Journal of
Rural Development and Extension Studies
University of zanjan

Investigating the Impact of Human Capital on Labor Productivity in Iran's Agricultural Sector

MohammadHossein Zhoghipour[1] and Heydar Gholizadeh[2*]

[1] MSc in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities, University of Zanjan, Iran.
[2] Associate Professor, Department of Extension, Communication and Rural Development, University of Zanjan, Iran.
hgholizadeh@znu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Full Paper

Article history:
Received: 07.12.2023
Revised: 09.02.2024
Accepted: 18.03.2024

Keywords:
human capital
productivity
agriculture
ARDL

ABSTRACT

Improving productivity is the key word for realizing economic growth and development, and labor productivity has a direct relationship with the quality and standards of living. Human capital as a production input affects the labor quality, as a production input, and increases his knowledge and skills. So, improving human capital is expected to improve productivity. Obviously, such a role is of particular importance due to the severe limitation of resources in Iran's agricultural sector. This study investigated the impact of human capital on labor productivity in Iran's agricultural sector in 1967-2017, using the autoregression distributed lag model (ARDL). The results showed that labor productivity in the short run is positively and significantly affected by a lag of dependent variable, physical capital with two lags, human capital, knowledge and technology, and natural resources. The impact of human capital in the long run is also accepted. So a one percent increase in the human capital index causes the labor productivity in the agricultural sector to increase by 0.82 percent, equivalent to 279.6 thousand rials. The impact of other independent variables, including physical capital, knowledge and technology, and natural resources, on labor productivity in the agricultural sector was evaluated as positive and significant. Also, the effect of dummy variables of revolution and war, and drought on labor productivity was evaluated to be negative. In general, due to the increasing limitation in access to physical and natural inputs, investing in human capital is a high priority in achieving economic growth goals.

© The Author(s). Publisher: University of Zanjan

دو فصلنامه
تحقیقات ترویج و توسعه روستایی
دانشگاه زنجان

ارزیابی تاثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی ایران

محمدحسین ذوقی‌پور[1] و حیدر قلی‌زاده[2]*

[1] کارشناس ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان ، ایران
[2] دانشیار گروه ترویج، ارتباطات و توسعه روستایی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان، زنجان ، ایران، رایانامه:hgholizadeh@znu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله کامل علمی- پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۱۶
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۸

واژه‌های کلیدی:
سرمایه انسانی
بهره‌وری
کشاورزی
ARDL

چکیده

ارتقای بهره‌وری کلیدواژه تحقق رشد و توسعه اقتصادی است و بهره‌وری نیروی کار رابطه مستقیمی با کیفیت و استانداردهای زندگی دارد. سرمایه انسانی به‌عنوان یک نهاده تولید، بر نهاده نیروی کار اثر می‌گذارد و باعث بالاتر رفتن دانش و مهارت او می‌شود. به این ترتیب انتظار می‌رود بهبود سرمایه انسانی موجب ارتقای بهره‌وری شود. بدیهی است چنین نقشی، با توجه به محدودیت منابع در بخش کشاورزی ایران از اهمیت مضاعفی برخوردار است. در این مطالعه، تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی در طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۴۶ با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مورد واکاوی قرار می‌گیرد. نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت نشان داد بهره‌وری نیروی کار از یک وقفه خود، سرمایه فیزیکی با دو وقفه، سرمایه انسانی، دانش و فناوری و منابع طبیعی به‌صورت مثبت و معنی‌داری تأثیر می‌پذیرد. تأثیر سرمایه انسانی در بلندمدت نیز پذیرفته می‌شود. بر این اساس، به ازای هر یک درصد افزایش در شاخص متغیر سرمایه انسانی، بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی ۰/۸۲ درصد، معادل ۲۷۹/۶ هزار ریال، افزایش می‌یابد. تأثیر سایر متغیرهای مستقل استفاده‌شده در پژوهش شامل متغیرهای سرمایه فیزیکی، دانش و فناوری و منابع طبیعی بر روی بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی مثبت و معنی‌دار ارزیابی شد. همچنین اثر متغیرهای موهومی انقلاب و جنگ و خشک‌سالی بر بهره‌وری نیروی کار منفی برآورد شد. با توجه به محدودیت روزافزون در دستیابی به نهاده‌های فیزیکی و طبیعی، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از اولویت بالایی در دستیابی به اهداف رشد اقتصادی برخوردار می‌باشد.

ناشر: دانشگاه زنجان
© نویسندگان.

مقدمه

بهره‌وری معیاری کلیدی برای فهم و سنجش رشد و توسعه اقتصادی جامعه محسوب می‌شود. اقتصاددانان کیفیت زندگی افراد در هر جامعه را تابعی از سطح بهره‌وری آن کشور در تولید کالاها و خدمات در بخش‌های مختلف اقتصاد می‌دانند (منکیو[1]، ۲۰۱۷). بخش کشاورزی در ایران همچون بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، از ارکان اصلی اقتصاد به شمار می‌رود و کیفیت زندگی کشاورزان و روستاییان (بالغ‌بر یک‌چهارم جمعیت کل کشور) ارتباط مستقیمی با سطح بهره‌وری در این بخش دارد؛ برای نیل به این هدف، قانون افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی و منابع طبیعی در سال ۱۳۸۹ به تصویب رسیده است (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۸۹).

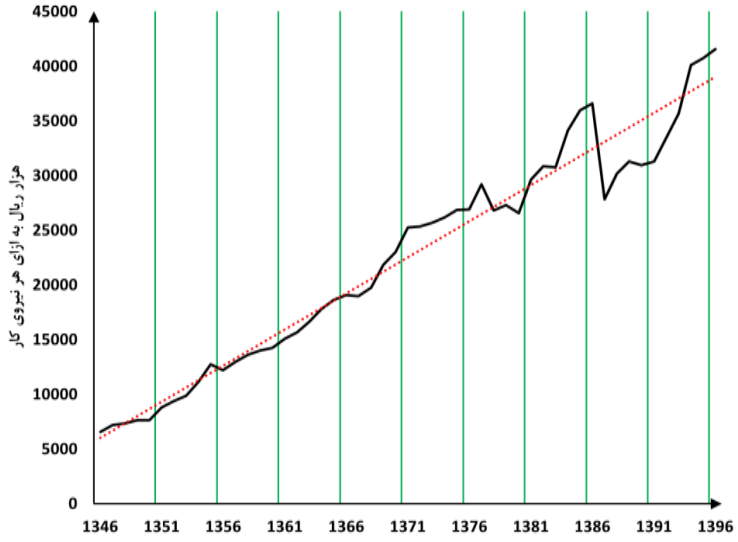
رابطه بین بهره‌وری و سرمایه‌گذاری رابطه‌ای دوسویه است. از یک‌سو ارتقای بهره‌وری مستلزم سرمایه‌گذاری است و از سوی دیگر، افزایش بهره‌وری انگیزه‌های مضاعفی برای جذب سرمایه و سرمایه‌گذاری پدید می‌آورد. این مسأله نه‌تنها در بین فعالیت‌های مختلف صدق می‌کند بلکه حتی در سطح جهانی نیز سرمایه به سمت کشورهای با بهره‌وری بالاتر سوق پیدا می‌کند. در تلاش برای تسریع رشد و توسعه اقتصادی، سرمایه‌گذاری و تشکیل سرمایه در اشکال مختلف آن از اهمیت اساسی برخوردار است. سرمایه انسانی یکی از شکل‌های سرمایه است که در ادبیات اقتصادی، مولد بودن آن و اثرگذاری آن بر رشد و توسعه مورد تأکید قرارگرفته است. این تأثیر از کانال‌های مختلفی حادث می‌شود. از یک‌سو، افزایش سرمایه انسانی با افزایش بهره‌وری نیروی کار موجب رشد اقتصادی می‌شود و از سوی دیگر، افزایش سرمایه انسانی با تسهیل و تسریع تغییرات تکنولوژیک رشد اقتصادی را تقویت می‌کند (سینرلا[2] و همکاران،۲۰۱۷). بر این اساس، سرمایه انسانی یک تعیین‌کننده مهم رشد اقتصادی بلندمدت است (موراری[3] و همکاران،۲۰۲۰). در بخش کشاورزی نیز افزایش سرمایه انسانی با ایجاد نیروی کار رقابتی و کارآمد همراه است که درمجموع می‌تواند با ارتقای بهره‌وری نیروی کار، تسهیل در نوآوری‌های تکنولوژیکی و افزایش بازده سرمایه منجر به افزایش کارآفرینی و رشد کسب‌وکارهای کشاورزی (پیندا[4]،۲۰۱۲) و حتی افزایش اشتغال شود (زایکا[5] و همکاران، ۲۰۲۰).

در شکل (۱) روند بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی با تقسیم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر تعداد نیروی کار شاغل در این بخش، ترسیم‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود روند کلی این متغیر صعودی بوده است به‌طوری‌که مقدار عددی این شاخص در طول دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۴۶ بیش از ۶/۳۶ برابر شده است با رشد سالانه ۳/۷۷ درصد، از ۶۵۲۶/۶۲ هزار ریال به قیمت ثابت ۱۳۸۳ در سال ۱۳۴۶ به ۴۱۵۳۲/۷۲ هزار ریال در سال ۱۳۹۶ رسیده است.

بهره‌وری نیروی کار به عوامل متعددی بستگی دارد. سرمایه انسانی یکی از این عوامل است. نظریه سرمایه انسانی به‌عنوان یکی از تئوری‌های قوی اقتصادی نخستین بار در سال ۱۹۶۰ توسط شولتز مطرح شد (شولتز[6]،۱۹۶۰). شولتز و

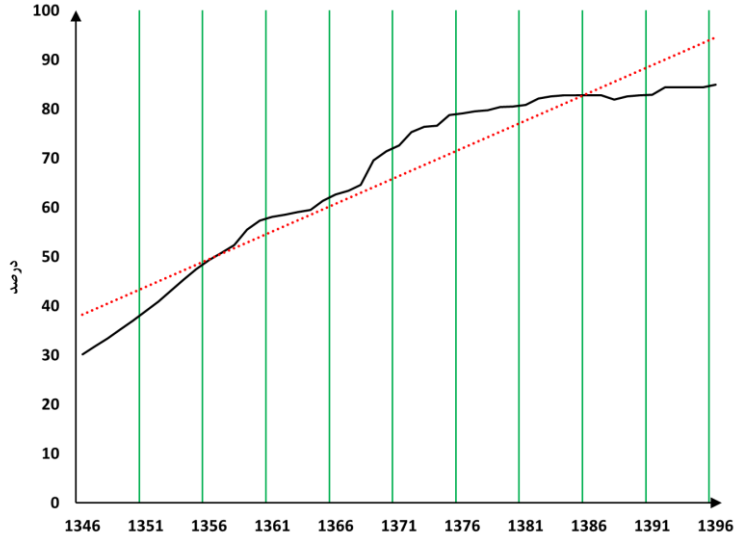
[1] Mankiw
[2] Cinnirella et al
[3] Murray et al
[4] Penda
[5] Zaika
[6] Schultz

بکر معتقد بودند که سرمایه انسانی از طریق دانش و مهارت باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شود (Schultz, 1961; Becker, 1962). امروزه تعریف سرمایه انسانی تا حدودی گسترش‌یافته است به‌طوری‌که علاوه بر دانش و مهارت عواملی نظیر شایستگی‌ها، ویژگی‌ها و نگرش‌ها (مانند قابلیت اطمینان، صداقت، اعتمادبه‌نفس و مسئولیت فردی) را شامل می‌شود (بکر[1]،۲۰۰۲). با این وجود، در شکل‌گیری سرمایه انسانی که برای موفقیت اقتصادی لازم است، همچنان آموزش به‌عنوان عامل کلیدی آن تلقی می‌شود (گیلیز[2]،۲۰۱۷). مطالعات بسیاری آموزش‌های پایه و باسوادی را ابعاد مهم سرمایه انسانی دانسته (رحمان[3]،۲۰۱۳) و از نرخ باسوادی به‌عنوان یک تقریب نزدیک برای سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند.



شکل ۱- بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی (منبع: بانک مرکزی و سازمان برنامه‌وبودجه کشور، ۱۳۹۹)

[1] Becker
[2] Gillies
[3] Rahman



شکل ۲ – روند سرمایه انسانی (منبع: بانک مرکزی، ۱۳۹۹)

شکل (۲) روند سری زمانی نرخ باسوادی کشور را به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی ترسیم کرده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار سرمایه انسانی در ابتدای دوره (سال ۱۳۴۶) فقط ۳۰/۲ درصد بوده که در انتهای دوره (سال ۱۳۹۶) به ۸۴/۹ درصد رسیده است. این افزایش قابل‌توجه در طول این دوره، ناشی از تلاش‌های مستمر برای ارتقای آموزش بوده است که با احداث و گسترش مدارس در سراسر کشور به‌ویژه در مناطق محروم همراه بوده است. درنتیجه این فعالیت‌ها مقدار متوسط شاخص سرمایه انسانی سالانه با نرخ ۲/۰۹ درصدی رشد یافته است. بااین‌وجود، روند رشد این شاخص به‌تدریج کاهش‌یافته و در سال‌های اخیر به یک ثبات نسبی رسیده است.

بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد تاکنون مطالعات چندانی در خصوص تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری نیروی کار انجام‌نشده است. با توجه به اهمیت روزافزون موضوع سرمایه انسانی و اثرات آن، پژوهش حاضر به دنبال آن است تا اثر متغیر سرمایه انسانی بر شاخص بهره‌وری نیروی کار را در بخش کشاورزی ایران موردبررسی قرار دهد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در زمینه تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری به‌ویژه بهره‌وری نیروی کار در داخل و خارج کشور پژوهش‌های مختلفی انجام‌شده است که در ذیل به چند نمونه از آن‌ها اشاره می‌شود.

سیرتل[1] و همکاران (۲۰۰۳) تأثیر رشد بهره‌وری کشاورزی بر کاهش فقر را در آفریقا، آسیا و آمریکای لاتین با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان و روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) برای ۲۲ کشور آفریقا، ۱۱ کشور آسیا و ۱۵ کشور آمریکا بررسی کردند. نتایج نشان داد به ازای یک درصد افزایش در متغیرهای نسبت هزینه تحقیق و توسعه به زمین، نسبت کود به زمین، شاخص کیفیت زمین و بی‌سوادی به ترتیب بهره‌وری زمین کشاورزی (بهره‌وری بخش کشاورزی) به میزان ۰/۳۴۳۵، ۰/۱۵۸۵، ۱/۰۴۳، ۰/۱۸۰۷– درصد در قاره آسیا تغییر می‌کند. در قاره آفریقا نیز به ازای یک درصد افزایش در متغیرهای نسبت هزینه تحقیق و توسعه به زمین، توان دوم نسبت کود به زمین، نسبت نیروی کار به زمین، نسبت ماشین‌آلات به زمین و بی‌سوادی به ترتیب ۰/۳۶۳، ۰/۰۱۹، ۰/۶۲۶، ۰/۱۶۹ و ۰/۹۵۵ درصد

[1] Thirtle et al

بهره‌وری بخش کشاورزی افزایش می‌یابد. همچنین به ازای یک درصد افزایش در متغیرهای نسبت هزینه تحقیق و توسعه به زمین، نسبت کود به زمین، نسبت نیروی کار به زمین و شاخص کیفیت زمین به ترتیب ۰/۱۹۶۶، ۰/۳۵۰۶، ۰/۴۷۸۵ و ۰/۵۳۲۲ درصد بهره‌وری کشاورزی را در آمریکای لاتین افزایش می‌دهد.

افروز و همکاران[1] (۲۰۱۰) تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری نیروی کار در صنایع غذایی ایران را طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۵ و با استفاده از تابع کاب-داگلاس موردبررسی قراردادند. نتایج نشان داد به ازای هر یک درصد افزایش در متغیر نسبت نیروی کار تحصیل‌کرده به‌کل نیروی کار و نیز نسبت نیروی کار ماهر به‌کل نیروی کار (به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی) بهره‌وری نیروی کار به ترتیب به میزان ۰/۱۴ درصد و ۰/۴۲ درصد افزایش‌یافته است. شاه‌آبادی و امیری (۱۳۹۰) تأثیر دانش (در چارچوب اقتصاد دانایی محور) را بر بهره‌وری نیروی کار کشورهای درحال‌توسعه در دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۴ و با استفاده از روش داده‌های تابلویی نامتوازن بررسی کردند. نتایج نشان داد محور سیستم ابداعات، زیرساخت‌های اطلاعاتی و رژیم نهادی و اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار و محور آموزش و منابع انسانی و متغیر نسبت سرمایه به نیروی کار دارای تأثیر مثبت اما بی‌معنی بر بهره‌وری نیروی کار کشورهای درحال‌توسعه می‌باشند.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱) اثر سرمایه انسانی بر رشد بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران را در خلال دوره ۱۳۶۰-۱۳۸۷ با استفاده از روش ARDL موردبررسی قراردادند. نتایج تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان داد سرریز R&D خارجی، سرمایه انسانی در قالب تعداد شاغلان با تحصیلات عالی، انباشت سرمایه فیزیکی و سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری نیروی کاردارند. از طرف دیگر، متغیرهای انباشت R&D داخلی و متوسط سال‌های تحصیل، اثر منفی بر بهره‌وری نیروی کار داشته‌اند. دیزجی و کتابفروش بدری (۱۳۹۸) اثر سرمایه انسانی و بهره‌وری نیروی کار را بر مصرف انرژی موردبررسی قراردادند. آن‌ها از داده‌های تابلویی بخش‌های مختلف اقتصاد در دوره زمانی ۲۰ ساله (۱۳۷۵-۱۳۹۵) استفاده کرده و چنین نتیجه‌گیری کردند که سرمایه انسانی و بهره‌وری نیروی کار تأثیر منفی بر مصرف انرژی دارد.

باهارین و همکاران[2] (۲۰۲۰) به بررسی اثر سرمایه انسانی بر بهره‌وری نیروی کار اندونزی با استفاده از روش ARDL در طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۱ پرداختند. نتایج تحلیل کوتاه‌مدت نشان داد متغیرهای مربوط به تحصیلات ابتدایی، دبیرستانی، دانشگاهی و همچنین متغیرهای مربوط به بهداشت تأثیر معنی‌دار و مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار دارند. بر اساس نتایج بلندمدت متغیرهای تحصیلات ابتدایی و دبیرستان تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری نیروی کار دارند. این در حالی است که متغیر تحصیلات دانشگاهی تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. متغیر سلامت نیروی‌کار فاقد اثرگذاری معنی‌دار تشخیص داده شد.

روش پژوهش

در تحقیق حاضر به‌منظور سنجش عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار از مدل ضمنی تابع تولید به‌صورت زیر استفاده شد:

$$Y = F(L, K, H, TK, N, W, D) \quad (1)$$

با برآورد اشکال مختلف فرم‌های تابعی، درنهایت فرم لگاریتمی به‌عنوان مدل تجربی برآورد رابطه ۱ تصریح شد.

[1] Afrooz et al
[2] Baharin et al

$$Ln(Y_t) = \alpha_0 + \alpha Ln(K_t) + \beta Ln(N_t) + \gamma Ln(H_t) + \delta Ln(TK_t) + \lambda Ln(W_t) + \theta D_t + U_t \quad (۲)$$

در این رابطه Ln(Yt)، بیانگر لگاریتم بهره‌وری نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی است که به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته‌شده است. این متغیر از تقسیم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) بر تعداد نیروی کار به‌دست‌آمده است. α0: عرض از مبدأ، Ln(Kt)، لگاریتم موجودی سرمایه خالص به‌عنوان سرمایه فیزیکی (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳)، Ln(Nt)، لگاریتم مقدار بارش سالانه در سال آبی به‌عنوان شاخص منابع طبیعی (برحسب میلی‌متر)، Ln(Ht)، لگاریتم نرخ باسوادی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی (برحسب درصد) و Ln(TKt)، لگاریتم هزینه تحقیق و توسعه به‌عنوان شاخص دانش و فناوری (به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳)، W، متغیر موهومی انقلاب و جنگ (برای سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۷ عدد یک و برای مابقی سال‌ها عدد صفر)، D، متغیر موهومی خشک‌سالی به دلیل خشک‌سالی گسترده سال ۱۳۸۷ است که بر روی روند کلی ارزش‌افزوده بخش کشاورزی تأثیر گذاشت (این متغیر برای سال‌ها ۱۳۸۷-۱۳۹۶ عدد یک و برای مابقی سال‌ها عدد صفر تعلق‌گرفته است.) می‌باشد. اندیس t نشان‌دهنده سال و Ut جزء خطا است.

برای برآورد مدل معرفی‌شده، از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. در ادبیات اقتصادسنجی برای الگوی ARDL مزیت‌های متعددی ذکرشده است. این الگوی برای نمونه‌های کوچک کاربرد و کارایی بیشتری نسبت به سایر روش‌های دیگر همانند روش یوهانسن دارد (پهلوانی و همکاران[1]، ۲۰۰۵). همچنین در این روش نیازی به همگرایی متغیرها از یک درجه نیست. بلکه در این روش متغیرها می‌توانند همبسته از درجه I(0) یا I(1) و یا ترکیبی از این دو باشند (اویاتارا[2]، ۲۰۰۶).

در این مطالعه، برای سنجش تأثیر سرمایه انسانی بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی از داده‌های سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۴۶ استفاده می‌شود. داده‌های مربوط به تعداد نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی از سازمان برنامه‌وبودجه اخذ شد (سازمان برنامه‌وبودجه کشور، ۱۳۹۹). داده‌های متغیر منابع طبیعی از سازمان هواشناسی کشور گردآوری شد (سازمان هواشناسی کشور، ۱۳۹۹). داده‌های متغیر دانش و فناوری از سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی و سازمان برنامه‌وبودجه کشور اخذ گردید (سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ۱۳۹۹؛ سازمان برنامه‌وبودجه کشور، ۱۳۹۹). همچنین، داده‌های متغیرهای سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شد (بانک مرکزی، ۱۳۹۹). برای برآورد الگوی اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای Eviews 10 و Microfit 5.5 استفاده‌شده است.

یافته‌های پژوهش

مانایی و هم انباشتگی شرط لازم برای برآورد الگوهای اقتصادسنجی سری زمانی است. این امر کمک می‌کند که نتایج ناشی از برآورد مدل، کاذب نباشد. همان‌طور که گفته شد روش‌های مختلفی برای بررسی مانایی متغیرها در داده‌های سری زمانی وجود دارد که در این پژوهش از آزمون ریشه واحد کویاتوکسی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS) استفاده می‌شود. این آزمون برخلاف دیگر آزمون‌های ریشه واحد روش خاصی را برای بررسی مانایی سری زمانی در نظر می‌گیرد. در این آزمون فرضیه صفر مانایی متغیر و فرضیه عدم وجود ریشه واحد می‌باشد؛ بنابراین، در

[1] Pahlavani et al
[2] Ouattara

این آزمون اگر فرضیه صفر رد شود متغیر دارای ریشه واحد است و اگر فرضیه صفر رد نشود متغیر مانا می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول (۱) آورده شده است.

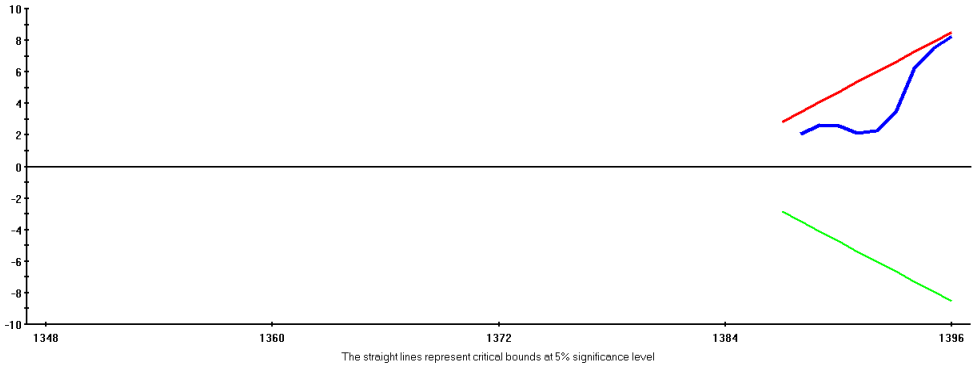
جدول ۱- آزمون ریشه واحد کویاتکوفسی، فیلیپس، اشمیت و شین مختص داده‌های سری زمانی

متغیر	آزمون KPSS		
	آماره	پایایی	توضیحات
لگاریتم بهره‌وری نیروی کار	۰/۱۱	I(1)	با عرض از مبدأ و روند
لگاریتم سرمایه فیزیکی	۰/۱	I(0)	با عرض از مبدأ و روند
لگاریتم منابع طبیعی	۰/۰۶۵	I(0)	با عرض از مبدأ و روند
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۰۹۴	I(1)	با عرض از مبدأ و روند
لگاریتم دانش و فناوری	۰/۰۶۵	I(0)	با عرض از مبدأ و روند

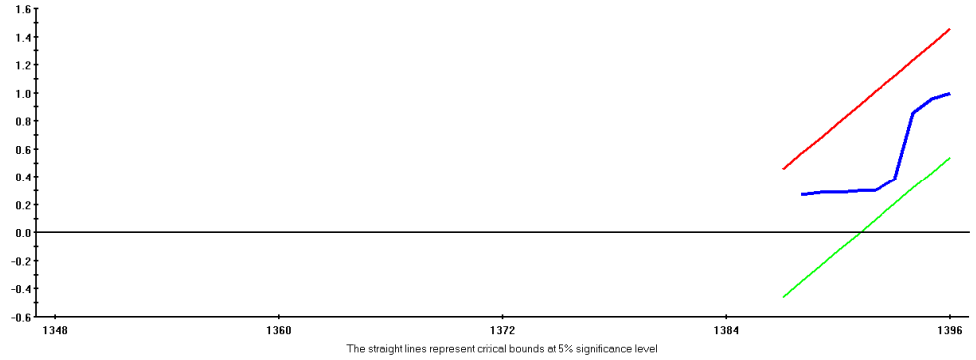
منبع: یافته‌های پژوهش (آماره هیچ‌کدام از متغیرها معنی‌دار نمی‌باشد)

با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد KPSS، در جدول (۱) مشخص شد که متغیرهای لگاریتم بهره‌وری نیروی کار و لگاریتم سرمایه انسانی با یک‌بار تفاضل گیری مانا می‌شوند و متغیرهای لگاریتم سرمایه فیزیکی بخش کشاورزی، لگاریتم منابع طبیعی و لگاریتم دانش و فناوری در سطح مانا می‌باشند. همان‌طور که مشاهده می‌شود همه متغیرها از یک درجه مانا نیستند، بنابراین می‌توان از روش ARDL برای برآورد مدل استفاده کرد. پس از آزمون ریشه واحد در مدل ARDL، باید تعداد وقفه بهینه مشخص شود. برای انتخاب تعداد وقفه بهینه و مدل مناسب (بهترین تصریح مدل) باید از بین معیارهای آکائیک[1]، شوارتز-بیزین[2]، حنان-کوئین[3] یا ضریب تعیین تعدیل‌شده یکی انتخاب گردد. به‌طورمعمول در نمونه‌های با حجم کوچک (کمتر از ۱۰۰)، از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود، چراکه این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و همین امر باعث می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. در مطالعه حاضر با توجه به حجم نمونه از معیار شوارتز-بیزین استفاده‌شده است. بدین‌صورت که از بین ۸۱ معادله برآوردی، مدل مناسب با تعداد دو وقفه بهینه توسط این معیار به‌دست‌آمده است. نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت ARDL در جدول (۲) ارائه‌شده است بر اساس نتایج سطر آخر جدول (۲) مقدار آماره F ذکرشده بیانگر معنی‌داری کل مدل در سطح یک درصد است. همچنین، مقدار بالای ضریب تعیین الگو ۰/۹۹ دلالت بر خوبی برازش مدل دارد.

[1] Akaike Information Criterion
[2] Schwarz Bayesian Criterion
[3] Hannan-Quinn Criterion



شکل ۳- آزمون پایداری CUSUM (منبع: یافته‌های پژوهش)



شکل ۴- آزمون پایداری CUSUMQ (منبع: یافته‌های پژوهش)

گفتنی است به‌منظور حصول اطمینان از ثبات و پایداری ضرایب برآوردی مدل ARDL، در طول زمان از آزمون مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM) و آزمون مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUMQ) استفاده شد. در این آزمون که توسط براون و همکاران (Brown et al., 1975) معرفی‌شده است، قرار گرفتن خطاهای تجمعی و مجذور خطاهای تجمعی، بین دو حد فاصله اطمینان ۹۵ درصد بررسی می‌شود. شرط ثبات و پایداری مدل و ضرایب این هست که شاخص‌های فوق از فاصله اطمینان ساخته‌شده خارج نشود. نتایج ترسیم‌شده در نمودارهای ۳ و ۴ بیانگر آن است که فرض صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری رد نمی‌شود؛ بنابراین ثبات و پایداری ضرایب مدل برآوردی تائید می‌شود.

جدول ۲- نتایج برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدأ	-۳/۹۷۸	۰/۶۲۸	-۶/۳۳***
لگاریتم وقفه اول بهره‌وری نیروی کار	۰/۳۹۷	۰/۱۰۷	۳/۶۹۳***
لگاریتم سرمایه فیزیکی	-۰/۳۶۸	۰/۲۴	-۱/۵۳۴
لگاریتم وقفه اول سرمایه فیزیکی	۰/۰۰۵	۰/۳۸۶	۰/۰۱۳
لگاریتم وقفه دوم سرمایه فیزیکی	۰/۵۷۸	۰/۲۳۴	۲/۴۶۸**
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۴۹۷	۰/۱۵۶	۳/۱۹***
لگاریتم دانش و فناوری	۰/۰۷۴	۰/۰۳	۲/۴۸۵**

لگاریتم منابع طبیعی	۰/۱۲۳	۰/۰۳۳	۳/۷۲۶***
متغیر موهومی انقلاب و جنگ	-۰/۰۸۱	۰/۰۲۶۷	-۳/۰۳۳۵***
متغیر موهومی خشک‌سالی	-۰/۱۲۲	۰/۰۴۱	-۲/۹۴۹***
F=۶۰۶/۹۴۱***	DW=۲/۰۰۷	Adjusted R2=۰/۹۹۱	R2=۰/۹۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش (*،**،*** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۵ و ۱ درصد)

با توجه به نتایج جدول (۲)، بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران، تابعی از وقفه خودش می‌باشد؛ همچنین، تابعی از متغیرهای مستقل موجودی سرمایه خالص و دو وقفه اول و دوم آن، متغیر مربوط به منابع طبیعی و متغیر دانش و فناوری است. ضمن این‌که سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌داری در کوتاه‌مدت بر روی بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی می‌گذارد.

جدول ۳- نتایج آزمون‌های تشخیصی الگوی ARDL

آزمون	آماره LM	سطح معنی‌داری	آماره F	سطح معنی‌داری
خودهمبستگی سریالی	۰/۰۱۷۲	۰/۸۹۶	۰/۰۱۳۴	۰/۹۰۹
تصریح مدل	۰/۱۲۵	۰/۷۲۴	۰/۰۹۷	۰/۷۵۷
نرمالیتی	۰/۱۴۵	۰/۹۳	---	---
واریانس ناهمسانی	۱/۳۹	۰/۲۳۸	۱/۳۷۳	۰/۲۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور تأیید و تصدیق مدل پویای کوتاه‌مدت برآوردی از آزمون‌های تشخیصی در جدول (۳) استفاده‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود نخست، برای آزمون وجود یا عدم وجود همبستگی سریالی جزء اخلال از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. در این آزمون فرض صفر، عدم وجود همبستگی سریالی جزء اخلال می‌باشد. دوم، برای بررسی مناسب بودن فرم تابعی از آزمون رمزی استفاده گردید. بر اساس این آزمون می‌توان صحیح بودن فرم تابعی را تشخیص داد. فرض صفر در این آزمون تصریح صحیح مدل برآوردی است. سوم، برای بررسی نرمال بودن جزء اخلال، آزمون نرمالیتی به کار گرفته می‌شود. این آزمون مبتنی بر بررسی چولگی و کشیدگی جزء اخلال است. هر توزیع نرمال استاندارد دارای ضریب چولگی صفر و ضریب کشیدگی سه است. در آزمون نرمالیتی، فرض صفر وجود توزیع نرمال جزء اخلال است. چهارم، برای بررسی ثابت بودن جزء اخلال از آزمون واریانس ناهمسانی می‌توان بهره جست. در این آزمون، فرض صفر مبنی بر ثابت بودن واریانس جزء اخلال است، که بیانگر همسان بودن واریانس جزء اخلال است. درمجموع، بر اساس نتایج مندرج در جدول (۳)، مقدار آماره LM و F به‌دست‌آمده هیچ‌کدام از آزمون‌ها معنی‌دار نمی‌باشند؛ بنابراین فرض صفر هیچ‌کدام از آزمون‌های تشخیصی رد نمی‌شود. ازاین‌رو می‌توان گفت مدل برآوردی کلیه فروض کلاسیک مربوط به جزء اخلال را تأیید می‌کند.

در الگوی برآورد شده، متغیر وابسته و متغیرهای مستقل به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند بنابراین، در تفسیر نتایج برآوردی الگوی پویای کوتاه‌مدت جدول (۲)، همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، ضرایب برآوردی هر متغیر بیانگر کشش آن متغیر است. مقدار کشش متغیرهای بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی با یک دوره وقفه، موجودی سرمایه خالص با دو دوره وقفه، منابع طبیعی، دانش و فناوری و سرمایه انسانی به ترتیب با ۰/۴۰، ۰/۵۸، ۰/۱۲۳،

۰/۰۷۴ و ۰/۵ درصد محاسبه شد. از بین متغیرهای بیان‌شده، متغیر موجودی سرمایه خالص با دو وقفه بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری نیروی کار در کوتاه‌مدت دارد. همچنین تأثیر متغیرهای موهومی خشک‌سالی (۱۳۹۶-۱۳۸۷)، انقلاب و جنگ (۱۳۶۷-۱۳۵۷) نیز بر بهره‌وری نیروی کار سنجیده شد. نتایج بیانگر تأثیر منفی و معنی‌دار این متغیرها بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی می‌باشد. درواقع، طبق ضرایب برآورد شده در جدول (۲)، وقوع جنگ و سال‌های انقلاب با کاهش ۷/۸ درصدی بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی همراه بوده است. همچنین، وقوع خشک‌سالی گسترده در سال ۱۸۷ به کاهش ۱۱/۵ درصدی بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی منجر شده است.

پیش از برآورد الگوی ARDL بلندمدت لازم است وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی بررسی شود. بدین منظور از آزمون باند (Bound test) استفاده می‌شود. در این روش آماره F یا والد (Wald)، برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا موردبررسی قرار می‌گیرد. پسران و همکاران (۲۰۰۱)، پنج مدل مختلف را بر اساس حضور یا عدم حضور عرض از مبدأ و روند تصریح کردند. آن‌ها دودسته از مقادیر بحرانی را ارائه دادند. دسته اول، بر اساس اینکه تمامی متغیرهای مدل در سطح مانا هستند و دسته دوم، بر این اساس که همه متغیرها مانا از درجه یک هستند؛ یعنی با یک‌بار تفاضل گیری مانا می‌شوند. حال درصورتی‌که مقدار آماره F یا والد برآوردی بیشتر از مقدار آماره آزمون باند بالا (کرانه بالا) باشد. صرف‌نظر از اینکه متغیرها I(0) یا I(1) هستند. فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم انباشتگی (رابطه تعادلی بلندمدت) بین متغیرهای مدل در سطح رد می‌شود و اگر مقدار آماره F یا والد محاسباتی برآوردی کمتر از مقدار آماره آزمون باند پایین (کرانه پایین) باشد. فرضیه صفر رد نمی‌شود. سرانجام اگر مقدار آماره F یا والد برآورد شده بین مقدار آماره آزمون باند بالا و مقدار آماره آزمون باند پایین قرار گیرد نمی‌توان به‌طور قاطع در مورد وضعیت هم انباشتگی تصمیم‌گیری کرد و باید مشخص شود که متغیرها هم انباشته از درجه I(0) یا I(1) هستند (Pesaran et al., 2001). نتایج آزمون هم جمعی باند در جدول (۴) گزارش‌شده است. بر این اساس مقدار آماره F برآورد شده (F=۸/۶۴۹) بیش از مقدار آماره کرانه بالای آزمون باند (F=۵/۷۹۸) در سطح معنی‌داری ۵ درصد است. همچنین، نتایج آزمون هم انباشتگی بنرجی، دولادو و مستر در جدول ۵ تأییدکننده وجود رابطه تعادلی بلندمدت است. مقدار قدر مطلق آماره t محاسباتی (t=۵/۶۰) در سطح یک درصد از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (t=۵/۲۱) بیشتر است؛ بنابراین فرض صفر دال بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون هم جمعی باند

مقادیر بحرانی		سطح معنی‌داری	مقدار آماره F
کرانه بالا	کرانه پایین	۵ درصد	۸/۶۴۹
۵/۷۹۸	۴/۴۴		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتایج آزمون هم جمعی بنرجی، دولادو و مستر

مقادیر بحرانی (با عرض از مبدأ و روند)	سطح معنی‌داری	مقدار آماره t
$\|-5.21\|$	۱ درصد	$t = \left\|\frac{0.39716 - 1}{0.10753}\right\| = 5.606$

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از حصول اطمینان از کاذب نبودن رگرسیون برآوردی و وجود رابطه تعادلی بین متغیرهای پژوهش، شرایط برآورد الگوی ARDL بلندمدت مهیا شده است. نتایج برآورد در جدول (۶) گزارش‌شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در بلندمدت تأثیر معنی‌داری دارند. دراین‌بین متغیر سرمایه انسانی با کشش ۰/۸۲ درصدی بیشترین تأثیر را بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی دارد. به‌عبارت‌دیگر، یک درصد افزایش در شاخص سرمایه انسانی، موجب می‌شود بهره‌وری نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی به مقدار ۲۷۹/۶ هزار ریال افزایش یابد.

سرمایه فیزیکی نیز مطابق انتظار اثر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی دارد و هر یک درصد افزایش در متغیر سرمایه فیزیکی، بهره‌وری نیروی کار را ۰/۳۶ درصد افزایش می‌دهد. با محاسبه اثر نهایی این شاخص مشخص می‌شود به ازای یک میلیارد ریال افزایش در سرمایه فیزیکی، بهره‌وری نیروی کار ۵۷/۶۴ ریال افزایش می‌یابد. همان‌طور که انتظار می‌رود متغیر دانش و فناوری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی می‌گذارد به‌طوری‌که اگر متغیر دانش و فناوری یک درصد افزایش یابد، مقدار بهره‌وری نیروی کار بیش از ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. به‌بیان‌دیگر، اگر متغیر دانش و فناوری یک میلیارد ریال افزایش یابد، بهره‌وری نیروی کار ۴۱۶ ریال افزایش می‌یابد. کشش مربوط به شاخص استفاده‌شده برای متغیر منابع طبیعی در بلندمدت بیش از ۰/۲۰ درصد برآورد شده است که نشان می‌دهد با افزایش یک‌درصدی منابع طبیعی، مقدار بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی بیش از ۰/۲۰ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد الگوی ARDL بلندمدت

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	اثر نهایی (هزار ریال)
عرض از مبدأ	-۶/۵۹۸	۰/۵۴۱	-۱۲/۲۰۱***	---
لگاریتم سرمایه فیزیکی	۰/۳۵۸	۰/۰۷۹	۴/۵۳۶***	۰/۵۷۶۴
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۸۲۴	۰/۱۶۴	۵/۰۱۱***	۲۷۹/۶
لگاریتم دانش و فناوری	۰/۱۲۳	۰/۰۵۲	۲/۳۷۸**	۰/۴۱۶
لگاریتم منابع طبیعی	۰/۲۰۵	۰/۰۶۶	۳/۱۱۷***	۱۸
انقلاب و جنگ	-۰/۱۳۴	۰/۰۳۹	-۳/۴۶۷***	---
خشکسالی	-۰/۲۰۲	۰/۰۶۸	-۲/۹۷۵***	---

منبع: یافته‌های پژوهش (**،*** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۵ و ۱ درصد)

در این تحقیق، به‌طور مشخص، با توجه به‌تقریب مورداستفاده برای شاخص منابع طبیعی (میانگین بارندگی)، می‌توان گفت یک میلی‌متر افزایش در مقدار بارندگی، موجب می‌شود بهره‌وری هر نفر نیروی کار بخش در کشاورزی ۱۸ هزار ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ افزایش یابد.

سرانجام تأثیر متغیرهای موهومی خشکسالی، انقلاب و جنگ بر بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی به‌صورت منفی و معنی‌دار ارزیابی شد. بر این اساس، وقوع خشکسالی سال ۱۳۸۷ و نیز وقوع انقلاب و جنگ، موجب شده است بهره‌وری نیروی کار به‌تقریب ۱۸/۳ و ۱۲/۵ درصد کاهش یابد.

در ادامه مطالعه حاضر، الگوی تصحیح خطا به‌منظور برآورد ضریب تعدیل یا سرعت تعدیل برآورد می‌شود. چنانچه مقدار ضریب تعدیل مثبت باشد نشان‌دهنده واگرایی و اگر ضریب تعدیل منفی باشد بیانگر همگرایی است. به‌عبارت‌دیگر، اگر ضریب تعدیل مثبت باشد و در کوتاه‌مدت شوکی به متغیر وابسته وارد شود از مسیر تعادلی بلندمدت دور می‌شود. ولی اگر مقدار ضریب تعدیل منفی (همگرایی) باشد، در هر دوره به مقدار ضریب تعدیل اثر شوک از بین می‌رود. درنتیجه مقدار متغیر وابسته در کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی خود در بلندمدت سوق داده می‌شود. مطابق نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۷) مقدار ضریب تعدیل منفی و معنی‌دار است. مقدار این ضریب بیانگر این است که در هر دوره، ۶۰ درصد از عدم تعادل‌های ایجادشده در متغیر وابسته در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌گردد و نشان می‌دهد دوره تعدیل کمتر از دو سال است.

جدول ۷- نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
ecm(-1)	-۰/۶۰۳	-۵/۶۰۶	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث، نتیجه‌گیری، پیشنهادها

در این پژوهش تأثیر سرمایه انسانی بر روی بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی در طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۴۶ موردبررسی قرار گرفت. همان‌طور که مشخص شد، از بین کلیه متغیرهای مستقل (شامل سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، دانش و فناوری و منابع طبیعی) متغیر سرمایه بیشترین تأثیر را بر روی بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی می‌گذارد. به‌طوری‌که به ازای هر یک درصد افزایش در متغیرهای سرمایه انسانی، بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی ۰/۸۲ درصد افزایش خواهد یافت. بر این اساس اگر میانگین متغیر سرمایه انسانی از ۶۶/۳۶ درصد به ۶۷/۳۶ درصد افزایش یابد، بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی بالغبر ۲۷۹ هزار ریال افزایش می‌یابد. همچنین هر یک درصد افزایش در متغیرهای سرمایه فیزیکی، دانش و فناوری و منابع طبیعی به ترتیب بهره‌وری نیروی کار کشاورزی را ۰/۳۶، ۰/۱۲ و ۰/۲۰ درصد افزایش خواهند داد. ضمن این‌که تکانه‌های فرا بخشی همچون، انقلاب، جنگ و خشکسالی با کاهش بهره‌وری نیروی کار همراه بوده‌اند. هرچند تأثیر سرمایه انسانی بر رشد و توسعه اقتصادی به‌صورت کلی امری بدیهی شمرده می‌شود اما اهمیت این مفهوم و تأثیرگذاری واقعی آن در بخش کشاورزی، کمتر شناخته‌شده و مورد تأیید قرارگرفته است. نتایج پژوهش حاضر نه‌تنها مهر تأییدی بر اثرگذاری سرمایه انسانی در بخش کشاورزی ایران است بلکه توانسته است مقدار آن را به‌صورت کمی اندازه‌گیری کند.

در تحلیل نتایج تحقیق حاضر باید توجه داشت که برای سنجش سرمایه انسانی، به تبعیت از ادبیات پژوهش، به متغیر نرخ باسوادی اکتفا شده است. این مسأله از دو منظر حائز اهمیت است. از یک‌سو، این متغیر بیانگر تلاش‌های سیاست‌گذار برای اثرگذاری مستقیم بر توسعه بخش کشاورزی نبوده است و صرفاً تابعی از رویکرد کلان به امر آموزش است که خواه‌ناخواه بر بخش کشاورزی نیز اثر می‌گذارد. از سوی دیگر، روشن است که انتخاب متغیر نرخ باسوادی (ناشی از محدودیت در دسترسی به آمار و اطلاعات لازم برای سنجش دقیق‌تر سرمایه انسانی موجود در بخش کشاورزی) مفهوم سرمایه انسانی را به یک متغیر کمی تقلیل داده است.

درمجموع، با توجه به نتایج تحقیق حاضر پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری فعال و هدفمند به‌منظور سرمایه‌گذاری برای ارتقای سرمایه انسانی شاغلین بخش کشاورزی اتخاذ شود. با توجه به بزرگی اثرگذاری سرمایه انسانی و نیز شاکله و ماهیت این متغیر که متفاوت از ابعاد فنی و فیزیکی موجود در سایر نهاده‌های تولید است، شاید بتوان آن را یگانه ابزار (دستکم ابزاری منحصربه‌فرد) برای غلبه بر بسیاری از مشکلات و موانع ساختاری و فرهنگی حاکم بر بخش کشاورزی دانست. بدیهی است برای تحلیل جامع‌تر اثرگذاری سرمایه انسانی بر رشد و توسعه بخش کشاورزی می‌بایست در مطالعات آتی به ابعاد چندگانه و وجوه کیفی سرمایه انسانی توجه شود.

منابع

۱. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. ۱۳۸۹. قانون افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی و منابع طبیعی. قابل‌دسترس در: https://rc.majlis.ir/fa/law/show/782387

۲. شاه‌آبادی، ا. و امیری، ب. ۱۳۹۰. تأثیر اقتصاد دانش‌محور بر بهره‌وری نیروی کار کشورهای درحال‌توسعه. مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۴ (۱):۱۱۱-۱۳۰.

۳. کمیجانی، ا.، پاداش، ح. و صادقین، ع. ۱۳۹۱. تحلیل راهبردی براثر سرمایه انسانی در رشد بهره‌وری نیروی کار. فصلنامه علمی راهبرد اقتصادی، ۱ (۳): ۷-۳۶.

۴. سازمان هواشناسی کشور.۱۳۹۹. بخش مرکز ملی پایش و هشدار خشک‌سالی. قابل‌دسترس در: https://www.irimo.ir/far/index.php

۵. سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی.۱۳۹۹. قابل‌دسترس در: http://www.areeo.ac.ir/fa.

۶. دیزجی، م. و کتاب‌فروش بدری، آ. ۱۳۹۸. بررسی اثر سرمایه انسانی و بهره‌وری نیروی کار بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. نشریه پژوهش مدیریت بهره‌وری، ۱۳ (۴۹): ۱۶۹-۱۹۵.

۷. سازمان برنامه‌وبودجه کشور.۱۳۹۹. قابل‌دسترس در: https://www.mporg.ir/home.

۸. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.۱۳۹۹. بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، قابل‌دسترس در: https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx

9. Afrooz, A., Rahim, K. B. A., Noor, Z. B. M., & Chin, L. (2010). Human capital and labor productivity in food industries of Iran. International Journal of Economics and Finance. 2(4), 47-51.

10. Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: A theoretical analysis. Journal of political economy, 70(5, Part 2), 9-49.

11. Becker, G.S. (2002). Human capital. Paper given at the Univ. of Montevideo. Montevideo, Rep. 2.

12. Baharin, R., Syah Aji, R. H., Yussof, I., & Mohd Saukani, N. (2020). Impact of human resource investment on labor productivity in Indonesia. Iranian Journal of Management Studies, 13(1), 139-164.

13. Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology, 37(2), 149-163.

14. Cinnirella, F., & Streb, J. (2017). The role of human capital and innovation in economic development: evidence from post-Malthusian Prussia. Journal of economic growth, 22, 193-227.

15. Gillies, D. (2017). Human capital theory in education. Encyclopedia of Educational Philosophy and Theory (pp. 1–5).

16. Mankiw, N. G. (2017). Principles of economics. Cengage Learning.

o25. Ouattara, B. (2006). Aid, debt and fiscal policies in Senegal. Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association, 18(8), 1105-1122.

17. Penda, S. T. (2012). Human capital development for agricultural business in Nigeria. International Food and Agribusiness Management Review. 15(1030-2016-82832), 89-91.
18. Pahlavani, M., Wilson, E., & Worthington, A. C. (2005). Trade-GDP nexus in Iran: An application of the autoregressive distributed lag (ARDL) model. Faculty of Commerce Papers, University of Wollongong, pp. 1-23.
19. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
20. Rahman, P. M. M., Matsui, N., Ikemoto, Y., Rahman, M., Matsui, N., & Ikemoto, Y. (2013). Poverty and human capital: literacy and education. Dynamics of poverty in rural Bangladesh, 141-150.
21. Schwerdt, G., Wiederhold, S., & Murray, T. S. (2020). Literacy and growth: New evidence from PIAAC.
22. Schultz, T. W. (1960). Capital formation by education. Journal of political economy. 68(6), 571-583.
23. Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. The American economic review. 51(1), 1-17.
24. Thirtle, C., Lin, L., & Piesse, J. (2003). The impact of research-led agricultural productivity growth on poverty reduction in Africa, Asia and Latin America. World Development, 31(12), 1959-1975.
25. Zaika, S., & Gridin, O. (2020). Human capital development in the agricultural economy sector. Technology Audit and Production Reserves. 1(4), 51.