

بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی در راستای بند دوم سیاست‌های کلی کشاورزی

سکینه صفری^۱، مهدی رحمانی^۲، حسن احمدی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۲۱

چکیده

در تهیه، تدوین و تصویب برنامه‌های توسعه و بودجه‌های سالیانه، این نکته مورد توجه قرار می‌گیرد که شاخص‌های کلان، باید متناسب با سیاست‌های توسعه، اهداف و الزامات چشم‌انداز، تنظیم و تعیین شود و این سیاست‌ها و هدف‌ها به‌طور کامل مراعات شود. امروزه کشوری که اقتصاد آن بر محور تک محصولی باشد در تحولات اقتصادی بیشتر، در معرض خطر قرار می‌گیرد. بند دوم سیاست‌های کشاورزی بر حمایت از صادرات محصولات کشاورزی تأکید دارد. صادرات غیرنفتی، یکی از مباحث مهم اقتصادی در کشورهای دارای نفت و به‌طور کلی بحثی است که در آن، در مورد تنوع و گسترش صادرات در مقابل صادرات تک محصولی سخن به میان می‌آید. بنابراین، اتخاذ سیاست‌هایی جهت تنوع‌بخشی و گسترش صادرات غیر نفتی با از میان برداشتن موانع و نیز راهکارهای مناسب در این زمینه در همه کشورهای در حال توسعه دارای اقتصاد تک محصولی ضرورتی اجتناب ناپذیر است. در این میان نرخ ارز متغیری است که چگونگی سیاست‌گذاری در زمینه آن متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه رشد صادرات غیر نفتی را متأثر می‌سازد. هدف از این تحقیق بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی در ایران طی دوره ۱۳۶۰-۱۳۹۰ است. مدل بکار گرفته شده الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) است. نتایج تحقیق رابطه معکوس میان نوسانات نرخ ارز و صادرات بخش کشاورزی را نشان می‌دهد.

واژگان کلیدی: صادرات غیرنفتی، صادرات بخش کشاورزی، الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده
طبقه‌بندی 11,E32,F10: jel

Email: saeede_safari@yahoo.com

۱. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز

۲. کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز

Email: rahmanimehdi1541@gmail.com

۳. کارشناس ارشد اقتصاد و کارشناس سازمان انرژی اتمی
Email: ahmadihassan2008@gmail.com

مقدمه

بر اساس سیاست‌های کلی بخش کشاورزی در سند چشم‌انداز توسعه، تأمین امنیت غذایی کشور با تکیه بر تولید از منابع داخلی و تأکید بر خودکفایی در تولید محصولات اساسی کشاورزی، توسعه بخش کشاورزی مورد توجه قرار می‌گیرد. بند دوم سیاست‌های کلی کشاورزی که از طرف رهبری در تاریخ ۱۳۹۱/۹/۲۹ ابلاغ شده است بر «تأمین امنیت غذایی با تکیه بر تولید از منابع داخلی و نیل به خودکفایی در محصولات اساسی، ارتقای سطح سلامت مواد غذایی تا استاندارد جهانی، اصلاح و بهینه کردن الگوی مصرف و حمایت مؤثر از تولید و صادرات در محصولات دارای مزیت‌های نسبی و ایجاد مزیت‌های جدید (از جمله هدفمند کردن یارانه‌ها در جهت تولید و صادرات)» تأکید دارد. از طرف دیگر اقتصاد ایران در سه دهه مذکور به‌دلایلی چون وقوع انقلاب اسلامی، جنگ، اجرای برنامه‌های توسعه‌ای مختلف و وجود برخی محدودیت‌ها در زمینه اقتصاد بین‌الملل از جمله تحریم اقتصادی و ... نوسانات زیادی را پشت سر نهاده است. شرایط فوق باعث شد که سیاست‌های کلان (پولی، ارزی و مالی) و نیز سیاست‌های تجاری کشور به‌ویژه در دوران جنگ از ثبات کمتری برخوردار باشند. از آن پس نیز به‌دلیل برخی محدودیت‌های ارزی و نیز تحولات بین‌المللی، تغییر و نوسانات زیاد در سیاست‌های اتخاذ شده کاملاً محسوس است. از آنجا که سیاست‌های مذکور از کانال تغییر تقاضای کل اقتصاد و نیز ترجیحات تولید و مصرف می‌تواند فرایندهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد، از این‌رو بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر روی صادرات غیرنفتی ضروری به نظر می‌رسد. صادرات غیرنفتی، یکی از مباحث مهم اقتصادی در کشورهای دارای نفت و به‌طور کلی بحثی است که در آن، در مورد تنوع و گسترش صادرات در مقابل صادرات تک‌محصولی سخن به میان می‌آید. بنابراین، اتخاذ سیاست‌هایی برای تنوع‌بخشی و گسترش صادرات غیرنفتی با از میان برداشتن موانع و راهکارهای مناسب، در همه کشورهای در حال توسعه و دارای اقتصاد تک‌محصولی ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است. مهمترین مشخصه اقتصاد ایران نیز وابستگی به درآمدهای نفتی است. هرگونه نوسان در قیمت نفت موجب بروز مشکلاتی از جمله کاهش درآمدهای صادراتی خواهد شد. از این‌رو امروزه رشد صادرات غیرنفتی و افزایش سهم کشور در تجارت جهانی و بازارهای بین‌المللی به‌منظور کاهش وابستگی شدید اقتصاد به درآمدهای نفتی یکی از اهداف مهم اقتصادی تلقی می‌شود. در این میان نرخ ارز متغیری است که چگونگی سیاست‌گذاری در زمینه آن متغیرهای کلان اقتصادی، به‌ویژه رشد صادرات غیرنفتی را متأثر می‌کند. نوسانات نرخ ارز، پیش‌بینی درآمد ریالی حاصل از صادرات را برای صادرکنندگان دشوار کرده و به‌تبع بازاریابی، برنامه‌ریزی صحیح و تعیین سیاست صادراتی را برای آنها با مشکلاتی مواجه می‌کند. اساساً از یکسو 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 می‌شود، از سوی دیگر اینگونه نوسانات انگیزه معاملات ارزی سوداگرانه را افزایش داده و به سلامت بازار آسیب می‌رسانند. به‌علاوه اینکه این امر برنامه‌ریزی برای ورود کالاها و خدمات از محل این ارزها را دچار اختلال می‌کند. طبق قوانین اقتصادی، نرخ ارز دست‌کم در کوتاه‌مدت رابطه مستقیم با صادرات دارد و از این‌رو در متون اقتصادی از آن به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر

صادرات غیرنفتی نام برده شده؛ اما اثر تغییر نرخ ارز بر میزان صادرات به‌خصوص در بلندمدت، مبهم بوده و نیازمند تجربیات و پایه‌های نظری بیشتر است.

۱. پیشینه تحقیق

دیمیتریوس سرنیس^۱ (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با عنوان «نوسانات نرخ ارز و تجارت خارجی، مطالعه درخصوص قبرس و کرواسی» به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات بین دو کشور قبرس و کرواسی طی بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۲ پرداختند. مدل بکار گرفته شده در این تحقیق (VECM) است. نتایج حاصل از تحقیق نشان داد که نوسانات نرخ ارز باعث کاهش صادرات بین دو کشور در بازه زمانی مذکور شده است. تندراین-راگووبور و امامدی^۲ (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای تجربی به بررسی آسیب‌های نوسانات نرخ ارز بر صادرات جزیره موریس پرداخته‌اند. موریس معتقد است: اقتصاد جزیره‌ای کوچک، وابسته به تجارت و به‌شدت تحت تأثیر تغییر تقاضای جهانی و نوسانات ارز است. در این مقاله تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز مؤثر واقعی بر عملکرد صادرات موریس در سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۷ بررسی شده است.

نتایج تجربی براساس تجزیه و تحلیل ARDL نشان می‌دهد که صادرات واقعی با فعالیت‌های اقتصادی خارجی و همچنین نرخ مؤثر واقعی ارز و نوسانات نرخ واقعی ارز رابطه دارد. همچنین نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنادار با صادرات دارد، در حالی که در بلندمدت، نوسانات نرخ ارز اثر منفی روی صادرات موریس دارند. رحمان و سارلتیس^۳ (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای با عنوان تأثیر عدم قطعیت نرخ ارز بر صادرات، به بررسی تأثیر این متغیر بر صادرات آمریکا پرداختند. دوره زمانی مورد بررسی آنها به صورت ماهیانه و از ژانویه ۱۹۷۳ تا ژانویه ۲۰۰۷ است. متغیرهای مورد استفاده توسط محققین، لگاریتم تولیدات صنعتی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، حجم پول، شاخص قیمت تولیدکننده، صادرات و متغیر نااطمینانی بوده و مدل بکار رفته نیز VAR است. محققین نااطمینانی نرخ ارز را با استفاده از (GARCH)^۴ محاسبه کردند. نتیجه تحقیق آنان حاکی از تأثیر معنادار نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات است. بهمنی اسکویی و هاگرتی^۵ (۲۰۰۸)، با استفاده از اطلاعات سالیانه ۱۹۷۳-۲۰۰۶ به بررسی صادرات ۱۱۷ کالای صنعتی از ژاپن به آمریکا پرداختند. محققان از لگاریتم‌های متغیر تولید ناخالص داخلی آمریکا، نسبت قیمت‌ها و متغیر نااطمینانی نرخ ارز به‌عنوان متغیرهای توضیحی برای صادرات استفاده کردند. نتایج تحقیق آنها حاکی از بی‌تأثیر بودن نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات است. سحابی، بهرام و همکاران (۱۳۹۰)، به بررسی اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران به کشورهای منتخب خاورمیانه (ترکیه، امارات، عربستان، کویت، پاکستان) با استفاده از اطلاعات سالیانه ۱۳۸۵-۱۳۵۷ (۲۰۰۶-۱۹۷۸)

1. Dimitrios Serenis
2. Tandraren-ragoobur&Emamdy
3. Rahman, Serlrtis
4. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
5. Bahmani oskooee, Hegerty

پرداخته‌اند. روش این تحقیق پانل دیتا بوده و پنج کشور ترکیه، امارات، عربستان، کویت و پاکستان به‌عنوان کشورهای میزبان و تولید ناخالص داخلی کشورهای میزبان، نرخ ارز دو طرفه، نسبت قیمت‌های صادراتی و متغیر موهومی جنگ به‌عنوان متغیرهای توضیحی برای صادرات غیر نفتی استفاده شده است.

۲. مبانی نظری و متدولوژی

طرفداران کاهش ارزش پول، معتقدند که کاهش ارزش پول، موجب افزایش صادرات، تولید و در نتیجه بالا رفتن اشتغال و سطوح درآمدی و همچنین کاهش واردات می‌شود. در نتیجه تراز تجاری را بهبود بخشیده و کسری تراز پرداخت‌ها را جبران می‌کند. از بین بردن مازاد تقاضا، بستگی به کوشش منحنی عرضه و تقاضا برای ارز دارد. اگر عرضه و تقاضای ارز از حساسیت بالایی برخوردار باشد، کاهش ارزش پول، تقاضا برای ارزش را کاهش و عرضه آن را افزایش می‌دهد و در نتیجه، مازاد تقاضا از بین خواهد رفت.

۲-۱. پایایی داده‌ها

بکارگیری روش‌های معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو، با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا باشند. یک سری زمانی وقتی پایاست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند، مهم نباشد که در چه مقطعی از زمان، این شاخص محاسبه می‌شود. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا^۱ باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه بامفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین R^2 از بالا به‌دست آمده و محقق را به استنباط‌های غلط در مورد میزان ارتباط بین متغیرها سوق می‌دهد. از این رو اولین قدم در تخمین پارامترها، تعیین پایایی متغیرهاست.

۲-۲. آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۲

در آزمون دیکی - فولر فرضیه $p = 1$ مورد بررسی قرار می‌گیرد. حال اگر این فرض درست نباشد و سری زمانی تحت بررسی، دارای فرایند خودتوضیح مرتبه r باشد؛ رابطه مورد برآورد برای آزمون p از تصریح پویایی صحیح برخوردار نبوده و موجب خواهد شد تا جملات خطای رگرسیون دچار خودهمبستگی شوند، زمانی که جملات خطا دچار خود همبستگی شوند دیگر نمی‌توان از آزمون دیکی - فولر برای آزمون پایایی استفاده کرد؛ زیرا در این حالت توزیع حدی و کمیت‌های بحرانی به‌دست آمده از روش دیکی - فولر صادق نیست. اما دیکی و فولر نشان دادند که وقتی جملات خطا u_t خودهمبسته هستند، در صورتی که الگوی تعمیم‌یافته دیکی - فولر مورد استفاده قرار گیرد، توزیع حدی و کمیت‌های بحرانی به‌دست آمده، توسط آنان باز هم صادق خواهد بود. نتایج آزمون دیکی - فولر در جدول (۱) آمده است.

1. Non - Stationary
2. Augmented Dickey – Fuller test

جدول - ۱. آزمون ریشه واحد دیکي - فولر برای متغیر

متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد
LAGREXP	-۰/۲	-۲/۹۶	dLAGREXP	-۵/۶۷	-۲/۹۶
LAGRIRP	-۱/۵	-۲/۹۶	dLAGRIRP	-۳/۷۲	-۲/۹۶
LAGRIVALUET	-۱/۱	-۲/۹۶	dLAGRIVALUET	-۶/۲۶	-۲/۹۶
LREXR	-۲/۳۱	-۲/۹۶	dLREXR	-۴/۵۳	-۲/۹۶
VLREXR	-۲/۰۷	-۲/۹۷	dVLREXR	-۶/۴۱	-۲/۹۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان طوری که جدول نشان می‌دهد، متغیرهای مدل در سطح پایا نیستند، ولی با یک بار تفاضل‌گیری همگی پایا می‌شوند. پس متغیرها همگی انباشته از درجه یک $I(1)$ هستند.

۲-۳. الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی نه تنها به این مفهوم است که یک رابطه تعادلی بلندمدت این متغیرها وجود دارد، بلکه می‌توان با استفاده از روش OLS برآورد کاملاً سازگاری از ضرایب الگو را به دست آورد. برای مثال وقتی همگرایی دو متغیر x_t و y_t براساس آزمون‌های لازم به اثبات رسید، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که یک رابطه تعادلی بلندمدت مانند رابطه زیر بین دو متغیر برقرار است.

$$y_t = \beta x_t + u_t$$

و می‌توان پارامتر β را به روش OLS برآورد کرد، در چنین حالتی وقتی $u_t \approx I(0)$ است برآورد کننده OLS یک برآورد کننده فوق سازگار خواهد بود. اطلاق اصطلاح فوق سازگار در این حالت به این دلیل است که وقتی حجم نمونه (n) افزایش می‌یابد، برآورد β با نرخ $\frac{1}{n}$ به سمت مقدار واقعی خود گرایش می‌یابد، درحالی که وقتی متغیرهای رابطه رگرسیون برطبق فرض معمول پایا هستند، نرخ

همگرایی $\frac{1^s}{\sqrt{n}}$ است. بنابراین ملاحظه می‌شود که وقتی متغیرها همگرا هستند، سرعت همگرایی β به مقدار واقعی آن به مراتب سریع‌تر است.

با وجود این وقتی حجم نمونه کوچک است، استفاده از روش OLS در برآورد رابطه بلندمدت به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویایی کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها برآورد بدون تورش را ارائه نخواهد کرد. این موضوع با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو، ثابت شده است که در نمونه‌های کوچک تورش برآورد ممکن است، بسیار قابل توجه باشد. بنابراین منطقی به نظر می‌رسد که برآورد چنین الگوی کاملی طوری مورد توجه قرار گیرد که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه موجب شود تا ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند. در این راستا ساده‌ترین شکل الگوی پویایی که می‌توان برای رابطه پایای بلندمدت تنظیم کرد تا با کمک آن به برآوردهای نسبتاً بدون تورش از ضرایب بلندمدت الگو دست یافت، الگوی پویایی زیر است:

$$Y_t = \gamma_0 \cdot X_t + \gamma_1 \cdot X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + U_t$$

در تعادل بلندمدت وقتی که $Y_t = X_{t-1} = Y$, $X_t = X_{t-1} = X$ است، رابطه بالا به شکل زیر در خواهد آمد:

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 X + \alpha Y$$

$$(1 - \alpha)y = (\gamma_0 + \gamma_1)X \quad \Rightarrow \quad y = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \alpha} X$$

بنابراین $\beta = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \alpha}$ است.

با انجام یک عملیات جبری مختصر می‌توان رابطه بالا را به صورت زیر نوشت:

$$Y_t = \beta X_t + \lambda_1 \Delta X_t + \lambda_2 \Delta X_t + V_t$$

که در آن داریم:

$$V_t = \frac{U_t}{1 - \alpha}, \quad \lambda_2 = \frac{-\alpha}{1 - \alpha}, \quad \lambda_1 = \frac{-\gamma_1}{1 - \alpha}, \quad \beta = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \alpha}$$

بنابراین برآورد مقدار بلندمدت ضریب β از روابط ایستا معادل برآورد ضریب β از رابطه پویایی بالا است. وجود متغیرهای ΔX_t و Δy_t در این رابطه موجب می‌شوند تا تورش مربوط به برآورد پارامتر β براساس یک نمونه کوچک از بین برود.

بهتر است که برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، تا حد ممکن الگوی پویایی را در نظر گرفت که تعداد وقفه‌های زیادی را برای متغیرها لحاظ کند. بنابراین رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t$$



در رابطه $A(L)$ عملگر وقفه به صورت $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ و $B(L)$ عملگر وقفه به صورت $B(L) = \gamma_0 + \gamma_1 L + \dots + \gamma_q L^q$ و $L^r X_t = X_{t-r}$ است.

برای یافتن برآورد پارامتر بلندمدت β کافی است که از رابطه برآورد شده بالا مقدار $\hat{\beta}$ به صورت زیر محاسبه شود:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=0}^q \hat{\gamma}_i}{1 - \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i}$$

انحراف معیار $\hat{\beta}$ با استفاده از لگاریتم قابل محاسبه است. در نتیجه مقدار آماره t مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ثابت شده که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t براساس کمیت‌های بحرانی معمول از توان خروجی برخوردار است؛ بنابراین به کمک $\hat{\beta}$ می‌توان آزمون‌های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد.

علاوه بر ارائه برآورد بدون تورشی از پارامتر بلندمدت β به همراه آماره t معتبری از آن، برآورد رابطه قبل این امکان را فراهم می‌آورد تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر عدم وجود همگرایی نیز انجام شود؛ زیرا لازمه آنکه الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع α_i ها ($i = 1, \dots, P$)

کمتر از یک باشد. اگر $\left(\sum \hat{\alpha}_i - 1 \right)$ را به انحراف معیار مجموعه این ضرایب تقسیم کنیم، یک آماره

آزمون از نوع آماره t نتیجه خواهد شد که می‌توان کمیت آن را با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) را برای انجام آزمون مورد نظر مقایسه کرد.

الگوی قبل به الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) مشهور است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارز - بیزین (SBC)، حنان - کوئین (HQC) و یا \hat{R}^{-2} مشخص کرد.

۲-۴. الگوی تصحیح خطا (ECM)

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگو در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند.

برای آنکه نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط دهیم، باید از الگوی تصحیح خطا یا ECM استفاده کنیم. این مدل در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی است که در آن با وارد نمودن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند.

1. Error correction model

۳. مدل تحقیق

مدل مورد استفاده در این پایان نامه به صورت زیر است که از مقاله دیمیتریوس سرنیس (۲۰۱۱) الهام گرفته شده است.

$$\text{LnAGREEXP} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnAGRIVALUET} + \alpha_2 \text{LnAGRIRP} + \alpha_3 \text{LnREXR} + \alpha_4 \text{VLnREXR} + U_t$$

- LnAGREEXP**: لگاریتم مقدار صادرات بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۷۶
- LnAGRIVALUET**: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۷۶
- LnAGRIRP**: لگاریتم قیمت های نسبی بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۷۶
- LnREXR**: لگاریتم نرخ ارز واقعی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵
- VLnREXR**: لگاریتم نوسانات نرخ ارز

در این پژوهش، از اطلاعات و داده های صادرات بخش کشاورزی، قیمت های نسبی و ارزش افزوده این بخش، نرخ ارز واقعی و نوسانات نرخ ارز استفاده شده است، تمام آمار و ارقام از مجموعه آمارهای سال های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ و از گمرک و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده است. لازم به ذکر است لگاریتم قیمت های نسبی از نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای تولید شده در داخل به دست آمده است.

برای محاسبه نرخ ارز واقعی نرخ ارزی اسمی در بازار آزاد در دوره مورد بررسی را ضربدر شاخص قیمت عمده فروشی در کشورهای OECD کرده و تقسیم بر شاخص قیمت مصرف کننده در ایران کرده ایم. برای محاسبه نوسانات نرخ ارز از آزمون EGARCH که توسط نلسون (۱۹۹۱) ارائه شده استفاده کردیم. (علت استفاده از مدل EGARCH این است که این مدل بر خلاف مدل های ARCH و GARCH تأثیر شوک های مثبت و منفی را متقارن در نظر نمی گیرد در نتیجه می توان با آن اثرات نامتقارن، شوک ها را بررسی کرد).

آزمون EGARCH به صورت زیر است:

$$\text{Ln}(h_t) = \mu + \alpha_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \lambda \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \text{Ln}(h_{t-1})$$

در اینجا μ نشان دهنده عرض از مبدأ و α ضریب $t-1$ که با تقسیم بر عبارت $\sqrt{h_{t-1}}$ استاندارد شده است. اگر ضریب α برابر صفر شود، یعنی شوک ها اثر متقارن دارند و اگر مثبت یا منفی باشند حاکی از وجود اثرات اهرمی است، که در این صورت باید الگو را از طریق الگوهای EGARCH و یا TGARCH و یا سایر الگوها تخمین زد. λ نشان دهنده قد مطلق α ضریب $t-1$ که با تقسیم بر عبارت $\sqrt{h_{t-1}}$ استاندارد شده است، می باشد. γ نشان دهنده ضریب لگاریتم واریانس شرطی با وقفه می باشد.



$$\ln(h_t) = -1.687008 + 1.681425 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} - 2.176001 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + 0.276350 \ln(h_{t-1})$$

مقدار احتمال (۰/۰۰۴۹) (۰/۰۰۰) (۰/۰۰۰) (۰/۰۶۰۱)

از آنجا که ضریب $\alpha_1 = 1/681425$ مثبت می‌باشد و $\lambda = -2/176001$ و همچنین به لحاظ آماری معنادار است (Prob زیر ۰/۰۵) در نتیجه شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی اثر بیشتری دارند:

$$1/681425 - 2/176001 = 0/494576$$

$$-1/681425 - 2/176001 = 3/857425$$

اثر شوک مثبت $\alpha_1 + \lambda$ و اثر شوک منفی برابر با $-\alpha_1 + \lambda$ می‌باشد.

برآورد نهایی مدل با استفاده از روش ARDL

تاکنون روش‌های متعددی برای آزمون همگرایی پیشنهاد شده است که از جمله آنها می‌توان به آزمون انگل - گرنجر، آزمون همگرایی جوهانس - جوسیلیوس و مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) اشاره کرد.

در این مقاله به منظور برآورد رابطه میان متغیرهای مدل، از روش ARDL استفاده می‌شود. چون همانطور که توسط پسران وشین اثبات شده است با استفاده از روش ARDL و با منظور کردن وقفه‌های مناسب می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل به دست آورد و این در حالی است که روش مذکور بدون توجه به $I(0)$ و یا $I(1)$ بودن متغیرهای مدل انجام می‌شود. در ذیل نتایج حاصل از برآورد مدل را که با استفاده از روش ARDL صورت گرفته است، ارائه می‌شود. طول وقفه‌های مورد محاسبه حداکثر ۲ دوره در نظر گرفته شده است و با توجه به حجم کم نمونه از ضابطه شوارتز-بیزین (SBC) استفاده شده است، چرا که ضابطه مذکور در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند.

نتایج برآورد مدل ARDL کوتاه‌مدت (بخش کشاورزی)

ضریب متغیر وابسته (صادرات بخش کشاورزی) برابر با ۰/۲۷ برآورد گردید، در نتیجه آماره t از فرمول

$$t = \frac{\sum_{i=1}^t \phi_i}{\sum_{i=1}^p \delta \phi_i}$$

برای $t = -4/70$ خواهد بود که از مقدار جدول (-۴/۱۸) کوچکتر می‌باشد، در نتیجه وجود هم‌انباشتگی به اثبات می‌رسد.

نتایج برآورد مدل به شرح زیر است:

جدول -۲. نتایج ARDL کوتاه مدت

متغیر	مقدار آماره آزمون	Prob
A:Serial Correlation	۰/۵	۰/۴۷
B:Functional Form	۱/۹۷	۰/۱۶
C:Normality	۳/۹	۰/۰۹
D:Heteroscedasticity	۱/۶۸	۰/۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود، در هر چهار متغیر جدول فوق مقدار prob بالاتر از ۰/۰۵ می‌باشد، در نتیجه در مورد A عدم وجود خود همبستگی اثبات می‌شود (آزمون بریوش گادفری). مورد B نشان می‌دهد که مدل درست تصریح شده است (آزمون رمزی). همچنین مورد C نشان از نرمال بودن جملات پسماند دارد (آزمون جارگ برا). بالاخره مورد D نشان می‌دهد واریانس ناهمسانی در مدل وجود ندارد. برآورد مدل ARDL بلندمدت (بخش کشاورزی)

جدول -۳. نتایج ARDL بلندمدت

متغیر	LAGRIP	LAGRIVA	LNEXR	VLREXR	C
مقدار ضرایب	۲/۳۱۵۱	۵/۴۶۰۵	۲/۵۲۰۸	-۱۰/۷۳۳۳	-۷۲/۸۹۶۲
t Prob آماره	۰/۰۴۱	۰/۰۹۴	۰/۰۵۰	۰/۰۲۵	۰/۰۴۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود متغیرها از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده و علامت آنها نیز مورد انتظار است. در مورد متغیر نوسانات نرخ ارز علامت منفی ضریب متغیر مذکور به معنای وجود رابطه معکوس میان نوسانات نرخ ارز و صادرات بخش کشاورزی است. بدین صورت که یک درصد افزایش در نوسانات نرخ ارز صادرات بخش کشاورزی را ۱۰/۷۳۳۳ درصد کاهش می‌دهد. همچنین یک درصد افزایش در نرخ ارز واقعی، صادرات بخش کشاورزی را ۲/۵۲۰۸ درصد افزایش می‌دهد. به همین ترتیب یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی، صادرات بخش کشاورزی را ۵/۴۶۰۵ درصد افزایش داده و یک درصد افزایش در قیمت‌های نسبی، صادرات بخش کشاورزی را ۲/۳۱۵۱ درصد افزایش می‌دهد.

برآورد مدل تخمین کوتاه‌مدت ECM

ضریب تصحیح خطا در این مدل، ۰/۳۲ است که نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۳۲ واحد از عدم تعادل میان کوتاه‌مدت و بلندمدت تعدیل می‌شود و یا به عبارتی دیگر این ضریب نشان می‌دهد که ۰/۳۲ درصد از عدم تعادل در متغیر وابسته طی دوره قبل، در دوره جاری تصحیح شده و علامت این ضریب نیز مطابق با انتظار منفی است.

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

صادرات و به‌خصوص صادرات بخش کشاورزی از جمله مواردی است که سیاست‌گذار به آن در قوانین و سیاست‌های کشور توجه جدی دارد. از جمله اسناد بالادستی مهمی که باید در تنظیم قوانین و مقررات، سیاست‌های بخشی و فرابخشی کشور، برنامه‌های توسعه‌ای بخشی و کشوری مورد توجه قرار گیرد، سیاست‌های کلی کشور است که از طرف رهبری ابلاغ می‌شود. یکی از این سیاست‌ها، سیاست‌های کلی بخش کشاورزی است که در سال ۱۳۹۱ ابلاغ شده است. بند دوم این سیاست بر صادرات بخش کشاورزی تأکید دارد. برای بررسی وضعیت کشور در راستای اجرای این سیاست، این پژوهش به انجام رسید.

با توجه به مطالب فوق و علامت منفی ضریب متغیر نوسانات نرخ ارز در بخش کشاورزی شواهد کافی برای تأیید رابطه معنادار و معکوس بین صادرات بخش کشاورزی و نوسانات نرخ ارز وجود دارد. بدین صورت که اولاً رابطه معناداری بین نوسانات نرخ ارز و صادرات بخش کشاورزی وجود دارد و دوماً رابطه فوق معکوس است. با توجه به اینکه براساس نتایج تحقیق حاضر، تأثیر منفی نوسانات نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی محرز است. بنابراین می‌توان سیاست‌های پیشنهادی به‌منظور افزایش صادرات غیرنفتی را از دو جنبه متفاوت مورد بررسی قرار داد: اول اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت کاهش نوسانات نرخ ارز اسمی بازار آزاد از مقادیر تعادلی نرخ ارز و دوم استفاده از ابزارهای پولی و مالی در جهت تأمین ریسک نرخ ارز برای صادرکنندگان.

در مورد اول می‌توان راهکارهایی از قبیل شفاف نمودن سیاست‌های ارزی دولت و مقید کردن سیاست‌گذاران به اجرای صحیح و پی‌گیری مستمر سیاست‌های اتخاذ شده اشاره کرد. از آنجا که نوسانات نرخ ارز در بازار آزاد، شدیداً تابع مصوبات و سیاست‌های ارزی دولت این موضوع اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند. در ارتباط با روش‌های پوشش ریسک ارز نیز می‌توان به ایجاد و گسترش بازارهای سلف نرخ ارز و نیز گسترش سپرده‌های ارزی در سیستم بانکی اشاره کرد.

منابع

- آق اولی بیژن (۱۳۷۲). "سیستم مناسب نرخ ارز برای جمهوری اسلامی ایران"، سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- برانسون، ویلیام (۱۳۷۴). "تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان"، ترجمه عباس شاکری، نشرنی.
- برنیلی، دیوس (۱۳۵۶). "انگلستان و نظام پولی جهان"، ترجمه اکبر کرباسیان، تهران: انتشارات دانشگاه ملی.
- پسران، هاشم (۱۳۷۷). "یکسان‌سازی نرخ ارز و نقش بازار و برنامه‌ریزی در بازسازی اقتصاد ایران"، سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- توتونچیان، ایرج (۱۳۷۵). "اقتصاد پول و بانکداری"، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تهران.
- جلالی نائینی، سید احمدرضا (۱۳۷۶). "روش‌های پوشش ریسک ارز برای بخش تجاری"، مجموعه مقالات هفتمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- خان بدر، خدابخش (۱۳۷۶). "برآورد تابع عرضه بلندمدت صادرات غیر نفتی با تکنیک همگرایی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- رفعتی، محمدرضا، علی عسگری و نادر مهرگان (۱۳۷۲). "ارز از چند نرخ تا تک نرخ"، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ویرایش دوم.
- رفعتی، محمدرضا، علی عسگری (۱۳۷۱). "اثرات سیستم چند نرخ ارز بر اوضاع و احوال اقتصادی - بازرگانی کشور"، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۶). "ارز و صادرات غیر نفتی"، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- شمس لطف آبادی، علی (۱۳۷۵). "بررسی صادرات غیر نفتی و برآورد تابع عرضه صادرات خرما"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- نادری، ابولقاسم (۱۳۶۹). "بررسی مسائل و مشکلات صادرات غیرنفتی"، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- نوفرستی، محمد و عرب مازار، عباس (۱۳۷۵). "شناخت ساختار الگوی اقتصادسنجی کلان ایران"، وزارت اقتصاد و امور دارایی، معاونت امور اقتصادی.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۷). "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی"، انتشارات رسا.
- نیک اقبالی، سیروس (۱۳۷۸). "بررسی انحراف نرخ ارز واقعی از مسیر تعادلی آن و نوسان نرخ واقعی ارز بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.
- نیلی، مسعود (۱۳۷۶). "چارچوبی سازگار برای سیاستگذاری ارزی"، هفتمین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی کشور، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.



هژبرکیانی، کامبیز (۱۳۷۶). "بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویایی آن"، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
هژبرکیانی، کامبیز (۱۳۷۷). "اقتصادسنجی و کاربرد آن"، جهاد دانشگاهی دانشگاه شهید بهشتی.

- Arize ,Augustin C.,(1995). "The Effects of Exchange Rate Volatility on U.S Exports:An Empirical Investigation" ,Southern Economic journal,Vol .63(1).
- Bahmani-Oskooee, Mohsen And Hegerty, Scott W (2008)."**Exchange-rate risk and U.S.-Japan trade: Evidence from industry level data**". Journal of the Japanese and International Economies, Elsevier, vol. 22(4), pages 518-534, December.
- Copeland,Laurance S. (2003),"**Exchange Rate and International Finance**"Addision –Wesley.
- De Grauwe,Paul,(2001)."**The Economics of Monetari Integration**",Oxford UNIVERSITY Press.
- Dimitrios Serenis and et al (2011)."**Exchange RateVolatility,And Sectoral Exports Is There a Relationship?New Evidence From The E.U.**", International Conference On Applied Economics.
- Habermeier ,Karl F.and Mario Mesquita,(2005)."**Long –Run Exchange Rate Dynamics:A Panel Study**",IMF Working Paper.
- Lukonga ,I ,(2006)"**Nigera Non Oil Exports :Determinants of Supply and Demand**",IMF Working Paper ,No 59.
- Rahman ,Sajjadur and Serletis ,Apostolos(2009)."**The Effects of Exchange Rate Uncertainty on Exports.**"journal of Macroeconomics.
- Tandrayen-ragoobur&Emamdy(2011). "**An Analysis of Exchange Rate Volatility and Trade in Mauritius**". 27. International Conference on International Trade and Investment.

**Effect of exchange rate volatility on agricultural exports
(According to Agricultural General Policies)**

S.Safari, M.Rahmani, H.Ahmadi

Received: 26 January 2014

Accepted: 11 May 2014

Today, in the economic developments, a country that has an economy based on the mono-product is on the most risk. Non-oil exports is one of the most important economic issues in the oil -rich countries and a general discussion in which, there is talking about diversity and expansion of exports compared to the single product exporting .Therefore, the adoption of policies for diversification and expansion of non-oil exports with the elimination of barriers and good strategies in this field is inevitable necessity in all of the developing countries with single-product economy. Meanwhile, the exchange rate is a variable that affected the policies of the macroeconomic variables, especially the growth of non-oil exports. The purpose of this study was to investigate the effect of exchange rate instability on agricultural exports in the period 1360-1390. The applied model is Autoregressive Distributed Lag (ARDL). The results of the study show the inverse relationship between volatility of exchange rate and the agricultural exports.

Keywords: non-oil exports, agricultural exports, Autoregressive Distributed Lag

JEL Classification: *A11, E32, F10*