

تأثیر ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران

جعفر حقیقت^۱

ابراهیم جاودان^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱/۲۱

چکیده

بعد از سقوط نظام ارزی ثابت برتون وودز، نرخ‌های ارز اسمی و واقعی به طور گسترده‌ای نوسان داشته‌اند. یافته‌های تجربی حاکی از اثر معنی‌دار ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر متغیرهای کلان از قبیل تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری است.

مطالعه حاضر اثر ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران را در دوره ۱۳۵۳-۸۶ مورد بررسی قرار داده است. ناطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از واریانس شرطی الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته نمایی (EGARCH) استخراج گردید. برآورد مدل با استفاده از رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان داد که ناطمینانی نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر منفی و معنی‌دار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران دارد.

با توجه به نتایج پژوهش، به منظور کاهش ناطمینانی نرخ ارز واقعی، پیشنهاد می‌گردد از سوی سیاستگذاران، سیاست‌های مناسب برای کاهش اختلاف بین نرخ اسمی و واقعی ارز به کار گرفته شود.

واژگان کلیدی: بخش کشاورزی، بهره‌وری کل عوامل تولید، ناطمینانی، نرخ ارز واقعی، ایران

طبقه‌بندی JEL: Q10, D24, F31

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

haghighat@tabrizu.ac.ir

ebrahimjavdan@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

مقدمه

بهره‌وری مفهومی است جامع و کلی که افزایش آن، یک ضرورت محسوب می‌شود. به طور کلی، بهره‌وری به معنای دستیابی به زندگی بهتر در گذران زندگی و ایجاد آسایش در قبال استفاده از کار، نیروی فکر و ابزار است. در واقع، بهره‌وری چگونگی و میزان استفاده از عوامل تولید را در تولید محصول نشان می‌دهد که در صورت استفاده بهینه از عوامل تولید، بهره‌وری آن عامل افزایش خواهد داشت. می‌توان چنین انتظار داشت که مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی، ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید است (ناییبی و همکاران، ۱۳۸۹).

با وجود اینکه در کشورهای پیشرفته اقتصادی، بهره‌وری به عنوان عامل اصلی در رشد تولید محسوب می‌شود اما در کشورهای در حال توسعه، سهم بهره‌وری در افزایش تولید محصول کمتر است. در ایران نیز سهم بهره‌وری از رشد اقتصادی کشور چشمگیر نبود و به همین دلیل در تدوین برنامه چهارم توسعه کشور پیش‌بینی شد که بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد کشور سالانه ۲/۵ درصد افزایش یابد و یک سوم رشد اقتصادی سالانه کشور از محل بهره‌وری محقق شود.

با توجه به اهمیتی که ارتقای بهره‌وری عوامل تولید در دستیابی به نرخ‌های بالاتر رشد دارد، شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید و تدوین برنامه‌های لازم برای ارتقای آن ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، مطالعه حاضر تلاش دارد عوامل مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی را با تأکید بر ناطمینانی نرخ ارز واقعی مورد بررسی قرار دهد. در زمینه بهره‌وری، مطالعات گسترده‌ای صورت گرفته است اما در مطالعات داخلی، پژوهشی که به بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز بپردازد، یافت نشد. از جمله مطالعات مهمی که در این زمینه انجام شده است، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

مهرابی بشرآبادی و جاودان (۱۳۹۰) در مطالعه خود گزارش دادند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مخارج تحقیق و توسعه اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد و بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران دارد.

آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی اثر تنوع صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی در گروه D8 پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان داد متنوع‌سازی صادرات اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری عوامل و رشد اقتصادی دارد.

اثنی عشری و همکاران (۱۳۸۹) در بررسی رابطه تجارت خارجی و بهره‌وری عامل‌های تولید در بخش کشاورزی ایران به این نتیجه دست یافتند که تجارت خارجی در کوتاه مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر بهره‌وری عوامل در این بخش داشته است.

جلاتی و رشیدی (۱۳۸۶) در مطالعه خود گزارش دادند که در دوره سال‌های ۸۲-۱۳۶۴ انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی در کوتاه مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر بهره‌وری بخش کشاورزی دارد. چون انحراف نرخ ارز در ایران به صورت مثبت بوده و از کانال تجارت محصولات کشاورزی، موجب باصرفه شدن تولید و در نتیجه، افزایش بهره‌وری می‌گردد.

توکلی و همکاران (۱۳۸۷) در بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران، نشان دادند سیاست‌های توسعه صادرات و کاهش نرخ تعرفه وارداتی در بلندمدت و کوتاهمدت باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی شده است.

بهبودی و ممی‌پور (۱۳۸۶) در مطالعه خود برای اقتصاد ایران، عنوان داشتند رابطه هزینه‌های تحقیق و توسعه داخلی و واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای با بهره‌وری عوامل تولید در اقتصاد ایران مثبت است. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی از دیگر عوامل مؤثر در ارتقای بهره‌وری عوامل تولید هستند.

یافته‌های آمادو (Amadou, I, D. 2012) در بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد بهره‌وری در ۷۴ کشور مورد مطالعه برای دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۵ حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز مؤثر واقعی، اثر منفی بر رشد بهره‌وری دارد که برای کشورهای در حال توسعه، این اثر بیشتر است.

جیننی و هوآ (Jeanneney, S. G. Hua, P. 2011) در بررسی چگونگی اثرگذاری نرخ ارز بر بهره‌وری با استفاده از داده‌های پانل برای ۲۹ استان چین در دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۶ به این نتیجه دست یافتند که ارزش‌گذاری بالاتر نرخ ارز، اثر مثبتی بر رشد بهره‌وری نیروی کار دارد.

مکلود و میلوا (McLeod, D. Mileva, E. 2011) با استفاده از برآورد پانل برای ۵۸ کشور مورد مطالعه، نشان دادند کاهش ارزش پول ملی منجر به افزایش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و تولید ناخالص داخلی تا یک حدی می‌شود. به نظر می‌رسد که صادرات محصولات کارخانه‌ای به عنوان یک کانال اثرگذاری نرخ ارز واقعی بر بهره‌وری کل عوامل تولید است.

یافته‌های تانگ (Tang, Y. 2010) نشان داد که نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار در دوره ارزش‌گذاری بالای دلار در بین سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۲ بیش از میانگین بوده است.

آغین و همکاران (Aghion, P. et al. 2009) به این نتیجه دست یافتند که نوسانات نرخ ارز می‌تواند اثر معناداری بر رشد بهره‌وری داشته باشد اما این اثر به سطح توسعه مالی کشورها بستگی دارد.

آکینلو (Akinlo, A.E. 2006) در بررسی فاکتورهای کلان اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای آفریقایی، گزارش داد سیاست‌های کاهش نرخ رشد جمعیت، کاهش بدهی، آزادسازی بیشتر، ثبات قیمت‌ها، توسعه مالی و مشارکت بیشتر بخش خصوصی منجر به افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید در صحرای آفریقا می‌شوند.

جیننی و هوآ (۲۰۰۳) در بررسی نرخ ارز و رشد بهره‌وری در چین، به این نتیجه دست یافتند که ارزش‌گذاری بیش از حد نرخ ارز، اثر نامطلوبی بر پیشرفت تکنیکی دارد اما اثر آن بر رشد کارآیی مطلوب است. در مجموع برآیند این دو اثر بر رشد بهره‌وری منفی است.

مواد و روش‌ها

به طور کلی، شاخص‌های بهره‌وری به دو دسته شامل شاخص‌های بهره‌وری جزئی و شاخص‌های بهره‌وری کل عوامل تولید تقسیم می‌شوند. در شاخص‌های بهره‌وری کل عوامل تولید، ارتباط ستانده با کل نهاده‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. شاخص بهره‌وری کل عوامل (نیروی کار و سرمایه به صورت توأم) به مفهوم نسبت ستانده به داده‌هاست و در واقع، بیانگر متوسط تولید به ازای هر واحد از کل منابع تولید است (ناییبی و همکاران، ۱۳۸۹).

برای محاسبه شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید، از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. در این پژوهش از مدل کندریک برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران استفاده شده است. این روش یکی از مهمترین روش‌های مستقیم برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. مدل کندریک مبتنی بر میانگین وزنی کار و سرمایه است. کندریک از یک تابع تولید ضمنی برای تخمین تغییرات در بهره‌وری استفاده نمود. شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید او به صورت زیر تعریف می‌شود (تهامی‌پور و شاهمرادی، ۱۳۸۶):

$$TFP = \frac{V_t}{\alpha K_t + \beta L_t} \quad (1)$$

که در آن TFP بهره‌وری کل عوامل تولید، V_t ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۷۶، K_t موجودی سرمایه به قیمت ثابت ۱۳۷۶، α سهم عامل سرمایه در ارزش افزوده، L_t سطح اشتغال و β سهم عامل کار در ارزش افزوده است.

در ادامه، به منظور محاسبه نرخ واقعی ارز از نظریه برابری قدرت خرید نسبی استفاده شده است. طبق نظریه برابری قدرت خرید نسبی، تغییر در نرخ ارز در یک دوره زمانی باید با تغییر نسبی سطح قیمت‌های دو کشور در همان دوره زمانی متناسب باشد. چنانچه اندیس ۰ و ۱ بیانگر سال پایه و سال بعد از آن باشد، نظریه برابری قدرت خرید نسبی را می‌توان به وسیله فرمول زیر نشان داد (سالواتوره، ۱۳۸۸):

$$R_{ab1} = \left[\frac{P_{a1}}{P_{a0}} \right] / \left[\frac{P_{b1}}{P_{b0}} \right] * R_{ab0} \quad (2)$$

به طوری که R_{ab0} و R_{ab1} به ترتیب نرخ‌های ارز در سال پایه و سال بعد از آن هستند. P_a و P_b نیز به ترتیب سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور A و B است. برای محاسبه نرخ ارز واقعی ایران، از شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و آمریکا (سال پایه ۲۰۰۴) و نرخ بازار غیررسمی دلار در

سال ۱۳۸۳ که برابر با ۸۷۴۷ ریال بوده، استفاده شده است. برای به دست آوردن نوسانات متغیرهای سری زمانی انواع مدل‌های GARCH^۱ در مطالعات اخیر مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل، واریانس شرطی بر اساس اطلاعات دوره قبل و خطای پیش‌بینی گذشته، تغییر کرده و نشان‌دهنده ناطمینانی نرخ ارز می‌باشد. الگوهای ARCH^۲ را برای اولین بار انگل (۱۹۸۲) ارائه داد و سپس بولرسلو (۱۹۸۶) آن را تحت عنوان GARCH (ARCH تعمیم یافته) بسط داد. معادلات میانگین و واریانس برای یک الگوی GARCH(p,q) به صورت زیر تصریح می‌شود (Henry, O. 1998):

$$R_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad (۴)$$

که در آن، ω ، α ، β و γ پارامترهای ثابت و x_t متغیرهای مستقل (برونزا و دورنزای تأخیری) اند. الگوی ARCH(q) حالت خاصی از الگوی GARCH(p,q) زمانی که $p = 0$ است، محسوب می‌شود. برای مدل GARCH(p,q) با مرتبه بالاتر، در صورتی واریانس شرطی به دست خواهد آمد که شرط زیر برقرار باشد:

$$1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{i=1}^p \beta_i > 0 \quad (۵)$$

این نتیجه نشان می‌دهد واریانس شرطی فرایند خطا ثابت نیست. علاوه بر این، باید ضرایب α و β نیز نامنفی باشند. برای به دست آوردن مناسب‌ترین مدل ARCH یا GARCH از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) استفاده می‌شود. یکی از ضعف‌های عمده الگوی GARCH این است که اثر نوسانات را متقارن فرض می‌کند، در صورتی که در عمل اینگونه نیست. بنابراین برای رفع این مشکل، الگوهای GARCH نامتقارن ارائه گردید.

اولین کار ارائه شده در زمینه الگوهای GARCH نامتقارن، الگوی GARCH نمایی یا EGARCH^۳ ارائه شده توسط نلسون (۱۹۹۱) است. در الگوی EGARCH(1,1)، لگاریتم طبیعی واریانس شرطی از فرایند زیر تبعیت می‌کند (Hagerud, G. 1997):

$$\ln(h_t) = \omega + \alpha \left[|z_{t-1}| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta \ln(h_{t-1}) + \gamma(z_{t-1}) \quad z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t} \quad (۶)$$

1. Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity Model
2. Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity Model
3. Exponential Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity Model

که ω ، α ، β و γ ضرایب هستند که عدم تقارن به وسیله γ تعیین می‌شود. اگر $\gamma=0$ اثرات متقارن و در غیر این صورت، بیانگر اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی است. از دیگر مزایای این الگو نسبت به الگوی GARCH این است که محدودیتی در مورد علامت ضرایب برآوردی وجود ندارد.

در گام بعدی برای تصریح الگو، به مطالعاتی که به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته‌اند، استناد شده، که از جمله این مطالعات می‌توان به پژوهش آمادو (۲۰۱۲)، آغین و همکاران (۲۰۰۹)، مهرابی بشرآبادی و جاودان (۱۳۹۰)، اثنی عشری و همکاران (۱۳۸۹)، توکلی و همکاران (۱۳۸۷) اشاره کرد. سرانجام الگوی تجربی برای برآورد به شکل زیر تصریح شد:

$$LTFP = \alpha_0 + \alpha_1 LVA + \alpha_2 LE + \alpha_3 LM + \alpha_4 LIIT + \alpha_5 LRERUN \quad (7)$$

در این معادله، TFP بهره‌وری کل عوامل تولید، VA ارزش افزوده بخش کشاورزی (به قیمت ثابت ۱۳۷۶)، E انرژی مورد استفاده در بخش کشاورزی (معادل میلیون بشکه نفت خام)، M ضریب مکانیزاسیون بخش کشاورزی، IIT شاخص ادغام تجارت بین‌الملل و RERUN شاخص ناطمینانی نرخ ارز واقعی را نشان می‌دهند و الگو از نوع خطی-لگاریتمی است.

بر اساس نتایج مطالعاتی که ذکر شد، ارزش افزوده و تولید بالاتر در سطح قبلی نهاده‌ها باعث افزایش سهم نهاده‌ها از تولید شده و بهره‌وری آنها افزایش می‌یابد. مصرف انرژی نیز که با مکانیزاسیون بیشتر در بخش، رشد چشمگیری داشته است، با به کارگیری تکنولوژی‌های جدید و انجام به موقع فعالیت‌ها زمینه را برای بهبود بهره‌وری فراهم می‌آورند. ارتباط با اقتصاد جهانی که با استفاده از شاخص IIT نشان داده شده است، با ایجاد فضای رقابتی می‌تواند اثر مثبتی بر بهره‌وری داشته باشد. به دلیل اینکه ناطمینانی نرخ ارز واقعی، تجارت محصول و نهاده‌های کشاورزی را با ریسک و ناطمینانی همراه می‌کند، انتظار می‌رود دارای اثر منفی بر بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی باشد.

داده‌های سری‌زمانی مورد استفاده برای برآورد مدل، مربوط به دوره ۸۶-۱۳۵۳ بوده و داده‌های مورد نیاز از اطلاعات اقتصادی سری‌زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران، ترازنامه انرژی و بانک اطلاعاتی سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد (فائو) استخراج شده‌اند.

در نهایت، برای تحلیل ارتباط بلندمدت بین متغیرها و همچنین عکس‌العمل پویای بین متغیرها، از الگوی همجمعی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها، که در روش انگل-گرنجر ضروری است، نیازی نمی‌باشد. همچنین این روش، الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. لذا تخمین‌های روش ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، ناریب

و کارا هستند (Siddiki, 2000). مدل ARDL تعمیم یافته را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L, p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + u_t, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (8)$$

که در آن، α_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad (9)$$

بنابراین:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L^1 - \dots - \alpha_p L^p \quad (10)$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots + (\beta_{iq_i}L^{q_i}) \quad (11)$$

برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد: در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام بگیرد (نوفرستی، ۱۳۸۷):

$$H_0: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0 \quad H_1: \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0 \quad (12)$$

کمیت آماره t موردنیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m S_{\hat{\beta}_i}} \quad (13)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد.

نتایج و بحث

نظریه برابری قدرت خرید از روش‌های متداول در محاسبه نرخ واقعی ارز بین دو کشور به شمار می‌رود که در این پژوهش نیز به کار گرفته شده است. طبق این نظریه تغییر در نرخ ارز در یک دوره زمانی با تغییر نسبی سطح قیمت‌های دو کشور در همان دوره زمانی متناسب است. در گام بعدی برای استخراج شاخص نااطمینانی نرخ ارز واقعی از طریق الگوهای خانواده GARCH ابتدا باید مدل اولیه‌ای برای تبیین رفتار نرخ ارز واقعی برآورد شود.

در بیشتر مطالعات قبلی، الگوهای خودتوضیح، میانگین متحرک، خودتوضیح میانگین متحرک و خودتوضیح جمعی میانگین متحرک مورد استفاده بوده‌اند. در این مطالعه، الگوی خودتوضیح به دلیل قدرت توضیح دهنده‌گی بیشتر رفتار نرخ ارز واقعی در طول سال‌های ۸۶-۱۳۳۸ به کار رفته است. بر اساس معیارهای شوارتز-بیزین و آکائیک، الگوی خودتوضیح با دو وقفه، بهینه شناخته شد. آماره‌های گزارش شده در جدول شماره (۱) نیز نشان از مناسب بودن مدل دارند.

جدول ۱. برآورد معادله رفتاری نرخ ارز واقعی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
lrer(-1)	۱/۳۸	۱۰/۰۳	۰/۰۰
lrer(-2)	-۰/۳۷	-۲/۶	۰/۰۱
c	-۰/۰۵	-۰/۹	۰/۳۷
F=7164.02(0.00)		R ² =0.99	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از برآورد معادله رفتاری، باید آزمون لازم برای تشخیص وجود اثرات ARCH (واریانس ناهمسانی) انجام گیرد. در این راستا، به منظور بررسی وجود اثرات ARCH در پسماند الگوهای برآوردی از آزمون ARCH-LM استفاده شد. بر اساس نتایج این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها رد شده و فرضیه مقابل یعنی وجود واریانس ناهمسانی در پسماندها تأیید می‌شود. بعد از تشخیص وجود اثرات ARCH باید متقارن یا نامتقارن بودن این اثرات نیز مشخص شود. در این راستا از آزمون F استفاده شد و فرضیه صفر همسانی واریانس شرطی در مقابل فرضیه ناهمسانی نامتقارن واریانس شرطی مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس نتایج ارائه شده این آزمون در جدول (۲) فرضیه صفر این آزمون نیز برای الگوی برآوردی رد شده و وجود اثرات ARCH نامتقارن در پسماندها پذیرش می‌شود.

جدول ۲. آزمون واریانس ناهمسانی ARCH-LM

آماره	آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری	
F-statistic	۳/۶۸	۰/۰۶	آزمون ARCH-LM
N*R-squared	۳/۵۶	۰/۰۵	
F-statistic	۲/۸۰	۰/۰۵	آزمون عدم تقارن اثرات ARCH

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله بعدی که وجود واریانس ناهمسانی نامتقارن مورد پذیرش قرار گرفت می‌توان به مدل‌سازی ناطمینانی ناشی از واریانس ناهمسانی در داده پرداخت. برای این منظور، از الگوی EGARCH استفاده شد. در این راستا آماره‌های آکائیک و شوارتز بیزین معیار قرار گرفتند و الگوی EGARCH(1,1) به عنوان الگوی بهینه مورد برآورد قرار گرفت که نتایج مربوط به آن در جدول (۳) آمده است. آماره‌های F و R^2 حاکی از برازش مناسب مدل هستند. با توجه به اینکه برازش مناسبی برای مدل‌سازی ناطمینانی نرخ ارز واقعی صورت گرفته است لذا می‌توان از نتایج برآورد مذکور استفاده نموده و شاخص ناطمینانی نرخ ارز واقعی (واریانس شرطی پسماندها) را برای استفاده در برآوردهای بعدی استخراج نمود.

جدول ۳. برآورد الگوی EGARCH(1,1)

متغیر	ضریب	آماره Z	سطح معنی‌داری
w	-۱۰/۷۵	-۱۴/۰۱	۰/۰۰
$ z_{t-1} - \sqrt{2/\pi}$	۰/۵۴	۰/۸۸	۰/۳۷
$\ln(h_{t-1})$	-۰/۹۲	-۷/۱۸	۰/۰۰
z_{t-1}	-۰/۰۱	-۰/۰۸	۰/۹۳
$F=1956.9(0.00)$		$R^2=0.99$	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این مرحله، به دلیل ماهیت سری زمانی داده‌های مورد استفاده، ابتدا ویژگی ایستایی داده‌ها بررسی شده، آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته در حالت‌های با عرض از مبدأ و روند و بدون روند مورد استفاده قرار گرفته و نتایج این آزمون در جدول شماره (۴) گزارش شده است و بر این اساس، به استثنای متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید و شاخص ناطمینانی نرخ ارز واقعی که در سطح ایستا هستند، بقیه متغیرها در سطح نایستا بوده و با تفاضل‌گیری مرتبه اول ایستا شده‌اند.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	متغیرهای رگرسیون آزمون	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول	آماره بحرانی ($\alpha=5\%$)	وضعیت پایایی
LTFP	عرض از مبدأ و روند	-۳/۳۵	-	-۳/۲۰ (۰/۱۰)	I(0)
LVA	عرض از مبدأ و روند	-۲/۹۲	-۷/۰۷	-۳/۵۵	I(1)
LE	عرض از مبدأ و روند	-۲/۳۸	-۵/۹۹	-۳/۵۵	I(1)

وضعیت پایایی	آماره بحرانی ($\alpha=5\%$)	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول	آماره آزمون در سطح	متغیرهای رگرسیون آزمون	متغیر
I(1)	-۳/۵۵	-۴/۸۰	-۲/۴۴	روند عرض از مبدأ و روند	LIIT
I(1)	-۳/۵۵	-۹/۶۸	-۲/۹۴	روند عرض از مبدأ و روند	LM
I(0)	-۲/۹۵	-	-۱۱/۲۷	عرض از مبدأ	LRERUN

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که متغیرهای مورد استفاده در مدل، ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) را شامل می‌شوند لذا از رهیافت ARDL برای برآورد اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده می‌شود. نتایج مربوط به برآورد الگوی پویای ARDL در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج مربوط به برآورد الگوی ARDL(1,1,0,0,0)

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LTFP(-1)	۰/۶۳	۸/۰۰	۰/۰۰
LVA	۰/۰۹	۳۲/۸۷	۰/۰۰
LVA(-1)	-۰/۰۶	-۷/۴۱	۰/۰۰
LE	۰/۰۰۱	۱/۵۵	۰/۱۳
LM	۰/۳۸ E-3	۱/۰۷	۰/۲۹
LIIT	۰/۴۸ E-3	۲/۶۲	۰/۰۱
LRERUN	-۰/۶۳ E-3	-۲/۱۱	۰/۰۴
C	-۱/۲۰	-۴/۵۸	۰/۰۰
Durbin's h-statistic= -1.51 (0.12)		R ² =0.99	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آماره‌های t و R² ارائه شده، نشان از برازش مناسب مدل دارند و آماره h-Durbin نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در مدل برآوردی است. از برآورد صورت گرفته برای بررسی وجود رابطه بلندمدت استفاده می‌شود. بر اساس آزمون بنرجی و همکاران، عدد یک از ضریب وقفه متغیر وابسته کسر و بر انحراف معیار آن تقسیم شد و آماره t مذکور برابر ۴/۶۸- محاسبه گردید. با توجه به اینکه آماره بحرانی در سطح ۵ درصد برابر ۴/۴۳- است، بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت در سطح ۵

درصد تأیید می‌شود.

حال که وجود رابطه بلندمدت تعادلی در مدل مورد تأیید قرار گرفته، می‌توان الگوی بلندمدت را برآورد کرده که نتایج مربوط به برآورد این الگو در جدول شماره (۶) گزارش شده است. طبق نتایج ارائه شده، متغیرهای ارزش افزوده بخش، میزان مصرف انرژی، ضریب مکانیزاسیون و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل دارای اثر مثبت بر بهره‌وری عوامل تولید در بلندمدت هستند. اما شاخص ناطمینانی نرخ ارز واقعی، دارای اثر منفی و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است.

جدول ۶. نتایج مربوط به برآورد الگوی بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
LVA	۰/۰۷۸	۲۶/۴۵	۰/۰۰
LE	۰/۰۰۳	۱/۷۱	۰/۰۹
LM	۰/۰۰۱	۱/۱۳	۰/۲۶
LIIT	۰/۰۰۱	۲/۰۲	۰/۰۵
LRERUN	-۰/۰۰۱	-۱/۹۵	۰/۰۶
C	-۳/۲۷	-۱۱۵/۲۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اثر مثبت ارزش افزوده بخش بر بهره‌وری عوامل تولید، مورد انتظار و طبیعی است. با افزایش تولید، سهم هر یک از نهاده‌های مورد استفاده در فرایند تولید افزایش می‌یابد و بنابراین بهره‌وری عوامل تولید بهبود پیدا می‌کند. میزان مصرف انرژی نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری عوامل تولید دارد.

انرژی نهاده‌ای است که میزان مصرف آن در سال‌های اخیر رشد قابل توجهی داشته و وابستگی تولید در بخش به این نهاده در طول سال‌های اخیر بیشتر شده است. این موضوع به دلیل مکانیزه شدن فرایند تولید در فعالیت‌های مختلف بخش کشاورزی می‌باشد. تا قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در کشور به دلیل انرژی ارزان قیمت، مکانیزاسیون متحرک و ثابت در بخش کشاورزی رشد قابل توجهی یافت و از این طریق، افزایش همزمان استفاده از ماشین‌آلات و انرژی، بهره‌وری عوامل تولید در بخش را ارتقا می‌دهد. متغیر بعدی ضریب مکانیزاسیون است که با وجود اثر مثبت بر بهره‌وری، از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. با افزایش به کارگیری ماشین‌آلات در فرایند تولید در بخش کشاورزی، عملیات مورد نیاز در مراحل مختلف به موقع و با صرف نیروی انسانی

کمتری انجام می‌شود که باعث افزایش تولید در بخش شده و بهره‌وری نهاده‌های مورد استفاده را افزایش می‌دهد.

شاخص ادغام تجارت بین‌الملل که میزان واردات و صادرات یک کشور از کالاهای مشابه را نشان می‌دهد و از شاخص‌های متداول آزادسازی تجاری نیز محسوب می‌شود دارای اثر مثبت و معنی‌دار است. بهبود این شاخص یعنی اینکه کشور کالاهایی را که با هزینه کمتری تولید می‌کند، صادر نماید و در مقابل، محصولاتی که در داخل کشور با هزینه بیشتری تولید می‌شوند، وارد کند. این امر باعث تخصیص بهینه نهاده‌های تولیدی شده و بهره‌وری آنها افزایش پیدا می‌کند. ارتباط بیشتر با بازارهای جهانی - به دلیل ایجاد فضای رقابتی - باعث می‌شود، محصولاتی که در مقایسه با تولیدات خارجی از هزینه تمام شده بالاتری برخوردارند، هزینه تولیدشان کاهش پیدا کند.

متغیر بعدی که تأکید اصلی این مطالعه نیز محسوب می‌شود، شاخص ناطمینانی نرخ ارز واقعی است. این شاخص در بلندمدت دارای اثر منفی بر بهره‌وری عوامل تولید در بخش است. این نتیجه با نتایج مربوط به مطالعات مشابه همسو می‌باشد. کانال عمده اثر ناطمینانی نرخ ارز واقعی بر بهره‌وری کل عوامل تولید، تجارت خارجی است. بدین صورت که ناطمینانی نرخ ارز باعث شکل‌گیری فضای نامطمئن در صادرات محصولات کشاورزی شده و صادرکنندگان در تصمیم خود برای صادرات تجدیدنظر می‌کنند که این امر بر تصمیم تولیدکنندگان برای تولید در فصل آتی اثرگذار بوده و باعث می‌شود بهره‌وری مربوط به نهاده‌های تولید در بخش دستخوش تغییر گردد.

علاوه بر این، تغییرات ایجاد شده در تصمیم تولیدکنندگان باعث جابه‌جایی نهاده‌ها در تولید محصولات می‌شود که این موضوع نیز می‌تواند در صورت عدم تخصیص بهینه منجر به کاهش بهره‌وری عوامل تولید گردد. علاوه بر این، ناطمینانی نرخ ارز واقعی باعث ایجاد نوسان در بازار محصول و نهاده‌های وارداتی می‌شود و موجب می‌گردد دسترسی به نهاده‌های وارداتی محدودتر شده و از این طریق، تولید در بخش، تحت تأثیر قرار گیرد.

در ادامه نتایج مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا (اثر کوتاه‌مدت بین متغیرها) در جدول شماره (۷) گزارش شده است. طبق نتایج به دست آمده در برآورد این مدل، متغیرهای ارزش افزوده، میزان مصرف انرژی، ضریب مکانیزاسیون و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل در کوتاه‌مدت نیز دارای اثر مثبت هستند. اثر ناطمینانی نرخ ارز واقعی در کوتاه مدت نیز منفی و معنی‌دار است. اثر برآوردی متغیرها در کوتاه مدت با اثر بلندمدت آنها هماهنگ می‌باشند. در کوتاه مدت به استثنای میزان مصرف انرژی و ضریب مکانیزاسیون که از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند، بقیه ضرایب معنی‌دار هستند. ضریب تصحیح خطا نیز برابر با ۰/۳۶ - برآورد شده است که دارای علامت مورد انتظار است و بیانگر این است که شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت روند تعادلی بلندمدت

تعدیل می‌یابند و تقریباً در کمتر از سه سال، شوک وارده به طور کامل تعدیل می‌شود.

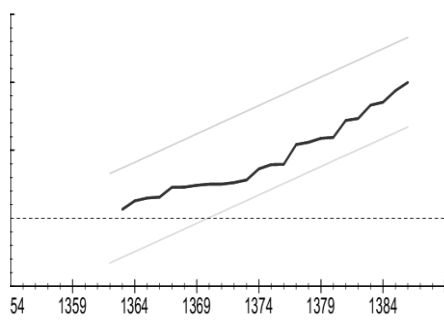
جدول ۷. نتایج مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
dLVA	۰/۰۹	۳۲/۸۷	۰/۰۰
dLE	۰/۰۰۱	۱/۵۵	۰/۱۳
dLM	۰/۳۸ E-3	۱/۰۷	۰/۲۹
dLIIT	۰/۴۸ E-3	۲/۶۲	۰/۰۱
dLRERUN	-۰/۶۳ E-3	-۲/۱۱	۰/۰۴
C	-۱/۲۰	-۴/۵۸	۰/۰۰
Ecm(-1)	-۰/۳۶	-۴/۶۷	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

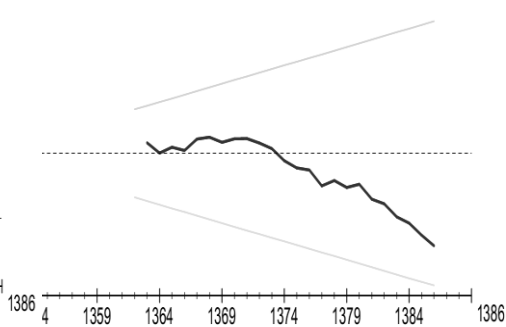
در رهیافت ARDL با استفاده از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ ثبات ضرایب مدل برآوردی مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این آزمون‌ها فرضیه صفر مبنی بر ثبات پارامترها در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون می‌شود. در صورتی که آماره آزمون در بین دو خط مستقیم قرار گیرند، فرضیه صفر یعنی ثبات ضرایب پذیرفته می‌شود. در صورتی که نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد، فرضیه صفر رد می‌شود. نتایج آزمون‌های مذکور برای مدل برآوردی در نمودارهای زیر نشان داده شده است. از آنجا که پارامتر محاسباتی در داخل محدوده خطوط راست قرار گرفته است لذا پارامترهای برآوردی در سطح معنی‌داری ۵ درصد از ثبات برخوردارند و نتایج برآورد قابل اعتماد می‌باشد.

Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

جمع‌بندی و پیشنهادات

تلاش سیاستگذاران اقتصادی این است که در سطح قبلی استفاده از نهاده‌ها، میزان تولید را افزایش دهند؛ زیرا بهبود بهره‌وری نهاده‌های تولیدی به عنوان یک استراتژی مهم در افزایش رشد اقتصادی کشورها محسوب می‌شود. با توجه به اهمیت موضوع، شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری نهاده‌های مورد استفاده در فرایند تولید ضروری است. در این راستا، مطالعه حاضر به بررسی اثر نااطمینانی ناشی از نوسان نرخ ارز واقعی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران به عنوان یک بخش مولد و مؤثر در اقتصاد ایران پرداخته است.

یافته‌های حاصل از این پژوهش با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی سری زمانی نشان داد که اثر متغیرهای ارزش افزوده بخش، میزان مصرف انرژی، مکانیزاسیون و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران مثبت است. اما نااطمینانی نرخ ارز واقعی در کوتاه مدت و بلندمدت دارای اثر منفی است. بنابراین نااطمینانی نرخ ارز واقعی باید به عنوان یک مساله مهم تلقی شده و با سیاستگذاری مناسب، از اثر منفی آن بر تولید و بهره‌وری در بخش جلوگیری شود.

در این راستا، پیشنهاد می‌گردد با توجه به نظام ارزی کشور که شناور مدیریت شده است از میخکوب کردن نرخ اسمی ارز اجتناب شود و حتی‌الامکان بازه نوسانات نرخ ارز اسمی به گونه‌ای تعریف شود که اختلاف نرخ اسمی و واقعی ارز در کشور به حداقل برسد. این امر موجب خواهد شد که روند نرخ اسمی و واقعی در بلندمدت به یکدیگر نزدیک شده و از نوسانات نرخ واقعی که منجر به شکل‌گیری فضای ریسکی در تصمیم‌گیری تولید می‌شود، اجتناب شود.

منابع و مآخذ

- آذربایجانی، ک.؛ راکی، م. و رنجبر، ه. (۱۳۹۰) تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی (رویکرد داده‌های تابلویی در کشورهای گروه دی هشت)؛ فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱(۳): ۲۰۱-۱۶۵.
- اثنی‌عشری، ه.؛ کرباسی، ع. و مسنن مظفری، م. (۱۳۸۹) بررسی رابطه تجارت خارجی و بهره‌وری عامل‌های تولید در بخش کشاورزی ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های نوین اقتصادکشاورزی، ۲(۱): ۱۱۳-۱۰۵.
- بهبودی، د. و ممی‌پور، س. (۱۳۸۶) تجارت بین‌الملل، سرریز دانش و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران؛ فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، ۹: ۵۵-۳۳.
- توکلی، ا. میرمحمد صادقی، ج. کمری، ا. (۱۳۸۷) تأثیر آزادسازی تجاری بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران؛ مجله علوم و صنایع کشاورزی، ویژه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۲(۱): ۳۳-۲۷.
- تهامی‌پور، م. و شاهمرادی، م. (۱۳۸۶) اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و بررسی سهم آن از رشد ارزش افزوده؛ مجله اقتصادکشاورزی، ۲(۱): ۳۲۵-۳۱۷.
- جلائلی، س.؛ ع. رشیدی و شریف آبادی، ع. (۱۳۸۶) انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی و رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران؛ مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصادکشاورزی ایران.
- سالواتوره، د. (۱۳۸۸) نظریه و سیاست‌های اقتصاد بین‌الملل (مالیه بین‌الملل)؛ ترجمه حمیدرضا ارباب؛ تهران: نشر نی، چاپ ششم.
- مهرابی بشرآبادی، ح. و جاودان، ا. (۱۳۹۰) تأثیر تحقیق و توسعه بر رشد و بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران؛ نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۵(۲): ۱۸۰-۱۷۲.
- نایی، ح.؛ ر. ابراهیمی، ر. و آزادگان، ع. ا. (۱۳۸۹) اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران با استفاده از روش باقیمانده سولو؛ پژوهشنامه علوم اقتصادی، ۹(۱): ۱۴۰-۱۲۱.
- نوفروستی، م. (۱۳۸۷) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی؛ انتشارات رسا، چاپ دوم.
- Aghion, P.; Bacchetta, P.; Rancie, R. & Rogoff, K. (2009) Exchange rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development; *Journal of Monetary Economics* 56: 494-513.
- Akinlo, A. E. (2006) Macroeconomic Factors and Total Factor Productivity in Sub - Saharan African Countries; *International Research Journal of Finance and Economics*, 1: 62-79.
- Amadou, I. D. (2012) The Effects of Real Exchange Rate Volatility on

-
- Productivity Growth; MPRA Paper No. 36171.
- Hagerud, G. (1997) A New Non Linear GARCH Model; Stockholm School of Economics, EFI, the Economic Research Institute.
- Henry, O. (1998) Modeling the Asymmetry of Stock Market Volatility; Applied Financial Economics, 8: 145-153.
- Jeanneney, S. G. & Hua, P. (2003) Real Exchange Rate and Productivity in China. CERDI, Etudes et Documents, Ec 2003,28.
- Jeanneney, S. G. Hua, P. (2011) How Does Real Exchange Rate Influence Labor Productivity in China?; China Economic Review, 22: 628-645.
- McLeod, D. & Mileva, E. (2011) Real Exchange Rates and Productivity Growth; Fordham University, Department of Economics, Discussion Paper Series, No. 2011-04.
- Siddiki, J. U. (2000) Demand for Money in Bangladesh: A Co integration Analysis; Journal of Applied Economics, 32: 1977-1984.
- Tang, Y. (2010) Does Productivity Respond to Exchange Rate Appreciations? A Theoretical and Empirical Investigation; Bowdoin College.