

ارزیابی تاثیر یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی بر صادرات محصولات کشاورزی

محمد استخر، منصور زیبایی، محمدحسن طرازکار*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۵/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۸/۱۶

چکیده

با توجه به اهمیت بررسی عوامل موثر بر عرضه‌ی صادرات در سیاست‌گذاری‌های تجاری، در این مطالعه تاثیر متغیرهای گوناگون از جمله یارانه‌ی بیمه‌های صادراتی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی بررسی شد. برای بررسی رابطه‌ی درازمدت و کوتاهمدت بین صادرات کشاورزی با دیگر متغیرها از رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. داده‌های مورد نیاز نیز برای دوره‌ی ۱۳۶۲-۱۳۸۴ از منابع گوناگون مرکز آمار ایران گردآوری شد. نتایج مطالعه نشان داد که بیمه‌ی صادراتی در درازمدت و کوتاهمدت دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات محصولات کشاورزی است. با توجه به نتایج به دست آمده، پیشنهاد می‌شود برای افزایش صادرات محصولات کشاورزی از تسهیلات یارانه‌ای در برنامه‌های بیمه‌ی صادراتی این محصولات استفاده شود.

طبقه‌بندی JEL : C5، F13، Q17.

واژه‌های کلیدی: صادرات، محصولات کشاورزی، یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی، ایران، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده

*به ترتیب دانشجوی دوره‌ی کارشناسی ارشد، دانشیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

مقدمه

در دهه‌های اخیر نفت همواره به عنوان محور توسعه‌ی اقتصادی و کسب درآمدهای ارزی کشورهای در حال توسعه‌ی صادرکننده‌ی نفت از جمله کشور ایران قرار داشته است (اوگان، ۱۹۹۵). با این حال وابستگی کشورها به صادرات نفتی به دلیل وجود نوسانات شدید در بازارهای جهانی، موجب نوسان‌های زیادی در درآمدهای ارزی آن‌ها شده است و چون منابع نفتی جزو منابع پایان‌پذیر به شمار می‌رود، این مسیر برای کشوری که در اندیشه‌ی توسعه‌ی پایدار است، اطمینان‌بخش نیست (روگرس و مولن، ۱۹۹۸).

کشور ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای صادرکننده‌ی نفت از این قاعده مستثنی نیست تا جایی که مهم‌ترین مشخصه‌ی اقتصاد کشور وابستگی شدید به درآمدهای نفتی است و درآمدهای صادراتی کشور از ثبات لازم برخوردار نیست. پس هر گونه نوسان و تغییر ناگهانی در قیمت نفت باعث کسری تراز پرداخت‌های کشور خواهد شد. به همین دلیل باید صادرات غیرنفتی تشویق شود. بنابراین رشد پایدار اقتصاد کشور در گرو توسعه و ثبات صادرات غیرنفتی است. در این میان، تمرکز روی کالاهای کشاورزی در زمینه‌ی ارزآوری و تجارت خارجی می‌تواند نقش به‌سزایی در افزایش صادرات غیرنفتی داشته باشد. برای رسیدن به این هدف‌ها می‌توان با ارایه‌ی سیاست‌های تشویقی صادرات غیرنفتی و بویژه صادرات محصولات کشاورزی، منابع تامین نیازهای ارزی کشور را افزایش داد (بیریا و جبل عاملی، ۱۳۸۵).

صنعت بیمه که یکی از نهادهای مالی در بازار سرمایه است با پرداخت خسارت، موجب ایجاد آرامش برای فرد بیمه‌گذار می‌شود و در تجهیز منابع پس‌اندازی و افزایش سرمایه‌گذاری و کاهش ریسک، نقش به‌سزایی دارد. بیمه‌ی صادراتی یکی از انواع بیمه است که با تامین امنیت و آسان‌سازی تامین مالی فعالیت‌های صادراتی، زمینه و بستر رشد و توسعه‌ی هر چه بیش‌تر این فعالیت‌ها را فراهم می‌کند. در کشور ایران نیز بیمه‌ی صادراتی تا حدودی تاریخچه‌ی قدیمی دارد که به تاسیس صندوق ضمانت صادرات باز می‌گردد (احمدوند، ۱۳۸۰).

صندوق ضمانت صادرات به عنوان سازمان متولی بیمه‌های صادراتی در ایران، در سال ۱۳۵۲ راه‌اندازی شد و تا سال ۱۳۵۷ به فعالیت خود ادامه داد. هدف از آن، توسعه‌ی صادرات

از طریق حفظ حقوق صادرکنندگان در مقابل خطرهای سیاسی - اقتصادی بود که به طور معمول شرکت‌های بیمه‌ی تجاری آن‌ها را بیمه نمی‌کنند و هم‌چنین تضمین اعتباری بود که به مصرف صادرات کالا و خدمات می‌رسد. این صندوق در این دوره با ۱۵۰۰ صادرکننده ارتباط برقرار کرد و ۹۴ ضمانت‌نامه به ارزش تقریبی ۱۰ میلیارد ریال صادر کرد و ۹۰ صادرکننده را با صادراتی حدود ۶ میلیارد ریال تحت پوشش قرار داد. صندوق ضمانت صادرات در سال ۱۳۵۸ به استناد مصوبه‌ی شورای انقلاب با همه‌ی وظیفه‌ها و اختیارات و دارایی و دیون و مطالبه‌ها، در مرکز توسعه‌ی صادرات ادغام شد و تا نیمه‌ی دوم سال ۱۳۷۳ در عمل فعالیت چندانی نداشت. این در حالی است که در این دوره بنا به دلایل گوناگون، نیاز به خدمات صندوق بیش‌تر از قبل احساس می‌شد. صندوق در نیمه‌ی دوم سال ۱۳۷۳ فعالیت خود را دوباره گسترش داد و در این دوره‌ی فعالیت دوباره، تا سال ۱۳۷۸ موفق به صدور ۵۶۱ فقره ضمانت‌نامه‌ی زیر پوشش شد.

صندوق در سال‌های فعالیت دوباره، روی هم رفته، تنها توانسته است کم‌تر از یک درصد فعالیت‌های صادراتی را زیر پوشش قرار دهد که این رقم در مقایسه با کشورهای دیگر که در حدود ۳۰ درصد است، بسیار ناچیز است (صمدی، ۱۳۸۳).

با توجه به اهمیت بیمه، در مطالعه‌های گوناگونی به بررسی انواع بیمه و بیمه‌های صادراتی در ایران پرداخته شده است. از جمله لطفی (۱۳۸۰)، به بررسی رابطه‌ی درآمد با تقاضای بیمه پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داده است که با افزایش درآمدهای فردی، میل به بیمه نیز افزایش می‌یابد. هم‌چنین توزیع دوباره‌ی درآمد تأثیر مثبتی بر تقاضای بیمه دارد.

احمدوند (۱۳۸۰)، به بررسی عمل‌کرد بیمه‌های صادراتی و مبانی شکل‌گیری صندوق ضمانت صادرات پرداخته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که این صندوق توانسته است از سال ۱۳۷۳ به بعد تنها کم‌تر از یک درصد از فعالیت‌های صادراتی را تحت پوشش قرار دهد که بسیار ناچیز است. هم‌چنین منطقی و کلانتری (۱۳۸۱)، به بررسی عوامل موثر بر حق بیمه پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که خسارت بیمه‌ای مهم‌ترین عامل تأثیرگذار در تعیین حق بیمه‌ی کل است.

صمدی (۱۳۸۳)، رابطه‌ی بین بیمه و صادرات محصولات کشاورزی را با استفاده از آزمون‌های هم‌گرایی یوهانسن و معیار خطای پیش‌بینی بررسی کرده است. نتایج این مطالعه می‌گوید که رابطه‌ی تعادلی بلندمدتی بین متغیرهای بیمه و صادرات وجود دارد، ولی رابطه‌ی علت و معلولی کوتاه‌مدتی بین آن‌ها دیده نمی‌شود.

جعفری صمیمی و کاردگر (۱۳۸۵)، رابطه‌ی علی بین توسعه‌ی بیمه و رشد اقتصادی را در اقتصاد ایران بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که یک رابطه‌ی علی از بیمه و بیمه‌های زندگی به تولید ناخالص ملی به عنوان معیار رشد اقتصادی کشور وجود دارد؛ اما بیمه‌های غیرزندگی رابطه‌ای با رشد اقتصادی ندارند. همچنین جعفری صمیمی و کاردگر (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای دیگر ارتباط بین توسعه‌ی انواع بیمه و رشد اقتصادی در ایران را بررسی کردند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان داد که انواع بیمه‌های موجود از جمله بیمه‌ی اموال، آتش‌سوزی، بدنه‌ی خودرو، باربری، حوادث و عمر ارتباط متفاوتی با رشد اقتصادی کشور دارد.

طرازکار و ترکمانی (۱۳۸۷)، ارتباط بین رشد سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی با توسعه‌ی بیمه‌ی محصولات بخش کشاورزی را بررسی کردند. نتایج مطالعه نمایان‌گر وجود نداشتن رابطه‌ی علی بلند و کوتاه‌مدت از توسعه‌ی بیمه‌ی محصولات کشاورزی، به رشد تولید در این بخش است. در مقابل رابطه‌ی بلندمدت از تشکیل سرمایه در بخش کشاورزی به بیمه‌ی محصولات تولیدی این بخش وجود دارد.

اگر چه با توجه به هدف‌های نظام بیمه در کشور و هم‌چنین اهمیت انواع بیمه، مطالعه‌های گوناگونی در این زمینه انجام گرفته است، اما اساس بیشتر این مطالعه‌ها بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، رشد صادرات، رشد سرمایه‌گذاری و رشد درآمد یا توزیع آن با انواع بیمه است. در حقیقت این مطالعه‌ها بیشتر به بررسی روابط علی میان بیمه و دیگر متغیرهای اقتصادی پرداخته است. در این زمینه، بیمه‌های صادراتی و یارانه‌های آن نیز کم‌تر مورد توجه پژوهش‌گران بوده است. پس در این مطالعه، تاثیر متغیرهای گوناگون از جمله یارانه‌ی بیمه‌های صادراتی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی بررسی شده است.

در کشورهای دیگر نیز مطالعه‌های گوناگونی در زمینه‌ی یارانه‌های صادراتی و عوامل موثر بر صادرات صورت گرفته است. از جمله سانتیاگو (۱۹۸۹)، رابطه‌ی بین یارانه‌های صادراتی و تعادل تجاری را در اقتصادهای کوچک کشورهای در حال توسعه مطالعه کرده است. در این مطالعه، یارانه‌های صادراتی به عنوان مکانیسمی برای افزایش رقابت در صادرات و یک منبع تزریقی برای دولت در جهت کاهش کسری تجاری به کار برده شد. نتایج این مطالعه بیان می‌کند که یارانه‌های صادراتی، کسری تجاری را در صورتی به دنبال خواهد داشت که کشش قیمتی صادرات بالا و قیمت‌های داخلی دارای ثبات نسبی باشد. هم‌چنین در صورت پایین بودن کشش قیمتی و یا تغییر قیمت‌های داخلی، یارانه‌های صادراتی، کسری تجاری را افزایش می‌دهد.

رینسترا و تورو (۲۰۰۲)، ارتباط بین صادرات، ریسک اعتباری و ضمانت‌های اعتباری را بررسی کردند. در این مطالعه چگونگی تأثیر اعتبارات صادراتی کشورهای واردکننده بر تولیدات کشاورزی و صنعتی بررسی شد. هم‌چنین موضوع مهار ریسک‌های غیرپرداختی به وسیله‌ی ضمانت اعتبارات صادراتی و بیمه مورد توجه قرار گرفت. در این جهت یک الگوی تیوری ارائه شد و نشان داد که چه گونه مهار ریسک از طریق بیمه‌ی اعتبارات صادراتی برای کشورهای واردکننده‌ای که دارای ریسک بالایی هستند می‌تواند مقدار صادرات را افزایش دهد. نتیجه‌ی کلیدی این مطالعه بیان می‌کند که صادرات در حضور ریسک پرداختی کشش‌ناپذیر است، ولی بیمه می‌تواند منحنی صادرات را کشش‌پذیر کند.

بلادی و چاو (۲۰۰۳)، اثر یارانه‌های صادراتی را در زمانی بررسی کردند که واردات کالاهای سرمایه‌ای در جهت تولید کالاهای صادراتی صورت می‌گیرد. یارانه‌های صادراتی، تقاضا برای سرمایه‌های خارجی را به قیمت هزینه‌ی مصرف داخلی افزایش می‌دهد. افزایش در موجودی سرمایه، نرخ دست‌مزد واقعی را تا زمانی افزایش می‌دهد که نرخ اجاره‌ی واقعی بدون تغییر بماند. اگر سرعت انباشتگی سرمایه از نرخ پس‌اندازها تجاوز کند، پس‌رفت تعادل تجاری اتفاق می‌افتد. هم‌چنین نشان داده شد که یارانه‌های صادراتی می‌تواند با بحران‌های تراز پرداخت‌ها ارتباط داده شود.

ماه (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ی خود تاثیر یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی را بر عرضه‌ی صادرات ژاپن بررسی کرد. در این مطالعه از آزمون‌های انگل-گرنجر و یوهانسن برای بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرها استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که سیستم بیمه‌ی صادراتی موجب افزایش صادرات ژاپن نشده و تاثیری بر افزایش صادرات این کشور نداشته است. هم‌چنین علامت ضریب متغیر فشار تقاضای داخلی (نرخ بی‌کاری) برخلاف انتظار به دست آمده و در هیچ سطحی معنادار نشده است.

تجربه‌ی گذشته‌ی ایران در مورد نوسانات غیرعادی درآمدهای نفتی موجب شده است تا سیاست‌گذاری‌هایی برای افزایش صادرات غیرنفتی و صادرات محصولات کشاورزی انجام شود (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱). برای تشویق صادرات غیرنفتی و کاهش وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی، می‌توان از سیاست‌های گوناگونی هم‌چون سیاست وام‌دهی در نرخ‌های ترجیحی وام، دریافت حقوق گمرکی بر واردات، تامین بیمه‌های صادراتی و یارانه‌های صادراتی، پرداخت مشوق‌های صادراتی و جایزه‌های صادراتی بهره برد. با نگرش به این که سیاست یارانه‌ی صادراتی در ایران در سال‌های اخیر و بویژه با شروع دوباره‌ی فعالیت صندوق ضمانت صادرات از سال ۱۳۷۳ به صورت جدی به اجرا در آمده است؛ بنابراین در این مطالعه به بررسی تاثیر یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی در ایران در دوره‌ی ۱۳۶۲-۱۳۸۴ با استفاده از رهیافت ARDL پرداخته شد. تمایز اصلی این مطالعه با دیگر مطالعه‌های انجام شده در زمینه‌ی صادرات محصولات کشاورزی در ایران، توجه به یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی به عنوان یکی از متغیرهای موثر بر صادرات این بخش است. هم‌چنین در مطالعه‌های انجام شده در زمینه‌ی بیمه‌ی صادراتی و یارانه‌های بیمه، بیش‌تر به بررسی روابط علی بین صادرات و یارانه‌ی بیمه پرداخته شده است در حالی که این مطالعه از این دیدگاه نیز با دیگر مطالعه‌های انجام شده در این زمینه متمایز است.

روش تحقیق

از جمله عواملی که می‌تواند بر عرضه‌ی صادرات یک کشور موثر باشد، قیمت‌های صادراتی و یارانه‌های صادراتی است که در آن عرضه‌ی صادرات، بیان‌کننده‌ی میزان صادرات کل محصولات کشاورزی از ایران به کشورهای دیگر در سال‌های گوناگون است. به سخن دیگر، سطح تعادلی عرضه‌ی صادرات و تقاضای واردات سایر کشورها است. بیش‌تر وقت‌ها این بحث پیش می‌آید که آیا قرار دادن متغیر فشار تقاضای داخلی در سمت راست معادله‌ی عرضه‌ی صادرات مناسب است یا خیر؟ در این مطالعه همانند مطالعه‌ی ماه (۲۰۰۶)، از شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان نماینده برای فشار تقاضای داخلی استفاده شده است. برای بررسی اثر یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی از معادله‌ی (۱) استفاده شده است:

$$\ln X_t = \beta_0 + \beta_1 \ln RP_t + \beta_2 \ln INS_t + \beta_3 \ln CPI_t + \beta_4 \ln G_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن

X: ارزش صادرات کل محصولات کشاورزی،

RP: قیمت نسبی صادراتی،

INS: یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی،

CPI: شاخص قیمت کل مصرف‌کننده و

G: تولید داخلی بخش کشاورزی است.

گفتنی است از متغیر ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی به عنوان معیاری برای تولید داخلی این بخش استفاده شد. هم‌چنین تمام متغیرها در لگاریتم طبیعی هستند و ε_t جمله‌ی پسماند معادله است. در معادله‌ی (۱) قیمت نسبی صادراتی از تقسیم شاخص قیمت صادراتی بر شاخص قیمت کل عمده‌فروشی به دست آمده است. باید گفت که شاخص قیمت کل مصرف‌کننده، به عنوان نماینده‌ی فشار تقاضای داخلی مورد استفاده قرار گرفته است. باگسی (۲۰۰۳)، پیش‌نهاد می‌کند که هزینه‌های اداری و هزینه‌ی فرصت سرمایه نیز جزو مخارج

مربوط به یارانه‌های صادراتی به شمار می‌رود که به دلیل موجود نبودن آن‌ها در بیش‌تر دوره‌ها از این دو متغیر چشم‌پوشی شد.

ضریب β_1 تخمینی بیانگر کشش قیمت نسبی صادراتی است و انتظار می‌رود علامت آن به خاطر بالا بودن قیمت صادراتی نسبت به قیمت داخلی، مثبت باشد که موجب افزایش صادرات می‌شود. با توجه به اثر یارانه‌های صادراتی بر صادرات، مطالعه‌های قبلی بیش‌تر فرض کرده‌اند که β_2 بزرگ‌تر از صفر (۰) است. البته ممکن است یارانه‌های صادراتی به بالاترین سطح سود تولیدکننده در قیمت صادراتی مشابه تغییر جهت دهد، ولی صادرات افزایش نیابد و به همین دلیل ضریب گفته شده، منفی به دست آید (ماه، ۲۰۰۶). در مورد اثر فشار تقاضای داخلی بر عرضه‌ی صادرات، اگر این فرضیه معتبر باشد و شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شود، انتظار می‌رود که علامت β_3 منفی شود.

به طور معمول برای استفاده از داده‌های سری زمانی لازم است نخست، پایایی متغیرهای موجود در الگو بررسی شود، زیرا در غیر این صورت نتیجه‌گیری‌های آماری قابل اعتماد و باور نخواهد بود. یک فرایند تصادفی وقتی پایا یا ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت و مقدار کوواریانس آن بین دو دوره‌ی زمانی، تنها به فاصله یا وقته‌ی بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه‌ی کوواریانس نداشته باشد.

برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی از جمله ره‌یافت ARDL استفاده کرد. یکی از ویژگی‌های ره‌یافت ARDL که موجب برتری آن نسبت به دیگر روش‌های هم‌جمعی شده است، نداشتن نیاز به یکسان بودن درجه‌ی هم‌جمعی متغیرها در این روش است. هم‌چنین در این روش می‌توان الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو را به طور هم‌زمان تخمین زد (نوفرستی، ۱۳۷۸) و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهم‌بستگی را برطرف کرد. بنابراین تخمین‌های روش ARDL، ناریب و کارا هستند، زیرا که آن‌ها به طور عموم دارای مشکلاتی چون خودهم‌بستگی و درون‌زایی نیستند (صدیقی و هم‌کاران،

۲۰۰۰). می‌توان الگوی پویای ARDL را برای تابع عرضه‌ی صادرات به صورت رابطه‌ی (۲) نوشت:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varepsilon_i \ln RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \ln INS_{t-i} + \sum_{i=1}^f \mu_i \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^v \delta_i \ln G_t + \varepsilon_0 \ln RP_t + \gamma_0 \ln INS_t + \mu_0 \ln CPI_t + \delta_0 \ln G_t + u_{1t} \quad (2)$$

که در آن v, f, k, n, m به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $\ln X_t, \ln RP_t, \ln INS_t, \ln CPI_t$ و $\ln G_t$ است. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در الگو صادق است:

$$\begin{aligned} X_t &= X_{t-1} = \dots = X_{t-m}, & RP_t &= RP_{t-1} = \dots = RP_{t-n} \\ INS_t &= INS_{t-1} = \dots = INS_{t-k}, & CPI_t &= CPI_{t-1} = \dots = CPI_{t-f} \\ G_t &= G_{t-1} = \dots = G_{t-v} \end{aligned} \quad (3)$$

وجود هم‌گرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸). بنابراین می‌توان معادله‌ی تصحیح خطای الگو را به صورت رابطه‌ی (۴) نوشت:

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t &= \Delta \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i \Delta \ln RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta \ln INS_{t-i} \\ &+ \sum_{i=1}^f \hat{\mu}_i \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^v \hat{\delta}_i \ln G_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

که در آن جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) به صورت رابطه‌ی (۵) است:

$$\ln X_t = \ln X_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_1 \ln RP_t - \hat{\gamma}_1 \ln INS_t - \hat{\mu}_1 \ln CPI_t - \hat{\delta}_1 \ln G_t \quad (5)$$

در رابطه‌ی (۴)، Δ عمل‌گر اولین تفاضل بوده و $\hat{\beta}_i, \hat{\varepsilon}_i, \hat{\gamma}_i, \hat{\mu}_i, \hat{\delta}_i$ ضریب‌های برآورد شده از معادله‌ی (۲) است. θ نیز ضریب جزء تصحیح خطا است که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. برای استفاده از رهیافت ARDL، می‌توان از روش دومرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله‌ی یا گام نخست، وجود ارتباط درازمدت بین

متغیرهای تحت بررسی و به سخن دیگر، هم‌جمعی بین متغیرها با استفاده از آماره‌ی F بررسی می‌شود. در صورتی که وجود رابطه‌ی پایدار بلندمدت بین متغیرهای الگو اثبات شد، در مرحله یا گام دوم، تخمین و تجزیه و تحلیل ضرایب درازمدت و نتیجه‌گیری در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد. در پایان نیز می‌توان معادله‌ی کوتاه‌مدت را برآورد کرد. برای آزمون هم‌جمعی باید نخست رابطه‌ی کوتاه‌مدت را بر اساس بیش‌ترین تعداد وقفه، برآورد کرد (پسران و پسران، ۱۹۹۷). بنابراین نخست باید رابطه‌ی (۶) را برآورد کرد:

$$\Delta \ln X_t = \Delta \alpha_0 + \sum_{i=1}^v \beta_i \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=1}^v \varepsilon_i \Delta \ln RP_{t-i} + \sum_{i=1}^v \gamma_i \Delta \ln INS_{t-i} + \sum_{i=1}^v \mu_i \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^v \delta_i \Delta \ln G_{t-i} + \omega_1 X_t + \omega_2 RP_t + \omega_3 INS_t + \omega_4 CPI_t + \omega_5 G_t + u_t \quad (6)$$

که در رابطه‌ی (۶)، ω بیش‌ترین تعداد وقفه است. پس از برآورد رابطه‌ی بالا، فرضیه‌ی صفر (۰) مبنی بر نبود رابطه‌ی بلندمدت به صورت زیر آزمون می‌شود:

$$H_0 : \omega_1 = \omega_2 = \omega_3 = \omega_4 = 0$$

آماره‌ی F به کار رفته در این آزمون دارای توزیع غیراستاندارد است. پس برای تصمیم‌گیری در مورد رد کردن یا رد نکردن فرضیه‌ی صفر (۰) باید از آماره‌ی ارایه شده به وسیله‌ی پسران و پسران (۱۹۹۷)، استفاده کرد. انتخاب مقدار این آماره به درجه‌ی هم‌جمعی متغیرها، تعداد متغیرهای وابسته و مستقل و هم‌چنین وجود داشتن و یا وجود نداشتن عرض از مبدا و روند، بستگی دارد (محمودزاده و زیبایی، ۱۳۸۳). در صورت رد فرضیه‌ی صفر (۰) می‌توان روابط بلند و کوتاه‌مدت را برآورد کرد.

داده‌های استفاده شده در این مطالعه شامل صادرات محصولات کشاورزی، شاخص قیمت صادراتی، شاخص قیمت کل عمده‌فروشی، میزان یارانه‌ی بیمه صادراتی، شاخص قیمت

مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی است که از نشریه‌های مرکز آمار ایران، سایت نقطه‌ی تجاری ایران و سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران به صورت سالانه برای دوره‌ی ۱۳۶۲-۱۳۸۴ گردآوری شد.

نتایج و بحث

به کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. بنابراین نیاز است تا نسبت به پایایی یا ناپایایی متغیرهای مورد استفاده در الگو، اطمینان حاصل شود. برای این منظور از دو آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم‌یافته در قالب روش ۹ مرحله‌ای استفاده شد (صدیقی و هم‌کاران، ۲۰۰۰). بر این اساس، تنها متغیر یارانه‌ی بیمه صادراتی در سطح پایاست ($I(0)$) و دیگر متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری ($I(1)$) پایا می‌شود. بنابراین به دلیل آن که متغیرهای مربوطه جمعی از درجه‌ی صفر (۰) و ۱ است، نمی‌توان از روش‌های معمول اقتصادسنجی استفاده کرد و نیاز است از رهیافت ARDL برای بررسی روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها استفاده کرد. برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت، نخست رابطه‌ی (۶) برآورد شد و بیشینه تعداد وقفه‌ی بهینه برابر با ۲ در نظر گرفته شد. سرانجام فرضیه‌ی صفر (۰) وجود نداشتن رابطه‌ی بلندمدت با استفاده از آزمون F بررسی شد. با توجه به این که مقدار F محاسباتی (۳۱/۵۳) بیش‌تر از مقادیر F پیش‌نهادی پسران و پسران (۵/۱۰۹ - ۴/۵۲۰) است، پس یک رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرها وجود دارد. هم‌چنین در رابطه‌ی ترکیبی بلندمدت و کوتاه‌مدت برآورد شده، با توجه به آماره‌ی R^2 (۰/۹۰۷)، متغیرهای مورد استفاده در الگو حدود ۹۰ درصد از تغییرات ارزش صادرات محصولات کشاورزی را توضیح می‌دهد. در ادامه با استفاده از تحلیل ARDL روابط بلندمدت بین متغیرها برآورد شد که نتایج مربوط در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱). نتایج حاصل از برآورد رابطه‌ی درازمدت صادرات محصولات کشاورزی

متغیر	نام متغیر	ضریب	آماره‌ی t
C	عرض از مبدا	-۲۰/۰۶	۰/۸۲۹
lnINS	لگاریتم یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی	+۱/۰۶*	۱/۸۷
lnCPI	لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	+۲/۳۹۵**	۲/۰۷
lnRP	لگاریتم قیمت نسبی صادراتی	-۰/۳۰۱	۰/۶۰۷
lnG	لگاریتم تولید داخلی بخش کشاورزی	۰/۸۸۴	۰/۴۲۳

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

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱) یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری (+۱/۰۶) بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی دارد. به سخن دیگر، افزایش (کاهش) یارانه‌ی بیمه‌های صادراتی در بلندمدت میزان صادرات محصولات کشاورزی را افزایش (کاهش) می‌دهد. مقدار ضریب این متغیر نیز بیان می‌کند که اگر میزان یارانه‌ی بیمه‌های صادراتی ۱ درصد افزایش یابد، مقدار عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی در بلندمدت حدود ۱/۰۶ درصد افزایش پیدا می‌کند. هم‌چنین شاخص قیمت مصرف‌کننده در الگو دارای تاثیر مثبت و معنی‌داری (+۲/۳۹۵) بر صادرات محصولات کشاورزی است. گفتنی است که متغیر بالا بیانگر فشار تقاضای داخلی است. بنابراین در شرایطی که هزینه‌ی فرصت مصرف افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود فشار تقاضا به سمت کالاهای سرمایه‌ای هدایت شود و این منجر به کاهش تقاضا برای کالاهای صادراتی کشاورزی خواهد شد که به طور معمول کالاهای مصرفی هستند و به این طریق کالاهای بیش‌تری در عرصه‌ی صادرات وارد خواهد شد. با توجه به این که از نظر ملاحظات اقتصادسنجی الگوی برآوردشده قابل قبول و مطلوب است، پس در خصوص علامت برخلاف انتظار متغیر لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده؛ می‌توان فرضیه‌ای به این شرح مطرح کرد که با افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده و یا افزایش تورم،

هزینه‌ی فرصت مصرف افزایش می‌یابد (رحمتی، ۱۳۸۵). هم‌چنین متغیر تولید داخلی بخش کشاورزی در الگو دارای اثر مثبتی بر صادرات محصولات کشاورزی است ولی از نظر آماری معنادار نشده است. هم‌چنین بر اساس نتایج جدول (۱) متغیر شاخص قیمت نسبی صادراتی اثری منفی بر صادرات محصولات کشاورزی در بلندمدت دارد، بنابراین با افزایش قیمت نسبی صادراتی، میزان عرضه‌ی صادرات این محصولات از کشور کاهش می‌یابد.

در نرم‌افزار Microfit، این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی درازمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود (نوفستی، ۱۳۷۸). برای بررسی روابط کوتاه‌مدت بین عرضه‌ی صادرات با سایر متغیرها از الگوی تصحیح خطا استفاده شد. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر درازمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. نتایج معادله‌ی برآورد شده در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲). نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

متغیر	نام متغیر	ضریب	آماره‌ی t
C	عرض از مبدا	-۶/۳۳۸	۰/۸۳۸
dlnINS	تفاضل مرتبه‌ی اول یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی	+۰/۳۳۵*	۱/۹۸۵
dlnCPI	تفاضل مرتبه‌ی اول شاخص قیمت مصرف‌کننده	+۰/۷۵۶***	۱/۰۱۳
dlnRP	تفاضل مرتبه‌ی اول قیمت نسبی صادراتی	-۰/۰۹۵	۰/۵۷۷
dlnG	تفاضل مرتبه‌ی اول تولید داخلی بخش کشاورزی	۰/۲۷۹	۰/۴۱۸
ECM(-1)	جزء تصحیح خطا	-۰/۳۱۵**	۲/۶۴۹
$R^2 = ۰/۴۹, DW = ۲/۹, F(۵ و ۱۶) = ۳/۱۶**$			

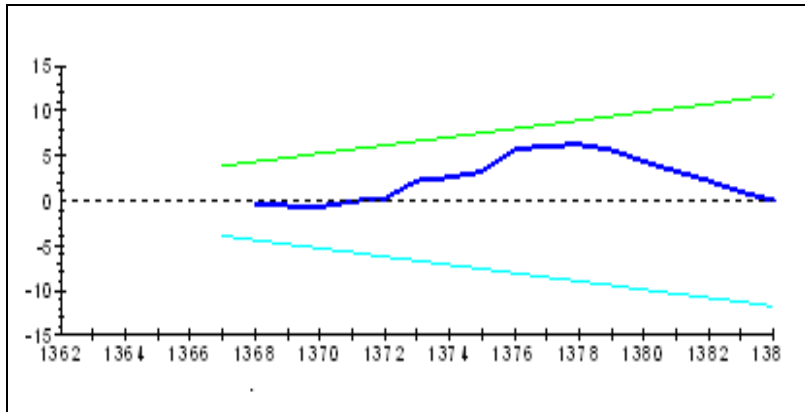
***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که جدول (۲) نشان می‌دهد، یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی با عرضه‌ی صادرات در کوتاه‌مدت، با توجه به ضریب به دست آمده ($+0/335$)، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری دارد. بنابراین ۱ درصد افزایش (کاهش) در یارانه‌ی بیمه‌های صادراتی موجب می‌شود که میزان عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی برابر با $0/335$ درصد در کوتاه‌مدت افزایش (کاهش) یابد. شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز دارای اثر مثبت و معناداری در کوتاه‌مدت بر عرضه‌ی صادرات است. ضریب مربوط به این شاخص $+0/756$ است و می‌گوید که افزایش (کاهش) ۱ درصدی در میزان شاخص قیمت مصرف‌کننده؛ عرضه‌ی صادرات را حدود $0/8$ درصد افزایش (کاهش) می‌دهد. نکته‌ی قابل توجه در نتایج به دست آمده، معنی‌داری ضریب شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان نماینده‌ی فشار تقاضای داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است که بیانگر لزوم قرار دادن متغیر فشار تقاضای داخلی در سمت راست معادله‌ی عرضه‌ی صادرات است. همچنین متغیر تولید داخلی بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت در رابطه‌ی عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

ضریب جمله‌ی تصحیح خطای برآوردشده، معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با $0/315$ بوده و به این معنی است که اجرای سیاست‌ها نیاز به بیش از ۳ دوره زمان برای اثرگذاری خواهد داشت. به سخن به‌تر، در صورت وارد آمدن هرگونه شک بر این الگو ۳۲ درصد از نوسان‌های موجود در دوره‌ی قبل، در هر سال تعدیل خواهد شد و ۶۸ درصد دیگر آن، در سال‌های بعد تعدیل می‌شود. پس می‌توان گفت که تعدیل به سمت تعادل با سرعت کندی صورت می‌گیرد.

سرانجام، پایداری ضرایب برآورد شده‌ی الگو نیز توسط آزمون CUSUM^۱ بررسی شد. نتایج این آزمون که در نمودار ۱ آورده شده است، نشان می‌دهد که ضرایب الگوی برآورد شده در دوره‌ی مورد بررسی، پایدار است.



خطوط مایل بیانگر معنی دار بودن در سطح ۵ درصد است.

نمودار (۱). آزمون پایداری ضرایب (CUSUM)

نتیجه‌گیری

نتایج مطالعه نشان داد که یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی در درازمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنی‌داری بر عرضه‌ی صادرات محصولات کشاورزی دارد و افزایش (کاهش) یارانه‌ی بیمه‌های صادراتی موجب افزایش (کاهش) در عرضه‌ی صادرات کشاورزی خواهد شد. نتایج مطالعه نشان از وجود ارتباط منفی شاخص قیمت نسبی صادراتی محصولات کشاورزی و صادرات این محصولات است که با نتایج مطالعه‌ی بی‌ریا و جبل‌عاملی (۱۳۸۵) نیز هم‌خوانی دارد. منفی بودن شاخص قیمت نسبی صادراتی محصولات کشاورزی به آن معناست که با افزایش قیمت صادراتی، انتظار می‌رود عرضه‌ی صادرات کل محصولات کشاورزی به طور میانگین کاهش یابد. این مطلب بیانگر آن است که این محصولات که بخش عمده‌ی صادرات غیرنفتی کشور را دربر می‌گیرد، کالاهای اساسی و مهم در بازارهای جهانی نیست، به گونه‌ای که با افزایش قیمت صادراتی و جهانی این کالاها، میزان صادرات آن‌ها از کشور کاهش می‌یابد.

پیش‌نهادها

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان پیش‌نهادهایی به شرح زیر ارائه کرد:

با توجه به یافته‌های پژوهش پیش‌نهاد می‌شود سیاست‌های تشویق صادرات مبتنی بر یارانه‌های پرداختی تنظیم شود تا افزایش صادرات محصولات کشاورزی را به دنبال داشته باشد. هم‌چنین پیش‌نهاد می‌شود اطلاعات شفاف در باره‌ی روند آینده‌ی سیاست‌های یارانه‌های صادراتی محصولات کشاورزی کشور، به وسیله‌ی سازمان‌ها و ارگان‌های مربوط ارائه شود. با توجه به سیاست کاهش وابستگی اقتصاد به صادرات نفتی، توجه بیشتر به بیمه‌های صادراتی و بویژه یارانه‌های صادراتی در بخش کشاورزی می‌تواند یکی از مهم‌ترین راه‌کارهای عملی در این مورد باشد. هم‌چنین پیش‌نهاد می‌شود در مطالعه‌ی دیگر، اثر یارانه‌ی بیمه‌ی صادراتی بر صادرات غیرنفتی بررسی شود.

با توجه به نتایج پژوهش، شاخص قیمت نسبی صادراتی در معادله‌ی عرضه‌ی صادرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر منفی است. بنابراین افزایش قیمت نسبی صادراتی بدون افزایش تولید، افزایش قیمت داخلی را به دنبال خواهد داشت. هم‌چنین افزایش قیمت داخلی نیز به نوبه‌ی خود موجب کاهش صادرات می‌شود. این نتایج اهمیت افزایش تولید داخلی محصولات کشاورزی را خاطرنشان می‌کند.

منابع

- احمدوند، م. ر. (۱۳۸۰). مبانی شکل‌گیری و عمل‌کرد بیمه‌های صادراتی در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، (۲): ۱۹۲-۱۶۸.
- رحمتی، د. (۱۳۸۵). تاثیر کاهش تعرفه‌های وارداتی بر فقر؛ چارچوب تعادل عمومی قابل محاسبه. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه شیراز.
- بی‌ریا، س. و جبل‌عاملی، ف. (۱۳۸۵). عوامل موثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد کالاهای صادرات غیرنفتی ایران (۱۳۸۰-۱۳۷۰). *فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۵۴): ۸۵-۱۰۱.

جعفری صمیمی، ا. و کاردگر، ا. (۱۳۸۵). آیا توسعه‌ی بیمه، رشد اقتصادی را حمایت می‌کند؟.

فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، (۲): ۱۷-۳۹.

جعفری صمیمی، ا. و کاردگر، ا. (۱۳۸۵). توسعه‌ی بیمه و رشد اقتصادی: تحلیل نظری و

تجربی در ایران ۱۳۸۳-۱۳۳۸. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، (۴۵): ۸۵-۱۱۳.

خلیلیان، ص. و فرهادی، ع. (۱۳۸۱). عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی. فصل‌نامه‌ی

اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۳۹): ۷۱-۸۴.

صمدی، ع. ح. (۱۳۸۳). بررسی روابط کوتاه‌مدت و درازمدت میان صادرات محصولات

کشاورزی و بیمه‌ی صادرات در ایران (۱۳۵۳-۷۸). فصل‌نامه‌ی بیمه و کشاورزی، (۱):

۵۹-۷۸.

طرازکار، م. ح. و ترکمانی، ج. (۱۳۸۷). بررسی ارتباط میان رشد سرمایه‌گذاری و تولید

ناخالص داخلی با توسعه‌ی بیمه‌ی محصولات کشاورزی. فصل‌نامه‌ی بیمه و کشاورزی،

(۱۷): ۶۹-۸۴.

کلانتری، ع. ب. و منطقی، خ. (۱۳۸۱). اندازه‌گیری تأثیر عوامل مؤثر بر حق بیمه‌ی کل و

تعیین ظرفیت بالقوه‌ی بیمه‌ای کشور. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، (۴): ۱۱۵-۱۴۲.

لطفی، ع. (۱۳۸۰). ارتباط درآمد با تقاضای بیمه. دانش و توسعه، (۱۳): ۱۰۹-۱۱۸.

محمودزاده، م. و زیبایی، م. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته‌ی ایران؛ یک تحلیل

هم‌جمع‌ی. فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۴۶): ۱۳۷-۱۵۸.

نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه‌واحد و هم‌جمع‌ی در اقتصادسنجی. موسسه‌ی خدمات فرهنگی

رسا، چاپ اول، تهران.

Bagci, P. (2003). Estimating the economic cost and benefits of ECGD. London: NERA Economic Consulting.

Beladi, H. and Chao, C. (2003). The role of export subsidies in balance-of-payment crises, *European Journal of Political Economy*, 19: 875-884.

Fountas, S. and Berdin, D. (1998). Exchange rate volatility and exports: The case of Ireland, *Applied Economics Letters*, 5: 301-304.

Mah, J. S. (2006). The effect of export insurance subsidy on export supply: The experience of Japan, *Journal of Asian Economics*, 17: 646-652.

- Ogun, O. (1995). The parallel Market for foreign Exchange in an Oil Exporting Economy: The Case of Iran, *International Monetary Fund Working Paper*, Abstract. 24-69.
- Pesaran, H.M. and Pesaran, B. (1997). Working With Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, H.M. and Shin, Y. (1998). An Autoregressive Distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis, In (Ed) S. Storm. *The Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, Chapter II. Cambridge University Press, Cambridge.
- Rienstra, P. and Turvey, C. (2002). The relationship between export, credit risk and credit guarantees, January, *Working Paper 02/01*, University of Guelph.
- Rogres, Y. and Mullen, V. (1998). Empirical Investigation of One OPEC Country's Successful Non-oil Export Performance, *Journal of Development Economics*, 55: 399-420.
- Santiago, L. (1989). Export subsidies and balance of trade, *Journal of Development Economics*, 31: 99-121.
- Seddighi, H. R., Lawler, K. A. and Katos, A. V. (2000). Econometrics: A Practical Approach, Sunderland Business school, UK.
- Siddiki, J. U. (2000). Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis, *Applied Economics*, 32: 1977-1984.