اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و سوم، شماره ۹۲، زمستان ۱۳۹۴

بررسی اثر حمایت دولت بر رقابت پذیری محصولات کشاورزی

مسعود نظام الاسلامی[۱]، امید گیلانپور[۲]، عیسی کلانتری[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۴/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۹/۹

چکیده

در این مقاله تأثیر حمایت‌های دولت از تولیدکنندگان بخش‌کشاورزی بر میزان رقابت‌پذیری صادراتی و وارداتی محصولات کشاورزی با استفاده از مدل هم انباشتگی یوهانسن بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که حمایت‌ها نه تنها به لحاظ آماری هیچ تأثیر معنی داری بر رقابت پذیری صادراتی یا وارداتی محصولات کشاورزی کشور نداشته اند بلکه حتی جهت تأثیرگذاری غیرمعنی دار این حمایت ها نیز خلاف انتظارات تئوریک است. در مقابل، افزایش ارزش افزوده بخش سبب بهبود موقعیت رقابتی محصولات کشاورزی ایران در هر دو بعد صادرات و واردات شده است.

طبقه‌بندی JEL: Q18، Q28، F14

۱. عضو باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات
e-mail: masoud.nezam67@gmail.com
۲. استادیار مؤسسه پژوهش های برنامه ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی (نویسنده مسئول)
e-mail: omid.gilanpour@gmail.com
۳. مدیرگروه پژوهشی کشاورزی مرکز تحقیقات استراتژیک

کلید واژه‌ها:

حمایت دولت، رقابت پذیری، محصولات کشاورزی، مدل تصحیح خطای برداری

مقدمه

فارغ از رقابت تاریخی الگوهای رشد درون و برون گرا، بررسی تجربه های موفق رشد در اقتصادهای نوظهور نشان می دهد که این کشورها ضمن اعمال موردی سیاست‌های حمایتی به صورت مداوم خود را در معرض رقابت با بازارهای جهانی قرار داده اند به نحوی که هایامی (Hayami, 2005, 282) با یاد کردن از این گروه کشورها تحت عنوان"اقتصادهای بازار توسعه گرای جدید" وجه مشترک مدل رشد در این کشورها را با بازارهای توسعه گرای قدیمی همچون آلمان و ژاپن حمایت های دولتی در چارچوب اصلی اقتصاد بازاری می داند.

حمایت از بخش کشاورزی به رغم آنکه به دلایل مختلفی درکشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مرسوم است بر اساس تئوری مزیت نسبی، فارغ از چرایی اعمال ضد رقابتی بوده و عملاً سطح رقابت پذیری بین المللی را کاهش می دهد. ولی موافقان اعمال سیاست‌های حمایتی با تکیه بر موفقیت الگوی حمایت دولت در چارچوب اصلی اقتصاد بازاردر اقتصادهای نوظهور از نظر تئوریک چنین استدلال می کنند که مزیت نسبی یک مفهوم ایستا نیست و می توان با اعمال سیاست های حمایتی مناسب در یک دوره زمانی، عدم مزیت را به مزیت بدل ساخت. این استدلال تئوریک دارای دو بخش متمایز است: نخست آنکه مزیت نسبی ثابت نیست و در طول زمان تغییر پیدا می کند و دیگر آنکه سیاست‌های حمایتی می‌توانند یکی از عوامل مؤثر بر قدرت رقابت پذیری باشند. نتایج مطالعات مولدر و همکاران (Mulder et al., 2004) درحوزه جغرافیایی اتحادیه اروپا و کشورهای مرکوسور ، دراسچر و مورر(Drescher and Maurer, 1999) در مطالعه موردی‌محصولات لبنی در آلمان و کونیتی و همکاران (Qineti et al., 2009) درکشورهای‌اروپایی عضو اتحاد جماهیر شوروی‌سابق، تغییر قدرت رقابت پذیری در طول زمان را تأیید می کند. هنری و همکاران Henry et al., (2006) نیز در تبیین عوامل مؤثر بر رقابت پذیری صراحتاً به سیاست‌های تجاری و سیاست‌های

داخلی اشاره کرده و نشانه هایی از تأثیر سیاست تجاری بر رقابت پذیری ارائه می‌کنند. شاید بتوان بزرگی و تداوم رویکردهای حمایتی در کشاورزی اتحادیه اروپا و ایالات متحده به عنوان بزرگ‌ترین حمایت کنندگان از بخش کشاورزی را نیز در چارچوب چنین درکی از فضای تجارت بین الملل و مأموریت های سیاست حمایتی تفسیر کرد.

اگر بپذیریم که حمایت موجب تغییر رقابت پذیری می شود آنگاه حتی در شرایطی که حمایت از بخش کشاورزی مهم‌ترین عامل مختل کننده تجارت این محصولات تلقی شود (گیلانپور، ۱۳۸۲) نیز می توان انتظار داشت حمایت از بخش کشاورزی بتواند با افزایش قدرت رقابت پذیری موجبات حضور بیشتر در بازارهای جهانی را فراهم سازد. اما سؤالات متعددی در این خصوص مطرح خواهد بود: نخست آنکه آیا مطالعات تجربی تأثیر مثبت حمایت های دولتی بر رقابت‌پذیری را در طول زمان تأیید می کند؟ آیا این تأثیر مثبت در بلند مدت پایدار خواهد ماند؟ به عبارت دیگر اساساً تأثیر حمایت‌ها بر رقابت پذیری تا چه اندازه می تواند محل مناقشه باشد؟ دیگر آنکه آیا همه روش های حمایت منجر به رقابت پذیری می شوند؟ نوع و میزان حمایت‌هایی‌که موجبات تقویت رقابت‌پذیری را فراهم می سازند کدامند؟ آیا لازم است بین تجربه کشورهای توسعه یافته که به سمت حمایت قیمتی از تولیدکنندگان حرکت کرده‌اند و تجربه کشورهای در حال توسعه که بر حمایت از مصرف نهاده های تولید و مصرف کننده تأکید دارند (واعظی و یزدانی، ۱۳۸۴)، تفاوت قائل شد؟ تجربه ایران چه چیزی را نشان می‌دهد؟ آیا حمایت‌های رایج از کشاورزی ایران که حداقل از نظر ابزار های حمایتی طی چند دهه گذشته دست نخورده باقی مانده، منجر به افزایش رقابت پذیری شده است؟ حمایت های دولتی در کدام بستر نهادی موجبات تقویت رقابت را فراهم می آورند؟ اهمیت بستر نهادی برای موفقیت یک سیاست به حدی است که کولی (Kohli, 2005, 12) با انتقاد ازتأکید زیاد ادبیات توسعه بر سیاست توسعه‌ای تأکید می‌کند که به رغم اهمیت انتخاب سیاست‌های درست باید به این‌نکته توجه داشت که اتخاذ سیاست‌های مشابه در بسترهای متفاوت می‌تواند نتایج متفاوتی را به بار آورد. این پرسش‌ها و سؤالاتی مشابه آن زمینه اصلی این مطالعه را

فراهم آورده اند. این مطالعه تلاش می‌کند تا نتیجه تجربه حمایت از بخش کشاورزی و آثار آن بر رقابت پذیری را مورد بررسی قرار دهد. همان‌گونه که پیش از این گفته شد مطالعات پیشین تغییر قدرت رقابت پذیری در طول زمان را تأیید کرده اند اما تنها در مطالعه نسترنکو (Nesterenko, 2006) در اکراین تأثیر حمایت بر شاخص رقابت پذیری مورد توجه قرار گرفته است. نتایج مطالعه وی نشان داد که سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر منفی بسیار اندکی بر رقابت پذیری محصولات کشاورزی در اوکراین داشته ولی تأثیر حمایت بر رقابت پذیری معنی دار نبوده است. در این مقاله تأثیر حمایت دولت بر رقابت پذیری محصولات وارداتی و صادراتی کشاورزی ایران مورد بررسی قرار می گیرد.

روش تحقیق

یکی از شاخص‌هایی که با رویکرد غیرمستقیم مزیت نسبی را به‌صورت کمی اندازه‌گیری می‌کند، شاخص مزیت نسبی آشکارشده (RCA) است. این شاخص، که به صورت زیر محاسبه می شود، می تواند مزیت صادراتی و یا وارداتی یک کشور را در مورد کالا یا گروهی از کالاها برآورد نماید:

$$RCA_{ai=}(X_{ai}/X_i) / (X_{aw}/X_w) \qquad (۱)$$

که درآن:

RCA_{ai}: شاخص مزیت نسبی آشکارشده محصولات کشاورزی کشور i

X_{ai}: ارزش صادرات(واردات) کالاهای کشاورزی کشور i

X_i: ارزش کل صادرات(واردات) کشور i

X_{aw}:ارزش صادرات(واردات) کالاهای کشاورزی در جهان

X_{aw}: ارزش کل صادرات(واردات) در جهان است.

صورت کسر سهم صادرات(واردات) کالاهای کشاورزی در کل صادرات کشور i و مخرج کسر سهم این کالاها را از صادرات(واردات)کل جهان نشان می‌دهد. بنابراین، می‌توان

گفت‌این رابطه‌عملکرد صادراتی (وارداتی) کشور i در صادرات(واردات) کالاهای کشاورزی را با بقیه جهان مقایسه می کند.

دامنهٔ شاخص فوق بین صفر و بی‌نهایت قرار می‌گیرد. چنانچه این شاخص در فاصلهٔ صفر و یک واقع شود حاکی از آن است که کشور i در صادرات(واردات) کالاهای کشاورزی تخصص ندارد و فاقد مزیت‌نسبی آشکارشده است. قرارگرفتن این شاخص در فاصلهٔ یک تا بی‌نهایت نشان می‌دهد که کشور مورد نظر در صادرات(واردات)کالاهای کشاورزی دارای مزیت نسبی آشکارشده می باشد. در ضمن، روند صعودی (نزولی) شاخص، حرکت کشور به سوی تخصص‌گرایی (ازدست‌دادن تخصص) در صادرات(واردات) کالاهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. بنابراین مقدار این شاخص منعکس کننده وضعیت مزیت نسبی کالاهای مورد بررسی در بازار بالفعل می باشد. نوسانات حاصل در مزیت نسبی به تغییر نسبی هزینهٔ تولید کالا (و طبعاً میزان حمایت)، تغییرات نرخ ارز و یا تغییرات در موانع تجاری کشورها بستگی دارد.

در این مطالعه به منظور بررسی رابطه بین مزیت نسبی محصولات کشاورزی با میزان حمایت انجام شده از سوی دولت رابطه زیر با توجه به مدل نسترنکو (۲۰۰۶) تعریف شد:

$$RCA=\alpha + \beta_1 Agvalue + \beta_2 REchang + \beta_3 PSE + \varepsilon \qquad (۲)$$

که درآن:

RCA: شاخص مزیت نسبی آشکارشده صادراتی(ERCA) یا وارداتی (IRCA) محصولات کشاورزی

Agvalue: ارزش افزوده بخش کشاورزی

REchang: نرخ واقعی ارز به صورت قیمت ریالی هر واحد دلار امریکا

PSE: شاخص برآورد حمایت از تولیدکنندگان محصولات کشاورزی

و α، β_1، β_2، β_3 وε به ترتیب عرض از مبدأ، ضرایب معادله و جز اخلال هستند.

وجود هم انباشتگی به‌جای رابطه علت و معلولی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی درونزا مبنای استفاده از الگوهای تصحیح خطای برداری[1] را فراهم می آورد. الگوی تصحیح خطا نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به نوسانات بلندمدت آن‌ها ارتباط می دهد. یک الگوی خودتوضیح برداری[2] که دارای K متغیر درونزا و P وقفه زمانی برای هر متغیر است در شکل ماتریسی به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + ... + \Phi_P Y_{t-p} + U_t \qquad (۳)$$

در این رابطه، Y_t و وقفه‌های آن، بردارهای $K \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو هستند. Φ_i برای $i = 1,...,P$ ماتریس‌های $K \times K$ ضرایب الگو هستند و U_t بردار $K \times 1$ مربوط به جملات اخلال الگو است. اکنون برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت Y_t به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان رابطه ۳ را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری به‌صورت زیر درآورد:

$$\Delta Y_t = \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + ... + \delta_{P-1} \Delta Y_{t-P-1} + \Pi Y_{t-p} + U_t \qquad (۴)$$

که در آن:

$$\delta_i = -(I - \Phi_1 - \Phi_2 - ... - \Phi_i) \quad , \quad i = 1,2,....P-1 \qquad (۵)$$

$$\Pi = -(I - \Phi_1 - \Phi_2 - ... - \Phi_P)$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضریب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است (هریس، ۱۹۹۵).

نقطه آغاز روش یوهانسون برای آزمون و تعیین روابط هم‌جمعی بین متغیرهای سری‌زمانی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به آن متغیرهاست که به صورت رابطه ۴ معرفی می‌شود. با این فرض که کلیه متغیرهای بردار Y_t جمعی از مرتبه یک $I(1)$ هستند، در معادله ۴ تمامی جملاتی که به صورت ΔY_{t-i} در آمده‌اند $I(0)$ خواهند بود.

1. VECM
2. VAR

از آنجا که جملات اخلال U_t نیز نوفه سفید $I(0)$ هستند، لازم است ΠY_{t-p} نیز پایا و یا به‌عبارت دیگر $I(0)$ باشد.

مسئله اساسی در معادله ۴ تعیین رتبه ماتریس Π می‌باشد. رتبه این ماتریس برابر با تعداد بردارهای همگرایی مستقل خواهد بود. روشن است که اگر رتبه Π برابر صفر باشد در این صورت این ماتریس، ماتریس صفر بوده و معادله ۴ یک الگوی VAR معمولی با یک تفاضل خواهد بود. در مقابل، چنانچه رتبه ماتریس Π برابر با n باشد، فرایند برداری فوق پایا خواهد بود. در حالت میانی، اگر به فرض رتبه ماتریس Π مساوی یک باشد، یک بردار همگرایی وجود خواهد داشت و جمله ΠY_{t-1} جزء تصحیح خطا خواهد بود و در سایر حالات که رتبه ماتریس Π بین یک و n باشد، چند بردار همگرایی وجود خواهد داشت.

تعداد بردارهای همگرایی مستقل از طریق آزمون معناداری ریشه‌های مشخصه ماتریس Π به‌دست می‌آید. روشن است که رتبه یک ماتریس برابر با تعداد ریشه‌های مشخصه غیرصفر ماتریس می‌باشد. لذا فرض می‌شود ماتریس Π دارای n ریشه مشخصه است که به صورت زیر رتبه‌بندی می‌شود:

$$\lambda_1 \succ \lambda_2 \succ ... \succ \lambda_n \qquad (۶)$$

اگر متغیرهای موجود در بردار x_t، همگرا نباشد، رتبه Π برابر صفر بوده و تمامی این ریشه‌های مشخصه نیز برابر با صفر خواهند بود. در این صورت با توجه به‌اینکه $\ln(1) = 0$ می‌باشد، تمامی جملات $\ln(1-\lambda_i)$ نیز مساوی صفر خواهد بود. به همین ترتیب اگر رتبه Π مساوی یک باشد در این صورت $0 \prec \lambda_1 \prec 1$ بوده و لذا مقدار جمله $\ln(1-\lambda_1)$ منفی خواهد بود. سایر مقادیر λ_i نیز برابر با صفر بوده و لذا خواهیم داشت:

$$\ln(1-\lambda_2) = \ln(1-\lambda_3) = ... = \ln(1-\lambda_n) = 0 \qquad (۷)$$

در عمل، تنها دستیابی به برآوردهایی از ماتریس Π و ریشه‌های مشخصه آن امکان‌پذیر است. برای آزمون تعداد ریشه‌های مشخصه‌ای که تفاوت معناداری با یک ندارند می‌توان از آماره‌های زیر بهره جست:

$$\lambda trace(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n}\ln(1-\hat{\lambda}_i) \quad (۸)$$

$$\lambda \max(r, r+1) = -T\ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad (۹)$$

به‌طوری که λ_i عبارت است از مقادیر برآورده شده ریشه‌های مشخصه حاصل از برآورد ماتریس Π که اصطلاحاً این ریشه‌ها را مقادیر ویژه[1] می‌نامند و T تعداد مشاهدات قابل استفاده در تخمین می‌باشد. زمانی که مقادیر مناسب r معلوم باشد، این آماره‌ها را به‌طور خلاصه آماره اثر $\lambda trace$ و آماره حداکثر مقدار ویژه $\lambda \max$ گویند (اندرس، ۲۰۰۲).آماره اول مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای همگرایی کمتر و یا مساوی r می‌باشد. فرض رقیب در این حالت آن است که تعداد بردارهای همگرایی بزرگ‌تر از r می‌باشد. بر اساس مطالب قبل به راحتی می‌توان دریافت که اگر $\lambda_i = 0$ باشد، $\lambda trace$ مساوی صفر خواهد بود. هر چه تعداد ریشه‌های مشخصه با صفر فاصله داشته باشد، مقدار $\ln(1-\lambda_i)$ نیز بیشتر منفی خواهد بود و لذا آماره $\lambda trace$ بزرگ‌تر خواهد بود. آماره دوم ($\lambda \max$) مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای همگرایی برابر با r می‌باشد. فرض رقیب در اینجا آن است که تعداد این بردارها مساوی $r+1$ است(هریس، ۱۹۹۵). در اینجا نیز اگر مقادیر برآورد شده ریشه‌های مشخصه نزدیک صفر باشد، مقدار $\lambda \max$ کوچک خواهد بود. مقادیر بحرانی آماره‌های $\lambda trace$ و $\lambda \max$ با استفاده از روش مونت-کارلو به‌دست می‌آید. اما باید توجه کرد که احتمال دارد نتایج آزمون‌های $\lambda trace$ و $\lambda \max$ با هم در تناقض باشند. در واقع آزمون $\lambda \max$ دارای فرض رقیب مشخص‌تر و روشن‌تری است. به‌هر حال در صورت بروز این تناقض، انتخاب حداقل بردارهای همگرایی مرجح خواهد بود (اندرس، ۲۰۰۲).

برای تأمین داده های مورد نیاز این مطالعه، که دوره زمانی ۱۳۶۷- ۱۳۸۹ را تحت پوشش قرار داده، از منابع مختلفی استفاده شده است. با استفاده از داده های گمرک ج.ا. ایران

1.Eigenvalues

و در نظرگرفتن ۲۴ فصل اول سیستم هماهنگ شده گمرکی به عنوان کالاهای کشاورزی، شاخص مزیت نسبی آشکارشده صادراتی و وارداتی محصولات کشاورزی به تفکیک محاسبه شد.

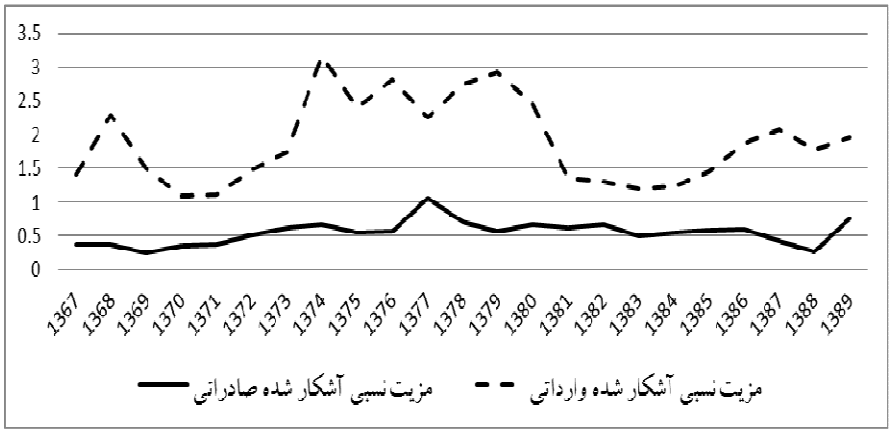
اطلاعات مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ از بانک مرکزی و شاخص حمایت دولت از تولیدکننده (PSE) از مطالعه حسینی (۱۳۹۲) به‌دست آمد. برای محاسبه نرخ واقعی ارز به روش"برابری قدرت خرید" اطلاعات نرخ تورم ایران و ایالات متحده امریکا به ترتیب از بانک مرکزی و وبگاه Inflation Data تهیه و مطابق روش مورد استفاده گیلانپور(۱۳۸۶) عمل شد.

نتایج و بحث

بررسی روند تغییرات شاخص مزیت نسبی آشکارشده صادراتی و وارداتی محصولات کشاورزی در دوره مورد مطالعه (نمودار۱) بیانگر دو نکته مهم است: نخست آنکه تقریباً در تمامی دوره مورد مطالعه صادرات محصولات کشاورزی در ایران فاقد مزیت آشکارشده و بر عکس واردات محصولات کشاورزی دارای مزیت آشکارشده بوده است. دیگر آنکه شدت نوسان این شاخص ها همچون بسیاری دیگر از متغیرهای اقتصادی در ایران بسیار زیاد بوده است.

با توجه به ماهیت این مطالعه و استفاده از داده های سری زمانی برای انجام این پژوهش ابتدا ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل با استفاده از آزمون های دیکی- فولر[1] تعمیم یافته و آزمون فیلیپس- پرون[2] مورد بررسی قرار گرفت که نتایج این آزمون ها به تفکیک در جداول ۱ گزارش شده است.

1. Augmented Dickey-Fuller
2.Phillips-Peron



نمودار ۱. تغییرات شاخص مزیت نسبی آشکارشده صادراتی و وارداتی محصولات کشاورزی ایران

جدول ۱. نتایج آزمون های ریشه واحد (دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون)

متغیر	آزمون دیکی فولر	سطح معنی داری	آماره آزمون فیلیپس-پرون	سطح معنی داری
سطح				
ERCA	-۲/۷۵	۰/۰۸	-۲/۱۶	۰/۲۲
IRCA	-۲/۱۶	۰/۲۲	-۲/۱۶	۰/۲۲
PSE	-۱/۰۱	۰/۷۲	-۱/۰۱	۰/۷۲
Ln(Agvalue)	-۰/۹۸	۰/۷۳	-۰/۸۳	۰/۷۸
Ln(REchang	۳/۸۰	۱/۰۰	-۱/۸۳	۰/۶۵
یکبار تفاضل گیری				
D(ERCA)	-۴/۷۳۳	۰/۰۰	-۴/۸۱	۰/۰۰
D(IRCA)	-۴/۸۱	۰/۰۰	-۴/۸۱	۰/۰۰
D(PSE)	-۴/۷۴	۰/۰۰	-۴/۷۴	۰/۰۰
D(Ln(Agvalue))	-۶/۱۹	۰/۰۰	-۶/۱۹	۰/۰۰
D(Ln(REchang))	-۱۳/۹۵	۰/۰۰	-۳/۶۹	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تعداد وقفه‌های بهینه الگوی خودتوضیح برداری با استفاده از معیارهای آکائیک[1] (AIC)، شوارتز- بیزین[2] (SC) و حنان –کوئین[3] (HQ) برابر ۳ تعیین شد. لذا طول وقفه بهینه برای تخمین مدل تصحیح خطای برداری و انجام آزمون همگرایی یوهانسن معادل ۲ در نظر گرفته شد.

در جدول ۲ نتایج آزمون تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی مدل صادراتی ارائه شده است. نتایج آزمون های اثر و حداکثر مقدار ویژه نشان می دهند که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می شود، بنابراین حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌توان قائل شد. اما آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود تنها یک بردار هم جمعی و نه بیشتر بین متغیرها نشان می دهد که فرضیه صفر رد نمی شود. بنابراین یک بردار همگرایی بین متغیرها وجود دارد.

جدول۲. نتایج آزمون یوهانسن برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی مدل صادراتی

فرضیه H_0	فرضیه H_1	آماره آزمون	کمیت بحرانی درسطح۹۵٪
بر اساس آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه			
r=۰	r>۱	۳۶/۱۰***	۱۷/۷۹
r=1	r>2	۴/۹۹	۱۱/۲۲
r=2	r>3	۲/۵۳	۴۰/۱۲
بر اساس آماره آزمون اثر			
r=۰	r>۱	۴۳/۶۳***	۲۴/۲۷
r=1	r≥2	۷/۵۳	۱۲/۳۲
r=2	r≥3	۲/۵۳	۴۰/۱۲

مأخذ: یافته های تحقیق *** معنی دار در سطح ۱ درصد

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz Bayesian Information Criterion
3. Hannan-Quinn Information Criterion

در جدول۳ نتایج بردار همگرایی مربوط به مدل مزیت نسبی صادراتی نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در شاخص حمایت باعث کاهش ۰/۰۰۶ درصدی در مزیت نسبی صادراتی شده است. هرچند این اثر به لحاظ آماری معنادار نیست، منفی بودن ضریب بر خلاف انتظار مؤید ناکامی حمایت های انجام شده در افزایش رقابت پذیری محصولات صادراتی کشاورزی ایران است. در عین حال بر اساس نتایج جدول می توان دریافت که افزایش یک درصدی ارزش افزوده بخش کشاورزی موجب رشد ۰/۲۸ درصدی مزیت نسبی صادراتی خواهد شد. این ضریب در سطح یک درصد معنادار می باشد.

جدول ۳. نتایج بردار همگرایی مدل مزیت نسبی صادراتی

متغیر	ERCA	PSE	Ln(Agvalue)
بردار نرمال شده نسبت به مزیت نسبی صادراتی	۱	-۰/۰۰۶	۰/۲۸ *
آماره t		-۱/۱۸	۱۰/۰۸

مأخذ: یافته های تحقیق *** معنی دار در سطح ۱ درصد

جدول۴. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مدل صادراتی

ضرایب	D(ERCA)	D(PSE)	D(Ln(Agvalue))
ECT	۰/۱۱ ***	-۸/۶۹ ***	-۰/۰۲
D(ERCA(-1))	-۱/۴۰ ***	۴۹/۷۶ ***	-۰/۰۷
D(ERCA(-2))	-۰/۷۹ ***	۱۱/۱۱	-۰/۱۶
D(PSE(-1))	۰/۰۰۱	-۰/۳۹ **	۰/۰۰۱
D(PSE(-2))	۰/۰۰۱	۰/۱۴۴	-۰/۰۰۱
D(Ln(Agvalue (-1)))	۱/۵۰ ***	-۲۲۲۵/۳۷ ***	-۰/۴۲
D(Ln(Agvalue (-2)))	۰/۸۵	-۱۴۳/۵۷ **	۰/۰۳۶
D(Ln(REchang))	۰/۸۴ ***	-۱۳/۸۱	۰/۰۱۷

مأخذ: یافته های تحقیق ** معنی دار در سطح ۵ درصد، *** معنی دار در سطح ۱ درصد، ECT ضریب تصحیح خطا

جدول۴ نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به مدل مزیت نسبی صادراتی را نشان می دهد. ضریب برآورد شده تصحیح خطا برابر ۰/۱۱ می باشد که در سطح

۱ درصد معنی دار است. لذا می توان اظهار داشت که در صورت بروز شوک و خارج شدن مدل از تعادل در هر دوره ۱۱ درصد از عدم تعادل رفع خواهد شد. همچنین ضریب مربوط به متغیر نرخ واقعی ارز ۰/۸۴ و به لحاظ آماری معنادارمی باشد بدین معنی که با افزایش ۱ درصدی نرخ واقعی ارز ، مزیت نسبی صادراتی به میزان ۰/۸۴ درصد افزایش می یابد.

در جدول ۵ نتایج آزمون یوهانسن برای تعیین تعداد بردارهای هم جمعی مدل وارداتی ارائه شده است. نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود، بنابراین حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می توان قائل شد. اما آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود تنها یک بردار هم‌جمعی و نه بیشتر بین متغیرها نشان می دهد فرضیه صفر رد نمی شود. بنابراین یک بردار همگرایی بین متغیرها وجود دارد.

جدول ۵. نتایج آزمون یوهانسن برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی مدل وارداتی

فرضیه H_0	فرضیه H_1	آماره آزمون	کمیت بحرانی درسطح۹۵٪
بر اساس آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه			
r=۰	r≥۱	۲۲/۶۶***	۲۱/۱۳
r=1	r≥2	۱۱/۱۹	۱۴/۲۶
r=2	r≥3	۱/۶۷	۳/۸۴
بر اساس آماره آزمون اثر			
r=۰	r≥۱	۳۵/۵۳***	۲۹/۷۹
r=1	r≥2	۱۲/۸۷	۱۵/۴۹
r=2	r≥3	۱/۶۷	۳/۸۴

مأخذ: یافته های تحقیق *** معنی دار در سطح ۱ درصد

نتایج بردار همگرایی مربوط به مدل مزیت نسبی وارداتی (جدول ۶) نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در شاخص حمایت باعث کاهش ۰/۰۰۲ درصدی در مزیت نسبی وارداتی شده است. هر چند این اثر به لحاظ آماری معنادار نیست، منفی بودن ضریب بر خلاف انتظار مؤید ناکامی حمایت های انجام شده در افزایش قدرت رقابت پذیری محصولات صادراتی کشاورزی ایران است. همچنین مشاهده می شودکه حسب انتظار، متغیر ارزش افزوده اثر منفی بر مزیت نسبی وارداتی داشته است؛یعنی، با افزایش تولید داخلی قدرت رقابتی محصولات کشاورزی ایران در مقابل محصولات وارداتی افزایش پیدا می کند.

جدول ۶. نتایج بردار همگرایی مدل مزیت نسبی وارداتی

متغیر	IRCA	PSE	Ln(Agvalue)
بردار نرمال شده نسبت به مزیت نسبی وارداتی	۱	-۰/۰۰۲	-۱/۰۵
آماره t		-۰/۳۵	-۱/۵۹ *

مأخذ: یافته های تحقیق * معنی دار در سطح ۱۰درصد

جدول۷ نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به مزیت نسبی وارداتی را نشان می دهد. ضریب تخمین زده شده برای ECM برابر ۱/۲۷ و این ضریب در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد. لذا می‌توان اظهار داشت که در صورت بروز شوک و خارج شدن مدل از تعادل بلند مدت پس از گذشت زمان نه چندان طولانی به حالت تعادل باز می گردد.

جدول ۷. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مدل وارداتی

ضرایب	D(IRCA)	D(PSE)	D(Ln(Agvalue))
ECT	۱/۲۷ ***	۱۷/۹۲ ***	۰/۰۲
D(IRCA (-1))	۰/۵۹ ***	-۱۱/۴۷ **	-۰/۰۴
D(IRCA (-2))	۰/۷۷ ***	-۱/۴۰	-۰/۰۶ **
D(PSE(-1))	۰/۰۲ ***	-۰/۵۴ ***	۰/۰۲
D(PSE(-2))	۰/۰۳ ***	۰/۱۴	-۰/۰۰۳ **
D(Ln(Agvalue (-1)))	-۰/۵۶	-۱۱۷/۹۳ ***	-۰/۷۴ ***
D(Ln(Agvalue (-2)))	۱/۸۷	-۱۹/۳۵	-۰/۵۲ *
عرض از مبدا	-۰/۲۳ *	۴/۴۸	۰/۰۹ ***
D(Ln(REchang))	۰/۸۴	۲۳/۰۴ **	۰/۴۸

مأخذ: یافته های تحقیق ** معنی دار در سطح ۵ درصد، *** معنی دار در سطح ۱ درصد، ECT ضریب تصحیح خطا

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

کوچک و بی‌معنا بودن تأثیر حمایت ها بر مزیت نسبی صادراتی و وارداتی نشان می‌دهد که حمایت های انجام شده حداقل در مورد محصولات تجاری کشور کمکی به ارتقای قدرت رقابتی آن‌ها در بازارهای جهانی نکرده است. در این شرایط چرایی تداوم چنین حمایت هایی در مورد محصولات کشاورزی می باید مورد سؤال جدی قرار گیرد. علاوه بر این افزایش ارزش افزوده هم در مورد محصولات صادراتی و وارداتی موجب افزایش قدرت رقابتی شده است. لذا تمرکز بر افزایش ارزش افزوده در بخش کشاورزی در مقایسه با حمایت‌ها کمک بیشتری به رقابت پذیری محصولات کشاورزی می نماید. بنابراین با توجه به مشکلات فراروی اصلاح ساختار حمایت ها پیشنهاد می شود:

۱. اهداف مشخصی برای سیاست های مختلف کشاورزی تعیین شود به نحوی که قابلیت ارزیابی آثار وجود داشته باشد.

۲. در عین توجه به ضرورت حمایت از بخش کشاورزی، سیاست‌گذاران بخش نباید از کارآمدی سیاست ها غافل شوند.

منابع

بستاکی، م. ۱۳۸۵. بررسی آثار سیاستهای حمایتی در بخش کشاورزی(مطالعه موردی-زیر بخش دام وطیور). *مجله پژوهش و سازندگی در امور دام و آبزیان*، ۱۰(۷۳): ۱۱ ۲۰.

پرمه، ز. و کرباسی، ع. ر.، ۱۳۸۹. برآورد حمایت های بخش کشاورزی و تاثیر آن بر اقتصاد ایران، هشتمین همایش دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، کشاورزی پایدار و امنیت غذایی ، سیاست‌ها و راهبرده. تهران.

حسینی،س.ص.، اتقایی کردکلایی، م. و کاووسی کلاشمی، م. ۱۳۸۹. بررسی توان رقابت پذیری برنج ایران: ارقام دانه بلند پر محصول در استان گیلان. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۲ (۳): ۹۱ - ۱۰۴.

حسینی،س.ص.۱۳۹۲. اندازه گیری میزان حمایت از بخش کشاورزی ایران، اتاق بازرگانی. تهران.

خادمی پور، م. و نجفی، ب. ۱۳۸۶. بررسی سیاست های حمایتی محصولات کشاورزی. ششمین همایش دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران.مشهد.

گیلانپور، ا. ۱۳۸۲. مقایسه چگونگی استفاده از تعرفه برای حمایت از بخش کشاورزی در ایران و دیگر کشور ها، اولین همایش کشاورزی و توسعه ملی. تهران.

گیلانپور،ا. ۱۳۸۶. چگونگی تاثیرگذاری تورم بر بخش کشاورزی ایران درسازمان جهانی تجارت .*مجله اقتصاد و کشاورزی*، ۲(۱): ۳۶۱-۳۷۰.

واعظی، ل. و یزدانی، س. ۱۳۸۶. بررسی وضعیت موجود حمایت مالی دولت از بخش کشاورزی و ارائه راهکارهای مناسب به منظور بهینه سازی حمایت های مالی دولت از بخش کشاورزی. ششمین همایش دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران.مشهد.

Drescher, K. and Maurer, O. 1999. Competitiveness in the European dairy industries. *Agribuisness,* 15(2):163-177.

Hayami, Y. 2005. Development economics from the poverty to the wealth of nations. Oxford University Press. UK.

Henry,G., Cap, E., Junker, F. and Filho, H. M. S. 2006. EU-Mercosur agriculture competitiveness and trade agreement impacts: Preliminary results for Argentina and Brazil. Invited paper presented at the 2nd ACRALENOS International Seminar. CEPAL. Santiago. Chile.

Hoekman, B. and Djankov, S. 1997. Determinants of the export structure of countries in Central and Eastern Europe. *The World Bank Economic Review,* 11(3): 471–487.

Kohli, A. 2005. State-Directed development: political power and industrrialization in the global periphery. Cambrige. Cambrige University Press.

Leishman, D., Dale, J. and Glen, D. 2000. Revealed comparative advantage and the measurment of international competitivness for agricultural commodities: An emperical analysis of wool eports. Invited paper presented at Western Agricultural Economics Association Annal Meeting. Fargo.North Dakota.

Mulder, N. and Oliveira Martins, J. (Eds.) 2004. Trade and competitiveness in Argentina, Brazil and Chile: Not as easy as A-B-C. OECD. OECD Publications, Paris, France.

Nesterenko, O. 2006. Competitivness of Ukrainian products. National University "Kyiv-Mohyla Academy". Economics Education and Research Consortium.

Qineti, A., Rajcaniova, M. and Matejkova, E. 2009. The competitiveness and competive advantage of the Slovak and the EU agei-food trade with Russia and Ukraine.*Agric. Econ-Czech,*55(8):375-383.