نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۰، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۵، ص. ۲۱۷-۲۰۷

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 30, No. 3, Fall 2016, p. 207-217

بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید برنج در استان‌های مختلف: کاربرد تابع تجزیه‌پذیر مرزی تصادفی

حبیب شهبازی[1*]- احمد سام‌دلیری[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۳۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۶

چکیده

در این مطالعه، منابع رشد بهره‌وری کل عوامل تولید محصول برنج در استان‌های مختلف با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی با استفاده از تابع تجزیه‌پذیر مرزی مورد بررسی قرار گرفته است. در ابتدا تابع تولید ترانسلوگ با استفاده از داده‌های جمع‌آوری‌شده برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۲ برآورد شد. سپس، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به چهار جزء تغییرات فنی، تغییرات کارایی فنی، تغییر کارایی مقیاس و تغییر کارایی تخصیصی تجزیه گردید. نتایج نشان داد بهره‌وری کل عوامل تولید برنج درکشور و در فاصله سال‌های مورد بررسی بطور متوسط سالانه به میزان ۴/۳ درصد رشد داشته است. بیشترین رشد مربوط به استان مازندران و کمترین آن در استان گلستان بوده است. همچنین بیشترین سهم در رشد بهره‌وری کل عوامل عمدتاً به کارایی مقیاس و کارایی فنی بر می‌گردد. همچنین متوسط کشش مقیاس برای مجموع مزارع (مقادیری بین ۱/۱۲ و ۱/۱۸)، بازده به مقیاس قابل توجهی را در فناوری تولید در همه دوره‌ها نشان می‌دهد. با این فرض که فناوری تولید در تمامی استان‌ها تا حدود زیادی مشابه می‌باشد، تفاوت‌های استانی در کارایی مقیاس می‌تواند ناشی از تفاوت در اندازه مزارع باشد. مزارع کوچکتر در مقایسه با مزارع بزرگتر، دارای بازده به مقیاس بزرگتری هستند. در نهایت می‌توان گفت که با افزایش سطح مزارع می‌توان کارایی فنی را افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: رهیافت اقتصادسنجی، کارایی تخصیصی، کارایی فنی، کارایی مقیاس، کشش مقیاس

مقدمه

امنیت غذایی یکی از مهم‌ترین مسائل کشورهای در حال توسعه و ایران بوده که روز به روز با افزایش تقاضا اهمیت آن بیشتر می‌شود. افزایش سریع جمعیت، تغییر الگوی تغذیه و استفاده از مواد کشاورزی به عنوان مواد خام مورد نیاز بخش صنعت، ضرورت بهره‌برداری صحیح و اصولی از ظرفیت‌های موجود آب و خاک کشور در تولید مواد کشاورزی را به صورت اصولی و اقتصادی مورد تأکید قرار می‌دهد. در این میان برنج در خانوارهای ایرانی بعد از نان (گندم) به‌عنوان مهم‌ترین ماده غذایی مطرح است. بنابراین بایستی تلاش‌هایی به منظور افزایش تولید این محصول صورت گیرد. از آنجا که تغییر ذائقه مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت ممکن نیست، افزایش تولید به منظور پوشش میزان مورد نیاز، راهکار اصلی می‌باشد.

بر اساس آمار سازمان خواروبار و غذای ملل‌متحد، در حال حاضر ایران سومین واردکننده و بیستمین تولیدکننده عمده برنج در جهان محسوب می‌شود. طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۲، ایران همواره یکی از ۶ کشور بزرگ واردکننده این محصول بوده است و به طور متوسط حدود ۳۳ درصد نیاز داخلی از طریق واردات تأمین شده است. مصرف سرانه برنج در ایران طی سال‌های ۹۱-۱۳۶۱ از ۳۸/۶ کیلوگرم به ۴۳/۹ کیلوگرم افزایش یافته است. یعنی سالانه از رشدی معادل ۰/۴۴ درصد برخوردار بوده و برنج به تدریج جایگاه ویژه‌ای در سبد مصرفی خانوار ایرانی پیدا کرده است (۳۴).

براساس آمار مؤسسه جهانی تحقیقات برنج، در ایران در سال ۲۰۱۲، ۳/۳ میلیون تن برنج مصرف شده، در حالی‌که تنها ۱/۷ میلیون تن از این محصول را خود تولید کرده است و سومین واردکننده برنج دنیا بعد از چین و نیجریه است. همچنین مطابق پیش‌بینی این مؤسسه میزان مصرف این محصول تا ۲۱ سال دیگر به مرز ۵ میلیون تن خواهد رسید و با وجود برنامه‌های خودکفایی در برنج، به نظر می‌رسد انقلاب سبزی باید در کشور صورت گیرد تا به رغم منابع طبیعی شکننده، خوداتکایی این محصول رقم بخورد. جدول (۱) آمارهای مربوط به سطح زیر کشت، تولید و عملکرد این محصول را طی سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد.

همانطور که از جدول (۱) مشاهده می‌شود سطح زیر کشت برنج

۱ و ۲- استادیاران گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سید جمال‌الدین اسدآبادی
(* نویسنده مسئول: hashahbazi@ut.ac.ir)

در سال ۱۳۸۸ نسبت به سال ۱۳۸۴ در حدود ۱۵ درصد کاهش یافته است، اما از این سال تا سال ۱۳۹۲ تقریباً ثابت مانده است. تولید شلتوک در کشور نیز در سال ۱۳۸۸ نسبت به ۱۳۸۴ در حدود ۱۴ درصد کاهش داشته و سپس در سال ۱۳۹۲ در حدود ۴/۵ درصد افزایش یافته است. همچنین بررسی عملکرد شلتوک طی دوره نشان می‌دهد عملکرد تولید محصول شلتوک در کشور در سال ۱۳۸۸ نسبت به سال ۱۳۸۴، ۱/۵ درصد و در سال ۱۳۹۲ نسبت به ۱۳۸۸، ۳/۵ درصد رشد داشته است. با این وجود، از آنجایی که تولید داخلی موجود پاسخگوی مصرف داخلی نیست، دولت همواره مقدار مازاد مصرف داخلی را از طریق واردات تأمین کرده است. این امر وابستگی کشور به واردات و در مخاطره قرار گرفتن امنیت غذایی را در پی داشته است. از جمله راهکارهای مناسب، افزایش بهره‌وری عوامل در تولید محصول برنج و افزایش تولید از این طریق است. این امر نیازمند شناخت عوامل و اجزای مؤثر بر بهره‌وری بوده که از اهداف مطالعه حاضر می‌باشد. همچنین جدول (۲) آمارهای توصیفی محصول برنج را بر حسب استان‌ها و اندازه مزارع نشان می‌دهد.

جدول ۱-سطح زیر کشت، تولید و عملکرد شلتوک در کشور طی سال‌های ۹۲-۱۳۸٤

Table 1- Paddy area under cultivation, production and yield in year of 2005-2013

سال Year	سطح زیرکشت (هزار هکتار) Area under Cultivation (1000 Ha)	تولید (میلیون تن) Production (Mil Ton)	عملکرد Yield
2005	630.5	2.61	4142.6
2009	536	2.25	4205.6
2013	539	2.35	4354.2

مأخذ: آمارنامه کشاورزی (۲۰)

Source: Agricultural bulletin (20)

همانطور که مشاهده می‌شود استان مازندران طی سال‌های مورد بررسی بطور متوسط ۳۷ درصد سطح زیر کشت و ۴۰ درصد تولید شلتوک را در کشور به خود اختصاص داده است. همچنین استان گیلان با ۳۱/۵ و ۲۷/۵ درصد از نظر سطح زیر کشت و تولید در رتبه دوم قرار دارد. این دو استان در مجموع حدود ۷۰ درصد از سطح زیر کشت و تولید شلتوک کشور را طی سال‌های مورد بررسی برعهده داشته‌اند.

سه استان گلستان، خوزستان و فارس نیز نزدیک به ۲۵ درصد از سطح زیر کشت و تولید شلتوک کشور را به خود اختصاص داده‌اند. در مجموع پنج استان نامبرده در حدود ۹۵ درصد از سطح زیر کشت و تولید شلتوک کشور را در اختیار داشته و ۵ درصد باقیمانده سهم سایر استان‌های کشور است. از نظر عملکرد طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۲ نیز استان فارس دارای بیشترین (۱۷ درصد بالاتر از میانگین کشوری) و استان گیلان دارای کمترین (۱۴ درصد پایین‌تر از میانگین کشوری) عملکرد می‌باشد.

از نظر اندازه نیز در حدود ۶۳ درصد مزارع موجود در نمونه مورد بررسی در سال ۱۳۹۲ دارای مساحتی بین ۰/۵ تا ۲ هکتار بوده است. ۲۱ درصد مزارع بالای دو هکتار و ۱۶ درصد کمتر از ۰/۵ هکتار بوده است. روند زمانی تغییرات اندازه مزارع نشان می‌دهد، سهم مزارع با اندازه‌های بسیار کوچک (کمتر از ۰/۵ هکتار) درسال ۱۳۹۲ نسبت به سال ۱۳۸۴ در حدود ۷ درصد کاهش یافته است. در مقابل سهم مزارع با اندازه‌های ۱ تا ۲ هکتار در حدود ۳ درصد و مزارع بالای دو هکتار نیز ۴ درصد افزایش داشته است. این امر عمدتاً به دلیل افزایش هزینه‌های تولید بویژه هزینه نهاده نیروی‌کار در سال‌های پایانی دوره مورد بررسی در دو استان مازندران و گیلان و عدم تمایل کشاورزان به کشت زمین‌های با مقیاس کوچک بوده است.

در این ارتباط و با توجه به آمار جداول (۱) و (۲) پرسش مهم مطرح شده آن است که چه عواملی منجر به تغییر عملکرد شلتوک در طول زمان و نیز در میان استان‌های مختلف شده است. به عبارتی عواملی چون تغییرات فناوری، مدیریت صحیح و کارآمد، مقیاس بهینه تولید و تخصیص مناسب نهاده‌ها چه اثری بر روی عملکرد شلتوک در طول زمان داشته و چگونه می‌توان سهم این عوامل را مشخص کرد و الگویی برای افزایش تولید ایجاد نمود؟ برای این منظور لازم است منابع رشد بهره‌وری و افزایش عملکرد در واحد سطح شلتوک شناسایی گردیده و سهم اجزاء تشکیل دهنده رشد بهره‌وری مشخص گردد تا از طریق رفع نقاط ضعف و تقویت نقاط قوت، بتوان برای افزایش بیشتر بهره‌وری برنج کشور در آینده برنامه‌ریزی نمود.

در این صورت توجه به معیار بهره‌وری و محاسبه شاخص‌های مربوط به آن می‌تواند راهنمای مناسبی باشد تا با بهره جستن از آن بتوان راه صحیح استفاده مؤثر از عوامل تولید را با توجه به کمبود منابع انتخاب کرد (۱). همچنین ممکن است رشد بهره‌وری در بین استان‌های مختلف تفاوت‌های معنی‌داری داشته باشند. از آنجا که تفاوت‌ها در نرخ‌های رشد بهره‌وری در استان‌های مختلف نتیجه نابرابری منطقه‌ای است، توجه به معیارهای بهره‌وری و کارایی در ابعاد منطقه‌ای در توسعه فعالیتهای کشاورزی به گونه‌ای که بتوان از طریق آنها برخی از مشکلات منطقه‌ای بویژه در زمینه نابرابری بین مناطق را کاهش دهد، سودمند است (۲). بنابراین مهم است که تغییرات بلندمدت در تفاوت سطوح بهره‌وری استان‌ها شناسایی شود تا اقدامات

مؤثر مانند سرمایه‌گذاری بیشتر در تأسیسات زیربنایی، تحقیقات، توسعه و غیره انجام گردد.

جدول ۲- تولید و سطح زیرکشت شلتوک بر حسب استان‌ها و اندازه مزرعه طی سال‌های ۹۲-۱۳۸٤

Table 2- Paddy area under cultivation and production according to provinces and farms size in year of 2005-2013

استان‌ها Provinces	۱۳۸٤ 2005	۱۳۸۸ 2009	۱۳۹۲ 2013	۱۳۸٤ 2005	۱۳۸۸ 2009	۱۳۹۲ 2013
	سطح برداشت اراضی زیرکشت شلتوک (درصد) Harvested area of land under paddy cultivation (percent)			تولید محصول شلتوک (درصد) Paddy production to rough rice (percent)		
مازندران Mazandaran	32.96	41.35	37	35.94	46.09	38.4
گیلان Guilan	31.73	33.91	28.2	28.38	29.35	24.7
گلستان Golestan	9.36	9.45	8.8	8.78	9.2	8.8
خوزستان Khozestan	9.2	4.42	13.6	8.41	4.66	14
فارس Fars	7.81	4.2	6.4	8.66	3.86	8.2
	میانگین تولید مزارع (کیلوگرم در هکتار) Farm production average(Km/Ha)					
مازندران Mazandaran	4516.81	4687.6	4525.4			
گیلان Guilan	3507.02	3639.7	3808.7			
گلستان Golestan	3889.73	4090.99	4382.7			
خوزستان Khozestan	3788.83	3669.01	4508.2			
فارس Fars	4594.3	4666.59	5588.3			
	اندازه مزرعه (هکتار) Farm size (Ha)					
اندازه مزرعه < ۰/۵ Farm size >0.5	23.3	18.9	16.2			
۱ > اندازه مزرعه > ۰/ ۵ 0.5> Farm size>1	29.3	31	30.5			
۲ > اندازه مزرعه > ۱ 1< Farm size<2	29.6	30.5	32.7			
۳> اندازه مزرعه > ۲ 2< Farm size<3	11.2	11.7	12.2			
۳< اندازه مزرعه Farm size>3	6.6	7.9	8.4			

مأخذ: آمارنامه کشاورزی (۲۰)

Source: Agricultural bulletin (20)

اقتصاددانان برای بهره‌وری و نقش آن در توسعه اهمیت زیادی قائل هستند. تأکید در این مورد به حدی است که برخی از آنها پدیده توسعه نیافتگی را نتیجه پایین بودن بهره‌وری می‌دانند. در شرایط کنونی بهره‌وری بالاتر و استفاده از امکانات موجود عملاً از یک انتخاب بالاتر رفته و به یک ضرورت تبدیل گردیده است. بررسی مؤلفه‌های رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه پیشرو نشان می‌دهد که سهم افزایش بهره‌وری عوامل تولید از سهم افزایش میزان سرمایه‌گذاری پیشی گرفته است. می‌توان گفت که امروزه بهره‌وری به ثروت ملل تبدیل گردیده است و ارتقای مستمر آن به عنوان شرط بقای نظام‌ها، شناخته شده است. با وجود اینکه

مطالعات مختلفی در زمینه اقتصاد تولید و بهره‌وری برنج صورت گرفته است، اما تجزیه منابع رشد بهره‌وری کل عوامل طی زمان و در سطح استان‌ها کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

در این ارتباط زارع و همکاران (۳۳) در مطالعه‌ای به مقایسه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید پنبه برای استان‌های مختلف با بکارگیری شاخص مالم‌کوئیست طی دوره ۸۰-۱۳۶۲ پرداختند. نتایج نشان داد که متوسط رشد سالانه بهره‌وری عوامل تولید پنبه در کل دوره مثبت بوده است. همچنین استان فارس دارای بالاترین متوسط نرخ رشد سالانه بهره‌وری محصول پنبه در بین استان‌های کشور بوده است. سلامی و شهبازی (۲۷) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری و تجزیه رشد بهره‌وری گندم و مقایسه روشهای روند زمانی، شاخص عمومی و شاخص دیویژیا طی دوره ۸۶-۱۳۸۱ پرداختند. نتایج نشان از پیشرفت تغییرات فناوری برای تولید گندم و بازده افزایشی داشته است. تهامی‌پور و همکاران (۳۰) نیز در تحقیقی به اندازه‌گیری و تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید چغندرقند در ایران طی دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۹ پرداختند. نتایج نشان داد به طور متوسط در کشور بهره‌وری کل عوامل تولید چغندرقند طی سال‌های مورد بررسی حدود ۴۷ درصد رشد داشته است. همچنین دلیل بدتر شدن بهره‌وری در برخی استان‌ها عمدتاً به عدم کارایی فنی و مدیریتی مربوط بوده است. رضاپور و همکاران (۲۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر در رشد بهره‌وری استان‌های عمده تولیدکننده برنج در ایران با استفاده از روش ناپارامتری مالم کوئیست پرداختند. نتایج نشان داد متوسط رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید در زراعت برنج کشور در کل دوره ۸۶-۱۳۶۹ برابر ۱/۵ درصد بوده است. استان گیلان بالاترین رشد و استان‌های مازندران و گلستان در رتبه‌های بعدی قرار داشته‌اند. از دیگر مطالعات در این زمینه می‌توان به بهروز و همکاران (۶)، خزایی و همکاران (۱۵) و شیرانی بیدآبادی و همکاران (۲۸) اشاره کرد. با وجود مطالعات محدود در ایران، مطالعات کاربردی زیادی در دنیا در زمینه تجزیه بهره‌وری پرداخته شده است.

تیرتل و همکاران (۳۱)، ابتدا بهره‌وری و کارایی چند عاملی را با استفاده از شاخص مالم‌کوئیست زنجیره‌ای در ۱۸ بخش بوتسوانا محاسبه کرده، سپس همگرایی بهره‌وری بین ۱۸ منطقه را طی سال‌های ۱۹۸۱-۱۹۹۶ آزمون کردند. نتایج نشان داد متوسط رشد شاخص بهره‌وری کل ۱/۷ درصد، و در مناطق ویژه دامداری ۳ درصد بوده است.

حشمتی و همکاران (۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی و ارائه الگویی برای بررسی تغییرات فناوری در کشورهای عضو سازمان همکاری‌ها و توسعه اروپا با استفاده از الگوی روند زمانی پرداخته است. او (۲۴)، تغییرات فناوری و بازده مقیاس را در بخش تولید سوخت فسیلی در کرده با استفاده از رویکرد دوگان پرداخت. وی با استفاده از این رویکرد، اندازه بهینه این بخش را محاسبه نمود. از دیگر مطالعات در این زمینه می‌توان به بیلی و همکاران (۳)، کامنیس و ژی (۹)، حشمتی و کامبهاکر (۱۳)، ژین و همکاران (۱۴)، لی و همکاران (۱۶)، مارگونو و همکاران (۱۸)، مندی (۱۹)، اوموهانی و تیمر (۲۲)، او و همکاران (۲۳) سیروسون (۲۹) و ون‌آرک و همکاران (۳۲) اشاره کرد.

بر اساس مطالب مطرح‌شده، این پژوهش به دنبال بررسی و تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید بر مبنای رویکرد تابع تجزیه‌پذیر مرزی تصادفی می‌باشد. در راستای نیل به این هدف، ابتدا مبانی نظری تابع تجزیه‌پذیر مرزی تصادفی ارائه می‌شود که بر مبنای آن می‌توان بهره‌وری کل عوامل تولید را محاسبه نمود. سپس روش برآورد تابع تجزیه‌پذیر تصادفی بر مبنای روش حداکثر درستنمایی و نتایج حاصل از آن اشاره می‌شود و در نهایت به جمع‌بندی یافته‌های تحقیق و پیشنهادات سیاستی پرداخته خواهد شد.

مواد و روش‌ها

در اقتصاد بهره‌وری را می‌توان به عنوان نسبت ستانده به داده برای واحد مورد بررسی تعریف کرد. بهره‌وری کل به میزان بهره‌وری با در نظر گرفتن کل عوامل تولید و کل محصولات اشاره دارد. تغییر در بهره‌وری می‌تواند به چند دلیل رخ دهد. در چارچوب ایستا و در هر نقطه از زمان، بنگاه می‌تواند با بهبود کارایی فنی به بهره‌وری بالاتری دست یابد. بهره‌وری و کارایی اگرچه به شکل عمومی به عنوان مترادف به کار می‌روند اما باید میان آن‌ها تفاوت قائل شد، چرا که یک بنگاه می‌تواند کارا عمل کند اما همچنان قادر باشد که بهره‌وری خود را بهبود دهد. این بهبود با استفاده از انتخاب مقیاس مناسب حاصل می‌شود. بنابراین انتخاب مقیاس نیز عامل دیگری در تعیین بهره‌وری بنگاه است. با تعمیم چارچوب تحلیل به حالت پویا و وارد کردن عامل زمان، می‌توان از تغییرات فناوری به عنوان یک عامل دیگر تغییرات بهره‌وری اشاره کرد. تغییرات فناوری باعث انتقال مرز امکانات تولید به سمت بالا شده و به ازای مقادیر نهاده داده شده، امکان دستیابی به ستانده بیشتر را به بنگاه می‌دهد (۱۱).

به طور کلی می‌توان روش‌های تحلیل بهره‌وری را به چهار دسته تقسیم کرد: ۱- روش‌های مبتنی بر تخمین‌های اقتصادسنجی توابع هزینه یا تولید ۲- روش‌های مبتنی بر شاخص‌های بهره‌وری کل عوامل تولید (این روش‌ها شامل محاسبه شاخص دیویژیا شاخص تورنکوئیست هستند) ۳- تحلیل پوششی داده‌ها (که مهمترین کمیت مورد استفاده شاخص مالم‌کوئیست است) و ۴- روش تحلیل مرزی تصادفی[1]. همچنین می‌توان روشهای یک و چهار را پارامتری و دو روش دیگر را ناپارامتری دانست، چرا که دو روش اول نیازمند تخمین

1- Stochastic Frontiers

اقتصادسنجی توابع پارامتریک هستند در حالی که دو روش دیگر این چنین نیستند (۱۰).

در این مطالعه با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی به تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به چهار جزء تغییرات فنی، تغییرات کارایی فنی، تغییر کارایی مقیاس و تغییر کارایی تخصیصی پرداخته می‌شود. کوئلی و همکاران (۷ و ۸) و اوری (۲۵) نشان دادند که فناوری بنگاه iام در زمان t می‌تواند بصورت تابع فاصله ترانسلوگی $D_O(q_{it}, x_{it}, t)$ نشان داده شود که در آن q محصول، X بردارد نهاده‌ها می‌باشد. بنابراین لگاریتم شاخص بهره‌وری تعمیم‌یافته مالم‌کوئیست ($\mathrm{Ln}\, M_O$) می‌تواند بصورت کارایی فنی (CE)، تغییرات فنی (TC) و تغییرات کارایی مقیاس (SC) بین زمان r و s بصورت زیر بیان شود.

$$\mathrm{Ln}\, M_{Oi} = EC_i^{rs} + TC_i^{rs} + SC_i^{rs} \qquad (۱)$$

که در آن:

$$EC_i^{rs} = \mathrm{Ln}\, D_O(q_{is}, x_{is}, t) - \mathrm{Ln}\, D_O(q_{ir}, x_{ir}, r) \qquad (۲)$$

$$TC_i^{rs} = -\frac{۱}{۲}\left[\frac{\partial \mathrm{Ln}\, D_O(q_{is}, x_{is}, t)}{\partial t} - \frac{\partial \mathrm{Ln}\, D_O(q_{ir}, x_{ir}, r)}{\partial t}\right] \qquad (۳)$$

$$SC_i^{rs} = -\frac{۱}{۲}\sum_{K=1}^{K}\left[\frac{\varepsilon_{is}-۱}{\varepsilon_{is}}\varepsilon_{isk} + \frac{\varepsilon_{ir}-۱}{\varepsilon_{ir}}\varepsilon_{irk}\right]\ln\left[\frac{x_{isk}}{x_{irk}}\right] \qquad (۴)$$

که در آن، برای t=(r,s)، کشش مقیاس بصورت زیر می‌باشد:

$$\varepsilon_{it} = \sum_{K=۱}^{K}\varepsilon_{isk} \qquad (۵)$$

$$\varepsilon_{itk} = \frac{\partial \mathrm{Ln}\, D_O(q_{is}, x_{is}, t)}{\partial \mathrm{Ln}\, x_{itk}} \qquad (۶)$$

اگر یک محصول وجود داشته باشد، تابع فاصله ترنسلوگ بصورت زیر می‌باشد.

$$\mathrm{Ln}\, D_O(q_{is}, x_{it}, t) = \mathrm{Ln}\, q_{it} - f(\beta, x_{it}, t) - v_{it} \qquad (۷)$$

که در آن، β بردار ضرایب، v_{it} توزیع نرمال خطای تصادفی با میانگین صفر است که بصورت زیر می‌باشد.

$$f(\beta, x_{it}, t) = \beta_{.} + \sum_{k=۱}^{K}\beta_k \mathrm{Ln}\, x_{itk} + ۰/۵\sum_{k=۱}^{K}\sum_{j=۱}^{J}\beta_{kj}\mathrm{Ln}\, x_{itk}\mathrm{Ln}\, x_{itj} + \sum_{k=۱}^{K}\beta_{tk}\, t\mathrm{Ln}\, x_{itk} + \beta_t t + ۰/۵\beta_{tt}t^{۲} \qquad (۸)$$

برای محاسبه کارایی فنی، تابع تولید تصادفی به شکل زیر برآورد می‌شود. این مطالعه از الگوی تغییرپذیر زمانی برای بررسی ناکارایی فنی استفاده شده است. در این الگو فرض می‌شود ناکارایی بنگاه دارای توزیعی بصورت متغیر تصادفی نرمال دمبریده است که دارای جزء خطای تصادفی نرمال با توزیعی مستقل است.

$$\mathrm{Ln}\, q_{it} = f(\beta, x_{it}, t) + v_{it} - u_{it} \qquad (۹)$$

که در آن، u_{it} متغیر تصادفی غیرمنفی مربوط به ناکارایی فنی است که شکل توزیع نرمال دمبریده بدست آمده است. بتیس و کوئلی (۴ و ۵). کارایی فنی، نسبتی از محصول مشاهده شده به محصول در روی مرز تصادفی است.

$$TE_{it} = \frac{q_{it}}{\exp(f(\beta, x_{it}, t) + v_{it})} = \frac{\exp(f(\beta, x_{it}, t) + v_{it} - u_{it})}{\exp(f(\beta, x_{it}, t) + v_{it})} = \exp(-u_{it}) \qquad (۱۰)$$

با استفاده از رابطه (۹)، می‌توان نشان داده که کارایی فنی رابطه (۱۰)، برابر تابع فاصله در رابطه (۵) است یعنی $D_o(q_{it}, x_{it}, t) = \exp(-u_{it})$ است. اندازه کارایی فنی در رابطه (۱۰) می‌تواند بصورت $e_{it} = v_{it} - u_{it}$ برآورد شود. بنابراین بر اساس رابطه (۲) و (۱۰)، تغییر کارایی بصورت زیر خواهد بود (۱۷).

$$EC_i^{rs} = E(-u_{is}|e_{is}) - E(-u_{ir}|e_{ir}) \qquad (۱۱)$$

$$\exp(EC_i^{rs}) = \frac{E(\exp(-u_{is}|e_{is}))}{E(\exp(-u_{ir}|e_{ir}))} \qquad (۱۲)$$

که در رابطه (۱۲)، صورت و مخرج به ترتیب امتیاز کارایی در دوره s و r است که ارزشی بین صفر و یک دارد. با استفاده از روابط (۳)، (۷) و (۸)، شاخص تغییرات کارایی بصورت زیر محاسبه می‌شود.

$$TC_i^{rs} = -\frac{۱}{۲}\left[\sum_{k=۱}^{K}\beta_k \mathrm{Ln}\, x_{isk} + \sum_{k=۱}^{K}\beta_{tk}\, t\mathrm{Ln}\, x_{irk} + ۲\beta_t t + ۲\beta_{tt}(r+s)\right] \qquad (۱۳)$$

بر اساس رابطه (۸)، کشش مقیاس بصورت زیر می‌باشد.

$$\varepsilon_{it} = \sum_{k=۱}^{K}\left[\beta_k + \frac{۱}{۲}\sum_{j=۱}^{J}\beta_{kj}\mathrm{Ln}\, x_{itj} + \beta_{tk}t\right] \qquad (۱۴)$$

همچنین برای برآورد تغییرات کارایی تخصیصی، از مقایسه شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست نسبت به لگاریتم تغییر شاخص بهره‌وری ترنکویست تیل با یک محصول استفاده شده است.

$$\mathrm{Ln}\, TFP_i^{rs} = \mathrm{Ln}\, q_{is} - \mathrm{Ln}\, q_{ir} - \frac{۱}{۲}\sum_{k=۱}^{K}\left[(\sigma_{isk} + \sigma_{irk})(\mathrm{Ln}\, x_{isk} - \mathrm{Ln}\, x_{irk})\right] \qquad (۱۵)$$

که در آن، σ_{itk} سهم هزینه نهاده است. هرگونه تفاوت بین تغییر بهره‌وری ترنکویست تیل و مالم‌کویست می‌بایست به دلیل تغییر بهره‌وری تخصیصی باشد. از این رو تغییر کارایی تخصیصی بصورت زیر است (۲۱).

$$AC_i^{rs} = \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{K} [((\frac{\varepsilon_{isk}}{\varepsilon_{sk}} - \sigma_{isk}) + (\frac{\varepsilon_{irk}}{\varepsilon_{rk}} - \sigma_{irk})(Ln\, x_{isk} - Ln\, x_{irk})] \quad (۱۶)$$

بنابراین ابتدا با استفاده از رابطه (۸) تابع تولید تصادیفی برنج (شلتوک) برآورد می‌شود. سپس کارایی فنی با استفاده از رابطه (۱۰) بر حسب استان و اندازه مزرعه محاسبه می‌گردد. سپس بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از روابط (۱۳)، (۱۴) و (۱۶) تجزیه می‌شود.

اطلاعات مورد نیاز به منظور اندازه‌گیری و تجزیه رشد بهره‌وری عوامل تولید محصول شلتوک در استان‌های مختلف از گزارش‌های هزینه تولید وزارت جهاد کشاورزی برای سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۸ و ۱۳۹۲ استخراج شده از دفتر آمار و فناوری اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی اخذ گردیده است. داده‌های مورد نیاز شامل میزان تولید در هر هکتار شلتوک، میزان نیروی‌کار (نفر روز در هکتار)، مقدار بذر (کیلوگرم در هکتار)، هزینه ماشین‌آلات (ریال در هکتار)، مقدار کود (کیلوگرم در هکتار)، مقدار سم (کیلوگرم در هکتار) و آب (ساعت آبیاری در هکتار) می‌باشد.

نتایج و بحث

همانطور که در مقدمه اشاره شد، در این بخش ابتدا تابع تولید تصادفی شلتوک برآورد می‌گردد. سپس نتایج تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید و کشش مقیاس بر حسب استان‌های مختلف، سال‌های مورد بررسی و اندازه مزارع ارائه می‌گردد.

جدول (۳) نتایج تخمین تابع تولید ترانسلوگ تصادفی شلتوک را نشان می‌دهد. از آنجایی که متغیرها بصورت انحراف از میانگین در تخمین تابع مورد استفاده قرارگرفته‌اند، لذا ضرایب مرتبه اول تابع ترنسلوگ بطور مستقیم به عنوان کشش‌های تولید در سطح میانگین مقادیر نمونه قابل تفسیر است. کشش تولید مرتبط با نیروی‌کار، سم، کود، آب و... قابل قبول و معنی‌دار است. کشش تولیدی نیروی‌کار درسطح پایینی قرار دارد اما با نتایج مطالعات دیگر که مقدار آن را در سطح پایینی برآورد کرده‌اند سازگاری و تشابه دارد. کمی‌سازی و تعیین ارزش نیروی‌کار بویژه نیروی کار خانوادگی در نمونه‌گیری‌ها بسیار مشکل بوده و مقدار پایین کشش نیروی‌کار و سطح معنی‌داری آماری آن عمدتاً ناشی از این مسئله تجربی است.

جدول ۳- ضرایب برآورد شده تابع تولید تصادفی محصول شلتوک

Table 3- Estimated coefficient of paddy frontier production function

متغیر Variable	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	آماره t t statics	متغیر Variable	ضریب برآورد شده Estimated coefficient	آماره t t statics
β_0 constant	0.277	7.8	β_{24}	-0.0183	-1.1
β_1 labor	0.043	3.1	β_{25}	0.0070	0.6
β_2 seed	0.471	22.2	β_{26}	0.0014	2.8
$\beta_3$fertilizer	0.329	12.4	β_{34}	0.0227	2.4
β_4 pesticide	0.240	7.4	β_{35}	0.0045	0.8
β_5 water	0.280	4.3	β_{36}	0.0076	4.3
β_6 machinery	0.170	3.2	β_{45}	0.0012	0.5
β_{11}	0.102	4.1	β_{46}	-0.0080	3.3
β_{22}	-0.024	-1.8	β_{56}	0.0040	0.7
β_{33}	0.084	1.6	β_t time	0.0519	16.2
β_{44}	0.071	2.3	β_{tt} time-squared	0.0045	2.8
β_{55}	0.044	0.3	β_{t1}	-0.0254	-5.4
β_{66}	0.068	3.7	β_{t2}	0.0013	0.4
β_{12}	-0.0044	–2.4	β_{t3}	0.0056	1.1
β_{13}	-0.0971	-0.4	β_{t4}	0.0213	4.9
β_{14}	0.0683	2.1	β_{t5}	0.0018	0.7
β_{15}	0.0415	2.8	β_{t6}	0.0234	3.1
β_{16}	0.0174	3.6	$\sigma^2 (= \sigma_v^2 + \sigma_u^2)$	0.0342	10.8
β_{23}	0.0050	0.6	$\gamma (= \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2+\sigma_u^2})$	0.0738	13.6

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Own Finding

محاسبات مربوط به کارایی فنی به تفکیک مناطق و اندازه مزارع در جدول (۴) ارائه شده است. کارایی فنی در حقیقت توان مزارع را در

ترکیب نهاده‌ها به روشی کارا به منظور دستیابی به حداکثر محصول ممکن اندازه‌گیری می‌کند. از آنجایی که برای تمامی ۵ استان مورد بررسی یک تابع تولید مشترک برآورد شده است، لذا مقادیر کارایی می‌تواند به عنوان کارایی تولیدکننده در هر استان در نظر گرفته شود با این فرض که تمامی مزارع به فناوری یکسانی دسترسی داشته‌اند. این امکان وجود دارد که تفاوت‌های منطقه‌ای در وضعیت آب و هوایی و ویژگی‌های زمین‌شناسی، تفاوت‌هایی را در فناوری مزارع تولید شلتوک بین استان‌ها ایجاد نماید. متوسط کارایی فنی طی دوره در استان فارس با ۰/۸۱ دارای بیشترین مقدار و در استان گلستان با ۰/۶۸ دارای کمترین مقدار است. همچنین روند تغییرات کارایی فنی در هر استان نشان‌دهنده افزایش کارایی فنی مزارع طی دوره مورد بررسی می‌باشد. این تغییرات در استان مازندران دارای بیشترین مقدار (۰/۱۲) بوده و استان‌های گیلان و فارس (۰/۱۰) همچنین گلستان و خوزستان (۰/۵) در رتبه‌های بعدی میزان افزایش در کارایی فنی قرار دارند. همچنین داده‌های جدول (۴) ارتباط مشخصی را بین اندازه مزارع و سطح کارایی فنی مزارع نشان می‌دهد به گونه‌ای که با افزایش سطح مزارع مقدار کارایی فنی نیز افزایش می‌یابد. جدول (۵) نتایج تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید شلتوک طی دوره مورد بررسی را بر حسب استان و برای کل کشور نشان می‌دهد. ملاحظه می‌گردد که در محدوده زمانی مورد مطالعه و به استناد رهیافت اقتصادسنجی مورد استفاده، بهره‌وری کل عوامل تولید برنج به طور متوسط سالانه ۴/۳ درصد رشد داشته است.

بخش قابل توجهی از این رشد ناشی از تغییرات کارایی فنی (با متوسط رشد سالانه ۱/۵ درصد) و تغییرات کارایی مقیاس (با متوسط رشد سالانه ۱/۹ درصد) است. به نظر می‌رسد نرخ تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید طی دو دوره مورد بررسی روند نزولی داشته، به گونه‌ای که در دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۴، ۲۰ درصد و در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۸، ۱۷ درصد رشد داشته است. همانطور که ملاحظه می‌شود مساعدت پیشرفت کارایی فنی به افزایش بهره‌وری کل عوامل طی دوره‌های مورد بررسی کاهش یافته است. اثر تغییرات کارایی فنی به بهره‌وری کل طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۴ در حدود ۷/۳ درصد و در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۸ در حدود ۵ درصد بوده است. همچنین مشارکت تغییرات کارایی مقیاس به افزایش بهره‌وری کل عوامل نیز طی دوره‌های مورد بررسی کاهش یافته است. اثربخشی تغییرات کارایی مقیاس به بهره‌وری کل طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۴ در حدود ۹ درصد و در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۸ در حدود ۷ درصد بوده است. برخی از کشاورزان طی زمان کارایی تخصیصی خود را بهبود می‌دهند یعنی در انتخاب مقادیر نهاده که نسبت‌های قیمت نهاده‌ها را با نسبت‌های تولیدات نهایی‌شان برابر می‌کند، بهتر عمل می‌کنند. به هر حال به نظر می‌رسد تغییرات کارایی تخصیصی نقش ناچیزی در تغییرات بهره‌وری کل عوامل دارد (با تنها متوسط رشدی معادل ۰/۸ درصد سالانه).

جدول ٤- کارایی فنی برحسب سال، استان و اندازه مزرعه

Table 4- Technical efficiency according to year, provinces and farm size

	۱۳۸٤ 2005	۱۳۸۸ 2009	۱۳۹۲ 2013
بر حسب استان **According to Provinces**			
مازندران Mazandaran	0.72	0.79	0.86
گیلان Guilan	0.69	0.75	0.79
گلستان Golestan	0.64	0.70	0.69
خوزستان Khoozestan	0.68	0.70	0.73
فارس Fars	0.76	0.81	0.86
بر حسب اندازه مزرعه According to farm size			
اندازه مزرعه < ۰/۵ Farm size >0.5	0.61	0.67	0.73
۱ > اندازه مزرعه > ۰/۵ 0.5> Farm size>1	0.69	0.74	0.75
۲ > اندازه مزرعه > ۱ 1< Farm size<2	0.69	0.72	0.77
۳> اندازه مزرعه > ۲ 2< Farm size<3	0.74	0.78	0.81
۳< اندازه مزرعه Farm size>3	0.74	-	0.81
sum	0.69	0.71	0.73

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۴ بهره‌وری کل عوامل تولید شلتوک در استان مازندران بیشترین رشد را در میان استان‌های کشور داشته و درحدود یک چهارم برابر شده است. استان فارس با تغییر یک پنجم برابری از این منظر در رتبه بعدی رشد بهره‌وری کل عوامل در این دوره قرار داشته است. استان‌های گیلان، خوزستان و گلستان در رتبه‌های بعدی تغییرات بهره‌وری طی این دوره قرار داشته‌اند. در دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۸ رشد بهره‌وری عوامل تولید شلتوک در تمامی استان‌های مورد بررسی نسبت به دوره چهار ساله قبل کاهش داشته است. کاهش رشد بهره‌وری در استان‌های گیلان، خوزستان و فارس ناچیز بوده اما در استان‌هایی مانند مازندران و گلستان قابل توجه است، به گونه‌ای که در استان گلستان به نصف مقدار دوره گذشته رسیده است.

همچنین در هر دو دوره مورد بررسی در استان‌های مازندران و

گیلان، مساعدت تغییرات کارایی فنی بیشترین سهم را در رشد بهره‌وری کل عوامل داشته در صورتیکه در سایر استان‌های مورد بررسی مساعدت تغییرات کارایی مقیاس بیشترین سهم را در رشد بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است.

از آنجایی که افزایش در کارایی مقیاس نقش قابل ملاحظه‌ای را در مساعدت به بهره‌وری کل عوامل طی دوره زمانی مورد بررسی داشته است و به نظر می‌رسد در تعیین رشد بهره‌وری در سطح استان‌ها نقش مهمی داشته باشد، بررسی آن با جزئیات بیشتر مد نظر قرار گرفته است.

جدول ۵- نتایج تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید شلتوک طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸٤

Table 5- TFP growth decomposition of paddy during 2005-2013

منبع تغییرات Source of Changes		درصد تغییرات Change percentage		متوسط نرخ رشد سالانه Mean of annual growth rate
		2005-08	2009-13	2005-13
مازندران Mazandaran	تغییرات کارایی فنی Technical efficiency change	10.6	8.6	2.3
	تغییرات فنی Technical change	5.6	2.2	0.9
	تغییرات کارایی مقیاس Scale efficiency change	7.8	6.4	1.5
	تغییرات کارایی تخصیصی Allocative efficiency change	2.2	-2.1	0.01
	تغییرات بهره‌وری کل عوامل TFP change	26	15.1	4.8
گیلان Guilan	تغییرات کارایی فنی Technical efficiency change	8.6	4.8	1.6
	تغییرات فنی Technical change	2.7	2.5	0.6
	تغییرات کارایی مقیاس Scale efficiency change	4.5	3.9	1
	تغییرات کارایی تخصیصی Allocative efficiency change	1.2	3.8	0.6
	تغییرات بهره‌وری کل عوامل TFP change	17	15	3.8
گلستان Golestan	تغییرات کارایی فنی Technical efficiency change	3.9	-1.4	0.3
	تغییرات فنی Technical change	2.1	2.3	0.5
	تغییرات کارایی مقیاس Scale efficiency change	4.3	3.9	1
	تغییرات کارایی تخصیصی Allocative efficiency change	0.7	1.7	0.3
	تغییرات بهره‌وری کل عوامل TFP change	11	6.5	2.05
خوزستان Khoozestan	تغییرات کارایی فنی Technical efficiency change	3.4	4.1	0.9
	تغییرات فنی Technical change	2.3	1.8	0.5
	تغییرات کارایی مقیاس Scale efficiency change	5.4	4.7	1.2
	تغییرات کارایی تخصیصی Allocative efficiency change	2.9	1.4	0.5
	تغییرات بهره‌وری کل عوامل TFP change	14	12	3.1

ادامه جدول ۵-

Table 5- Continued

	منبع تغییرات Source of changes	درصد تغییرات Change percentage		متوسط نرخ رشد سالانه Mean of annual growth rate
		2005-08	2009-13	2005-13
فارس Fars	تغییرات کارایی فنی Technical efficiency change	6.5	6.4	1.6
	تغییرات فنی Technical change	1.7	2.3	0.5
	تغییرات کارایی مقیاس Scale efficiency change	11	7.9	2.3
	تغییرات کارایی تخصیصی Allocative efficiency change	1.8	2.4	0.5
	تغییرات بهره‌وری کل عوامل TFP change	21	19	4.7
مجموع Sum	تغییرات کارایی فنی Technical efficiency change	7.3	5	1.5
	تغییرات فنی Technical change	0.8	1.7	0.3
	تغییرات کارایی مقیاس Scale efficiency change	9	7	1.9
	تغییرات کارایی تخصیصی Allocative efficiency change	2.9	3.3	0.8
	تغییرات بهره‌وری کل عوامل TFP change	20	17	4.3

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

جدول (۶) متوسط کشش مقیاس را برحسب استان، سال و اندازه مزرعه نشان می‌دهد.

متوسط کشش مقیاس برای مجموع مزارع (مقادیری بین ۱/۱۲ و ۱/۱۸) بازده به مقیاس قابل توجهی را در فناوری تولید در همه دوره‌ها نشان می‌دهد. با این فرض که فناوری تولید در تمامی استان‌ها تا حدود زیادی مشابه می‌باشد، تفاوت‌های استانی در کارایی مقیاس می‌تواند ناشی از تفاوت در اندازه مزارع باشد. مزارع کوچکتر در مقایسه با مزارع بزرگتر، دارای بازده به مقیاس بزرگتری هستند. همچنین بررسی داده‌ها نشان می‌دهد متوسط اندازه مزارع در استان‌های مازندران و گیلان نسبت به سایر استان‌ها کوچکتر بوده و این امر محاسبات کشش مقیاس بیان شده در جدول (۶) را تأیید می‌کند. همچنین محاسبات جدول (۶) نشان‌دهنده آن است که بازده به مقیاس بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ برای تمامی اندازه‌های مزارع، افزایش یافته است. این نتیجه نشان دهنده آن است که با ثابت نگه داشتن اندازه مزارع (اندازه مزارع در هر گروه طبقه‌بندی شده تقریبا ثابت است) بازده به مقیاس بطور پیوسته طی سال‌های مورد مطالعه افزایش یافته است. از آنجایی که کشش مقیاس با افزایش اندازه مزارع کاهش می‌یابد و متوسط اندازه مزارع طی دوره مورد بررسی افزایش داشته است، متوسط کشش مقیاس در جدول (۶) دارای تغییرات ناچیزی طی زمان می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج پژوهش نشان می‌دهد بهره‌وری کل عوامل تولید برنج در استان‌های مورد بررسی به طور متوسط سالانه ۴/۳ درصد رشد داشته است. بخش قبل توجهی از این رشد ناشی از تغییرات کارایی مقیاس و کارایی فنی است و تغییرات فنی و کارایی تخصیصی نقش ناچیزی در تغییرات بهره‌وری کل عوامل دارد. نتایج نشان می‌دهد رشد تغییرات فناوری طی زمان بسیار ناچیز بوده است. به عبارتی تغییرات فنی صورت گرفته در تولید برنج که می‌تواند بذر اصلاح‌شده، مکانیزاسیون، سیستم‌های جدید آبیاری، شیوه‌های تولید و غیره باشد، بسیارکند عمل کرده است و یا در زمان بهبود فناوری و ورود فناوری‌های جدید به تولید آن محصول، آموزش‌های لازم و تجربه کافی وجود نداشته است. این امر بر لزوم ارائه تسهیلات مالی و آموزش‌های ترویجی در زمینه استفاده و بهره‌برداری مناسب و به موقع از نهاده‌های مصرفی و بویژه فناوری‌های جدید، در تولید برنج تأکید دارد.

طی سال‌های مورد بررسی بهره‌وری کل عوامل تولید شلتوک در استان‌های مازندران و فارس بیشترین رشد را در میان استان‌های کشور داشته است. استان‌های گیلان، خوزستان و گلستان در رتبه‌های بعدی تغییرات بهره‌وری طی این دوره قرار داشته‌اند. براساس نتایج به دست آمده متوسط کارایی فنی طی دوره در استان فارس دارای بیشترین مقدار و در استان گلستان دارای کمترین مقدار است. همچنین استان مازندران دارای بیشترین رشد در کارایی فنی طی دوره بوده است. بر این اساس می‌توان پیشنهاد کرد که سایر استان‌ها، استان‌های موفق در این زمینه را الگوی خود قرار دهند.

نتایج ارتباط مشخصی را بین اندازه مزارع و سطح کارایی فنی مزارع نشان می‌دهد به گونه‌ای که با افزایش سطح مزارع مقدار کارایی فنی نیز افزایش می‌یابد. همچنین متوسط کشش مقیاس محاسبه شده، بازده به مقیاس قابل توجهی را در فناوری تولید برنج نشان می‌دهد. اگر چه در مزارع بزرگتر، بهبود کارایی ناشی از افزایش مقیاس محدود است، اما در مجموع در استان‌های مورد بررسی این امکان به دلیل سهم بالای مزارع با اندازه‌های کوچکتر، وجود دارد. به ویژه در استان‌های مازندران و گیلان که در حدود ۷۰ درصد سطح زیر کشت و تولید شلتوک کشور را به خود اختصاص داده‌اند، این امر مصداق بیشتری دارد. پدیده پراکندگی اراضی و به همراه آن عدم تجهیز و نوسازی اراضی بویژه در استان‌های شمالی کشور باعث بروز مشکلات و تا حد زیادی موجب پیدایش آثار منفی در جریان تولید و توسعه کشت برنج شده است. این امر لزوم توجه جدی به مسئله یکپارچه‌سازی مزارع را نشان می‌دهد.

جدول ٦- کشش مقیاس برحسب سال، استان و اندازه مزرعه

Table 6- Scale elasticities according to year, province and farm size

	۱۳۸٤ 2005	۱۳۸۸ 2009	۱۳۹۲ 2013
بر حسب استان According to province			
مازندران Mazandaran	1.13	1.12	1.12
گیلان Guilan	1.12	1.13	1.12
گلستان Golestan	1.14	1.15	1.13
خوزستان Khoozestan	1.18	1.15	1.19
فارس Fars	1.14	1.14	1.18
بر حسب اندازه مزرعه (هکتار) According to farm size (ha)			
اندازه مزرعه < ۰/۵ Farm size >0.5	1.24	1.26	1.27
۱ > اندازه مزرعه > ۰/ ۵ 0.5> Farm size>1	1.17	1.21	1.22
۲ > اندازه مزرعه > ۱ 1< Farm size<2	1.08	1.19	1.18
۳> اندازه مزرعه > ۲ 2< Farm size<3	1.05	1.09	1.13
۳< اندازه مزرعه Farm size>3	1.01	1.05	1.09
مجموع Sum	1.12	1.15	1.17

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research finding

منابع

1- Akbari N., and Ranjkesh M. 2003. The Study of productivity growth in agricultural section of Iran. Journal of Agricultural Economics and Development, 11(43&44): 117-142. (In Persian with English abstract)
2- Alirezaei M., Abdollahzadeh GH., and Rajabi M. 2007. Analysis of locale difference in agricultural section productivity. Economics & Agriculture Journal, 1(2): 241-254. (In Persian with English abstract)
3- Baily M.N., Manyika J., and Gupta S. 2013. U.S. productivity growth: An optimistic perspective, international productivity Monitor,25: 3–12.
4- Battese G., and Coelli T. 1995. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier Production Function and Panel Data. Empirical Economics, 20(1): 325-332.
5- Battese G.E., and Coelli T.J. 1992. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. Journal of Productivity Analysis, 3(1):153–69.
6- Behrooz A., and Emami Meibodi A. 2014. Technical, economical and allocative efficiency and productivity measurement of crop sector, Agricultural Economic Research Journal, 6 (3): 43-66. (In Persian with English abstract)
7- Coelli T.J., Rao D., O'Donnell C.J., and Battese G.E. 2005. An introduction to efficiency and productivity Analysis, 2nd ed. New York: Springer.
8- Coelli T.J.A., Estache S., Perelman A., and Trujillo L. 2003. A primer on efficiency measurement for utilities and transport regulators. Washington, DC: The World Bank.
9- Cummins DJ., and Xie X. 2013. Efficiency productivity, and scale economies in the U.S. property-liability

insurance industry, Journal of Productivity Analysis, 39(2):141-164.

10- Diewert W. E. 1992. The measurement of productivity. Bulletin of Economic Research, 44: 1-166.
11- Emami Meybodi A. 2000. The principal of efficiency and productivity analysis. Institute of studies and trade researches. Tehran. (In Persian with English abstract)
12- Heshmati A., and Kumbhakar S. C. 2011a. A general model of technical change with an application to the OECD Countries, Discussion Paper, No. 6004.
13- Heshmati A., and Kumbhakar S.C. 2011b. Technical change and total factor productivity growth: The case of Chinese Provinces. Technological forecasting and Social Change, 78: 575-590.
14- Jin S., Ma H., Huang J., Hu R., and Rozelle S. 2010. Productivity, efficiency and technical change: Measuring the Performance of China's Manufacturing Agriculture, Journal of Productivity Analysis, 33(3):191-207.
15- Khazaei F., and Amraei B. 2015. Assessment of Tomato TFP by Malmqvist Index, Agricultural Economic Research Journal, 7 (3): 83-98. (In Persian with English abstract).
16- Li J., Zhang J., Gong L., and Miao P. 2015. Research on the total factor productivity and decomposition of chinese Coastal Marine Economy: Based on DEA-Malmquist Index, Journal of Coastal Research, 73: 283 – 289.
17- Lovell C.A.K., and Schmidt S. S. 2007. The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications. New York, Oxford University Press: 3-67
18- Margono H., Sharma S. C., Sylwester K., and Al-Qalawi U. 2011. Technical efficiency and productivity analysis in Indonesian Provincial Economies, Applied Economics, 43(6): 663-672.
19- Mendi P. 2007. Trade in Disembodied Technology and Total Factor Productivity in OECD Countries. Research Policy, 36: 121-133.
20- Ministry of Agri-Jahad. Various years.Agricultural bulletin.
21- Nigel K., William M., and Roberto M. 2008. Decomposition of total factor productivity change in the U.S. Hog Industry. Journal of Agricultural and Applied Economics, 40(1):137–149.
22- O'Mahony M., and Timmer M.P. 2009. Output, Input and productivity measures at the industry level: The EU KLEMS Database. the Economic Journal, 119: 374-403.
23- Oh D.H., Heshmati A., and Lööf H. 2012. Technical change and total factor productivity growth for Swedish Manufacturing and Service Industries. Applied Economics, 44(18):2373-2391.
24- Oh D.H. 2015. Productivity growth, technical change and economies of scale of Korean fossil-fuel generation companies, 2001–2012: A dual approach. Energy Economics, 49: 113-121.
25- Orea L. 2002. Parametric decomposition of a generalized malmquist productivity index. Journal of Productivity Analysis, 18(1): 5–22.
26- Rezapoor S., Mortazavi S.A., and Mojaverian S.M. 2011. The study of main factors in productivity growth of Paddy Producer Provinces in Iran. Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 41(2): 467-479. (In Persian with English abstract)
27- Salami H., and Shahbazi H. 2010. Measurement and analysis of productivity growth in irrigated wheat production in Iran: A Comparison between Time Trend, General Index, and Divisia Index Approaches. Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 41(2): 127-255. (In Persian with English abstract)
28- Shirani Bidabadi J., Ahmadi Koliji S., and Aminravan M. 2015. Assessment of dry land Wheat TFP in North of Iran, Agricultural Economic Research Journal, 7 (1): 137-155. (In Persian with English abstract)
29- Syverson Ch. 2011. What Determines Productivity, Journal of Economic Literature, 49(2): 326–365.
30- Tahamipoor M., Saleh A., and Nemati M. 2014. Measuring and decomposing total productivity growth of sugar beet production factors in Iran. Journal of Sugar Beet, 29(1): 113-127. (In Persian with English abstract).
31- Thirtle C., Piesse J., Lusigi A., and Suhariyanto K. 2003. Multi-factor agricultural productivity, efficiency and convergence in Botswana, 1981–1996. Journal of Development Economics, (71): 605– 624.
32- Van Ark B., O'Mahony M., and Timmer M.P. 2008. The Productivity Gap between Europe and the United States; Trends and Causes, Journal of Economic Perspectives. 22(1), 25-44.
33- Zare A., Chizari A.M., and Peykani Gh. 2005. Analysis of total factor productivity growth of Cotton production in Iran, the Fifth Biennial Conference of Iranian Agricultural Economics, Zahedan. (In Persian with English abstract)
34- Zohrevand S., Mohammadinejad A., and Gilanpour O. 2015. Analyzing effect of Rice import on Iran's domestic market for 1982-2011, Agricultural Economics Research, 7 (3):59-71. (In Persian with English abstract)