

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و دوم، شماره ۸۷، پاییز ۱۳۹۳

تأثیر کاهش یارانه صادرات ترکیه بر صادرات سیب ایران

سید سعید حسینی نژاد^۱، رضا مقدسی^۲، سولماز شمس الدینی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۸/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۶/۲۴

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی تأثیر کاهش یارانه‌های صادراتی کشور ترکیه در صادرات محصول سیب ایران می‌پردازد. کاهش یارانه‌های صادراتی ترکیه می‌تواند به صورت غیرمستقیم و از طریق افزایش قیمت محصول ترکیه بر صادرات محصول ایران اثر بگذارد. لذا در این مطالعه به برآورد تجربی سیستم‌های تقاضای وارداتی دیفرانسیلی مشتمل بر الگوی روتردام، مدل AIDS، مدل CBS و مدل NBR با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های ترکیبی پرداخته شده است. به این منظور، داده‌های سری زمانی صادرات محصول سیب ایران و ترکیه به ده کشور مقصد مشتمل بر بحرین، بلغارستان، مصر، عراق، کویت، قطر، رومانی، عربستان سعودی، امارات متحده عربی و انگلستان در طی سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۹ به کار گرفته شده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کاهش یا حذف یارانه‌های صادراتی ترکیه

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران (نویسنده مسئول)
e-mail: shoseininejad@yahoo.com

۲. دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

۳. مربی و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان

از لحاظ آماری تأثیر معنی داری بر میزان صادرات سیب ایران ندارد و ممکن است سایر عوامل نقش بسیار مهم‌تری در این زمینه ایفا کنند. این عوامل را می‌توان شامل سلیقه، کیفیت محصول، بهداشت، بسته‌بندی و درجه بندی، تبلیغات، بازاریابی مناسب و غیره دانست.

طبقه بندی JEL: C01, H23, Q17

کلیدواژه‌ها: سیب، صادرات ایران، یارانه‌های صادراتی ترکیه، مدل روتردام، مدل AIDS، مدل CBS و مدل NBR

مقدمه

زمانی که در اواخر سال ۲۰۰۸ میلادی بحران مالی جهانی از آمریکا شروع و بعد از آن به سایر کشورها گسترش یافت، بسیاری از اقتصادهای بزرگ بیش از آنکه نگران بازار داخلی‌شان شوند، از رکود به وجود آمده در بازار سایر کشورها نگران شدند، چراکه بسیاری از بازارهای صادراتی در سطح جهان به رکودی سنگین دچار شده و این وضعیت باعث شد که حتی صادرکنندگان سنتی مانند چین و روسیه هم به مشکل برخوردند. این بحران نشان داد که نمی‌توان با تکیه بر بازار داخلی و حداکثر چند بازار همسایه اقتصاد یک کشور را حفظ کرد و توسعه داد. امروزه حتی فقیرترین کشورهای دنیا نیز به اهمیت صادرات پی برده‌اند. مطالعه اقتصاد کشورهای فقیر آفریقا مبین آن است که در عمل، اقتصاد برخی از این کشورها کاملاً وابسته به صادرات یک محصول خاص است. در این زمینه می‌توان به ساحل عاج اشاره کرد که وابستگی زیادی به صادرات دانه کاکائو دارد (به آبادی، ۱۳۸۸).

صادرات ایران متکی به فروش نفت بوده و آثار بد شوک‌های نفتی بر کسی پوشیده نیست، در حالی که در دیگر بخش‌ها همچون کشاورزی این ظرفیت وجود دارد که بتوان سهم مناسبی در صادرات محصولات کشاورزی به دست آورد و ارزآوری قابل قبولی توأم با اشتغال ایجاد کرد.

تأثیر کاهش یارانه

در ایران در تمامی برنامه های توسعه بر اهمیت صادرات غیر نفتی تأکید شده است. میزان تحقق اهداف صادرات غیر نفتی در برنامه اول و دوم توسعه به ترتیب ۶۶ و ۵۶/۷۴ درصد بوده است. ولی مهم ترین برنامه توسعه کشور، که به طور ویژه و با تأکید بیشتر موضوع تجارت خارجی را در دستور کار داشته است، برنامه سوم بوده است. سیاست تجاری این برنامه مبتنی بر اتخاذ سیاست راهبردی تجاری در جهت بهره گیری از مزیت های نسبی موجود و کمک به ایجاد مزیت های نسبی جدید به منظور دستیابی به جهش صادراتی است. یکی از ابزارهای مهم مورد استفاده برای تحقق چنین جهشی استفاده از یارانه ها و جوایز صادراتی می باشد به طوری که این امر در تبصره ۱۹ قوانین بودجه سال های ۱۳۸۱، ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳ برنامه جامع توسعه صادرات و نیز بند «و» ماده ۶۶ لایحه برنامه چهارم تصریح شده است. برای نخستین بار در این برنامه بود که پرداخت یارانه ها و جوایز صادراتی مورد توجه واقع شد و تاکنون محصولاتی مانند: مرغ، تخم مرغ، کشمش، میگو، چای و محصولات صنایع نساجی و چرم از این یارانه ها بهره مند شده اند (دفتر مطالعات اقتصادی وزارت بازرگانی، ۱۳۸۳). البته در برنامه چهارم توسعه نیز میزان صادرات غیر نفتی ارزشی معادل ۵۲/۹ میلیارد دلار هدف گذاری شده که ۱۴۹/۳ درصد این هدف یعنی ۷۹ میلیارد دلار آن تحقق یافته است (سازمان توسعه تجارت ایران، ۱۳۸۸).

یارانه های صادراتی، به عنوان یکی از مهم ترین مشوق ها، نقش مهمی در رونق و افزایش حجم صادرات و ایجاد رقابت در سطح بین المللی ایفا می کنند. در سال های گذشته، دولت آمریکا سالانه بیش از یک میلیارد دلار برای برنامه بهبود صادرات (EEP)^۱ و برنامه تشویق صادرات لبنی (DEIP)^۲ هزینه کرد و اتحادیه اروپا سالانه بیش از ۴ میلیارد دلار برای تشویق صادرات محصولات کشاورزی و لبنی اختصاص داده است (Coughlin and Carraro, 2008).

یارانه های صادراتی پرداخت هایی هستند که توسط دولت به منظور تشویق صادرات محصولات خاص پرداخت می شوند. بیشترین محصولات مشمول یارانه صادراتی در سطح جهان محصولات کشاورزی و فراورده های لبنی هستند (Desai and Hines, 2002).

1. Export Enhancement Program
2. Dairy Export Incentive Program

از آنجا که طبق توافق‌های بین‌المللی یارانه صادراتی غیرقانونی است، بسیاری از کشورها به نحوی اقدام به پرداخت یارانه می‌کنند که از نظرها پنهان بماند (Gohin and Gautier 2005). لذا آمارهای مستند پرداخت یارانه صادرات مربوط به سال‌های قبل می‌باشد و چنانچه پرداختی در سال‌های فعلی صورت پذیرد از دسترس افراد پنهان می‌ماند. با وجود این، محصولات لبنی بالاترین درصد یارانه‌های صادراتی را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین گوشت، محصولات فراوری شده و شکر در سال‌های مختلف به تناوب در رتبه‌های بعدی قرار دارند (سازمان جهانی خواربار و کشاورزی، ۲۰۰۹). چهارمین کنفرانس وزیران کشورهای عضو سازمان تجارت جهانی، که اغلب از آن به عنوان دور هزاره یا دستور جلسه توسعه دوحه یاد می‌شود، در سال ۲۰۰۱ در دوحه قطر برگزار گردید. در این کنفرانس، کشورها به مذاکرات تجاری چند جانبه پرداخته و تصمیم گرفتند تا پایان سال ۲۰۱۳ هر گونه یارانه برای صادرات محصولات کشاورزی خود را قطع کنند (Annand and Kerr, 2001). اولین درخواست ایران برای پیوستن به سازمان تجارت جهانی در ۱۹ جولای ۱۹۹۶ به این سازمان ارسال شد. ایران در ۲۶ می ۲۰۰۵ به عنوان عضو ناظر سازمان تجارت جهانی پذیرفته شد (سازمان جهانی خواربار و کشاورزی، ۲۰۰۹).

یکی از محصولات کشاورزی که توان بالقوه صادراتی بالایی دارد، محصول سیب است. بر اساس آخرین آمار موجود وزارت جهاد کشاورزی، سطح زیر کشت سیب کشور در سال ۱۳۸۹ حدود ۲۲۹ هزار هکتار برآورد گردیده است که ۷۶/۱ درصد آن زیر کشت درختان بارور و ۲۳/۹ درصد آن زیر کشت نهال سیب می‌باشد. تولید سیب کشور حدود ۲/۷ میلیون تن برآورد شده که ۹۹/۹ درصد آن از باغات آبی به دست می‌آید. ایران هشتمین تولید کننده میوه و سومی تولید کننده سیب در جهان است (سازمان جهانی خواربار و کشاورزی، ۲۰۰۹). بیشترین تولید در بین استان‌های کشور همانند سطح بارور با ۳۵/۲ درصد تولید به استان آذربایجان غربی اختصاص دارد. استان‌های آذربایجان شرقی، فارس، خراسان رضوی، تهران، اصفهان و زنجان به ترتیب با ۱۵/۲، ۸/۸، ۶/۳، ۵/۶ و ۴/۷ درصد از کل تولید سیب کشور

تأثیر کاهش یارانه

مقام‌های دوم تا هفتم را و جمعاً ۸۱/۲ درصد از کل تولید سیب کشور را به خود اختصاص داده‌اند. محصول سیب از لحاظ صادرات بعد از خرما، کشمش و انگور رتبه چهارم را دارد (نصراللهی و همکاران، ۱۳۸۷).

ارزش صادرات سیب به طور میانگین در خلال سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۰، ۶ درصد از صادرات میوه و ۳/۵ درصد از کل صادرات محصولات کشاورزی و همچنین ارزش صادرات سیب در سال ۱۳۸۹، ۰/۹ درصد کل صادرات کشور بوده است (گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۹).

باتوجه به سهم هزینه حمل تا بازارهای هدف در هزینه تمام شده محصول، همسایگی کشورهای ایران و ترکیه باعث می‌شود که این بخش از هزینه خیلی متفاوت نباشد. همچنین وجود بازارهای مشترک فراوان میان ایران و ترکیه باعث شده که کشور ترکیه رقیب صادراتی برای محصول سیب ایران باشد. کشور ترکیه از سال ۱۹۸۰ استراتژی توسعه صادرات را به مرحله اجرا درآورده است. هدف این استراتژی عبارت است از: ایجاد یک ساختار اقتصادی برون‌گرا در چارچوب اقتصاد بازار به گونه‌ای که بتواند در مسیر جهانی شدن گام بردارد. برپایه استراتژی مزبور، ترکیه مجموعه‌ای از سیستم‌های تشویق صادرات را طراحی کرده و صادرات خود را به مقیاس وسیعی افزایش داده است. مشوق‌های مربوط به بازپرداخت حقوق گمرکی، اعتبارات صادراتی با بهره کم ترک انگریم بانک ترکیه، تضمین درآمدهای صادراتی و نظایر آن همچنان در ترکیه برقرار است در ترکیه، ترک انگریم بانک به مانند سازمان توسعه تجارت ایران یکی از متولیان اصلی افزایش صادرات بوده است.

ترک انگریم بانک با توجه به داشتن منابع متعدد مالی، پرداخت کننده تسهیلات مالی طرح‌های صادراتی و همچنین سرمایه‌های در گردش صادرکنندگان نیز می‌باشد و در عرصه خارجی به خوبی از صادرکنندگان ترکیه‌ای و محصولات آن‌ها به صورت دیپلماتیک و مالی حمایت می‌کند و البته این دلیلی است که این سازمان مالی و تجاری را از دیگر سازمان‌های توسعه تجارت جهان متمایز کرده است.

در ادامه این بخش به طور خلاصه به بررسی برخی از مطالعات صورت گرفته در خصوص عوامل تعیین کننده صادرات یا تقاضا برای واردات کشورهای دیگر و نقش سیاست‌های حمایت از صادرات پرداخته می‌شود.

ساعی (۱۳۹۰) مطالعه‌ای در زمینه اثر سیاست‌های حمایتی بر مزیت نسبی تولید محصولات مهم جالیزی منطقه جیرفت (سیب زمینی، خیار و گوجه فرنگی) در سال زراعی ۱۳۸۵-۱۳۸۶ با استفاده از دو نوع شاخص شناسایی مزیت نسبی انجام داده است. نتایج نشان داد که سود بازاری در شرایط مداخله دولت برای تولید کنندگان سیب زمینی و خیار وجود داشته است. به علاوه، نظام تولیدی محصولات خیار و گوجه فرنگی دارای کارایی بوده و تولید کنندگان محصولات خیار و گوجه فرنگی در شرایط مداخله دولت نسبت به تجارت آزاد، سود کمتری کسب کرده‌اند.

پورابراهیم و اسماعیلی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر جوایز صادراتی بر توسعه صادرات در بخش کشاورزی ایران پرداختند. در این مطالعه از الگوی جاذبه تعمیم یافته با به کارگیری روش داده‌های تلفیقی برای ۷۲ کشور در دوره ۱۳۷۱-۱۳۸۴ استفاده شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان داد که عوامل جاذبه (جمعیت، تولید ناخالص داخلی و مسافت) در هر دو گروه از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته بر صادرات کشاورزی ایران تأثیر معنادار دارد.

اسماعیلی (۱۳۸۸) در تحقیقی به بررسی تأثیر جوایز صادراتی بر الگوی صادرات کشاورزی ایران پرداخته است. در این راستا، محصولات کشاورزی به سه دسته با نسبت‌های گوناگون جوایز صادراتی طبقه بندی و اثر جوایز صادراتی بر الگوی صادرات محصولات یاد شده طی هفت سال پیش و هفت سال بعد (۱۳۷۴-۱۳۸۷) از اجرای سیاست جایزه صادراتی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق ایشان حاکی از آن است که برای اثرگذاری جوایز صادراتی لازم است مقدار جوایز از یک حد آستانه بالاتر باشد.

تأثیر کاهش یارانه

محمد و کیلمر (Muhammad and Kilmer, 2008) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر کاهش یارانه صادراتی اتحادیه اروپا بر صادرات مواد لبنی آمریکا پرداختند. آن‌ها با استفاده از الگوی تقاضای روتردام، جانمایی قیمتی بین محصولات لبنی آمریکا و اروپا را برآورد کردند. یافته‌های تحقیق نشان داد که با ۳۶ درصد کاهش در میزان یارانه اتحادیه اروپا، مقدار صادرات مواد لبنی آمریکا تنها به میزان ۴/۶ درصد افزایش می‌یابد. این افزایش کم به این علت است که مواد لبنی آمریکا و اتحادیه اروپا مستقل از هم بوده و جانشین کامل نیستند.

فونساه و محمد (Fonsah and Muhammad, 2008) در مطالعه خود با استفاده از مدل روتردام به برآورد تابع تقاضای وارداتی محصول آب سیب برای آمریکا پرداختند. آن‌ها با به کارگیری داده‌های ماهانه برای دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۰۶ نشان دادند که تقاضای وارداتی آمریکا برای آب سیب شیلی، آرژانتین و بقیه کشورهای جهان وابستگی مثبت و معنی‌داری با قیمت آب سیب چین دارد.

هاک و کمال (Haque and Kemal, 2007) تأثیر یارانه‌های صادراتی را در صادرات پاکستان با استفاده از روش ARDL مطالعه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که طرح‌های یارانه به هدف خود برای افزایش صادرات دست نیافته‌اند و سهم صادرات در تولید ناخالص داخلی تا مدتی ثابت بوده است.

گیل - پارجا و همکاران (Gil-Pareja et al., 2006) در اسپانیا با استفاده از الگوی جاذبه به بررسی اثرات مشوق‌های صادراتی بر میزان صادرات پرداختند و نشان دادند این مشوق‌ها، که توسط نمایندگی‌های خارجی ارائه می‌شود، سبب افزایش صادرات شده اما در بخش‌های مختلف اسپانیا به طور یکنواخت توزیع نمی‌شود.

ماه (Mah, 2006) با بررسی تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر عرضه صادرات در ژاپن نشان داد که اگرچه این سیستم سهم بسزایی در افزایش سود تولیدکنندگان دارد، در افزایش عرضه صادرات نقش چندانی ندارد. در این مطالعه صادرات ژاپن تابعی از تولید ناخالص داخلی، قیمت صادراتی، یارانه بیمه صادراتی و نرخ بیکاری در نظر گرفته شد.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۷

بولانگر (Boulanger, 2005) در تحقیقی در رابطه با یارانه صادرات نشان می دهد که اگر اتحادیه اروپا و دیگر اعضای سازمان تجارت جهانی بازارهای کشاورزی خود را باز نگه دارند، کاهش یارانه‌های صادراتی و یا حذف آن‌ها تا سال ۲۰۱۳ منجر به افزایش رفاه اقتصادی خواهد شد.

پایوا (Paiva, 2005) با بررسی نقش سیاست‌های تشویق صادرات به کمک الگوی جاذبه و داده‌های ترکیبی برای کشورهای مختلف نشان داد که مشوق‌های صادراتی سبب افزایش صادرات و کاهش واردات محصولات کشاورزی می شود. همچنین این بررسی روشن کرد که این سیاست‌ها در کشورهای صنعتی و توسعه یافته، نسبت به کشورهای در حال توسعه تأثیر معنادارتری بر توسعه صادرات دارد.

مطالعات داخلی عمدتاً بر نقش سیاست‌های حمایتی و مزایای نسبی تولید و صادرات میوه در کشور ایران تمرکز دارند. نتایج این مطالعات با نتایج تجربی مطالعه حاضر نامرتبط نیستند و در تفسیر نتایج مؤثرند. یافته‌های این مطالعات حاکی از نقش بسزای سیاست‌های حمایتی در رشد صادرات بخش کشاورزی هستند. نتایج مطالعات خارجی در خصوص اثر کاهش یا حذف یارانه‌های صادراتی در برخی کشورها بر تقاضای وارداتی برای محصولات صادراتی کشورهای رقیب متفاوت بوده است.

مزیت مطالعه حاضر تمرکز بر نقش یارانه‌های صادراتی به عنوان عامل کاهش قیمت صادراتی ترکیه بر صادرات سیب ایران می باشد. هدف این مطالعه نیز بررسی تأثیر کاهش یارانه صادراتی ترکیه بر صادرات سیب ایران است چرا که با توجه به مباحث طرح شده در خصوص اهمیت صادرات سیب، رقابت ایران و ترکیه با وجود بازارهای هدف مشترک و حذف یارانه‌های صادراتی، که به صورت غیرمستقیم منجر به افزایش قیمت صادراتی سیب ترکیه خواهد شد، این آمادگی باید وجود داشته باشد که با افزایش ظرفیت تولید بتوان حجم صادرات این محصول را افزایش داد.

روش تحقیق

در مورد سیستم‌های تقاضا مطالعات متعددی صورت گرفته است. یکی از ابتدایی‌ترین الگوهای موجود در زمینه سیستم‌های تقاضا سیستم مخارج خطی است که اولین بار استون و جری در سال ۱۹۵۴ آن را پیشنهاد دادند. در ادامه این الگوها تا کر در سال ۱۹۶۰ سیستم تقاضای لگاریتمی غیر مستقیم^۱ را ارائه نمود.

سیستم‌های تقاضای دیفرانسیلی روتردام نخستین بار توسط بارتن (Barten, 1964) و تیل (Theil, 1965) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شدند. این مدل‌ها در سال‌های اخیر به طور گسترده‌ای در برآورد تجربی توابع تقاضای مصرفی خانوار و نیز توابع تقاضای وارداتی کشورها به کار گرفته شده‌اند. این مطالعه با به کارگیری چهار روش برآورد معروف سیستم تقاضای دیفرانسیلی مبتنی بر توابع تقاضای مارشالین و هیکسین^۲ صورت گرفته است.

معادله پایه‌ای الگوی روتردام و تیل به صورت زیر است:

$$w_{it} \ln q_{it} = \mu_i (\ln x_t - \ln p_t) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

این مدل معادلات تقاضای وارداتی یک کشور برای یک کالای خاص از n کشور مختلف را نشان می‌دهد و در آن، q_i و p_i به ترتیب بیانگر مقدار و قیمت کالای وارداتی از کشور i ام، x کل مخارج وارداتی کشور بر روی آن کالای وارداتی و w_i سهمی از مخارج وارداتی است که صرف واردات کالا از کشور i ام شده است. همچنین می‌توان نوشت:

$$\ln q_{it} = \ln q_{it} - \ln q_{it-1}$$

$$\ln p_{it} = \ln p_{it} - \ln p_{it-1}$$

$$\ln x_t = \ln x_t - \ln x_{t-1}$$

$$x_t = \sum_{i=1}^n p_{it} q_{it} \quad , \quad w_{it} = \frac{p_{it} q_{it}}{x_t}$$

دیتون و مولباور (Deaton and Muellbauer, 1980) روش برآورد خود از مدل

دیفرانسیلی روتردام را تحت عنوان سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS) به صورت زیر ارائه دادند:

1. Indirect Aggregate System (IAS)

2. Marshallian and Hicksian Demand Functions

$$w_{it} = b_i(\ln x_t - \ln p_t) + \sum_{j=1}^n l_{ij} \ln p_{jt}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

در این معادله، ضرایب b_i و l_{ij} به صورت زیر تعریف می شوند:

$$l_{ij} = \pi_{ij} - w_i w_j + w_j \delta_{ij}, \quad b_i = \mu_i - w_i$$

متغیر δ_{ij} دلتای کرانکر^۱ است که چنانچه $i = j$ باشد مقدارش یک و اگر $i \neq j$ باشد مقدارش صفر می شود. ضرایب l_{ij} بیانگر واکنش تقاضای وارداتی برای کالای کشور i نسبت به تغییر قیمت کالای کشور j است.

این الگو به گونه ای طراحی شده که قیدهای جمع پذیری^۲ زیر مطابق با معادله اسلاتسکی^۳ بر آن تحمیل شده است:

$$\sum_{i=1}^n \mu_i = 1 \quad \text{and} \quad \sum_{i=1}^n l_{ij} = 0$$

کلر و دریل (Keller and Driel, 1985) از اداره مرکزی آمار هلند (CBS) یک الگوی ترکیبی از سیستم تقاضای روتردام تیل و بارتن و سیستم تقاضای تقریباً ایده آل دیتون و مولباور را به صورت زیر پیشنهاد کردند:

$$w_{it}(\ln q_{it} - \ln q_t) = b_i(\ln x_t - \ln p_t) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt}, \quad (3)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

می توان مدل فوق را به این صورت نیز نمایش داد:

$$w_{it} \ln \left(\frac{q_{it}}{q_t} \right) = b_i(\ln x_t - \ln p_t) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt}, \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

که در این الگو $\ln q_t = \ln x_t - \ln p_t$ است. در این الگوی سیستم تقاضا، ضرایب π_{ij} و b_i به ترتیب از الگوی روتردام (بارتن و تیل) و الگوی تقریباً ایده آل (دیتون و مولباور) اقتباس شده اند. در ضمن، ضریب π_{ij} بیانگر واکنش تقاضای وارداتی برای کالای کشور i نسبت به تغییر قیمت کالای کشور j است.

1. Kronecker Delta
2. Adding-Up Restriction
3. Slutsky Equation

تأثیر کاهش یارانه

نهایتاً، نوس (Nevas, 1987) الگوی ترکیبی دیگری تحت عنوان NBR را پیشنهاد کرد. روش برآورد الگوی NBR به شکل زیر است:

$$dw_{it} + w_{it}(dlnx_t - dlnp_t) = \mu_i(dlnx_t - dlnp_t) + \sum_{j=1}^n l_{ij} dlnp_{jt} \quad (5)$$

در این الگوی ضرایب μ_i و l_{ij} به ترتیب از الگوی روتردام (تیل و بارتن) و الگوی تقریباً ایده آل (دیتون و مولباور) اقتباس شده اند. ضریب l_{ij} بیانگر واکنش تقاضای وارداتی برای کالای کشور i نسبت به تغییر قیمت کالای کشور j است. این الگو به گونه‌ای طراحی شده که قیدهای جمع پذیری^۱ زیر مطابق با معادله اسلاتسکی^۲ بر آن تحمیل شده است:

$$\sum_{i=1}^n \mu_i = 1 \quad \text{and} \quad \sum_{i=1}^n l_{ij} = 0$$

معادلات تقاضای دیفرانسیلی برای چهار مدل رقیب در جدول ۱ تلخیص شده‌اند.

جدول ۱. مدل‌های تقاضای دیفرانسیلی

$w_{it}dlnq_{it} = \mu_i(dlnx_t - dlnp_t) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} dlnp_{jt}$	مدل روتردام (بارتن، ۱۹۶۴؛ تیل، ۱۹۶۵)
$dw_{it} = b_i(dlnx_t - dlnp_t) + \sum_{j=1}^n l_{ij} dlnp_{jt}$	مدل AIDS دیتون و مولباور (۱۹۸۰)
$w_{it}(dlnq_{it} - dlnq_t) = b_i(dlnx_t - dlnp_t) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} dlnp_{jt}$	مدل CBS کلر و دلیر (۱۹۸۵)
$dw_{it} + w_{it}(dlnx_t - dlnp_t) = \mu_i(dlnx_t - dlnp_t) + \sum_{j=1}^n l_{ij} dlnp_{jt}$	مدل NBR نوس (۱۹۸۷)

1. Adding-Up Restriction
2. Slutsky Equation

در مدل‌های فوق، پارامترهای π_{ij} و l_{ij} بر کشش‌های قیمتی خودی ($i = j$) و مقطعی ($i \neq j$) و نیز پارامترهای μ_i و b_i بر کشش درآمندی دلالت دارند. نحوه محاسبه این کشش‌ها برای هر دوره زمانی مطابق با مدل‌های مختلف، در جدول ۲ ارائه شده است. معادله برآورد شده الگوهای روتردام AIDS، CBS و NBR به شکل زیر می‌باشد:

۱. الگوی روتردام:

$$w_{1it} \ln q_{1it} = \alpha_{1i} + \mu_1 (\ln x_{it} - \ln p_{it}) + \pi_{11} \ln p_{1it} + \pi_{12} \ln p_{2it} + \varepsilon_{1it} \quad (۶)$$

$$w_{2it} \ln q_{2it} = \alpha_{2i} + \mu_2 (\ln x_{it} - \ln p_{it}) + \pi_{21} \ln p_{1it} + \quad (۷)$$

$$\pi_{22} \ln p_{2it} + \varepsilon_{2it}$$

۲. الگوی AIDS:

$$dw_{1it} = \alpha_{1i} + b_1 (\ln x_{it} - \ln p_{it}) + l_{11} \ln p_{1it} + \quad (۸)$$

$$l_{12} \ln p_{2it} + \varepsilon_{1it}$$

$$w_{2it} = \alpha_{2i} + b_2 (\ln x_{it} - \ln p_{it}) + l_{21} \ln p_{1it} + \quad (۹)$$

$$l_{22} \ln p_{2it} + \varepsilon_{2it}$$

۳. الگوی CBS:

$$w_{1it} (\ln q_{1it} - \ln q_{it}) = \alpha_{1i} + b_1 (\ln x_{it} - \ln p_{it}) + \pi_{11} \ln p_{1it} + \pi_{12} \ln p_{2it} + \quad (۱۰)$$

$$\varepsilon_{1it}$$

$$w_{2it} (\ln q_{2it} - \ln q_{it}) = \alpha_{2i} + b_2 (\ln x_{it} - \ln p_{it}) + \pi_{21} \ln p_{1it} + \pi_{22} \ln p_{2it} + \varepsilon_{2it} \quad (۱۱)$$

تأثیر کاهش یارانه

۴. الگوی NBR:

$$dw_{1it} + w_{1it}(\ln x_{it} - \ln p_{it}) = \alpha_{1i} + \mu_1(\ln x_{it} - \ln p_{it}) + l_{11} \ln p_{1it} + l_{12} \ln p_{2it} + \varepsilon_{1it} \quad (۱۲)$$

$$dw_{2it} + w_{2it}(\ln x_{it} - \ln p_{it}) = \alpha_{2i} + \mu_2(\ln x_{it} - \ln p_{it}) + l_{21} \ln p_{1it} + l_{22} \ln p_{2it} + \varepsilon_{2it} \quad (۱۳)$$

جدول ۲. کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای وارداتی

کشش	کشش تقاضای وارداتی برای کلای کشور i نسبت	کشش درآمدی تقاضای وارداتی
مدل	به قیمت کلای کشور j (ε _{ij})	برای کلای کشور i (η _i)
مدل روتردام	$\frac{\pi_{ij} - \mu_i w_j}{w_i}$	$\frac{\mu_i}{w_i}$
مدل AIDS	$\frac{l_{ij} - b_i w_j}{w_i} - \delta_{ij}$	$1 + \frac{b_i}{w_i}$
مدل CBS	$\frac{\pi_{ij} - w_j(b_i + w_i)}{w_i}$	$1 + \frac{b_i}{w_i}$
مدل NBR	$-\mu_i \frac{w_j}{w_i} + \frac{l_{ij}}{w_i} + w_j - \delta_{ij}$	$\frac{\mu_i}{w_i}$

در همه این الگوها، Q_{1t} و Q_{2t} به ترتیب مقدار واردات محصول سیب از ایران و ترکیه توسط کشور مورد نظر در زمان t را بیان می‌کند. p_{1t} و p_{2t} به ترتیب قیمت محصول سیب صادراتی کشور ایران و ترکیه در زمان t را نشان می‌دهند. X_t بیانگر کل هزینه واردات محصول سیب از کشورهای ایران و ترکیه در زمان t است. W_{1t} و W_{2t} نسبتی از X_t است که به ترتیب صرف مخارج واردات محصول سیب از کشورهای ایران و ترکیه در زمان t شده است. ε نیز دلالت بر جزء اخلال دارد.

مثبت بودن و معنی داری آماری متغیر π_{12} در مدل‌های ۱ و ۳ و پارامتر l_{12} در مدل‌های ۲ و ۴ حاکی از این است که افزایش قیمت محصول سیب کشور ترکیه منجر به افزایش تقاضای سیب ایران از جانب کشور وارد کننده مورد نظر می‌شود؛ به عبارت دیگر، این افزایش قیمت موجب جانشینی محصول ایران برای محصول ترکیه توسط کشور وارد کننده می‌شود.

به منظور مشخص کردن اینکه کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای بر آورد مناسب‌تر است، از آزمون هاسمن^۱ (۱۹۸۰) استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون هاسمن بدین صورت است:

$$H_0: \alpha = \alpha_s$$

$$H_1: \alpha \neq \alpha_s$$

فرضیه صفر به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلاص معادله و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آنها از یکدیگر مستقل هستند. در حالی که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلاص مورد نظر و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و چون به هنگام وجود همبستگی بین جزء اخلاص و متغیر توضیحی مشکل تورش و ناسازگاری به وجود می‌آید، بهتر است در صورت رد فرضیه H_0 از روش اثرات ثابت استفاده شود. تحت فرضیه H_0 ، اثرات ثابت و اثرات تصادفی هر دو سازگارند ولی روش اثرات ثابت ناکاراست؛ یعنی، در صورت رد شدن فرضیه H_0 ، روش اثرات ثابت سازگار و روش اثرات تصادفی ناسازگار است و باید از روش اثرات ثابت استفاده گردد.

در این مطالعه، برآوردهای مختلفی از سیستم تقاضای واردات است روتردام برای محصول سیب کشورهای ایران و ترکیه صورت می‌گیرد. به این منظور، ده کشور نمونه که سالانه به طور مشترک به واردات این محصول از کشورهای ایران و ترکیه می‌پردازند، انتخاب شده‌اند. این کشورها عبارت‌اند از: بحرین، مصر، عراق، کویت، قطر، رومانی، عربستان سعودی، امارات متحده عربی و انگلستان

1. Hausman Test

تأثیر کاهش یارانه

داده‌های مورد استفاده شامل قیمت و مقدار سیب صادراتی ایران و ترکیه و یارانه های صادراتی ترکیه طی دوره ۱۹۹۷-۲۰۰۹ از منابع مختلفی مشتمل بر سازمان جهانی خواربار و کشاورزی (فائو)، سازمان تجارت جهانی (WTO) سازمان توسعه تجارت ایران، گمرک جمهوری اسلامی ایران و انگزیم بانک ترکیه گردآوری شده‌اند.

با توجه به دسترسی ناکافی به داده‌های سری زمانی و نیز مزایای روش‌های برآورد اقتصاد سنجی مبتنی بر داده‌های ترکیبی^۱ همچون کنترل ناهمسانی های انفرادی، هم خطی کمتر بین متغیرها به همراه درجات آزادی بیشتر و کارایی بالاتر، فراهم آوردن امکانات بهتر برای مطالعه پویایی های فرایند تعدیل و ... به جای اینکه الگوها به طور مجزا برای هر یک از ده کشور نمونه برآورد شوند، با تلفیق داده‌ها به برآورد یکجای این الگوها با استفاده از روش‌های داده های ترکیبی اقدام شد. همچنین آزمون هاسمن برای انتخاب بین الگوی اثرات ثابت و الگوی اثرات تصادفی به کار گرفته شد. یادآور می شود که برآورد الگوها با استفاده از نرم افزار *Eviews7* صورت گرفت.

نتایج و بحث

ابتدا با استفاده از مدل اثرات تصادفی هر یک از الگوهای روتردام، *AIDS*، *CBS* و *NBR* برآورد شد.

۱. الگوی روتردام

با توجه به نتایج جدول ۳، مقدار آماره χ^2 آزمون هاسمن برای معادله اول و دوم به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۶۸ به دست آمد. بنابراین برای هر دو معادله مدل، فرضیه صفر آزمون هاسمن، که دلالت بر برتری مدل اثرات تصادفی دارد، در سطح معنی داری ۱ درصد نمی تواند رد شود. با این نتیجه تفسیرها بر اساس برآوردهای مدل اثرات تصادفی صورت می گیرد.

1 . Panel Data

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و دوم، شماره ۸۷
 جدول ۳. نتایج برآورد سیستم تقاضای واردات روتردام با استفاده از مدل اثرات تصادفی

تقاضای واردات محصول سیب ایران			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی داری
μ_1	۰/۷۳	۱۰/۴۸	۰/۰۰
π_{11}	-۰/۱۲	-۲/۰۱	۰/۰۵
π_{12}	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۸۶
آزمون هاسمن			
آماره χ^2		سطح معنیداری	
۰/۲۲		۰/۹۸	
تقاضای واردات محصول سیب ترکیه			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی داری
μ_2	۰/۲۸	۳/۴۱	۰/۰۰
π_{21}	۰/۱۲	۱/۷۵	۰/۰۸
π_{22}	۰/۰۰	-۱/۶۷	۰/۱۰
آزمون هاسمن			
آماره χ^2		سطح معنی داری	
۰/۶۸		۰/۸۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

متغیر π_{12} در معادله اول تأثیر تغییرات قیمت محصول سیب ترکیه بر تقاضای واردات محصول سیب ایران را نشان می‌دهد. مقدار این متغیر ۰/۰۱۴۸ برآورد شده است. با توجه به مقدار آماره t ، این ضریب از نظر آماری حتی در سطح ۱۰٪ معنی دار نیست. این عدم معنی داری مبین آن است که تغییرات قیمت صادرات سیب ترکیه بر تقاضای واردات سیب ایران تأثیری ندارد.

۲. الگوی AIDS

مقدار آماره χ^2 آزمون هاسمن برای معادله اول و دوم ۰/۲۹ برآورد شده است (جدول ۴). بنابراین، برای هر دو معادله مدل فرضیه صفر آزمون هاسمن، که دلالت بر برتری مدل

تأثیر کاهش یارانه

اثرات تصادفی دارد، در سطح معنی داری ۱ درصد پذیرفته می شود و بنابراین تفاسیر بر اساس برآوردهای مدل اثرات تصادفی صورت می گیرد. یادآوری می شود که برابری آماره χ^2 آزمون هاسمن در هر دو معادله معلول قیود جمع پذیری است که بر مدل تحمیل شده اند.

جدول ۴. نتایج برآورد سیستم تقاضای واردات AIDS با استفاده از مدل اثرات تصادفی

تقاضای واردات محصول سیب ایران			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی داری
b_1	-۰/۱۰	-۳/۵۳	۰/۰۰
l_{11}	-۰/۱۲	-۲/۰۴	۰/۰۴
l_{12}	۰/۰۵	۱/۲۲	۰/۲۳
آزمون هاسمن			
آماره χ^2		سطح معنی داری	
۰/۲۹		۰/۹۶	
تقاضای واردات محصول سیب ترکیه			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی داری
b_2	۰/۱۰	۳/۵۳	۰/۰۰
l_{21}	۰/۱۲	۲/۰۴	۰/۰۴
l_{22}	-۰/۰۵	-۱/۲۲	۰/۲۳
آزمون هاسمن			
آماره χ^2		سطح معنی داری	
۰/۲۹		۰/۹۶	

منبع: یافته های تحقیق

مقدار متغیر l_{12} در معادله اول، که تأثیر تغییرات قیمت محصول سیب ترکیه بر تقاضای واردات برای محصول سیب ایران را نشان می دهد، $۰/۰۵۰۷$ برآورد شده است. با توجه به مقدار آماره t ، این ضریب فاقد ارزش آماری است که دلالت بر اثر کم و بی معنی تغییرات قیمت سیب صادراتی ترکیه بر تقاضای واردات محصول ایران دارد.

۳. الگوی CBS

چنان که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، مقدار آماره χ^2 آزمون هاسمن برای معادله اول و دوم به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۰۴ به دست آمده که دلالت بر برتری مدل اثرات تصادفی در سطح معنی‌داری ۱ درصد دارد.

جدول ۵. نتایج برآورد سیستم تقاضای واردات CBS با استفاده از مدل اثرات تصادفی

تقاضای واردات محصول سیب ایران			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی‌داری
b_1	۰/۱۴	۴/۰۷	۰/۰۰
π_{11}	-۰/۱۲	-۲/۳۹	۰/۰۲
π_{12}	۰/۰۴	۰/۸۶	۰/۳۹
آزمون هاسمن			
		سطح معنی‌داری	آماره χ^2
		۰/۹۹	۰/۱۳
تقاضای واردات محصول سیب ترکیه			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی‌داری
b_2	-۰/۱۳	-۲/۴۷	۰/۰۱
π_{21}	۰/۱۱	۱/۶۸	۰/۰۹
π_{22}	-۰/۰۴	-۰/۴۳	۰/۶۷
آزمون هاسمن			
		سطح معنی‌داری	آماره χ^2
		۰/۹۹	۰/۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

مقدار π_{12} در معادله اول برابر ۰/۰۴۴۴ برآورد شد که فاقد ارزش آماری است و دلالت بر بی اثر بودن تغییرات قیمت سیب صادراتی ترکیه بر تقاضای واردات محصول ایران دارد.

تأثیر کاهش یارانه

۴. الگوی NBR

مقدار آماره χ^2 آزمون هاسمن برای معادله اول و دوم ۰/۱۲ برآورد شده است (جدول ۶). بنابراین، برای هر دو معادله مدل اثرات تصادفی در سطح معنی داری ۱ درصد ارجح است.

جدول ۶. نتایج برآورد سیستم تقاضای واردات NBR با استفاده از مدل اثرات تصادفی

تقاضای واردات محصول سیب ایران			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی داری
μ_1	۰/۳۱	۴/۵۰	۰/۰۰
l_{11}	-۰/۱۲	-۱/۸۱	۰/۰۷
l_{12}	۰/۰۸	۱/۰۵	۰/۳۰
آزمون هاسمن			
سطح معنی داری		آماره χ^2	
۰/۹۹		۰/۱۲	
تقاضای واردات محصول سیب ترکیه			
پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معنی داری
μ_2	۰/۶۹	۱۰/۱۴	۰/۰۰
l_{21}	۰/۱۲	۱/۸۱	۰/۰۷
l_{22}	-۰/۰۸	-۱/۰۵	۰/۳۰
آزمون هاسمن			
سطح معنی داری		آماره χ^2	
۰/۹۹		۰/۱۲	

منبع: یافته‌های تحقیق

متغیر l_{12} در معادله اول تأثیر تغییرات قیمت محصول سیب ترکیه بر تقاضای وارداتی برای محصول سیب ایران را نشان می‌دهد. مقدار این پارامتر ۰/۰۸۱۱ برآورد شده است. با توجه به مقدار آماره t، این ضریب از نظر آماری حتی در سطح ۱۰٪ معنی دار نیست. این

عدم معنی داری دلالت بر اثر کم و بی معنی تغییرات قیمت صادراتی محصول ترکیه بر تقاضای وارداتی برای محصول ایران دارد.

در مطالعات تجربی، برای برآورد تابع تقاضای واردات، یک یا ترکیبی از مدل‌های دیفرانسیلی به کار گرفته می‌شوند. در این مطالعه، به منظور اطمینان بخشی به نتایج تحقیق، چهار مدل معروف روتردام مورد استفاده قرار گرفتند.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

همان‌طور که نشان داده شد، نتایج الگوهای روتردام، AIDS، CBS و NBR یکسان می‌باشد. عدم معنی داری متغیر π_{12} در الگوهای روتردام و CBS و نیز عدم معنی داری متغیر I_{12} در الگوهای AIDS و NBR بر این نتیجه اشاره دارند که کاهش یارانه‌های صادراتی ترکیه بر میزان تقاضای وارداتی برای محصول ایران تأثیری ندارد.

کاهش یارانه‌های صادراتی ترکیه می‌تواند با افزایش قیمت‌ها، قدرت رقابت پذیری محصول ترکیه‌ای را کاهش دهد، ولی قیمت یکی از عوامل موثر بر رقابت پذیری کالاهاست و ممکن است سایر عوامل نقش بسیار مهم‌تری در این زمینه ایفا نمایند. این عوامل را می‌توان شامل سلیقه، کیفیت محصول، بهداشت، بسته‌بندی و درجه‌بندی، تبلیغات، بازاریابی مناسب و غیره قلمداد نمود. چه بسا قیمت محصولی بالاتر از قیمت محصول رقبا باشد اما کشور واردکننده آن را ترجیح دهد. به نظر می‌رسد همین مسئله در خصوص محصول سیب ایران و ترکیه مصداق دارد. اغلب اوقات اختلافاتی همچون تاریخچه تجاری، قابلیت اطمینان و تداوم و عوامل سیاسی وابسته به تجارت وجود دارند که باعث اختلافات قیمتی می‌شوند. آمار و ارقام نیز نشان می‌دهد که در برخی دوره‌ها قیمت سیب ترکیه بالاتر از قیمت سیب ایران بوده است اما واردکنندگان آن را از سبد خود حذف نکرده‌اند.

در حال حاضر، در کشور ایران ضعف در مدیریت بازاریابی محصولات کشاورزی، پایین بودن کیفیت این محصولات، استفاده از روش‌های سنتی بسته‌بندی محصولات، ضعف

تأثیر کاهش یارانه

در درجه بندی محصول، فقدان سردخانه‌ها به اندازه کافی، عدم تخصص و ... به عنوان عوامل غیر قیمتی، مهم‌ترین دغدغه‌های بازار صادراتی محصولات کشاورزی از جمله سیب به شمار می‌آیند. نتیجه این تحقیق نیز چنین کاستی‌هایی را تأیید می‌نماید؛ البته حذف این ضعف‌ها و کاستی‌ها، با توجه به شرایط تورمی در ایران و سایر مسائل اقتصادی و سیاسی، هزینه‌های گزافی را بر تولیدکنندگان و صادرکنندگان تحمیل می‌کند که جز با حمایت‌های صادراتی از جانب دولت میسر نمی‌گردد.

بررسی اثر سیاست‌های تنظیم بازار سیب بر روند تولید، تجارت و مصرف این محصول حاکی از اثر این سیاست‌ها بر روند تولید و مصرف این کالا بوده است. اما متأسفانه این سیاست‌ها در بخش بازرگانی به خصوص بازرگانی خارجی و صادرات این محصول موفق نبوده، چرا که با وجود دستیابی به جایگاه سوم در تولید سیب در جهان در دهه اخیر، رتبه ایران در صادرات این محصول در سال ۱۳۸۹ بیست و نهم بوده است. ضمن آنکه در زنجیره تأمین سیب کشور، نقش اصلی توسط سلف خران، بنکداران، عمده فروشان و خرده فروشان، به صورت سنتی با خرید محصول از باغداران به حداقل قیمت و عرضه آن به مصرف‌کنندگان با حداکثر قیمت انجام می‌گیرد. در هر حال باید توجه داشت که بازرگانی موتور رشد تولید کالاها و خدمات به خصوص محصولات کشاورزی در همه کشورهاست. بر این اساس تا زمانی که بخش بازرگانی همچون بخش‌های تولیدی اصلاح نشود، حتی با وجود رشد بسیار مطلوب عرضه سیب در کشور، بهبود نظام تهیه، تدارک و توزیع سیب در کشور همچنان با مشکلات زیادی برای تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان این محصول روبه روست.

توجه به شیوه‌های بازاریابی صحیح می‌تواند علاوه بر توزیع و ترویج فروش، طراحی و قیمت‌گذاری مناسبی را در بر داشته باشد. بدین ترتیب موجبات جلب رضایت مشتری فراهم می‌شود. یکی از دلایل عدم موفقیت صادرکنندگان نبود اطلاعات صحیح و جامع است که مانع ورود آن‌ها به بازارهای جهانی شده و رشد بالقوه‌شان را محدود می‌کند. صادرات با طیف وسیعی از عوامل محیطی و مشتریان و رقابتی سرکار دارد که متفاوت با بازار داخلی

هستند. به همین دلیل، تحقیقات بازار و تبلیغات صادراتی نیازمند مدیریت و روش‌های متناسب با بازارهای هدف و مخاطبان آن است. یک صادرکننده قبل از ورود به بازار خارجی، نیازمند آن است که با انجام تحقیقات لازم در بازار با نوع اطلاعات مورد نیاز و روش جمع‌آوری آن از کشوری متفاوت با کشور خود آشنا شود. تفاوت‌های محیطی، تفاوت‌های فرهنگی، حقوقی، سیاسی، اقتصادی، مالی، جغرافیایی، بازارهای چندملیتی، مناطق آزاد و توافق‌های اقتصادی، سطح توسعه اقتصادی و ریسک عمده اطلاعات مورد نیاز صادرکننده را در بر می‌گیرد که باید در مورد آن‌ها تحقیق انجام دهد.

منابع

- ارسلان بد، م. ۱۳۸۰. تحلیل اقتصادی تولید سیب در ارومیه. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۹(۳۴): ۲۰۷-۲۱۵.
- اسماعیلی، ع. ۱۳۸۸. بررسی تأثیر جوایز صادراتی بر الگوی صادرات کشاورزی ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱(۴): ۱۰۶-۹۳.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. سال‌های مختلف. گزارش اقتصادی ترازنامه بانک مرکزی. اداره حساب‌های اقتصادی.
- به آبادی، م. ۱۳۸۸. چشم انداز صادرات کفش از نگاه تولید کنندگان و صادرکنندگان. *ماهنامه صنعت کفش*، ۱۶(۱۴۳): ۶-۱۱.
- پور ابراهیم، ف. و اسماعیلی، ع. ۱۳۸۹. بررسی تأثیر جوایز صادراتی بر توسعه صادرات در بخش کشاورزی در ایران. *مجله اقتصاد کشاورزی*، ۴(۱): ۱۳۵-۱۱۵.
- سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۹۰. سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران. تهران: انتشارات اداره کل گمرک جمهوری اسلامی ایران.
- ساعی، س. ۱۳۹۰. اثر سیاست‌های حمایتی بر مزیت نسبی تولید مهم‌ترین محصولات جالیزی منطقه جیرفت. *مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۵(۲): ۲۱۱-۲۰۰.

تأثیر کاهش یارانه

گزارش سازمان توسعه تجارت ایران ۱۳۸۸. صادرات کالاهای غیر نفتی.
گزارش سالیانه سازمان جهانی خواربار و کشاورزی. ۲۰۰۹. دور نمای غذایی جهان.
نصراللهی، خ. و همکاران. ۱۳۸۷. ارزیابی موقعیت رقابتی تولید و صادرات سیب درختی ایران
در ارتباط با کشورهای OECD مطالعه موردی شهرهای منتخب استان آذربایجان
غربی. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۷(۶۶): ۶۵-۹۹.
وزارت بازرگانی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۸۳. معاونت برنامه ریزی و بررسی‌های اقتصادی.
هدفمند کردن یارانه ها و جوایز صادراتی. دفتر مطالعات اقتصادی. مهرماه ۱۳۸۳.
وزارت جهاد کشاورزی. ۱۳۸۷. آمارنامه کشاورزی ایران. تهران: انتشارات اداره کل آمار و
اطلاعات و زرات جهاد ایران.

Annand, M., Buckiknghan, D.F. and Kerr, W.A. 2001. Export Subsidies and
WTO. Estey Center for Low and Ecomics in International Trade. 136
pages..

Boulanger, P. 2005. Export subsidies: an endangered species. Beyond the WTO
Hong Kong Ministerial. Groupe d'Economie Mondiale Policy Brief.
December. Paris.

Coughlin C. C. and Carraro K. C. 2008. The dubious success of export
subsidies for wheat . Federal Reserve Bank of St. Louis.

Desai, M. A. and Hines, J. R. 2002. The incidence of export subsidies as
revealed by market reaction. NBER. Mar. 2002.

Fonsah, E. G. and Muhammad, A. 2008. The demand for imported apple juice
in the United States. *Journal of Food Distribution Research*, 39 (1):57-
61.

Gil-Pareja, S., Liorca, R. and Martinez-Serrano, J.A. 2006. The border effect in
Spain: the basque country case. *Regional Studies*, 40(4): 335-345.

- Gohin, A. and Gautier, P. 2005. The phasing out of EU agricultural export Subsidies: impacts of two management schemes. *Economie Internationale*, CEPII Research Center, 31(4) :5-27.
- Haque, N. U. and Kemal, M. A. 2007. Impact of export subsidies on Pakistan's exports Pakistan Institute of Development Economics. Islamabad. PIDE Working Papers 26.
- Mah, J. S. 2006. The effect of export insurance subsidy on export supply: the experience of Japan. *Journal of Asian Economics*, 17(4): 646-652.
- Muhammad, A. and Kilmer, R.L. 2008. The impact of EU export subsidy reductions on U.S. dairy exports. *Agribusiness*, 24(4): 557-574.
- Paiva, C. 2008. Assessing protectionism and subsidies in agriculture: a gravity approach. *Journal of International Development*, 20 (5): 628-640.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی