

## بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی ایران

حسین اصغرپور\*<sup>۱</sup>، سیاوش محمدپور<sup>۲</sup>، علی رضازاده<sup>۲</sup>، خلیل جهانگیری<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۹/۱۹ تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۱/۳۱

### چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات بخش کشاورزی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۷ می‌باشد. برای این منظور ابتدا شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی با استفاده از مدل EGARCH(0,1) برآورد شده و سپس تاثیر این شاخص به همراه سایر متغیرهای مدل بر صادرات بخش کشاورزی مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیکنن - لوتکیپول دلالت بر وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل داشته و از این رو رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) برآورد شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای واردات محصولات کشاورزی و درجه‌ی باز بودن تجاری تاثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات بخش کشاورزی داشته و اثر متغیرهای رابطه‌ی مبادله و بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر این متغیر، منفی و معنی‌دار بوده است. باتوجه به نتایج به‌دست آمده و اهمیت صادرات بخش کشاورزی، توصیه شده که دولت با اتخاذ سیاست‌های مناسب و اقدامات موثر، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی را به حداقل رسانیده تا بتوان صادرات کشاورزی را افزایش داد.

طبقه‌بندی *JEL*: F31; Q17; C22

واژه‌های کلیدی: صادرات کشاورزی، بی‌ثباتی نرخ ارز، هم‌انباشتگی سیکنن - لوتکیپول، FMOLS.

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز.

۲- دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، باشگاه پژوهشگران جوان، تبریز، آذربایجان شرقی، ایران.

\* نویسنده‌ی مسئول مقاله: Asgharpurh@gmail.com

### پیشگفتار

نرخ ارز حقیقی یکی از متغیرهای کلیدی در تعیین میزان رقابت‌پذیری صادرات و تبیین وضعیت داخلی اقتصاد هر کشور به شمار می‌رود. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز حقیقی به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای اقتصادی، متغیری کلیدی محسوب شده و از این رو توجه بسیاری از سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود جلب کرده و در کانون توجه مطالعات تجربی قرار گرفته است. به طوری که این متغیر خود متأثر از سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی بوده و خود منشا تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی از جمله صادرات، واردات، رشد اقتصادی، تورم و غیره می‌باشد. در سال‌های گذشته به دلیل اهمیت موضوع پیامدهای نرخ ارز حقیقی در اقتصاد، مطالعات فراوانی در زمینه بررسی آثار نرخ ارز حقیقی انجام شده است. یکی از موضوعات مهم در این حوزه، بی‌ثباتی و شدت نوسانات نرخ ارز حقیقی و تأثیر آن بر عملکرد متغیرهای اقتصاد کلان و به‌ویژه تجارت خارجی یک کشور است.

تلاش برای رسیدن به اهداف چشم انداز ۲۰ ساله و ایجاد ظرفیت‌های جدید در جهت توسعه صادرات غیرنفتی همواره از جمله راهبردهای بلندمدت کشور در عرصه اقتصاد در طول سال‌های اخیر بوده است. هرچند که در طول برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه اقتصادی کشور وضعیت صادرات غیرنفتی ایران از رقم پیش‌بینی شده کمتر بود، اما در سال نخست چهارمین برنامه توسعه اقتصادی کشور این میزان از رقم پیش‌بینی شده نیز فراتر رفت و این روند ادامه یافت. به طوری که سطح صادرات غیرنفتی در سال‌های پایانی برنامه چهارم توسعه افزایش قابل توجهی داشته است (سازمان توسعه تجارت ایران، ۱۳۸۷). در این راستا، تلاش برای توسعه صادرات غیرنفتی و کاهش هرچه بیشتر وابستگی اقتصاد به درآمدهای حاصل از صدور نفت می‌تواند در شکوفایی اقتصاد نقش موثری ایفا نماید.

با توجه به اینکه صادرات بخش کشاورزی قسمت عمده‌ای از صادرات غیرنفتی کشور را تشکیل می‌دهد. به طوری که در سال‌های ۸۴، ۸۵ و ۸۶ به ترتیب حدود ۱۹، ۲۰ و ۲۱ درصد از صادرات غیرنفتی کشور را به خود اختصاص داده است (اسماعیلی، ۱۳۸۸، ص ۹۴). از این رو تحریک صادرات محصولات کشاورزی به روش‌های مناسب می‌تواند در تحقق اهداف سند چشم انداز و برنامه‌های توسعه‌ی کشور بسیار موثر باشد. در این راستا، شناخت تجربی عوامل تأثیرگذار بر صادرات بخش کشاورزی و ارائه راهکارهای سیاستی مناسب می‌تواند تأثیرگذار باشد. مروری بر ادبیات موضوع دلالت بر این دارد که بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر صادرات است. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات بخش کشاورزی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۷ در اقتصاد ایران می‌باشد.

آغاز سیستم نرخ ارز انعطاف‌پذیر در سال ۱۹۷۳ یک بی‌ثباتی و نااطمینانی را در خصوص نرخ ارز ایجاد کرد. این امر به‌عنوان یکی از مسائل و موضوعات موثر بر جریان تجاری کشورها در بین پژوهشگران و سیاستگذاران اقتصادی مطرح گردید. در مورد جهت و چگونگی تاثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت خارجی به‌ویژه صادرات اتفاق نظر وجود ندارد. مدل‌های نظری تعادل جزئی نشان می‌دهند که بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت تاثیر منفی دارد، به‌ویژه مواقعی که مقابله با تجارت غیرممکن و یا هزینه‌بر است. این امر برای بنگاه‌های ریسک‌گریزی که مجبور هستند در مورد تجارت به‌هنگام نااطمینانی نرخ ارز تصمیم بگیرند، بیشتر صادق است (Clark, 1973; Hooper & Kohlhaugen, 1978).

از سوی دیگر، برخی معتقدند که حتی تحت شرایط وجود فرضیه ریسک‌گریزی و کاهش محدودیت‌ها، تاثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت مبهم می‌باشد. دی‌گرو (۱۹۸۸) اشاره می‌کند که افزایش در ریسک دارای اثر جانشینی و درآمدی است. اثر جانشینی، درصد کاهش در فعالیت‌های صادراتی به ازای افزایش ریسک نرخ ارز می‌باشد، به‌نحوی که موجب ترغیب فعالان اقتصادی، جهت انتقال فعالیت‌های صادراتی خود از فعالیت‌های با ریسک زیاد به فعالیت‌های با ریسک پایین می‌شود. از طرف دیگر، اثر درآمدی، باعث انتقال منابع به بخش صادرات می‌شود. از این‌رو، اگر اثر درآمدی بر اثر جانشینی غلبه کند، بی‌ثباتی نرخ ارز اثر مثبت بر فعالیت‌های صادراتی خواهد داشت.

علاوه بر این، افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند فرصت سودآوری برای بنگاه‌ها ایجاد کند، به شرط آن‌که، آنها بتوانند با ایجاد محدودیت‌هایی خود را از آثار منفی محافظت کنند و یا آنکه توانایی تعدیل حجم تجارت را با تغییر نرخ ارز داشته باشند. فرانک (۱۹۹۱) و سرکو و وانپول (۱۹۹۲) توضیح می‌دهند که افزایش در نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند ارزش بنگاه‌های صادراتی را افزایش و بنابراین فعالیت‌های صادراتی را ارتقاء دهد. دی‌گرو (۱۹۹۴) نشان می‌دهد که افزایش در نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند تولید و بنابراین حجم تجارت را افزایش دهد، به شرط آن‌که بنگاه بتواند تولید خود را در واکنش به تغییرات قیمت تعدیل کند. برول و فکورت (۱۹۹۹) توضیح می‌دهند که یک بنگاه بین‌المللی با داشتن بازار داخلی گسترده می‌تواند به‌وسیله‌ی تخصیص مجدد تولیداتش در بین بازار داخلی و بازارهای خارجی از تغییر نرخ ارز، سود به‌دست آورد. بنابراین، نااطمینانی بالا می‌تواند سود بالقوه تجارت بین‌المللی را افزایش دهد.

از دید اقتصاد سیاسی، برادا و مندز (۱۹۸۸)، خاطر نشان می‌کنند که تغییر نرخ ارز تعدیل تراز پرداخت‌ها را در زمان وقوع شوک خارجی تسهیل می‌کند و بنابراین استفاده از محدودیت‌های

تجاری و کنترل‌های سرمایه‌ای را برای رسیدن به تعادل کاهش می‌دهد و این تجارت بین‌الملل را تقویت می‌کند.

به‌طور خلاصه، نتایج تئوریک مشروط بر فرض‌هایی هستند که در مورد نوع نگرش به ریسک، شکل‌های تبعی، نوع بازرگانان، وجود هزینه‌های تعدیل، ساختار بازار و دسترسی به فرصت‌های ایجاد محدودیت در نظر گرفته می‌شود. درنهایت، رابطه‌ی بین بی‌ثباتی نرخ ارز و جریان تجارت به لحاظ تئوریک نامعین می‌باشد. بنابراین می‌توان استدلال کرد که جهت و مقدار تاثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز بر تجارت بیشتر یک بحث تجربی است تا نظری، به‌طوری که بسته به شرایط حاکم بر اقتصاد کشورها، جهت و شدت تاثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشورها می‌تواند متفاوت باشد. این استدلال ضرورت بررسی‌های تجربی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات را بیشتر نمایان می‌سازد.

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

آجاراوجی و اوزتورک (۲۰۰۳) با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسلیوس اثر بی‌ثباتی نرخ ارز را بر صادرات کشور ترکیه طی دوره‌ی ۲۰۰۱:۱۹۸۹-۲۰۰۸:۲۰۰۲ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که بی‌ثباتی نرخ ارز تاثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات کشور ترکیه داشته است.

آریز و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۷۳-۱۹۹۸ اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر جریان صادرات را در ۱۰ کشور در حال توسعه تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. آنها با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی هانسن و مدل تصحیح خطا به این نتیجه رسیده‌اند که بی‌ثباتی نرخ ارز هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تاثیر منفی و معنی‌دار بر تقاضای صادرات داشته است. آزمون‌های پایداری نیز پایداری نتایج به دست آمده را مورد تایید قرار داده‌اند.

چودری (۲۰۰۵) تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات واقعی ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن را طی دوره‌ی ۱۹۷۴-۱۹۹۸ مورد مطالعه قرار داده و با استفاده از روش  $GARCH(1,1)$  بی‌ثباتی نرخ ارز را استخراج نموده است. وی سپس با به‌کارگیری روش‌های هم‌انباشتگی

جوهانسن - جوسلیوس و تصحیح خطای مقید به این نتیجه رسیده است که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشور ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن داشته است. فانگ و همکاران (۲۰۰۶)، اثر نرخ ارز و بی‌ثباتی آن بر صادرات هشت کشور آسیای شرقی را با استفاده از داده‌های ماهانه دوره ۱۹۷۹-۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند. بی‌ثباتی نرخ ارز با استفاده از مدل  $GARCH\_M$  به دست آمده و مدل با بهره‌گیری از تکنیک هم‌انباشتگی برآورد شده است. یافته‌های تجربی حاکی از آن است که کاهش ارزش پول داخلی در همه‌ی کشورها باعث افزایش صادرات شده، ولی کمک چندانی به رشد صادرات نداشته است. بی‌ثباتی نرخ ارز نیز در کشورهای فیلیپین و مالزی باعث افزایش صادرات گشته ولی در سایر کشورها آن را کاهش داده است. کیت و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۵ سال، رابطه‌ی بین بی‌ثباتی نرخ ارز و صادرات را در ۵ کشور آسیای شرقی (چین، اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند) مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی پانل دیتا و تکنیک هم‌انباشتگی در داده‌های پانل به این نتیجه رسیده‌اند که بی‌ثباتی نرخ تاثیر منفی و قوی بر صادرات در این کشورها داشته است. کرمی و زیبایی (۱۳۸۷) طی مطالعه‌ای اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات برخی محصولات کشاورزی را در چند کشور منتخب بررسی کرده‌اند. در این مطالعه به‌منظور بررسی تاثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی، ابتدا با استفاده از معیار انحراف معیار میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) نوسان‌پذیری نرخ ارز را تعیین کرده و سپس به‌منظور بررسی عرضه‌ی صادرات پسته و خرما به روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) که یکی از روش‌های تحلیل هم‌انباشتگی است، به‌کار گرفته‌اند. نتایج حاصل از بررسی تاثیر نوسان‌پذیری نشان می‌دهد که نوسان‌پذیری نرخ ارز دارای اثرات متفاوتی بر روی میزان صادرات محصول ذکر شده به کشورهای مختلف می‌باشد.

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

فوگاراسی (۲۰۱۰) در مطالعه‌ی خود با استفاده از داده‌های تابلویی کشور رومانی طی دوره‌ی ۱۹۹۹-۲۰۰۸ به بررسی تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشاورزی پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشاورزی کشور رومانی (به

شرکای تجاریش در اروپای شرقی) داشته است، به طوری که ده درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز منجر به ۵ درصد کاهش در صادرات کشاورزی کشور رومانی شده است.

هال و همکاران (۲۰۱۰) طی مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی میان بی‌ثباتی نرخ ارز و صادرات در دو گروه اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه (به ترتیب طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰:۱-۲۰۰۶:۴ و ۱۹۸۰:۱-۲۰۰۵:۴ برای هر یک از گروه کشورها) پرداختند. ایشان در این مطالعه که به صورت داده‌های تابلویی انجام دادند، به این نتیجه رسیدند که تاثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات، تنها در گروه کشورهای در حال توسعه مصداق داشته و در اقتصادهای نوظهور به خاطر وجود بازارهای باز سرمایه اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز تا حدودی خنثی شده و تاثیر معنی‌داری بر روی صادرات این کشورها ندارد.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد که اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشورهای مختلف با استفاده از روش‌های مختلف بررسی شده و نتایج مختلفی حاصل شده است، گرچه در بیشتر این مطالعات تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات منفی و معنی‌دار بوده است. لازم به ذکر است که روش استخراج بی‌ثباتی، آزمون هم‌انباشتگی مورد استفاده و نیز روش تخمین مدل در مطالعه 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.

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی مرور شده مدل تحقیق به صورت زیر معرفی می‌گردد. این مدل را می‌توان مدل تعدیل یافته‌ی مطالعه‌ی (Chit et al. 2008) قلمداد کرد.

$$AEXP = f(GDP, GDP^*, P_{ex}, VOL) \quad (1)$$

در مدل فوق AEXP صادرات بخش کشاورزی بوده و GDP، GDP\*، P<sub>ex</sub> و VOL به ترتیب نمایانگر تولید ناخالص داخلی حقیقی، تولید ناخالص داخلی حقیقی خارجی (کل جهان)، شاخص قیمت کالاهای صادراتی و شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی هستند. همه متغیرها به صورت لگاریتمی به کار گرفته می‌شوند. آمار و اطلاعات صادرات بخش کشاورزی به صورت سری زمانی سالانه طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۷ از پایگاه اطلاعاتی سازمان خوار و بار جهانی (FAO) استخراج شده است. آمار و اطلاعات متغیر تولید ناخالص داخلی ایران و تولید ناخالص داخلی جهان به عنوان شاخص درآمد خارجی از لوح فشرده‌ی بانک جهانی (WDI 2010)، شاخص قیمت کالاهای صادراتی و نرخ ارز اسمی دلار-ریال از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی ایران

استخراج شده است. لازم به ذکر است که شاخص بی ثباتی نرخ ارز حقیقی نیز از محاسبات تحقیق به دست آمده است.<sup>۱</sup>

جهت استخراج شاخص بی ثباتی از تکنیک<sup>۲</sup> EGARCH استفاده شده است. در قسمت زیر توضیح مختصری در مورد این روش و مزایای آن ارائه شده است. یکی از محدودیت‌هایی که در مدل GARCH وجود دارد، این است که در آن تاثیر شوک‌های مثبت و منفی بر بی ثباتی، متقارن و یکسان در نظر گرفته می‌شود. این محدودیت از آنجا ناشی می‌شود که در مدل GARCH معمولی مانند معادله زیر:

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

واریانس شرطی فقط به اندازه وقفه‌های جملات اخلال وابسته است و مستقل از علامت جملات اخلال می‌باشد (به عبارت دیگر با به توان دو رسیدن وقفه جملات اخلال، علامت از بین می‌رود). از طرفی، گفته می‌شود که در متغیرهای مالی، یک شوک منفی بیشتر از یک شوک مثبت (هم‌اندازه با شوک منفی) باعث افزایش بی ثباتی می‌گردد (Brooks, 2008, p.406). بنابراین، برای متغیرهای استخراج بی ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش‌های نامتقارن استفاده گردد که یکی از این روش‌های نامتقارن، EGARCH می‌باشد. این روش که برای اولین بار توسط نلسون (۱۹۹۱) مطرح گردیده است به شکل زیر قابل بیان می‌باشد:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[ \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3)$$

این مدل چندین مزیت نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول اینکه چون در مدل،  $\sigma_t^2$  به صورت لگاریتمی وارد شده است. بنابراین، اگر حتی پارامترها منفی هم باشند،  $\sigma_t^2$  مثبت خواهد بود. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه در مدل فوق امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی ثباتی وجود دارد (Ibid, p.407).

۱. متغیر نرخ ارز حقیقی از حاصل ضرب نرخ ارز اسمی دلار آمریکا (قیمت هر واحد دلار بر حسب قیمت داخلی یعنی ریال) در نسبت شاخص قیمت تولید کننده آمریکا (PPI) به شاخص قیمت مصرف کننده ایران (CPI) به دست آمده است. آمار و اطلاعات شاخص‌های قیمت از پایگاه داده‌های صندوق بین‌المللی پول (IMF) استخراج شده است.

## 2. Exponential GARCH

در مرحله‌ی بعد و قبل از برآورد مدل، ایستایی شاخص بی ثباتی نرخ ارز برآورد شده به همراه سایر متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) مورد بررسی قرار می‌گیرد. پس از آگاهی از مرتبه انباشتگی متغیرها، آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل با بهره‌گیری از آزمون سیکنن و لوتکیپول (۲۰۰۰) مورد آزمون قرار می‌گیرد. این آزمون نتیجه وجود شکست ساختاری در سیستم را براساس چارچوب معادلات چندگانه جوهانسن-جوسیلیوس بررسی می‌کند، در حالی که روش‌های قبلی همانند گری-گوری-هانسن (۱۹۹۶) شکست‌های ساختاری را در چارچوب تک معادله بررسی می‌کنند و سایر آزمون‌های هم‌انباشتگی سنتی توانایی بررسی شکست ساختاری را در سیستم معادلات به هیچ وجه ندارند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸، ص ۳۱۷).

براساس مطالعه سیکنن 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:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \gamma_1 d_{1t} + \gamma_2 d_{2t} + \gamma_3 d_{3t} + \delta_1 DT_{0t} + \delta_2 DU_{1t} + x_t \quad (۴)$$

که در آن  $DU_{1t}$  و  $DT_{0t}$  به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیر مجازی واکنش<sup>۱</sup> و متغیر مجازی<sup>۲</sup> انتقال هستند که برای لحاظ 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  $\gamma_i$  ( $i=1,2,3$ )،  $\mu_0$  و  $\mu_1$  و  $\delta$ ، جملات غیر تصادفی الگو<sup>۳</sup> هستند.

بر اساس مطالعه سیکنن و لوتکیپول جمله  $x_t$  یک متغیر غیر قابل مشاهده است که فرض کرده‌ایم دارای فرآیند  $VAR(q)$  به صورت زیر می‌باشد:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad t=1, 2 \quad (۵)$$

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

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (۵)$$

1 -Impulse

2 -Shift Dummy

3 -Deterministic Term



این معادله خواص هم‌انباشتگی سیستم را مشخص می‌کند. در معادله فوق  $\mu_t$  بردار نوفه سفید<sup>۱</sup> است.  $x_t = y_t - D_t$  روند برآورد شده معین الگو است. رتبه  $\Pi$  نشان‌دهنده رتبه هم‌انباشتگی  $D_t$  و  $x_t$  گرفته شده از  $y_t$  است. حالت‌های ممکن برای روش هم‌انباشتگی سیککن و لوتکیپول همانند روش جوهانسن سه مورد (یک ثابت، یک روند و یا یک روند خطی مستقل از روابط هم‌انباشتگی) است. مقدار آماره‌ی بحرانی در این روش بستگی به انتخاب یکی از سه حالت فوق‌الذکر دارد. علاوه بر این، نکته جالب این روش در این است که مقادیر بحرانی حتی با لحاظ متغیرهای مجازی در الگو نیز هم از اعتبار لازم برخوردار است. درحالی که در آزمون جوهانسن مقادیر بحرانی تنها زمانی اعتبار دارند که در الگو متغیر مجازی انتقالی نداشته باشیم.

آزمون سیککن و لوتکیپول برای هر تعداد متغیر مجازی موجود در الگو قابل به‌کارگیری است. همچنین در این روش امکان حذف جمله روند در الگو وجود دارد که در این صورت  $\mu = 0$  خواهد شد. در این روش همانند روش جوهانسن معیارهای انتخاب (HQ, AIC, SBC) تصمیم‌گیری در مورد مرتبه VAR قابل کاربرد است (همان، ص ۳۱۸).

و سرانجام در صورت وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)<sup>۲</sup> برآورد می‌شود. این روش که توسط فیلیپس و هنسن (۱۹۹۰) معرفی شده است، مزایای زیر را نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی داراست.

روش FMOLS دو تصحیح تورش و درون‌زایی را به روش OLS اعمال می‌کند. همچنین نتایج مطالعات نشان می‌دهد که نتایج FMOLS در نمونه‌های کوچک نتایج کارتری در مقایسه با روش جوهانسن (۱۹۸۸) ارائه می‌کند. از طرف دیگر مزیت این روش در مقایسه با روش ML جوهانسن آن است که متاثر از طول وقفه نیست. در حالی که نتایج به‌دست آمده از روش جوهانسن به شدت مبتنی بر انتخاب وقفه بهینه است. همچنین فیلیپس<sup>۳</sup> (۱۹۹۱) نشان داد که برآوردهای FMOLS همانند روش جوهانسن (۱۹۸۸) در شرایطی که همه متغیرها درون‌زا هستند، به‌طور مجانی کارا می‌باشد. بنابراین، می‌توان با استفاده از این روش یک برآورد بهینه از بردار هم‌انباشتگی را به‌دست آورد (دهمرد و همکاران، ۱۳۸۹، ص ۴۱).

1 - White noise

2 . Full Modified Ordinary Least Square (FMOLS)

3 . Phillips (1991)

## نتایج و بحث

در مرحله اول، برای تخمین شاخص بی ثباتی نرخ ارز حقیقی، از مدل خودرگرسیون تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس نمایی (EGARCH) استفاده می شود. قبل از تخمین مدل EGARCH، لازم است مدل<sup>۱</sup> ARIMA برای متغیر نرخ ارز حقیقی برآورد شود<sup>۲</sup>. از آنجا که متغیر نرخ ارز حقیقی انباشته از مرتبه یک می باشد<sup>۳</sup>، از تفاضل مرتبه اول آن برای مدل سازی استفاده می شود. با توجه به نمودار همبستگی نگار متغیر تفاضل اول نرخ ارز، بهترین مدل ARIMA برای متغیر نرخ ارز که دارای همبستگی سریالی نبوده و با ناهمسانی واریانس روبروست، ARIMA(1,1,7) می باشد. نتایج آزمون ایستایی جمله اخلاص این مدل در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول (۱) می توان بیان کرد که برای جمله اختلال، مقدار آماره آزمون<sup>۴</sup> ADF از مقادیر بحرانی مک کینون در سطح معنی دار ۵ درصد بزرگتر بوده و فرضیه صفر مبنی بر نایستایی جمله اختلال رد می شود.

مرحله ی پایانی برای برآورد شاخص بی ثباتی نرخ ارز حقیقی، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اختلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس می باشد. نتایج تخمین مدل به صورت زیر است:

$$\ln(\sigma_t^2) = 1.70 + 0.38(\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}^2}) + 0.87 \ln(\sigma_{t-1}^2)$$

Z

(2.77)

(6.99)

رابطه ی فوق، مدل EGARCH(0,1) می باشد. ضرایب برآورد شده بر اساس مقدار آماره آزمون Z معنی دار هستند.

در ادامه و قبل از برآورد مدل تحقیق، لازم است وضعیت ایستایی متغیرهای مدل بررسی شود. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلپس - پرون (Phillips-Perron) ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

همان طور که نتایج جدول (۲) نشان می دهد، بر اساس هر دو آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلپس - پرون تمامی متغیرها در سطح نایستا بوده و با یکبار تفاضل گیری ایستا می شوند. همان طور که در بخش روش تحقیق نیز ذکر گردید، پیش فرض هر دو روش سیکنن - لوتکیپول و روش تخمین حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده، یکسان بودن درجه انباشتگی متغیرهای مدل (درجه

### 1 . Auto Regressive Integrated Moving Average

۲. اولین مرحله در فرآیند تخمین مدل های GARCH برای یک متغیر، مدل سازی ARIMA و تخمین آن برای متغیر مذکور است.

۳. نتایج آزمون ریشه واحد این متغیر به همراه سایر متغیرها در جدول ۲ گزارش شده است

### 4 . Augmented Dickey Fuller

یک) می‌باشد؛ بنابراین بر طبق نتایج به دست آمده از آزمون‌های ریشه واحد در این تحقیق می‌توان از این دو روش استفاده نمود.

پس از بررسی مرتبه‌ی انباشتگی متغیرها، در این مرحله، با استفاده از روش سیکن-لوتکیپول وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. روش سیکن-لوتکیپول بر پایه‌ی مدل خودتوضیح برداری<sup>۱</sup> بوده و در نتیجه برای انجام آن ابتدا باید تعداد وقفه‌های مدل خودتوضیح برداری تعیین گردد.

بر اساس معیار شوارتز طول وقفه بهینه مدل VAR یک انتخاب گردید. بر مبنای طول وقفه یک، نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیکن-لوتکیپول در جدول زیر نشان داده شده است. همان‌طور که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل در سطح معنی‌داری ۵ درصد تایید شده است. لذا جهت استخراج بردار هم‌انباشتگی مدل اصلی تحقیق با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) برآورد شده و نتایج حاصل از آن در جدول (۴) ارائه شده است.

همان‌طور که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، همه‌ی ضرایب برآورد شده از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و از لحاظ علامت نیز سازگار با مبانی تئوریک می‌باشند. متغیرهای تولید ناخالص داخلی جهان (درآمد خارجی) و تولید ناخالص داخلی ایران تاثیر مثبت بر صادرات بخش کشاورزی داشته و اثر قیمت کالاهای صادراتی و شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر این متغیر منفی بوده است. همچنین براساس نتایج به دست آمده، حساسیت صادرات بخش کشاورزی نسبت به تغییر متغیر درآمد خارجی بیشتر از سایر متغیرها بوده است، به طوری که یک درصد تغییر در این متغیر به اندازه‌ی ۷/۵۷ درصد صادرات بخش کشاورزی را تغییر می‌دهد. از این حیث متغیر شاخص قیمت کالاهای صادراتی در رتبه بعدی قرار داشته و یک درصد افزایش در آن باعث کاهش ۲/۰۸ درصد در صادرات بخش کشاورزی می‌شود. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی کشور با مقدار ۰/۹۷ نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی کشور باعث ۰/۹۷ درصد افزایش در صادرات بخش کشاورزی می‌شود. همچنین متغیر توضیحی اصلی مطالعه یعنی شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی دارای اثر منفی بر صادرات بخش کشاورزی بوده و یک درصد افزایش در آن به میزان ۰/۴۵ درصد باعث کاهش در صادرات بخش کشاورزی می‌شود.

تاثیر مثبت تولید ناخالص داخلی جهان (درآمد خارجی) بر صادرات بخش کشاورزی ایران دور از انتظار نیست، چرا که با افزایش آن تقاضا برای محصولات کشاورزی کشور افزایش می‌یابد و با افزایش تقاضا، بدیهی است که صادرات بخش کشاورزی کشور افزایش یابد. افزایش تولید ناخالص

---

1. Vector Autoregressive

داخلی کشور نیز باعث افزایش صادرات بخش کشاورزی می‌شود که بر اساس ادبیات اقتصاد کلان مطابق انتظار است. متغیر شاخص قیمت کالاهای صادراتی تاثیر منفی بر صادرات بخش کشاورزی دارد. تاثیر منفی قیمت کالاهای صادراتی بر صادرات کشاورزی بدین صورت قابل تفسیر است که با افزایش این متغیر کالاهای صادراتی به طور نسبی گرانتر شده و صادرات کاهش می‌یابد. گرچه در مبانی نظری تحقیق بیان شد که تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بیشتر امری تجربی است تا نظری، لیکن مرور مطالعات تجربی نشان داد که در بیشتر کشورها تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات منفی بوده است، لذا در این مطالعه نیز تاثیر منفی این متغیر بر صادرات بخش کشاورزی مشاهده شد. این نتیجه با نتایج به‌دست آمده در مطالعات فوگاراسی (۲۰۱۰)، آجاراوجی و اوزتورک (۲۰۰۳)، آریز و همکاران (۲۰۰۳)، چودری (۲۰۰۵) و کیت و همکاران (۲۰۰۸) مطابقت دارد. 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 افزایش بی‌ثباتی یا ریسک نرخ ارز بیشتر از اثر درآمدی آن بوده و لذا توانسته است فعالیت‌های صادراتی را کاهش دهد.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به اهمیت صادرات بخش کشاورزی، در این مطالعه تاثیر شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی بر صادرات بخش کشاورزی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۷ مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور پس از برآورد مدل مناسب ARIMA، مدل EGARCH(0,1) برای نرخ ارز حقیقی برآورد شده و شاخص بی‌ثباتی از آن استخراج گردید. در مرحله‌ی بعد تاثیر این شاخص به‌همراه سایر متغیرهای مدل بر صادرات بخش کشاورزی ارزیابی شد. آزمون هم‌انباشتگی سیککن-لوتکیپول که وجود شکست ساختاری را نیز در نظر می‌گیرد، وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نشان داد. بدین دلیل در ادامه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) برآورد گردید. بر اساس رابطه‌ی بلندمدت برآورد شده، متغیرهای تولید ناخالص داخلی جهان (درآمد خارجی) و تولید ناخالص داخلی ایران تاثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات بخش کشاورزی داشته‌اند و اثر متغیرهای قیمت کالاهای صادراتی و شاخص بی‌ثباتی بر این متغیر منفی و معنی‌دار بوده است. براساس مقدار ضرایب برآورد شده، متغیر درآمد خارجی بیشترین تاثیر را بر صادرات بخش کشاورزی داشته است. کشش صادرات بخش کشاورزی نسبت به شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز ۰/۴۵-

بوده است که نشان می‌دهد با افزایش یک درصد در بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی، صادرات بخش کشاورزی به اندازه ۰/۴۵ درصد کاهش می‌یابد.

با توجه به اهمیت توسعه صادرات غیرنفتی در برنامه‌های اقتصادی کشور و نقش بخش کشاورزی در توسعه صادرات غیرنفتی از یکسو و تاثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی از سوی دیگر، دلالت بر این دارد که دولت بایستی با اتخاذ سیاست‌های مناسب و اقدامات موثر، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی را به حداقل ممکن برساند و از گسترش آن جلوگیری نماید تا بدین ترتیب بتواند از طریق توسعه صادرات بخش کشاورزی کشور را در تحقق اهداف توسعه صادرات غیرنفتی و کاهش اتکا به درآمدهای حاصل از صدور منابع طبیعی (نفت و گاز) یاری نماید.

**References:**

1. Acaravci, A., Öztürk, I., (2003), The Effects of Exchange Rate Volatility on the Turkish Export: An Empirical Investigation, Review of Social, Economic & Business Studies, No.2, PP.197-206.
2. Brada, J. C. and J. A. Méndez (1988), 'Exchange Rate Risk, Exchange Rate Regime and the Volume of International Trade', *Kyklos*, vol. 41, No. 2, pp. 263-80.
3. Broll, U. and B. Eckwert (1999), Exchange Rate Volatility and International Trade, *Western Economic Journal*, vol. 11, No. 3, pp. 302-13.
4. Brooks, C. (2008), *Introductory econometrics for finance*, Cambridge University Press, Second Edition.
5. Choudhry, T., (2005), Exchange rate volatility and the United States exports: evidence from Canada and Japan, *J. Japanese Int. Economies*, No.19, PP.51-71.
6. Clark, P. (1973), 'Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade', *Western Economic Journal*, vol. 11, No. 3, pp. 302-13.
7. Central Bank of Iran, Economic Time Series Data Set ([www.tsd.cbi.ir](http://www.tsd.cbi.ir))
8. De Grauwe, P. (1988), 'Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade', *IMF Staff Papers*, vol. 35, No. 1, pp.63-84.
9. De Grauwe, P. (1994), *The Economics of Monetary Integration* (New York: OxfordUniversity Press).
10. 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.
11. Ehsani, M.A., A. KhanAlipoor and Abbasi. J. (2009), The Effect of Exchange Rate Volatility on Iran non-oil Export, *Economics Research*, Vol.32, pp.13-34.
12. Esmaeili, A.K. (2009), The Effect of Export premium on Agricultural Export, *Journal of Agricultural Economics Research*, Vol.1, no.4, pp.93-106.
13. Fogarasi, j., (2010), The Effect of Exchange Rate Volatility upon Foreign Trade of Romanian Agricultural Products, *Global*

- Development Network Regional Research Competition, Project RRC8+39.
14. Franke, G. (1991), 'Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy', *Journal of International Money and Finance*, vol. 10, No. 2, pp. 292-307.
  15. Hall, S., Hondroyannis, G., Swamy, P, A, V, B., Tavlas, G., Ulan., M., (2010), Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries?, *Economic Modelling*, No.27, PP.1514–1521.
  16. Hojabr Kiani, K., and S. Nik eghbali. (2000), The Effect of Exchange Rate inequilibrium on Agricultural Export, *Journal of Economic Research*, Vol.56, pp.39-53.
  17. Hooper, P. and S.W. Kohlhagen (1978), 'The Effect of Exchange Rate Uncertainty on International Trade: A Reexamination of the Theory', *Southern Economic Journal*, vol. 59, No. 4, pp.641-47.
  18. Karami, A., and M. Zibaei. (2008), The Effect of Exchange Rate Volatility on Agricultural Export, *Journal of Economic Research*, Vol.8, no.3, pp.59-71.
  19. Samadi, A.H., and M. PPahlavani. (2009), *Cointegration and Structural Break in Economy*, Sistan va Balouchestan University Press.
  20. Sercu, P. and C. Vanhulle (1992), 'Exchange Rate Volatility, International Trade, and Some Empirical Evidence', *IMF Occasional Paper No. 220*.
  21. <http://www.fao.org/>.

## پیوست ها:

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی جمله اختلال مدل ARIMA

| مقدار آماره آزمون ADF                |                         | نام متغیر                                 |
|--------------------------------------|-------------------------|---|
| در سطح (با عرض از مبدأ و روند زمانی) | در سطح (با عرض از مبدأ) |   |
| -۶/۷۶                                | -۶/۱۰                   | جمله اختلال e                             |
| -۳/۵۵                                | -۲/۹۵                   | مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی داری ۵٪ |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF و فیلیپس-پرون

| متغیر | سطح         |            |                 | یک بار تفاضل گیری |            |                 |
|-------|-------------|------------|-----------------|-------------------|------------|-----------------|
|       | ADF         |            | Phillips-Perron | ADF               |            | Phillips-Perron |
|       | مقدار آماره | وقفه بهینه |                 | مقدار آماره       | وقفه بهینه |                 |
| LAEXP | -۲/۱۴       | ۰          | -۲/۲۹           | -۵/۰۷***          | ۰          | -۵/۰۷***        |
| LGDP  | -۰/۶۵       | ۵          | -۱/۱۴           | -۶/۲۷***          | ۴          | -۴/۲۳***        |
| LGDP* | -۰/۱۵       | ۱          | -۱/۱۲           | -۴/۴۹***          | ۰          | -۴/۶۲***        |
| LPex  | -۲/۱۲       | ۲          | -۱/۹۸           | -۴/۹۵***          | ۱          | -۴/۴۲***        |
| LVOL  | -۱/۵۵       | ۰          | -۱/۵۸           | -۴/۶۶***          | ۱          | -۵/۷۳***        |
| REX   | -۱/۳۶       | ۰          | -۱/۴۵           | -۴/۴۲***          | ۰          | -۴/۴۲***        |

\*، \*\*، \*\*\* به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌انباشتگی سیکن-لوتکیپول بین متغیرهای مدل

| H0 فرضیه | LR مقدار آماره | مقدار بحرانی در سطح معنی داری ۵ درصد |
|----------|----------------|--------------------------------------|
| r=0      | ۱۲۸/۶۲***      | ۵۹/۹۵                                |
| r=1      | ۵۶/۳۹          | ۴۰/۰۷                                |
| r=2      | ۱۹/۹۳          | ۲۴/۱۶                                |

\*\*\* معنی دار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق



جدول ۴- رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از روش FMOLS

| نام متغیر | ضریب     | انحراف استاندارد | ارزش احتمال (PV) |
|-----------|----------|------------------|------------------|
| LGDP      | ۰/۹۷*    | ۰/۴۸             | ۰/۰۶۳            |
| LGDP*     | ۷/۵۷***  | ۱/۵۹             | ۰/۰۰۰            |
| LPex      | -۲/۰۸*** | ۰/۲۳             | ۰/۰۰۰            |
| LVOL      | -۰/۴۵**  | ۰/۱۶             | ۰/۰۱۴            |
| C         | -۲۳/۶۵   | ۰/۲۰             | ۰/۰۰۰            |

\*، \*\*، \*\*\* به ترتیب معنی دار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

