

## بررسی عوامل مؤثر بر صادرات گیاهان دارویی ایران (مورد مطالعه: زیره سبز)

حمید امیرنژاد<sup>۱\*</sup>، فاطمه مزرعه<sup>۲</sup>، حامد نویدی<sup>۳</sup>

۱. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس

۳. کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس

(تاریخ دریافت: ۹۲/۹/۱۵ - تاریخ تصویب: ۹۳/۱/۱۷)

### چکیده

متکی بودن اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و تأثیرپذیری درآمدها از مسائل سیاسی و اقتصادی، به آسیب‌پذیری اقتصاد کشور منجر شد. یکی از راه‌های مقابله با این چالش، توسعه تولیداتی است که ضمن بهبود وضع اقتصاد داخلی سبب افزایش صادرات غیر نفتی می‌شود. در این میان، گیاهان دارویی علاوه بر نقش ویژه‌ای که در اقتصاد داخلی دارند می‌توانند تأثیر بسزایی در امر صادرات غیر نفتی داشته باشند. با توجه به اهمیت صادرات غیر نفتی در راستای رهایی از اقتصاد تک‌محصولی، هدف مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر بر صادرات زیره سبز کشور برای دوره ۱۳۶۵-۱۳۸۸ است. در این راستا، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از رهیافت هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) صورت گرفت. نتایج برآورد مدل نشان داد متغیرهای نرخ ارز واقعی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و قیمت صادراتی تأثیر معنی‌دار بر صادرات زیره سبز دارند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد ارتباط معنی‌دار بین صادرات زیره و نرخ واقعی ارز از نوع مثبت است. از این رو، اتخاذ سیاست‌های مناسب ارزی در راستای تعدیل نرخ واقعی ارز، می‌تواند نقش بسزایی در افزایش ظرفیت آینده تولید، صادرات و دستیابی به رشد اقتصادی داشته باشد.

**واژه‌های کلیدی:** الگوی تصحیح خطای برداری، زیره سبز، قیمت صادراتی، نرخ ارز، هم‌انباشتگی.

طبقه‌بندی JEL: C22, Q17, F10

### مقدمه

از محصولاتی توجه بیشتری کرد که در آینده قابلیت صادرات بیشتر و دسترسی به بازارهای جدید را دارند (Piri & Sabuhi, 2007). از جمله این محصولات می‌توان به گیاهان دارویی به‌ویژه زیره سبز (Cumin) اشاره کرد که در امر صادرات غیر نفتی نقش بسزایی دارد. زیره سبز یکی از گیاهانی است که نیاز آبی کمی دارد، در نتیجه برای کاشت در مناطق کم‌آب مانند ایران بسیار مساعد است (Najafi & Hasani, 2009). تغییرات شرایط اقلیمی و افزایش تدریجی دمای کره زمین و کمبود آب نیز سبب شد محصولات متحمل خشکی به‌ویژه زیره سبز

متکی بودن اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و تأثیرپذیری درآمدها از مسائل سیاسی و اقتصادی، سبب آسیب‌پذیری اقتصاد کشور شده است. هرگونه نوسان در قیمت نفت می‌تواند در سیاست‌های اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت کشور تأثیر بگذارد که آثار آن تا مدتی طولانی محسوس است (Khazai, 1997). یکی از راه‌های مقابله با این چالش، توسعه تولیداتی است که ضمن بهبود وضع اقتصاد داخلی سبب افزایش صادرات غیر نفتی می‌شود. در این میان، می‌توان به صادرات آن دسته

بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و حمل‌ونقل و ارتباطات و درجهٔ بازبودن اقتصاد است، به طوری که این متغیرها تأثیر مثبت بر صادرات غیر نفتی دارند. Asgharpur et al. (2012) به بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیر کشاورزی ایران در دورهٔ زمانی ۱۹۷۴-۲۰۰۷ پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد اثر متغیرهای رابطهٔ مبادله و بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات منفی و معنی‌دار بود و متغیرهای واردات و درجهٔ بازبودن تجاری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات بخش کشاورزی داشتند. Cahmbers & Just (1981) اثر تغییر نرخ ارز بر کشاورزی آمریکا را در قالب مدلی پویا بررسی کردند. نتایج نشان داد صادرات و قیمت محصولات کشاورزی به نوسان‌های نرخ ارز حساس بودند و این حساسیت در کوتاه‌مدت ملموس‌تر است. بررسی رابطه بین نرخ ارز واقعی و حجم صادرات هند با رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و همچنین رشد تولید ناخالص جهان (Mookergee, 1997) نشان داد حجم صادرات هند نسبت به نرخ واقعی ارز و همچنین به رشد تولید ناخالص جهان حساس است. Fountas & Berdin (1998) به منظور مطالعهٔ تأثیر تغییرات نرخ ارز بر صادرات ایرلند به انگلستان از تکنیک هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد صادرات در بلندمدت به طور معنی‌داری به درآمد کشور واردکننده و قیمت‌های نسبی بستگی دارد و تغییرات نرخ ارز فقط در کوتاه‌مدت موجب کاهش صادرات ایرلند با انگلستان می‌شود.

Sekkat Varoudakis (2000) در مطالعهٔ خود به منظور بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر صادرات کالاهای صنعتی کشورهای آفریقای جنوبی، صادرات را به عنوان تابعی از متغیرهای نسبت ارزش افزودهٔ کالاهای صنعتی به GDP، نرخ مؤثر واقعی ارز، نوسان در نرخ مؤثر واقعی ارز و شاخص اندازه‌گیری انحراف نرخ واقعی ارز از حالت تعادلی آن در نظر گرفتند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان داد نوسانات نرخ ارز اثر منفی شایان توجهی بر صادرات می‌گذارد. مطالعهٔ Smith (2004) نیز بیانگر کشش‌پذیری حجم صادرات از تغییرات نرخ ارز بود. وی همچنین نشان داد واکنش صادرات بخش‌های مختلف اقتصاد به تغییرات نرخ ارز یکسان نیست و بخش خدمات نسبت به بخش کشاورزی به تغییرات نرخ ارز حساس‌تر است. Fogarasi (2010) در مطالعهٔ خود با استفاده از داده‌های تابلویی کشور رومانی در دورهٔ ۱۹۹۹-۲۰۰۸ به بررسی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشاورزی پرداخت. نتایج تحقیق بیانگر تأثیر منفی و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشاورزی رومانی بود.

به تدریج در الگوی کشت کشاورزان جایگاه ویژه‌ای یابند. قیمت تقریباً مناسب زیره در بازارهای جهانی می‌تواند انگیزه‌ای برای تولیدکنندگان باشد تا به کشت این محصول اقدام ورزند. مقاومت این گیاه در برابر خشکی و نیز قیمت مناسب آن در بازارهای جهانی موجب شد زیرهٔ سبز به یکی از محصولات مهم صادراتی کشور مبدل شود (Najafi & Hasani, 2009).

در بسیاری از شهرستان‌های استان‌های خراسان شمالی، جنوبی و رضوی و نیز در استان‌های گلستان، سمنان، یزد، کرمان و اصفهان زیرهٔ سبز کشت می‌شود. امروزه بیشترین کشت به ترتیب در کشورهای ایران، هند، ترکیه، سوریه، پاکستان و مصر صورت می‌گیرد و صادرکنندگان اصلی این گیاه در سال ۲۰۰۷ سوریه، هند، سنگاپور، چین و ایران بودند. همچنین، پنج کشور اصلی هدف صادراتی محصول زیرهٔ ایران در سال ۱۳۸۷ کشورهای ژاپن، امارات، پاکستان، ازبکستان و کویت بودند (Ministry of Industry Mine and Trade, 2011). در سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۷۳ میزان صادرات از ۱۰۸۳۳ تن به ۳۱۶۶ تن و ارزش آن از ۱۲۲۲۰ تا ۳۱۲۰ هزار دلار در نوسان بوده است (The Islamic Republic of Iran Customs Administration, 2011). در سال ۱۹۹۴، ایران با ۳۱۶۶ تن و ارزشی معادل ۳۱۲۰ هزار دلار بزرگ‌ترین صادرکنندهٔ زیره در جهان بود، اما در زمینهٔ تعیین قیمت در بازارهای جهانی به علت رعایت نکردن استانداردهای بهداشتی و زیست‌محیطی، پایین بودن کیفیت و همچنین بی‌توجهی به مواردی مانند سرمایه‌گذاری لازم در بسته‌بندی، تبلیغات و حضور مستمر در بازار جهانی، نداشتن تحقیقات بازاریابی و بازاریابی کافی و مناسب و کمبود تحقیقات لازم برای بهبود کیفیت و شناسایی وارپته‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای نداشت (Mohammadi, 1996). در سال ۲۰۱۰، ارزش صادرات زیرهٔ جهان ۱۱۲۰ میلیون دلار بود که سهم ایران از صادرات جهان ۱/۵ درصد و معادل ۱۶/۸ میلیون دلار بود (Ministry of Industry Mine and Trade, 2011). با توجه به نوسان سهم ایران در صادرات جهانی زیرهٔ سبز و افزایش سهم رقبای تجاری آن در سال‌های اخیر، بررسی عوامل و متغیرهای تأثیرگذار بر صادرات این محصول ضروری است.

از جمله مطالعات انجام‌گرفته در زمینهٔ موضوع مورد بررسی می‌توان به مطالعهٔ Valadkhani (1997) اشاره کرد. وی در مطالعهٔ خود به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات کالاهای غیر نفتی پرداخت. نتایج مطالعه بیانگر رابطهٔ بلندمدت بین صادرات غیر نفتی و متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد، مجموع ارزش افزودهٔ

استیودنت مربوط به ضریب  $\theta$  در رابطه بالاست. در رابطه مذکور آزمون ریشه واحد معادل است با اینکه  $\theta = 0$  باشد (Samadi, 1998).

مفهوم اقتصادی هم‌انباشتگی این است که وقتی دو یا چند سری زمانی براساس تئوری به یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه بلندمدت را نشان دهند، هرچند این سری‌های زمانی روند تصادفی داشته باشند (نامانا باشند)، ما در طول زمان یکدیگر را دنبال می‌کنند تا رابطه خطی بین آن‌ها مانا شود. در نتیجه، هم‌انباشتگی در میان سری‌های زمانی می‌تواند بیانگر وجود رابطه‌ای بلندمدت یا پدیده تعادلی بلندمدت بین سری‌های زمانی باشد که در کوتاه‌مدت ممکن است آن‌ها از این رابطه تعادلی منحرف شوند، ولی دوباره به آن برمی‌گردند؛ بنابراین، اگر برای یک معادله رگرسیون، باقیمانده‌ها مانا باشد، این معنی برداشت می‌شود که روند متغیرهای توضیحی و وابسته بر وجود رابطه تعادلی دلالت دارد و در چنین شرایطی امکان وجود رگرسیون کاذب (Spurious regression) از بین می‌رود (Souri, 2011).

### نتایج و بحث

نتایج آزمون ADF نشان می‌دهد تمام متغیرهای اصلی مورد استفاده در رابطه ۱ نامانا هستند و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند (جدول ۱). پس از بررسی مانایی متغیرها، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن - جوسیلوس بررسی شد. تعداد روابط تعادلی بلندمدت مانا با بهره‌گیری از آماره آزمون ماتریس اثر (Trace Stochastic) یا آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه (Maximal Eigen value of the Stochastic Matrix) مشخص می‌شود. تا زمانی که آماره آزمون اثر یا آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه از مقدار بحرانی ارائه شده توسط یوهانسن - جوسیلوس بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر (وجود  $r$  بردار هم‌انباشتگی) در مقابل فرضیه مقابل (وجود  $r+1$  بردار هم‌انباشتگی) رد می‌شود. زمانی که مقدار آماره از مقدار بحرانی کمتر باشد فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مشخص می‌شود که روابط مانا را بین متغیرها ارائه می‌کند. جدول‌های ۲ و ۳ نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه را برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی نشان می‌دهد. با توجه به این جدول‌ها، براساس هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقدار ویژه در سطح اطمینان ۵ درصد، وجود سه بردار هم‌انباشتگی در میان متغیرهای مورد مطالعه تأیید می‌شود. سه بردار هم‌انباشتگی در

با توجه به مطالب ذکرشده، در مطالعه حاضر عوامل مؤثر بر صادرات محصول زیره سبز بررسی می‌شود.

### روش تحقیق

در این تحقیق، به منظور بررسی عوامل مؤثر بر صادرات زیره سبز ایران، از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۵ تا ۱۳۸۸ استفاده شد. این داده‌ها از سازمان خواربار جهانی (FAO)، بانک مرکزی، سالنامه بازرگانی گمرک و آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری شد. روش تخمین این مطالعه به این صورت بود که ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey-Fuller Test) مانایی متغیرها بررسی شد، سپس با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن (Johansen Cointegration Test)، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها بررسی شد.

در پی تحقیق عوامل مؤثر بر مقدار صادرات زیره سبز، از رابطه ۱ استفاده شد که با عنوان تابع عرضه صادرات مطرح می‌شود (Mohammadi et al., 2010).

$$L(X_t) = \beta + \beta_L(RE_t) + \beta_{EP}L(EP_t) + \beta_{VA}L(VA_t) \quad (1)$$

در این رابطه،  $X$  میزان صادرات،  $RE$  نرخ واقعی ارز،  $EP$  شاخص قیمت صادراتی و  $VA$  ارزش افزوده بخش کشاورزی است؛ بنابراین، این رابطه نشان می‌دهد مقدار صادرات زیره تابعی از نرخ واقعی ارز، قیمت صادراتی و ارزش افزوده بخش کشاورزی است. همان‌طور که بیان شد، به منظور بررسی مانایی (Stationary) سری‌های زمانی از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده می‌شود. زمانی آزمون دیکی - فولر معتبر است که  $u_t$  یک متغیر تصادفی با فروض کلاسیکی باشد. به‌ویژه  $u_t$  دارای خودهمبستگی نباشد. اگر  $u_t$  خودهمبستگی داشته باشد، زمانی خودهمبستگی رفع می‌شود که متغیر وابسته تأخیری به سمت راست رگرسیون اضافه شود. در رابطه ۲ الگوی مربوط به آزمون ریشه واحد معروف به آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته ارائه می‌شود (Souri, 2011). پس از بررسی مشخص شد در تمام آن‌ها فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح متغیرها رد نمی‌شود (جدول ۱)؛ بنابراین، متغیرها در سطح نامانا Non-(Stationary) هستند. در آزمون ADF، از رابطه ۲ برای تعیین درجه انباشتگی متغیر استفاده می‌شود (Souri, 2011).

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda T + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (2)$$

در این رابطه،  $T$  متغیر روند و  $\Delta$  عملگر تفاضل است، به طوری که  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  و آماره ADF همان آماره  $t$

حالت سوم بررسی شد، حالت با عرض از مبدأ، با عرض از مبدأ و بدون روند که مرسوم‌ترین شیوه در روند و بدون عرض از مبدأ و روند. در این مطالعه، حالت اول

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها

نتیجه	مقادیر بحرانی			آماره ADF	متغیر سطح
	٪۱۰	٪۵	٪۱		
I (۱) نامانا	-۲/۶۴	-۲/۹	-۳/۷۵	-۱/۹۸	L(X)
I (۰) مانا	-۲/۶۴	-۳/۰۰	-۳/۷۷	-۶/۱۵	DL(X)
I (۱) نامانا	-۲/۶۴	-۳/۰۱	-۳/۷۸	-۲/۵	L(RE)
I (۰) مانا	-۲/۶۴	-۳/۰۰	-۳/۷۷	-۴/۱۲	DL(RE)
I (۱) نامانا	-۱/۶	-۱/۹۵	-۲/۶۷	-۰/۳۲	L(EP)
I (۰) مانا	-۱/۶	-۱/۹۵	-۲/۶۷	-۴/۶۳	DL(EP)
I (۱) نامانا	-۲/۶۴	-۲/۹۹	-۳/۷۵	-۰/۱۷	L(VA)
I (۰) مانا	-۲/۶۴	-۳/۰۰	-۳/۷۶	-۵/۵۸	DL(VA)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. تعداد بردارهای هم‌انباشتگی براساس آزمون اثر

(Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix)

احتمال معنی‌دار بودن	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون اثر	فرض مقابل (H <sub>۱</sub> )	فرض صفر (H <sub>۰</sub> )
۰/۰۰۰	۴۷/۸۵	۸۴/۷۴	$r \geq 1$	$r = 0$
۰/۰۰۱	۲۹/۷۹	۴۲/۱۴	$r \geq 2$	$r = 1$
۰/۰۱۴	۱۵/۴۹	۱۸/۹۸	$r \geq 3$	$r = 2$
۰/۱۷۹	۳/۸۴	۱/۸۰*	$r \geq 4$	$r = 3$

\* رد فرضیه صفر در سطح ۵ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. تعداد بردارهای هم‌انباشتگی براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه

(Cointegration LR Test Based on Maximal Eigen Value of the Stochastic Matrix)

احتمال معنی‌دار بودن	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	فرض مقابل (H <sub>۱</sub> )	فرض صفر (H <sub>۰</sub> )
۰/۰۰۳	۲۷/۵۸	۴۲/۵۹	$r = 1$	$r = 0$
۰/۰۲۵	۲۱/۱۳	۲۳/۱۵	$r = 2$	$r = 1$
۰/۰۱۶	۱۴/۲۶	۱۷/۱۸	$r = 3$	$r = 2$
۰/۱۷۹	۳/۸۴	۱/۸۰*	$r = 4$	$r = 3$

\* رد فرضیه صفر در سطح ۵ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

\* معنی‌داری در سطح ۱ درصد \*\* معنی‌داری در سطح ۵ درصد

\*\*\* معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

که در آن متغیرها به صورت زیر است:

LX: لگاریتم مقدار صادرات زیره سبز

LRE: لگاریتم نرخ ارز واقعی

براساس نتایج جدول‌های بالا، برداری انتخاب شد که سازگار با مباحث تئوری باشد و شکل نرمال‌شده این بردار به صورت رابطه ۳ است:

$$(3) \quad LX = -20.1/65 + 1/94 LRE + 8/56 LVA - 1/64 LEP$$

$$R^2 = 0.67 \quad (2/24^{**}) \quad (3/65^{***}) \quad (-2/36^{**}) \quad F = 2/43$$

سبز به اندازه یک درصد، صادرات آن ۱/۶۴ درصد کاهش می‌یابد و برعکس. ضریب متغیر نرخ ارز واقعی ۱/۹۴ است. این ضریب در واقع کشش صادرات زیره سبز ایران را نسبت به نرخ ارز واقعی نشان می‌دهد. این ضریب بیان می‌کند با افزایش نرخ ارز واقعی به میزان یک درصد، صادرات آن به اندازه ۱/۹۴ درصد افزایش می‌یابد و برعکس. کشش مقدار صادرات نسبت به ارزش افزوده بخش کشاورزی نیز بیان می‌کند با افزایش یک درصدی ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران، صادرات زیره سبز ۸/۵۶ درصد افزایش می‌یابد.

پس از تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، لازم است رابطه کوتاه‌مدت بین آن‌ها نیز بررسی شود. همان‌طور که در روش تحقیق بیان شد، برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها از مدل تصحیح خطا (VECM: Vector Error Correction Model) استفاده شد. جدول ۴ نتایج برآورد مدل تصحیح خطا را برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها

متغیر	ضریب متغیر	آماره t
ECM	-۰/۹۹	۳/۱۷
D (LRE(-۱))	۱/۴۶	۱/۰۶
D (LRE(-۲))	۰/۵۷	۰/۴۷
D (LVA(-۱))	۵/۳۶	۱/۱۵
D (LVA(-۲))	۰/۵۲	۰/۱۰۷
D (LEP(-۱))	-۲/۰۱۵	-۳/۳۶
D (LEP(-۲))	-۰/۹۶	-۱/۴۵
C	۰/۰۸	۰/۲۵
R <sup>۲</sup>	۰/۶۶	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

### نتیجه‌گیری

در این مطالعه، عوامل مؤثر بر صادرات زیره سبز ایران بررسی شد. به این منظور، ابتدا معادله صادرات زیره سبز با استفاده از مدل هم‌انباشتگی برآورد شد. نتایج تخمین مدل صادرات نشان داد کشش صادرات نسبت به متغیرهای توضیحی نرخ ارز واقعی و ارزش افزوده بخش کشاورزی مثبت و معنی‌دار و البته مطابق با انتظارات نظری است که این نتیجه با یافته‌های Esmaili & Mohammadi (2007) و AmirAzodi et al. (2010)، Mohammadi et al. (2011) مطابقت دارد. براساس نتایج در بین عوامل مؤثر مورد بررسی ارزش افزوده بخش کشاورزی بیشترین تأثیر را بر صادرات زیره داشت که این نتیجه با یافته‌های Mohammadi

LVA: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی  
LEP: لگاریتم شاخص قیمت صادراتی  
با توجه به معادله ۳ و همچنین علامت ضریب متغیرهای این معادله، نرخ ارز (RE) و ارزش افزوده بخش کشاورزی (VA) اثر مثبت و شاخص قیمت صادراتی (EP) اثر منفی بر مقدار صادرات زیره (X) داشتند که این رابطه در بلندمدت معنی‌دار است و آثار تک‌تک متغیرها و معنی‌داری آن‌ها در بررسی آثار کوتاه‌مدت مشخص می‌شود. مقدار R<sup>۲</sup> در معادله ۳، برابر ۰/۶۷ است. این مقدار نشان می‌دهد متغیرهای مستقل یعنی ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص قیمت کالاهای صادراتی و نرخ ارز واقعی در مجموع ۶۷ درصد تغییرات متغیر وابسته یعنی صادرات زیره سبز را توضیح می‌دهد.  
کشش مقدار صادرات زیره نسبت به قیمت صادراتی بیان می‌کند صادرات زیره نسبت به قیمت صادراتی آن بسیار کشش‌پذیر است، به طوری که با افزایش قیمت صادراتی زیره

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM) برای متغیر صادرات زیره نشان می‌دهد ضریب ECM معادل -۰/۹۹ و انحراف معیار آن ۰/۳۱ و آماره t آن نیز ۳/۱۷ است که مطابق انتظارات نظری، منفی و قدر مطلق آن کوچک‌تر از یک و در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار است. ضریب عبارت تصحیح خطا دارای مقدار ۰/۹۹ بیانگر این است که در هر سال ۹۹ درصد از نامتعادلی متغیر مقدار صادرات از مقادیر بلندمدت آن برطرف می‌شود. علامت منفی ECM بیانگر تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت در دوره بلندمدت است و نزدیکی آن به یک نشانگر بالابودن سرعت این تعدیل است، به طوری که این تعدیل‌ها تقریباً در کمتر از دو دوره صورت می‌گیرد.

این مطالعه، نتایج تخمین وجود اثر منفی شاخص قیمت صادراتی بر مقدار صادرات زیره را نشان می‌دهد که با نتایج مطالعه Haghghat & Hosainpur (2010) مطابقت دارد، اما براساس مطالعه Torkamani & Zoghipur (2007) و Paseban (2007) بین شاخص قیمت صادراتی و مقدار صادرات مواد غذایی رابطه مستقیمی وجود دارد. قیمت صادراتی زیره سبز بر عرضه صادرات آن تأثیر منفی داشت و اعمال سیاست‌های کاهش قیمت تمام‌شده و هزینه‌های تولید می‌تواند در کاهش قیمت زیره و در نتیجه افزایش صادرات آن نقش مهمی داشته باشد.

et al. (2011) مطابقت دارد. میزان تأثیرگذاری ارزش افزوده بر صادرات بسیار بیشتر از متغیر نرخ ارز واقعی بود. از این رو، سیاست افزایش نرخ ارز در راستای افزایش صادرات زیره به تنهایی نمی‌تواند سیاستی موفق و کارآمد باشد، زیرا این سیاست سیاستی کوتاه‌مدت است که حتی در بلندمدت می‌تواند موجب کاهش صادرات نیز شود؛ بنابراین، مناسب است دولت برای توسعه صادرات محصولات کشاورزی ضمن استفاده از سیاست‌های ارزی مناسب برای حمایت و تشویق صادرات، به دنبال اعمال سیاست‌هایی برای ارتقای سطح تولید نیز باشد. در

## REFERENCES

- AmirAzodi, A. & Mohammadi, H. (2010). Analysis of the Effects of Monetary and Fiscal Policies Variables Agriculture. Iranian Journal of Economic Research and Policy, 53, 45-58.
- Asgharpur, H., Mohammadpur, S., Rezazadeh, A. & Jahangiri, Kh. (2012). Investigating the Effect of Exchange Rate Volatility on Agricultural Exports to Iran. Iranian Journal of Agriculture Economic Researches. 4(1), 121-137. (In Farsi)
- Cahmbers, R. & Just, R. E. (1981). Effects of Exchange Rate Changes on U.S. Agriculture: A Dynamic Analysis. American Journal of Agricultural Economics, 63: 32-46.
- 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.
- Fountas, S. & Berdin, D. (1998). Exchange Rate Volatility and Exports: The Case of Ireland. Applied Economics Letters, 5:301-304.
- Haghghat, J. & Hosainpur, R. (2010). The Effect of Exchange Rate on Export Price of Raisins in Iran. Iranian Journal of Economic Sciences. 1: 33-54. (In Farsi)
- Ismaili, A. & Rahmati, D. (2007). The Effect of Trade Liberalization on Agriculture in Iran. Iranian Journal of Economic and agriculture, 2(1), 119-128. (In Farsi)
- Khazai, A. (1997). Survey Saffron Market Upheaval, Establish a Fund. Iranian Journal of Agriculture Economic and development. 19: 25-44. (In Farsi)
- Ministry of Industry, Mine and Trade, (2011). Knowledge Management System. Production priority for. <http://www.bsmt.ir/5519/>
- Mohammadi, F. (1996). Survey the Situation the Production and Export of Iranian Saffron and Cumin. Iranian Journal of Agriculture Economic and Development, 1: 123-146. (In Farsi)
- Mohammadi, M., Ahmadi, A. M. & Ghafari, H. M. (2011). Evaluate the Effect of Bank Credit and Real Exchange Rrate on Growth of Agricultural Commodities Export. Iranian Journal of Agriculture Economic and Rural Development, 73: 47-77. (In Farsi).
- Mookergee R. (1997). Export Volame, Exchange Rate and Global Economic Growth: The Indian experience. Applied Economics Letters, 1(4): 425-429.
- Najafi Alamdarlu, H. & Hasani, U. (2009). Evaluation of Comparative Advantage in Production, Export and Identifying Target Markets Cumin. Iranian Journal of Agriculture Economics Researches, 1(3): 101-122. (In Farsi).
- Samadi, A. H. (1998). Integration and Its Economic Application. Sasan publications, Shiraz.
- Sekkat, K. & Varoudakis, A. (2000). Exchange Rate Management and Manufactured Exports in Sub-Saharan Africa. Journal of Development Economics, L(61): 237-253.
- Smith, M. 2004. Impact of the Exchange Rate on Export Volumes. Economics Department, RESERVE BANK OF NEW ZEALAND: Bulletin 67(1).
- Souri, A. (2011). Econometrics. Culturology Publication, Iran.
- The Islamic Republic of Iran Customs Administration (IRIC), (2011). Yearbook of Foreign Trade, Various Years.

Torkamani, J. & zoghipur, A. (2007). The Factors Affecting the Supply of Food Industry Products Export to Iran. Iranian Journal of Agriculture Economic. 2(1): 23-33. (In Farsi).

Valadkhani, A. (1998). Determinative Factors of non-Oil Export in Iran Using Integration Method of Engel – Granger Johansson for Years 1959-1995, Journal of Planning and Budgeting, 2(1): 3-30. (In Farsi).