فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال دهم، شماره ۲ «پیاپی ۳٤»، تابستان ۱۳۹۵، صفحات ۱٤۸-۱۳۱)

تاثیر پیشرفت تکنولوژی و تغییرات کارایی بر رشد بهره‌وری بخش کشاورزی ایران: تحلیل پوششی داده‌ها

مهدی سالاریه*، امیرمحمدی‌نژاد، رضا مقدسی+**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۱/۱٦ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰٦/۰٦

چکیده

هدف این مقاله، بررسی تاثیر پیشرفت تکنولوژی و تغییرات کارایی بر رشد بهره‌وری بخش کشاورزی ایران به تفکیک استان‌های کشور است. بدین منظور با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و مدل مالم کوئیست، اثرات تغییرات کارایی و تکنولوژی بر رشد بهره‌وری در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۲ بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد تغییرات کارایی بر رشد بهره‌وری نقش غالب داشته و سهم تغییرات تکنولوژی اندک است. همچنین یافته‌ها نشان داد اثر تغییرات نیروی کار بر رشد بهره‌وری مثبت بوده و تغییرات سرمایه اثر اندک بر بهره‌وری عوامل تولید دارد.

طبقه‌بندی JEL: O39, D24, C60

واژگان کلیدی: مالم کوئیست، بهره‌وری، تکنولوژی، کارایی، تحلیل پوششی داده‌ها.

*دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: mahdi.salarieh@gmail.com

**استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی (نویسنده مسئول)، تهران، ایران، پست الکترونیکی: amnejad82@yahoo.co.uk

+دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: moghaddasireza@yahoo.com

۱. مقدمه

افزایش سطح تکنولوژی و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌تواند اثر مهمی بر کل اقتصاد کشورها داشته باشد؛ به گونه‌ای که همه از آن بهره‌مند شوند. مبانی نظری توسعه، تفاوت در بهره‌وری بخش کشاورزی در بین کشورهای مختلف را ناشی از پیشرفت تکنولوژی تولید و بهره‌بردن از بازدهی‌ها نسبت به مقیاس و بهبود مدیریت می‌داند (لو[1] و همکاران، ۲۰۰۸).

تحقیقات نشان می‌دهند از دیدگاه اقتصادی، شاخص «بهره‌وری»، مطلوب‌ترین معیار سنجش عملکرد در تمام ارزیابی‌هاست. اقتصاددانان پیوسته در تلاش هستند دلایل واقعی رشد و توسعه اقتصادی کشورها را کشف کنند؛ بر اساس یافته‌های آنان، کشورهایی که برای توسعه اقتصادی به افزایش بهره‌وری بیش از افزایش منابع طبیعی و فیزیکی خود تکیه کرده‌اند، رشد سریع‌تری داشته‌اند (ترابی و بخشوده، ۱۳۸٦).

رشد بهره‌وری، به صورت مستقیم، درآمد کشاورزی را افزایش می‌دهد و به صورت غیرمستقیم، افزایش تولید و نیز افزایش عرضه محصولات غذایی را به همراه دارد که در نتیجه باعث کاهش قیمت مواد غذایی شده و با افزایش درآمد در بخش کشاورزی، تقاضا برای کالاها و خدمات غیرکشاورزی نیز افزایش می‌یابد و این امر باعث افزایش اشتغال در بخش غیرکشاورزی می‌شود؛ از این‌رو، همه جامعه می‌توانند از رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی بهره‌مند گردند (انکاملو[2]، ۲۰۰٤)؛ از سوی دیگر، کاهش تولید سرانه محصولات غذایی و کشاورزی در طول چند سال می‌تواند منجر به رکود در یک منطقه شود و در صورت عدم حمایت دولت برای افزایش تولیدات کشاورزی، این رکود می‌تواند شرایط بدتری نیز بیابد (انکاملو، ۲۰۰٤).

تحلیل‌گران معتقدند برای ایجاد رفاه اجتماعی، دستیابی به رشد پایدار، یک رکن اساسی است. از این‌رو، توجه به بهره‌وری، مورد تاکید سیاست‌گذاران قرار گرفته است. برای دست‌یابی به منابع رشد بهره‌وری، باید دریافت که این رشد از چه چیزی ناشی می‌شود یا به عبارت دیگر، عوامل تعیین‌کننده رشد بهره‌وری کدام است (ایساکسون[3]، ۲۰۱۰).

---

[1] Lu
[2] Nkamleu
[3] Isaksson

سیاست‌های اتخاذ شده توسط وزارت جهاد کشاورزی در برخی استان‌های کشور به صورت جدی دنبال شده و در تعدادی از استان‌ها توجه کمتری به آن شده است؛ بنابراین، بررسی کارایی و بهره‌وری بخش کشاورزی و عوامل موثر بر آن با استفاده از داده‌های استانی، با تعیین شرایط استان‌ها، امکان اعمال سیاست‌های مختلف تشویقی بخش کشاورزی به تفکیک استان‌ها را فراهم می‌کند. در این تحقیق، به بررسی روند تغییرات بهره‌وری و تکنولوژی و کارایی و عوامل موثر بر آن در استان‌های کشور پرداخته شده است. بدین‌منظور، برای اندازه‌گیری کل بهره‌وری عوامل تولید از روش تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست[1] و تابع تصادفی مرزی بهره گرفته شد و برای بررسی عوامل موثر بر رشد بهره‌وری از مدل پنل دیتا در دوره زمانی ۱۳۸۳ – ۱۳۹۲ استفاده شد. همچنین برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم افزارهای DEAP، Eviews و STATA استفاده شده است.

در ادامه مطالب این مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است: ابتدا ادبیات نظری و تجربی موضوع تحقیق مرور می‌شود؛ در بخش سوم، با مدل مالم کوئیست به تفکیک اثر تغییرات کارایی و تکنولوژی بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی پرداخته شده است؛ در بخش چهارم، یک مدل با داده‌های پانلی به منظور بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری بخش کشاورزی ایران به تفکیک استان‌ها ارائه شده است؛ بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. مروری بر ادبیات

۲-۱. تحلیل پوششی داده‌ها

«تحلیل پوششی داده‌ها» یک روش ناپارامتری برای ارزیابی واحدهای هم‌جنس است که اولین‌بار در سال ۱۹۷۸ توسط کوپر[2] و همکاران (۲۰۰۷) برای ارزیابی یک مرکز آموزشی در آمریکا با عنوان مقاله CCR ابداع گردید. در ادامه، بنکر و همکاران[3] (۱۹۸٦) این روش را با عنوان مقاله BCC توسعه دادند. در روش تحلیل پوششی داده‌ها با تعریف ورودی‌ها و خروجی‌های همسان برای تمام واحدهای تصمیم‌گیری (DMU) آنها را مورد ارزیابی قرار

[1] Malmquist Index
[2] Cooper
[3] Banker

می‌دهند. فرض کنید n واحد تصمیم‌گیرنده هریک با m ورودی و s خروجی مدنظر باشند در این صورت $x_j=(x_{1j},....,x_{mj})$ و $y_j=(y_{1j},....,y_{sj})$ بردارهای ورودی و خروجی DMU_j می‌باشند و تابع امکانات تولید به صورت زیر تعریف می‌شود:

$T=\{(X,Y) \mid Y$ ستاده $, X$ نهاده$\}$

با درنظر گرفتن اصل بازده ثابت نسبت به مقیاس، مدل CCR به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\min y_0=\theta$$

s.t.

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j y_{rj}\geq y_{ro}\rightarrow r=1,2,.....,s$$

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j x_{ij}\geq \theta\chi_{io}\rightarrow i=1,2,.....,m$$

i=1,2,…..,m

$$\lambda_j\geq 0\rightarrow j=1,2,.....,n$$

با حذف اصل بازده ثابت نسبت به مقیاس، مدل فوق به مدل BCC تبدیل می‌شود که به صورت زیر است:

$$\min y_0=\theta$$

s.t.

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j y_{rj}\geq y_{ro}\rightarrow r=1,2,.....,s$$

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j x_{ij}\leq \theta x_{io}\rightarrow i=1,2,.....,m$$

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j=1$$

$$\lambda_j\geq 0$$

۲-۲. شاخص مالم کوئیست

از شاخص مالم کوئیست برای تجزیه و تحلیل تغییرات کارایی و بهره‌وری در طول زمان استفاده می‌شود. شاخص مالم کوئیست تفکیک بهره‌وری را به دو جزء عمده آن یعنی تغییرات تکنولوژی و تغییرات در کارایی امکان‌پذیر می‌کند. تحلیل مالم‌کوئیست به محقق اجازه می‌دهد

تغییرات در مرز (تغییرات تکنیکی) را از بهبود یا تغییر نسبت به مرز (تغییرات کارایی فنی) جدا کند (عظیمیان و همکاران، ۱۳۹۲).

اگر مرز کارایی برای دو دوره زمانی t و s را برای یک واحد تصمیم‌گیری درنظر بگیریم. در دوره t به ترتیب ورودی‌ها و خروجی‌ها $X^t=(x_1^t,x_2^t,...x_n^t)$ و $y^t=(y_1^t,y_2^t,...y_n^t)$ و در دوره s نیز به ترتیب ورودی‌ها و خروجی‌های $X^s=(x_1^s,x_2^s,...x_n^s)$ و $y^s=(y_1^s,y_2^s,...y_n^s)$ می‌باشند. با توجه به تعریف تابع فاصله و با فرض وجود n واحد تصمیم‌گیری و با هدف محاسبه رشد بهره‌وری از دوره t به دوره s و تجزیه آن به سه عامل بیان شده، شاخص مالم کوئیست به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$M(x_s,x_t,y_s,y_t)=\frac{d^t(x_s,y_s)}{d^t(x_t,y_t)}\times\left[\frac{d^t(x_s,y_s)}{d^t(x_t,y_t)}\times\frac{d^s(x_s,y_s)}{d^s(x_t,y_t)}\right]^{\frac{1}{2}}$$

در این رابطه $d^t(x_s,y_s)$ بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره s با استفاده از تکنولوژی دوره t، $d^t(x_t,y_t)$ مقدار بهره‌وری کل عوامل در دوره t با استفاده از تکنولوژی دوره t، $d^s(x_s,y_s)$ مقدار بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره s با استفاده از تکنولوژی دوره s و $d^s(x_t,y_t)$مقدار بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره t با استفاده از تکنولوژی دوره s است. با اندکی تغییرات رابطه فوق را می‌توان به رابطه زیر تبدیل کرد:

$$M(x_s,x_t,y_s,y_t)=\frac{d^s(x_s,y_s)}{d^t(x_t,y_t)}\times\left[\frac{d^t(x_s,y_s)}{d^s(x_s,y_s)}\times\frac{d^t(x_t,y_t)}{d^s(x_t,y_t)}\right]^{\frac{1}{2}}$$

فارل[1] و همکاران بیان کردند که چنانچه $M_0>1$ باشد، پیشرفت یا افزایش بهره‌وری را نشان می‌دهد. اگر $M_0<1$ باشد، نشان‌دهنده کاهش بهره‌وری و در صورتی که $M_0=1$ باشد، عدم تغییر بهره‌وری را نشان می‌دهد. این نکته باید مورد نظر قرار گیرد که رابطه فوق در واقع یک میانگین هندسی از دو شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید است. در این رابطه عبارت خارج از براکت یعنی $\frac{d^s(x_s,y_s)}{d^t(x_t,y_s)}$ تغییر در کارایی فنی را بین دو دوره t و s اندازه‌گیری

[1] Pharrell

می‌کند که می‌تواند بزرگ‌تر، مساوی و یا کوچک‌تر از یک باشد؛ بزرگ‌تر از یک بودن آن به معنای نزدیک شدن به منحنی تولید مرزی و بهبود کارایی و کوچک‌تر از یک بودن آن نیز بیانگر دورتر شدن از منحنی مرزی و کاهش کارایی در طول زمان است. عبارت داخل براکت نیز تغییرات تکنولوژی را نشان می‌دهد که برابر با میانگین هندسی انتقال تکنولوژی در بین دو دوره است. این عبارت نیز می‌تواند بزرگ‌تر، مساوی و یا کوچک‌تر از یک باشد، بزرگ‌تر از یک بودن آن به منزله انتقال منحنی تولید مرزی به سمت بالا و پیشرفت تکنولوژی است و کوچک‌تر از یک بودن آن به معنای افت تکنولوژی و انتقال منحنی مرزی به سمت پایین است.

۲-۳. محاسبه شاخص بهره‌وری مالم کوئیست بر مبنای تحلیل پوششی داده‌ها

ساختار شاخص بهره‌وری مالم کوئیست بر مبنای تحلیل پوششی داده‌ها و به عنوان میانگین هندسی از دو شاخص تغیرات تکنولوژی و تغیرات کارایی تشکیل شده است که به وسیله تابع مجزای D که فرض آن $D^k(y^k, x^k)$ است، نشان داده می‌شود. شاخص بهره‌وری مالم کوئیست به دو جزء تغییر کارایی و تغییر در تکنولوژی مرزی تجزیه می‌شود. تکنولوژی مرزی به وسیله مرز کارایی تعیین می‌شود که با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها برای یک مجموعه از واحدهای تصمیم‌گیری تخمین زده می‌شود.

در شاخص مالم‌کوئیست فرض می‌شود که در دوره زمانی t+1 ، یک تابع تولید شبیه دوره زمانی t وجود دارد. محاسبه شاخص مالم‌کوئیست به دو مقیاس دوره‌ای مختلط و مجزا نیاز دارد. دو مقیاس دوره‌ای مجزا می‌تواند به وسیله مرز کارایی تعیین شود و این مرز کارایی با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها برآورد می‌شود. این دو مقیاس همان‌طور که در مدل زیر نشان داده شده است، می‌تواند با استفاده از مدل CCR تحلیل پوششی داده‌ها به دست آید.

$$D^{i}_{.}(x^{i}_{.}, y^{i}_{.}) = \min\theta$$
$$st. \sum_{i=1}^{m} \lambda_j x^{t}_{i.} \le x^{t}_{i.}, i = 1,2,...,m$$
$$\sum_{r=1}^{s} \lambda_j y^{t}_{rj} \ge y^{t}_{r.}, r = 1,2,...,s$$
$$\lambda_j \ge 0, j = 1,2,...,n.$$

در این مدل X_{ij}^{t} نهاده iام و Y_{rj}^{t} نیز نشان‌دهنده ستاده rام برای DMU_j در دوره زمانی t است. کارایی $D_0^i(x_0^i, y_0^i) = \theta$ مقداری است که به وسیله آن نهاده‌ها می‌توانند کاهش یابند. با استفاده از جای‌گذاری t+1 به جای t در مدل بالا به دست می‌آید:

$$D_0^{t+1}(x_0^{t+1}, y_0^{t+1}) = \min\theta$$
$$st. \sum_{i=1}^{m} \lambda_j x_{ij}^{t+1} \le \theta x_{i0}^{t+1}, i = 1,2,...,m$$
$$\sum_{r=1}^{s} \lambda_j y_{t0}^{r} \le y, r = 1,2,...,s$$
$$\lambda_j \ge 0, j = 1,2,...,n.$$

به طور مشابه، شاخص دوره‌ای مختلط دیگر $D_0^{t+1}(x_0^{t+1}, y_0^{t+1})$ برای تخمین شاخص بهره‌وری مالم کوئیست نهاده محور مورد نیاز است و برای مسائل زیر قابلیت کاربرد دارد.

$$\min\theta$$
$$st. \sum_{i=1}^{m} \lambda_j x_{i0}^{t} \le \theta x_{i0}^{t+1}, i = 1,2,...,m$$
$$\sum_{r=1}^{s} \lambda_j y_{rj}^{t+1} \ge y_{r0}^{t+1}, r = 1,2,...,s$$
$$\lambda_j \ge 0, j = 1,2,...,n.$$

آلوارز و کورال[1] (۲۰۱۰) با استفاده از تابع تولید مرزهای تصادفی کلاس نهفته کارایی بنگاه‌های تولید لبنیات را بر اساس درجه تمرکز تکنولوژی برآورد کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که تمرکز تکنولوژی در یک منطقه کارایی بیشتری نسبت به پراکنده بودن آن در مناطق مختلف دارد.

جین[2] و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای روند بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در دوره زمانی ۲۰۰٤-۱۹۹۰ را بررسی کردند. آنان از داده‌های هزینه‌های تولید ۲۳ بنگاه برتر تولید کالاهای کشاورزی استفاده کرده و با استفاده از روش تابع مرزهای تصادفی، نرخ رشد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید را برای هر کالا برآورد کردند. نتایج نشان داد رشد شاخص بهره‌وری کل، به طور متوسط، سالانه ۲ درصد و رشد سالانه بخش باغبانی و

[1] Alvarez and Corral
[2] Jin

علوم دامی، حدود ۳ – ۵ درصد بوده است. همچنین، نتایج مطالعه آنان نشان داد بیشتر رشد سالانه شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید، ناشی از تغییرات تکنولوژی بوده است و تغییرات محسوسی در کارایی بخش کشاورزی کشور چین مشاهده نشده است.

دیریش[1] و همکاران (۲۰۱٤) در مطالعه‌ای با استفاده از یک مدل درون‌زا به پیش‌بینی تغییرات تکنولوژی در بخش کشاورزی پرداختند. نتایج نشان داد کشش تولید بخش کشاورزی نسبت به سرمایه‌گذاری ۰/۲۹ بوده و هزینه‌های تولید سرانه به ازای هر واحد زمین با افزایش سطح تولید افزایش می‌یابد. آنان بر اساس مدل خود رشد تولید را نیز در آینده پیش‌بینی کردند.

آتیسی و پودینوسکی[2] (۲۰۱۵) با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها به بررسی کارایی تکنیکی در واحدهای مختلف در بخش کشاورزی پرداختند. در این مطالعه از داده‌های مربوط به ۳٦ محصول در بخش کشاورزی ترکیه استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد بر اساس بازدهی ثابت و بازدهی متغیر نسبت به مقیاس تولید و نیز به دلیل تعداد زیاد محصولات در هر منطقه مورد مطالعه، تفاوت بسیار کمی بین کارایی وجود داشته است.

احمدی شادمهری و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۳ – ۱۳۸٦ به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداختند. در این مطالعه برای محاسبه شاخص بهره‌وری از شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته استفاده شد. برای محاسبه این شاخص در ابتدا تابع تولید به روش انگل گرنجر برآورد شد و سپس تاثیر متغیرهای مختلف بر بهره‌وری بررسی شد. نتایج نشان داد متغیرهای نیروی کار به ازای هر واحد انرژی و موجودی سرمایه ماشین‌آلات به ازای هر واحد انرژی و روند زمانی اثر مثبت و متغیرهای مجازی جنگ، اثر منفی و معناداری بر بهره‌وری انرژی بخش کشاورزی ایران داشته است.

پرهیزکاری و صبوحی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به تحلیل اقتصادی آثار توسعه تکنولوژی و مکانیزاسیون بر تولید بخش کشاورزی استان قزوین پرداختند. در این مطالعه از داده‌های دوره زمانی ۱۳۷۰ – ۱۳۹۰ و تحلیل رگرسیونی در مدل برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP) استفاده شد. نتایج نشان داد بکارگیری مکانیزاسیون بر عملکرد کلیه محصولات منتخب استان قزوین

[1] Dietrich
[2] Atici and Podinovski

اثر مثبت و معناداری دارد. محققان با اعمال سناریوهای پیشنهادی (افزایش ۱۰ درصدی کود شیمیایی، کاهش ۱۵ درصدی سموم دفع آفات و نیز افزایش ۲۰ درصدی ساعات کار ماشین‌آلات کشاورزی)، سطح زیر کشت محصولات گندم و جو به میزان ۳/۵ و ۱/٦ درصد نسبت به سال پایه کاهش یافت؛ اما سطح زیر کشت سایر محصولات از افزایش ۲/۵– ۱۲/۸ درصدی برخوردار بوده است.

قنبری و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداختند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۸٦–۱۳٥٦ شاخص بهره‌وری انرژی محاسبه شد و سپس با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) عوامل موثر بر بهره‌وری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی، دستمزد واقعی نیروی کار، متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، قیمت واقعی فراورده‌های نفتی و نسبت برق از مصرف کل انرژی اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری انرژی در کوتاه‌مدت داشته‌اند و نیز در بلندمدت متغیر سهم مصرف برق از کل مصرف انرژی اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی دارد.

۳. برآورد و تحلیل نتایج

این بخش به بررسی و تحلیل نتایج به دست آمده از تخمین مدل‌های مورد استفاده در خصوص تاثیر تغییرات تکنولوژی و کارایی بر تغییرات بهره‌وری کشاورزی استان‌های ایران می‌پردازد. ابتدا متغیرهای مورد استفاده، توصیف می‌شود و سپس نتایج حاصل از مدل‌ها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

۳-۱. نهاده‌های تولید

- موجودی سرمایه که با توجه به ارزش موجودی ماشین‌آلات در هر استان به قیمت ثابت درنظر گرفته شده است.
- نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی از حاصل ضرب درصد اشتغال در بخش کشاورزی و جمعیت بزرگسال در هر استان در هر سال به دست آمده است.

- با توجه به اهمیت استفاده از کود در کشاورزی به عنوان یک نهاده مهم از این متغیر نیز به عنوان یک متغیر مستقل موثر برتغییرات کارایی، تکنولوژی و بهره‌وری استفاده شده است و اثرات آن مورد بررسی قرار گرفته است.
- مقدار سطح زیر کشت محصولات دیم و آبی برای هر استان به تفکیک از بانک اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی به قیمت ثابت استخراج شده است. همچنین برای برآورد شاخص مالم کوئیست برای نهاده سطح زیر کشت، ارزش سطح زیر کشت باغی و زراعی به عنوان دو نهاده مجزا وارد شده است.

مقادیر این داده‌ها از بانک اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی به دست آمده است.

۳-۲. ستاده‌های تولید

- محصولات باغی و زراعی به صورت مجزا بر حسب تن بر هکتار برای هراستان مشخص شده است که در مساحت زیر کشت هر استان ضرب شده و کل تولید محصولات باغی و زراعی به تفکیک به دست آمده است. لازم به توضیح است محصولات زراعی شامل مجموع کشت دیم و آبی بوده و سطح زیر کشت نیز به همین صورت تعیین و محاسبه شده است.
- محصولات دامی شامل انواع گوشت ماهی، مرغ، قرمز به تفکیک تولید هراستان محاسبه گردیده است. این اطلاعات از بانک اطلاعاتی وزارت جهاد کشاورزی به دست آمده است.

جدول زیر میانگین هندسی تغییرات کارایی، تغییرات تکنولوژی و تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره ۱۳۸۳ - ۱۳۹۲ را که به وسیله شاخص مالم کوئیست تفکیک شده‌اند، در استان‌های مختلف نشان می‌دهد.

این نتایج نشان می‌دهد که هفت استان از استان‌های مورد بررسی به صورت متوسط در طول دوره با کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید روبرو بوده‌اند. این استان‌ها شامل تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خوزستان، فارس، کرمان و گیلان هستند که در بین این استان‌ها، استان گلستان با متوسط ۲۱/٤ درصد افزایش، بهترین عملکرد و استان کرمان با متوسط ۱۱/۱ درصد کاهش، بدترین عملکرد را داشته است. همان‌طور که در جدول (۱)

مشخص است استان‌های خوزستان، گیلان، تهران و مرکزی از نظر کارایی تغییری نداشته‌اند و استان‌های هرمزگان و گلستان با ۱۱/۵ و ۱۲/۸ درصد افزایش کارایی، بهترین عملکرد را داشته‌اند. بدترین عملکرد نیز مربوط به استان قم با حدود ۲ درصد کاهش کارایی بوده است. همچنین بجز استان‌های خراسان رضوی، کرمان، فارس و قم که به ترتیب با کاهش متوسط ۰/۹، ۱/۳، ۰/۱، ۰/۹ درصدی در کارایی مواجه شده‌اند، بقیه استان‌ها به صورت متوسط افزایش کارایی داشته‌اند. درباره تغییرات تکنولوژی نیز بهترین عملکرد مربوط به استان یزد با متوسط افزایش ۱۲/٤ درصدی در هر سال و بدترین عملکرد نیز مربوط به استان کرمان با کاهش متوسط ۱۰ درصدی در هر سال بوده است. همچنین نتایج حاکی از آن است که ۱۲ استان آذربایجان شرقی، اصفهان، بوشهر، خراسان شمالی، سمنان، همدان، قم، گلستان، مرکزی، یزد، مازندران و زنجان با افزایش تکنولوژی روبرو بوده‌اند و بقیه استان‌ها، به طور متوسط، روند نزولی داشته‌اند.

جدول ۱. نتایج تغیرات کارایی، تکنولوژی و بهره‌وری استان‌های کشور

استان	تغییرات کارایی	تغییرات تکنولوژی	تغییرات بهره‌وری
آذربایجان شرقی	۱/۰۲۰	۱/۰۵۲	۱/۰۷۳
اصفهان	۱/۰۲٤	۱/۰۰۸	۱/۰۳۲
بوشهر	۱/۰۹۸	۱/۰٦۹	۱/۱۷٤
تهران	۱	۰/۹۹۰	۰/۹۹۰
چهارمحال و بختیاری	۱/۰۰۲	۰/۹۵٦	۰/۹۵۹
خراسان رضوی	۰/۹۹۱	۰/۹٦۸	۰/۹۵۹
خراسان شمالی	۱/۰۱٦	۱/۰۰٦	۱/۰۲۲
خوزستان	۱	۰/۹۸٦	۰/۹۸٦
زنجان	۱/۰۳۸	۱/۰۸۲	۱/۱۲٤
سمنان	۱/۰٦۱	۱/۱۰۵	۱/۱۷۳
فارس	۰/۹۹۹	۰/۹٤۱	۰/۹٤۱
قزوین	۱/۰۳٤	۰/۹۸۵	۱/۰۱۸
قم	۰/۹۸۱	۱/۰۹۱	۱/۰۷۰

استان	تغییرات کارایی	تغییرات تکنولوژی	تغییرات بهره‌وری
کرمان	۰/۹۸۷	۰/۹۰۰	۰/۸۸۹
گلستان	۱/۱۲۸	۱/۰۷٦	۱/۲۱٤
گیلان	۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹
مازندران	۱/۰۹۸	۱/۰۰۸	۱/۱۰٦
مرکزی	۱	۱/۰۲۱	۱/۰۲۱
هرمزگان	۱/۱۱٥	۰/۹۹۳	۱/۱۰۷
همدان	۱/۰٥۷	۰/۹۸۳	۱/۰۳۹
یزد	۱/۰۲۲	۱/۱۲٤	۱/۱٤۸
میانگین هندسی	۱/۰٤۲	۱/۰۲۷	۱/۰۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه به بررسی عوامل موثر بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی استان‌های مورد بررسی در دوره زمانی ۱۳۸۳ – ۱۳۹۲ پرداخته می‌شود. به این منظور مدل زیر برآورد می‌شود:

$$TFPCH_{it} = \Upsilon_0 + \Upsilon_1 KCH_{it} + \Upsilon_2 LCH_{it} + \Upsilon_3 CHCH_{it} + \Upsilon_4 NCH_{it} + \varepsilon_{3it}$$

دررابطه بالا TFPCH تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید، KCH تغییرات سرمایه، LCH تغییرات نیروی کار، CHCH تغییرات استفاده از کود شیمیایی و NCH تغییرات سطح زمین‌های کشاورزی است. i نماد استان‌ها (۲۱ استان) و t بیانگر دوره زمانی است.

برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو (LLC)، و همچنین آزمون ریشه واحد پانلی ایم، پسران و شین (IPS) استفاده شده است. بر اساس هر دو آزمون، متغیرها در سطح پایا بوده‌اند؛ به طوری که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیرها پذیرفته نشد.

٤. برآورد مدل

با توجه به این که درصورت وجود همبستگی جملات اختلال، در بین مقاطع نتایج به دست آمده با تورش همراه خواهد بود، لازم است همبستگی بین مقاطع بررسی شود. در این قسمت

ابتدا با استفاده از آزمون‌های خودهمبستگی مقطعی پسران و فریز[1]، خودهمبستگی مقطعی بررسی شده است.

نتایج آزمون همبستگی مقطعی مدل فوق نیز نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی مقطعی در این مدل می‌باشد. آماره مربوط به آزمون پسران ۱/۰۸۰ و سطح احتمال مربوط به آن ۰/۲۸ به دست آمده است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبتنی بر وجود همبستگی مقطعی در مدل رد می‌شود. از طرف دیگر، آزمون فریز نشان داد همبستگی مقطعی در مدل مورد بررسی وجود ندارد؛ از این‌رو، می‌توان با آگاهی به عدم وجود همبستگی مقطعی، آزمون‌های دیگر مربوط به مدل را انجام داد.

پس از اطمینان از نبودن همبستگی مقطعی، اولین آزمونی که در برآورد مدل‌های مبتنی بر داده‌های پانلی (تابلویی) اجرا می‌شود، آزمون F لیمراست که در حقیقت آزمون انتخاب بین روش داده‌های تلفیقی و اثرات ثابت است.

جدول زیر نتایج برآورد آزمون F لیمر مربوط به مدل فوق را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد برآورد به روش داده‌های تلفیقی مناسب‌تر است.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر

آزمون	آماره	سطح احتمال
آزمون F لیمر	۰/٦٥٩	۰/٨٦۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) نتایج برآورد مدل به روش داده‌های تلفیقی را نشان می‌دهد. در این جدول، اثر منفی تغییرات سرمایه بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید از نظر آماری معنادار نیست. از طرف دیگر، تغییرات نیروی کار اثر مثبت و معناداری بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است؛ در حالی که تغییرات کود شیمیایی اثر منفی و معناداری بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که سطح زیر کشت اثر معناداری بر تغییرات

[1] Frees

بهره‌وری کل عوامل تولید ندارد و نیز متغیر زمان اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است؛ بدین معنا که بهره‌وری کل عوامل در طول زمان افزایش یافته است.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل به روش داده‌های تلفیقی

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
تغییرات سرمایه	-۳/٤۷E-٦	۲/٥۳E-٦	-۱/۳۷۰	۰/۱۷۲
تغییرات نیروی کار	۱/۲۳E-٦	٤/۸۹E-۷	۲/٥۱٥	۰/۰۱۳
تغییرات کود شیمیایی	-۲/۷E-٦	۱/۳۲E-٦	-۲/۰٥۰	۰/۰٤۲
تغییرات سطح زیر کشت	۱/٤٦E-٦	۱/۲۲E-٦	۱/۱۸۹	۰/۲۳٦
زمان	۰/۰٤۱	۰/۰۱۷	۲/٤۰٥	۰/۰۱۷
عرض از مبدا	-٥٥/۸۷۳	۲۳/٦٥۹	-۲/۳٦۱	۰/۰۱۹
آماره F (سطح احتمال)	٥/۳٥۱ (۰/۰۰۰)			
آماره دوربین واتسون	۱/۹۸٦			
ضریب تعیین	۰/٥۱۳			

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این تحقیق، بررسی تفکیک اثر تغییرات کارایی و تکنولوژی بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی ایران در ۲۱ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۲ بوده است. برای این منظور از روش تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم کوئیست استفاده گردید، سپس عوامل موثر بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی ایران به روش پنل دیتا برآورد شد.

نتایج نشان داد هفت استان از استان‌های مورد بررسی به صورت متوسط در طول دوره مورد بحث با کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید روبرو بوده‌اند. این استان‌ها شامل تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خوزستان، فارس، کرمان و گیلان می‌باشد که در بین این استان‌ها، استان گلستان با متوسط ۲۱/٤ درصد افزایش بهترین عملکرد و کرمان با متوسط ۱۱/۱ درصد کاهش، بدترین عملکرد را داشته است. همچنین می‌توان گفت به صورت متوسط

کارایی بخش کشاورزی در استان‌های کشور در دوره مورد بحث ٤/٢ درصد افزایش و تکنولوژی با کاهش نزدیک به ۲/۷ درصد رشد داشته است؛ بنابراین بهره‌وری کل عوامل تولید با افزایش حدود ۷ درصدی مواجه بوده است و بنابراین در۲۱ استان کشور، افزایش کارایی و تکنولوژی منجر به افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید شده است. البته دراین بین نقش افزایش کارایی به نسبت افزایش تکنولوژی موثرتر بوده است.

برآورد مدل مربوط به عوامل موثر بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید نشان داد اثر منفی تغییرات سرمایه بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید از نظر آماری معنادار نیست. از طرف دیگر، تغییرات نیروی کار، اثر مثبت و معناداری بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است؛ در حالی‌که تغییرات کود شیمیایی اثر منفی و معناداری بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است. در مطالعات پیشین به کارگیری نیروی کار در دوره‌های اخیر بر بهره‌وری و کارایی بخش کشاورزی کشورهای آسیای جنوب شرقی و آفریقا اثر مثبت داشته است که می‌تواند متاثر از آموزش نیروی انسانی باشد.

با توجه به یافته‌های این تحقیق به سیاست‌گذاران اقتصادی درحوزه کشاورزی توصیه می‌شود در پرداخت تسهیلات و اعتبارات بانکی به جای پرداخت تسهیلات برای خرید ماشین‌آلات و تجهیزات کشاورزی، اصلاح روش‌های کشت را مدنظر قرار دهند. نظر به این که یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد تغییرات نیروی کار اثر مثبت بر تغییرات بهره‌وری بخش کشاورزی داشته است، آموزش موثر نیروی کار مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. از آنجا که یافته‌های تحقیق نشان داد ارتقای بهره‌وری در بخش کشاورزی ناچیز و زمان‌بر است؛ در این زمینه برنامه‌ریزی جامع و بلندمدت به اجرا گذاشته شود. مطالعه در موضوع قابلیت‌های کشت سرزمینی می‌تواند از اتلاف سرمایه و زمین‌های کشاورزی جلوگیری نماید؛ بنابراین دولت می‌تواند با همکاری دانشگاه‌ها به صورت استانی یا کشوری اقدام به اجرای طرح آمایش سرزمینی نموده و براساس قابلیت هر استان برنامه کشت به کشاورزان پیشنهاد شود.

منابع

- امیرتیموری، سمیه، خلیلیان، صادق (۱۳۸۹). رشد بهروری کل عوامل تولید در بخش‌های مهم اقتصاد ایران طی برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه. *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۷۱): ۱٦۲-۱٤۱.
- ترابی دستگردویی، سارا، بخشوده، محمد (۱۳۸٦). بررسی روند تغییر بهروری بخش کشاورزی در کشورهای اسلامی، *مجله توسعه و بهره‌وری*، (٦): ۱٦-۱۰.
- تهامی‌پور، مرتضی، شاهمرادی، منوچهر (۱۳۸٦). اندازه‌گیری رشد بهروری کل عوامل تولید بخش کشاورزی و بررسی سهم آن از رشد ارزش افزوده، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.
- حاجی رحیمی، مهدی (۱۳۸۳). بررسی روند رشد واقعی و تغییرات تکنولوژی در بخش کشاورزی ایران: کاربرد روش متغیر نهان. پایان‌نامه دکتری، دانشکده کشاورزی، بخش اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز.
- دادرس مقدم، امیر، زیبایی، منصور (۱۳۸۷). نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (٦٤): ۱۸-۱.
- دشتی، قادر، یاوری، سمیه، پیش‌بهار، اسماعیل؛ حیاتی، باب‌اله (۱۳۹۰). عوامل موثر بر کارایی تکنیکی واحدهای مرغداری گوشتی شهرستان سنقر و کلیایی، *نشریه پژوهش‌های علوم دامی*، (۳):۹۵-۸۳.
- رضایی، جواد، توکلی بغداد آباد، محمدرضا، فقیه‌نصیری، مرجان (۱۳۸۷). ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی با استفاده از روش‌های ناپارامتری، *فصلنامه روستا و توسعه*، (۳): ۱۲۲-۹۷.
- سیدان، سید محسن (۱۳۸٤). بررسی کارایی فنی کشاورزان چغندرکار و عوامل موثر بر افت آن: مطالعه موردی در استان همدان، چغندر قند، (۲۱): ۱۵۰-۱۳۷.
- غلامرضایی، داود؛ شاه‌طهماسبی، اسماعیل (۱۳۸۸). ارزیابی کارایی نسبی استان‌های کشور در دستیابی به اهداف برنامه سوم توسعه کشور در بخش کشاورزی. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (٦۷): ۱٤۹-۱۲٦.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا، رزم‌آرا، عالیه (۱۳۸۵). ارزیابی کارایی تکنیکی و روند بهره‌وری در صنایع ایران (مورد مطالعه کارگاه‌های پنجاه کارکن و بیشتر). *مجله دانش و توسعه*، (۱۸): ۷۸-۵۵.

- مجاوریان، مجتبی (۱۳۸۲). برآورد شاخص بهره‌وری مالم کوئیست برای محصولات راهبردی طی دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳۶۹. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۴۳-۴۴): ۱۶۲-۱۴۳.
- مهدوی اسماعیل‌آبادی، مریم، محمدرضایی، رسول (۱۳۸۹). تحلیل تطبیقی مطالعات کارایی فنی بخش کشاورزی ایران، *بررسی‌های بازرگانی*، (۴۰): ۱۱۳-۹۹.
- Alauddin, M., & Tisdell, C. (1986). Market analysis, technical change and income distribution in semi-subsistence agriculture: The Case of Bangladesh, Agricultural Economics, 1: 1-18.
- Balcombe, K., & Bailey, A., & Morrison, J. (2002). Stochastic biases in technical change in U.S. Agriculture: A Bootstrap Approach, Published by Agricultural Economics and Business Management, Imperial College of Science.
- Fare, R., & Grosskope, S., & Norris, Mary, Zhang, Zhongyang (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries, *The American Economic Review*, 84: 66-83.
- Hatziprokopiou, M. (1996). Production structure, technical change, and productivity growth in albanian agriculture. *Journal of comparative Economics*, 22: 295-310.
- Hayami, Y., & Ruttan, V.W. (1985). Agricultural development: An International Perspective. The Johns Hopkins University Pres, Baltimore, MD, 505 pp.
- Herdt, R.W., & Capule, C. (1983). Adoption, spread and production impact of modern rice varieties in Asia. International Rice Research Institute, Los Banes, 54 pp.
- Isaksson, A. (2009). Structural change and productivity growth: A Review with Implications for Developing Countries, WORKING PAPER 08/2009.
- Jin, S., & Ma, H., & Huang, J., & Hu, R., & Rozelle, S. (2010). Productivity, efficiency and technical change: Measuring the performance of China's transforming agriculture. *Journal of Prod*. Anal, 33: 191-207.
- Johnston, B. F. (1990). Ethnical efficiency on individual farms in Northwest India. *Southern Economic Journal*, 51: 108–16.
- Luh, Y. H., & Chang, C. C., & Huang, F. M. (2008). Efficiency change and productivity growth in agriculture: A comparative analysis for selected East Asian economies, *Journal of Asian Economics*, 19: 312-324.
- Nkamleu, G. B. (2004). Productivity growth, technical progress and efficiency change in African Agriculture, African Development Bank, PP. 203-222.

- Sha-Sha, L., & Yan-Sui, L, Hua-Lou, L., Xiang-Liang, G. (2013). Agricultural production structure optimization: A Case Study of Major Grain Producing Areas, China, *Journal of Integrative Agriculture*, 12: 184-197.
- Tim, J. C., & Rao, D. S. P. (2003). Total factor productivity growth in agriculture: A Malmquist index analysis of 93 countries, 1980-2000, http://Econpapers.hhs.se