

فصلنامه روستا و توسعه، سال ۱۷، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳، صفحات ۱-۲۳

بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار کشاورزی، توزیع درآمد و فقر در مناطق روستایی ایران*

مصطفی بنی‌اسدی و حجت ورمزیاری**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۷/۸

چکیده

رشد بخش کشاورزی از طریق رشد بهره‌وری، همزمان با توزیع مناسب درآمد، می‌تواند فقر را در مناطق روستایی کاهش دهد. خود رشد بهره‌وری نیز از عوامل زیادی نظیر سرمایه‌گذاری، سطح آموزش و مهارت نیروی کار و زیرساخت‌ها تأثیر می‌پذیرد. مطالعه حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار، توزیع درآمد (عدالت) و فقر در جامعه روستایی ایران با استفاده از نظام معادلات همزمان برای دوره ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ می‌پردازد. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که مخارج آموزشی و تحقیقاتی، افزایش نرخ باسوادی، مخارج برق‌رسانی و موجودی سرمایه منجر به رشد بهره‌وری نیروی کار خواهد شد. رشد بهره‌وری نیروی کار به همراه سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی و مخارج عمرانی به بهبود توزیع درآمد و در نهایت، کاهش فقر در جامعه روستایی خواهد انجامید. از این رو، پیشنهاد می‌شود که مخارج زیربنایی از قبیل بودجه‌های عمرانی روستایی، برق‌رسانی، جاده‌سازی، مراکز بهداشتی روستایی و سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی افزایش یابند.

* مطالعه حاضر با حمایت‌های مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی انجام پذیرفت، که جا دارد از مساعدت‌های عزیزان مسئول در آن نهاد محترم نهایت سپاسگزاری و قدردانی را به عمل آوریم.
** به ترتیب، نویسنده مسئول و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان (baniasadi.m65@gmail.com)، و دانشجوی دکتری توسعه کشاورزی دانشگاه تهران.

کلیدواژه‌ها: فقر روستایی، بهره‌وری نیروی کار، عدالت، توزیع درآمد.

مقدمه

فقر همواره به‌مثابه یک مسئله جهانی مطرح بوده اما از اواخر دهه هفتاد و به‌ویژه با آغاز دهه هشتاد میلادی، به‌دلیل پذیرش برنامه اصلاحات ساختاری، آزادسازی و خصوصی‌سازی از سوی بسیاری از کشورها، فقر و حمایت از گروه‌های آسیب‌پذیر بیش از پیش در کانون توجه قرار گرفت (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۸۱). نگاهی به آمارهای فقر در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که هر چند، فقر در هر دو جامعه شهری و روستایی به‌چشم می‌خورد، اما اغلب افراد فقیر در روستاها ساکن‌اند و شدت فقر در مناطق روستایی غالباً بیش از مناطق شهری است (مؤمنی و همکاران، ۱۳۸۸). از آنجا که ساکنان روستاها اغلب به مشاغل کشاورزی و دامداری اشتغال دارند و در کشورهای در حال توسعه، این مشاغل عموماً به‌صورت سنتی و همراه با بهره‌وری پایین است، به‌نظر می‌رسد که رابطه‌ای مستقیم بین میزان بهره‌وری و کاهش فقر در این جوامع وجود داشته باشد، که البته به‌لحاظ نظری نیز دارای مبانی مشخص است؛ زیرا مطابق مبانی نظری موجود، میزان دستمزد نیروی کار ارتباط مستقیم با مقدار بهره‌وری یا تولید نهایی نیروی کار دارد. از این‌رو، هر چه مقدار بهره‌وری نیروی کار بیشتر باشد، سهم نیروی کار از تولید افزایش می‌یابد و در نتیجه، مقدار دستمزد بیشتری به نیروی کار تعلق می‌گیرد، و همین دستمزد بیشتر زمینه کاهش فقر را فراهم می‌آورد (مؤمنی و همکاران، ۱۳۸۸). در ایران نیز مانند سایر کشورهای در حال توسعه، اقتصاد روستا متکی به کشاورزی و دامپروری با بهره‌وری اندک نیروی کار است. نتایج مطالعات در ایران نشان می‌دهد که فقر (مطلق) در میان خانوارهای روستایی بسیار بیش از خانوارهای شهری رواج دارد و یکی از دلایل آن نیز تأثیرپذیری درآمد اقشاری وسیع از روستاییان (کشاورزان) از عوامل مختلف طبیعی و غیرطبیعی است (خالدی و زوار، ۱۳۸۴). مقایسه این نتیجه با میزان بهره‌وری نیروی انسانی بخش‌های اقتصادی، به‌ویژه بخش کشاورزی که دارای بهره‌وری اندک در اقتصاد ایران است، نشان‌دهنده امکان

وجود ارتباط بین فقر و بهره‌وری است (مؤمنی و همکاران، ۱۳۸۸). با توجه به وجود فقر در جوامع روستایی و ساختار اقتصادی روستا که متکی بر تولیدات کشاورزی با بهره‌وری اندک نیروی کار است، در صورتی که بتوان عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار را شناسایی کرد، با اتخاذ سیاست‌های مؤثر بر آنها می‌توان علاوه بر افزایش بهره‌وری نیروی کار، زمینه‌های کاهش فقر را نیز فراهم ساخت. هدف از این مطالعه بررسی و شناخت عوامل مؤثر بر فقر، توزیع درآمد (شاخصی از عدالت) و بهره‌وری نیروی کار در مناطق روستایی و رابطه میان آنهاست.

پیشینه نظری

فن و همکاران (Fan et al., 1999)، با بهره‌گیری از داده‌های هند، به برآورد بازده سرمایه‌گذاری‌های (مختلف) جایگزین بر بهره‌وری کشاورزی و کاهش فقر پرداخته‌اند؛ بر اساس نتایج این پژوهش، بیشترین تأثیر بر هر دو متغیر به سرمایه‌گذاری در جاده‌ها و تحقیق و توسعه^(۱) کشاورزی مربوط بوده که علاوه بر افزایش درآمد، بسیاری از اثرات خود را از طریق افزایش دستمزد و کاهش قیمت‌های مواد غذایی بر جای گذاشته است. تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش معادلات همزمان، به بررسی عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری، رشد سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP)، ضریب جینی و شاخص فقر در آسیا، آفریقا و آمریکای جنوبی پرداخته‌اند و بر اساس نتایج این مطالعه، رشد بهره‌وری تأثیری چشمگیر در کاهش فقر دارد؛ افزایش مخارج دولتی، افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و کاهش ضریب جینی منجر به کاهش فقر می‌شود؛ همچنین، افزایش بهره‌وری نیروی کار و کاهش جمعیت روستایی سبب بهبود توزیع درآمد می‌شود، اما رشد اقتصادی توزیع درآمد را ناعادلانه‌تر می‌کند. مؤمنی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای، با استفاده از روش معادلات همزمان در دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۶، به بررسی عوامل تعیین‌کننده در رشد بهره‌وری و فقر در مناطق روستایی ایران پرداخته‌اند؛ نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که

افزایش دستمزدهای واقعی در بخش کشاورزی، افزایش بهره‌وری نیروی انسانی، بهبود رابطه مبادله به نفع بخش کشاورزی و افزایش هزینه‌های دولت از عوامل مؤثر بر کنترل و کاهش فقر در مناطق روستایی به‌شمار می‌روند؛ از سوی دیگر، متغیر رشد اقتصادی دارای رابطه‌ای مثبت با فقر روستایی است که اگرچه از نظر آماری معنی‌دار نیست، اما نشان از آن دارد که برای کاهش فقر تأکید صرف بر رشد اقتصادی کافی نیست. زیبایی (۱۳۸۴) به ارزیابی سهم عوامل تعیین‌کننده نابرابری و توزیع درآمد در ایران پرداخته و بر اساس نتایج مطالعه او، روابط بلندمدت حاکی از آن است که افزایش بهره‌وری نیروی کار و اصلاح نرخ واقعی ارز در کشور در بلندمدت باعث بهبود توزیع درآمدها و کاهش نابرابری می‌شود؛ اما افزایش تورم و بیکاری نه تنها موجب بهبود توزیع درآمد نمی‌شود، بلکه تورم و بیکاری به صورت یک نوع مالیات نزولی عمل می‌کند و منجر به بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد می‌شود؛ همچنین، بر اساس نتایج مدل برآوردشده، افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه به بهبود رفاه اجتماعی می‌انجامد، در حالی که تورم و بیکاری اثر منفی بر رفاه اجتماعی دارد. چیدری و خالدی (۱۳۷۹) به بررسی توزیع درآمد و عوامل مؤثر بر آن در مناطق روستایی پرداخته و چنین نتیجه گرفته‌اند که طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۵، نرخ رشد جمعیت روستایی و نرخ رشد درآمد سرانه واقعی روستایی موجب نامناسب‌تر شدن چگونگی توزیع درآمدها در مناطق روستایی شده، در حالی که متغیرهای نرخ رشد جمعیت روستایی و ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی، سیاست‌های پس از انقلاب و شرایط سال‌های جنگ تحمیلی تأثیری معنی‌دار بر چگونگی توزیع درآمدها در مناطق روستایی نداشته است.

همان‌گونه که در ادبیات موضوع اشاره شد، در بیشتر مطالعات، عوامل مؤثر بر فقر روستایی، توزیع درآمد و بهره‌وری نیروی کار کشاورزی به‌طور جداگانه بررسی شده است، اما منطقی می‌نماید که بین این متغیرها رابطه وجود داشته باشد. از این‌رو، در مطالعه حاضر، تلاش شده است که با رویکردی سیستمی به موضوع، عوامل مؤثر بر این سه متغیر به صورت یکجا و با توجه به رابطه میان آنها بررسی شود.

روش تحقیق

در پژوهش حاضر، به منظور بررسی عوامل مؤثر بر فقر، بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی و عدالت در جوامع روستایی، از روش معادلات همزمان استفاده شده است. علت استفاده از روش سیستمی در برآورد معادلات وجود متغیرهای درون‌زا در سمت راست معادلات است (بروکس، ۱۳۸۹). به منظور بررسی کشش متغیرها، همه متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل وارد شده‌اند؛ علت این کار نیز نتایج قابل قبول مدل لگاریتمی نسبت به مدل خطی در خوبی برازش نظیر معنی‌داری تک تک متغیرها و آماره‌های F و R^2 در معنی‌داری کل مدل بوده است. معمولاً متغیرهای یک مدل اقتصادی بر اساس نظریه‌های اقتصادی وارد مدل می‌شوند. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، شمار متغیرهای مؤثر بر فقر، توزیع درآمد و بهره‌وری نیروی کار فراوان است، اما چنین مدلی با متغیرهای فراوان برآورد سیستمی را با مشکل مواجه خواهد کرد. بنابراین، سعی شده است که تنها متغیرهای مهم و تأثیرگذار در مدل وارد شوند. بدین ترتیب، مدل ارائه‌شده در تحقیق حاضر به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \log(PGDP) = & \alpha_0 + \alpha_1 \log(Gini) + \alpha_2 \log(Hec) + \alpha_3 \log(Gov) + \\ & \alpha_4 \log(Elec) + \alpha_5 \log(Road) + \alpha_6 \log(Cap) + U_1 \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \log(Gini) = & \beta_0 + \beta_1 \log(Pro) + \beta_2 \log(PGDP) + \beta_3 \log(Ind) + \\ & \beta_4 \log(LanLab) + \beta_5 \log(REA) + \beta_6 \log(Gov) + U_2 \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \log(Pov) = & \gamma_0 + \gamma_1 \log(PGDP) + \gamma_2 \log(Pop) + \gamma_3 \log(Ind) + \\ & \gamma_4 \log(Liter) + \gamma_5 \log(Health) + \gamma_6 \log(Mach) + U_3 \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \log(Pro) = & \lambda_0 + \lambda_1 \log(Liter) + \lambda_2 \log(Elec) + \lambda_3 \log(REA) + \\ & \lambda_4 \log(Gini) + \lambda_5 \log(LabLan) + \lambda_6 \log(Cap) + U_4 \end{aligned} \quad (4)$$

که در آن، PGDP تولید ناخالص داخلی سرانه، Gini ضریب جینی در مناطق روستایی، Hec مقدار سطح زیر کشت کل، Gov مخارج عمرانی دولت در مناطق روستایی، Elec مخارج دولت در برق‌رسانی به روستاها، Road مخارج دولت در جاده‌سازی در مناطق روستایی، Cap موجودی سرمایه در بخش کشاورزی، Pro بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی، Ind سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی (کشاورزی و غیرکشاورزی)، LanLab شاخص نسبت سطح زیر کشت به تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی، RAE مخارج دولتی در تحقیق و آموزش کشاورزی، Pov شاخص درصد افراد زیر خط فقر در مناطق روستایی، Pop جمعیت روستایی، Liter درصد باسوادی در مناطق روستایی، Health مخارج بهداشتی - درمانی دولت در مناطق روستایی، Mach موجودی ماشین‌آلات کشاورزی، و LabLan شاخص نسبت نیروی کار به سطح زیر کشت است. همه این متغیرهای ارزشی به‌صورت ارزش حقیقی و بر اساس قیمت‌های سال ۱۳۷۶ تورمزدایی شده‌اند؛ همچنین، انتخاب آنها بر اساس پیشینه تحقیقاتی پیش‌گفته و نیز ادبیات موضوع مربوط به فقر، توزیع درآمد و بهره‌وری نیروی کار صورت گرفته و سپس، با بهره‌گیری از تعداد زیادی از متغیرها، برآورد انجام شده و سرانجام، با توجه به سطح معنی‌داری متغیرها و معنی‌داری کل مدل، انتخاب متغیرها و مدل نهایی انجام گرفته است. متغیرهای موجودی سرمایه در بخش کشاورزی، موجودی ماشین‌آلات کشاورزی، تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت روستایی و درصد باسوادی در مناطق روستایی از بانک مرکزی، متغیر ضریب جینی در مناطق روستایی از مرکز آمار ایران، متغیر مقدار سطح زیر کشت کل از سازمان جهانی خواربار و کشاورزی (FAO)، متغیرهای مخارج دولتی در تحقیق و آموزش کشاورزی، مخارج عمرانی دولت در مناطق روستایی، سرمایه‌گذاری دولتی در صنایع روستایی (کشاورزی و غیرکشاورزی)، مخارج دولت در برق‌رسانی به روستاها، مخارج بهداشتی - درمانی دولت در مناطق روستایی، مخارج دولت در جاده‌سازی در مناطق روستایی نیز از قوانین بودجه سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ کل کشور (معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس‌جمهور، ۱۳۸۶) به‌دست آمده است. شاخص بهره‌وری نیروی کار در

بخش کشاورزی با توجه به آمارهای بانک مرکزی و براساس رابطه زیر به دست آمده است (خداپرست شیرازی و رحمن ستایش، ۱۳۸۸):

$$Pro = \frac{AgriValue}{AgriLab} \quad (5)$$

که در آن، AgriValue ارزش افزوده بخش کشاورزی و AgriLab تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی است. همچنین، LanLab (شاخص نسبت سطح زیر کشت به تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی) از رابطه زیر به دست آمده است (Thirtle et al., 2003):

$$LanLab = \frac{Hec}{Lab} \quad (6)$$

که در آن، Hec میزان سطح زیر کشت و Lab تعداد نیروی کار موجود در بخش کشاورزی است. در مطالعه حاضر، برای اندازه‌گیری فقر، از شاخص درصد افراد زیر خط فقر در مناطق روستایی استفاده شده است. همچنین، شاخص فقر به صورت نسبت تعداد افراد فقیر در جوامع روستایی به کل جمعیت روستا تعریف شده است (خسروی‌نژاد، ۱۳۹۱):

$$Pov = \frac{q}{N} \quad (7)$$

که در این معادله، q تعداد افراد فقیر در روستاها و N جمعیت کل روستایی جامعه است. این شاخص نشان می‌دهد که چه نسبتی از افراد زیر خط فقر زندگی می‌کنند. دامنه تغییرات اندازه این شاخص بین صفر (حالتی که هیچ تغییری در جامعه وجود نداشته باشد) و یک (حالتی که کلیه افراد در جامعه فقیر باشند؛ یعنی، درآمد کلیه افراد جامعه کمتر از درآمد متناظر با خط فقر باشد) است. آمارهای مربوط به خط شاخص نسبت تعداد افراد فقیر نیز از مرکز آمار ایران گردآوری شده و آمارهای سری زمانی استفاده شده در مطالعه نیز مربوط به دوره ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ است.

به منظور تعیین کثرت متغیرهای مختلف نسبت به فقر، توزیع درآمد و بهره‌وری نیروی کار، از معادلات موجود در روش معادلات همزمان مشتق جزئی گرفته می‌شود؛

برای نمونه، کشش ضریب جینی نسبت به مخارج عمرانی دولت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$E_{GiGo} = \left(\frac{d\text{Log}(Gini)}{d\text{Log}(Gov)} \right) + \left(\frac{d\text{Log}(Gini)}{d\text{Log}(PGDP)} \times \frac{d\text{Log}(PGDP)}{d\text{Log}(Gov)} \right) \quad (۸)$$

که بر اساس آن، مخارج عمرانی دولت نه تنها به صورت مستقیم بلکه از طریق تأثیر بر تولید ناخالص داخلی سرانه نیز بر ضریب جینی مؤثر است؛ و بدین ترتیب، اثر مستقیم و غیرمستقیم مخارج عمرانی دولت بر ضریب جینی محاسبه می‌شود. به منظور برآورد سیستمی معادلات، داده‌های تحقیق به لحاظ ایستایی از طریق آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته^(۲) بررسی شد؛ معادله این آزمون به صورت زیر است (Dickey and Fuller, 1979, 1981):

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_i^P \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۹)$$

که در آن، Y_t یک متغیر در دوره t ، Y_{t-1} وقفه اول متغیر Y ، ΔY_{t-i} تفاضل مرتبه i ام و ε_t جزء اخلاص با میانگین صفر و واریانس یک است. فرض صفر ($\rho=1$) عدم پایایی است؛ و اگر فرض صفر رد شود، سری زمانی متغیر Y پایاست (نوفروستی، ۱۳۸۷). به منظور تعیین شیوه برآورد، از روش شرط رتبه‌ای استفاده شد؛ در این روش، ابتدا باید قابلیت تشخیص (شناسایی)^(۳) معادلات بررسی شود و سپس، بر اساس نتایج تشخیص، روش برآورد تعیین می‌شود. نحوه تشخیص معادلات به صورت روابط زیر است (بروکس، ۱۳۸۹):

$$(G-1) > m \quad (۱۰)$$

$$(G-1) = m \quad (۱۱)$$

$$(G-1) < m \quad (۱۲)$$

$$m = T - k \quad (۱۳)$$

که در آن، T تعداد کل متغیرهای برونزای موجود در معادلات، k تعداد متغیرهای برونزای موجود در یک معادله، G تعداد معادلات ساختاری (در مطالعه حاضر، $G=4$)، و m تعداد متغیرهای برونزای خارج از معادله مورد بررسی است. روابط ۱۰، ۱۱ و ۱۲، به ترتیب، نشان‌دهنده معادلات کمتر از حد مشخص^(۴)، دقیقاً مشخص^(۵) و بیش از حد مشخص^(۶) است (بروکس، ۱۳۸۹). با توجه به شرط رتبه‌ای، $m=13 < G-1$ ، تمامی معادلات بیش از حد مشخص بوده است؛ یکی از روش‌های برآورد معادلات بیش از حد مشخص روش سه‌مرحله‌ای است (سوری، ۱۳۹۱). از این‌رو، در مطالعه حاضر، از روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای (3SLS) استفاده شده است.

نتایج و بحث

در بررسی رابطه بین سری‌های زمانی، ابتدا باید پایایی هر سری بررسی شود. در جدول ۱، نتایج آزمون دیکی - فولر آمده است.

جدول ۱- نتایج بررسی پایایی به‌دست آمده از آزمون دیکی - فولر

متغیر	در سطح		با یک بار تفاضل‌گیری	
	آماره τ	احتمال	آماره τ	احتمال
Cap	۷/۰۱	۱/۰۰۰	-۵/۱۲	۰/۰۰۲
RAE	-۲/۵۱	۰/۱۲۷	-۵/۷۴	۰/۰۰۰
Gini	-۲/۴۵	۰/۱۴۰	-۶/۶۸	۰/۰۰۰
Hec	-۱/۸۷	۰/۳۳۸	-۴/۸۸	۰/۰۰۱
Gov	۰/۴۳	۰/۹۷۹	-۲/۷۱	۰/۰۰۹
Elec	-۱/۴۳	۰/۱۳۷	-۶/۱۴	۰/۰۰۰
Pro	-۲/۲۶	۰/۱۹۳	-۴/۴۲	۰/۰۱۳
PGDP	۰/۵۳	۰/۹۸۳	-۱/۸۲	۰/۰۶۵
Ind	-۱/۸۸	۰/۳۳۱	-۴/۴۰	۰/۰۰۲
LanLab	-۰/۰۴	۰/۹۴۵	-۴/۰۶	۰/۰۰۵
Pop	-۰/۳۸	۰/۸۹۶	-۲/۱۹	۰/۰۳۰
LanLab	-۱/۶۴	۰/۴۴۲	-۳/۷۵	۰/۰۱۱
Pov	-۲/۶۰	۰/۱۰۹	-۵/۶۴	۰/۰۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود، تمامی متغیرهای یادشده با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. نتایج به‌دست آمده از برآورد سیستم معادلات، به‌ترتیب، در جداول ۲ تا ۵ آمده است.

جدول ۲- نتایج برآورد معادله تولید ناخالص داخلی سرانه (PGDP)

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
Constant	-۸/۵۳	-۳/۴	۰/۰۱
Log (Gini)	۰/۶۷۲	۲/۱	۰/۰۵
Log (Hec)	۰/۲۴۵	۱/۸	۰/۱
Log (Gov)	۰/۰۳۲	۰/۴۷	۰/۶
Log (Elec)	۰/۰۳۶	۳/۱	۰/۰۱
Log (Road)	۰/۰۲۵	۲/۲	۰/۰۵
Log (Cap)	۰/۵۳۶	۱۱/۱	۰/۰۱

لگاریتم تابع درست‌نمایی = ۱۸۳/۴۸۰ $R^2=0/96$
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۲، تأثیر ضریب جینی بر تولید ناخالص داخلی سرانه (PGDP) مثبت و معنی‌دار است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، از آنجا که ضریب هر متغیر مستقل نشان‌دهنده کشش متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیر مستقل است، یک درصد افزایش در ضریب جینی روستایی منجر به افزایش ۰/۷ درصدی در PGDP خواهد شد. این نتیجه حاکی از آن است که ساختار اقتصاد کشور به‌گونه‌ای است که هر چه توزیع درآمد ناعادلانه‌تر باشد، رشد PGDP بیشتر خواهد بود؛ البته این نتیجه منطبق بر نظریه توزیع درآمد کوزنتس است. بر اساس نظریه کوزنتس، در مراحل اولیه رشد اقتصادی، رابطه رشد اقتصادی با ضریب جینی مثبت خواهد بود، بدین مفهوم که توزیع ناعادلانه درآمد منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. اما منحنی کوزنتس نقطه برگشتی دارد و پس از آن، رابطه رشد اقتصادی و ضریب جینی معکوس می‌شود. همچنین، برخی دیگر از اقتصاددانان نیز بر این باورند که توزیع ناعادلانه‌تر درآمد منجر به رشد اقتصادی می‌شود، با این توجیه که اگر توزیع عادلانه شود، فقرا درآمد اضافه‌شده را پس‌انداز

نمی‌کنند، چون کشش درآمدی آنها بالاست و درآمدها باعث افزایش تقاضا در بازار و افزایش تورم می‌شود؛ اما اگر توزیع ناعادلانه‌تر شود، ثروتمندان درآمد خود را پس‌انداز و سپس، سرمایه‌گذاری می‌کنند که منجر به رشد اقتصادی می‌شود (تودارو، ۱۳۷۷). بنابراین، توزیع ناعادلانه یا افزایش ضریب جینی به رشد اقتصادی با شتاب بیشتر خواهد انجامید.

همچنین، تأثیر سطح زیر کشت بر PGDP مثبت و معنی‌دار است، به گونه‌ای که بر اساس ضریب به‌دست آمده، یک درصد افزایش در سطح زیر کشت کشور PGDP را ۰/۲ درصد افزایش خواهد داد، زیرا افزایش سطح زیر کشت منجر به افزایش تولیدات کشاورزی و افزایش ارزش افزوده کشاورزی خواهد شد و چون ارزش افزوده بخش کشاورزی خود یکی از اجزای تشکیل‌دهنده تولید ناخالص داخلی است، افزایش در سطح زیر کشت به افزایش PGDP می‌انجامد. متغیر مخارج عمرانی دولت در روستاها نیز علامتی مطابق با انتظار دارد، اما اثر مثبت آن معنی‌دار نشده است. متغیر مخارج برق‌رسانی دولت در مناطق روستایی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر PGDP دارد، به گونه‌ای که افزایش یک درصدی در این هزینه‌ها منجر به افزایش ۰/۰۴ درصدی PGDP خواهد شد. برق‌رسانی به روستاها از اقدامات زیربنایی دولت در روستاهاست که در مباحث توسعه کشاورزی، اهمیت زیرساخت‌های روستایی در توسعه روستایی مورد توجه است. توجه به زیرساخت‌ها در نواحی روستایی، ضمن توزیع عادلانه امکانات، می‌تواند منجر به رشد بخش کشاورزی و تأثیر غیرمستقیم آن بر رشد اقتصادی کشور شود. برق می‌تواند به‌مثابه یک نهاده تولیدی مهم بر رشد تولیدات کشاورزی اثرگذار باشد. برای نمونه، پمپاژ آب با استفاده از شیوه‌های نوین آبیاری که منجر به رشد تولیدات می‌شوند، نیازمند برق‌رسانی به روستاهاست. مطابق با انتظار، موجودی سرمایه در بخش کشاورزی نیز تأثیری مثبت و معنی‌دار بر PGDP دارد و افزایش یک درصدی در موجودی سرمایه در بخش کشاورزی منجر به افزایش ۰/۵ درصدی PGDP خواهد شد. افزایش موجودی سرمایه سبب می‌شود تا نهاده متغیر نیروی کار بهره‌وری نهایی بالاتری داشته باشد (دبرتین، ۱۳۷۶)؛ و ترکیب این دو منجر به افزایش تولید در بخش

کشاورزی و صرانجام، تولید ناخالص داخلی خواهد شد. نتایج به‌دست آمده از برآورد معادله ضریب جینی در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳- نتایج به‌دست آمده از برآورد معادله ضریب جینی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
Constant	-۰/۰۶۴	-۰/۵	۰/۶
Log (Pro)	-۰/۱۷۱	-۲/۷	۰/۰۱
Log (PGDP)	۰/۱۶۳	۲/۳	۰/۰۵
Log (Ind)	-۰/۰۰۹۰	-۲/۷	۰/۰۱
Log (LanLab)	-۰/۱۸۱	-۲/۶	۰/۰۵
Log (RAE)	-۰/۰۰۶۲	-۱/۲	۰/۲۵
Log (Gov)	-۰/۰۰۸۱	-۲/۱	۰/۰۵

لگاریتم تابع درست‌نمایی = $۱۸۳/۴۸۰$ $R^2=۰/۷۳$
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج به‌دست آمده از معادله مربوط به ضریب جینی روستایی، تأثیر بهره‌وری نیروی کار کشاورزی بر ضریب جینی منفی و معنی‌دار است. این مطلب نشان می‌دهد که رشد و بهبود بهره‌وری نیروی کار منجر به کاهش ضریب جینی و به دیگر سخن، بهبود توزیع درآمد و عدالت خواهد شد. رشد بهره‌وری نیروی کار کشاورزی به معنی افزایش توان تولیدی کشاورزی و افزایش درآمد است و از این‌رو، توان کسب درآمد کشاورز افزایش می‌یابد که خود منجر به توزیع مناسب‌تر درآمد می‌شود. با توجه به این نتیجه، به‌منظور کاهش بی‌عدالتی در توزیع درآمدها، باید سیاست‌گذاری‌ها در راستای افزایش بهره‌وری نیروی کار باشد. همچنین، مطابق انتظار، رشد بهره‌وری باعث کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد خواهد شد. طبق ضریب (کشش) به‌دست آمده، یک درصد افزایش در بهره‌وری نیروی کار منجر به کاهش ۰/۲ درصدی ضریب جینی خواهد شد؛ بسیاری از مطالعات و از آن جمله پژوهش‌های تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003) و زیبایی (۱۳۸۴)، این نتیجه را تأیید می‌کنند.

همچنین، با توجه به معادله بهره‌وری نیروی کار، کشش ضریب جینی نسبت به متغیرهای دارای تأثیر غیرمستقیم بر ضریب جینی (با توجه به رابطه ۸) در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴- متغیرهای تأثیرگذار بر ضریب جینی از طریق بهره‌وری نیروی کار

متغیر	Log (Liter)	Log (Elec)	Log (RAE)	Log (LabLan)	Log (Cap)
اثر غیرمستقیم (کشش)	-۰/۱۸۹	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۶۰	-۰/۰۱۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

رشد PGDP تأثیری مثبت و معنی‌دار بر ضریب جینی روستایی دارد. بر اساس کشش به‌دست آمده، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه منجر به افزایش ۰/۱۶ درصدی ضریب جینی روستایی خواهد شد؛ به دیگر سخن، افزایش PGDP توزیع درآمد را بدتر خواهد کرد و دلیل آن هم عدم توزیع عادلانه درآمد حاصل از رشد اقتصادی است. بنابراین، می‌توان گفت که تاکنون رشد و توسعه کشور عدالت‌محور و حامی فقرای روستایی نبوده است و باید روند کنونی اصلاح شود. اصلاح این روند همانا توزیع عادلانه درآمد ناشی از رشد اقتصادی به‌گونه‌ای است که ضریب جینی کاهش یابد و توزیع درآمد عادلانه‌تر شود. همچنین، سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی دارای اثر منفی و معنی‌دار بر ضریب جینی روستایی است و افزایش یک درصدی سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی ضریب جینی را ۰/۰۰۹ درصد کاهش خواهد داد. این موضوع اهمیت مشاغل غیرکشاورزی و نیز مشاغل صنعتی مرتبط با کشاورزی را در بهبود توزیع درآمد نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی منجر به ایجاد صنایع جدید در روستا می‌شود که این صنایع خود ایجادکننده مشاغل جدید و توزیع درآمدهای ناشی از آن میان کارگران روستایی است؛ همچنین، اگر این صنایع مرتبط با بخش کشاورزی باشند، مانند صنایع پستین و پیشین، بخشی از درآمدهای آنها به کشاورزان منتقل می‌شود که در این صورت، منجر به توزیع عادلانه‌تر درآمد خواهد شد. نسبت زمین به نیروی کار در سطح پنج درصد و با علامت منفی معنی‌دار شده است و نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در این نسبت ۰/۱۸ درصد

ضریب جینی را کاهش خواهد داد، بدین معنی که افزایش سطح زیر کشت به ازای هر کشاورز منجر به بهبود توزیع درآمد در جوامع روستایی می‌شود. البته این نتیجه برخلاف نتیجه به‌دست آمده در پژوهش تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003) است، زیرا آنها در مطالعه خود بدین نتیجه رسیدند که نسبت زمین به نیروی کار دارای تأثیر مثبت بر ضریب جینی است و هر چه نسبت زمین به نیروی کار بزرگ‌تر باشد، توزیع درآمد بدتر می‌شود. البته این تفاوت در نتایج به دلیل تفاوت‌های ساختاری در مناطق مطالعاتی بوده است؛ در ایران، با توجه به ارزش زمین به‌مثابه سرمایه اولیه و نیز کوچک بودن مزارع، کشت فشرده و کاربر بودن بیش از اندازه مزارع در واحد سطح، بزرگ شدن نسبت زمین به نیروی کار می‌تواند تأثیر منفی بر ضریب جینی یا بهبود توزیع درآمد داشته باشد. متغیر تحقیق و آموزش کشاورزی معنی‌دار نشده اما علامت آن مطابق با انتظار بوده است. بر اساس ضریب این متغیر، یک درصد افزایش در هزینه‌های تحقیق و آموزش کشاورزی منجر به ۰/۰۰۶ درصد کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد می‌شود. عدم معنی‌داری و نیز تأثیر اندک این متغیر بر ضریب جینی را می‌توان بدین علت دانست که میان مؤسسات آموزشی و تحقیقاتی و جامعه کشاورزی در کشور ایران شکافی بزرگ وجود دارد و بر اثر آن، تحقیقات و آموزش در کشور بر اساس نیاز واقعی بخش کشاورزی انجام نمی‌پذیرد (شریف‌زاده و عبدالله‌زاده، ۱۳۹۰). یکی از عوامل مهم در رشد بخش کشاورزی و کاهش فقر در جوامع روستایی افزایش تولید و بهبود بهره‌وری عوامل تولید از طریق رشد دانش‌بنیان و تولید علم و فناوری در بخش کشاورزی است، شرایطی که تنها از رهگذر پژوهش محقق خواهد شد. از این‌رو، باید موضوع آموزش کشاورزی و تحقیقات با جهت‌دهی مناسب و متناسب با نیازهای بخش کشاورزی توسعه یابد. ضریب متغیر بودجه‌های عمرانی دولت در روستاها با علامت منفی معنی‌دار شده است و با توجه به کسش به‌دست آمده، یک درصد افزایش در بودجه‌های عمرانی دولت منجر به ۰/۰۰۸ درصد کاهش در ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد خواهد شد؛ هر چند این تأثیرگذاری با توجه به ضریب تخمینی، اندک است اما اهمیت دارد. افزایش بودجه‌های عمرانی در روستاها سبب می‌شود که امکانات

رفاهی در کشور متعادل‌تر توزیع شوند. بودجه‌های عمرانی و زیرساختی می‌تواند منجر به توانمندسازی روستاییان برای کسب درآمد شود. جدول ۵ نتایج به‌دست آمده از برآورد معادله فقر را نشان می‌دهد.

جدول ۵- نتایج به‌دست آمده از برآورد معادله فقر

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
Constant	-۱۳۰/۸۶	-۳/۲	۰/۰۱
Log (PGDP)	۵/۵۸۶	۳/۸	۰/۰۱
Log (Pop)	۱۵/۱۵۰	۳/۶	۰/۰۱
Log (Ind)	-۰/۱۰۲	-۲/۵	۰/۰۵
Log (Liter)	-۳/۷۶۳	-۳/۴	۰/۰۱
Log (Health)	-۰/۰۲۷	-۰/۳۱	۰/۷۶
Log (Mach)	-۱/۰۷۶	-۳/۳	۰/۰۱

لگاریتم تابع درست‌نمایی = ۱۸۳/۴۸۰ $R^2=0/۸۹$
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۵، ضریب متغیر PGDP در سطح یک درصد با علامت مثبت معنی‌دار شده و در معادله ضریب جینی روستایی نیز این رابطه بین PGDP و ضریب جینی مثبت بوده است. بنابراین، هر دو رابطه بیانگر این مطلب است که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) منجر به افزایش فقر از طریق بدتر شدن توزیع درآمد شده است؛ همچنین، نشان می‌دهد که سیاست‌های اقتصادی کشور عدالت‌محور و حامی فقرا نبوده است، بدین مفهوم که در پی رشد اقتصادی، فاصله طبقاتی (با توجه به معادله ضریب جینی) و تعداد افراد فقیر (با توجه به معادله درصد افراد فقیر) افزایش یافته است که باید اصلاح شود. اصلاح این وضع باید از طریق توزیع عادلانه درآمد ناشی از رشد اقتصادی صورت گیرد؛ و این توزیع عادلانه هم باید از طریق برخورداری یکسان مردم از امکانات اقتصادی برای بروز استعدادها صورت گیرد. ضریب متغیر جمعیت روستایی با علامت مثبت معنی‌دار شده است و با توجه به کشش به‌دست آمده،

یک درصد افزایش در جمعیت روستایی به پانزده درصد افزایش در شمار افراد فقیر خواهد انجامید؛ البته مفهوم آن این‌گونه نیست که برای کاهش فقر باید جمعیت روستا را کاهش داد، بلکه این مطلب بیانگر آن است که با توجه به وضعیت فقر در روستاها و نبود درآمد کافی، افزایش جمعیت در این شرایط باعث افزایش فقر می‌شود؛ از این رو، باید شرایط اقتصادی روستا را تغییر داد؛ در مطالعه تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003)، همین نتیجه تأیید شده است. ضریب متغیر سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی با علامتی مطابق با انتظار معنی‌دار شده است. بر اساس کشش این متغیر، یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی منجر به کاهش ۰/۱ درصدی در فقر روستایی خواهد شد. از آنجا که رشد این متغیر توزیع درآمد را نیز بهبود می‌بخشد (با توجه به معادله ضریب جینی)، اهمیت صنایع روستایی برای سیاست‌گذاران به‌منظور کاهش فقر در روستاها دوچندان می‌شود. ضریب متغیر درصد باسوادی نیز با علامت منفی معنی‌دار شده و بر اساس ضریب برآوردشده، یک درصد افزایش در نرخ باسوادی روستایی منجر به کاهش ۳/۸ درصدی در فقر روستایی خواهد شد و علت آن را می‌توان بر خورداری روستاییان باسواد از برخی مهارت‌ها و استفاده آنها از شیوه‌های جدید تولید و همچنین، بهره‌مندی آنها از مشاغل غیرکشاورزی دانست. این موضوع اهمیت آموزش و پرورش در کاهش فقر روستایی را می‌رساند. متغیر مخارج بهداشتی - درمانی دولت در مناطق روستایی نیز مطابق با انتظار رابطه معکوس با فقر روستایی دارد؛ افزایش یک درصدی در مخارج بهداشتی منجر به کاهش ۰/۰۳ درصدی در فقر روستایی خواهد شد. هر چند، این متغیر معنی‌دار نشده اما علامت آن مطابق با انتظار است، زیرا افزایش مخارج درمانی می‌تواند منجر به بهبود سلامت نیروی کار روستایی شود و نیروی کار سالم توان تولید بالاتری دارد که این خود باعث کاهش فقر می‌شود (تودارو، ۱۳۷۷). بهبود وضعیت بهداشت افراد جامعه به افزایش کیفیت عرضه نیروی کار و در نهایت، به افزایش بهره‌وری و تولید می‌انجامد (تودارو، ۱۳۷۷) و افزایش تولید و درآمد نیز منجر به کاهش فقر می‌شود. همچنین، موجودی ماشین‌آلات در بخش کشاورزی با علامت

منفی معنی‌دار شده است و بر اساس کشش این متغیر، یک درصد افزایش در موجودی ماشین‌آلات کشاورزی منجر به کاهش ۱/۱ درصدی فقر روستایی خواهد شد. با استفاده از ماشین‌آلات می‌توان مقدار سطح زیر کشت را افزایش داد و از این طریق، میزان تولید و درآمد کشاورز افزایش می‌یابد. همچنین، استفاده از ماشین‌آلات به‌جای نیروی کار زیاد در زمین‌های بزرگ از میزان هزینه‌ها خواهد کاست. البته استفاده از ماشین‌آلات کشاورزی نیازمند تجمیع اراضی در برخی از مناطق کشور است. بنابراین، طبیعی به‌نظر می‌رسد که با استفاده از ماشین‌آلات کشاورزی و کشت مکانیزه فقر کاهش یابد. نتایج برآورد معادله بهره‌وری نیروی کار کشاورزی در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶- نتایج به‌دست آمده از برآورد معادله بهره‌وری نیروی کار

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
Constant	-۵/۱۲	-۱۰/۸	۰/۰۱
Log (Liter)	۱/۱۱۵	۱۲/۰	۰/۰۱
Log (Elec)	۰/۰۳۰۳	۴/۰	۰/۰۱
Log (RAE)	۰/۰۱۴	۳/۵	۰/۰۱
Log (Gini)	-۰/۴۰۴	-۱/۹	۰/۱
Log (LabLan)	-۰/۳۵۱	-۴/۸	۰/۰۱
Log (Cap)	۰/۰۹۹	۲/۱	۰/۰۵

لگاریتم تابع درست‌نمایی = ۱۸۳/۴۸۰ $R^2=0/98$
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج معادله بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی، متغیر درصد باسواد با علامت مثبت معنی‌دار شده است. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نرخ باسواد روستایی منجر به ۱/۱ درصد افزایش در بهره‌وری نیروی کار کشاورزی خواهد شد؛ و دلیل آن تأثیر سواد بر استفاده درست از منابع و امکانات و همچنین، یادگیری شیوه‌های نوین تولید کشاورزی بوده که منجر به بهبود بهره‌وری نیروی کار شده است؛ در مطالعات مؤمنی و همکاران (۱۳۸۸) و تیرتل و همکاران

(Thirtle et al., 2003)، همین نتیجه تأیید می‌شود. تأثیر مخارج برق‌رسانی دولت بر بهره‌وری نیروی کار مثبت بوده است و با توجه به ضریب آن، یک درصد افزایش در این مخارج بر میزان بهره‌وری نیروی کار کشاورزی ۰/۰۳ درصد خواهد افزود؛ علت این افزایش ورود انرژی برق به‌مثابه یک عامل مهم تولیدی در بخش کشاورزی است و البته در پی آن، بهره‌گیری از شیوه‌های نوین کشت و آبیاری، در نوعی هم‌افزایی با نیروی کار در قالب توان تولیدی، منجر به رشد تولید و بهره‌وری خواهد شد. تحقیق و آموزش کشاورزی نیز با علامتی مطابق با انتظار معنی‌دار شده است و ضریب آن نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در مخارج تحقیق و آموزش به افزایش بهره‌وری نیروی کار به میزان ۰/۰۱ درصد خواهد انجامید. اثر افزایش مخارج تحقیق و آموزش در افزایش تولید نمایان می‌شود؛ آموزش به به‌کارگیری شیوه‌های مناسب تولید و تحقیق نیز به ایجاد فناوری جدید در تولید منجر می‌شود که هر دو به افزایش تولید متوسط هر فرد می‌انجامد و این به معنی رشد بهره‌وری نیروی کار کشاورزی است. همچنین، بر اساس نتایج مطالعه تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003)، افزایش مخارج تحقیق و توسعه منجر به رشد بهره‌وری شده است. متغیر ضریب جینی با علامت منفی معنی‌دار شده است و نشان می‌دهد که هر چه توزیع درآمد در جامعه روستایی عادلانه‌تر شود، بهره‌وری نیروی کار کشاورزی بیشتر خواهد شد؛ و با توجه به ضریب، یک درصد کاهش در ضریب جینی منجر به افزایش ۰/۴ درصدی در بهره‌وری نیروی کار خواهد شد. از این‌رو، توزیع مناسب درآمد به بهبود بهره‌وری و رشد بهره‌وری نیز به کاهش ضریب جینی خواهد انجامید و این دو متغیر هم‌افزایی دارند. توزیع عادلانه‌تر درآمد می‌تواند انگیزه نیروی کار را برای عرضه کار بیشتر افزایش دهد. همچنین، با توجه به معادله ضریب جینی، کشش متغیر بهره‌وری نیروی کار نسبت به متغیرهایی که غیرمستقیم بر بهره‌وری نیروی کار تأثیرگذارند، در جدول ۷ آمده است. همان‌گونه که در رابطه ۸ توضیح داده شد، برخی متغیرها بر ضریب جینی اثر دارند و خود ضریب جینی نیز بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر می‌گذارد. بنابراین، متغیرهای یادشده از طریق تأثیرگذاری بر ضریب جینی به‌طور غیرمستقیم بر بهره‌وری نیروی کار اثر دارند.

جدول ۷- متغیرهای اثرگذار بر بهره‌وری نیروی کار از طریق ضریب جینی

متغیر	Log (Ind)	Log (LanLab)	Log (RAE)	Log (Gov)
اثر (کشش) غیرمستقیم	۰/۰۰۴	۰/۰۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب نسبت نیروی کار به زمین با علامت منفی معنی‌دار شده است و نشان می‌دهد که یک درصد کاهش در این نسبت منجر به افزایش ۰/۳ درصدی بهره‌وری نیروی کار خواهد شد، حال آنکه نهاده نیروی کار نسبت به زمین بیش از حد بهینه استفاده می‌شود و خروج نیروی کار منجر به افزایش بهره‌وری خواهد شد. ضریب موجودی سرمایه در سطح پنج درصد با علامت مثبت معنی‌دار شده است و نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در موجودی سرمایه در بخش کشاورزی منجر به افزایش ۰/۱ درصدی در بهره‌وری نیروی کار خواهد شد. به لحاظ نظری، موجودی سرمایه نهاده ثابت و نیروی کار نهاده متغیر تولید محسوب می‌شود. اگر از نهاده نیروی کار به نسبت نهاده ثابت سرمایه بیشتر استفاده شود، تولیدات کشاورزی نزدیک به ناحیه سوم تولید نهاده نیروی کار قرار می‌گیرد و بهره‌وری نهایی نیروی کار کاهش می‌یابد (دبرتین، ۱۳۷۶). بنابراین، با افزایش موجودی سرمایه می‌توان تولید و بهره‌وری نهایی نیروی کار را افزایش داد؛ همچنین، در مطالعه تیرتل و همکاران (Thirtle et al., 2003)، همین مطلب تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر، با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۴ سال طی ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶، سیستمی از معادلات برای بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، فقر و بهره‌وری نیروی کار کشاورزی در روستا برآورد شد؛ نتایج به دست آمده حاکی از آن است که رشد اقتصادی کشور عدالت‌محور و حامی فقرا نبوده و رابطه معکوس با فقر و توزیع درآمد در روستا داشته است. رشد بهره‌وری نیروی کار کشاورزی منجر به بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر می‌شود. بنابراین، باید تلاش سیاست‌گذاران در راستای ارتقای بهره‌وری

نیروی کار باشد. افزایش سرمایه‌گذاری در صنایع روستایی، افزون بر بهبود توزیع درآمد، از درصد روستاییان فقیر نیز خواهد کاست؛ همچنین، به‌طور غیرمستقیم از طریق کاهش ضریب جینی، بر میزان بهره‌وری نیروی کار هم خواهد افزود. این موضوع اهمیت صنایع روستایی را در فقرزدایی می‌رساند. با توجه به ضریب نسبت نیروی کار به زمین در معادله بهره‌وری نیروی کار کشاورزی، می‌توان دریافت که نیروی کار بیش از حد بهینه بر روی زمین کشاورزی مشغول به کار است. با توجه به نتایج معادله بهره‌وری نیروی کار کشاورزی، افزایش نرخ باسوادی و رشد مخارج آموزشی و تحقیقاتی کشاورزی منجر به رشد بهره‌وری خواهد شد. همچنین، مخارج تحقیقات و آموزش کشاورزی به کاهش ضریب جینی در راستای توزیع عادلانه‌تر درآمد هم خواهد انجامید. زیرساخت‌های اقتصادی از عوامل بسیار مهم در رشد و توسعه اقتصادی هر کشور است؛ هر چه این زیرساخت‌ها در مناطق روستایی و مناطق دارای فقر گسترده توسعه یابند، بر میزان عدالت افزوده و از میزان فقر کاسته خواهد شد.

بر اساس نتایج به‌دست آمده از معادلات GDP، ضریب جینی، فقر و بهره‌وری نیروی کار، پیشنهادها زیر ارائه می‌شود:

- ۱- برای رشد بهره‌وری نیروی کار، لازم است از نیروهای تحصیل‌کرده و متخصص در بخش کشاورزی استفاده شود، زیرا با افزایش سطح سواد در مناطق روستایی، می‌توان نیروی کارآفرین در بخش کشاورزی تربیت کرد؛
- ۲- با توجه به تأثیر سرمایه‌گذاری بر بهره‌وری نیروی کار، لازم است سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ترغیب و تشویق شوند؛ همچنین، گسترش شرکت‌های دانش‌بنیان در بخش کشاورزی می‌تواند منجر به رشد تولید و بهره‌وری نیروی کار شود؛

- ۳- باید با ایجاد صنایع روستایی و صنایع پسین و پیشین کشاورزی مانند تولید نهاده و یا صنایع فرآوری، انبارداری و بسته‌بندی در نواحی روستایی، ضمن آموزش و انتقال بخشی از نیروی کار کشاورزی بدین صنایع، از فشار نیروی کار بر زمین کاسته و بر بهره‌وری نیروی کار افزوده شود؛

- ۴- باید از طریق انجام تحقیقات مسئله‌محور، بودجه‌های آموزشی و تحقیقاتی در بخش کشاورزی افزایش یابد و شکاف میان مراکز آموزشی و تحقیقاتی و بخش کشاورزی کاهش یابد، و مراکز تحقیقات کشاورزی مسیر تحقیقات خود را بر مبنای مشکلات موجود در کشاورزی کشور تعیین کنند؛ بدین منظور لازم است به نشانه‌های بازار و به‌ویژه قیمت نهاده و محصول توجه شود. البته برای آنکه قیمت‌ها علامت‌های درست به محقق بدهند، باید بازار نهاده و در صورت امکان، بازار محصول «رقابتی» شود؛
- ۵- با توجه به نتایج به‌دست آمده از هر چهار معادله، لازم است مخارج زیربنایی مانند بودجه‌های عمرانی روستایی، برق‌رسانی، جاده‌سازی و مراکز بهداشتی روستایی افزایش یابند؛ و
- ۶- موجودی سرمایه و موجودی ماشین‌آلات از عوامل مهم و تأثیرگذار بر بهره‌وری نیروی کار و فقر روستایی به‌شمار می‌روند و از این‌رو، با حفظ سرمایه‌های موجود، باید سرمایه‌گذاری برای رشد تولید با رویکرد اصلاح ساختار کشاورزی (یعنی، کشت به‌صورت تعاونی و یا به‌طور کلی، یکپارچه‌سازی زمین‌ها به‌منظور ورود ماشین‌آلات کشاورزی و کشت مکانیزه) در راستای کاهش فقر افزایش یابد.

یادداشت‌ها

1. Research and Development (R&D)
2. Adjusted Dickey-Fuller
3. identification
4. under-identified
5. just-identified
6. over-identified

منابع

- بروکس، کریس (۱۳۸۹)، *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی مالی (جلد اول)*. ترجمه احمد بدری و عبدالمجید عبدالباقی. تهران: مؤسسه علمی فرهنگی نص.
- تودارو، مایکل (۱۳۷۷)، *توسعه اقتصادی در جهان سوم*. ترجمه غلامعلی فرجادی. تهران: مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه.

- چیدری، امیرحسین و خالدی، کوهسار (۱۳۷۹)، «بررسی اقتصادی عوامل مؤثر بر شاخص‌های توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران». *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی، مشهد، بهمن ۱۳۷۹*.
- خالدی، کوهسار و زوار، پرمه (۱۳۸۴)، «بررسی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی ایران ۱۳۸۲-۱۳۷۵». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۳، شماره ۴۹، صص ۵۷-۸۲. خداداد کاشی، شیرازی، جلیل و رحمن‌ستایش، علیرضا (۱۳۸۸)، «مقایسه بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در بخش کشاورزی با بخش‌های صنعت و خدمات». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۸، شماره ۷۰، صص ۵۵-۷۷.
- خداداد کاشی، فرهاد؛ باقری، فریده؛ حیدری، خلیل؛ و خداداد کاشی، امید (۱۳۸۱)، *اندازه‌گیری شاخص‌های فقر در ایران (کاربرد انواع خط فقر، شکاف فقر، شاخص فقر)*. طرح پژوهشی. تهران: مرکز آمار ایران، گروه پژوهشی آمارهای اقتصادی.
- خسروی‌نژاد، علی‌اکبر (۱۳۹۱)، «برآورد فقر و شاخص‌های فقر در مناطق شهری و روستایی». *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۶، شماره ۲، صص ۳۹-۶۰.
- دبرتین، دیوید ال. (۱۳۷۶)، *اقتصاد تولید کشاورزی*. ترجمه محمدقلی موسی‌نژاد و رضا نجارزاده. تهران: دانشگاه تربیت مدرس.
- زیبایی، حسن (۱۳۸۴)، «ارزیابی سهم عوامل تعیین‌کننده نابرابری و توزیع درآمد در ایران». *مجله برنامه و بودجه*، سال ۱۱، شماره ۹۱، صص ۲۹-۶۷.
- سوری، علی (۱۳۹۱)، *اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews 7*. تهران: فرهنگ‌شناسی.
- شریف‌زاده، ابوالقاسم و عبدالله‌زاده، غلامحسین (۱۳۹۰)، «شناسایی جایگاه کنونی و مطلوب دست‌اندرکاران مختلف در نظام تحقیقات کشاورزی کشور». *سیاست علم و فناوری*، شماره ۱۳، صص ۷۷-۹۴.
- معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس‌جمهور (۱۳۸۶)، *قوانین بودجه سال‌های مختلف کشور (۱۳۶۳-۱۳۸۶)*. تهران: معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی رئیس‌جمهور.
- مؤمنی، فرشاد؛ یوسفی، محمدقلی؛ و مبارک، اصغر (۱۳۸۸)، «بررسی عوامل تعیین‌کننده رشد بهره‌وری و فقر در مناطق روستایی ایران». *پژوهش‌های روستایی*، سال ۱، شماره ۱، صص ۹۹-۱۲۰.
- نوفروستی، محمد (۱۳۸۷)، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431.

- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981), "The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp. 1057-1072.
- Fan, S.; Hazell, P.; and Thorat, S. (1999), "Linkages between government spending, growth, and poverty in rural India". *IFPRI Research Report 110*. Washington DC: IFPRI.
- Thirtle, C.; Lin, L.; and Jenifer, P. (2003), "The impact of research-led agricultural productivity growth on poverty reduction in Africa, Asia and Latin America". *World Development*, Vol. 31, No. 12, pp. 1959-1975.

Archive of SID