رشد بهره‌وری عوامل تولید برنج در استان گیلان: آیا همگرایی در بین شهرستان‌های مختلف وجود دارد؟

سعید یزدانی[۱]، محمد کاوسی کلاشمی و حامد رفیعی[۲]

چکیده

استان گیلان بیش از ۳۵ درصد تولید و ۴۲ درصد سطح زیر کشت شلتوک در کشور را داراست. پژوهش حاضر به بررسی تغییرات بهره‌وری عوامل کل تولید و همگرایی این تغییرات با استفاده از روش ناپارامتری تابع تولید مرزی در طی سالهای زراعی ۷۸-۷۹ تا ۸۴-۸۵ در ۱۶ شهرستان استان گیلان پرداخته است. نهاده‌های تولید شامل سطح زیر کشت، بذر، نیروی کار، کود شیمیایی و آب مصرفی در هر شهرستان طی سالهای مورد مطالعه می‌باشد. نتایج نشان داد شهرستان آملش از بیشترین رشد بهره‌وری در دوره مورد مطالعه برخوردار بوده است. از سوی دیگر در سال زراعی ۸۰-۸۱ رشد بهره‌وری در استان گیلان بیش از سایر سالهای مورد مطالعه می‌باشد. آزمون‌های مربوط به همگرایی نشان داد که تغییرات بهره‌وری عوامل کل تولید چه در کوتاه‌مدت و چه در بلند مدت در مناطق مختلف تولید یکسان است.

کلمات کلیدی: بهره‌وری کل عوامل، شاخص مالم‌کوئیست، همگرایی، استان گیلان و برنج

مقدمه

برنج پس از گندم و گوجه‌فرنگی، سومین محصول کشاورزی پر مصرف در کشور شمرده می‌شود که مصرف آن از دهۀ پنجاه افزایش چشمگیری یافته است. ایران که تا دهۀ چهل هجری شمسی صادرکنندۀ برنج بود، طی اندک زمانی پس از آن تبدیل به یکی از واردکنندگان برنج شد. سطح زیر کشت، تولید و واردات برنج در سه دهۀ گذشته در کشور دچار تغییرات زیادی شده است، به گونه‌ای که تقاضا برای برنج به مراتب بیشتر از تولید آن رشد یافته است. بیشترین کشت برنج در ایران در سه استان شمالی کشور، گیلان، مازندران و گلستان با ۷۱ در صد سطح زیر کشت از کل کشور انجام می‌گیرد. تنوع ارقام محلی و اصلاح شدۀ برنج در این استانها بسیار زیاد است و کلیه ارقام درشش گروه برنج دانه بلند مرغوب، دانه بلند پر محصول، دانه متوسط مرغوب، دانه متوسط پرمحصول، دانه کوتاه مرغوب ودانه کوتاه پر محصول طبقه‌بندی شده‌اند. استان

۱ و ۲ به ترتیب دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران و دانشجویان کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

گیلان یکی از استان‌هایی است که در زمره تولید محصولات کشاورزی بویژه برنج از سهم شایان توجهی برخوردار است. استان گیلان بیش از ۳۵ درصد تولید و ۴۲ درصد سطح زیر کشت شلتوک در کشور را داراست. در این استان هرساله بیش از ۱۸۱ هزار بهره‌بردار در سطحی بیش از ۲۳۰ هزار هکتار از اراضی حاصلخیز و مستعد برنج‌کاری می‌کنند. در واقع کشت برنج مهمترین فعالیت کشاورزی این استان محسوب می‌شود و اقتصاد این استان نیز بر پایهٔ کشاورزی با محوریت برنج استوار است(جهاد کشاورزی استان گیلان، ۱۳۸۵). در سال زراعی ۸۴-۸۵، ۹۸ درصد اراضی کشاورزی استان گیلان به کشت ارقام مختلف برنج اختصاص داده شده است.

وجود منابع و عوامل تولید کمیاب به همراه رشد جمعیت جوامع منجر به استفاده و تخصیص کارای منابع تولیدی محدود کننده در هر برهه‌ای از زمان شده است. جایاسوریا[2] (۲۰۰۳) در مطالعه خود نشان داد که کاهش هزینه‌های تولید در نتیجه تغییر تکنولوژی بخش چای سریلانکا در فاصله زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵ است، به نحوی که علیرغم کاهش چشمگیر مقدار نهاده‌ها، مقدار تولید در طی این دوره زمانی ثابت ماند. در مطالعه دیگر کولی و پاراساد روا[3] (۲۰۰۳) در تحقیقی با عنوان اندازه گیری رشد بهره وری کل عوامل در بخش کشاورزی ۹۳ کشور دنیا در طی سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ به محاسبه بهره‌وری کل عوامل با استفاده از شاخص مالم‌کوئیست[3] پرداختند، نتایج نشان داد که کشور چین با رشد سالانه ۶ درصد در بهره وری کل عوامل، بیشترین رشد را در بین کشورهای مورد مطالعه داشته است. سایر نتایج نشان‌دهنده رشد سالانه بهره‌وری در ایالات متحده آمریکا به میزان ۲/۶ درصد و هندوستان به میزان ۱/۴ درصد می‌باشد. کولی و بایارسیاحان[4] (۲۰۰۲) در مطالعه خود در مغولستان نشان دادند که سطح تغییرات تکنولوژیک از ۱۹۷۶ تا ۱۹۹۰ است پایین است به طوری که میانگین سالانه تغییر بهره وری کل عوامل در این فاصله زمانی برای حبوبات ۱/۷- درصد و برای سیب زمینی ۰/۸ درصد بود. بعلاوه، در هفت سال آخر دوره زمانی مورد مطالعه سیاست های اتخاذ شده از سوی دولت موجب افزایش رشد بهره‌وری کل عوامل گردیده است. ها، ریهی و پویو[5] (۲۰۰۶) محققان مرکز بهره‌وری دانشگاه سئول و موسسه تحقیقات اقتصادی صنایع کره جنوبی در پژوهش خود نشان دادند که

2 Jayasuriya
3 Colli & Prasada Roa
3 Malmquist
5 Coelli & Bayarsaihan
6 Ha , Rhee & Pyo

در کشور کره جنوبی در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۳ رشد بهره وری نیروی کار و رشد محصول بر بروی هم تأثیر مثبت دارند و نیز رشد بهره وری کل عوامل در صنایع تولیدی بیشتر از بخش های خدماتی بوده است. تحقیقات کوزوراتون[1] (۲۰۰۲)، محقق موسسه مطالعات توسعه فلیپین، در طی سال های ۱۹۶۷ تا ۲۰۰۰ نتایج نشان داد که نرخ مساعدت بهره وری کل عوامل به اقتصاد ملی از ۴/۲۶ درصد در اواسط دهه هشتاد به ۰/۹۳درصد طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰ رسید. یافته‌های تحقیق بر تاثیرگزاری عواملی نظیر خروج نیروی کار از بخش کشاورزی بر بهبود کارآیی تأکید می‌نماید. مک ارلین و وآ[2] (۲۰۰۳) همگرایی بهره‌وری نیروی کار در مناطق مختلف کشور چین را بررسی کردند. نتایج نشان داد طی سالهای ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۲ بهره‌وری نیروی کار واگرا و از سال ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۰ همگرا بوده است. یزدانی و دوراندیش (۱۳۸۲) در پژوهشی با عنوان مقایسه بهره‌وری عوامل تولید برنج در مناطق عمده کشت، بهره‌وری کل عوامل تولید ارقام برنج را در استانهای گیلان، مازندران و گلستان طی دوره ۷۸-۱۳۶۸ با استفاده از شاخص ناپارامتری ترنکویست- تیل محاسبه نمودند. نتایج نشان داد که در تمامی استانها رقم پرمحصول دارای میانگین رشد بهره‌وری مثبت و رقم مرغوب دارای میانگین رشد بهره‌وری منفی می‌باشد.

وجود محدودیت‌های عوامل تولید می‌تواند با مدیریت صحیح و برنامه‌ریزی اصولی اصلاح گردد. بنابراین با توجه به اهمیت تولید برنج در جهت تامین نیاز غذایی جامعه بهره‌برداری بهینه از منابع تولیدی در سامانه تولید این محصول بسیار لازم و ضروری است. لذا در پژوهش حاضر تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید[3] برنج و اجزاء آن در ۱۶ شهرستان استان گیلان در طی سالهای زراعی ۷۸-۷۹ تا ۸۴-۸۵ مورد بررسی قرار گرفت. از سوی دیگر همگرایی این تغییرات در مناطق مختلف تولیدی آزمون گردید. تغییرات بهره‌وری یکی از بحث انگیزترین موضوعات رشد اقتصادی است و مطالعات زیادی در این زمینه صورت گرفته است.

مواد و روش

داده‌های مورد نیاز برای انجام پژوهش حاضر شامل مقدار تولید شلتوک، سطح زیر کشت اراضی شالیکاری، مقدار آب مصرفی در زراعت برنج، نیروی کار، مقدار مصرف کود شیمیایی و مقدار بذر مصرفی به تفکیک هر شهرستان در طی سالهای زراعی ۷۹-۷۸ تا ۸۵-۸۴ از جهاد کشاورزی استان گیلان، شرکت خدمات حمایتی

1 Cororaton
2 Mc Erlean & Wu
3 Total Factor Productivity Changes

استان گیلان، شرکت آب منطقه‌ای استان گیلان و دفتر هماهنگی و امور اقتصادی استانداری گیلان جمع‌آوری گردید. شهرستان‌های مورد مطالعه در این پژوهش شامل تمامی ۱۶ شهرستان تولید کننده برنج استان گیلان است. بهره‌وری به عنوان میزان ستانده حاصل از مقدار معینی از یک یا چند نهاده به دو نوع بهره‌وری جزئی و بهره‌وری کل تقسیم می‌گردد. از آنجا که شاخص بهره‌وری جزئی اثرات جانشینی نهاده‌ها و اثر تکنولوژی و کارایی فنی را نمی‌تواند از یکدیگر جدا نماید لذا شاخص بهره‌وری جزئی نمی‌تواند تخمین مناسبی از پیشرفت تکنولوژی در بخش تولید ارائه نماید. علاوه بر آن چون ممکن است رشد بهره‌وری جزیی در اثر یک یا چند نهاده حذف شده از مدل باشد، پیشنهاد شده است که در اندازه‌گیری رشد بهره‌وری از بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده گردد تا همزمان تاثیر تمام نهاده‌ها با هم در نظر گرفته شوند (مک الرین و وو[1]، ۲۰۰۳). در ادبیات موضوع بهره‌وری به دو روش اندازه‌گیری می‌شود این دو روش شامل روش پارامتری (اقتصاد سنجی) و روش غیرپارامتری می‌باشند (دایورت[2]، ۱۹۷۶). در روش پارامتری ابتدا تابع تولید و یا تابع هزینه برآورد می‌گردد در مدل برآورد شده متغیری به نمایندگی تکنولوژی وارد می‌گردد و نحوه اثرگذاری متغیر تکنولوژی بر میزان تولید می‌تواند بیانگر تغییر بهره‌وری یا پیشرفت تکنولوژی باشد. در روش غیرپارامتری می‌توان با استفاده از روش شاخص اعداد[3] بهره‌وری جزئی عامل تولید و بهره‌وری کل عوامل تولید محاسبه نمود. در این روش با استفاده از یکی از فرم‌های شاخص، شاخصی از ستانده و همچنین نهاده‌ها ساخته می‌شود و بر اساس آن شاخص بهره‌وری محاسبه می‌گردد. شاخص مالم‌کوئیست[4] یکی از شاخص‌های محاسبه بهره‌وری عوامل کل تولید است. شاخص مذکور اولین بار در سال ۱۹۵۳ ارائه گردید و سپس توسط کاو و همکارانش (۱۹۸۲) برای محاسبه بهره‌وری مورد استفاده قرار گرفت. این شاخص براساس توابع فاصله تعریف شده و برداری از محصولات را در بر گرفته که تحت تکنولوژی ثابت و با استفاده از بردار مشخص نهاده‌ها قابل تولید است. در این صورت $p(x)$ بیانگر کلیه بردارهای محصول(y) است که می‌تواند با استفاده از نهاده (x) تولید گردد.

$$p(x) = [\, y : x \text{ می تواند } y \text{ را تولید کند} \,] \qquad (۱)$$

تابع فاصله با توجه به مجموعه محصول $p(x)$ عبارت است از:

[1] McErlean and Wu
[2] Diewert
[3] Index Number
[4] Malmquist

$$d_0(x,y) = \min\{\delta : (y/\delta) \in (p(x)\} \quad (۲)$$

$d_0(x,y)$ نسبت به y غیر نزولی و همگن بوده، تابع فاصله نسبت به x نیز صعودی است. اگر y بر روی منحنی امکانات باشد آنگاه مقدار تابع فاصله برابر با یک خواهد بود. با توجه به ماهیت تابع فاصله، شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$m_0(y_s, x_s, y_t, x_t) = \left[\frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \times \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^t(y_s, x_s)}\right]^{1/2} \quad (۳)$$

در رابطه فوق $d_0^s(y_t, x_t)$ بیانگر تابع فاصله محصور است که براساس میزان مصرف نهاده دوره t (x_t) با استفاده از تکنولوژی s و در نظر گرفتن مقدار تولید دوره t (y_t) بدست می‌آید. اگر مقدار m_0 بزرگتر از یک باشد، رشد بهره‌وری کل عوامل را در طی دوره زمانی t تا s شاهد بوده، در صورتی که مقدار فوق کوچکتر از یک باشد، بهره‌وری کل عوامل سیر نزولی را دارا می‌باشد. همچنین رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$m_o(y_s, x_s, y_t, x_t) = \frac{d_o^t(y_t, x_t)}{d_o^s(y_s, x_s)} \cdot \left[\frac{d_o^s(y_t, x_t)}{d_o^t(y_t, x_t)} \cdot \frac{d_o^s(y_s, x_s)}{d_o^t(y_s, x_s)}\right]^{1/2} \quad (۴)$$

در رابطه فوق کسر خارج از کروشه، تغییرات در کارائی فنی را در زمانهای t و s اندازه‌گیری می‌کند. کسر داخل کروشه نیز تغییرات تکنولوژیکی را اندازه‌گیری می‌نماید و برابر میانگین هندسی تغییرات تکنولوژیکی در دوره t و s است.

پس از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید در هر شهرستان با استفاده از شاخص مالم‌کوئیست، همگرایی تغییرات بهره‌وری تولید برنج در شهرستان‌های مورد مطالعه با استفاده از رابطه زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$\ln TFP_{i,t} = \gamma_i + \lambda \ln D_{i,t} + \ln TFP_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (۵)$$

که در رابطه فوق $TFP_{i,t}$ بهره‌وری کل عوامل تولید شهرستان i در زمان t، γ_i نرخ مجانبی رشد کشاورزی در شهرستان i بوده و $D_{i,t}$ متغیر سرعت همگرایی است. بطوریکه سرعت همگرایی تابعی از تفاوت بهره‌وری در کشاورزی شهرستان i نسبت به میانگین بهره‌وری در بین شهرستان‌های مورد مطالعه می‌باشد.

$$\ln D_{i,t} = \ln \hat{TFP}_{t,t-1} \quad (۶)$$

همچنین $\hat{TFP}_{t,t}$ نسبت بهره‌وری در سطح شهرستان i به میانگین بهره‌وری در سطح استان را نشان می‌دهد.

$$\hat{TFP}_{it} = \frac{TFP_{i,t}}{TFP_{n,t}} \qquad (۷)$$

این روابط شکاف بهره‌وری بین شهرستان‌ها را به صورت تابعی از شکاف وقفه‌ای بهره‌وری در نظر می‌گیرد. با جایگذاری روابط ۶ و ۷ در رابطه ۵ خواهیم داشت:

$$\ln \hat{TFP} = (\gamma_i - \gamma_n) + (1-\lambda)\ln \hat{TFP}_{i,t-1} + \hat{\varepsilon}_{i,t} \qquad (۸)$$

لوین و لین (۱۹۹۲) برای آزمون ریشه واحد در داده‌های پانل رابطه زیر را پیشنهاد نموده‌اند.

$$\ln \hat{TFP}_{i,t} = \rho \ln \hat{TFP}_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t} \qquad (۹)$$

در رابطه فوق $v_{i,t} \sim iid(0,\sigma_v^2)$ و $\beta_i \sim iid(\mu,\sigma_\mu^2)$ می‌باشد. فرض می‌شود $E(\mu_i v_{i,t}) = 0$ همواره برقرار است. فرضیه صفر در این آزمون $H_0 : \rho = 1$ و فرضیه مقابل آن $H_1 : \rho < 1$ می‌باشد. در صورت رد فرضیه صفر شواهدی برای رد همگرایی، وجود نخواهد داشت و فرضیه عدم همگرایی رد خواهد شد. در سال ۲۰۰۲ لوین و لین با ایجاد تغییراتی در رابطه ۹ آن را به شکل زیر ارائه نمودند:

$$\Delta \ln \hat{TFP}_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta_t \ln \hat{TFP}_{t-1} + \sum_{l=1}^{p_i} \theta_l \Delta \ln \hat{TFP}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق جزء اخلال دارای توزیع مستقل در بین مناطق تولیدی است. الگوی فوق با آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته[1] سازگار می‌باشد. تعداد وقفه‌ها را می‌توان در بین مناطق تولیدی متفاوت در نظر گرفت اما در بسیاری از مطالعات مقدار فوق را برای تمامی واحدها یکسان در نظر می‌گیرند. فرضیه صفر در آزمون مذکور $H_0 : \delta = 0$ بوده که در مقابل $H_1 : \delta < 0$ ارزیابی می‌شود (لوین و لین، ۲۰۰۲).

در پژوهش حاضر پس از محاسبه تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم‌کوئیست همگرایی این تغییرات در شهرستان‌های مختلف استان گیلان با استفاده از هر دو روش لوین و لین در طی سالهای ۱۳۸۵- ۱۳۷۸ مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج وبحث

با توجه به اهمیت برنج در سبد غذایی خانوار و اهتمام دولت برای خودکفایی در این محصول اتخاذ سیاست-هایی که سبب رشد بهره‌وری در تولید محصول مذکور گردد بهترین گزینه سیاستی در راستای افزایش تولید

[1] Augmented Dicky-Fuller

است. از آنجا که سطح زیر کشت برنج در استان‌های تولید کننده این محصول محدود بوده و نهاده‌های مصرفی در فرآیند تولید بویژه آب دارای هزینه فرصت بالایی می‌باشند، افزایش تولید از طریق رشد بهره‌وری بهترین راهکار ممکن در این محصول است. برای بررسی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید برنج در هر یک از شهرستان‌های استان گیلان، نهاده‌های مصرفی در پنج گروه شامل نیروی کار، سطح زیر کشت، میزان مصرف کود شیمیایی، آب و بذر تقسیم بندی شد. با توجه به میزان تولید شلتوک در هر یک از شهرستان‌های استان گیلان طی سالهای زراعی ۷۸-۷۹ تا ۸۴-۸۵ می‌توان تغییرات بهره‌وری کل عوامل و اجزاء آن را با استفاده از شاخص مالم‌کوئیست (رابطه (۴)) محاسبه نمود. جدول شماره ۲ تغییرات بهره‌وری در تولید شلتوک هر یک از شهرستان‌های استان گیلان و اجزاء آن را در سالهای مورد بررسی نشان می‌دهد.

جدول۱ - متوسط تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید برنج هر یک از شهرستان‌های استان گیلان طی سالهای زراعی۷۸-۷۹ تا ۸۴-۸۵

شهرستان	تغییر در کارایی	تغییر در تکنولوژی	تغییر خالص در کارایی	تغییر در اندازه	تغییر در بهروری کل عوامل
آستارا	۰,۹۵۸	۰,۹۶۸	۱	۰,۹۵۸	۰,۹۲۸
آستانه اشرفیه	۱,۰۰۷	۰,۹۹۶	۱,۰۰۸	۰,۹۹۹	۱,۰۰۳
املش	۱,۰۲۷	۱,۰۰۷	۱,۰۳۴	۱,۰۰۳	۱,۰۴۵
انزلی	۱,۰۰۳	۰,۹۹۷	۱,۰۰۱	۱,۰۰۲	۱
تالش	۰,۹۷۸	۱,۰۰۳	۰,۹۸۱	۰,۹۹۷	۰,۹۸۱
رشت	۰,۹۸۷	۰,۹۸۰	۱	۰,۹۸۷	۰,۹۶۷
رضوانشهر	۱	۰,۹۷۲	۱	۱	۰,۹۷۲
رودبار	۰,۹۸۷	۱,۰۰۴	۱	۰,۹۸۷	۰,۹۹۱
رودسر	۰,۹۶۷	۱,۰۱۳	۰,۹۷۲	۰,۹۹۶	۰,۹۸۰
سیاهکل	۰,۹۹۶	۱,۰۱۵	۰,۹۹۱	۱,۰۰۵	۱,۰۱۱
شفت	۱,۰۰۴	۰,۹۸۲	۱	۱,۰۰۴	۰,۹۸۵
فومن	۱	۰,۹۹۳	۱	۱	۰,۹۹۳
صومعه سرا	۰,۹۹۴	۰,۹۷۱	۱	۰,۹۹۴	۰,۹۶۵
ماسال	۰,۹۹۲	۰,۹۹۶	۰,۹۹۴	۰,۹۹۸	۰,۹۸۹
لاهیجان	۱	۰,۹۹۶	۱	۱	۰,۹۹۶
لنگرود	۱,۰۲۷	۱,۰۰۳	۱,۰۲۵	۱,۰۰۱	۱,۰۳۰
میانگین تغییر	۰,۹۹۵	۰,۹۹۴	۱	۰,۹۹۶	۰,۹۸۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول فوق شهرستان‌های آستانه اشرفیه، املش، سیاهکل و لنگرود دارای رشد مثبت در بهره‌وری کل عوامل تولید طی سالهای مورد مطالعه بوده در حالی که شهرستان بندر انزلی هیچ تغییری را در بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت برنج شاهد نبوده است.

تغییرات مثبت کارایی، تغییرات منفی تکنولوژی را خنثی نموده است. سایر شهرستان‌های مورد مطالعه با توجه به تغییرات تکنولوژی و کارایی، دارای رشد منفی در بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند. تولید برنج در شهرستان‌های املش و آستارا به ترتیب بهترین و بدترین وضعیت را به لحاظ رشد بهره‌وری داراست. بررسی اجزاء بهره‌وری نشان دهنده بهبود کارآیی تولید شهرستان‌های آستانه اشرفیه، املش، انزلی، شفت و لنگرود است. بهبود همزمان کارآیی و تکنولوژی(انتقال تابع تولید) در شهرستان‌های املش و لنگرود نقش شایان توجهی در افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است.

بررسی تغییرات سالانه بهره‌وری و اجزاء آن نشان می‌دهد بالاترین رشد بهره‌وری در سال زراعی ۸۰-۸۱ رخ داده است. یافته‌های پژوهش نشان دهنده آن است که سال زراعی ۷۹-۸۰ بیشترین رشد منفی بهره‌وری عوامل کل تولید برنج را داراست.

جدول۲- متوسط تغییرات سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید برنج و اجزای آن در استان گیلان طی سالهای زراعی ۷۸-۷۹ تا ۸۴-۸۵

سال زراعی	تغییر در کارآیی	تغییر در تکنولوژی	تغییر خالص در کارآیی	تغییر در اندازه	تغییر در بهروری کل عوامل
۷۹-۸۰	۰,۹۹۳	۰,۹۲۵	۰,۹۹۶	۰,۹۹۷	۰,۹۱۹
۸۰-۸۱	۰,۹۹۱	۱,۱۹۱	۱,۰۱۱	۰,۹۸۰	۱,۱۸۰
۸۱-۸۲	۰,۹۸۸	۰,۹۶۷	۰,۹۹۴	۰,۹۹۵	۰,۹۵۶
۸۲-۸۳	۰,۹۶۳	۰,۹۶۸	۰,۹۵۱	۱,۰۱۲	۰,۹۳۲
۸۳-۸۴	۱,۰۲۷	۰,۹۴۶	۱,۰۶۳	۰,۹۶۷	۰,۹۷۲
۸۴-۸۵	۱,۰۱۰	۰,۹۸۶	۰,۹۸۷	۱,۰۲۴	۰,۹۹۶
تغییر تجمعی	۰,۹۹۵	۰,۹۹۴	۱	۰,۹۹۶	۰,۹۸۹

ماخذ: یافته‌های تحقیق

براساس جدول فوق تنها در سالهای زراعی ۸۳-۸۴ و ۸۴-۸۵ کارآیی تولید برنج در استان گیلان بهبود یافته، این در حالی است که در سال زراعی ۸۰-۸۱ تولید برنج با رشد تکنولوژی در استان گیلان همراه است.

بررسی تغییرات سال به سال بهره‌وری عوامل کل تولید و اجزاء آن می‌تواند چارچوبی از روند تغییرات بهره‌وری هر شهرستان ارائه دهد. جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که شهرستان املش دارای بهترین و بدترین

میزان رشد سالانه بهره‌وری عوامل کل تولید در طی سالهای مورد مطالعه است. شهرستان انزلی در پنج سال دارای رشد بهره‌وری مثبت نسبت به سال قبل است. از سوی دیگر شهرستان آستارا نیز در پنج سال شاهد کاهش بهره‌وری نسبت به سال قبل می‌باشند.

جدول۳- تغییرات سال به سال بهره‌وری عوامل کل تولید هر یک از شهرستان‌های استان گیلان طی سالهای زراعی۷۸-۷۹ تا ۸۴-۸۵

شهرستان	تغییر بهره‌وری عوامل کل تولید نسبت به سال زراعی قبل						کمترین میزان تغییر	بیشترین میزان تغییر
	سال زراعی ۷۹-۸۰	سال زراعی ۸۰-۸۱	سال زراعی ۸۱-۸۲	سال زراعی ۸۲-۸۳	سال زراعی ۸۳-۸۴	سال زراعی ۸۴-۸۵		
آستارا	۰,۸۸۳	۱,۷۱۳	۰,۷۳۵	۰,۸۰۴	۰,۹۳۲	۰,۷۵۶	۰,۷۳۵	۱,۷۱۳
آستانه اشرفیه	۰,۸۹۰	۱,۱۱۰	۰,۹۸۱	۱,۲۹۸	۰,۷۷۳	۱,۰۴۸	۰,۸۹۰	۱,۲۹۸
املش	۱,۲۱۱	۱,۲۰۳	۰,۸۳۱	۰,۵۹۳	۱,۳۶۷	۱,۲۵۰	۰,۵۹۳	۱,۳۶۷
انزلی	۱,۰۰۳	۱,۰۸۸	۱,۱۷۰	۰,۷۵۹	۱,۰۱۵	۱,۰۱۸	۰,۷۵۹	۱,۱۷۰
تالش	۰,۷۸۹	۱,۲۸۹	۱,۰۷۴	۰,۸۶۳	۱,۰۶۵	۰,۸۸۸	۰,۷۸۹	۱,۲۸۹
رشت	۰,۹۳۵	۱,۰۵۷	۰,۹۸۰	۱,۰۸۵	۰,۷۶۵	۱,۰۲۸	۰,۷۶۵	۱,۰۸۵
رضوانشهر	۰,۸۷۸	۱,۱۴۲	۱,۱۱۲	۰,۸۲۴	۰,۹۵۰	۰,۹۶۸	۰,۸۲۴	۱,۱۴۲
رودبار	۰,۸۷۸	۱,۰۵۲	۱,۰۲۲	۱,۰۶۳	۰,۷۸۸	۱,۱۹۹	۰,۷۸۸	۱,۱۹۹
رودسر	۰,۹۱۹	۱,۳۰۴	۰,۷۹۱	۰,۸۷۶	۱,۱۶۷	۰,۹۱۳	۰,۷۹۱	۱,۳۰۴
سیاهکل	۰,۹۲۰	۱,۱۲۶	۰,۹۹۳	۰,۹۶۸	۱,۰۰۵	۱,۰۶۴	۰,۹۲۰	۱,۱۲۶
شفت	۰,۹۱۵	۱,۱۶۰	۰,۸۷۴	۰,۸۸۶	۰,۹۴۵	۱,۱۷۸	۰,۸۷۴	۱,۱۷۸
فومن	۰,۷۳۹	۱,۳۶۰	۰,۹۶۶	۱,۰۶۸	۰,۹۵۴	۰,۹۶۸	۰,۷۳۹	۱,۳۶۰
صومعه سرا	۰,۸۵۶	۱,۰۳۲	۰,۹۸۳	۱,۰۲۱	۰,۸۶۱	۱,۰۳۷	۰,۸۵۶	۱,۰۳۷
ماسال	۱,۱۱۳	۰,۹۸۸	۱,۰۹۶	۰,۸۲۹	۱,۱۳۱	۰,۸۲۵	۰,۸۲۵	۱,۱۳۱
لاهیجان	۰,۸۰۵	۱,۲۴۹	۰,۸۲۲	۱,۲۵۰	۰,۹۴۴	۱,۰۰۲	۰,۸۰۵	۱,۲۵۰
لنگرود	۱,۰۹۰	۱,۱۶۸	۰,۹۸۴	۰,۹۹۳	۱,۰۵۷	۰,۹۱۰	۰,۹۱۰	۱,۱۶۸

ماخذ: یافته‌های تحقیق

پس از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید، به روش غیر پارامتریک برای هر سال و هر شهرستان فاصله رشد بهره‌وری هر شهرستان در هر سال از میانگین ۱۶ شهرستان مورد مطالعه در آن سال محاسبه گردید و مقدار مذکور به جای متغیر $\ln TFP_{it}$ در الگو قرار داده شد تا مقدار ρ برآورد گردد. برای برآورد پارامتر ρ از دو

روش لوین و لین (۱۹۹۲) و (۲۰۰۲) استفاده گردید. نتایج حاصل از برآورد رابطه (۹) به منظور بررسی همگرایی تغییرات بهره‌وری عوامل کل تولید با استفاده از روش لوین و لین (۱۹۹۲) در جدول شماره (۴) گزارش گردیده است. آزمون مذکور را می‌توان با حضور متغیر روند و یا بدون آن انجام داد. در روش لوین و لین (۲۰۰۲) برای تشخیص همگرایی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید یا عدم آن رابطه شماره (۱۰) برآورد گردید. چنانچه مقدار δ_{π} برابر صفر شود فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی در تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید پذیرفته می‌شود. در صورتی که مقدار مذکور کوچکتر از صفر باشد فرض مقابل یعنی همگرایی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید مورد پذیرش قرار می‌گیرد (لوین و لین،۲۰۰۲). نتایج حاصل در جدول شماره (۵) گزارش شده است.

جدول۴- ضرایب همگرایی مدل لوین و لین (۱۹۹۲)

مدل	ضریب تخمین زده شده	آماره t
مدل لوین و لین بدون حضور روند	-۰,۵۵۲	-۴,۶۴*
مدل لوین و لین با حضور روند	-۰,۵۵۲	-۴,۶۲*

ماخذ: یافته‌های تحقیق

* معنی دار در سطح یک درصد

جدول۵- ضرایب همگرایی مدل لوین و لین (۲۰۰۲) دیکی فولر تعمیم یافته

مدل	ضریب تخمین زده شده	آماره t
دیکی فولر با یک وقفه	-۱,۸۷	-۸,۰۲*
دیکی فولر با دو وقفه	-۱,۵۸	-۱۲,۸۴*
دیکی فولر با یک وقفه با حضور روند	-۱,۸۹	-۷,۹۶*
دیکی فولر با دو وقفه با حضور روند	-۱,۵۸	-۱۲,۷۶*

ماخذ: یافته‌های تحقیق

* معنی دار در سطح یک درصد

در جدول شماره (۴)نتایج مدل لوین و لین (۱۹۹۲) آورده شده است. ضرایب تخمینی با حضور روند و بدون حضور آن در سطح یک درصد معنی دار می‌باشد. به بیان دیگر با احتمال ۹۹ درصد فرضیه رشد بهره‌وری در بین شهرستان‌های تولید کننده برنج مورد مطالعه همگرا است. همگرایی تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید همچنانکه در جدول شماره (۵) نشان داده شده، در بلند مدت در سطح یک درصد معنی دار است. آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته با وقفه‌های متفاوت و وارد نمودن متغیر روند شواهدی بر وجود همگرایی بلند مدت ارائه می‌دهد. نتایج مربوط به همگرایی بین شهرستان‌های مختلف نشان می‌دهد که سیاست گذاران می‌توانند

از سیاست‌های یکسانی در استان گیلان برای برنج استفاده کنند. مسلماً سیاست‌های حمایت درآمدی در شهرستان‌هایی که اندازه مزارع کوچکتر است باید بیشتر باشد.

بر اساس یافته‌های تحقیق پیشنهاد می‌گردد که الگوی کشت در شهرستان املش مورد توجه قرار گرفته و برای سایر شهرستان‌ها استفاده گردد. برای تحلیل سازمان تولید در شهرستان املش لازم است تحقیقاتی در زمینه ویژگی‌های تولید و تولید کنندگان و سازمان‌های حمایت کننده انجام گیرد.

منابع

۱- استانداری گیلان، دفتر امور هماهنگی و اقتصادی، آمار وضعیت کشاورزی استان گیلان ۱۳۷۸-۱۳۸۵.

۲- سازمان جهاد کشاورزی استان گیلان، اداره آمار و اطلاعات، آمار وضعیت برنجکاری ۱۳۷۸-۱۳۸۵.

۳- شرکت آب منطقه‌ای استان گیلان، آمار آب تخصیصی به بخش کشاورزی ۱۳۷۸-۱۳۸۵.

۴- شرکت خدمات حمایتی، آمار توزیع نهاده‌های کشاورزی استان گیلان ۱۳۷۸-۱۳۸۵.

۵- یزدانی، س. و دوراندیش، آ. ۱۳۸۲. مقایسه بهره‌وری عوامل تولید برنج در مناطق عمده کشت: کاربرد شاخص ترنکویست- تیل، مجله علوم و صنایع کشاورزی، جلد ۱۷، شماره ۱، ص ۱۱-۳.

6- Avila, A., Eenson, R., 2002. TFP Growth in Agriculture: The Role of Technological Capital. Economic Growth Center, Yale University.

7- Bayarsaihan, T., Coelli, T.J., 2003. Productivity growth in pre-1990 Mongolian agriculture: spiralling disaster or emerging success? Agricultural Economics, V (28):121–137.

8- Caves, D. W., L. R. Christensen and W. E. Diewert. 1982. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity. Econometrica, V (50): 1393-1414

9- Coelli, T.J., Prasada Rao D.S., Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, School of Economics, University of Queensland, Working Paper Series No. 02/2003.

10- Conway, P., Hunt, B., 1998. Productivity Growth in New Zeland: Economic Reform and the Convergence Hypothesis.

11-Cororaton, C.B., Total Factor Productivity in the Philippines. Philippine Institute for Development Studies. DISCUSSION PAPER SERIES NO. 2002-01.

12-Diewert, W. E, 1976. Exact and superlative Index Number, Journal of Econometrics, V (4): 115-145.

13-Jayasuriya, R.T., 2003. Economic assessment of technological change and land degradation in agriculture: application to the Sri Lanka tea sector. Agricultural Systems, V (78): 405–423.

14-Ha, B., Rhee, K.H., and Pyo, H.K., Estimates of Labor and Total Factor Productivity by 72 industries in Korea (1970-2003). Presented at OECD Workshop on Productivity Analysis and Measurement, Bern, 16-18 October 2006.

15-Levin, A., Lin, C.F. 1992. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite sample Properties. Working Paper. University of California, San Diego.

16-Levin, A., Lin, C.F. 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample Properties. J. Econometrics V (108):1-24.

17-Malmquist, S. 1953. Index numbers and indifference surfaces. Trabajos de Estadistica V (4):209-242.

18-Martin, W., Mitra, D., 2006. Productivity Growth and Convergence in Agriculture and Manufacturing. Development Research Group, World Bank.

19-McErlean, S. and Z. Wu. 2003. Regional labor productivity convergence in China. Food Policy V (28): 237-252.

20-Mukherjee, A., Kuroda, Y., 2003. Productivity Growth in Indian Agriculture: Is there evidence of convergence across states?. Agriculture Economics: V (29), 43-53.