برآورد تابع صادرات زیره سبز ایران

حمید امیرنژاد[1]، فاطمه مزرعه [*2]، حامد نویدی[3]
۱- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
[*]۲- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس
۳- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس
Fateme_Mazrae@yahoo.com

چکیده

متکی بودن اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، موجب آسیب‌پذیری اقتصاد کشور شده است. یکی از راه‌های مقابله با این چالش، توسعه تولیداتی است که ضمن بهبود وضع اقتصاد داخلی سبب افزایش صادرات غیرنفتی شود. با توجه به اهمیت صادرات محصولات کشاورزی برای رهایی از اقتصاد تک محصولی، هدف این مطالعه برآورد تابع صادرات زیره سبز ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۱ است. نتایج این مطالعه نشان داد که متغیرهای نرخ ارز واقعی و درآمد کشورهای طرف تجاری دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات زیره سبز ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. نظر به نوع تأثیرگذاری نرخ ارز بر صادرات، می‌توان بیان نمود که اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت تعدیل نرخ واقعی ارز، می‌تواند نقش بسزایی را در افزایش ظرفیت آینده تولید و دستیابی به رشد اقتصادی داشته باشد.

کلمات کلیدی: تابع صادرات، نرخ ارز، زیره سبز، داده‌های پانل، ایران

مقدمه

متکی بودن اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و تأثیرپذیری درآمدها از مسائل سیاسی و اقتصادی، آسیب‌پذیری اقتصاد کشور را سبب شده‌است. هر گونه نوسان در قیمت نفت می‌تواند در سیاست‌های اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت کشور، تأثیر بگذارد که آثار آن تا بلندمدت محسوس خواهد بود(خزائی، ۱۳۷۶). یکی از راه‌های مقابله با این چالش، توسعه تولیداتی است که ضمن بهبود وضع اقتصاد داخلی سبب افزایش صادرات غیرنفتی شود. در این میان می‌توان به صادرات آن دسته از محصولاتی که در آینده قابلیت صادرات بیشتر و دسترسی به بازارهای جدید را دارا هستند، توجه بیشتری نمود (پیری و صبوحی، ۱۳۸۶). از جمله این محصولات می‌توان به گیاهان دارویی به خصوص زیره‌ی سبز[1] اشاره کرد که در امر صادرات غیرنفتی نقش به سزایی دارند. زیره‌ی سبز یکی از گیاهانی است که نیاز آبی کمی دارد در نتیجه برای کاشت در مناطق کم‌آب بسیار مساعد است (نجفی و حسنی، ۱۳۸۸). تغییرات شرایط اقلیمی، افزایش تدریجی دمایی کره‌ی زمین و کمبود آب نیز سبب شده‌است که به تدریج محصولات مقاوم‌تر به خشکی به ویژه زیره‌ی سبز در الگوی کشت کشاورزان جایگاه خاصی یابند. این گیاه به خشکی، سرما و شوری خاک تا حدود زیادی مقاوم است. قیمت نسبتاً مناسب زیره در بازارهای جهانی می‌تواند انگیزه‌ای برای تولیدکنندگان باشد تا به کشت این محصول اقدام ورزند. مقاومت این گیاه به خشکی و نیز قیمت مناسب آن در بازارهای جهانی سبب شده‌است که زیره‌ی سبز به یکی از محصولات مهم صادراتی کشور مبدل گردد (نجفی و حسنی، ۱۳۸۸).

در بسیاری از شهرستان‌های استان‌های خراسان شمالی، جنوبی و رضوی و همچنین در استان‌های گلستان، سمنان، یزد، کرمان و اصفهان زیره‌ی سبز کشت می‌شود. امروزه بیشترین کشت به ترتیب در کشورهای ایران، هند، ترکیه، سوریه، پاکستان و مصر صورت می‌گیرد. همچنین این محصول در چین، افغانستان، مراکش، اتیوپی و آمریکای شمالی و جنوبی به خصوص در شیلی نیز کشت می‌شود. صادرکنندگان اصلی این گیاه در سال ۲۰۰۷ سوریه، هند، سنگاپور، چین و ایران بودند. در سال ۱۳۸۷ پنج کشور عمده‌ی هدف صادراتی محصول زیره‌ی ایران کشورهای ژاپن، امارات، پاکستان، ازبکستان و کویت بودند (سازمان تجارت جهانی، ۲۰۰۸). درطی سال‌های ۷۳-۱۳۶۸ میزان صادرات از ۱۰۸۳۳ تن به ۳۱۶۶ تن و ارزش آن از ۱۲۲۲۰ تا ۳۱۲۰ هزار دلار در نوسان بوده‌است (گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۲۰۱۱). در سال ۱۹۹۴ایران با ۳۱۶۶ تن و ارزشی معادل ۳۱۲۰ هزار دلار بزرگ‌ترین صادرکننده‌ی زیره در جهان بوده است. اما در زمینه تعیین قیمت در بازارهای جهانی به علت عدم رعایت استانداردهای بهداشتی و زیست محیطی و پایین بودن کیفیت، عدم توجه و سرمایه‌گذاری لازم در بسته‌بندی، تبلیغات و حضور مستمر در بازار جهانی و عدم تحقیقات بازاریابی و بازارشناسی کافی و مناسب و کمبود تحقیقات لازم برای بهبود کیفیت و شناسایی واریته‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای نداشت (محمدی، ۱۳۷۴). در سال ۲۰۱۰ ارزش صادرات زیره‌ی جهان ۱۱۲۰ میلیون دلار بوده که سهم ایران از صادرات جهان ۱/۵ درصد و معادل ۱۶/۸ هزار دلار بوده است (وزارت معدن و صنعت و تجارت، ۲۰۱۰). با توجه به نوسان سهم ایران در صادرات جهانی زیره‌ی سبز و افزایش

[1] Cumin

سهم رقبای تجاری آن طی سال‌های اخیر، بررسی عوامل و متغیرهای تأثیرگذار بر صادرات این محصول ضروری است. با توجه به مطالب ارائه شده هدف مورد نظر در این تحقیق تعیین عوامل مؤثر بر عرضه صادرات زیره سبز در بازارهای مصرف جهانی است.

پیشینه تحقیق

تاجی و کوهپایی (۱۳۸۴) با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۷۹-۱۳۵۳ به برآورد تابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران پرداختند. نتایج حاصل از برآورد تابع عرضه صادرات حاکی از باکشش بودن تابع نسبت به قیمت نسبی و تولید داخلی زعفران بود. جبل عاملی و بی‌ریا (۱۳۸۵) با ترکیبی از داده‌های سری زمانی و مقطعی به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد صادرات غیرنفتی پرداختند. این دو محقق با استفاده از روش اثرات ثابت دریافتند قیمت‌های داخلی و قیمت‌های صادراتی رابطه معکوس، نرخ ارز و تولید رابطه مثبت با صادرات دارند. پاسبان(۱۳۸۵) نیز در مطالعه خود به برآورد تابع صادرات زعفران پرداخت. وی دریافت تولید داخلی زعفران و نرخ ارز واقعی تأثیر مثبت و معنیداری بر عرضه صادرات زعفران دارد. کرباسی و اکبرزاده (۱۳۸۶) با استفاده از سیستم معادلات همزمان به برآورد تابع عرضه صادراتی زعفران پرداختند. نتایج نشان داد کشش قیمتی تابع عرضه در کوتاه-مدت پایین است ولی در بلندمدت کشش قیمتی عرضه صادرات بزرگتر از یک می‌باشد. مطالعه‌ی هادیان و طاهری-فرد(۱۳۷۸) نیز نشان داد که صادرات غیرنفتی نسبت به تغییرات نرخ ارز کشش‌پذیر است و هر سیاستی که موجب تعدیل نرخ ارز شود زمینه را برای بهبود صادرات غیرنفتی فراهم می‌کند. مطالعه‌ی رضاپور و مرتضوی (۱۳۸۹) در خصوص اثر جهانی شدن بر عرضه و تقاضای صادرات زعفران، حاکی از باکشش بودن توابع عرضه و تقاضای صادرات نسبت به قیمت صادراتی است. راسخی و همکاران (۱۳۹۱) برای بررسی اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسانات آن بر صادرات غیرنفتی ایران از مدل گارچ نمایی استفاده کردند. نتایج مطالعه‌ی آنها نشان داد که اثر نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی ایران در طی دوره زمانی مورد مطالعه منفی بوده‌است. بررسی نوسانات نرخ ارز بر صادرات پسته ایران (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۱)، نیز حاکی از تأثیر منفی نوسانات نرخ ارز بر ارزش صادراتی پسته است. چمبرز و جاست (۱۹۸۱) اثر تغییر نرخ ارز بر کشاورزی آمریکا را در قالب یک مدل پویا بررسی کردند. نتایج نشان داد که صادرات و قیمت محصولات کشاورزی نسبت به نوسان‌های نرخ ارز حساس و این حساسیت در کوتاه مدت ملموس‌تر است. فونتاس و بردین (۱۹۸۸) به منظور مطالعه‌ی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر صادرات ایرلند به انگلستان از تکنیک همجمعی و مدل تصحیح خطا استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که صادرات در بلندمدت به طور معنی‌داری به درآمد کشور واردکننده وقیمت‌های نسبی بستگی دارد و تغییرات نرخ ارز فقط در کوتاه‌مدت باعث کاهش صادرات ایرلند با انگلستان می‌شود.

عصمان هلیم و همکاران (۲۰۰۵) به تخمین تابع عرضه صادرات میوه‌ی انبه‌ی پاکستان با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن پرداختند. نتایج نشان داد قیمت صادراتی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز اثر مثبت معناداری بر صادرات انبه طی سال‌های مورد مطالعه داشته است. اختر حسین (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۵-

۱۹۶۳ به بررسی تابع تقاضای صادرات اندونزی پرداخت. بر طبق یافته‌های محقق، درآمد جهانی تأثیر مثبت و نسبت قیمت‌ها تأثیر منفی بر صادرات اندونزی گذاشته است. فوگاراسی (۲۰۱۰)در مطالعه‌ی خود با استفاده از داده‌های تابلویی کشور رومانی طی دوره‌ی ۱۹۹۹–۲۰۰۸ به بررسی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشاورزی پرداخت. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشاورزی رومانی بوده است. هال و همکاران (۲۰۱۰) طی مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی میان بی‌ثباتی نرخ ارز و صادرات در دو گروه اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه پرداختند. آنها در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که تأثیر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات، تنها در گروه‌های کشورهای در حال توسعه مصداق داشته و در اقتصادهای نوظهور به دلیل وجود بازارهای سرمایه اثر منفی بی‌ثباتی نرخ ارز تا حدودی خنثی شده و تأثیر معنی‌داری بر صادرات این کشورها ندارد. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات دامی (ملکی و همکاران، ۲۰۱۲) نشان داد که ارزش افزوده‌ی زیربخش دام و طیور، تغییرات شاخص قیمت کالاهای صادراتی بر شاخص قیمت ضمنی محصولات دام و طیور و تغییرات آب و هوایی به صورت معنیداری بر صادرات محصولات دامی مؤثر است. ابراهیم محمد عباس (۲۰۱۲) با استفاده از مدل اثرات ثابت به بررسی تابع تقاضای صادراتی محصولات تجاری مصر پرداخت. نتایج نشان داد رابطه معنی‌داری بین ارزش واقعی کالاهای صادراتی مصر و درآمد واقعی شرکای تجاری، قیمت نسبی صادراتی و نرخ ارز شرکای تجاری وجود دارد.همچنین تمام متغیرها دارای علامت انتظاری مطابق با تئوری (علامت منفی برای قیمت نسبی و علامت مثبت برای درآمد واقعی و نرخ ارز) بوده و کشش درآمد واقعی و قیمت نسبی و نرخ واقعی ارز کمتر از واحد است. با توجه به مطالب پیش گفته، در این مطالعه به برآورد تابع عرضه‌ی صادرات زیره سبز ایران می‌پردازیم.

روش تحقیق

روش جمع‌آوری اطلاعات در این مطالعه از نوع کتابخانه‌ای است. دوره‌ی مورد نظر شامل سال‌های ۱۳۹۰–۱۳۷۱ می‌باشد و سال ۱۳۸۴ به عنوان سال پایه برای تعدیل متغیرهای مربوطه در نظر گرفته شده است. همچنین، بر اساس مرور ادبیات موضوع، برای برآورد تابع عرضه صادرات زیره از مدل زیر استفاده خواهد شد:

$$\ln EX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln REx_{it} + \alpha_2 \ln GDP_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در معادله فوق $\ln Ex_{it}$ و $\ln GDP_{it}$ و $\ln REX_{it}$ به ترتیب بیانگر لگاریتم طبیعی متغیر مقدار صادرات زیره سبز ایران، درآمد کشورهای طرف تجاری به قیمت ثابت سال ۱۳۸۴، و نرخ ارز واقعی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۴ در زمان t می‌باشند. در این رابطه، همه متغیرها به صورت لگاریتمی به کار رفته است و برای افزایش تعداد مشاهدات و درجه آزادی از روش موسوم به سری زمانی– مقطعی یا همان (Panel data) استفاده می‌شود.

بر اساس مطالعات و نظریات موجود، درآمد کشورهای واردکننده محصول زیره ایران باید تأثیر مثبت بر صادرات داشته باشد (Bailey et al., 1986). بر این اساس باید ضریب آن دارای علامت مثبت باشد. بر اساس تئوری، نرخ ارز نیز دارای تأثیر مثبت بر صادرات (و دارای تأثیر منفی بر واردات) است.

لازم به ذکر است اطلاعات مربوط به نرخ ارز از نشریات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های مربوط به مقدار صادرات زیره ایران به هریک از کشورها، از سالنامه آماری گمرک ایران و مقدار درآمد کشورهای طرف تجاری از نشریات آماری بین المللی گردآوری شده است.

روش برآورد مدل

مدل‌های اقتصادی از نظر استفاده از اطلاعات آماری به سه گروه تقسیم می‌شوند. برخی از مدل‌ها با استفاده از اطلاعات سری زمانی[1] یا به عبارتی طی دوره نسبتاً طولانی چند ساله برآورد می‌شوند. بعضی دیگر از مدل‌ها بر اساس داده‌های مقطعی[2] برآورد می‌شوند یعنی متغیرها در یک مقطع زمانی معین مثلا یک هفته، یک ماه یا یک سال در واحدهای مختلف بررسی می‌شوند. روش سوم برآورد مدل، که در مطالعات سال‌های اخیر نیز زیاد استفاده شده است، برآورد بر اساس داده‌های پانل[3] است. در این روش یک سری واحدهای مقطعی در طی چند سال مورد توجه قرار می‌گیرند. استفاده از داده‌های پانل نسبت به بقیه دارای مزایایی است (اشرف زاده و همکاران، ۱۳۸۷):

۱- تعداد مشاهدات در داده‌های پانل نسبت به حالت‌های دیگر بیشتر است و در نتیجه باعث اعتماد بیشتر به برآوردها می‌شود؛

۲- به محقق اجازه می‌دهد مدل‌های پیشرفته‌ای را تبیین کند؛

۳- زیاد بودن تعداد مشاهدات مسأله همخطی در اقتصادسنجی را را تا حدود زیادی از بین می‌برد؛

۴- با استفاده از داده‌های پانل تورش برآوردها از بین می‌رود.

قبل از ورود به بحث تخمین مدل لازم است مشخص شود که آیا برای تخمین مدل می‌توان از روش پانل استفاده نمود، یا باید از روش حداقل مربعات معمولی استفاده کرد. ابتدا باید نوع داده‌ها از جهت پانل و یا ترکیبی[4] بودن مشخص گردد که برای این منظور از آزمون لیمر استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه صفر و فرضیه مقابل آن را می‌توان به صورت بیان کرد:

مدل به صورت پانل قابل بررسی نیست: H_0

مدل به صورت پانل قابل بررسی است: H_1

آماره آزمون جهت آزمون فرضیه به صورت زیر است:

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(RSS_r - RSS_{ur})/(n-1)}{RSS_{ur}/(nt-n-k)} \qquad (۲)$$

در معادله فوق n بیانگر تعداد مقطع‌ها (در اینجا تعداد کشورها)، t طول دوره مورد بررسی و k تعداد پارامترهای مدل است. RSS_{ur} بیانگر مجموع مربعات باقیمانده ناشی از مدل محدود نشده (غیر مقید) و RSS_r بیانگر مجموع مربعات باقیماتده ناشی از مدل محدود شده (مقید) است. اگر معناداری آماره آزمون بیشتر از ۵٪ باشد از روش پانل استفاده

[1] Time Series
[2] Cross Section
[3] Panel data
[4] Pool data

می‌شود در غیر اینصورت برای تخمین مدل از داده‌های ترکیبی استفاده خواهد شد. روش تابلویی (پانل) خود با استفاده از دو مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌تواند انجام شود.

برای تشخیص اینکه در برآورد مدل‌های پانل دیتا کدام روش (اثرات ثابت و تصادفی) مناسب است، از آزمون هاسمن (۱۹۸۰) استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن فرضیه صفر و فرضیه مقابل آن به صورت زیر بیان می‌گردد:

H0: $E(U_i,X_i)=0$
H1: $E(U_i,X_i)\neq 0$

فرضیه صفر به این معنا است که بین جمله خطا (که در برگیرنده اثرات فردی است) و متغیرهای توضیحی هیچ ارتباطی وجود ندارد و در واقع مستقل از یکدیگرند. این در حالی است که فرضیه مقابل به این معنا است که بین جزء اخلال و متغیر توضیحی همبستگی وجود دارد (اشرف زاده و مهرگان، ۱۳۸۷). در صورت رد فرضیه صفر بهتر است از روش اثرات ثابت استفاده شود.

اگر b تخمین زننده روش اثرات ثابت، و $\hat{\beta}$ تخمین زن روش تصادفی می‌باشد. آنگاه می‌توان نوشت:

$$Var(b-\hat{\beta}) = Var(b) - Var(\hat{\beta}) \quad (۳)$$

هاسمن ثابت نمود که عبارت مذکور دارای توزیع χ_k^2 است.

$$W = (b-\hat{\beta})'(Var(b-\hat{\beta}))^{-1}(b-\hat{\beta}) \approx \chi_k^2 \quad (۴)$$

اگر آماره محاسبه شده از این آزمون از χ_k^2 بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر اثر تصادفی رد شده و اثر ثابت پذیرفته می‌شود. حال که به آزمون‌های مربوطه و روش برآورد الگوهای پانل اشاره گردید، لازم به ذکر است که گام اول در برآورد الگوی بلندمدت و تحلیل هم انباشتگی، بررسی مانایی متغیرهاست. چنانچه متغیرهای مدل مانا نباشند، به منظور جلوگیری از رسیدن به یک رگرسیون کاذب باید شرایط هم انباشتگی احراز شود. بنابراین پیش از برآورد و اتکا به مدل بلندمدت، به انجام آزمون‌های ریشه واحد (مانایی) و هم‌انباشتگی پرداخته خواهد شد.

نتایج و بحث

به منظور برآورد مدل ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد (مانایی) در جدول ۱ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود همه متغیرها در سطح نامانا بوده و با یکبار تفاضل گیری مانا شده‌اند.

جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آماره LLC	آماره ADF-Fisher	آماره PP-Fisher	مرتبه انباشتگی
lnEX	۰/۲۳۶۱	۶/۸۶۳۳	۹/۷۶۹۳	I(1)
	(۰/۵۹۳۳)	(۰/۵۵۱۴)	(۰/۲۸۱۶)	
lnGDP	-۰/۳۳۷۲	۸/۵۲۱۷	۵/۸۲۹۰	I(1)
	(۰/۳۶۸۰)	(۰/۳۸۴۲)	(۰/۶۶۶۴)	
lnREX	۳/۶۰۴۴	۰/۱۵۰۱	۰/۳۲۱۹	I(1)
	(۰/۹۹۹۸)	(۱/۰۰۰۰)	(۱/۰۰۰۰)	
ΔlnEX	-۶/۹۱۷۰***	۵۷/۶۲۷۶***	۸۶/۴۷۶۰***	I(0)
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
ΔlnGDP	-۳/۰۲۳۴***	۱۹/۳۹۳۸**	۲۱/۵۷۹۱***	I(0)
	(۰/۰۰۱۲)	(۰/۰۱۲۹)	(۰/۰۰۵۸)	
ΔlnREX	-۷/۱۸۱۹***	۴۰/۷۷۷۹***	۱۳/۷۷۱۵*	I(0)
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۸۷۹)	

*، **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

توجه: مقادیر داخل پرانتز p-value آماره محاسباتی مورد نظر است.

آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتا ابتدا توسط پدرونی[1] در سال ۱۹۹۵ به کار برده شد. در این آزمون، فرضیه‌ی صفر دلالت بر عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای موجود در مدل دارد. در این تحقیق برای بررسی آزمون هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده شده است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در جدول ۲ آمده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که بر طبق آماره‌های موجود، هم انباشتگی بین متغیر-های الگو وجود دارد.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنل

	Panel Statistic		Group Statistic	
آزمون	PP	ADF	PP	ADF
آماره محاسباتی	-۲/۱۹۳۶**	-۱/۲۳۵۴**	-۳/۰۹۵۰***	-۰/۷۲۱۰
	(۰/۰۱۴۱)	(۰/۰۱۲۲)	(۰/۰۰۱۰)	(۰/۲۳۵۵)

*، **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

توجه: مقادیر داخل پرانتز p-value آماره محاسباتی مورد نظر است.

[1] Pederoni

حال می‌خواهیم فرضیات ذکر شده را برای این پژوهش مورد آزمون قرار دهیم. در ابتدا شرط استفاده از روش پانل دیتا مورد آزمون قرار می‌گیرد. با استفاده از آزمون F لیمر، مقدار محاسباتی آزمون برابر ۶۲/۶۱ به دست آمد که از مقدار بحرانی F در سطح معنی‌داری یک درصد ($F_{0.01(3,66)}=4.13$) بزرگتر است، در نتیجه فرضیه صفر رد شده و فرضیه مقابل آن مبنی بر لزوم بررسی روش پانل مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین با توجه به اینکه آماره هاسمن برابر ۹/۷۹ بوده که از مقدار $\chi_2^2 = 9.21$ می‌باشد، بنابراین برای تخمین رابطه بلندمدت از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

بر این اساس، مدل معرفی شده برای تابع عرضه صادرات زیره ایران به کشورهای امارات متحده عربی، پاکستان، انگلستان و کویت که در طی دوره مورد مطالعه به طور متوسط ۶۶٪ از صادرات ایران را به خود اختصاص داده بودند، با استفاده از روش اثرات ثابت پانل دیتا برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۱ برآورد می‌گردد.

$$\ln EX_{it} = -32.3861 + 2.6803 \ln RE_{it} + 2.1392 \ln GDP_{it} \qquad (۵)$$

t -۳/۸۹۸۱ ۷/۳۱۶۳ ۲/۷۴۰۶

بر طبق رابطه فوق، تولید ناخالص داخلی کشورهای واردکننده زیره ایران تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات این محصول دارد. افزایش در تولید این کشورها به معنی افزایش درآمد آنها بوده و باعث افزایش تقاضای آنها برای کالاها و خدمات می‌گردد. این امر به نوبه‌ی خود تقاضا برای کالاهای ایرانی را افزایش خواهد داد. همچنین ضریب متغیر مذکور بزرگتر از یک می‌باشد که بیانگر باکشش بودن عرضه‌ی صادرات زیره ایران نسبت به تغییرات درآمد کشورهای متقاضی این محصول است. این نتیجه با یافته‌های سحابی و همکاران (۱۳۹۰)، اصغرپور و همکاران (۱۳۹۱) مطابقت دارد. ضریب لگاریتم نرخ ارز نیز دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر مقدار صادرات است. با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای صادراتی برای کشورهای واردکننده محصولات ایران کاهش می‌یابد که این امر باعث می‌شود کالاهای ایرانی برای خارجیان ارزان شده و مقادیر بیشتری محصول ایرانی توسط آنان تقاضا شود.

در تحلیل هم‌انباشتگی برخلاف رویکردهای سنتی اقتصادسنجی، ساختارهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور صریح از یکدیگر تفکیک شده‌اند. مطابق قضیه گرنجر[1]، وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان مجموعه‌ای از متغیرها، مستلزم یک الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت است. این موضوع بر مبنای آماری استوار است. برای اثبات صحت رابطه بلندمدت اقدام به برآورد رابطه کوتاه‌مدت میان متغیرها می‌نماییم.

در رابطه کوتاه‌مدت، متغیر درآمد کشورهای وارد کننده زیره ایران که به صورت تفاضل مرتبه اول استفاده گردیده است تأثیر مثبتی بر صادرات ایران به این کشورها دارد. ضریب متغیر مذکور برابر با ۰/۴۷ است. با توجه به اینکه ضریب این متغیر کوچکتر از یک می‌باشد، در نتیجه عرضه صادرات نسبت به درآمد کشورهای متقاضی زیره ایران کم‌کشش است. بنا به گفته ابراهیم محمد عباس (۲۰۱۲) یکی از دلایلی که می‌تواند برای توجیه

[1] Granger Theorem

کم‌کشش بودن متغیر درآمد در کوتاه‌مدت بیان شود، این است که به تغییرات درآمد به عنوان تغییرات دائمی نگریسته نمی‌شود و این تغییر درآمد جزء درآمدهای اتفاقی طبقه‌بندی می‌شود و به تدریج و با گذشت زمان این تغییرات تبدیل به درآمد دائمی گشته و بنابراین ضریب متغیر درآمد در بلندمدت افزایش می‌یابد.

ضریب نرخ ارز در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات زیره دارد. ضریب این متغیر برابر ۲/۶۶ می‌باشد. همچنین با توجه به اینکه مقدار این ضریب بزرگتر از یک است، لذا عرضه صادرات نسبت به نرخ ارز باکشش می‌باشد. این نتیجه با یافته‌های مطالعه چمبرز و جاست (۱۹۸۱) مطابقت دارد.

ضریب متغیر تصحیح خطا در رابطه کوتاه‌مدت برابر ۰/۷۱- بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار و مورد قبول است. بنابراین با صراحت می‌توان گفت در طی زمان رابطه کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت تعدیل می‌شود.

نتیجه‌گیری

به دلیل نقش و اهمیت صادرات در توسعه کشورها از جمله ایران، در این مطالعه به بررسی تابع عرضه صادرات زیره سبز ایران با استفاده از روش پانل دیتا پرداخته شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی کشورهای متقاضی و نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات زیره سبز ایران دارد. نتایج نشان داد نرخ ارز در مقایسه با متغیر درآمد کشورهای خارجی، بر مقدار صادرات زیره در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشتر تأثیر داشته است. بنابراین اعمال سیاست‌های کنترل و تثبیت نرخ ارز یکی از گام‌های مهم در جهت ثبات قیمت‌های صادراتی خواهد بود. از سوی دیگر با توجه به اینکه یکی از مزایای اصلاح و تثبیت نرخ ارز، تقویت انگیزه برای صادرات محصولات کشاورزی، از جمله زیره می‌باشد، بایستی در مورد رفع موانع جهت صادرات این محصولات اقدام کرد و برای بهبود بازاریابی آنها فعالیت‌های اساسی انجام داد. همچنین بررسی روند صادرات زیره سبز نشان می‌دهد که میزان واردات محصول مذکور توسط آن کشورها از روند مثبت سالانه برخوردار است. با توجه به اینکه پارامترهای درآمد ملی کشور واردکننده و نرخ ارز به عنوان متغیرهای برون‌زا در مدل لحاظ می‌شوند و کنترل داخلی بر این پارامترها وجود ندارد، از این رو لازم است جهت توسعه صادرات زیره عوامل دیگری مد نظر قرار گیرد. بنابراین در بلندمدت پیشنهاد می‌شود که از طریق سرمایه‌گذاری‌های اصولی و همه جانبه در امور زیربنایی، بازاریابی و ایجاد زمینه‌های رقابت در بازارهای خارجی محصول موجبات ارتقای توانمندی در صحنه اقتصاد بین‌الملل فراهم گردد. بدین ترتیب، با توجه به لزوم تدوین الگوی توسعه کشور بر مبنای اقتصاد بدون نفت و رشد صادرات غیرنفتی، ایجاد انگیزه و تحرک در تجارت خارجی در جهت برنامه‌ریزی، هدایت سیاست توسعه صادرات غیرنفتی امری حیاتی است.

منابع

۱. اشرف زاده، حمیدرضا و مهرگان، نادر (۱۳۸۷). اقتصادسنجی پانل دیتا، مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.

۲. اصغرپور، حسین؛ محمدپور، سیاوش؛ رضازاده، علی و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۱)، "بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات بخش کشاورزی ایران". تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۴ (۱): ۱۳۷-۱۲۱.

۳. بی ریا، سهیلا و جبل عاملی، فرخنده (۱۳۸۵). "عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد کالاهای صادرات غیرنفتی ایران". اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۴: ۱۰۱-۸۵.

۴. پاسبان، فاطمه (۱۳۸۵). "بررسی عوامل مؤثر بر صادرات زعفران ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی سال ششم شماره دوم تابستان ۱۳۸۵.

۵. پیری م. صبوحی م (۱۳۸۶). "بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی مطالعه موردی زعفران ایران". ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.

۶. تاجیانی، هما و کوهپایی، مجید (۱۳۸۴). "تخمین تابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران". مجله علوم کشاورزی ایران، (۳): ۵۸۰-۵۷۳.

۷. راسخی، سعید؛ شهرازی، میلاد و عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۱). "اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتی ایران". فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره هفتم، ص. ۱۶۷-۱۴۹.

۸. خزاعی ع (۱۳۷۶). "بررسی تحولات بازار زعفران، ضرورت ایجاد صندوق". فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۹، ص: ۴۴-۲۵.

۹. طاهری‌فرد، احسان (۱۳۷۸). "نقش نرخ ارز در توسعه صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران". مجله برنامه و بودجه، شماره ۸۹، ص. ۷۹-۴۷.

۱۰. کرباسی، علیرضا و اکبرزاده، جواد (۱۳۸۷). "برآورد تابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران با سیستم معادلات همزمان". اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۶۲، ص. ۵۳-۳۳.

۱۱. گمرک جمهوری اسلامی ایران، سالنامه بازرگانی خارجی کشور، سال‌های مختلف.

۱۲. مرتضوی، ابوالقاسم؛ زمانی، امید؛ نوری، مهدی و نادر، هیمن (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات پسته ایران". نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی). جلد ۲۵، شماره ۳، ص. ۳۵۴-۳۴۷.

۱۳. محمدی فرهاد (۱۳۷۵). "بررسی وضعیت تولید و صادرات زعفران و زیره سبز ایران". اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره (۱)، ص: ۱۴۶-۱۲۳.

۱۴. نجفی علمدارلو، حامد و حسنی یوسف (۱۳۸۸). "بررسی مزیت نسبی تولید، صادرات و شناسایی بازارهای هدف زیره سبز". مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، شماره ۱ (۳)، ص: ۱۲۲-۱۰۱.

۱۵. وزارت صنعت، معدن و تجارت. سامانه مدیریت دانش. اولویت‌های تولید برای ایران.۲۰۱۰.

۱۶. هادیان ا. و طاهری فرد، احسان. ۱۳۷۸. "تعدیل نرخ واقعی ارز و تأثیر آن بر صادرات غیرنفتی". پنجمین همایش صادرات غیرنفتی کشور، تبریز.

17. Akhtar Hossain, Akhand (2008). “Structural Change in the Export Demand Function for Indonesia: Estimation Analysis and Policy Implication”. Journal of Policy Modeling, in press.
18. Bailey, M.; Tavala, G and Ulan, M. (1986). “Exchange Rate Variability and Trade Performance: Evidence from the Big Seven Industrial Countries”. Weltwirtsch, 122: 466-477.
19. Bhaskara, N. Rao (1939). Integration and its Economic Application, Translated by Samadi, A.H. (1998).Sasan Publications, Shiraz.
20. Cahmbers R and Just R E. 1981. Effects of Exchange Rate Changes on U.S. Agriculture: A Dynamic analysis. American Journal of Agricultural Economics, 63: 32-46.

21. Fountas S and Berdin D. 1998. Exchange Rate Volatility and Exports: The Case of Ireland. Applied Economics Letters, 5:301-304.
22. 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.
23. Hall, S., Hondroyiannis, G., Swamy, P, A, V, B., Tavlas, G., Ulan., M., (2010), Exchange Rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or Other Developing Countries?, Economic Modeling, No.27, PP.1514–1521
24. Ibrahim Mohamed Abbas (2012), "Merchandise Export Demand Function for Egypt: A Panel Data Analysis'. Applied Econometrics and International Development, Vol. 12(1): 107-116.
25. Maleki B, Avetisyan S, Permeh Z and Paseban F(.2012). Factors Affecting Iran's Animal Products Export: A Co-integration Analysis. Journal of Agriculture Science Technology, 14(6): 1195-1203.
26. Mookergee R. 1997. Export Volame, Exchange Rate and Global Economic Growth: The Indian Experience. Applied Economics Letters, 1(4): 425-429.
27. Sekkat K and Varoudakis A. 2000. Exchange Rate Management and Manufactured Exports in Sub-Saharan Africa. Journal of Development Economics, Vol. (61): 237-253.
28. Smith M. 2004. Impact of the Exchange Rate on Export Volumes. Economics Department, RESERVE BANK OF NEW ZEALAND: Bulletin 67(1).
29. Usman Haleem, Khalid Moshtaq, Azhar Abbas and A. d. Sheikh (2005). "Estimation of Export Supply Function for Citrus fruit in Pakistan". The Pakistan Development Review, 44 (4): 659-672.