تحلیل آثار سیاست های آزادسازی تجاری بر شاخص بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران

داود کرمی، فاضل غبیشاوی، اندیشه حقیقت نژاد شیرازی[1]
d_k_1367@yahoo.com

چکیده

بخش کشاورزی یکی از پایه های اصلی اقتصاد و تامین کننده امنیت غذایی کشور به شمار می رود، توجه به این بخش با داشتن مزیت های اقتصادی می تواند اقتصاد ایران را در رهایی از وابستگی شدید به نفت یاری کند . هدف این مقاله، بررسی رابطه بین آزادسازی تجارت خارجی و بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران با استفاده از مدل خود رگرسیونی باوقفه‌های توزیعی(ARDL) است. ازصادرات محصولات کشاورزی (EX) و ادغام تجاری(IIT) به عنوان دو شاخص جهت تعیین اثر سیاست های آزادسازی تجاری بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی استفاده شده است. نتایج برآورد نشان می دهند که سیاست های توسعه صادرات و سطح ادغام تجاری و همچنین کیفیت نیروی انسانی (نرخ باسوادی) و موجودی سرمایه بخش کشاورزی باعث افزایش بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی شده اند. نتایج برآورد با کمک مدل تصحیح خطا (ECM) در دو حالت توسعه صادرات و ادغام تجاری نشان می دهد در حالت توسعه صادرات در هر دوره به میزان ۰/۳۴- از عدم تعادل کوتاه مدت رابطه بهره وری نیروی کار برطرف شده تا به تعادل بلند مدت نائل گردیم. در حالت ادغام تجاری ضریب ECM برابر با ۰/۳۵- است که از ضریب ECM در حالت صادرات کوچکتر است. بنابراین در حالت صادرات، سرعت تعدیل بیشتر است. به بیان دیگر در مقایسه با افزایش ادغام تجاری، افزایش توسعه صادرات روش مؤثرتری برای افزایش بهره وری نیروی کار در کشاورزی می باشد .بر اساس نتایج حاصل از مدل های برآورد شده، پیشنهاد می شود برای افزایش صادرات بخش کشاورزی سیاست های حمایت از تولید کنند گان نظیر سیاست تشویق صادرات اتخاذ گردد تا انگیزه های لازم برای تولید محصولات صادراتی مهیا شود که موجبات رشد بخش کشاورزی و رشد و توسعه اقتصادی کشور را فراهم آورد.

طبقه‌بندی JEL: Q17,F43,F16.

واژه‌های کلیدی: آزادسازی تجاری، بهره وری نیروی کار،کشاورزی، روش خود توضیح برداری*ARDL*.

[1] ـ به ترتیب کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، عضو هیأت علمی موسسه پژوهشهای برنامه ریزی و کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی

مقدمه

بخش کشاورزی یکی از مهمترین بخش های اقتصادی است. با بررسی اقتصاد کشورهای پیشرفته و صنعتی امروز، در می یابیم زیر بنای توسعه اقتصادی در اکثر این کشورها بخش کشاورزی بوده است و در سایه توجه ویژه به این بخش امکان توسعه سایر بخش ها نیز فراهم خواهد شد. یکی از هدف‌های اساسی برنامه چهارم، توسعه گسترش صادرات غیر نفتی و محصولات کشاورزی از عمده ترین کالاهای غیر نفتی به شمار می آیند (جهرمی و عابدی، ۱۳۹۰). تسریع در روند جهانی شدن کشورهای جهان، ایجاد سازمان های تجارت جهانی و تشکیل بلوک های منطقه ای از یک طرف و شرایط اقتصادی سالهای اخیر و اعمال تحریم های نفتی از طرف دیگر، بر اهمیت این سیاست ها افزوده و توجه بیشتر به اثرات آن را ایجاب کرده است. هم اکنون اقتصاد ایران مانند بسیاری از کشورهای در حال توسعه وابستگی زیادی به درآمد حاصل از صادرات مواد اولیه و خام (نفت) دارد. بنابراین توجه به اینکه بخش کشاورزی با داشتن مزیت های اقتصادی از جمله فراهم سازی نهاده های مورد استفاده در بخش صنعت، امکان جذب نیروی کار فراوان و اشتغال نیروی کار با صرف هزینه کمتر از سایر بخش ها اشاره کرد که می تواند اقتصاد ایران را در رهایی از وابستگی شدید به نفت یاری کند. سیاست های آزاد سازی تجاری به واسطه ایجاد رقابت بین بنگاه ها، کارایی اقتصادی را در کل اقتصاد افزایش داده و باعث بهبود تخصیص عوامل و منابع تولیدی در بخش های مختلف جامعه شده اند (نجارزاده و همکاران، ۱۳۹۱). البته، تجارت می تواند باعث کاهش رشد اقتصادی هم بشود. در واقع این دولت است که می تواند عامل صادرات یا مانع آن شود (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱). امروزه روند جهانی شدن اقتصاد به گونه ای است که در یک مسیر اقتصادی کشورهایی موفق هستند که بتوانند از منابع کمتر، تولید بیشتری را ارائه نمایند که این مهم جز از طریق بهره وری بیشتر امکان پذیر نیست. بر این مبنا و توجه به اینکه بهره وری نیروی کار و بهره وری کل عوامل تولید بر یکدیگر اثر متقابل دارند و بهره وری نیروی کار می تواند پیش برنده مهم بهره وری کشور باشد اهمیت افزایش بهره‌وری نیروی کار که یکی از مولفه های رشد بخش کشاورزی به واسطه جایگاه ویژه آن در روابط بین بخشی، هدف اصلی این مطالعه ارزیابی اثر آزادسازی تجاری بر بهره‌وری نیروی کاردر بخش کشاورزی ایران طی چهار دهه اخیر را مورد مطالعه قرار داده و در صدد پاسخ به این پرسش اساسی است که آزاد سازی تجاری چه تاثیری بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران دارد.

تجربه کشورهای مختلف نشان می دهد وضعیت اقتصادی کشورهای دارای اقتصاد باز به مراتب بهتر از کشورهای دارای اقتصاد بسته است. مطالعات گوناگونی در داخل و خارج کشور به بررسی تأثیر تجارت بین الملل و آزاد سازی آن بر بهره وری نیروی کار پرداختند. هر یک از پژوهش ها به تناسب هدف، تاثیر آزادسازی تجاری را بر کل اقتصاد یا بخشی از آن مورد مطالعه قرار داده اند. در ادامه، به برخی از مطالعات داخلی و خارجی در این زمینه اشاره می شود. نونژاد و مجلسی (۱۳۹۰) به اثر آزادسازی تجاری بر بخش های صنعت و کشاورزی در کشورهای منا پرداختند. یافته های این پژوهش نشان داد آزاد سازی تجاری اثر مثبت و معنی داری بر بخش های صنعت و کشاورزی کشورهای منادارد. اثنی عشری و همکاران (۱۳۸۹) در بررسی رابطه تجارت خارجی بر بهره وری عامل های تولید در بخش

کشاورزی ایران به این نتیجه دست یافتند که تجارت خارجی در کوتاه مدت و بلند مدت اثر مثبتی بر بهره وری عوامل در این بخش داشته است. توکلی و همکاران (۱۳۸۷) در بررسی تأثیر آزاد سازی تجاری بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران، نشان دادند سیاست های توسعه صادرات و کاهش نرخ تعرفه وارداتی در بلند مدت و کوتاه باعث افزایش بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی شده است. اسماعیلی و رحمتی (۱۳۸۶)، در بررسی اثر جهانی شدن اقتصاد بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، نشان دادند که اقتصاد کشاورزی ایران در بر هم کنش مثبت با اقتصاد جهانی است. محمودی(۱۳۸۴)، به بررسی روند جهانی شدن بر رشد بهره وری در ایران پرداخت. نتایج خاکی از آن است که کشور ایران اگر بخواهد در راستای سند چشم انداز گام بردارد و در این مدت به کشوری توسعه یافته در سطح منطقه مبدل شود، نمی تواند خارج از فرآیند جهانی شدن اقتصاد حرکت نماید و ورود به عرصه های رقابت شدید جهانی در پرتو پرداختن به رشد سریع بهره وری ممکن خواهد بود. گوتیرز[1] (۲۰۱۲) در تحقیقی به بررسی رابطه دراز مدت بین بهره وری کل عوامل تولید، موجودی سرمایه تحقیق و توسعه و واردات بخش کشاورزی با استفاده از روش همگرایی برای بخش کشاورزی ترکیه در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداخت، نتایج نشان داد که بهره وری بخش کشاورزی به طور مثبت ومعنی دار تحت تاثیر موجودی سرمایه(*R&D*) و حجم واردات کالاهای واسطه ای است. چن و گوپتا[2] (۲۰۰۶) در مقاله ای به بررسی اثر متقابل میان درجه ی باز بودن اقتصاد و سرمایه ی انسانی در ۲۰ کشور آفریقایی طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۰ با استفاده از روش داده های تابلویی پرداخته اند. طبق نتایج به دست آمده ، اثر متقاطع میان آموزش و باز بودگی منفی و معنی دار است. این نتیجه بیانگر آن است که کشورهای مورد بررسی از لحاظ استانداردهای آموزشی در سطح بسیار پایینی قرار دارند، به طوری که با این سطح از سرمایه انسانی قادر به استفاده از سرریزهای دانش و تکنولوژی های انتقال یافته از طریق گسترش باز بودگی نیستند. کریستر و همکاران [3] (۲۰۰۵) در مطالعه خود به اهمیت تأثیرات آزاد سازی تجاری روی بازار کار و جریان اشتغال در اکراین نشان داد در جریان آزادسازی تخصص و مهارت نیروی کار، و ایجاد اشتغال برای افراد با تخصص و ماهر بسیار حائز اهمیت است.

مواد و روش ها

در مطالعه حاضر از تابع تولید زیر جهت ارزیابی تاثیر آزادسازی تجاری بر بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی، بهره برداری شده است:

$$Y = A.\overset{+}{F}(l^{+}, k^{+}, z^{+}) \qquad (۴)$$

در این رابطه، علامت + تاثیر متغیرهای توضیحی *(A, L, K)*، را بر متغیر تولید (Y) در بخش کشاورزی نشان می دهد.

[1] Gutierrez
[2] Chen and Gupta
[3] Christer et al

A، ضریب تکنولوژی است و دو متغیر L و K تعداد شاغلین و مقدار موجودی سرمایه می باشند. فرض می شود که A با کیفیت نیروی انسانی (H) و درجه آزاد سازی تجاری (Z) رابطه مستقیم داشته و به شکل نمایی از این متغیرها پیروی می کند.

اگر تابع $F(K,L)$ را از نوع کاب- داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس فرض نموده و ازخصوصیت تابع نمایی متغیر A نسبت به پارمترهای H و Z استفاده شود، در این صورت می توان به رابطه زیر نایل گردید (کاتز[1]، ۱۹۹۲)

$$\ln(Y/L)_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(k/L)_t + \alpha_2 H_t + \alpha_3 Z_t + \varepsilon_{2t} \qquad (۵)$$

به طوری که ε عامل خطا (پسماند) با شرایط استاندارد است. و t زمان (۱۳۵۰-۱۳۹۰) می باشد. در اکثر مطالعات پیرامون تاثیر نهاده سرمایه بر تولید تمایزی بین سرمایه فیزیکی(k) و سرمایه انسانی (H) صورت نگرفته است. عموما بین بهره وری نیروی کار و کیفیت نیروی انسانی یک ارتباط مثبت وجود دارد(میلر[2]، ۲۰۰).

درجه آزاد سازی تجاری (Z) را با دو شاخص توسعه صادرات محصولات کشاورزی و شاخص ادغام تجاری مورد بررسی قرار گرفت. شاخص توسعه صادرات محصولات کشاورزی(EX) شاخص نسبت صادرات به ارزش افزوده کوچکتر یعنی اینکه ارتباط جهانی به شکل صادرات یک جنبه مهم بخش یا صنعت مورد نظر نیست، به بیان دیگر بخش یا صنعت با توجه به تولید خود کمتر در تجارت شرکت می کند. لازم به ذکر است که این شاخص فقط جنبه صادراتی تجارت را مورد توجه قرار می دهد. شاخص ادغام تجاری (IIT) نشان دهنده درجه ی ادغام تجاری بین المللی تجارت درون صنعت و درون یک بخش است. همان گونه که ملاحضه می شود، این شاخص بین صفر و یک است که صفر نشان دهنده ی عدم وجود تجارت درون بخشی و یک بیانگر تجارت کامل درون بخشی است. شاخص ادغام تجاری IIT دارای خصوصیات ویژه ای است که از آن یک شاخص اتکا پذیر ساخته است و برخی پژوهشگران براین باورند که این شاخص برای فهم جهانی شدن در یک بخش بسیار مفید می باشد(نوری و یزدانی ۱۳۷۹). با آزادسازی تجاری انتظار افزایش صادرات و واردات به وجود می آید. تا از این طریق بر شدت مبادلات تجاری کشورها افزوده شود و رفاه جامعه بهبود پایدار یابد.

در مطالعه حاضر از نسبت ارزش افزوده در بخش کشاورزی، (VA) به تعداد شاغلین (L) در این بخش به عنوان شاخص بهره وری نیروی کار استفاده می شود. از ارزش افزوده بجای تولید در سایر مطالعات نیز استفاده شده است.(اسماعیلی و رحمتی، ۱۳۸۶؛ جنکینز[3]؛ ۱۹۹۷)، با کمک رابطه (۵) از دومدل زیر جهت ارزیابی تاثیر آزادسازی تجاری بر بهره وری نیروی کاردر بخش کشاورزی استفاده می گردد درضمن تمام متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده اند:

$$L(VA/L)_t = \alpha_\circ + \alpha_1 (K/L)_t + \alpha_1 H_t + \alpha_1 L(EX/L) + \varepsilon_t$$

$$L(VA/L)_t = \alpha_\circ + \alpha_1 (K/L)_t + \alpha_1 H_t + \alpha_1 L(IIT) + \varepsilon_t$$

[1] Katz
[2] Miler
[3] Jenkins

به طوری که X مقدار صادرات محصولات کشاورزی بوده و IIT نشان دهنده درجه ی ادغام تجاری بین المللی تجارت بحش کشاورزی است.

روش‌شناسی مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL[1])

روش‌شناسی مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (*ARDL*) این روش توسط پسران و شین معرفی شده است. مزیت اصلی این روش این است که متغیرهای الگو می‌توانند I(0) و I(1) باشند، رابطه همگرایی بین متغیرها را بررسی کرد (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱). این مدل توانایی برآورد اجزای کوتاه مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا است.

مدل خود توضیح با وقفه تعمیم یافته (*ARDL*) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)\,y_t = \alpha + \sum_{h=1}^{k} \beta_j(L,p)\,x_{it} + \partial Wt + u_t \qquad (1)$$

که در آن:

$$a(L,p) = 1 - aL^1 - \ldots - a_p L^p$$

$$\beta_i(L,q) = \beta_{io} - \beta_{i1}L - \beta_{i2}L^2 - \ldots - \beta_{iq}L_i^q$$

L عملکردوقفه، Wt برداری از متغیرهای (غیرتصادفی) نظیرعرض از مبدا، متغیر روند، متغیرهای مجازی، و یا متغیرهای برون زا با وقفه ثابت، P وقفه های به کار گرفته شده برای متغیر وابسته و q_1وقفه های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است.

برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست دو راه وجود دارد:

در روش نخست فرضیه زیر موردآزمون قرار می گیرد:

$$H_0 = \sum_{I=1}^{P} \alpha i - 1 \geq \circ$$

$$H_1 = \sum_{I=1}^{P} \alpha i - 1 \prec \circ$$

فرضیه صفربیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلند مدت است، از آن جا که شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کم تر از یک باشد، برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب یاد شده تقسیم شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

[1] Autoregressive Distributed Lag Model

$$t = \frac{\sum_{i=0}^{P} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{P} S\hat{\beta}_i} \qquad (۲)$$

اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق بحرانی ارایه شده به وسیله بنرجی، دولادو مستر[1](۱۹۹۲) بزرگ تر باشد، فرضیه صفر رد شده وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می شود.

در روش دوم که به وسیله پسران و دیگران(۱۹۹۷) ارایه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می گسرد:

$$\theta_t = \frac{\beta i_{\circ} + \beta i_1 + \beta_{i_2} + ... + \beta_i q_i}{1 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_2 - ... - \beta p} \qquad (۳)$$

که در آن i= 1,2,3,….k مقادیر انتخاب شده p و qt براساس یکی از ضوابط تعیین وقفه هستند. (نوفرستی،۱۳۷۸).

یکی از موارد مهم در مدل *ARDL*، تعیین وقفه های بهینه است. پسران وشین (۱۹۹۷) نشان دادند که اگر وقفه های بهینه برای مدل *ARDL*، انتخاب شوند، تخمین زننده های*OLS* در مورد پارامترهای کوتاه مدت سازگارند وتخمین های بدست آمده از مدل *ARDL*، در دراز مدت فراسازگارند. تعداد وقفه های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیح دهنده را می توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک(*AIC*)، شوارتز بیزین(*SBC*)، حنان –کویین(*HQC*) و یا R^2 تعیین کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل های تصحیح خطا را فراهم می کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن ها ارتباط می دهد. به باور انگل – گرنجر[2]هر رابطه دراز مدت، یک مدل ECM[3] کوتاه مدت نیز دارد که دست یابی به آن تعادل را تضمین می کند وبرعکس. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جمله های خطای مربوط به رگرسیون همگرای دراز مدت را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار دهیم و سپس به کمک روش *OLS* ضرایب الگو را برآورد کنیم. در نرم افزار *Micro-Fit* این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی دراز مدت مرتبط با الگوی *ARDL* استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارایه می کند.

در این پژوهش با استفاده از داده های آماری در طی سالهای ۹۰-۱۳۵۰، تاثیر آزاد سازی تجاری بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران با روش *ARDL* برآورد شد. آمار مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی(میلیارد ریال، به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳)، تعداد شاغلین (نفر) و موجودی سرمایه (میلیارد ریال، به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) متغیر کیفیت نیروی انسانی(باسوادی) ، ارزش صادرات محصولات کشاورزی و درجه ی ادغام تجاری از گزارش های اقتصادی،

---

[1] Banerjee, Dolado and Master
2 Engle-Granger
3 Autoregressive Distributed Lag Model

ترازنامه بانک مرکزی، سایت مرکز آمار و سازمان گمرک جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. گفتنی است الگوهای انتخابی با استفاده از روش همگرایی و با نرم افزار *Micro-Fit-4* برآورد شد و پس از برآورد با استفاده از ضرایب به دست آمده، تجزیه و تحلیل لازم انجام گرفت.

نتایج

دراین بخش، نتایج حاصل از تخمین الگوهای انتخابی، مطالعه تاثیر آزاد سازی تجاری بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ارایه می شود که با استفاده از روش *ARDL* بدست آمده است. مطابق با مباحث اقتصاد سنجی در مورد مانایی متغیرها و برای جلوگیری ازشکل گیری رگرسیون کاذب بین متغیرها ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار می گیرد. برای این منظور از آزمون دیکی- فولر تعیمیم یافته [1] (گسترش یافته) استفاده می شود. نتایج بدست آمده از این آزمون در جدول (۱) خلاصه شده است.

جدول (۱) نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای توضیحی و وابسته با استفاده از آزمون ADF

ردیف	متغیرهای توضیحی	آماره ADF	درجه پایایی
۱	L(VA/L)	-۳/۳۸	I(۰)
۲	L(k/L)	-۳/۵۵	I(۱)
۳	L(H)	-۴/۱۹	I(۰)
۴	L(IIT)	-۷/۴۵	I(۱)
۵	L(X/L)	-۶/۰۱	I(۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاکی از آن است که متغیرلگاریتم نرخ باسوادی(*LH*)، لگاریتم شاخص ادغام تجاری (*LIIT*) و لگاریتم شاخص توسعه صادرات بخش کشاورزی(*L(X/L)*، در سطح ایستا می‌باشند. متغیرهای ناایستا یعنی لگاریتم، سرانه موجودی سرمایه(*L(K/L)*، شاخص بهره وری نیروی کار(*L(VA/L)* ، پس از یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

برای تعیین وقفه های بهینه متغیرها، از رابطه شوارتز بیزین(*SBC*)، استفاده شده به این دلیل که در تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند. برآورد مدل اول پویای *ARDL* به صورت زیر می باشد:

$$L(VA/L)_t = 2.63 + 0.15L(K/L)_t + 0.14H_t + 0.15L(X/L) + \varepsilon_t \quad (۸)$$

[1] Augmented Dickey and Fuller

(۶/۳۶) (۲/۵۳) (۱/۸۷)

R^2=۰/۹۶

DW =۲/۳۸

F =۱۶۵/۲۳۵

عددهای درون پرانتز آماره t ضرایب را نشان می دهد. چنانکه ملاحضه می شود، براساس آزمون وقفه‌های مدل، دیاگی *ARDL(1,0,0,0,0)* را به عنوان وقفه بهینه انتخاب کرده و مقدار آماره محاسباتی بنرجی، دولادو و مستر به صورت زیر محاسبه و تعیین شده است:

$$t = \frac{0/57 - 1}{0/20} = -3/28 \qquad (۹)$$

و مقدار آماره جدول بنرجی ، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۳/۲۸- می‌باشد، فرضیه H_0 رد می شود. بنابراین وجودیک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها اثبات می‌شود.

نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای الگوی اول، به صورت زیر است:

جدول (۲) مکانیسم تصحیح خطا (ECM) مدل اول

ردیف	متغیرهای توضیحی	ضرایب	آماره t
۱	Δ C	۰/۸۹	۳/۰۳
۲	Δ L(k/l)	۰/۰۵۴	۲/۳۰
۳	Δ LH	۰/۰۵۰	۱/۸۱
۴	Δ LEX	۰/۰۱۶	۱/۲۴
۵	ECM(-1)	-۰/۳۴	۰-۳/۰۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

تمامی ضرایب به جز ΔC معنی دار هستند. ضریب جمله تصحیح خطا $ECM(-1)$ معنی دار بوده و مقدار ضریب این ضریب برابر با۰/۳۴- بوده و بدین معنی است که در هر دوره حدود ۳۴ درصد از عدم تعادل در بهره وری نیروی کار ، تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک می شود.

نتایج تخمین مدل دوم پویایARDL به صورت زیر می باشد:

$$L(VA/L)_t = 2.65 + 0.16L(k/L)_t + 0.16LH_t + 0.13L(IIT)_t + 0.01D1 + 0.01D2 + \varepsilon_{2t} \qquad (۱۰)$$

R^2=۰/۹۸

DW =۲/۰۶۹۸

F =۲۲۸/۳۵۶

عددهای درون پرانتز آماره t ضرایب را نشان می دهد. چنانکه ملاحضه می شود، براساس آزمون وقفه‌های مدل،

دیاگی ARDL(1,0,0,0,0) را به عنوان وقفه بهینه انتخاب کرده و مقدار آماره محاسباتی بنرجی، دولادو و مستر به صورت زیر محاسبه و تعیین شده است:

$$t = \frac{0/66 - 1}{0/12} = -2/83 \qquad (11)$$

و مقدار آماره جدول بنرجی ، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۳/۲۸- می‌باشد، فرضیه H_0 رد می شود. بنابراین وجودیک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها اثبات می‌شود.

نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای الگوی دوم، به صورت زیر است:

جدول (۳) مکانیسم تصحیح خطا (ECM) مدل دوم

ردیف	متغیرهای توضیحی	ضرایب	آماره t
۱	Δ C	۰/۹۳	۳/۶۷۲۰
۲	Δ L(k/l)	۰/۰۵۷	۲/۸۵۳۵
۳	Δ LH	۰/۰۵۶	۲/۵۴۲۳
۴	Δ LIIT	-۰/۰۴۸	-۲/۷۳۹۱
۵	Δ D1	۰/۰۰۴	۰/۱۷۲۷۶
۶	Δ D2	۰/۰۴۸	۱/۲۷۸۴
۷	ECM(-1)	-۰/۳۵۳	-۳/۳۸۲۸

ماخذ: یافته‌های تحقیق *D1 ، D2 متغیرهای موهومی به ترتیب جنگ و برنامه توسعه پنج ساله هستند.

تمامی ضرایب به جز ΔC معنی دار هستند. ضریب جمله تصحیح خطا $ECM(-1)$ معنی دار بوده و مقدار ضریب این ضریب برابر با۰/۳۵- بوده و بدین معنی است که در هر دوره حدود ۳۵ درصد از عدم تعادل در بهره وری نیروی کار ، تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک می شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مقاله، بررسی رابطه بین آزادسازی تجارت خارجی و بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۰، با استفاده از مدل خود رگرسیونی باوقفه‌های توزیعی *(ARDL)* است. ازصادرات محصولات کشاورزی *(EX)* و ادغام تجاری *(IIT)* به عنوان دو شاخص جهت تعیین اثر سیاست های آزادسازی تجاری بر بهره

وری نیروی کار در بخش کشاورزی استفاده شده است. نتایج حاصل از تاثیر سیاست های آزاد سازی تجاری و نهاده های تولید برروشدتولید بخش کشاورزی را می توان به صورت زیر خلاصه کرد:

اثر بلند مدت صادرات بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی نشان می دهد که با۱درصد تغییر در رشد صادرات محصولات کشاورزی میزان ۰/۱۵ درصد رشد بهره وری نیروی کار در کشاورزی را افزایش می دهد. که با نتایج (توکلی و همکارانش، ۱۳۸۷) سازگار است. واکنش مثبت رشد بهره وری نیروی کار در کشاورزی نسبت به سرمایه سرانه حدود۰/۱۵ می باشد. به ازای ۱هر درصد افزایش در سرمایه انسانی بهره وری نیروی کار۰/۱۴ را افزایش می دهد که رقم قابل ملاحضه ای است. تاثیر مثبت شاخص ادغام تجاری بر بهره وری نیروی کار به اندازه ۰/۱۳ درصد افزایش پیدا می کند. که با نتایج (اسماعیلی و رحمتی، ۱۳۸۶) مطابقت دارد. متغیرهای موهومی (جنگ و برنامه های توسعه پنج ساله) معنی دار نشده اند.

نتایج برآورد با کمک مدل تصحیح خطا (ECM) در دو حالت توسعه صادرات و ادغام تجاری نشان می دهد در حالت توسعه صادرات در هر دوره به میزان ۰/۳۴- از عدم تعادل کوتاه مدت رابطه بهره وری نیروی کار برطرف شده تا به تعادل بلند مدت نائل گردیم. در حالت ادغام تجاری ضزیب ECM برابر با ۰/۳۵- است که از ضریب ECM در حالت صادرات کوچکتر است. بنابراین در حالت صادرات، سرعت تعدیل بیشتر است.

از بررسی اثر صادرات محصولات کشاورزی در مقایسه با افزایش ادغام تجاری، افزایش توسعه صادرات روش مؤثرتری برای افزایش بهره وری نیروی کار در کشاورزی می باشد .بر اساس نتایج حاصل از مدل های برآورد شده، پیشنهاد می شود برای افزایش صادرات بخش کشاورزی سیاست های حمایت از تولید کنند گان نظیر سیاست تشویق صادرات اتخاذ گردد تا انگیزه های لازم برای تولید محصولات صادراتی مهیا شود که موجبات رشد بخش کشاورزی و رشد و توسعه اقتصادی کشور را فراهم آورد.

منابع

۱. اثنی عشری، ه. کرباسی، ع. و مسنن مظفری، م. (۱۳۸۹) بررسی رابطه تجارت خارجی و بهره وری عامل های تولید در بخش کشاورزی ایران. *فصلنامه پژوهش های نوین اقتصاد کشاورزی*، جلد۱ (۲): ۱۰۵-۱۱۳.

۲. اسماعیلی، ع. و رحمتی، د. (۱۳۸۶) اثر آزاد سازی تجاری بر بخش کشاورزی ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، جلد۲ (۱): ۱۱۹-۱۲۸.

۳. تشکینی، ا. (۱۳۸۴) اقتصاد سنجی کاربردی با کمک Microfit. *موسسه ی فرهنگی هنری دیباگران*، چاپ اول، تهران.

۴. جهرمی، ر. و فریبا، ع. (۱۳۹۰) بررسی رابطه صادرات بخش کشاورزی و رشد و توسعه اقتصادی سال های (۱۳۸۸-۱۳۵۵). *مجله پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*. جلد ۱، (۲):۹۵-۱۱۱.

۵. خلیلیان، ص. و فرهادی، ع. (۱۳۸۱) بررسی عوامل موثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران. *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، جلد(۱۰)، (۳۹): ۷۱-۸۴.

۶. محمودی، س. (۱۳۸۴) روند جهانی شدن الزامی برای رشد سریع بهره وری در ایران، *نخستین همایش ملی بهره وری و توسعه*، تبریز.

۷. مرکز آمار ایران، پایگاه اطلاع رسانی. http://www.sci.ir.org,

۸. نجارزاده، ر. و راسخ،م. (۱۳۸۸) بررسی تاثیر جهانی شدن و آزادسازی تجاری برروشد بهره وری کل عوامل درکشورهای گروهMENA و EU15. *فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی*. جلد ۴، (۱۴): ۴۷-۶۱.

۹. نوری، ک. و یزدانی، س (۱۳۷۹)، جهانی شدن اقتصاد واثرات آن بر بخش کشاورزی ایران (مطالعه موردی برنج و خرما)، *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران*، دانشگاه فردوسی مشهد.

۱۰. نوفرستی، م. (۱۳۷۸) ریشه ی واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی. *موسسه ی خدمات فرهنگی رسا*. چاپ اول، تهران.

۱۱. نونژاد،م. و مجلسی،ش. (۱۳۹۰) اثر آزادسازی تجاری بر بخش های صنعت و کشاورزی در کشورهای منا، جلد۲، (۳):۱۰۹-۱۲۸.

۱۲. گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (سال های مختلف)، تهران.

۱۳. سالنامه های آمار گمرک خارجی (سال های مختلف)، سازمان برنامه ریزی اقتصادی، تهران.

14. Chen, P. and Gupta, R. (2006) An Investigation of Openness and Economic Growth, Using Panel Estimation. Department of Economics Working Paper Series. 2: 2006-22.
15. Christer, A,. kupets, O. and Lehmann, H. (2005) Trade Liberalization and Employment Effects in Ukrain.discussion paper series.
16. Gutierrez,L. (2012) Agricultural productivity in Turkey and role of R&D,
17. Agricultural Economics Review, 3: 89-98.
18. Jenkins, R. (1997) Trade Liberalization in Latin America: the Bolivian Case, Latin American Studies. 3: 307-325.
19. Katz, L. and Murphy, M. (1992) Change in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors, Quarterly Journal of Economics 107: 35-78.
20. Miler, S. and Upadlhyay, M. (2000) The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity," Journal of Development Economics 2:.329-423.