایه‌های خارجی و در نتیجه تشدید مشکل تراز پرداخت‌ها شده و از رشد اقتصادی می‌کاهد.

مندوزا[۴] نشان داد بی‌ثباتی رابطه مبادله از طریق کاهش بازدهی پس‌انداز سبب کاهش پس‌انداز و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری و رشد می‌شود. دن[۵] نیز معتقد است نوسانات متغیرهای اقتصادی ــ از جمله بی‌ثباتی رابطه مبادله ــ با تحت‌تأثیر قرار دادن متغیرهای زیر، رشد اقتصادی را متأثر می‌کنند:

الف ـ انباشت نهاده‌های تولید یا سرمایه‌گذاری؛

ب ـ تکنولوژی تولید و کارایی.

---

۱. تقوی و همکاران (۱۳۸۶)؛ ص ۱۷.

2. Cashin (1998).

3. Eichengreen (1996).

4. Mendoza (1997).

5. Dehn (2000).

به اعتقاد گریمز[1]، بهبود رابطه مبادله بر درآمد تولیدکنندگان مؤثر بوده و در پی آن بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی نیز تأثیر می‌گذارد.

همچنین، لاتز به این مسأله اشاره می‌کند که علاوه بر کانال‌های فوق، نوسانات رابطه مبادله به‌صورت مستقیم نیز بر میزان رشد اقتصادی مؤثر است. وی معتقد است نوسانات رابطه مبادله، سبب بی‌ثباتی در روند رشد اقتصادی و در نتیجه کاهش رشد تولید می‌شود.

از عوامل مختلف مؤثر بر رابطه مبادله می‌توان به تأثیر توسعه اقتصادی، تأثیر تعرفه، تأثیر کاهش ارزش پول و تأثیر کشش‌های درآمدی تقاضای محصولات اولیه و محصولات کارخانه‌ای اشاره کرد.

هابرلر[2]، معتقد بود با فرض ثابت بودن سایر عوامل، بهبود رابطه مبادله یک کشور به معنای افزایش درآمد ملی واقعی آن کشور است؛ اما وقتی منافع حاصل از رشد اقتصادی بیش‌تر از ضررهای حاصل از تخریب رابطه مبادله باشد، وضعیت کشور بعد از رشد اقتصادی بهتر خواهد شد. اما درصورت وسعت تخریب رابطه مبادله، وضعیت کشور بعد از رشد اقتصادی و افزایش محصول ممکن است وخیم شده و این امر، به کاهش درآمد واقعی به‌دلیل تخریب رابطه مبادله منجر می‌شود. بگواتی[3] این وضعیت را «رشد فلاکت بار» می‌خواند. از سوی دیگر، بی‌ثباتی صادرات نیز یکی دیگر از عوامل مخرب اقتصادی است.

سه عامل در بررسی علل ساختاری مؤثر بر بی‌ثباتی درآمدی صادرات، اهمیت دارند: وابستگی کشور به صدور کالاهای اساسی و کالاها و مواد خام، میزان تمرکز کالاهای صادراتی و درجه تمرکز جغرافیایی مقاصد صادراتی.

اقتصاددانان، تخصص‌گرایی بین‌المللی را به‌دلیل وابستگی شدید اقتصاد به کالاهای صادراتی، مورد انتقاد قرار می‌دهند، زیرا، تخصص‌گرایی بین‌المللی در کالا موجب وابستگی شدید یک کشور به درآمدهای صادراتی شده (همراه با اثرات نامطلوب آن، به‌ویژه بر کشورهای درحال‌توسعه، به دلیل وابستگی شدید به صادرات کالاهای اولیه و موادخام) و به‌دلیل برونزا بودن قیمت کالاهای صادراتی (درصورت نوسان شدید در قیمت)، به بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی منجر می‌شود. از آنجا که سهم

1. Grimes (2006).
2. Haberler (1955).
3. Bhagwati (1959).

عمـده واردات کشـورهای درحـال‌توسـعه به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای اختصاص دارد و منبع تأمین مالی این نوع واردات، درآمدهای صادراتی است، بنابراین، بی‌ثبـاتی درآمدهای صادراتی در واردات نیز اخلال ایجاد کرده و به تبع آن، رشد اقتصادی نیز تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد[۴].

تخصص در تولیدات کشاورزی و مواد اولیه، از دلایل اصلی بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی کشورهای درحال‌توسعه است. به‌طورکلی، تولید داخلی این کالاها نسبت به تولیدات صنعتی، به خاطر شرایط جوی و طبیعت غیرقابل پیش‌بینی‌شان، بیش‌تر در معرض تغییرات کوتاه‌مدت قرار گرفته و این‌گونه محصولات، معمولاً با نوسان شدید در قیمت مواجه‌اند. در کوتاه‌مدت نیز حساسیت عرضه بسیاری از محصولات اولیه پایین بوده و پس از برنامه‌ریزی در مورد میزان تولیدشان ــ صرف‌نظر از تغییر قیمت این محصولات ــ مقدار تولید ثابت است. به‌علاوه، هرگونه کاهش در قیمت این محصولات (از آنجا که مقدار تقاضا را به همان نسبت افزایش نمی‌دهد)، موجب کاهش درآمدهای صادراتی کشورهای توسعه‌نیافته می‌شود[۵].

۲. انواع رابطه مبادله

تعاریف و روابط مختلفی برای رابطه مبادله ارائه شده که به‌طورکلی می‌توان آن‌ها را به سه گروه تقسیم کرد:

- گروه اول نمایانگر رابطه مبادله میان کشورها است که در این گروه می‌توان به رابطه مبادله تهاتری (پایاپای) خالص و ناخالص و رابطه مبادله درآمدی اشاره کرد.
- گروه دوم، معطوف به رابطه میان منابع تولیدی است که از آن جمله می‌توان به رابطه مبادله ساده عوامل تولید (تک‌عاملی) و رابطه مبادله مضاعف عوامل تولیدی (دوعاملی) اشاره کرد.
- و بالاخره گروه سوم که منافع به‌دست‌آمده از تجارت را براساس تحلیل مطلوبیت بررسی می‌کنند، مانند رابطه مبادله هزینه واقعی و رابطه مبادله مطلوبیت.

4. Feder (1982); Sinha (1999); P.6.

5. Naya (1973).

در این پژوهش از رابطه مبادله خالص استفاده شده است[۱] که متداول‌ترین نوع رابطه مبادله بوده و نشان می‌دهد کشورها به ازای یک واحد از صادرات، چه میزان کالا وارد می‌کنند. رابطه مبادله مذکور، از تقسیم شاخص قیمت کالاهای صادراتی (P_x) بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی (P_m) ضرب در ۱۰۰ به‌دست می‌آید:

$$TOTn=(\frac{P_x}{P_m})\times 100 \qquad (۱$$

بهبود رابطه مبادله خالص بیانگر آن است که یک کشور با صدور مقادیر مشخصی کالا می‌تواند حجم بیش‌تری از واردات را به‌دست آورد و تنزل آن نیز مبین آن است که با صدور مقادیر مشخصی از کالا حجم کم‌تری از واردات کسب می‌کند.

۳. پیشینه تحقیق

بلینی و گرینوی[۲] در مطالعه ۱۴ کشور افریقایی در سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۸۰ و با استفاده از الگوی رگرسیونی پانل اثرات ثابت، به بررسی اثر نوسانات رابطه مبادله و نرخ ارز بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری پرداخته و نشان دادند تلاطم رابطه مبادله کالایی اثری منفی بر رشد اقتصادی داشته و با بهبود رابطه مبادله کالایی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. همچنین، رشد رابطه مبادله تأثیر مثبت و نوسانات رابطه مبادله، تأثیری منفی بر رشد اقتصادی دارد.

گیرمی و همکاران[۳] نیز به بررسی رابطه علّی میان بی‌ثباتی صادرات، بی‌ثباتی رابطه مبادله درآمدی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی با استفاده از تحلیل هم‌گرایی و مدل تصحیح خطای برداری پرداختند. ایشان با استفاده از داده‌های ۱۴ کشور درحال‌توسعه، ارتباط بلندمدت میان بی‌ثباتی صادرات و بی‌ثباتی رابطه مبادله درآمدی با رشد اقتصادی را با استفاده از آزمون هم‌گرایی نشان دادند. برای بیش‌تر کشورها، بی‌ثباتی رابطه مبادله درآمدی رابطه منفی با رشد نشان داده است، درحالی‌که نتایج برای بی‌ثباتی صادرات نمایانگر هم مثبت و هم منفی بودن این ارتباط بوده و در نهایت، نشان می‌دهد بی‌ثباتی صادرات و بی‌ثباتی رابطه مبادله درآمدی، نقشی علّی در فرآیند توسعه این کشورها بازی می‌کنند.

---

۱. برای مطالعه بیش‌تر درباره انواع رابطه مبادله، ر.ک. رحیمی بروجردی (۱۳۷۴).

2. Bleaney and Greenway (2001).

3. Ghirmay et. al. (2006).

گومز[1]، در پژوهش خود با عنوان «نوسانات تصادفی رابطه مبادله در اقتصادهای باز کوچک»، با استفاده از اتورگرسیون برداری به مطالعه اقتصاد شش کشور پرداخته و نشان داده است که شدت شوک‌های رابطه مبادله بازرگانی در طول زمان زیاد بوده و نوسانات رابطه مبادله، هم مصرف و هم سرمایه‌گذاری را کاهش داده و محصول کل نیز با توجه به این شوک‌ها کاهش می‌یابد.

نونژاد و روشن‌قیاس (۱۳۹۱)، با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و آمار سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۴، اثر رابطه مبادله کالایی، تلاطم آن و همچنین ترکیبات رابطه مبادله کالایی بر رشد اقتصادی ایران را تخمین زده‌اند. تلاطم با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودهمبسته برآورد شده و نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه مبادله کالایی اثری مثبت و معنادار، اما تلاطم آن تأثیری منفی و معنادار بر رشد اقتصادی دارد.

بیابانی و همکارانش (۱۳۹۱)، با بهره‌گیری از مدل رشد سنت لوئیس، اطلاعات سری زمانی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۵ و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ضمن بررسی اثرات حاصل از بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی کشور ایران، مدلی برای پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات از طریق شبکه عصبی مصنوعی ارائه می‌دهند. نتایج این مطالعه مبین قدرت بالای تشخیص پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات از طریق شبکه‌های عصبی مصنوعی و اثر کاهشی آن برای رشد اقتصادی بوده است.

آل‌عمران و آل‌عمران (۱۳۹۳) در مقاله «بررسی تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران» به بررسی تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران در فاصله زمانی فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۰پرداخته‌اند. برای این منظور، ابتدا شاخص بی‌ثباتی صادرات با استفاده از مدل عمومی اتورگرسیو واریانس ناهمسانی شرطی برآورد شده و سپس، با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی، تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی منفی و معنادار بوده و متغیرهای هزینه مصرفی خصوصی، سرمایه‌گذاری و صادرات تأثیری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارند.

1. Gomez (2013).

۴. مدل تحقیق، داده‌ها و روش برآورد

مدل به‌کار رفته در پژوهش حاضر، براساس مدل گیرمی و همکاران (۱۹۹۹) است. بی‌ثباتی صادرات از طریق سه کانال می‌تواند رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار دهد: از طریق تأثیر آن بر ستانده، سطح سرمایه‌گذاری، و سطح واردات؛ بنابراین، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، بی‌ثباتی صادرات، و بی‌ثباتی واردات، چهار متغیر درگیر در این روابط هستند. بردار زیر از این چهار متغیر فرموله شده است:

$$Z=(GDP, INV, XI, MI) \quad (۲$$

براساس مدل گیرمی، میزان درآمد صادراتی یک کشور به‌تنهایی ظرفیت مالی برای واردات را منعکس نمی‌کند، زیرا ظرفیت واردات نه تنها به سطح نرخ ارز در دسترس، بلکه به سطح قیمت‌های واردات نیز بستگی دارد. همچنین، برای اندازه‌گیری بهتر ظرفیت واردات بهتر است از رابطه مبادله استفاده شود. در نتیجه، فرمول (۳) برای بررسی رابطه بین بی‌ثباتی صادرات، نوسانات رابطه مبادله، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، ارائه می‌شود:

$$Log\ (Y)=\alpha_0+\alpha_1 Log(INV)+\alpha_2 Log(NXI)+\alpha_3 Log(TOTI)+\alpha_4 D_1+\alpha_5 D_2 \quad (۳$$

که در آن:

TOTI، نوسانات رابطه مبادله خالص است. در این مطالعه، رابطه مبادله خالص ایران، براساس مطالعه کازرونی و سجودی[۱]، از حاصل نسبت شاخص ضمنی قیمت صادرات به شاخص ضمنی قیمت واردات ضرب در ۱۰۰ به‌دست آمده است.

NXI، بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی است. لازم به ذکر است در میان کشورهای فوق، ایران یکی از کشورهای صادرکننده نفت بوده که در این تحقیق تأثیر بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی آن بر رشد اقتصادی مطالعه شده و برای سایر کشورها نیز داده‌های مربوط به صادرات کالا وخدمات آن‌ها جمع‌آوری شده است.

INV، شاخص سرمایه‌گذاری است که به تبعیت از مطالعه لاتز و سن[۲] و جواید و رضا[۳]،

۱. کازرونی، علیرضا و سکینه سجودی (۱۳۸۹)؛ ص ۱۲۶.

2. Tsen (2009).

3. Jawaid & Reza (2013); p.941.

از نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

GDP، تولید ناخالص داخلی است که با Y نمایش داده می‌شود.

D_1، متغیر مجازی است برای ایران به دلیل اضافه شدن صادرات میعانات گازی به صادرات غیرنفتی از سال ۱۳۸۴ به بعد. به این ترتیب از سال ۱۳۸۴ تا پایان دوره، عدد یک و برای سایر سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده است. همچنین، متغیر مجازی جنگ (D_2) نیز برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷ برای ایران به‌کار می‌رود.

الگوی به‌کار رفته در این تحقیق، مدل تصحیح خطای برداری[1] و علیت گرنجری[2] بوده و برای بررسی روابط کوتاه‌مدت نیز از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌شود. آزمون علیت گرنجر نیز برای بررسی رابطه علّی بین متغیرها ارائه شده است.

برای بهره‌گیری از ویژگی مدل‌های خطی لگاریتمی که ضرایب را می‌توان به‌عنوان کشش تعریف کرد، تمام متغیرها (به‌جز متغیر بی‌ثباتی رابطه مبادله)، به‌صورت لگاریتمی در مدل قرار داده شده‌اند[3].

داده‌های این مطالعه از منابع مختلف آماری نظیر بانک مرکزی ایران، حساب‌های ملی سالانه و ترازنامه بانک مرکزی برای کشور ایران و پایگاه داده‌های بانک جهانی[4] و کنفرانس توسعه و تجارت سازمان ملل[5] برای کشورهای منتخب عضو منا استخراج شده و دوره مورد مطالعه در این تحقیق نیز سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۹ (۲۰۱۳-۱۹۸۰) بوده است. در این پژوهش، داده‌های آماری سه کشور عضو منا (شامل ایران، مراکش، اردن) با توجه به وجود داده‌ها و با استفاده از روش مذکور، تجزیه و تحلیل شده‌اند. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۸[6] انجام شده است.

روش‌های متفاوتی برای محاسبه بی‌ثباتی وجود دارد، مانند: انحراف استاندارد متغیر، انحراف استاندارد متحرک پنج ساله و میانگین متحرک پنج ساله[7] و روش GARCH. با

1. Vector Error Correlation Model (VECM).
2. Granger Causality.
3. Zamanian et. al. (2010); P.42.
4. World Development Indicators (WDI).
5. United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD).
6. Eviews.
7. Goel and Ram (2001) and Love (1992).

توجه به پژوهش‌های بهمنی اسکوئی و هگرتی[1]، همه روش‌های بی‌ثباتی با داده‌های سالیانه عملکرد مناسبی ندارند، مثلاً روش‌های ARCH یا GARCH که توسط کیان و وارانگیز[2] استفاده شده است به صدها داده احتیاج دارد[3].

در این پژوهش برای به‌دست آوردن بی‌ثباتی دو متغیر رابطه مبادله خالص و صادرات غیرنفتی، از روش میانگین متحرک پنج ساله استفاده شده است. این روش، شاخصی است که از سوی لاو پیشنهاد شده و قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنج ساله آن است که برای مطالعات سری‌های زمانی پیشنهاد شده است. دلیل استفاده از این شاخص آن است که دیگر شاخص‌ها غالباً برای مطالعات مقطعی طراحی شده‌اند. همچنین، در بیش‌تر موارد در محاسبه شاخص‌های بی‌ثباتی فرض بر این است که مقادیر درآمدهای صادراتی دارای روند قطعی بوده و بنابراین از تفاوت میان روند قطعی و مقادیر واقعی درآمدهای صادراتی به‌عنوان معیاری برای بی‌ثباتی استفاده می‌شود[4]. همچنین، انتخاب یک دوره پنج ساله به این علت است که براساس مشاهدات تجربی، انتخاب دوره کم‌تر نمی‌تواند از نوسانات جلوگیری کند[5].

۵. تخمین مدل، ارائه نتایج

۵ـ۱. آزمون ریشه واحد

فرض اساسی درباره به‌کارگیری روش‌های سنتی اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو، آن است که متغیرهای واردشده در مدل همگی ایستا باشند. یک سری زمانی را وقتی ایستا می‌گویند که در طول زمان، میانگین، واریانس و کوواریانس ثابتی دارد. ایستایی و در مقابل آن ناایستایی می‌تواند تأثیری جدی بر رفتار و خواص یک سری زمانی داشته باشد. در چنین مواردی استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای برآورد ضرایب معادلات با تورش بوده و قابل اعتماد نیست.

در این تحقیق از دو آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر و فیلیپس ـ پرون برای آزمون

1. Bahmani Oskooee and Hegerty (2007, 2012).
2. Qian and Varangis (1994).
3. Bahmani Oskooee et. al. (2013).
۴. ابریشمی (۱۳۸۱) و بیابانی و همکاران (۱۳۹۱).
۵. گسکری و همکاران (۱۳۸۳)؛ ص ۸۱.

ایستایی متغیرها استفاده شده و نتایج این آزمون‌ها در جدول‌های (۱) تا (۳) ارائه شده است. با توجه به این جدول‌ها مشاهده می‌شود تمام متغیرها در سطح ناایستا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بنابراین، همه متغیرها ایستا از مرتبه یک بوده و I(1) هستند.

جدول ۱ـ آزمون ریشه واحد برای ایران

متغیر	Augmented Dickey – Fuller (ADF)					(PP) Philips-Perron				
	Level		1st difference		نتیجه	Level		1st difference		نتیجه
	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵		آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	
Y	۱,۴۶۵۷۲۴	-۱,۹۵۲۰۷	-۳,۶۰۴۸۷	-۲,۹۶۰۴۱	I(1)	۲,۳۴۰۶۴۲	-۱,۹۵۱۳۳	-۴,۵۲۴۶۱	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)
INV	-۰,۹۵۰۲۴	-۱,۹۵۱۳۳	-۴,۷۹۰۳	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)	-۱,۰۲۷۸۵	-۱,۹۵۱۳۳	-۴,۶۹۹۸۸	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)
TOTI	-۱,۶۵۹۸۲	-۱,۹۵۲۹۱	-۵,۰۴۶۳۵	-۲,۹۸۱۰۴	I(1)	-۱,۶۰۹۱۵	-۱,۹۵۲۹۱	-۱۰,۴۱۱۶	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)
NXI	۰,۳۰۶۶۵۴	-۱,۹۵۲۹۱	-۶,۳۰۵۸۹	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)	۱,۵۱۲۲۳	-۱,۹۵۲۹۱	-۱۱,۷۶۳۱	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)

منبع: محاسبات تحقیق.

جدول ۲ـ آزمون ریشه واحد برای مراکش

متغیر	Augmented Dickey – Fuller(ADF)					(PP) Philips-Perron				
	Level		1st difference		نتیجه	Level		1st difference		نتیجه
	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵		آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	
Y	۹,۰۰۳۵۵۷	-۱,۹۵۱۶۹	-۱۳,۰۲۹	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)	۹,۲۰۵۲۰۳	-۱,۹۵۱۳۳	-۱۲,۳۱۷۶	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)
INV	-۰,۰۳۴۷۴	-۱,۹۵۱۳۳	-۶,۷۲۰۵۹	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)	-۰,۰۳۴۷۴	-۱,۹۵۱۳۳	-۶,۶۳۳۱۶	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)
TOTI	-۱,۴۸۴۶۴	-۱,۹۵۲۹۱	-۵,۷۲۴۳۲	-۲,۹۷۶۲۶	I(1)	-۱,۴۰۸۶۱	-۱,۹۵۲۹۱	-۸,۸۱۰۹۷	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)
NXI	۰,۲۳۹۱۲۷	-۱,۹۵۲۹۱	-۶,۹۲۹۰۳	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)	۰,۵۲۶۷۶	-۱,۹۵۲۹۱	-۷,۶۴۵۸	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)

منبع: محاسبات تحقیق.

جدول ۳ـ آزمون ریشه واحد برای اردن

متغیر	Augmented Dickey – Fuller(ADF)					(PP) Philips-Perron				
	Level		1st difference		نتیجه	Level		1st difference		نتیجه
	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵		آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	آماره آزمون	مقدار بحرانی در ٪۵	
Y	۵,۱۸۸۸۱۹	-۱,۹۵۱۳۳	-۳,۹۵۶۲۷	-۲,۹۶۳۹۷	I(1)	۴,۲۵۶۹	-۱,۹۵۱۳۳	-۳,۸۳۵۴۶	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)
INV	-۰,۷۳۵۴۸	-۱,۹۵۱۳۳	-۴,۴۱۰۲۷	-۲,۹۶۰۴۱	I(1)	-۰,۷۳۵۵	-۱,۹۵۱۳۳	-۵,۱۰۳۶۵	-۲,۹۵۷۱۱	I(1)
TOTI	-۱,۴۰۹۰۳	-۱,۹۵۲۹۱	-۷,۱۴۷۳۳	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)	-۱,۱۹۰۴۵	-۱,۹۵۲۹۱	-۸,۹۰۴۴۹	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)
NXI	۰,۰۸۲۱۰۱	-۱,۹۵۲۹۱	-۴,۵۰۵۸۴	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)	۰,۲۲۵۲۴۹	-۱,۹۵۲۹۱	-۴,۷۶۰۰۴	-۲,۹۷۱۸۵	I(1)

منبع: محاسبات تحقیق.

۲ـ۵. بررسی وقفه بهینه

قبل از انجام آزمون همگرایی و تخمین مدل‌های تصحیح خطای برداری لازم است تعداد وقفه‌های هریک از متغیرهای درونزا (که باید در مدل وارد شوند) را تعیین کرد. همچنین، جلوگیری از تخمین پارامترهای غیرضروری (که بر شرط کارایی مدل مؤثر است) یکی از دستاوردهای این آزمون خواهد بود. یکی از راه‌های تعیین طول وقفه در مدل‌های خودرگرسیون برداری، استفاده از نسبت درستنمایی[1] است. علاوه بر نسبت درستنمایی می‌توان از معیارهای اطلاعات مانند: آکائیک[2]، شوارتز ـ بیزین[3] و حنان ـ کوئین[4] نیز استفاده کرد.

در این مرحله، از معیار شوارتز (SC)، حنان ـ کوئین (HQ) و LR استفاده شده و براساس نتایج این آزمون‌ها، وقفه بهینه برای ایران دو و برای کشور مراکش و اردن یک است.

1. Likelihood Ratio.
2. Akaike Information Criterion (AIC).
3. Schwarz- Bayesian Criterion (SIC).
4. Hannan-Quinn Criterion (HQ).

جدول ٤ـ تعیین وقفه بهینه

	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
ایران	۰	−۱۱۸,۴۴۱	–	۰,۱۴۴۷۴۳	۹,۴۱۸۵۶	۹,۶۱۲۱۱۳	۹,۴۷۴۲۹۶
	۱	−۴۵,۴۶۱۳	۱۱۷,۸۹۰۷	۰,۰۰۱۸۴۳	۵,۰۳۵۴۸۷	*۶,۰۰۳۲۵۳	۵,۳۱۴۱۶۹
	۲	−۲۳,۴۶۶۸	*۲۸,۷۶۲۱۱	*۰,۰۰۱۲۸۴	۴,۵۷۴۳۶۷	۶,۳۱۶۳۴۷	*۵,۰۷۵۹۹۴
مراکش	۰	−۶۳,۴۹۲۹	–	۰,۰۰۲۱۱۳	۵,۱۹۱۷۶۴	۵,۳۸۵۳۱۷	۵,۲۴۷۵
	۱	۲۲,۹۶۸۳۳	*۱۳۹,۶۶۸۲	۹,۵۴e−۰۶	−۰,۲۲۸۳۳	*۰,۷۳۹۴۳۳	۰,۰۵۰۳۴۸
اردن	۰	−۱۱۳,۰۱۹	–	۰,۰۹۵۳۷۹	۹,۰۰۱۴۵۷	۹,۱۹۵۰۱	۹,۰۵۷۱۹۳
	۱	−۴۰,۰۶۲۷	*۱۱۷,۸۵۲۴	*۰,۰۰۱۲۱۶	۴,۶۲۰۲۰۸	*۵,۵۸۷۹۷۴	۴,۸۹۸۸۸۹

منبع: محاسبات تحقیق.

۳ـ۵. آزمون هم‌جمعی

پس از تعیین مرتبه مدل خودهمبسته برداری، می‌توان روابط بلندمدت را تخمین زد. در سطح معنادار ۹۵ درصد، آماره اثر (λtrace) و آماره حداکثر مقادیر ویژه (λmax) این فرضیه را که تنها یک بردار همگرایی در بین متغیرهای مورد بحث وجود دارد، رد نمی‌کند.

جدول ۵ـ آزمون‌های هم‌انباشتگی جوهانسون ـ جوسیلیوس

کشور	Rank Test	Eigen Values	rank Test	95%	P-values*	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	تعداد بردار
ایران	trace	۰/۵۸	۳۳/۲	۲۹/۸	*۰/۰۱۹۴	H0: r=3	H1: r=4	۴
	max	۰/۹۲	۶۶/۹	۳۳/۹	*۰	H0: r≤1	H1: r≥1	۲
مراکش	trace	۰/۴۸	۳۵/۶	۳۵/۲	*۰/۰۴۵	H0: r=1	H1: r=2	۲
	max	۰/۶۴	۲۸/۶	۲۸/۶	۰/۰۵	H0: r=0	H1: r=0	۰
اردن	trace	۰/۶۴	۶۵	۶۳/۹	*۰/۰۴۰۱	H0: r=0	H1: r=1	۱
	max	۰/۶۴	۲۸/۸	۳۲/۱	۰/۱۲	H0: r=0	H1: r=0	۰

منبع: محاسبات تحقیق.

۵ـ۴. تحلیل روابط بلندمدت

ضرایب معادلات بلندمدت با توجه به مطابقت با مبانی تئوریک ارائه شده‌اند. براساس نتایج به‌دست‌آمده، ضرایب نرمال‌شده متغیر سرمایه‌گذاری در هر سه کشور، رابطه‌ای مثبت با تولید ناخالص داخلی دارد. همچنین، این رابطه برای کشور اردن از لحاظ آماری بی‌معنا بوده ولی در دو کشور دیگر معنادار است. ضریب بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی دو کشور ایران و مراکش نیز رابطه منفی و معناداری با تولید داشته ولی ضریب کشور اردن، دارای علامت مثبت و معنادار با تولید ناخالص داخلی است. متغیر بی‌ثباتی رابطه مبادله خالص برای هر سه کشور رابطه‌ای منفی را نشان می‌دهد که این رابطه برای دو کشور ایران و مراکش در سطح ۵ درصد معنادار و برای اردن بی‌معنا است.

جدول ۶ـ بردارهای نرمال‌شده متغیرها

کشور	بردارهای نرمال‌شده
ایران	Y= 5.95 I – 2.12 NXI – 0.19 TOTI + 0.39 D1- 1.84 D2 (0.36) (0.15) (0.01) (0.15) (0.52)
مراکش	Y=17.71 + 6.95 I – 0.68 NXI – 0.07 TOTI (0.03) (0.33) (1.87) (4.15)
اردن	Y=0.21 I + 0.11 NXI – 0.0003 TOTI + 0.04 Trend (0.003) (0.004) (0.02) (0.13)

منبع: یافته‌های تحقیق.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۵ـ۵. برآورد مدل تصحیح خطای برداری

ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت رابطه مبادله برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به‌عبارت دیگر، چند دوره طول می‌کشد تا رابطه مبادله به روند بلندمدت خویش بازگردد. انتظار می‌رود برای حرکت الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت، ضریب جمله تصحیح خطا کوچک‌تر از یک و منفی باشد[۱].

همچنین، براساس نتایج حاصل از تخمین (جدول ۷)، ارتباط متغیرهای مدل با تولید

۱. تقوی و همکاران (۱۳۸۶)؛ ص ۳۸.

ناخالص داخلی در تخمین معادله مربوط به دو کشور مراکش و اردن معنادار بوده و بنابراین، تولید ناخالص داخلی نسبت به عدم تعادل در این دو کشور به سمت تعادل بلندمدت (همگرایی بلندمدت) تعدیل می‌شود (بیش‌ترین سرعت تعدیل ۰/۱۲ بوده و به اردن تعلق دارد).

ضریب جملات تصحیح خطا در معادله تولید ناخالص داخلی در ایران کوچک و کم‌اهمیت است. به‌عبارت دیگر، نتایج حاصل از تخمین حاکی از آن است که رابطه علیت بلندمدت از بی‌ثباتی رابطه مبادله و بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری به سمت تولید ناخالص داخلی، ضعیف می‌باشد.

جدول ۷ـ نتایج تخمین مدل تصحیح خطای برداری

	D(Y)	D(INV)	D(NXI)	D(TOTI)	D(D1)	D(D2)
ایران	−۰/۰۱۴۷۱	−۰/۰۳۱۹۴	−۰/۵۶۹۴۵	−۱/۶۱۹۲	−۰/۰۱۹۷۴	−۰/۰۱۷۵۲
	[−۱/۲۲۰۹۰]	[−۱/۳۴۷۱۳]	[−۳/۵۹۶۶۹]	[−۰/۴۲۱۴۳]	[−۰/۲۹۲۱۴]	[−۰/۳۹۶۰۷]
مراکش	−۰/۰۵۰۴۴	۰/۰۴۶۵۸۴	−۰/۰۹۳۵	−۲/۲۳۹۲۸	–	–
	[−۵/۵۵۷۸۵]	[۳/۷۴۳۲۲]	[−۰/۷۹۷۶۶]	[−۱/۳۲۲۳۸]		
اردن	−۰/۱۲۲۹۲	۰/۱۳۱۱۵	۲/۹۶۸۹۴۸	۴/۰۲۶۰۰۶	–	–
	[−۲/۰۲۳۶۱]	[۰/۶۳۲۷۹]	[۲/۸۶۵۰۱]	[۰/۳۷۴۱۲]		

منبع: یافته‌های تحقیق.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۶ـ۵. علیت گرنجر

طبق رویکرد علیت گرنجری، اگر دو متغیر X و Y هر دو ایستا باشند، آنگاه می‌توان گفت X زمانی علت Y است که مقادیر گذشته X بتواند مقادیر آتی Y را بهتر از حالتی پیش‌بینی کند که تنها مقادیر گذشته Y استفاده می‌شوند و به بیانی دیگر، X وقتی علت Y است که:

$$\delta^2_1(y_t, y_{t-1}, x_{t-j}) < \delta^2_2(y_t, y_{t-j}) \qquad (۴$$

نتایج آزمون علیت گرنجر نشانگر رابطه علّی یک‌طرفه از بی‌ثباتی رابطه مبادله خالص به سمت بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی برای دو کشور ایران و مراکش است. به این معنا که

بی‌ثباتی رابطه مبادله خالص می‌تواند بر بی‌ثباتی صادرات این کشورها تأثیر گذاشته و رشد اقتصادی را از کانال صادرات تحت‌تأثیر قرار دهد.

همچنین، رابطه علّی یک‌طرفه‌ای از بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی به سوی تولید ناخالص داخلی برای کشور مراکش و اردن وجود دارد که در اثر آن، تولید ناخالص داخلی این کشورها تحت‌تأثیر بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی قرار می‌گیرد؛ ولی این رابطه برای ایران وجود نداشته (می‌توان علت آن را سهم صادرات نفتی در کل صادرات جست) و در نتیجه، بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی ایران، تأثیر چشمگیری بر تولید ناخالص داخلی این کشور ندارد.

جدول ۸ـ علیت گرنجر بین متغیرهای مدل

کشور	علیت گرنجر	Chi-Sq	Prob
ایران	TOT→NXI	۱۳,۳۱۲۳۶	۰/۰۰۱۳
مراکش	NXI→Y	۷,۱۳۲۹۵۳	۰/۰۰۷۶
	TOT→NXI	۴,۰۶۰۰۲۷	۰/۰۴۳۹
اردن	NXI→Y	۱۰,۰۶۳۰۱	۰/۰۰۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق.

جمع‌بندی و ملاحظات

هدف این تحقیق، بررسی تأثیر نوسانات رابطه مبادله و بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی ایران و برخی کشورهای منتخب عضو خاورمیانه و شمال افریقا (منا) به تفکیک و با استفاده از داده‌های سری زمانی است. در این مطالعه با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسون ـ جوسیلیوس و مدل تصحیح خطای برداری، به بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان سرمایه‌گذاری، نوسانات رابطه مبادله و بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۹ (۲۰۱۳-۱۹۸۰) پرداخته و براساس نتایج به‌دست‌آمده، نوسانات رابطه مبادله در بلندمدت اثری منفی و معنادار بر رشد اقتصادی ایران و مراکش دارد، درحالی‌که اثر آن بر رشد اقتصادی اردن کم اهمیت است. همچنین، بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی اثری منفی و معنادار بر رشد اقتصادی ایران و مراکش و اثری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی اردن نشان می‌دهد.

نتایج مدل تصحیح خطای برداری برای ایران نشانگر کوچک و کم‌اهمیت بودن ضریب سرعت تعدیل در کوتاه‌مدت بوده، درحالی‌که نتایج تخمین مدل در دو کشور مراکش و اردن بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت، متغیر رشد اقتصادی پس از ایجاد یک عدم تعادل، به سمت تعادل بلندمدت خود تعدیل می‌شود.

همچنین، نتایج رابطه علیت میان متغیرها حاکی از رابطه‌ای یک‌طرفه از بی‌ثباتی رابطه مبادله به سوی بی‌ثباتی صادرات برای دو کشور ایران و مراکش است؛ به این معنا که بی‌ثباتی رابطه مبادله علت گرنجری بی‌ثباتی صادرات است. اما رابطه علّی اردن و مراکش، از بی‌ثباتی صادرات به سمت تولید ناخالص داخلی است؛ به بیان بهتر، بی‌ثباتی صادرات علت گرنجری رشد اقتصادی است.

به این ترتیب، و با توجه نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود:

با توجه به تأثیر منفی بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی، باید عوامل مؤثر بر ایجاد آن را رفع کرد. فضای نامساعد مبادلات بازرگانی و سرمایه‌گذاری در ایران یکی از این عوامل است که با بهبود شاخص‌هایی نظیر حمایت جدی و برنامه‌ریزی‌شده از سرمایه‌گذاری، تسهیل در امر صدور مجوز و کنترل نااطمینانی نرخ ارز می‌توان فضای مبادلات تجاری را بهبود بخشید. از این‌رو، بهبود مدیریت در سیاست‌های کلان، مدیریت بهتر درآمدهای حاصل از صادرات در زمان شوک‌های مثبت رابطه مبادله، و تنوع صادراتی می‌توانند اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشند. به‌عنوان بخشی از یک استراتژی بلندمدت، تنوع محصولات صادراتی منتج از کالاهایی با مزیت‌های تولیدی کشور، منطبق با تقاضای بازار، و کاهش تمرکز جغرافیایی بازارهای هدف بسیار با اهمیت است.

منابع

ابریشمی، حمید و رضا محسنی (زمستان ۱۳۸۱)؛ «نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ش ۱۳، صص ۳۲-۱.

آل‌عمران، رؤیا و سیدعلی آل‌عمران (تابستان ۱۳۹۳)؛ «بررسی تأثیر بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران»، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ش ۱۴، صص ۶۶-۳۹.

بیابانی، جهانگیر و اصغر ابوالحسنی هستیانی، بیتا شایگانی، مهدی حقگو (اسفند ۱۳۹۱)؛ «بررسی و پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد شبکه عصبی GMDH»، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال سوم، ش ۹، صص ۱۱۲-۹۹.

تقوی، مهدی؛ آزادمهر کهرام و پروانه سلاطین (زمستان ۱۳۸۶)؛ «بررسی سهم تغییرات رابطه مبادله بر بی‌ثباتی نرخ ارز در اقتصاد ایران»، پژوهشنامه اقتصادی، ش ۲۷، صص ۵۰-۱۵.

حسینی، میرعبدالله و میرهادی سیدی (بهار ۱۳۸۱)؛ «بررسی رفتار رابطه مبادله بازرگانی خارجی ایران»، پژوهشنامه بازر گانی، ش ۲۳، صص ۵۶-۲۵.

رحیمی بروجردی، علیرضا (بهار ۱۳۷۴)؛ روابط تجاری بین‌المللی معاصر ـ تئوری‌ها و سیاست‌ها، انتشارات علمی دانشگاه آزاد، چاپ اول.

فاتح، عبدالرضا (بهمن ۱۳۷۷)؛ «بازرگانی و صادرات غیرنفتی: بی‌ثباتی درآمدهای ناشی از صادرات غیرنفتی و عوامل ایجادکننده آن»، تازه‌های اقتصاد، ش ۷۴، صص ۵۷-۶۰.

فخرایی، عنایت‌الله و حمیده احمدی (تابستان ۱۳۹۰)؛ «بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات درآمدهای ارزی صادرات غیرنفتی ایران»، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۸، ش ۲، صص ۱۴۹-۱۲۳.

کازرونی، علیرضا و سکینه سجودی (بهار ۱۳۸۹)؛ «بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر رشد اقتصادی ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، ش ۹۰، صص ۱۳۹-۱۱۹.

گسکری، ریحانه؛ علیرضا اقبالی و حمیدرضا حلافی (پاییز ۱۳۸۴)؛ «بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، ش ۲۴، صص ۹۴-۷۷.

نونژاد، مسعود و مهدی روشن‌قیاس (پاییز ۱۳۹۱)؛ «اثر رابطه مبادله و تلاطم آن بر رشد اقتصادی»، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی ایرانی)، سال دوازدهم، ش ۴۶، صص ۲۰۰-۱۸۳.

Bhagwati, J. (1959); *Growth, Terms of Trade and Comparative Advantage, Economic International*.

Bahmani Oskooee, Mohsen and Scott W. Hegerty (2007); "Exchange Rate Volatility and Trade Flows: A Review Article", *Journal of Economic Studies*, vol. 34, issue 3, pp.211-255.

Bahmani Oskooee, M. and Hegerty, S.W. (2012); *Measure of Uncertainty in Economics, In Economics of Innovation, Incentives and Uncertainty*. Hauppage: Nova Science Publishers.

Bahmani Oskooee, Mohsen; Hanafiah Harvey and S.W. Hegerti (2013), "The Effects of

Exchange Rate Volatility on Commodity Trade Between the US and Brazil", *North American Journal of Economics and Finance*, no. 25(2013), pp.70-93.

Blattman , C. , Hwang , J. & Williamson, J. (2007); "Winners and Losers in the Commodity Lottery: The Impact of Terms of Trade Growth and Volatility in the Periphery 1870-1939", *Journal of Development Economics*, vol. 82, issue 1, pp.156-179.

Bleaney, M. and D. Greenway (2001); "The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa", *Journal of Development Economics*, vol. 65, pp.491-500.

Cashin, P. and McDermott (1998); *The Terms of Trade Shoks and Current Account*, IMF Working Paper.

Dehn, J. (2000); "Commodity Price Uncertainty and Shocks: Implications for Economic Growth", The Centre for the Study of African Economies,*Working paper Series* (120).

Eichengreen, B. (1996); *Globalizing Capital: A History of the International Monetary System*, Princeton University Press, Princeton.

Feder, G. (1982); "Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, vol.12, pp.59-73.

Ghirmay, Teame; S.C. Sharma and R. Grabowski (2006); "Export Instability, Income Terms of Trade Instability and Growth: Causal Analysis", *The Journal of International Trade and Economic Development: An International and Comparative Review*, vol. 8:2, pp.209-229.

Goel R.K. and Ram, R. (2001); "Irreversibility of R&D Investment and the Adverse Effect of Uncertainty: Evidence from the OECD Countries", *Economic Letters*, vol.71, pp.287–291.

Gomez, Patricia; Gonzalez and Danial Rees (2013); *Stochastic Terms of Trade Volatility in Small Open Economies*, Massachusetts Institute of Technology, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, RDP 2013-10.

Grimes, A. (2006); "A Smooth Ride: Terms of Trade Volatility and GDP Growth", *Journal of Asian Economics*, vol.17.

Haberler, G. (1955); *A Survey of International Trade Theory*, Princeton.

Jowaid, Syed Tahseen; Waheed Abdul (2011); *Effects of Terms of Trade and its Volatility on Economic Growth: A Cross Country Empirical Investigation*, Munich Personal RePEc Archive, 7 May 2011.

Jawaid, Syed Tehseen, Syed Ali Reza (2013); "Effects of Terms of Trade on Growth Performance of India", *Economic Modelling*, vol. 33 (2013), pp.940-946.

Lutz, Matthias (December 1994); "The Effects of Volatility in the Terms of Trade on Output Growth: New Evidence, World Development", vol.22, issue 12, pp.1959-197.

Love, J. (1992); "Export Instability and the Domestic Economy: Questions of Causality", *Journal od Development Stud*ies, vol.28, pp.735-742.

Mendoza, E. (1997); "Terms of Trade Uncertainty and Economic Growth", *Journal of*

Development Economics , vol. 54, pp.323-356.

Naya, S. (1973); "Fluctuations in Export Earning and Economic Patterns of Asian Countries", *Economic Development and Cultural Change*, vol.21, pp.629-641.

Prebisch, Raul (1950); "Commercial Policy in The Underdeveloped Countries", *American Economic Review, Papers and Proceeding*, vol.49, pp.251-273.

Qian, Y. and P. Varangis (1994); "Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth? Additional Evidence", *Empirical Economics*, vol.19(3), pp.371–396.

Sinha, D. (1999), "Export Instability,Investment and Economic Growth in Asian Countries: A Time Series Analysis", Economic Growth Center, Yale University Center Discussion Paper, p.799.

Tiago V. De V. Cavalcanti; Kamiar Mohaddes, Mehdi Raissi (2015); "Commodity Price Volatility and the Sources of Growth", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 30, pp.857–873. Published online 10 September 2014 in Wiley Online Library (wileyonlinelibrary.com) DOI: 10.1002/jae.2407.

Tsen, W.H. (2009); "Terms of Trade and Economic Growth in Japan and Korea: An Empirical Analysis", *Empirical Economics*.

Zamanian, Gholamreza; Farshid Pourshahabi and Ali Shirazi (2010); "Interaction of Export Instability and Openness-Growth Nexus in East Asia and Pacific Countries (1990-2006)", *American Journal of Economics and Business Administration*, vol.2 (1), pp.39-44.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی