



بررسی تأثیر نرخ ارز و نوسانات آن بر صادرات فرش دستباف ایران

مهسا کلانترزاده^۱ - مهدی بصیرت^۲

تاریخ دریافت: ۹۳/۴/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۴/۳/۳

چکیده

هدف اصلی در مقاله حاضر مطالعه تأثیر نرخ ارز و نوسانات آن بر صادرات فرش دستباف در ایران است. بدین منظور، ابتدا نوسانات نرخ ارز با استفاده از روش EGARCH محاسبه شده است. سپس، اثر نرخ ارز و نوسانات آن بر ارزش صادرات فرش دستباف ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت، طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۶۲، با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) بررسی شده است. نتایج بدست آمده دلالت بر این دارد که نرخ ارز و نوسانات آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر ارزش صادرات فرش دستباف داشته است. همچنین، بررسی سایر متغیرهای مدل نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی و قیمت صادراتی فرش، تأثیر مثبت و معنادار، متغیر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز، تأثیری مثبت اما غیرمعنادار و جنگ تحمیلی (متغیر مجازی)، تأثیر منفی معنادار، بر ارزش صادرات فرش دستباف دارند.

طبقه بندی JEL: C22.C13.F41.F49

واژگان کلیدی: نوسانات نرخ ارز، صادرات غیرنفتی، فرش دستباف، ARDL، EGARCH

^۱ کارشناس ارشد اقتصاد - دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز arzadeh@yahoo.com

^۲ استادیار اقتصاد - دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز. (مسئول مکاتبات) mehdi.basirat@yahoo.com

۱- مقدمه

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط سایر کشورهاست (آقایی و همکاران، ۱۳۸۷). این نرخ ارز با تحت تأثیر قرار دادن قیمت‌های داخلی و وارداتی و نیز صادرات را دچار تغییر می‌نماید. بنابراین تعیین و حرکت به سوی نرخ ارز مناسب و تا حدودی باثبات، از اهمیت خاصی برخوردار است (یاوری و همکاران، ۱۳۹۰). نوسانات نرخ واقعی ارز نه تنها صادرات و واردات و موازنه پرداخت‌ها، بلکه بر ساختار و سطح اشتغال و تخصیص منابع در یک اقتصاد نیز تأثیر می‌گذارد (مهرآرا، ۱۳۸۵). بر این اساس، نرخ ارز و تکانه‌های این متغیر از عوامل اصلی تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی است.

از خصوصیات بارز و مهم وابستگی به صادرات نفت، تک‌محصولی بودن و آسیب‌پذیری است؛ و بسیاری از کشورهای در حال توسعه برای رهایی از آن‌ها، از دو استراتژی برای حداقل کردن این آسیب‌پذیری استفاده کرده‌اند: ۱- استراتژی جایگزینی واردات ۲- استراتژی توسعه صادرات. کشور ما بعد از انقلاب از استراتژی جایگزینی واردات و بعد از آن استراتژی توسعه صادرات را دنبال کرد که این استراتژی قادر است تا حدودی ما را از تک‌محصولی بودن رها کند، در این راستا یکی از کالاهایی که می‌توان به عنوان صادرات غیرنفتی نام برد فرش‌دستباف است (رئییسی و همکاران، ۱۳۹۰). تولید فرش‌دستباف، ارزشی نداشته، لذا اشتغال حدود ده میلیون نفر به هیچ وجه نیازی به کمک و سرمایه‌گذاری دولت ندارد و صرفاً درآمد ارزی حاصل از آن عاید کشور می‌گردد (شم‌آبادی و حسینی، ۱۳۸۶). در واقع چرخه صنعت فرش ایران از ابتدایی‌ترین مراحل تولید تا رسیدن به دست مصرف‌کننده حدود ۳۰ درصد فرصت شغلی را در خود جای می‌دهد (قزآنی قمصری و همکاران، ۱۳۸۹).

صادرات غیرنفتی با افزایش یا کاهش صادرات فرش دستباف نوسان‌های شدیدی را تجربه نموده است. به طوریکه، طی چهار دهه گذشته بیش از یک چهارم (۲۶/۷۹) درصد ارزش صادرات غیرنفتی را تشکیل داده است. رکود بازار فرش‌دستباف ایران و جهان از جمله عواملی است که سبب شد سهم فرش‌دستباف از صادرات غیرنفتی رو به کاهش گذارد. به نحوی که در سال‌های بعد از برنامه اول توسعه سهم آن از صادرات غیرنفتی رو به نقصان گذاشته و از ۴۴/۲ درصد در سال ۱۳۷۳ به ۱۳/۰۹ درصد در سال ۱۳۸۰ کاهش یافته است (حسینی و پرمه، ۱۳۸۳). و با حفظ این

روند نزولی به ۱/۶۵ درصد در سال ۱۳۹۰ کاهش یافته است. (نیکو، ۱۳۹۱).

بر اساس تئوری‌های اقتصادی، نرخ ارز دست‌کم در کوتاه‌مدت رابطه مستقیمی با صادرات دارد (برانسون، ۱۳۷۴). از این رو، نرخ ارز به عنوان یکی از متغیرهای توضیح‌دهنده صادرات و از متغیرهای اساسی و مهم اقتصادی در سیاست‌گذاری است به طوری که برخی از اقتصاددانان به خصوص در کشورهای در حال توسعه از آن به عنوان لنگر اسمی یاد می‌کنند. علاوه بر سطح نرخ ارز، نوسانات حاصل از آن نیز دارای اهمیت می‌باشد، چرا که نوسانات مداوم و بیش از حد آن، پیش‌بینی قیمت‌ها را در آینده مبهم نموده، تخصیص منابع را مختل نموده و در نتیجه صادرات را تحت تأثیر قرار می‌دهد و همچنین، با تغییرات پی در پی و نوسانات نرخ ارز، شکل‌گیری انتظارات صادرکنندگان دچار اختلال گردیده و به علت مبهم‌شدن قیمت کالاهای صادراتی در آینده، آنان دچار عدم‌اطمینان می‌شوند. بنابراین، در این مقاله به این پرسش پاسخ می‌دهیم که، آیا نرخ ارز و نوسانات آن بر صادرات فرش‌دستباف ایران تأثیر محسوسی می‌گذارد؟. به بیان دیگر، آیا با افزایش نرخ ارز و نوسانات آن، صادرات فرش‌دستباف به ترتیب افزایش و کاهش معناداری خواهد یافت.

مطالعه حاضر به طور اختصاصی اثر نوسانات نرخ ارز بر فرش دستباف را مورد ارزیابی قرار داده است. از طرفی با بهره‌گیری از مدل EGARCH نوسانات نرخ ارز محاسبه شده، سپس در قالب روش ARDL به برآورد روابط کوتاه مدت و بلندمدت متغیرها پرداخته است که نقطه تمایز آن با سایر مطالعات می‌باشد.

ساختار پژوهش به این صورت است که در بخش دوم به ارائه مبانی نظری، در بخش سوم به مروری بر تحقیقات انجام‌شده و در بخش چهارم به ارائه روش تحقیق پرداخته شده است. بخش پنجم به مدل مورد استفاده و برآورد آن و در نهایت، بخش ششم به ارائه نتایج و پیشنهادهای می‌پردازد.

۲- مبانی نظری

در خصوص اینکه نوسان‌پذیری نرخ ارز، عملکرد اقتصادی را به چه صورت تحت تأثیر قرار می‌دهد، دو رشته تئوری اقتصادی وجود دارد. یک رشته از این تئوری‌ها با بررسی اینکه چگونه اقتصاد داخلی نسبت به شوک‌های پولی داخلی و خارجی تحت تأثیر رژیم‌های مختلف نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد و گروه دوم تئوری‌ها به بررسی اینکه چگونه نوسان‌پذیری نرخ ارز، تحت رژیم نرخ ارز، انعطاف-پذیری تجارت بین‌المللی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به طور

هستند. مطابق برخی تئوری‌ها ارتباط میان عدم اطمینان و نوسانات با صادرات هم مثبت و هم منفی است (دی گراو،^۷ ۱۹۸۸) و در برخی دیگر از مطالعات عدم ارتباط به اثبات رسیده است (باچتا و وین کوپ،^۸ ۲۰۰۰). این تفاوت‌ها بدلیل عدم اطمینان در بازار ارز بوده و احتمالاً ناشی از رفتار ریسکی تولیدکننده است (دی گراو، ۱۹۸۸). لذا عدم اطمینان در نرخ ارز بر رفتار تولیدکننده اثرات متفاوتی می‌گذارد. اگر تولیدکننده ریسک‌گریز باشد، انتظار می‌رود افزایش در نوسانات نرخ ارز در شرایط عدم اطمینانی، سبب کاهش در صادرات شود. زیرا با وجود این ناطمینانی در بازار ارز، آن‌ها فروش در بازار خارجی را به بازار داخلی منتقل می‌کنند یا به سمت بازارهای موازی مانند دلالی ارز و... روی می‌آورند. به هر حال اگر تولیدکننده به حد کافی ریسک‌پذیر باشد، یک افزایش در نوسانات نرخ ارز ممکن است سبب تحریک افزایش حجم صادرات شود. بنابراین با توجه به شرایط و ثبات یا عدم ثبات نرخ ارز، رفتار تولیدکننده برای صادرات و واردات می‌تواند متفاوت باشد. باچتا و ون وینکوپ (۲۰۰۰) بیان می‌کنند که تحت شرایط منظم معین (عدم وجود ناطمینانی)، نوسانات نرخ ارز سبب افزایش جریان تجاری می‌شود. البته در مطالعات دیگر اثر عکس مطلب فوق اثبات شده است (چو و همکاران،^۹ ۲۰۰۲).

نوسانات نرخ ارز، پیش‌بینی درآمد ریالی حاصل از صادرات را برای صادرکنندگان دشوار نموده و طبعاً بازاریابی، برنامه‌ریزی صحیح و تعیین سیاست صادراتی را برای آنها بامشکلاتی مواجه می‌سازد. اساساً از یک سو به علت عدم-اعتماد به نرخ‌ها و افزایش ریسک ناشی از تغییرات آن‌ها، برنامه‌ریزی بلندمدت را غیرممکن ساخته و باعث توقف و یا کاهش فعالیت‌های صادراتی می‌گردد، از سوی دیگر اینگونه نوسانات انگیزه معاملات ارزی سوداگرانه را افزایش داده و به سلامت بازار آسیب می‌رساند. مضافاً اینکه این امر برنامه-ریزی برای ورود کالاها و خدمات از محل این ارزها را نیز دچار اختلال می‌سازد. از آنجا که در صورت فقدان موانع ساختاری برای گسترش صادرات و ثابت فرض کردن سایر عوامل، چنانچه سودآوری صادرات افزایش یابد، باید میزان صادرات کشور افزایش یابد (عسگری، ۱۳۸۷).

در زمینه صادرات فرش در ایران نیز می‌توان گفت که با توجه به پایین بودن هزینه نیروی کار ماهر به عنوان عامل اصلی در تولید فرش، ایران در تولید این کالا دارای مزیت مطلق نسبت به کشورهای اروپایی و آمریکایی شده است؛ یعنی تولید فرش در کشورهای اروپایی با توجه به بالا بودن هزینه نیروی کار نسبت به کشورهای تولیدکننده فرش مانند ایران، چین، هند و غیره امکان‌پذیر نبوده و از این رو

کلی تأثیر رژیم نرخ ارز بر روی نوسان‌پذیری، وابسته به شوکی است که به یک اقتصاد داخلی وارد می‌شود. با توجه به این قانون کلی که نرخ ارز انعطاف‌پذیر، یک مانع مناسبی در مقابل شوک‌های واقعی خارجی است و سیستم نرخ ارز ثابت، مانع مناسبی برای شوک‌های داخلی منحنی LM می‌باشد (کرمی و زیبایی، ۱۳۸۷). پس از فروپاشی نظام برتون-وودز، اقتصاد کشورها از نظام نرخ ارز ثابت به نظام نرخ ارز شناور تغییر رویه دادند. در این زمان برخی از اقتصاددانان اعتقاد داشتند که وجود نظام نرخ ارز شناور می‌تواند جریان صادرات بر یک کشور را تقویت کند. پایه این بحث این بود که نوسانات غیرمنتظره نرخ ارز به عنوان یک انگیزه برای تولید سال بعد است که اغلب امکان سود بیشتر را فراهم می‌سازد، اما این تغییرات غیرمنتظره ممکن است از طریق تغییر در بازار فروش داخلی به نوبه خود سطح تجارت را کاهش دهد (دیمیتریس و نیکولاس،^۱ ۲۰۱۴). بطور معمول تعیین دقیق نرخ ارز در یک نظام نرخ ارز شناور به دلیل اینکه تعادل توسط عرضه و تقاضای بازار مشخص می‌شود، مشکل است، لذا هر گونه تغییری در نرخ ارز بر پیش‌بینی‌های خریداران و فروشندگان اثرگذار خواهد بود (هو و متوانی،^۲ ۲۰۱۴). پس هر گونه فعالیت اقتصادی که وابسته به نرخ ارز باشد، با نوسانات و در نتیجه ناطمینانی ناشی از آن دستخوش تغییرات می‌شود.

در واقع نوسان در نرخ ارز نشان دهنده تمایل تغییرات در نرخ ارز است. لذا این اعتقاد وجود دارد که قادرند هزینه-های بالای اقتصادی را به دنبال داشته باشد. وجود نوسانات دلالت بر افزایش ریسک و عدم اطمینان در جریان تجارت دارند. نوسانات نرخ ارز به ریسک ناشی از تغییرات غیر منتظره نرخ ارز تعبیر می‌شود که یکی از محدودیت‌های اصلی در تجارت محصولات تلقی می‌شود. اثر این نوسانات بر تقاضای کل اقتصاد، از طریق واردات، صادرات و تقاضای پول و همچنین بر عرضه کل اقتصاد از طریق هزینه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی، تأثیر خواهد داشت. برآیند این دو اثر بر تولید و قیمت، به شرایط اولیه اقتصاد کشورها بستگی دارد. نوسانات نرخ ارز بطور مستقیم از طریق هزینه عدم اطمینان و تعدیلات چرخه‌های تجاری با جریان تجارت ارتباط قوی دارند (بارکولاس و همکاران،^۳ ۲۰۰۲) و به طور غیر مستقیم با ساختار محصول، سرمایه‌گذاری و سیاست‌های دولت در ارتباط هستند (آگولی،^۴ ۲۰۰۳). این ارتباطات در اقتصاد-های باز بیشتر نمود پیدا می‌کند (گودوین و بنسون،^۵ ۲۰۰۹). کارمر و همکاران^۶ (۲۰۱۱) بیان می‌کنند که عمدتاً جریان تجاری از مزیت‌های نسبی، مداخلات دولت و تغییرات در نرخ‌های ارز (عدم اطمینان و نوسانات) متأثر

دستباف از ۲۰۲ کالای صادراتی (غیرنفتی) در سال ۱۳۹۰ با کسب سهم ۱/۶۵ درصد از کل صادرات غیرنفتی رتبه ۱۳ را کسب نموده است (نیکو، ۱۳۹۱). به عنوان یکی از مهمترین اقلام صادراتی غیر نفتی، نرخ ارز و روند تغییرات آن از موارد مهمی هستند که بر تغییرات صادرات غیر نفتی مؤثراند.

۳- مروری بر تحقیقات انجام شده

گودرزی (۱۳۸۲) به بررسی اثر نرخ مؤثر واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی (مطالعه موردی فرش، پسته، خرما، کشمش، زعفران و خاویار) با استفاده از روش OLS پرداخت. کاهش ارزش پول ملی ممکن است همواره موجب ارتقاء صادرات غیرنفتی نگردد و صادرات کالاهای مختلف نسبت به نرخ ارز حساسیت متفاوتی داشته باشند. نتایج نشان داد که نرخ مؤثر واقعی ارز بر صادرات خرما، زعفران و خاویار تأثیر معنی‌داری نداشته است. ولی نرخ مؤثر واقعی ارز بر صادرات پسته، فرش و کشمش اثر مثبت و معنی‌داری داشته است.

آقایی و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی منابع نوسانات کلان اقتصادی ایران با تأکید بر نرخ واقعی ارز در چارچوب یک الگوی بردار خودرگرسیون ساختاری (SVAR) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد منابع اصلی نوسانات نرخ ارز در ایران، بیشتر از شوک‌های پولی و شوک‌های قیمتی نفت مشتق می‌شود. با این اوصاف اختلالات پولی و قیمت نفت در ایران بر تحرکات نرخ واقعی ارز تأثیرمی‌گذارد که این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی در ایران باید با احتیاط بیشتر اجرا شود. همچنین، قسمت اعظم نوسانات درآمدی در ایران به خاطر شوک‌های قیمتی، قیمت نفت، سیاست‌های پولی و عرضه می‌باشد؛ که این امر نشان می‌دهد که تنوع اقتصادی، بهبود زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری، ثبات قیمت‌ها، جلوگیری از نوسانات پولی و جلوگیری از عرضه بی‌رویه پول در جامعه می‌تواند باعث جلوگیری از نوسانات تولید ملی، شکوفایی و رشد اقتصادی شود.

کرباسی و احمدی (۱۳۸۹) به بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتی کشمش ایران پرداختند. نتایج بدست آمده با کمک الگوی (ARDL)، نشان‌دهنده عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای حجم صادرات، قیمت صادراتی و نرخ واقعی ارز بوده و با توجه به شرایط رقابتی بازار جهانی کشمش، افزایش حجم صادرات ایران بدون تأثیر معنی‌دار بر قیمت آن موجب افزایش درآمد و سود حاصل از تجارت این محصول می‌گردد. همچنین، کاهش در حجم

اقدام به واردات از این کشورها می‌نمایند. از سوی دیگر، نیروی کار ساکن در برخی مناطق ایران، دارای شرایط ویژه و آسان جهت آموزش قالبیافی با هزینه کم بوده و در زمینه اکتساب هنر قالبیافی دارای مزیت می‌باشد (محمدی، ۱۳۸۲).

۲-۱- بررسی وضعیت صادرات فرش دستباف در ایران

صادرات فرش با نوسانات عمده‌ای مواجه بوده است. به طوریکه صادرات فرش در طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۵۷ به طور متوسط ۱۳/۹۲ درصد رشد داشته است. دلایل مختلفی همچون برقراری پیمان ارزی و نظارت جدید بر قیمت گذاری فرش، نوسانات نرخ ارز، تغییر مهلت واریز پیمان - ارزی، قانون واردات در مقابل صادرات و تسهیلات گمرکی، تحریم‌های اقتصادی و تحولات جنگ از جمله دلایل هستند (شجری و قوامی، ۱۳۸۲). در طی برنامه اول توسعه (۱۳۶۸-۱۳۷۲)، لغو پیمان ارزی همچنین قانون واردات در مقابل صادرات، لغو محدودیت‌های مقدماتی صادرات و سایر تسهیلات صادراتی موجبات افزایش صادرات غیرنفتی از جمله فرش شد. از سال ۱۳۷۸-۱۳۷۳ متوسط رشد معادل ۱۰/۹۶- درصد بوده است. در طی این دوره مجدداً پیمان سپاری ارزی برقرار شد و در کنار آن با کاهش تقاضاهای جهانی فرش دستباف و صادرات فرش‌های چینی و هندی و پاکستانی با قیمتی پایین‌تر از قیمت فرش ایران، موجب شد که صادرات فرش ایران کاهش یابد. صادرات فرش در طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۷۸ با روند نزولی همراه بوده است و سالانه ۶/۳۱- درصد رشد داشته است. دلیل اول ثابت ماندن نرخ ارز است. دلیل دوم، افزایش رقابت سایر کشورهایی مانند چین، پاکستان، هند و ترکیه است که به عنوان رقیب فرش ایران محسوب می‌شوند. دلیل سوم، کاهش تقاضای جهانی برای فرش است (فرج‌مطلق، ۱۳۸۶). طی دوره ۸۹-۱۳۸۳ رشد مثبت سالانه ۱/۸۲ درصدی حاکی از افزایش صادرات در بیشتر سال‌های این دوره بوده است، چرا که سهم بسیاری از کشورهای رقیب طی سال‌های اخیر روند کاهش را تجربه نموده است (نیکو، ۱۳۹۰). و در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۹ دارای متوسط رشد ۰/۸۴ بوده است. کشورهای پاکستان، ترکیه، چین، هند، نپال مهمترین کشورهای رقیب ایران محسوب می‌شوند. بیشترین سهم وارداتی از فرش دستباف ایران در سال ۱۳۹۰ با ۴۷/۵ درصد از آن قاره آسیا، مقام دوم به اروپا با ۴۱/۶ درصد، جایگاه سوم با ۶/۷ درصد به آمریکا، رتبه چهارم با ۲/۴ درصد به قاره آفریقا و در نهایت مقام پنجم با ۱/۸ درصد به قاره اقیانوسیه اختصاص یافته است. با توجه به اینکه فرش-

این مناطق بیشتر از تعرفه‌ها و کمتر از هزینه‌های ناشی از مسافت ارتباطی در بین این کشورها می‌باشد.

بینا و مالک^{۱۲} (۲۰۱۰) به بررسی "نرخ ارز و رفتار صادرات بخش منسوجات و پوشاک (T&C) هند: تحقیق برای ۸ کشور مقصدی که عمده صادرات از بخش (T&C) هند را دارند" پرداخت. این مطالعه، رابطه معکوس بین نرخ ارز و صادرات در بلندمدت و اثر مثبت بین آن دو در کوتاه-مدت را نشان می‌دهد که حاکی از آن است کاهش ارزش روپیه هند برای افزایش صادرات بخش (T&C) کمک کرده است و یافته‌های بیشتر نشان دهنده‌ی این است که عامل تقاضا نقش قابل توجهی در تعیین رشد صادرات داشته است.

برقندان و همکاران^{۱۳} (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر نرخ ارز مؤثر واقعی بر صادرات پسته ایران پرداختند. نتایج با استفاده از مدل (ARDL) نشان داد که نرخ ارز مؤثر واقعی، درآمد کشورهای وارد کننده و تولید داخلی اثر مثبت بر صادرات پسته، اما اثر شاخص قیمت جهانی نسبت به شاخص قیمت داخلی بر صادرات پسته منفی بود. همچنین نرخ ارز تأثیر قابل توجهی در صادرات محصولات کشاورزی در ایران دارد. بنابراین درک نرخ ارز مؤثر واقعی می‌تواند با افزایش صادرات همراه باشد. اما با توجه به اثرات مختلف تغییرات نرخ ارز بر روی محصولات مختلف و تعیین اثرات جانبی نرخ ارز با استفاده از ابزارهای دیگر به گسترش صادرات توصیه می‌شود.

حسناف^{۱۴} (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر نرخ واقعی ارز بر روی صادرات غیرنفتی جمهوری آذربایجان با استفاده از تکنیک همجمعی و تصحیح خطای نامتقارن پرداخته است. در این مقاله به دو سؤال پاسخ داده شده است، ۱- رابطه متقارنی بین نرخ واقعی ارز و صادرات غیرنفتی وجود دارد؟ ۲- روند تنظیم به سمت سطح تعادل نامتقارن است؟ مهمترین یافته این مطالعه این است که یک رابطه بلندمدت متقارنی بین متغیرها وجود دارد. در حالی که نسبت به سطح تعادل رابطه نامتقارنی وجود ندارد. این مطالعه در مورد اقتصادهای باز نوظهور است. علاوه بر این، پیدا کردن رابطه بلندمدت بین نرخ واقعی ارز و صادرات غیرنفتی ممکن است برای سیاستگذاران بخش پولی و واقعی در آذربایجان مفید باشد.

آوان و همکاران^{۱۵} (۲۰۱۲) رابطه بین نرخ ارز و تراز پرداخت‌های پاکستان را با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۰ به کمک مدل (ARDL) برآورد نمودند. نتایج این تحقیق رابطه بلندمدت میان دو متغیر مورد بررسی را تأیید نموده و همچنین منفی بودن کشش

صادرات برای یک سال به سبب از دست رفتن خریداران، موجب کاهش حجم صادرات در سال‌های آتی خواهد شد.

راسخی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثر نامتقارن نرخ ارز و ریسک (نوسانات) آن بر صادرات غیرنفتی ایران پرداختند. برای آزمون این فرضیه، ابتدا با استفاده از یک الگوی EGARCH، نوسانات نرخ ارز اندازه‌گیری و سپس، معادله صادرات غیرنفتی با لحاظ کردن این نوسانات برآورد شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران مثبت و نامتقارن می‌باشد. همچنین، اثر نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران منفی بوده و فرضیه اثر نامتقارن ریسک نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران نیز تأیید می‌گردد که این می‌تواند ناشی از احساس نامتقارن صادرکنندگان نسبت به ریسک و رفتار پوششی آنان باشد.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نوسانات ارزی بر الگوی صادرات ایران با رهیافت غیرخطی، مارکف-سویچینگ برای دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۰ پرداختند. نتایج حاکی از اثر متفاوت شوک‌های ارزی بر صادرات بخش‌های مختلف است، که نشان می‌دهد در طول دوره بحران مالی صادرات بخش‌های مورد بررسی از افزایش قابل توجهی برخوردار بوده است.

کوتانی و همکاران^{۱۶} (۱۹۹۰) از با سابقه‌ترین مطالعات تجربی در زمینه تأثیر نوسانات و انحراف نرخ واقعی ارز بر عملکرد اقتصاد کلان می‌باشد. محققان برای اندازه‌گیری شاخص بی‌ثباتی از معیار انحراف معیار میانگین متحرک نرخ واقعی ارز و همچنین، برای سنجش مقدار انحراف نرخ واقعی ارز علاوه بر روش برابری قدرت خرید، یک مدل ساختاری را مورد استفاده قرار دادند. نتیجه برآوردهای صورت گرفته توسط این محققان نشان می‌دهد که، رابطه منفی معنی-داری بین سرمایه‌گذاری، صادرات و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با مسائل بی‌ثباتی و انحراف نرخ واقعی ارز وجود دارد.

هایاکاوا و کیمورا^{۱۱} (۲۰۰۹) در مقاله‌ای به بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر تجارت در بین کشورهای شرق آسیا پرداختند و به نتایج زیر دست یافتند:

۱- تجارت در بین کشورهای شرق آسیا در مقایسه با سایر مناطق، بیشتر از نوسانات نرخ ارز متأثر خواهد شد. که یکی از مهمترین علل آن را می‌توان، عمدتاً در تجارت کالاهای واسطه‌ای در شبکه جهانی جست‌وجو نمود، که در مقایسه با سایر کالاها، کاملاً به نوسانات نرخ ارز حساس بوده و بخش قابل توجهی از تجارت منطقه شرق آسیا به مبادلات این اقلام مربوط می‌شود. ۲- اثر منفی نوسانات نرخ ارز در

شوارتز - بیزین، آکائیک و حنان کوئین وقفه‌های بهینه متفاوتی انتخاب شود، همچنین استفاده از روش هم انباشتگی انگل - گرنجر نیز دارای محدودیت‌های زیادی می‌باشد (کاظمی، ۱۳۹۲). از جمله این که در روش هم انباشتگی انگل - گرنجر و در حجم نمونه‌های کوچک، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از این روش تورش دار است. از سویی توزیع حدی برآوردهای حداقل مربعات غیر نرمال است، بنابراین انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t بی‌اعتبار است. همچنین روش انگل - گرنجر بر پیش‌فرض وجود یک بردار هم انباشتگی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم انباشتگی وجود داشته باشد، استفاده از این روش منجر به عدم کارایی خواهد شد (عربی و کاظمی، ۱۳۹۳). فرایند ARDL شامل دو مرحله است. در مرحله اول، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، آزمون خواهد شد. با توجه به تعداد مشاهدات حداکثر تعداد وقفه لحاظ می‌شود و به دلیل گرایش معیار شوارتز - بیزین به تصریح مختصرتر، این معیار در مشاهدات کمتر از ۱۰۰ نتایج بهتری را نشان می‌دهد. بلافاصله پس از تخمین معادله پویا (کوتاه‌مدت) باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را انجام داد. حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست. فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد، فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

(۱)

$$H_0 : \sum_{i=1}^p Q_i - 1 \geq 0$$

$$H_a : \sum_{i=1}^p Q_i - 1 < 0$$

(۲)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i}$$

در این رابطه s انحراف معیار ضرایب با وقفه متغیر وابسته را نشان می‌دهد اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و

تراز پرداخت‌ها نسبت به نرخ ارز این کشور بیانگر این امر است که کاهش نرخ ارز موجب کسری تراز پرداخت‌ها می‌شود.

یوساکا و کنجیرو^{۱۶} (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز در تجارت بین دو کشور چین و ژاپن طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۱ با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج نشان داد که صادرات ژاپن به چین تحت تأثیر نوسانات نرخ ارز قرار نگرفته است، اما نوسانات نرخ ارز اثر منفی بر صادرات چین به ژاپن داشته است.

بهمنی اسکویی و همکاران^{۱۷} (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر جریان تجاری کالا بین اسپانیا و ایالات متحده طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۲ با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج نشان داد نوسانات نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت در بخش صادرات اثر معنادارتری نسبت به واردات نشان می‌دهد. در بین صنایع ایالات متحده تنها ۳۵ صنعت از ۷۵ صنعت تحت تأثیر نوسانات نرخ ارز قرار گرفته‌اند. که در این بین ۱۱ صنعت اثر مثبت و ۲۴ صنعت اثر منفی داشته است.

۴- روش تحقیق

در این مطالعه داده‌های آماری لازم از روش کتابخانه‌ای گردآوری شده‌اند. همچنین، پس از تعیین مدل مناسب (با استفاده از آماره‌های موجود) با روش‌ها و تکنیک‌های اقتصادسنجی و نرم افزار میکروفیت^{۱۸} ضرائب به صورت کشش برآورد می‌شود و با استفاده از این ضرائب و میزان شدت و ضعف اثر آنها بر ارزش صادرات فرش دستباف در تابع مورد نظر، نتایج تجزیه و تحلیل شده و بر اساس آنها راهبردهای مناسب پیشنهاد خواهد شد.

به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو، بعد از کسب اطمینان از یک بردار هم‌انباشتگی، از روش ARDL (روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیع شده) استفاده شده است. در این روش ابتدا به برآورد کوتاه مدت متغیرها پرداخته می‌شود. بدین منظور با استفاده از معیارهای آکائیک^{۱۹} (AIC)، شوارتز بیزین^{۲۰} (SBC) و حنان - کوئین^{۲۱} (HC) تعداد وقفه‌های بهینه تعیین شده و سپس برآورد متغیرها انجام می‌گیرد (تشکینی، ۱۳۸۴: ۱۴۵). به طور کلی مزیت بارز و عمده آزمون ARDL نسبت به سایر روش‌های هم انباشتگی مانند یوهانسون این است که در روش یوهانسون برای کل متغیرهای الگوی مورد نظر، وقفه یکسانی انتخاب می‌شود در حالی که در روش ARDL برای هر کدام از متغیرها ممکن است با استفاده از معیارهای

$\ln F_t$: لگاریتم نوسانات نرخ واقعی ارز (منتیج شده از مدل EGARCH).

DOM: متغیر مجازی برای سیاست‌های یکسان‌سازی نرخ - ارز (برای سال‌های ۷۲ و ۷۳ عدد یک و برای بقیه سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده است).

DOM_{WAR}: متغیر مجازی مربوط به سال‌های جنگ تحمیلی (برای سال‌های مربوط به جنگ عدد ۱، و بقیه سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شده است).

در این مقاله نرخ واقعی ارز به صورت زیر:

$$RER = EX \times \frac{CPI_{US}}{CPI_{IR}} \quad (4)$$

بدست آمده است (برانسون، ۱۳۸۳). که در این رابطه RER نرخ واقعی ارز، EX نرخ ارز غیررسمی (آزاد)، CPI_{US} و CPI_{IR} شاخص قیمتی کالاها و خدمات مصرفی در آمریکا و ایران می‌باشد.

۶-۲- مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز

مدل‌سازی و پیش‌بینی تغییرپذیری قیمت سهام، نرخ ارز، نرخ تورم و... از موضوعات مهم در مطالعات کاربردی و نظری اقتصادسنجی است. تغییرپذیری^{۲۵} در مباحث اقتصادی و مالی اغلب به صورت انحراف معیار یا واریانس تعریف می‌شود. ساده‌ترین برخورد با تغییرپذیری، استفاده از برآوردهای تاریخی است. تغییرپذیری تاریخی مستلزم محاسبه واریانس (یا انحراف معیار) متغیر مورد نظر طی دوره مطالعه است. از طرف دیگر، واریانس تاریخی روش مفیدی برای مقایسه توانایی پیش‌بینی مدل‌ها است. در واقع زمانی که رفتار چند متغیر سری‌زمانی در یک مدل بررسی می‌گردد، باید به ارتباط متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات همزمان توجه نمود. مدل‌های ARCH مدل‌هایی هستند که در آنها واریانس شرطی خودرگرسیون ثابت نیست (فرهادی، ۱۳۹۳). در یک مدل رگرسیون کلاسیک خطی، جمله خطا دارای ویژگی $u_t \rightarrow N(0, \delta^2)$ است. فرض ثابت بودن واریانس u_t تضمین می‌کند که برآورد کننده‌های OLS بدون تورش و کارا باشند. برای توصیف این مدل، واریانس شرطی متغیر تصادفی u_t را باید تعریف کنیم. تمایز بین واریانس شرطی و غیرشرطی یک متغیر تصادفی دقیقاً مشابه با میانگین شرطی و غیر شرطی است. واریانس شرطی u_t که با δ_t^2 نشان داده می‌شود عبارت است از:

$$\delta_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \quad (5)$$

مستر^{۲۲} بزرگتر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود. با تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از الگو تصحیح - خطا^{۲۳} استفاده نمود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

دومین مرحله این تحلیل استفاده از گزینه‌های ARDL در تخمین روابط بلند مدت استنباط آماری مربوطه به مقادیر آنها خواهد بود. توجه داشته باشید که شروع این مرحله تنها زمانی مناسب خواهد بود که در واقع در خصوص کاذب نبودن رابطه بلندمدت بین متغیرها متقاعد شده باشید (تشکینی، ۱۳۸۴).

۵- مدل مورد استفاده و برآورد آن

۵-۱- تصریح مدل

در بسیاری از مطالعات تجربی و در این مطالعه نیز، تابع عرضه صادرات بصورت تک‌معادله و مستقل از تقاضای صادرات تخمین زده می‌شود، با این فرض که کشورهای در حال توسعه (همانند ایران) از آنجا که یک عرضه‌کننده کوچک بوده و گیرنده قیمت می‌باشند و محصولات خود را در بازار رقابت کامل بفروش می‌رسانند، کشش تقاضای صادراتی برای کالاهای تولید داخلی آنها نامحدود می‌باشد. در ضمن مدل لگاریتمی - خطی به دلیل اینکه پارامترهای ضرایب، نشانگرکشش هستند و تفسیر پارامترهای تخمین زده شده آسانتر می‌باشد به مدل خطی ترجیح داده می‌شود. همچنین، علت به کارگیری میزان ارزشی صادرات به جای میزان وزنی آن این است که، بتوان ارتباط عوامل ذکرشده را در رابطه با میزان واقعی صادرات فرش بدست آورد. به این ترتیب، معادله عرضه صادرات فرش دستباف که برگرفته از الگویی است که توسط کامرون و زمان^{۲۴} (۲۰۰۶) در بررسی نوسان نرخ ارز و صادرات صنعت فرش پاکستان مورد استفاده قرار گرفته است، با انجام تعدیلاتی به صورت زیر خواهد بود:

(۳)

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln PX_t + \alpha_3 \ln RER_t + \alpha_4 \ln F_t + \alpha_5 \text{DOM} + \alpha_5 \text{DOMWAR} + \varepsilon_t$$

که در آن:

$\ln X_t$: لگاریتم ارزش صادرات واقعی فرش دستباف.
 $\ln Y_t$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، به عنوان شاخصی برای حجم فعالیت‌های اقتصادی است.

$\ln PX_t$: لگاریتم قیمت هر متر مربع فرش دستباف صادراتی.

$\ln RER_t$: لگاریتم نرخ واقعی ارز.

با فرض $E(u_t)=0$ خواهیم داشت:
(۶)

$$\delta_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E(u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots)$$

یعنی واریانس شرطی u_t برابر با امید ریاضی شرطی u_t^2 است. لذا δ_t^2 که در زمان t محاسبه می‌شود به شرط معلوم بودن مقدار خطاها در زمان‌های گذشته است (سوری، ۱۳۹۱). در مدل ARCH، خود همبستگی در تغییرپذیری^{۲۶}، توسط واریانس شرطی جمله خطا بیان می‌شود که در ساده‌ترین حالت، بستگی به مجذور خطای دوره قبل دارد:

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (۷)$$

این مدل را تحت عنوان ARCH(1) می‌شناسند، زیرا واریانس شرطی فقط بستگی به خطای دوره قبل دارد. در مدل ARCH، معادله میانگین شرطی یا معادله اصلی را که بیانگر تغییرات متغیر وابسته در طول زمان است به هر شکلی می‌توان در نظر گرفت. برای مثال، مدل EGARCH یا GARCH نمایی توسط نلسون (۱۹۹۱) به فرم زیر پیشنهاد شده است:

$$\ln \delta_t^2 = \omega + \beta \ln \delta_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\delta_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\delta_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (۸)$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولاً در این مدل، متغیر وابسته یعنی δ_t^2 به صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت یا منفی باشد که در هر حالت δ_t^2 مثبت خواهد بود. بدین ترتیب نیازی به اعمال محدودیت غیر منفی بر روی ضرایب نیست.

ثانیاً در این مدل اثر شوک‌های نامتقارن نیز در نظر گرفته می‌شود. زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می‌تواند مثبت یا منفی باشد. به عنوان مثال، اگر δ_t^2 بیانگر تغییرپذیری بازدهی سهام باشد، γ اثر شوک‌های مثبت و منفی را بیان می‌کند در حالی که α ضریبی است که فقط قدرمطلق $|u_{t-1}|$ را در نظر می‌گیرد. در اینجا نیز اگر $\gamma = 0$ باشد، متقارن در غیر این صورت نامتقارن است. اگر γ مثبت باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. به عبارت دیگر اثر شوک‌های مثبت برابر با γ و اثر شوک‌های منفی برابر با $\gamma + \alpha$ است (سوری، ۱۳۹۱).

به منظور برآورد نوسانات نرخ ارز، ابتدا باید داده‌های نرخ ارز توسط مدل میانگین مناسب تصریح گردد. بدین منظور با وجود اثرات ARCH می‌توانیم معادلات مورد نظر را با استفاده از مدل‌های گروه ARCH تخمین زده و سپس واریانس شرطی حاصل از معادلات مورد نظر را به عنوان جانشین "نوسانات نرخ ارز" قرار دهیم. بر اساس نمودار همبستگی سری سالانه نرخ ارز و همچنین معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) معادله زیر به عنوان بهترین معادله میانگین برای نرخ ارز در نظر گرفته شد.

(۹)

$$\log(F) = \alpha_0 + \alpha_1 AR(1) + \alpha_2 MA(1)$$

بر اساس نمودار همبستگی مربع جملات باقیمانده رابطه (۵)، مدل EGARCH(1,1) به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شده (رابطه ۶) و نتایج در جدول (۱) ارائه شده است:

(۱۰)

$$\text{Log}(\delta_t) = \beta_0 + \beta_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right| + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{t-1}} + \beta_3 \text{Log}(\delta_{t-1}^2)$$

جدول ۱: نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)

معادله میانگین شرطی				
متغیر	a_0	a_1	a_2	
ضریب	*۱/۰۷۹	*۰/۸۸۴	*۰/۷۶۰	
انحراف معیار	۰/۴۷۹	۰/۰۵۳	۰/۰۵۵	
معادله واریانس شرطی				
متغیر	β_0	β_1	β_2	β_3
ضریب	*-۲/۵۶۰	*-۱/۳۷۶	*-۰/۸۲۰	۰/۱۶۳
انحراف معیار	۰/۰۴۴	۰/۳۱۰	۰/۱۹۰	۰/۰۶۳

* معنی داری در سطح احتمال ۰/۰۵ را نشان می‌دهد
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (لگاریتم متغیرها و بدون روند)

نام متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی مک کینون	سطح معنی داری	نتیجه
LX	-۱/۳۲۹	-۲/۹۹	٪۵	ناپایا
LY	۰/۷۰۶	-۲/۹۹	٪۵	ناپایا
LPX	-۱/۳۱۹	-۲/۹۹	٪۵	ناپایا
LRER	۰/۳۴۸	-۲/۹۹	٪۵	ناپایا
LF	-۳/۱۷	-۲/۹۹	٪۵	پایا

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۶- آزمون پایایی متغیرها

یک متغیر سری زمانی وقتی پایا است که میانگین و واریانس و ضرائب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بمانند. از این رو قبل از استفاده از متغیرها لازم است نسبت به پایایی و ناپایایی آنها اطمینان حاصل کرد. در این تحقیق، از آزمون ریشه واحد برای آزمون پایایی متغیرها استفاده شده است. بنابراین، با توجه به نتایج در جدول (۱)، چون قدرمطلق آماره آزمون محاسبه شده از قدرمطلق کمیت بحرانی "مک کینون" در سطح معنی داری ٪۵ بزرگتر است، پس LF در سطح پایا می باشد؛ بنابراین، بدون در نظر گرفتن روند، تمامی متغیرها به جز متغیر نوسانات نرخ واقعی ارز، ناپایا می باشند.

بر اساس جدول (۳) مشاهده می شود که با در نظر گرفتن روند، به جز متغیرهای تولید ناخالص داخلی بقیه متغیرها ناپایا هستند.

بر اساس جدول (۴) این نتیجه حاصل می شود که با یکبار تفاضل گیری، تمامی متغیرها پایا می باشند.

۴-۶- تخمین مدل پویا و اثبات رابطه بلندمدت مدل

با توجه به اینکه متغیرهای LY، LF، I(0) و متغیرهای LX، LPX، LRER، I(1) می باشند. بنابراین، براساس نتایج بدست آمده متغیرهای مورد استفاده، انباشته از مرتبه های متفاوتی هستند و اگر از روش خودرگرسیون برداری (VAR) برای تخمین ضرایب مدل استفاده شود، این امر امکان پذیر نمی باشد، چون برای برآورد مدل با استفاده از این روش باید تمامی متغیرها دارای مرتبه ای انباشتگی یکسانی باشند. و اگر تمامی متغیرهای موجود در مدل در سطح پایا می شدند، نیازی به استفاده از روش ARDL نبود و می توان از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای برآورد ضرایب مدل استفاده کرد. بنابراین نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته ما را در استفاده از روش خودتوضیح با وقفه های توزیعی ARDL مطمئن تر ساخته است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (لگاریتم متغیرها و با روند)

نام متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی مک کینون	سطح معنی داری	نتیجه
LX	-۱/۹۲۸	-۳/۶۱	٪۵	ناپایا
LY	-۴/۲۷۲	-۳/۶۱	٪۵	پایا
LPX	-۰/۹۹۲	-۳/۶۱	٪۵	ناپایا
LRER	-۱/۱۴۵	-۳/۶۱	٪۵	ناپایا
LF	-۳/۶۰	-۳/۶۱	٪۵	ناپایا

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیرها و بدون روند)

نام متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی مک کینون	سطح معنی داری	نتیجه
DLX	-۴/۱۲۷	-۲/۹۹	٪۵	پایا
DLY	-۷/۵۰۷	-۲/۹۹	٪۵	پایا
DLPX	-۴/۳۴۷	-۲/۹۹	٪۵	پایا
DLRER	-۴/۳۵۶	-۲/۹۹	٪۵	پایا
DLF	-۴/۱۶	-۲/۹۹	٪۵	پایا

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵: نتایج حاصل از تخمین مدل پویای تابع عرضه صادرات فرش دستباف (ARDL(1,1,0,0)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال آماره (Prob)
LX (-1)	-۰/۴۰۶۵	۰/۱۲۱۷	۳/۳۴	۰/۰۰۱
LY	۲/۱۹۵	۱/۱۷۸	۱/۸۶۳	۰/۰۰۴
LY (-1)	۳/۴۸۳	۰/۹۹۹	۳/۴۸۸	۰/۰۰۲
LPX	۰/۹۲۹	۰/۱۶۷	۵/۵۵۴	۰/۰۰۰
LPX (-1)	-۰/۵۶۸	۰/۱۸۸	-۳/۰۱۷	۰/۰۰۶
LRER	۱/۰۲۷	۰/۲۷۸	۳/۶۹۱	۰/۰۰۱
LF	-۰/۱۴۶	۰/۰۶۹	-۲/۱۲۰	۰/۰۳۴
DOM	-۰/۰۳۳	۰/۱۹۰	۰/۱۷۵	۰/۸۶۲
DOM _{WAR}	-۰/۸۶۷	۰/۲۱۸	-۳/۹۷۸	۰/۰۰۰
C	-۲۴/۷۳۹	۱۳/۵۰۵	-۱/۸۳۱	۰/۷۸۰
$\bar{R}^2 = ۰/۸۳۱$		$R^2 = ۰/۸۷۸$		$F(۷,۲۰) = ۱۸/۷۴۱ [۰/۰۰۰]$
				$D.W = ۲/۱۶$

مأخذ: محاسبات تحقیق

(۱۱)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}_i} = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{S \hat{\alpha}_1} = \frac{-0/5935}{0/1217} = -۴/۸۷۶۷$$

از آنجایی که احتمال مربوط به آزمون‌های خود همبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خود همبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض مربوط به جمله اخلاص را تأمین می‌نماید (جدول شماره ۶).

۶-۵- تخمین معادله بلندمدت

نتایج تخمین بلندمدت مدل در جدول (شماره ۷) نشان داده شده است. طبق نتایج تخمین زده شده، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، قیمت صادراتی فرش دستباف، نرخ واقعی ارزش دارای ضرایب معنی‌دار، مثبت و رابطه مستقیم و متغیر نوسانات نرخ واقعی ارزش دارای ضریب معنی‌دار، منفی و رابطه معکوس با ارزش صادرات فرش دستباف می‌باشند. متغیر مجازی مربوط به جنگ تحمیلی اثر منفی معناداری بر صادرات داشته است. از طرفی متغیر مجازی مربوط به سیاست یکسان سازی نرخ ارز گرچه اثر مثبتی بر صادرات فرش داشته ولی در سطح مناسبی معنادار نمی‌باشد.

براساس نتایج بدست آمده در جدول (۵)، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی با یک وقفه، قیمت صادراتی فرش دستباف، نرخ واقعی ارزش و متغیر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌دار، نوسانات نرخ واقعی ارزش، متغیر مجازی مربوط به جنگ تحمیلی و قیمت صادراتی فرش دستباف با یک وقفه تأثیر منفی و معنی‌دار بر ارزش صادرات فرش دستباف دارند. ضریب تعیین R^2 برابر با ۰/۸۳۱ است که نمایانگر قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل می‌باشد. مقدار آماره آزمون دوربین- واتسون برابر با ۲/۱۶ است که بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در مدل است. آماره F هم که برابر با ۱۸/۷۴۱ است که معنی‌دار بودن ضرایب کلی در مدل را نشان می‌دهد. براساس آزمون‌های تشخیصی که در پایین جدول آمده است، نتایج بیانگر عدم وجود خودهمبستگی، شکل تبعی مناسب، نرمال بودن جملات پسماند و عدم وجود واریانس ناهمسانی می‌باشد. آماره محاسباتی براساس رابطه زیر (عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود) برابر با (۴/۸۷۶۷) می‌باشد، به دلیل اینکه قدرمطلق این آماره از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۴/۴۳-) بیشتر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

جدول ۶: نتایج آزمون فرض‌های کلاسیک

	آماره LM	آماره F
Serial Correlation	۰.۹۵۰ [۰.۳۳۰]	۲/۸۷۴۳ (۰/۵۴۲)
Functional Form	۱.۹۷۴ [۰.۶۷۵]	۳/۳۵۴۱ (۰/۶۱۲)
Normality	۰.۷۸۰ [۰.۶۷۷]	-
Heteroscedasticity	۰.۲۶۵ [۰.۶۰۶]	۳/۲۳۲۴ (۰/۷۳۴)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول شماره ۷: نتایج تخمین بلند مدت مدل

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
LY	۲/۶۱۶	۱/۲۸۹	۲/۰۴۱ [۰/۰۲۹]
LPX	۰/۷۳۰	۰/۲۶۰	۲/۸۰۶ [۰/۰۰۹]
LRER	۲/۰۸۱	۰/۸۴۵	۲/۴۶۲ [۰/۰۲۱]
LF	-۰/۳۹۶	۰/۱۳۷	-۲/۱۵۸ [۰/۰۴۰]
DOM	۰/۰۶۷	۰/۳۸۱	۰/۱۷۷ [۰/۸۶۰]
DOM _{WAR}	-۱/۷۵۸	۰/۳۶۱	-۴/۸۶۵ [۰/۰۰۳]
C	-۵۰/۱۳۷	۳۴/۲۴۵	-۱/۴۶۴ [۰/۱۵۵]

مأخذ: محاسبات تحقیق

۶-۶- بر آورد الگوی تصحیح خطا

(۱۲)

بر اساس جدول زیر، ضریب جمله تصحیح خطا ECM(-1)، معنی دار و دارای علامت منفی است یعنی ۴۹ درصد از میزان انحراف در تابع از مسیر بلند مدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می شود. بنابراین، حرکت به سمت تعادل با سرعت مناسبی صورت می گیرد.

$$LX = -50/137 + 2/616 LY + 0/730 LPX + 2/081 LRER - 0/396 LF + 0/067 DOM - 1/758 DOM_{WAR}$$

۶-۷- آزمون ثبات ساختاری

آزمون های تشخیص، برای مشخص کردن تصریح مناسب مدل و تعیین ثبات و استحکام ساختاری مدل مورد استفاده قرار می گیرد. بر اساس نظر پسران و همکاران^{۲۷} (۲۰۰۱) این آزمون می تواند نشان دهد که مدل بیش از اندازه و یا در حد معین با ثبات است یا خیر؟

طبق نظر پسران و شن (۲۰۰۱) پایداری ضرایب رگرسیون می تواند به وسیله آزمون های ثبات مورد تأیید قرار گیرد. این آزمون ها در داده های سری زمانی بسیار مفید بوده و بویژه زمانی که از وقوع تغییرات ساختاری در دوره مورد مطالعه اطمینان کافی در دسترس نیست، کاربرد بیشتری دارند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸). زمانی که بخواهیم ثبات کوتاه مدت و بلندمدت مدل را به طور همزمان مورد بررسی قرار دهیم، از اشکال (Cusum) و (Cusum- Q) استفاده می کنیم. اگر نمودار آماری بدست آمده، یکی از باندهای طرفین را در سطح ۵ درصد، قطع نماید فرضیه صفر نمی تواند تأیید شود. بنابراین چون در اشکال بدست آمده کیوسام و کیوسام- کیو، نمودار وسطی، یکی از باندهای طرفین را قطع نکرده است، ثبات، دائمی بلندمدت برای الگوی مورد نظر قابل قبول خواهد بود.

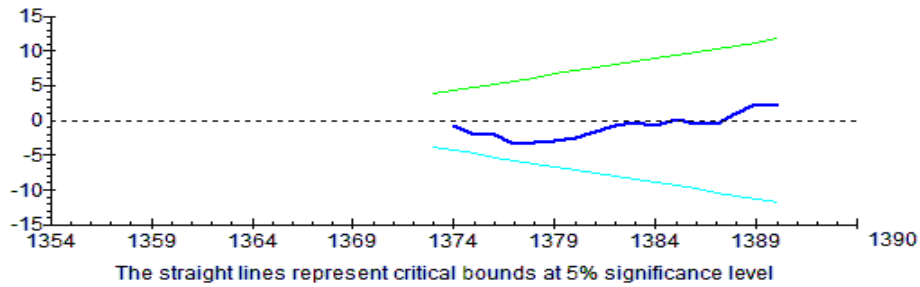
نوسانات نرخ ارز و به دنبال آن ناطمینانی ناشی از آن مانند هر نوعی از ریسک، می تواند سبب عقب افتادگی فعالیت های اقتصادی و کاهش جریان تجارت شود. در این شرایط چون صادرکنندگان فرش دستباف از ارزش درآمد و هزینه های داخلی خود مطمئن نیستند، تمایل کمتری به شرکت در معاملات تجاری بین المللی ریسک دار نشان می دهند. لذا عدم اطمینان در نرخ ارز بر رفتار تولیدکننده فرش نیز، اثرات متفاوتی می گذارد. از آنجائیکه عمده تولیدکنندگان ریسک گریز هستند، انتظار می رود افزایش در نوسانات نرخ ارز در شرایط عدم اطمینانی، سبب کاهش در صادرات فرش دستباف شود. زیرا با وجود این ناطمینانی در بازار ارز، ممکن است آن ها فروش در بازار خارجی را به بازار داخلی منتقل کنند یا به سمت بازارهای موازی مانند دلالی ارز و.. روی آورند. این نوسانات بازاریابی و افق های برنامه ریزی صحیح را با موانع و مشکلاتی روبرو ساخته و عملاً تعیین سیاست صادراتی را دشوار می سازد. بعلاوه تکان های ارزی، عدم اطمینان به بازار نرخ ارز و افزایش ریسک ناشی از نوسانات، برنامه ریزی را در بلند مدت غیرممکن می سازد و این امر باعث متوقف ساختن یا کاهش فعالیت های صادراتی می گردد. بعلاوه اینکه این نوسانات سفته بازی در بازار ارز را افزایش داده و در بلندمدت بازار دچار عدم تعادل می گردد.

جدول ۸: نتایج حاصل از بر آورد الگوی تصحیح خطای مدل

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
ECM(-1)	-۰/۴۹۳	۰/۱۲۱	-۴/۰۵۱ [۰/۰۰۰]
$R^2 = 0/74$	$\bar{R}^2 = 0/646$	D.W = 2/16	F = 9/481

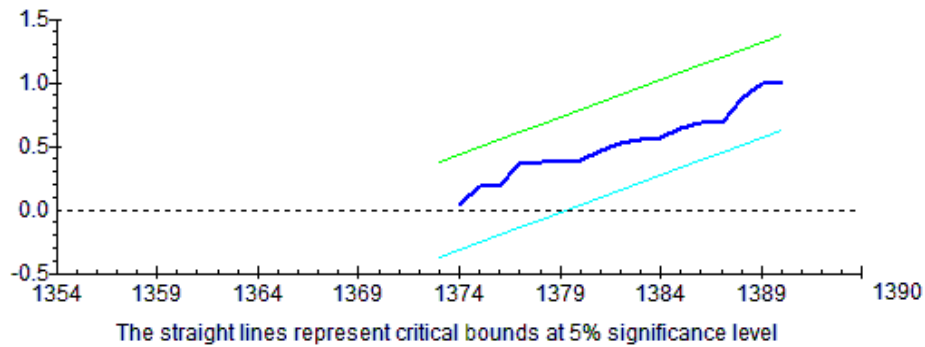
مأخذ: محاسبات تحقیق

Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



نمودار ۱: آزمون ثبات ساختاری (CUSUM)

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



نمودار ۲: آزمون ثبات ساختاری (CUSUMQ)

۷- نتیجه گیری و پیشنهادات

در این تحقیق، بررسی تأثیر نوسانات نرخ واقعی ارز بر ارزش صادرات فرش دستباف ایران به روش ARDL برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۲، به صورت روابط کوتاه‌مدت، بلندمدت و مدل تصحیح خطا تخمین زده شد. بدین منظور ابتدا با استفاده از روش EGARCH نوسانات نرخ ارز محاسبه شده و نتیجه در مدل ARDL گنجانده شده تا نتایج بلند مدت و کوتاه مدت نوسانات نرخ ارز بر صادرات فرش دستباف مورد ارزیابی قرار گیرد. انجام هر بررسی، پژوهش و تحقیق به منظور حصول به نتایجی است که بتواند مبنای قضاوت، تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری باشد.

کشش ارزش صادرات فرش دستباف نسبت به نوسانات نرخ واقعی ارز در بلندمدت $-0/296$ و در کوتاه‌مدت $-0/146$ برآورد شده است. که در هر دو حالت معنی‌دار و منفی می‌باشد. به عبارتی، نوسانات نرخ واقعی ارز باعث به وجود آمدن ریسک و نااطمینانی و موجب خروج صادرکنندگان از بخش‌های صادراتی شده که در نتیجه باعث کاهش ارزش صادرات فرش دستباف می‌گردد.

کشش ارزش صادرات فرش دستباف نسبت به نرخ واقعی ارز در بلندمدت $2/081$ و در کوتاه‌مدت $1/027$ برآورد شده است که در هر دو حالت معنی‌دار و مثبت می‌باشد. با افزایش نرخ واقعی ارز یا کاهش ارزش پول ملی یعنی گران شدن نرخ دلار نسبت به ریال، با ثابت بودن سایر شرایط، باعث کاهش قیمت کالای صادراتی برای خارجیان شده و به تبع آن تقاضا برای کالای صادراتی افزایش می‌یابد و میزان دریافتی صادرکننده افزایش یافته و انگیزه صادرات تقویت می‌شود و ارزش صادرات فرش دستباف افزایش می‌یابد. لذا، وجود این دو متغیر در مدل ضروری به نظر می‌رسد.

متغیر مجازی مربوط به جنگ تحمیلی اثر منفی معناداری بر صادرات داشته است. از طرفی متغیر مجازی مربوط به سیاست یکسان سازی نرخ ارز گرچه اثر مثبتی بر صادرات فرش داشته ولی در سطح مناسبی معنادار نمی‌باشد. علت آن می‌تواند ناشی از وجود تورم بالا در کشور طی سال‌های مورد مطالعه و تاثیرگذاری بر نرخ ارز حقیقی

شجرى، هوشنگ و قوامى، محمد (۱۳۸۲). صادرات فرش- دستباف ایران به اتحادیه اروپا و اثر رقابت خارجى بر آن، مجموعه مقالات اولین سمینار ملی تحقیقات فرش- دستباف، تهران: وزارت بازرگانى، صفحات ۲۲۹-۲۱۵.

شم‌آبادى، محمدعلى و خداداد حسینی، حمید(۱۳۸۶). بازاریابى صادراتى فرش دستباف ایران: بررسى عوامل مؤثر و آسیب‌شناسى، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانى، ۴۳: ۳۴-۱.

صمدى، على حسین و پهلوانى، مصیب (۱۳۸۸). هم جمعى و شکست ساختارى در اقتصاد، چاپ اول، انتشارات نور علم، صفحات ۲۵۳-۲۶۰.

عربى، زهرا؛ کاظمى، ابوطالب (۱۳۹۳). تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران، پژوهش‌هاى رشد و توسعه اقتصادى، ۵(۱۷): ۱۲۴-۱۰۹.

عسگرى، منصور (۱۳۸۷). اثر نوسانات نرخ واقعى ارز بر عملکرد صادرات صنایع منتخب ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانى، ۴۸: ۱۳۱-۱۰۳.

فرجلو مطلق، مهسا (۱۳۸۶). بررسى و آسیب‌شناسى صادرات فرش دستباف ایران. پایان‌نامه کارشناسى ارشد، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبائی.

فرهادى سرتنگى، داود (۱۳۹۳). تأثیر نااطمینانى قیمت نفت بر متغیرهاى پولی و مالی ایران، پایان نامه کارشناسى ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

قزائى قمصرى، ایمان؛ قدرتی، حسن و رضایی، حسین(۱۳۸۹). عوامل مؤثر بر صادرات فرش دستباف در قالب ماتریس سوات: مطالعه موردی تعاونی‌هاى فرش در استان اصفهان، فصلنامه تعاون، سال بیست و یکم، صفحات ۶۱-۴۹.

کارزونی، على رضا؛ حسن نژاد دانشمند، الناز و منیعی، امید (۱۳۹۳). بررسى اثر نوسانات ارزی بر الگوی صادراتى ایران (رهیافت غیرخطی، مارکف-سویچینگ)، فصلنامه مطالعات اقتصادى کاربردى ایران، ۳(۱۰): ۲۴۶-۲۱۹.

کاظمى، ابوطالب (۱۳۹۲). تحلیلى از عوامل اقتصادى مؤثر بر سرمایه‌گذارى خصوصى در ایران، پایان نامه کارشناسى ارشد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

کرباسى، على رضا و احمدى، حسن(۱۳۸۹). بررسى آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتى کشمش ایران، ۱۷: ۱۶۳-۱۴۷.

کرمى، آیت‌الله و زیبایى، منصور(۱۳۸۷). اثرات نوسان‌پذیرى نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزى در کشورهاى مختلف، فصلنامه پژوهش‌هاى اقتصادى، ۸: ۷۱-۵۹.

گودرزى، جهانبخش(۱۳۸۲). اثر نرخ مؤثر واقعى ارز بر صادرات غیرنفتى (مطالعه موردی فرش، پسته، خرما،

باشد که در بلند مدت منجر به کاهش قدرت رقابتى کالاهای صادراتى خواهد شد.

نتایج این تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر مثبت بر ارزش صادرات فرش دستباف است، بنابراین، افزایش بهره‌ورى منابع داخلی و فعال کردن ظرفیت‌هاى استفاده نشده به منظور تقویت بنیان‌هاى تولیدى کشور توصیه مى‌شود.

با توجه به نتایج این تحقیق که نشان مى‌دهد متغیرهاى نرخ واقعى ارز و نوسانات آن مى‌توانند به عنوان متغیرهاى سیاسى مهم برای سیاست‌گذار مطرح باشند توصیه مى‌گردد که:

- سیاست‌هاى کنترل و تثبیت نرخ ارز به عنوان عامل مهمی در ثبات صادرات فرش دستباف در نظر گرفته شود.

- اطلاعات شفاف درباره روند آینده تغییرات نرخ ارز مى‌تواند نقش مؤثرى در افزایش درآمد صادرکنندگان و حفظ موقعیت ایران در بازار جهانی فرش دستباف داشته باشد.

منابع

آقایی، کیومرث؛ جبارى، امیر و کریمی، محمد(۱۳۸۷). بررسى منابع نوسانات کلان اقتصادى ایران با تأکید بر نرخ واقعى ارز طی سال‌هاى ۸۴-۱۳۴۹، فصلنامه پژوهش‌هاى اقتصادى، ۸(۲): ۶۱-۴۱.

برانسون، ویلیام اچ (۱۳۸۳). تئورى و سیاست‌هاى اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکرى، چاپ هفتم، تهران، نشرنى.

برانسون، ویلیام اچ(۱۳۷۴). تئورى و سیاست‌هاى اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکرى، چاپ دوم، تهران، نشرنى.

تشکینى، احمد (۱۳۸۴). اقتصادسنجى کاربردى به کمک Microfit. چاپ اول، تهران، انتشارات مؤسسه فرهنگى دیباگران.

حسینی، میر عبدالله و پرمه، زورار(۱۳۸۳). ساختار جهانی فرش دستباف و بازارهاى هدف صادراتى ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانى، ۳۰: ۱۱۴-۸۴.

راسخى، سعید؛ شهرزادى، میلاد و عبداله‌ی، محمدرضا(۱۳۹۱). اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتى، ۲: ۱۹-۱.

رئیسى، احسان؛ دهقانى انارى، فرشید و اکبرزاده، جعفر(۱۳۹۰). بررسى عوامل مؤثر اقتصادى بر صادرات فرش ایران، سومین کنفرانس ملی مهندسى نساجى و پوشاک، یزد: دانشگاه آزاد اسلامى واحد یزد، اردیبهشت.

سورى، على (۱۳۹۱). اقتصادسنجى همراه با کاربرد Eviews 7. چاپ پنجم، تهران، انتشارات نور علم.

- Beena PL, Mallick. (2010). Exchange rate and exporting behaviour of Indian textiles and clothing sector across major destination countries, *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 4(4):432-446.
- Cameron S, Zaman Kh-UZ (2006). Export function for the Pakistan carpet industry, *The Pakistan Development Review*, 45(4): 1287-1297.
- Cho G, Sheldon I.M, Mc Corriston S. (2002). Exchange rate uncertainty and agricultural trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 84, 4, 931-42.
- Cottani Joaquin A, Cavallo Domingo F, Khan M Shahbaz (1990). Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs, *Economic Development and Cultural Changes*, 39(1):61-67.
- De Grauw P. (1988). Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *IMF Staff Papers*, 35: 63-84.
- Dimitrios S, Nicholas T. (2014). Does Exchange Rate Variation Effect African Trade Flows? *Procedia Economics and Finance* 14 (2014) 565 - 574.
- Godwin. A, Benson U.O. (2009). The Effect of Exchange Rate Volatility on the Imports of ECOWAS Countries. *The Social Sciences* 4(4): 340-346.
- Hasanov F. (2012). The impact of the real exchange rate on non-oil exports. Is there an asymmetric adjustment towards the equilibrium? *RPF Working Paper No. 2012-005*.
- Hayakawa K, Kimura F. (2009). The effect of exchange rate volatility on international trade in East Asia, *Journal of The Japanese and International Economics*, 23(4): 395-406.
- Hu. X, Motwani.J.G. (2014). Minimizing downside risk s for global sourcing under price-sensitive stochastic demand, exchange rate uncertainties, and supplier capacity constraints, *Int. J. Production Economics* 147 (2014) 398-409.
- Karemera D, Managib S, Reubenc L, Spannd O. (2011). The impacts of exchange rate volatility on vegetable trade flows. *Applied Economics*, 42, 1607-1616. DOI: 10.1080/00036840802600137.
- Pesaran M.H, Shin Y, Smith R. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. Vol 16: 289-326.
- Yusaku N, Kenjiro H. (2013). Does exchange rate volatility deter Japan-China trade? Evidence from pre- and post-exchange rate reform in China, Japan and the World Economy 25-26 (2013) 90-101.
- کشمش، زعفران و خاویار). پایانامه کارشناسی ارشد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه بوعلی سینا.
- محمدی، مهدی (۱۳۸۲). بررسی تخمین عوامل مؤثر بر صادرات فرش دستباف پشمی ایران. پایانامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز.
- مه‌آراء، محسن (۱۳۸۵). برآورد نرخ ارز حقیقی تعادلی در اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصادی، شماره بیست و یکم، صفحات ۲۰۸-۱۶۷.
- نوفروستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، چاپ اول، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- نیکو، کاملیا (۱۳۹۰). تحولات صنعت فرش ایران طی دوره ۱۳۵۲-۸۹، مرکز ملی فرش ایران.
- نیکو، کاملیا (۱۳۹۱). تحلیل وضعیت صادرات فرش دستباف ایران (ارزشی و وزنی) طی سال ۱۳۹۰ و مقایسه آن با مدت مشابه سال ۱۳۸۹، مرکز ملی فرش ایران.
- یاوری، کاظم ؛ مهدیه رضا قلی‌زاده ؛ آقایی، مجید (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سیاست‌های ارزی در توسعه صادرات غیرنفتی کشور (با تأکید بر سیاست‌های پیمان ارزی و سیاست تک‌نرخ‌ی ارزی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۱(۲): صفحات ۸۶-۵۹.
- Agolli, M. (2003). Exchange Rate Volatility Effect on Trade Variations. *Albanian Center for International Trade*. Available: <http://pdc.ceu.hu/archive/00002085/>.
- Awan R, Shahbaz M, Sher F, Javad Kh. (2012). Does jcurve phenomenon exist in Pakistan? *A revist. Internationalary Journal of Contemporary Research in Business*, 3(9):1456-1467.
- Bacchetta Ph, Wincoop E. Van. 2000. "Does exchange-Rate stability increase trade and welfare?," *American Economic Review*. 2000. v90(5,Dec): 1093-1109.
- Bahmani-Oskooee. B, Hanafiah H, Scott W. Hegerty. (2014). Exchange rate volatility and Spanish-American commodity trade flows, *Economic Systems* 38 (2014) 243-260
- Barghandan A, Barghandan K, Golestaneh S. (2011). Investigating the effect of real effective exchange rate on the Iranian pistachio export, *International Journal of Nuts and Related Sciences*, 2(4): 25-32.
- Barkoulas J, Baum C, Caglayan M. (2002). Exchange rate effect on the volume and variability of trade flows. *J. Int. Money Finance*, 21: 481-496.

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LX
۲۷ observations used for estimation from 1354 to 1390

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob [
LX(-1)	.40657	.12178	3.3407[.001 [
LY	2.1956	1.1785	-1.8630[.004 [
LY(-1)	3.4865	.99957	3.4880[.002 [
LP	.92916	.16728	5.5545[.000 [
LP(-1)	-.56872	.18850	-3.0171[.006 [
LER	1.0271	.27822	3.6917[.001 [
LF	-.14654	.069109	-2.1204[.034 [
K	.033492	.19080	.17553[.862 [
M	-.86752	.21803	-3.9789[.000 [
T	-.055715	.030541	-1.8243[.080 [
C	-24.7392	13.5053	-1.8318[.078 [

R-Squared	.87817	R-Bar-Squared	.83132
S.E. of Regression	.27982	F-stat. F(10, 26)	18.7419[.000 [
Mean of Dependent Variable	1.5185	S.D. of Dependent Variable	.68130
Residual Sum of Squares	2.0358	Equation Log-likelihood	1.1502
Akaike Info. Criterion	-9.8498	Schwarz Bayesian Criterion	-18.7098
DW-statistic	2.1670	Durbin's h-statistic	-.75597[.450 [

Diagnostic Tests

*Test Statistics *	LM Version	* F Version*
*A:Serial Correlation*CHSQ(1)=	.95073[.330]*F(1, 25)=	2.8743[.542* [
*B:Functional Form *CHSQ(1)=	.19743[.657]*F(1, 25)=	3.3541[.612* [
*C:Normality *CHSQ(2)=	.78027[.677]*	Not applicable*
*D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)=	.26587[.606]*F(1, 35)=	3.2324[.734* [

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LX
۲۷ observations used for estimation from 1354 to 1390

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob [
LY	2.6162	1.2891	2.0419[.029 [
LP	.73049	.26027	2.8066[.009 [
LER	2.0815	.84532	2.4624[.021 [
LF	-.29699	.13763	-2.1580[.040 [
K	.067877	.38137	.17798[.860 [
M	-1.7582	.36132	-4.8659[.000 [
T	-.11292	.076669	-1.4728[.153 [
C	-50.1377	34.2455	-1.4641[.155 [

```

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is dLX
rY observations used for estimation from 1354 to 1390
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob [
dLY            -2.1956          1.1785              -1.8630[.073 [
dLP            .92916          .16728              5.5545[.000 [
dLER           1.0271          .27822              3.6917[.001 [
dLF            -1.14654        .069109             -2.1204[.043 [
dK             .033492         .19080              .17553[.862 [
dM             -.86752         .21803              -3.9789[.000 [
dT             -.055715        .030541             -1.8243[.079 [
dC            -24.7392        13.5053             -1.8318[.078 [
ecm(-1)       -.49343         .12178              -4.0517[.000 [
*****
List of additional temporary variables created      :
dLX = LX-LX(-1)                                  (
dLY = LY-LY(-1)                                  (
dLP = LP-LP(-1)                                  (
dLER = LER-LER(-1)                               (
dLF = LF-LF(-1)                                  (
dK = K-K(-1)                                      (
dM = M-M(-1)                                      (
dT = T-T(-1)                                      (
dC = C-C(-1)                                      (
ecm = LX -2.6162*LY -.73049*LP -2.0815*LER + .29699*LF -.067877*K +
*\, \gamma_0 \gamma_1 M + .11292*T + 50.1377*C
*****
R-Squared      .74473      R-Bar-Squared      .64655
S.E. of Regression .27982      F-stat.      F( 8, 28)      9.4815[.000 [
Mean of Dependent Variable .8968E-3      S.D. of Dependent Variable      .47066
Residual Sum of Squares      2.0358      Equation Log-likelihood      1.1502
Akaike Info. Criterion      -9.8498      Schwarz Bayesian Criterion      -18.7098
DW-statistic      2.1670
*****
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLX and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.

```

یادداشت‌ها

- ¹ Dimitrios & Nicholas.
- ² Hu & Motwani.
- ³ Barkoulas & et al.
- ⁴ Agolli.
- ⁵ Godwin & Benson.
- ⁶ Karemeraa & et al.
- ⁷ De Grauw.
- ⁸ Bacchetta & Wincoop.
- ⁹ Cho et al.
- ¹⁰ Cottani et al.
- ¹¹ Hayakawa & Kimura.
- ¹² Beena & Mallick.
- ¹³ Barghandan et al.
- ¹⁴ Hasanov.
- ³ Awan et al.
- ¹⁶ Yusaku & Kenjiro.
- ¹⁷ Bahmani-Oskooee et al.
- ¹⁸ Microfit.
- ¹⁹ Akaike.
- ²⁰ Schwarz Beiysian.
- ²¹ Hanan-Quinn.
- ²² Banerjee, Dolado and Mestre.
- ²³ Error correction model.
- ²⁴ Cameron & Zaman.
- ²⁵ Volatility.
- ²⁶ Autocorrelation in Volatility.