فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال هشتم، شماره اول (پیاپی ۲۷)، بهار ۱۳۹۸
شاپای چاپی ۲۳۲۲-۲۱۳۱ شاپای الکترونیکی ۴۷۶X- ۲۵۸۸
http://serd.khu.ac.ir
صفحات ۱۱۸-۹۷

ارزیابی کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی در شهرستان کاشمر

محمد نوروزیان*؛ دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
احمد علی‌کیخا؛ دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
حمید محمدی؛ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.

دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۲/۲۸ پذیرش نهایی: ۱۳۹۷/۱۱/۰۵

چکیده

اگر چه توسعه بخش تعاون علاوه بر قانون اساسی در قوانین برنامه پنج‌ساله و بودجه کشور مورد توجه ویژه قرار گرفته، برآیند اقدامات انجام شده و سیاست‌های اخذ شده تاکنون، حاکی از حصول اهداف معین نبوده است. تعاونی‌های تولید روستایی از مهم‌ترین نهادهای تولید محصولات کشاورزی محسوب می‌شود. تعیین میزان کارآیی یا عملکرد این نهادها می‌تواند نقش بسزایی در تصمیم‌گیری‌های مدیران وبرنامه‌ریزان بخش تعاون داشته باشد؛ به همین منظور، در این مطالعه به برآورد کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی در شهرستان کاشمر به کمک روش تحلیل پوششی داده‌ها تصادفی (SDEA) اقدام شده است. به منظور بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی تعاونی‌ها از مدل رگرسیون بوت استرپ استفاده گردید. داده‌های مورد نیاز مربوط به سال ۹۴ -۱۳۹۳ بوده است که از تکمیل پرسشنامه از ۴۰ تعاونی فعال و نمونه جمع‌آوری شد. برای تعیین پایایی آن از روش آلفای کرونباخ استفاده شده است. تحلیل داده های استخراجی از پرسشنامه‌ها به کمک نرم‌افزار Excel و نرم‌افزار GAMS نسخه ۲۳/۱ صورت گرفته است. نتایج نشان داد که کارآیی تصادفی تعاونی‌های تولید روستایی مناطق مورد مطالعه در سطح پایین (۷۹ درصد) قرار دارد. همچنین، سطح تحصیلات مدیر عامل، برگزاری کلاس‌های آموزشی و بازدید از مراکز علمی و میزان سرمایه‌گذاری در تعاونی تأثیر معنی‌دار بر کارآیی و عامل مسافت تعاونی تا مرکز شهر اثر معکوس بر کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی مورد مطالعه داشته است.

واژگان کلیدی: توسعه روستایی، تعاونی‌های تولید روستایی، کارآیی تصادفی (SDEA)، کاشمر.

* norozianali@yahoo.com

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

۱) مقدمه

تعاونی‌های کشاورزی به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تولید محصولات کشاورزی، از متولیان تأمین امنیت غذایی در کشور به شمار می‌آید؛ به طوری که، آمار و اطلاعات موجود در این زمینه نشان می‌دهد که شرکت‌های تعاونی تولید کشاورزی امروزه بیش از ۳۰ درصد تولید محصولات اساسی کشور از جمله گندم، جو، کلزا، چغندر قند، پنبه، ذرت و سیب زمینی را تولید می‌کند (قدیری مقدم و نعمتی، ۱۳۹۰ :۷۹). اساساً فعالیت‌های جمعی در قالب تشکل‌هایی که خدمات، بازاریابی، فرآوری و تهیه نهاده‌ها را انجام می‌دهد، نقش مهمی در اجرای راهکارهای تولیدی در کشورهای صنعتی دارد.

مطالعات انجام گرفته در مورد تعاونی‌های کشاورزی حاکی است که، تعاونی‌ها نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های مهم بر عهده دارد (Ilskog et al., 2005: 1300). تعاونی‌های تولید روستایی از اهمیت زیادی برای توسعه بهره‌وری کشاورزی برخوردار است که می‌توانند به بهبود رفاه اقتصادی کشاورزان، منجر شود (Zheng et al., 2012: 170)؛ از این رو است که در فرایند توسعه کشورهای مختلف و همچنین قانون اساسی ایران و برنامه‌های توسعه اقتصادی-اجتماعی بر تعاونی‌ها تأکید ویژه شده است (امینی و صفری شالی ۱۳۸۱ : ۱۹).

تعاونی‌های تولید روستایی به طور عمده با در نظرگرفتن نیازهای مشترک، اصل برابری و خود یاری برای کشاورزان از طریق همکاری برای غلبه بر مشکلات مواجه شده توسط عملیات پیشرو کشاورزی، کاهش هزینه‌های تولید، بهبود بهره‌وری تولید و افزایش رقابت پذیری هدف اصلی خود می‌داند (Wang et al, 2012: 63). با توجه به نقش مهمی که تعاونی‌های کشاورزی در بخش تولید مواد غذایی جامعه دارد، بررسی عملکرد تعاونی‌های کشاورزی در سال‌های اخیر به طور فزاینده‌ای اهمیت یافته است (Guzmán et al., 2009: 112). در این راستا، تعاونی‌های موجود به دلایلی نظیر کمبود اعتبارات، بنیه مالی ضعیف و سرمایه ناکافی و نبود آموزش‌های لازم برای کار جمعی، عدم کارآیی تعاونی‌ها در حذف واسطه‌ها و دلالان، ضعف مدیریتی و دل سردی اعضا از عملکرد تعاونی، نبود پرسنل کافی و متخصص، کیفیت پایین ماشین‌آلات و اطلاع‌رسانی ضعیف در رسیدن به اهداف مورد نظر تاکنون روند چندان موفقیت‌آمیزی نداشته است؛ بنا براین لزوم برنامه‌ریزی جامع برای حل این مشکلات احساس می‌شود (سازمان تعاون و رفاه اجتماعی شهرستان کاشمر ۱۳۹۵).

وجود مسائل و مشکلات فوق، کاهش عملکرد تعاونی‌ها و در نتیجه افت کارآیی آن‌ها به دنبال دارد. در این راستا، نقش مدیریت در تعاونی‌ها یک عامل اثرگذار در بحث کارآیی و عملکرد آن‌ها است؛ به همین منظور، در این مطالعه تلاش گردیده تا جهت تعیین میزان عملکرد تعاونی‌های تولید روستایی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

شهرستان کاشمر و مقایسه توانمندهای مدیریتی هر یک از تعاونی‌ها، از مفهوم کارآیی تصادفی بهره گرفته شود و نحوه برآورد عوامل مدیریتی مؤثر بر آن نیز شناسایی گردد.

۲) مبانی نظری

تعاونی‌ها در زمینه‌های مختلف همچون بخش تولید محصولات کشاورزی (دامی، باغی و زراعی)، توزیع نهاده‌ها، بازاریابی و فرآوری محصولات مشغول به فعالیت هستند. یکی از مهم‌ترین اهداف این تعاونی‌ها، فراهم کردن بیشترین سود اقتصادی برای کاربران خود در فرایند تولید محصولات کشاورزی و فروش آن است. تعاونی‌ها در جهت ترویج و توسعه کشاورزی، رفاه روستایی و بهبود زندگی کشاورزان عمل می‌کنند. با توجه به وضعیت حاضر تعاونی‌های تولید روستایی با مشکلات گسترده‌ای مانند:کمبود بودجه، وجود ضعف مدیریتی، مقیاس سازمانی، عدم آگاهی به قوانین و مقررات تعاونی و اطلاعات ناکافی در مورد آن مواجه هستند. در شرایط کنونی، تعاونی‌های تولید روستایی در اغلب نقاط دنیا با مشکلات گسترده‌ای مانند کمبود بودجه، وجود ضعف مدیریتی، مقیاس سازمانی، عدم آگاهی به قوانین و مقررات تعاونی و اطلاعات ناکافی در مورد آن‌ها مواجه هستند (Wang et al., 2012: 65). در بین جامعه ایرانی نیز با وجود قدمت بسیار زیاد سابقه تعاون، در مقام مقایسه با خیلی از کشورهای جهان به لحاظ کارکرد اقتصادی و اجتماعی، تعاونی‌های تولیدی وضعیت مطلوبی ندارند و میزان سرمایه‌گذاری و کارایی در اکثر آن‌ها قابل قبول نیست (کرباسی و اوحدی، ۱۳۹۰: ۷). به طور کلی، وجود مشکلات فوق طی سال‌های اخیر محققان زیادی را بر آن داشته تا در تحقیقات خود کارایی تعاونی‌های کشاورزی، بهبود سیستم مدیریت تعاونی‌ها و بررسی عوامل مؤثر بر کارایی این واحدهای تجمیعی را مورد بحث و بررسی قرار دهند (Wang et al., 2012: 65).

علی‌رغم وجود مسائل و مشکلات فوق، تعاونی‌ها نقش مهمی را در توسعه روستایی دارند به گونه‌ای که از آن‌ها به عنوان قسمتی از محیط پویا و فعال کشاورزی و پنجره‌هایی به سوی دنیای کشاورزی در مناطق روستایی یاد شده است (کریم ۱۳۹۴: ۱۷۴). ایلسکوگ و همکاران (Ilskog et al., 20۰۵: ۱۳۰۲) معتقدند که فعالیت‌های جمعی در قالب تشکل‌هایی که خدمات، بازاریابی، فرآوری و تهیه نهاده‌ها را انجام می‌دهند، نقش مهمی در اجرای راهکارهای تولیدی در کشورهای صنعتی دارند.

ذهینگ و همکاران (Zheng et al., 2012) معتقدند که تعاونی‌های روستایی از اهمیت زیادی برای توسعه بهره‌وری فعالیت‌های کشاورزی در سطح مناطق روستایی برخوردار هستند که از این طریق می‌تواند به بهبود رفاه اقتصادی روستاییان منجر شود (بریمانی و امانی ۱۳۹۲: ۶۲). به طور کلی، بخش تعاون با داشتن جنبه اختیاری و با تأکید بر گسترش دانش، تشویق به بحث و انتقاد، اعتمادسازی، برقراری

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

مساوات، نظارت و سرانجام ایجاد حداکثر اطمینان شیوه‌ای است که می‌تواند در روند توسعه به برقراری عدالت اجتماعی و کاهش میزان محرومیت به‌ویژه در طبقات فقیر جامعه منجر شود (کوهی، ۱۳۸۸). طی سال‌های اخیر مطالعات متعددی بر روی کارآیی تعاونی‌های روستایی و کشاورزی در داخل و خارج کشور صورت گرفته است.

جدول ۱. پیشینه تحقیق

محققین و سال	نتایج
شجری و همکاران (۱۳۸۷)	میزان سرمایه اولیه و کنونی تعاونی‌ها و میزان هزینه مربوط به کلیه فعالیت‌های آن‌ها با سود مرزی رابطه مستقیم دارند
محمدی و همکاران (۱۳۹۰)	عوامل فردی شامل سطح سواد و سن زارعین در کنار اندازه مزرعه آن‌ها، تأثیری بر ارتقای سطح دانش کشاورزان نداشته‌اند.
کرباسی و اوحدی (۱۳۹۰)	متوسط کارآیی اقتصادی تعاونی‌های شهرستان ۷۳ درصد است. همچنین میزان ارزش سرمایه کنونی شرکت تعاونی با سود مرزی رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد
رستگاری‌پور و کیخا (۱۳۹۴)	متغیرهای تجربه، تحصیلات و نژاد گوسفند زابلی رابطه مثبت و معنی‌داری با کارآیی بنگاه‌های توزیع‌کننده گوشت دارد.
جیوزمن و همکاران[۱] (۲۰۰۹)	تعاونی‌های ایتالیایی نسبت به تعاونی‌های اسپانیایی از کارآیی بیشتری و عواملی نظیر واسنجی و بهینه‌سازی نهاده‌ها و حداکثرسازی کارآیی فنی از مزیت‌های تعاونی‌های ایتالیایی بود.
اهن و همکاران[۲] (۲۰۱۲)	ناکارآمدی تعاونی‌های کشاورزی نسبت به مزارع خصوصی اغلب به کنترل آن‌ها و انگیزه‌های مالی نسبت داده شد.
ونگ و همکاران[۳] (۲۰۱۲)	کارآیی فنی باغداران و سبزی‌کاران از تعاونی‌های کشاورزی دامپروری بیشتر است، در تمامی تعاونی‌های کشاورزی لین شیانگ، تعاونی تولید خوک در منطقه لانگو بهترین کارآیی عامل دارا بوده است.
هوانگ و همکاران[۴] (۲۰۱۳)	ناکارآمدی فنی مدیران تعاونی منبع اصلی ناکارآیی فنی است و سطح توسعه اقتصادی منطقه، کارآفرینی مدیران و سرمایه انسانی دارای تأثیر منفی در کارآیی فنی داشتند.
وکیل الرعایا و همکاران (۱۳۹۷)	سطح پیشرفتگی فنّاوری و جایگاه فناوری مورداستفاده در کسب وکارهای خانگی کوچک و متوسط نهادینه و بالغ نشده است.

با توجه به تحقیقات انجام شده و اهمیت موضوع، ارزیابی عملکرد تعاونی‌های تولید کشاورزی در رابطه با تحول ساختاری بر کسی پوشیده نیست؛ به طوری که تعاونی‌های که فاقد نظام کارامد ارزیابی عملکرد باشند اساساً به عنوان واحد بیمار تلقی می‌شوند؛ چرا که بدون نظام دقیق ارزیابی، امکان شناسایی نقاط ضعف و قوت و فرایند کنترل و به تبع آن بهبود عملکرد امکان‌پذیر ناست. به همین منظور، مطالعه حاضر جهت تجزیه و تحلیل کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی و عوامل مؤثر بر کارآیی آن‌ها در شهرستان کاشمر صورت می‌گیرد.

[۱] Guzman *et al*
[۲] Ahn *et al*
[۳] Wang *et al*
[۴] Huang *et al*

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

۳) روش تحقیق

تحقیق حاضر از لحاظ هدف کاربردی، از لحاظ گردآوری داده‌ها، میدانی است. به منظور ارزیابی کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی در شهرستان کاشمر انجام گرفت. در این تحقیق از مدل کارآیی تصادفی برای ارزیابی کارآیی تعاونی‌ها، و مدل رگرسیونی bootstrap به منظور بررسی عوامل مؤثر برکارآیی استفاده شده است. در این مطالعه اطلاعات آماری سال ۹۵ -۱۳۹۴ از تعاونی‌های فعال شهرستان مورد مطالعه گرفته شده که شامل ۴۰ تعاونی تولید روستایی بوده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار Excel ، Eviews و GAMS نسخه ۲۳/۱ استفاده شده است

روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA[1])

وضعیت کارآیی مطلق واحدهای تولیدی قابل مشاهده نیست. بنابراین جهت بررسی کارآیی، کارآیی یک واحد تولیدی نسبت به واحد تولیدی دیگر اندازه‌گیری می‌شود. دو روش عمده برای برآورد کارآیی نسبی واحدهای تولیدی، روش پارامتریک و ناپارامتریک است (صبوحی و جام نیاء، ۱۳۸۷: ۱۴۱) به طور کلی در مدل‌های DEA متداول، از داده‌های دقیق و قطعی برای سنجش کارآیی واحدهای تصمیم‌گیری[2] استفاده می‌شود (Charnes et al., 1978: 435). یک واحد تولیدی ناکارا است در صورتی که میزان ستاده یکسانی در مقایسه با سایر واحدهای تولیدی با استفاده از نهاده‌ی بیشتر تولید شود به عبارتی y_{rj} یکسانی با توجه به $\hat{x}_{ij}$ به دست آید که $\hat{x}_{ij} \geq x_{ij}$ است. به طور مشابه با استفاده از میزان یکسانی از نهاده در مقایسه با سایر واحدهای تولیدی، میزان تولید کاهش یابد. به عبارتی x_{ij} یکسانی برای تولید میزان محصول کمتری $\hat{y}_{rj} \leq y_{rj}$ استفاده گردد(Chellattan et al., 2011:69).

مدل اندازه‌گیری ویژه

در مدل تحلیل پوششی داده‌ها فرض بر این بود که نهاده‌ها و ستاده‌ها را می‌توان به صورت متناسب بهبود بخشید. به عبارت دیگر، برای کارامد تر شدن یک واحد تصمیم گیرنده باید همه‌ی ارزش‌های هدف برنامه‌ریزی شده برای نهاده‌ها در نهاده محور و برای ستاده‌ها در ستاده محور تحقق یابد. در برخی موارد برای یک واحد تصمیم گیرنده بهتر کردن همه‌ی نهاده‌ها یا همه‌ی ستاده‌ها در آن واحد، غیر ممکن است. برای این گونه شرایط روش اندازه گیری خاص مدل تحلیل پوششی داده‌ها را می‌توان مورد استفاده قرار داد. در این نوع مدل‌ها ارزش هدف فقط برای داده‌های خاص یا ستاده های مورد علاقه داده می‌شود. از

[1] Data Envelopment Analysis
[2] Decision-making unit(DMU)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

این مدل‌ها می‌توان برای یک نهاده- یک ستاده یا چند نهاده- چند ستاده استفاده کرد. با قرار دادن معادله ۱-۳ در ۲-۳ مدل توسعه یافته‌ی (VRS)(متغیر نسبت به مقیاس) نهاده محور به مدل(VRS) اندازه گیری خاص نهاده محور تبدیل شده است (Witzel, 153: 2002).

$$
\begin{aligned}
&\min\theta \\
&s.t. \quad \sum_{j=1}^{n}\lambda_j x_{ij} \le \theta x_{i0} \qquad i=1,2,...,m \\
&\qquad \sum_{j=1}^{n}\lambda_j y_{rj} \ge y_{r0} \qquad r=1,2,...,s \qquad (۱) \\
&\qquad \sum_{j=1}^{n}\lambda_j x_{ij} \le x_{i0} \qquad i \notin i \\
&\qquad \sum_{j=1}^{n}\lambda_j = 1 \qquad j=1,2,...,n \\
&\qquad \lambda_j \ge 0 \qquad j=1,2,...,n
\end{aligned}
$$

از آنجایی که در دنیای واقعی تصمیم‌گیرنده با شرایط ریسک و عدم قطعیت روبروست، نمی‌توان مقادیر دقیقی برای هر یک از ستاده‌ها و نهاده‌ها مشخص نمود و این کار دقت و صحت مدل را زیر سؤال خواهد برد. به منظور رفع این نقیصه و وارد کردن شرایط ریسک و عدم قطعیت در تعیین کارآیی هر یک از واحدهای تصمیم‌گیری می‌توان از روش تحلیل پوششی داده‌ها تصادفی استفاده کرد (Compbell et al., 2008). در مورد مدل‌های کارآیی تصادفی اولین تلاش در این زمینه توسط لند و همکارانش (Land et al., 1993) با تغییر محدودیت مدل چارنز و کوپر (Charnes and Cooper, 1959: 436) انجام گرفت و مدلی برای ارزیابی کارآیی در شرایط عدم حمیت ارائه شد. در مدل ایشان یک محدودیت تصادفی (احتمال) در مدل که نهاده‌ها به صورت واقعی و ستاده به طور تصادفی نرمال توزیع شده فرض می‌شود بعد از آن مدل کارآیی تصادفی گسترش یافت و اولسن و پترسون (Olesen and Petersen, 1995) محدودیت تصادفی در مدل DEA توسعه داده‌اند. یکی از مهم‌ترین روش‌های ارزیابی کارآیی نسبی واحدهای تحت بررسی استفاده از تکنیک‌های ریاضی از قبیل روش (DEA) است که موضوع بسیاری از تحقیقات انجام شده درخصوص ارزیابی عملکرد است (Bruni et al., 2009: 223). از مهم‌ترین نقاط ضعف اغلب روش‌هایی که به منظور مقایسه کارآیی از ابزارهای کمی همچون تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کرده‌اند اتکای آن‌ها بر اطلاعات مربوط به دوره زمانی است که واحدهای تحت بررسی این دوره را سپری کرده‌اند؛ بنابراین نتایجی که به واسطه حل مدل‌های این تکنیک به عنوان راهکار به مدیر ارائه می‌گردد بر اساس اطلاعات گذشته است و این در حالی است که نتایج مربوط به اطلاعات گذشته جهت تصمیم‌گیری در دوره زمانی آینده نمی‌تواند نتیجه مطلوبی را ایجاد کند. بنابراین در این تحقیق با در نظرگرفتن ماهیت تصادفی برای ورودی‌ها و خروجی‌های واحدهای تعاونی مورد مطالعه و به‌کارگیری یکی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

از مدل‌های ریاضی تحلیل پوششی داده‌های تصادفی[۱] امکان کارآیی (با توجه به سطوح مختلف ریسک‌پذیری) فراهم می‌گردد (Ulucan,.2011: 18).

کارآیی احتمالی

روش DEA، روشی برای تخمین کارآیی *DMU*ها با در نظرگرفتن چندین نهاده و ستانده است. فرض کنید n واحد تصمیم‌گیری (DMU_j) برای ارزیابی وجود دارد. برای هر واحد تصمیم‌گیری j، j=1,…,n، تعاریف زیر بیان می‌شود:

$i = 1,..., m$ تعداد نهاده، $r = 1,..., q$ تعداد ستاده، $x_j = (x_{1j},..., x_{mj})^T$ بردار نهاده و $y_j = (y_{1j},..., y_{qj})^T$ بردار ستانده در مجموعه امکانات تولید[۲] به صورت زیر در نظرگرفته شده است.

$$PPS = \left\{ (x, y) : x = \sum_{j=1}^{n} x_j \lambda_j, \quad y = \sum_{j=1}^{n} y_j \lambda_j, \quad \sum_{j=1} \lambda_j = 1, \quad \lambda_j \geq 0, \quad \forall_j \right\} \qquad (۲)$$

این تعاریف مربوط به مفاهیم کارآیی مدل‌های *DEA* قطعی (غیر احتمالی) است، زمانی که هیچ امکان تخطی از ویژگی‌های PPS یا کارآیی غالب وجود ندارد. (Bruni et al., 2009:224).

در چارچوب تصادفی فرض می‌شود که برای هر DMU_j، j = 1,…,n، عدم قطعیت که بر بردار نهاده-ستانده تأثیرگذار است با متغیرهای تصادفی که در یک فضای احتمال مشخص تعریف شده‌اند، نمایش داده می‌شود. بنابراین $\tilde{\mathbf{x}}_j(\omega)$ و $\tilde{\mathbf{y}}_j(\omega)$ به ترتیب نشان‌دهنده بردارهای داده و ستانده تصادفی هستند. فرض کنید که تابع توزیع $(\tilde{\mathbf{x}}_j(\omega), \tilde{\mathbf{y}}_j(\omega))$ مشخص است. مفهوم غالب[۳] می‌تواند با مقایسه مشترک نهاده‌ها و ستانده‌های DMU_j مورد بررسی با هر یک از DMU_jهای دیگر، به کارآیی غالب تصادفی دست یابد. هونگ و لی (Huang and Li, 2001: 394) پیشنهاد می‌کنند که برای یک ضریب مشخص $\alpha \in [0,1]$، DMU_k به طور تصادفی بر کارآیی خود سلطه ندارد اگر و فقط اگر یک احتمال مشترک کمتر یا مساوی با α وجود داشته باشد که برخی از *DMU*های دیگر، کارآیی غالب مربوط به DMU_k را نشان دهند (Chellattan et al.,2011216 :).

با توجه به این تعریف، کارآیی تصادفی DMU_k می‌تواند با حل مدل تصادفی زیر بدست آید:

$$\alpha^* = \max_{\lambda} \mathrm{P} \left\{ \begin{array}{ll} \sum_{j=1}^{n} \tilde{x}_{ij}(\omega) \lambda_j \leq \tilde{x}_{ik}(\omega), & i = 1,..., m \\ \sum_{j=1}^{n} \tilde{y}_{rj}(\omega) \lambda_j \leq \tilde{y}_{rk}(\omega), & r = 1,..., q \end{array} \right\} \qquad (۳)$$

[۱] Stochastic Data Envelopment Analysis(SDEA)
[۲] production possibilities Set (PPS)
[۳] Dominance

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

در فرمول فوق، محدودیت $\sum_{j=1}^{n}\lambda=1$ و نامساوی $\lambda\geq 0$ برقرار باشد. در رابطه (۳) نماد p بیانگر احتمال است و از طرفی $\hat{\alpha}^*$ نشان دهنده ریسک‌پذیری تصمیم گیرنده ناشی از شناسایی نادرست DMU_k به عنوان DMU تصادفی غیرغالب بر کارآیی خود است. هر چقدر مقدار $\hat{\alpha}^*$ بیشتر باشد، ریسک این که DMU_k به طور تصادفی تحت سلطه DMUهای دیگر باشد بیشتر و اطمینان از کارآیی آن کمتر است.

اگر $\alpha^*\leq\alpha$ باشد آنگاه DMU_k کارای تصادفی α است. برعکس اگر DMU_k کارای تصادفی α باشد، آنگاه مقدار هدف بهینه مسئله (۳) کمتر از α خواهد بود (Bruni et al., 2009:224).

بنابراین اگر شرط زیر برآورده شود، می‌توان نتیجه گرفت که DMU_k کارای تصادفی است. به منظور تحمیل این شرط محققان مسئله مقید با ضریب اطمینان تقریبا ۱۰۰٪ را مطرح کردند:

$$\max_{\lambda} \quad P\left\{\sum_{i=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{n}\tilde{x}_{ij}(\omega)\lambda_j-\tilde{x}_{ik}(\omega)\right)+\sum_{r=1}^{q}\left(\tilde{y}_{rk}(\omega)-\sum_{j=1}^{n}\tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j\right)<0\right\} \qquad (۴)$$

$$\text{s.t.} \quad p\left(\sum_{j=1}^{n}\tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j>\tilde{y}_{rk}(\omega)\right)\geq 1-\varepsilon, \quad r=1,\ldots,q$$

$$p\left(\sum_{j=1}^{n}\tilde{x}_{rj}(\omega)\lambda_j<\tilde{x}_{ik}(\omega)\right)\geq 1-\varepsilon, \quad i=1,\ldots,m$$

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j=1, \quad \lambda_j\geq 0, \quad j=1,\ldots,n$$

در آن ε اصطلاحاً مقدار بی‌نهایت کوچک نامیده می‌شود و تنها محدودیت‌های تصادفی جداگانه در فرمول وارد می‌شوند. قضیه بیان شده در بالا از (Huang and Li, 1996: 398) مربوط به تعیین کارآیی تصادفی α برای تمام DMU_kها به منظور راه حلی برای مسائل برنامه‌ریزی یک مجموعه از محدودیت تصادفی با اطمینان تقریباً ۱۰۰ درصد اعمال می‌شود (Bruni et al., 2009:224).

مدل SDEA[۱] برای تعیین کارآیی تصادفی

یک مدل LLT[۲] برای تعیین کارآیی DMU_k بصورت زیر نوشته می‌شود (Land et al., 1993: 548).

$$\min\theta \qquad (۵)$$

$$\text{s.t.} \quad p\left(\sum_{j=1}^{n}\tilde{x}_{ij}(\omega)\lambda_j<\theta\tilde{x}_{ik}(\omega)\right)\geq\alpha, \quad i=1,\ldots,m \qquad (۶)$$

$$p\left(\sum_{j=1}^{n}\tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j>\tilde{y}_{rk}(\omega)\right)\geq\alpha, \quad r=1,\ldots,q \qquad (۷)$$

[۱] Stochastic Data Envelopment Analysis
[۲] Land Lovell Thore model

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j = 1, \quad \lambda_j \geq 0, \qquad j = 1,\ldots, n \tag{۸}$$

در اینجا θ عامل ادغام (محدود شده) شعاعی نهاده است و $\alpha \in (0,1)$ احتمال برآورده کردن محدودیت‌ها است. این مدل به دنبال حداقل عامل ادغام برای DMU_k مشروط به دو مجموعه از محدودیت تصادفی است. مجموعه محدودیت‌های اول تضمین می‌کند این که ستانده‌های مشاهده شده پایین‌تر از بهترین سطح عملکرد قرارگیرد، باید بزرگتر یا مساوی با یک سطح آستانه‌ای α باشد. مجموعه محدودیت‌های دوم مربوط به طرف نهاده است و تضمین می‌کند که احتمال این‌که بهترین عملکرد، نهاده‌ای بیشتر از مقدار $\theta\tilde{x}_k(\omega)$ مصرف نکند باید بیشتر یا مساوی با α باشد که از مدل فوق برای کارآیی تصادفی در سطوح مختلف شانس استفاده شد (Chellattan et al., 2011: 217)

از مهم‌ترین نقاط ضعف اغلب روش‌هایی که به منظور مقایسه کارآیی از ابزارهای کمی همچون تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کرده‌اند. اتکای آن‌ها بر اطلاعات مربوط به دوره زمانی است که واحدهای تحت بررسی این دوره را سپری کرده‌اند بنابراین نتایجی که به واسطه حل مدل‌های این تکنیک به عنوان راهکار به مدیر ارائه می‌گردد بر اساس همین اطلاعات گذشته است و این در حالی است که با در نظر داشتن پویایی‌های محیطی تعمیم، نتایج مربوط به اطلاعات گذشته جهت تصمیم‌گیری در دوره زمانی آینده نمی‌تواند نتیجه مطلوبی را ایجاد کند. بنابراین در این تحقیق با در نظر گرفتن ماهیت تصادفی برای ورودی‌ها و خروجی‌های واحدهای تعاونی و به‌کارگیری یکی از مدل‌های ریاضی تحلیل پوششی داده‌های تصادفی امکان کارآیی (با توجه به سطوح مختلف ریسک‌پذیری) فراهم می‌گردد (Chellattan et al., 2011: 217). اگر چه مدل‌های مختلف تحلیل پوششی داده‌های تصادفی جنبه‌های مختلفی از مفهوم تصادفی بودن ورودی‌ها و خروجی‌ها را در بر می‌گیرند ولی مشابهت‌های کلی نیز هستند که آن‌ها را از مدل تحلیل پوششی داده‌ها متمایز می‌سازد.

در این تحقیق برای تعیین کارآیی تصادفی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان کاشمر از پنج متغیر ورودی شامل حقوق کارمندان تعاونی در طول یکسال، ارزش کل دارایی تعاونی، هزینه های جاری در طول یکسال، مخارج کل تعاونی در طول سال و نیروی کار استخدامی به عنوان نهاده‌های مدل و دو متغیر خروجی شامل درآمد ناخالص کل و سود ناخالص تعاونی در طول سال ۱۳۹۴ به عنوان ستانده مدل استفاده شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

جدول ۲. توصیف آماری متغیرهای مورد استفاده

نام متغیر	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف معیار
میزان کل درآمد ناخالص شرکت تعاونی (میلیون ریال)	۲۴۵۰۰	۱۹۰	۳۹۵۰	۵۶۵۹
میزان ارزش سود شرکت (میلیون ریال)	۶۵۵۰	۴۰	۹۴۹	۱۵۵۱
میزان ارزش سرمایه اولیه شرکت (میلیون ریال)	۵۰۰۰	۲۰	۴۱۷	۸۱۸
میزان ارزش سرمایه کنونی شرکت (میلیون ریال)	۶۷۰۰	۶۰	۱۱۷۸	۱۶۸۹
میزان کل مخارج شرکت تعاونی (میلیون ریال)	۱۸۷۰۰	۱۵۰	۲۷۰۵	۳۷۷۷
هزینه و حقوق کارمندان تعاونی (میلیون ریال)	۵۷۰	۲۲	۱۸۸	۱۳۸
میزان ارزش کل دارایی شرکت تعاونی(میلیون ریال)	۴۰۰۰۰	۵۰۰	۷۷۲۰	۹۶۸۲
تعداد نیروی کار (نفر /روز)	۱۸	۱	۴/۰۷۵	۳/۲
وضعیت تحصیلات مدیر عامل (ابتدایی، راهنمایی ....)	۷	۱	۳/۸۷	۱/۴
سن مدیر عامل (سال)	۷۱	۲۴	۴۱/۲	۹/۰۲
سابقه مدیریتی مدیر عامل (سال)	۲۵	۲	۱۰/۵۲	۵/۱۶
فاصله شرکت تعاونی از مرکز شهر (کیلومتر)	۳۰	۰	۱۱/۷۲	۹/۳۱
سابقه شرکت تعاونی در امر تولید (سال)	۲۷	۱	۱۰/۳۲	۵/۹۶
وضعیت شغلی مدیر عامل (چند شغلی به غیر مدیر عامل)	۴	۰	۰/۶۵	۰/۴۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۵

عوامل مؤثر بر کارآیی تعاونی‌ها

به دلیل نامعتبر بودن روش‌های رگرسیونی سنتی استفاده شده در مطالعات قبلی، و به دلیل وجود وابستگی ذاتی میان مقادیر کارآیی، برای رفع این مشکل مدل رگرسیونی Bootstrap مطرح می‌شود (Simar and Wilson, 2007: 43).

روش بوت‌استرپ

روش بوت‌استرپ یک تکنیک آماری به نسبتاً جدید است که می‌تواند برای تخمین فواصل‌اطمینان تخمین‌های آماری بر مبنای یک نمونه محدود مورد استفاده قرارگیرد. این روش براساس نمونه‌گیری مجدد از توزیع تعیین شده به وسیله‌ی نمونه داده در دسترس است (Simar and Wilson, 2007: 43). در اکثر مطالعات تجربی فرض براین است که توزیع نمونه پدیده مورد بررسی مشخص است. بدین ترتیب که یا فرض می‌شود توزیع جامعه مشخص است یا اینکه از رویکرد نمونه‌های بزرگ استفاده می‌شود. در عمل و در اکثر مواقع با دو محدودیت اصلی نامشخص بودن توزیع نمونه‌ای پدیده و یا نداشتن نمونه به اندازه کافی مواجه هستیم. در چنین شرایطی می‌توان از تکنیک بوت‌استرپ استفاده کرد. بوت‌استرپ رویکردی شبیه‌سازی همانند مونت کارلوست با این اختلاف که هیچ فرض پارامتریک نرمال بودن توزیع

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

جامعه در مورد جامعه‌ی تحت بررسی ندارد و در واقع از نمونه برای تخمین توزیع جامعه استفاده می‌کند. در بوت‌استرپ نمونه‌گیری از نمونه اولیه $X=(x_1,...,x_n)$ با جاگذاری انجام می‌شود. نمونه جدید را با $X^*=(x_1^*,...,x_n^*)$ نمایش می‌دهد. جهت برآورد عوامل مؤثر بر کارآیی مورد بررسی از طریق رابطه زیر بدست می‌آید (Simar and Wilson, 2007: 44):

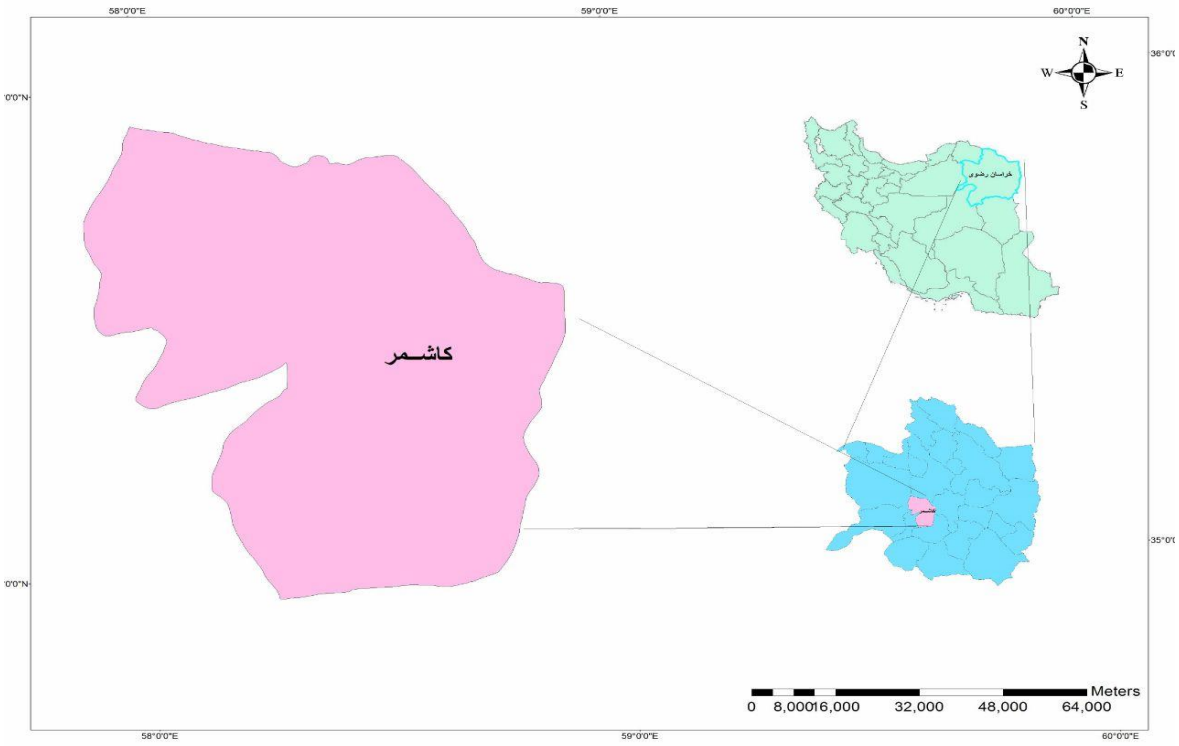
$$\hat{TE}_j=\alpha+\beta_j\sum_{j=1}^{k}LnX_{ij}+\beta_jX_{ij}+\varepsilon_i \quad (۹)$$

$$\hat{TE}_j=\alpha+\beta_1LnX_{i1}+\beta_2LnX_{i2}+\beta_3LnX_{i3}+...\beta_6LnX_{i6}+\beta_7X_{i7}+\beta_8X_{i8}+\varepsilon_i \quad (۱۰)$$

$\hat{TE}_j$ اشاره به کارآیی اقتصادی تعاونی j ام، X_i بردار $m\times1$ مقدار نهاده‌های تولید i ام، β بردار $m\times1$ از پارامترهای مجهول و ε_i جمله پسماند یا خطا است. ε_j، این جزء دارای توزیع نرمال، با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 است و $\varepsilon_j\geq1-\alpha-Z_{ij}\delta$ است، توزیع جمله اخلال ε_j برای عوامل تصادفی و غیرتصادفی مدل شامل می‌شود. روش برآورد حداکثر احتمال با توجه به δ,σ_δ^2 مورد ارزیابی گرفته و مدل رگرسیون Bootstrap به منظور برآورد فاصله اطمینان بررسی می‌گردد (Fu et al., 2011: ۸۹). در رابطه (۱۰)، x_{i1} میزان تحصیلات مدیر عامل، x_{i2} سابقه مدیریتی مدیر عامل، x_{i3} فاصله شرکت تعاونی از مرکز شهر، x_{j4} اندازه تعاونی (تعداد اعضای تعاونی)، x_{i5} شرکت در کلاس‌های آموزشی بازدید از مراکز تحقیقاتی، x_{i6} سرمایه اولیه تعاونی، x_{i7} میزان سرمایه‌گذاری در تعاونی‌ها و x_{i8} داشتن شغل دیگر مدیر عامل می‌تواند به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر کارآیی تعاونی‌ها مورد بررسی قرارگیرد (شجری و همکاران ۱۳۹۰).

محدوده مطالعاتی تحقیق حاضر شهرستان کاشمر با پهنه‌ای حدود ۳۳۴۷ کیلومتر مربع، در غرب خراسان، جزء مناطق مهم استان خراسان رضوی محسوب می¬شود. آب و هوای این شهرستان معتدل و خشک است. تفاوت درجه حرارت بین ۸/۷- درجه سانتی¬گراد تا ۴۳ درجه سانتی¬گراد می¬باشد. میزان بارندگی سالانه حدود ۱۲۰/۴ میلی¬متر تخمین زده شده است. در این شهرستان رودخانه دائمی وجود ندارد، منبع اصلی تأمین آب این دشت آب¬های زیرزمینی بوده و بر پایه آمار سازمان آب منطقه-ای شهرستان حدود ۳۲۰ میلیون متر مکعب آب در سال موجود است. سطح زیر کشت محصولات زراعی شهرستان ۱۸۰۰۰ هکتار برآورد شده، که این میزان تحت شرایط آب و هوایی مختلف از نظر بارندگی متغیر می¬باشد. با بررسی وضعیت آماری تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان کاشمر در سال ۹۴ می‌توان گفت تعداد کل تعاونی‌های منطقه بالغ بر ۴۸۸ واحد است که از این تعداد ۱۲۵ تعاونی در بخش کشاورزی و فقط ۳۲ درصد آن‌ها (۴۰ واحد) فعال می‌باشند (جهاد کشاورزی، اداره کار و رفاه اجتماعی شهرستان کاشمر ، ۱۳۹۵).

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]



شکل ۱. موقعیت جغرافیای شهرستان کاشمر در استان خراسان رضوی

۴) یافته‌های تحقیق

هدف اصلی از این مطالعه برآورد کارآیی و بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی، شهرستان مورد مطالعه است و به منظور دنبال کردن مجموعه‌ای از سیاست‌های ملی و رقم‌زدن آن‌ها برای رسیدن به سطح بهره‌وری مطلوب تعاونی‌ها لازم است اقداماتی انجام گیرد. بنابراین، به منظور فراهم نمودن نتایج قوی از روش تحلیل پوششی داده تصادفی با داده‌های تصادفی برای برآورد کارآیی تعاونی‌های منطقه و به طور جداگانه به تجزیه و تحلیل داده‌های منطقه‌ای برای گروه‌بندی تعاونی‌ها از لحاظ کارآیی و بهینه عمل کردن آن‌ها مورد مطالعه گردید. مجموع نتایج تجربی گزارش شده مدل کارآیی تصادفی، استاندارد و ویژه در جدول شماره (۳) آورده شده است مورد مقایسه قرار گرفته شد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

جدول ۳. میزان کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی با استفاده از روش‌های مختلف تحلیل پوششی داده‌ها

نام تعاونی	SDEA	Measure-Specific	کارآیی CRS	نام تعاونی	SDEA	Measure-Specific	کارآیی CRS
مرغداری میثم	۱	۱	۱	حقیق	۰/۶۸	۰/۶۰	۰/۸۳
چلچله	۰/۸۲	۰/۸۰	۰/۸۴	فخر خراسان	۰/۶۴	۰/۵۹	۰/۶۳
خزر	۰/۷۷	۰/۷۹	۰/۸۲	عمید الملک	۰/۷۸	۰/۶۳	۰/۹۵
کاوه	۰/۷۱	۰/۶۳	۰/۷۳	افضل دام	۰/۶۷	۰/۵۷	۰/۸۱
صابر	۰/۷۱	۰/۶۲	۰/۷۴	گلچین	۱	۱	۱
تورنگ	۰/۶۷	۰/۵۸	۰/۶۸	فروزان مهر	۰/۹۶	۱	۱
امید	۰/۹۲	۰/۶۹	۰/۹۲	نوین کشت	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۷۸
توکل	۱	۱	۱	گلبرگ ترشیز	۰/۹۹	۱	۱
آزادگان	۱	۱	۱	دام نوین	۰/۸۹	۰/۷۴	۰/۸۹
سیمین	۰/۷۹	۰/۷۳	۰/۸۰	پسته کاران	۰/۶۸	۰/۶۳	۰/۸۷
نمونه	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۹۲	بهراب	۰/۴۹	۰/۴۶	۰/۵۱
سنبله ترشیز	۱	۱	۱	گلدشت کویر	۰/۹۵	۱	۱
به پرور ترشیز	۰/۵۰	۰/۶۳	۰/۶۳	تولیدی ترشیز	۰/۷۹	۱	۱
مروارید دام	۰/۵۳	۰/۵۶	۰/۶۳	کشت و زرع	۰/۹۳	۰/۸۸	۰/۹۳
بامداد ترشیز	۰/۶۱	۰/۷۱	۰/۷۲	پیمان	۰/۸۴	۰/۸۴	۰/۸۵
همت کوشت	۰/۷۰	۰/۷۱	۰/۷۷	بعث	۰/۸۷	۱	۱
یاران ترشیز	۰/۴۵	۰/۵۶	۰/۵۷	میثم	۰/۸۶	۰/۸۷	۰/۸۶
گوشتی نوید	۰/۵۱	۰/۵۶	۰/۵۸	انگورکاران	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۵۱
خوشه طلایی	۰/۶۰	۰/۶۷	۰/۷۰	برین دام	۱	۱	۱
نمونه	۱	۱	۱	گلکوه ترشیز	۱	۱	۱
میانگین کل	*۰/۷۹*	*۰/۷۸*	*۰/۸۳*	*میانگین کل*	*۰/۷۹*	*۰/۷۸*	*۰/۸۳*
حداقل کارآیی	*۰/۴۴*	*۰/۴۳*	*۰/۵۱*	*حداقل کارآیی*	*۰/۴۴*	*۰/۴۳*	*۰/۵۱*

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۵

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که میانگین کارآیی تصادفی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان ۷۹ درصد و حداکثر و حداقل کارآیی به ترتیب ۱۰۰ و ۴۴ درصد است که حداقل میزان کارآیی مربوط به پایین بودن میزان سرمایه این تعاونی‌ها است که با افزایش میزان سرمایه‌گذاری و اعمال مدیریت صحیح و انتقال دانش مدیریتی از کاراترین شرکت تعاونی به شرکت‌های با کارآیی پایین، می‌توان میزان کارآیی آن‌ها را ارتقا دهد. همچنین در این جدول از مقایسه روش‌های مختلف تحلیل پوششی داده‌ها استفاده شد، تا مزایای و دقیق مدل تصادفی مورد محک قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که کارآیی تصادفی با داده‌های تصادفی توانایی بهتر نسبت به دو مدل کارآیی استاندارد و ویژه دارد و برآورد دقیق‌تر نسبت دو

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

مدل دیگر داشته است. نتایج نشان می‌دهد که دامنه‌ی کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی (فاصله‌ی بین کاراترین و ناکاراترین شرکت تعاونی) مورد مطالعه در مناطق یاد شده بالاست و در نتیجه از راه ترویج عوامل مدیریتی از کاراترین شرکت تعاونی تولید روستایی به شرکت تعاونی تولید روستایی با کارآیی پایین امکان افزایش سودآوری آن‌ها امکان‌پذیر است. نتایج حاکی از آن است که کارآیی تصادفی با داده‌های تصادفی توانایی بهتر نسبت به دو مدل کارآیی استاندارد و ویژه دارد و برآورد دقیق‌تر نسبت دو مدل دیگر داشته است. میزان کارآیی تعاونی‌های بخش خصوصی (۷۸ درصد) نسبت بخش تعاونی (۷۹ درصد) از کارآیی پایین‌تری برخودار است و به نظر می‌رسد که اگر بنگاه‌ها در قالب تعاونی فعالیت کنند (به گونه‌ای که بتوانند از حمایت‌های بخش تعاون بهره ببرند) بازده بالاتری خواهند داشت.

نتایج حاکی از آن است که بالغ بر ۱۷ درصد (یعنی ۷ شرکت تعاونی) دارایی کارآیی اقتصادی کمتر از ۶۰ درصد هستند و حدود ۳۵ در صد آن‌ها دارای کارآیی بالاتر از ۹۰ درصد دارند. با توجه نتایج بدست آمده میزان کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان در سطح متوسط به بالاتر عمل کرده و نسبتاً کارا است. میانگین کارآیی اقتصادی شرکت‌های تعاونی تولید روستایی منطقه مورد مطالعه ۷۹ درصد است که امکان ارتقای ۲۱ درصدی آن وجود دارد.

جدول ۴. توزیع فراوانی کارآیی اقتصادی کل تعاونی‌ها

سطوح کارآیی اقتصادی(درصد)	تعداد	درصد	درصد تجمعی
کمتر از ۶۰	۷	۱۷/۵	۱۷/۵
۶۰-۷۰	۷	۱۷/۵	۳۵
۷۰-۸۰	۷	۱۷/۵	۵۲/۵
۸۰-۹۰	۵	۱۲/۵	۶۵
بیشتر از ۹۰	۱۴	۳۵	۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۵

تعداد تعاونی‌های کاملا کارا در منطقه مورد مطالعه ۱۴ تعاونی (۳۵ درصد از کل تعاونی‌ها)، و حدود ۵ تعاونی (۱۲/۵ درصد از کل تعاونی‌ها) نسبتا کارا و حدود ۲۱ تعاونی (۵۲/۵ درصد از کل تعاونی‌ها) از کارآیی پایین (ناکارا) هستند. دامنه‌ی کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی (فاصله‌ی بین کاراترین و ناکاراترین شرکت تعاونی) مورد مطالعه در مناطق یاد شده بالاست و در نتیجه از راه ترویج عوامل مدیریتی از کاراترین شرکت تعاونی تولید روستایی به شرکت تعاونی تولید روستایی با کارآیی پایین امکان افزایش سودآوری آن‌ها امکان‌پذیر است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

جدول۵. میزان کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی با استفاده از مدل کارآیی تصادفی با محدودیت شانس(۰۵/۰ = α)

نام تعاونی	نوع فعالیت	SDEAکارآیی تصادفی	نام تعاونی	نوع فعالیت	SDEAکارآیی تصادفی
فخر خراسان	واحدهای دامداری (۱)	۰/۶۴	افضل دام	واحدهای دامداری (۱)	۰/۶۷
عمید الملک		۰/۷۸	گلچین		۱
به پرور ترشیز		۰/۵۰	فروزان مهر		۰/۹۶
مروارید دام کاشمر		۰/۵۳	حقیق		۰/۶۸
بامداد ترشیز		۰/۶۲	گوشتی نوید		۰/۵۲
همت کوشت		۰/۷۰	خوشه طلایی خراسان		۰/۶۰
یاران ترشیز		۰/۴۵	نمونه		۱
میانگین کارآیی دامداری		۰/۶۹			
کشت و زرع	واحدهای کشاورزی(۲)	۰/۹۳	گلبرگ ترشیز	واحدهای کشاورزی (۲)	۰/۹۹
پیمان		۰/۸۴	تولیدی ترشیز		۰/۷۹
بعث		/۸۷	برین دام		۱
کشاورزی میثم		۰/۸۶	گلکوه ترشیز		۱
انگورکاران		۰/۴۴	پسته کاران		۰/۶۸
جاهد دام نوین		۰/۸۹	بهراب		۰/۴۵
نوین کشت		۰/۷۷	گلدشت کویر خراسان		۰/۹۴
میانگین کارآیی کشاورزی		۰/۸۲			
امید	واحدهای مرغداری(۳)	۰/۹۳	مرغداری میثم	واحدهای مرغداری (۳)	۱
توکل		۱	چلچله		۰/۸۲
مرغداری آزادگان		۱	خزر		۰/۷۷
سیمین		۰/۷۹	کاوه		۰/۷۱
نمونه		۰/۹۱	صابر		۰/۷۲
سنبله ترشیز		۱	تورنگ		۰/۶۷
میانگین کارآیی مرغداری		۰/۸۶			
میانگین کارآیی شهرستان		۰/۷۹			

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۵

جدول شماره ۵ نتایج حاصل از مدل کارآیی تصادفی به محدودیت شانس (α = ۰۵/۰) را برای تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان کاشمر نشان می‌دهد. با توجه به نتایج، ملاحظه می‌شود که میانگین کارآیی تصادفی به دست آمده برای واحدهای دامداری، کشاورزی و مرغداری در شهرستان به ترتیب معادل ۰/۶۹ ، ۰/۸۲ و ۰/۸۶ است. این امر حاکی ازآن است که تعاونی‌های دامداری در این ناحیه نسبت

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

به تعاونی‌های کشاورزی و مرغداری از کارآیی پایین تری بر خوردار است. علت اصلی ناکارآیی این تعاونی-ها، ضعف مدیریتی در آن‌ها و میزان بالای مخارج این تعاونی‌ها نسبت به سطح درامد آن‌ها است. به طور کلی، ناکارآمدی این تعاونی‌ها دلالت بر این دارد که دولت با مداخله مستقیم خود در بازار نهاده و ستانده این واحدها از تولیدکنندگان این بخش (واحدهای دامداری) حمایت چندانی ننموده است و این امر سبب شده که تعاونی‌های دامداری در ناحیه دارایی کارآیی نسبتاً پایینی باشد.

جدول شماره ۶، نتایج برآورد متغیرهای کمی تأثیرگذار بر کارآیی فنی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان کاشمر ار پس از تخمین تابع رگرسیونی بوت استرپ در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح احتمال ۵ در صد) نشان می‌دهد که در بین متغیرهای مورد بررسی، دو متغیر فاصله شرکت تعاونی از مرکز شهر و سرمایه‌گذاری در تعاونی بر روی کارآیی آن اثر معنی‌داری می‌گذارند. منفی بودن فاصله اطمینان ضریب برآورد شده متغیر فاصله تعاونی تا مرکز شهر (۰/۰۶- = ۰/۰۱۸-) حاکی از این است که این متغیر بر میزان کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان کاشمر اثر معکوس دارد. بدین معنی که هر چه فاصله تعاونی از شهر دورتر باشد کارآیی تعاونی نیز کاهش می‌یابد. در نتیجه برای رفع این مشکل، با ایجاد منطقه متمرکز در جهت تولید و جلوگیری از پراکندگی تعاونی‌ها اقداماتی می‌توان انجام داد. متغیر معنی‌دار دیگر سرمایه‌گذاری در تعاونی است که رابطه مستقیمی و مثبت با میزان کارآیی تعاونی‌ها دارد. در اقع فاصله اطمینان ضریب برآوردی متغیر میزان سرمایه‌گذاری در تعاونی (۰/۰۷۴ = ۰/۰۶) حاکی از آن است که این متغیر اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی منطقه مورد مطالعه دارد؛ به طوری که افزایش یک درصد در سرمایه‌گذاری در تعاونی‌ها، می‌تواند باعث افزایش کارآیی به میزان ۰/۶ تا ۰/۷۴ درصد می‌یابد.

جدول ۶. برآورد متغیرهای کمی تأثیرگذار بر کارآیی فنی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان‌ها

متغیرهای مستقل	پارامتر	فاصله اطمینان ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال ۰/۰۵
ضریب ثابت	β	۲/۶۵۱	۰/۴۸۴	۵/۴۷	۰
سابقه مدیر در مدیریت	B1	(۱/۱۶۹ = ۰/ ۰۱۷)	۰/۰۳۹	۰/۴۳	۰/۶۸۸
فاصله تعاونی تا مرکز شهر	B2	(۰/۰۱۸-= ۰/۰۶-)	۰/۰۲۲	-۲/۸۹	۰/۰۰۶**
تعداد اعضای تعاونی	B3	(۰/۰۲ = ۰ /۰۶۳)	۰/۰۴۴	۱/۴۵	۰/۱۵۶
سرمایه اولیه	B4	(۰/۰۲۳ = ۰/۰۰۴-)	۰/۰۱۵	-۰/۲۹۵	۰/۷۷۹
سرمایه‌گذاری در تعاونی	B5	(۰/۰۶ = ۰/۰۷۴)	۰/۰۱۸	۳/۹۹	۰/۰۰۴**
سن مدیر عامل	B6	(۰/ ۰۱۲ = ۰ /۰۲)	۰/۰۸	۰/۲۵۴	۰/۸
R-squared		۰/۸۲۳		Schwarz criterion	-۰/۸۹
F-statistic		۱۸/۰۱		Durbin-Watson	۱/۷۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۵ **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

جدول شماره ۷، نتایج برآورد متغیرهای کیفی تأثیرگذار بر کارآیی فنی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان کاشمر را پس از تخمین نشان می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای توصیفی تأثیرگذار بر کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی بین سطح تحصیلات مدیرعامل با کارآیی فنی رابطه مستقیمی برقرار است، به طوری که هر چه مدیران از تحصیلات عالی بیشتری و بالاتری برخوردار باشند، باعث افزایش کارآیی فنی تعاونی‌های تولید روستایی می‌شوند. متغیرهای تحصیلات مدیر عامل و شرکت در کلاس‌های آموزشی در تعاونی‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارآیی تعاونی‌ها دارند بر اساس نتایج بدست آمده ضرایب برآوردی متغیرهای تحصیلات مدیر عامل و شرکت در کلاس‌های آموزشی در تعاونی‌ها به ترتیب۰/۰۴۲ و ۰/۰۹ می‌باشند و انتظار می‌رود با افزایش متغیرهای تحصیلات مدیر عامل و شرکت در کلاس‌های آموزشی در تعاونی‌ها کارآیی فنی تعاونی‌های تولید روستایی منطقه مورد مطالعه افزایش یابد. علاوه بر متغیرهای توصیفی فوق، اثرات عوامل کیفی دیگر مانند شغل دوم و نوع مالکیت نیز بر روی کارآیی تعاونی‌ها اثر معنی داری نداشته است.

جدول ۷. برآورد متغیرهای کیفی تأثیرگذار بر کارآیی فنی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان‌ها

متغیرهای کیفی	ضرایب	حدود اطمینان ضرایب ۹۵٪	
		حد پایین	حد بالا
تحصیلات	B_1^{**}	۰/۰۴۲	۰/۱
شرکت در کلاس‌های آموزشی	B_2^{**}	۰/۰۱۰	۰/۰۹
شغل دیگر مدیر عامل	B_3	۰/۴	۰/۱۱
نوع مالکیت تعاونی	B_4	۰/۱۸	۰/۱۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۹۵ و **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد

۵) نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از تحلیل نشان داد که حدود ۴۹ درصد از مدیران تعاونی بیش از ۴۰ سال سن دارند که بیش از ۵۵ درصد مدیران و اعضای تعاونی‌های تولید روستایی دارای تحصیلات دانشگاهی می‌باشند که از این میان بیش از ۵ درصد آنان فوق تخصص در زمینه تولیدات تعاونی داشتند. همچنین، فقط حدود ۱۷ درصد از اعضای هیئت مدیره دارای تحصیلات زیر دیپلم می‌باشند.به لحاظ نظام بهره‌برداری، نتایج نشان داد که ۷۵ درصد تعاونی‌ها دارای مالکیت خصوصی هستند که ۲۵ درصد به شیوه مشترک بهره‌برداری می‌شوند. در زمینه سابقه کار نیز نتایج گویای آن بود که بیش از ۲۰ درصد از مدیران بالاتر از ۱۵ سال و حدود ۸۰ درصد کمتر از ۱۵ سال سابقه کار در مدیریت تعاونی دارند. بیش از ۱۷ درصد از اعضای تعاونی بالاتر از ۱۵ سال و حدود ۸۳ درصد کمتر از ۱۵ سال سابقه کار در کشاورزی و فعالیت در تعاونی دارند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

نتایج حاصل از تحلیل پوششی داده‌های تصادفی (SDEA) نشان داد که میانگین کارآیی تصادفی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان ۷۹ درصد بوده ودر سطح نسبتاً پایینی قرار دارد. این بخش از یافته‌های تحقیق حاضر با نتایج مطالعات شجری و همکارانش(۱۳۸۷)، کرباسی و اوحدی(۱۳۹۰) و بهبودی (۱۳۹۲) در داخل کشور و با نتایج تحقیقات جیوزمن وارکاز (۲۰۰۸) و وانگ و همکارانش (۲۰۱۲) در خارج از کشور همسو و هم‌خوانی دارد.

در بین تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان کاشمر واحدهای دامداری نسبت به دیگر واحدها (کشاورزی و مرغداری) کمترین میزان کارآیی را دارند. در این راستا، وانگ و همکاران(۲۰۱۲) در مطالعه خود به نتایج مشابهی دست یافتند. آن‌ها با محاسبه کارآیی تعاونی‌های تولیدی روستایی شهرستان لانگو در کشور چین به این نتیجه رسیدند که کارآیی فنی تعاونی‌های کشاورزی باغداری و سبزی‌کاری بیشتر از کارآیی فنی تعاونی‌های دامپروری است و تعاونی‌های سبزی‌کاری و باغداری با استفاده بیشتر از وسایل مکانیزه می‌توانند کارآیی خود را افزایش دهند.

افزایش ریسک‌پذیری در داده، میزان اعتماد به برآورد کارآیی تصادفی را کاهش می‌دهد. میزان مطلوب کارآیی تعاونی‌های تولید روستایی در شهرستان در سطح ضریب آلفای ۰/۵۰ درصد حاصل می-شود که قابل اعتمادتر از برآوردهای انجام شده در سطوح ضریب آلفای ۰/۷۵ و ۰/۹۵ درصد است. نتایج نیز نشان داد که دامنه‌ی کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی (فاصله‌ی بین کاراترین و ناکاراترین شرکت تعاونی) مورد مطالعه در مناطق یاد شده بالاست و در نتیجه از راه ترویج عوامل مدیریتی از کاراترین شرکت تعاونی تولید روستایی به شرکت تعاونی تولید روستایی با کارآیی پایین امکان افزایش سودآوری آن‌ها امکان‌پذیر است. این بخش از نتایج تحقیق حاضر با یافته‌های حاصل از تحقیقات جیوزمن و همکارانش(۲۰۰۹)، هوانگ و همکارانش(۲۰۱۳)، سعدی(۱۳۸۶) و رستگاری پور و کیخا (۱۳۹۴) همسو و هم جهت است.

نتایج و یافته‌ها که به کمک مدل رگرسیون بوت استرپ به برآورد عوامل مؤثر بر کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی نشان داد که عامل تحصیلات مدیران تعاونی بیشترین تأثیر داشت و عامل سن، سرمایه اولیه تعاونی، نوع مالکیت و سابقه مدیر عامل تأثیر معنی‌داری بر کارآیی اقتصادی تعاونی‌ها نداشته است. متغیرهای تحصیلات مدیر عامل، شرکت در کلاس‌های آموزشی و سرمایه‌گذاری در تعاونی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارآیی تعاونی‌ها و متغیر کمی فاصله تعاونی تا مرکز شهر اثر منفی بر کارآیی تعاونی ها دارند. این بخش از نتایج بدست آمده هم جهت و هم راستا با یافته‌های حاصل از تحقیقات لی و همکارانش(۲۰۱۰)، وانگ و همکارانش(۲۰۱۲)، محمدی و بریم نژاد(۱۳۸۴)،

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

سعدی(۱۳۸۶)، شجری و همکارانش (۱۳۸۷)، هادی‌زاده بزار و همکارانش(۱۳۹۲) و رستگاری‌پور و کیخا(۱۳۹۴) است.

به طور کلی، بهبود میزان کارآیی و ارتقای بهره‌وری، عامل تعیین کننده‌ای در آینده تعاونی‌های تولید روستایی و کل اقتصاد کشور خواهد بود. در نتیجه توجه به این پدیده اقتصادی در تدوین استراتژی‌های سیاست توسعه، امری ضروری به شمار می‌رود. انجام مطالعاتی بنیادین در این راستا می‌تواند کمک مفید و مؤثری را در رفع مشکلات ناکارآمدی تعاونی‌های تولید روستایی به همراه داشته باشد براساس یافته-های حاصل از این تحقیق چند پیشنهاد سیاستی را به شرح زیر می‌توان ارائه نمود:

- دلیل اصلی ناکارآیی این تعاونی‌ها ضعف مدیریتی نبوده بلکه میزان بالای مخارج تعاونی‌ها نسبت به درآمد آن‌ها که دلالت بر این دارد که اثر مداخله مستقیم دولت بر بازار نهاده و ستاده این واحدها در جهت افزایش رفاه اجتماعی مصرف‌کنندگان از تولیدکنندگان این بخش حمایت چندانی نکرده است.

- در کل تعاونی‌های دامداری دارای کارآیی پایین در سطح منطقه مورد مطالعه می‌باشند. در این راستا لازم است از طرف دولت حمایت‌های جدی به بخش تعاونی‌های کشاورزی (واحدهای گاوداری) اعمال گردد تا تولید این منطقه از لحاظ تولید در وضعیت خوبی قرار گیرد. با توجه به اینکه تعاونی‌های تولید روستایی بخش خصوصی و تعاونی در رشد و توسعه اقتصادی جامعه مؤثر باشند دولت محترم و مسئولان ذیربط باید توجه خاصی با این بخش داشته باشند و با حمایت مالی در بهبود کیفیت و افزایش کارآیی آن‌ها تأثیرگذار باشد.

- یکی از عوامل مؤثر در موفقیت تعاونی‌های تولید روستایی مکان‌یابی مناسب است؛ لذا انجام مطالعات مکان‌یابی پیش از تاسیس تعاونی ضروری است. ارتباط مستمر مدیران تعاونی‌های تولید روستایی با مراکز تحقیقات کشاورزی و کسب اطلاعات از نتایج طرح‌های تحقیقاتی و آخرین دستاوردهای علمی و انتقال آن به تعاونی‌های ناکارا می‌تواند باعث افزایش کارآیی و سودآوری آن‌ها شود. با توجه به سیاست دولت مبنی برافزایش سهم بخش سوم (تعاون) در کشور به مرز ۴۰ درصد در سال‌های آتی بایستی امکانات و اطلاعات تعاونی‌ها به طور شفاف در اختیار محققان آینده قرار گیرد تا مطالعه آن‌ها نیز در جهت کاربردی مفید و قابل استفاده گردد.

۶) منابع

- امینی، امیر مظفر و رضا صفری شالی، (۱۳۸۱). **ارزیابی تأثیر آموزش در موفقیت شرکت‌های تعاونی مرغداران**. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، دوره ششم، شماره ۲، صص ۲۸-۱۷.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

- بریمانی، فرامرز و معصومه امانی، (۱۳۹۲)، **بررسی اثرات هدفمندی یارانه ها بر افزایش هزینه های تولید اعضای تعاونی های کشاورزی مورد: شهرستان لنجان**، اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال دوم، شماره ۴، پیایی ۶، صص ۵۹-۷۳.

- رستگارپور، فاطمه و احمد علی کیخا، (۱۳۹۴)، **کاربرد مدل دوگان کارآیی بازه‌ای برای داده‌های بازه‌ای (مطالعه موردی: واحدهای توزیع گوشت شهرستان زابل)**، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۰، شماره ۲، صص ۳۲۵-۳۰۵

- سازمان تعاون و رفاه اجتماعی شهرستان کاشمر. (۱۳۹۵). بخش مدیریت تعاونی‌های تولید روستایی.

- سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی.(۱۳۹۵) اداره آمار و اطلاعات کشاورزی، بخش طرح و برنامه.

- سازمان جهاد کشاورزی شهرستان کاشمر. (۱۳۹۵). اداره بهبود تولیدات گیاهی و طرح و برنامه.

- سعدی، حشمت اله،(۱۳۸۶). **ارزیابی تعاونی‌های تولید کشاورزی در شهرستان کبودرآهنگ استان همدان.** فصلنامه روستا و توسعه، دوره ۱۰، شماره ۲، صص ۱۶۷- ۱۴۰.

- شجری، شاهرخ، الهام باریکانی و افشین امجدی، (۱۳۸۷). **تعیین کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید کشاورزی و عوامل مؤثر بر کارآیی اقتصادی آن‌ها در استان فارس.** فصلنامه اقتصاد کشاورزی،سال ۲، شماره ۲، صص ۱۵۵-۱۴۱.

- صبوحی. محمود. و علی جام نیا، (۱۳۸۷)، **تعیین کارآیی مزارع موز در استان سیستان و بلوچستان.** فصلنامه اقتصاد کشاورزی، سال ۲ ، شماره ۲، صص ۱۴۶-۱۳۵.

- قدیری مقدم، ابوالفضل و امین نعمتی، (۱۳۹۰). **اولویت‌بندی تنگناهای پیش روی تعاونی‌های تولید کشاورزی شهرستان مشهد با تاکید بر نظام بازاریابی (کاربرد معیار آنتروپی).** نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، دوره ۲۵، شماره ۱، صص ۸۴-۷۶.

- کرباسی، علیرضا و نسرین اوحدی، (۱۳۹۰)، **برآورد کارآیی اقتصادی تعاونی‌های تولید کشاورزی: مطالعه موردی شهرستان سیرجان**، فصلنامه تعاون، دوره ۲۲، شماره ۶، صص ۱۹-۱.

- کریم، محمد حسین، (۱۳۹۴)، **چالش های شبکه های تعاونی روستایی ایران**، اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال ۴، شماره ۳، صص ۱۷۳-۱۹۶.

- کوهی، کمال، (۱۳۸۸)، **راهکارهای ارتقای فرهنگ تعاون: مطالعه موردی استان آذربایجان شرقی**، ماهنامه تعاون، دوره ۲۰۳ ، شماره ۱، صص ۱۸-۱.

- محمدی، حمید.، محمود صبوحی، برات علی سیاسر و بابک میر، (۱۳۹۰)، **بررسی نقش تعاونی‌های تولیدی کشاورزی در ارتقای دانش فنی کشاورزان: مطالعه موردی چغندرکاران استان فارس**، مجله چغندرقند، دوره ۲۷، شماره ۲، صص ۲۴۱-۲۲۵.

- محمدی، هومن. و ولی بریم‌نژاد، (۱۳۸۴). **مطالعه کارآیی‌های فنی، اقتصادی، تخصیصی و مقیاس در تعاونی‌های تولید با استفاده از دو روش مرز تصادفی و تحلیل فراگیر داده‌ها: مطالعه موردی دشت قمرود استان قم**، مجموعه مقالات پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زاهدان: انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان.

- وکیل الرعایا، یونس، محسن شفیعی نیک‌آبادی و شیما مسائلی، (۱۳۹۷)، **عوامل مؤثر بر ایجاد تعاونی‌های تولیدی مبتنی برکسب وکارهای خانگی و خانوادگی روستایی در استان سمنان**، اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال ۷، شماره ۳ (۲۵)، صص ۵۱-۶۶.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

- هادی‌زاده بزار، مریم، حمید شایان، خدیجه بوزر جمهری و محسن نوغانی دخت بهمنـی، (۱۳۹۲). **سنجش و ارزیابی عوامل مؤثر در بهبود عملکرد تعاونیهای تولید روستایی مورد: استان خراسان رضوی**. فصـلنامه اقتصـاد فضـا وتوسعه روستایی، سال ۲، شماره ۴، پیاپی ۶، صص ۱۳۱-۱۱۵.

- Ahn, S. C., Brada, J. C. and Méndez, J. A. 2012. **Effort, technology and the efficiency of agricultural cooperatives.** The Journal of Development Studies, Vol48, No. 11: Pp 1601-۱۶۱۶.

- Behboudi, H. 2011, **Identification an analysis of succesful structures of rural prouducts, Cooperatives in Gonabad**, 1 st International Conference on Cooperative Social Economic and Cultural Capabilities, Pp 16-17.

- Bruni, M., Conforti, D., Beraldi, P. and Tundis, E. 2009. **Probabilistically constrained models for efficiency and dominance in DEA.** International Journal of Production Economics, Vol.117, No. 1: Pp 219-228.

- Charnes, A. and Cooper, W. W. 1959. **Chance-constrained programming.** Management science, Vol. 6, No. 1, 73-79.

- Charnes, A., Cooper, W.W. and Rhodes, E. 1978. **Measuring the Efficiency of Decision Making Units.** European Journal of Operational Research, Vol.2, No. 6, 429- 4۴۴

- Chellattan, V. P., Ashok, A., Speelman, S., Buysse, J. and Van Huylenbroeck, G. 2011. **Sub-vector Efficiency analysis in Chance Constrained Stochastic DEA: An application to irrigation water use in the Krishna river basin, India.** 122nd Seminar, February 17-18, 2011, Ancona, Italy: European Association of Agricultural Economists.

- Compbell, R., Rogers, K. and Rezek, J. 2008. **Efficient frontier estimation: a maximum entropy approach.** Journal of Productivity Analysis, Vol.30, No. 3, 213-221.

- Fu, Y., Liang, Q., Song, Y. and Xu, X. 2011. **The efficiency of Chinese farmer cooperatives and its influencing factors** .Pp: 82- 131.

- Guzmán, I. and Arcas, N. 2008. **The usefulness of accounting information in the measurement of technical efficiency in agricultural cooperatives**. Annals of Public and Cooperative Economics, Vol.79, No. 1, 107-131.

- Guzmán, I., Arcas, N., Ghelfi, R. and Rivaroli, S. 2009. **Technical efficiency in the fresh fruit and vegetable sector: a comparison study of Italian and Spanish firms.** Fruits, Vol.64, No. ۴, ۲۴۳-۲۵۲.

- Huang, Z. and Li, S. 1996. **Dominance stochastic models in data envelopment analysis.** European Journal of Operational Research, Vol. 95, No. 2, 390-403.

- Huang, Z., Fu, Y., Liang, Q., Song, Y. and Xu, X. 2013. **The efficiency of agricultural marketing cooperatives in China's Zhejiang province.** Managerial and Decision Economics, Vol.13, No. 2, 108-127.

- Huang, Z. and Li, S. 2001. **Stochastic DEA models with different types of input output disturbances.** Journal of Productivity Analysis, Vol.15, No. 2, 95-113.

- Ilskog, E., Kjellström, B., Gullberg, M., Katyega, M. and Chambala, W. 2005. **Electrification co-operatives bring new light to rural Tanzania.** Energy policy, Vol.33, No. 10, 1299-۱۳۰۷.

- Land, k., Lovell, C. A. K and Thore, S. 1993. **Chance constrained data envelopment analysis.** Managerial and decisional economics, Vol.14, No.6, 541-554.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

- Li, Z., Liu, Q., Mao, T. and Che, S. 2010. **Participation in agricultural cooperatives on the household income: as the Danyang City Dantu District an example.** Rural Economy and Technology, Vol.21, No 7, 52-53.

- Simar, L. and Wilson, P.W. 2007 : **Estimation and inference in two-stage, semi- parametric models of production processes Econometrics.** Journal of econometrics, Vol.136, No. 1, 31-۶۴.

- Wang, X., Sun, L. and Zhang, Y. 2012. **The Empirical Study on Operating Efficiency of Agricultural Cooperatives in Langao**. International Journal of Business and Management, Vol.7, No. 17, 60.

- Witzel M. 2002. **A Short History of Efficiency, Business Strategy Review,** Vol.13 38- 4۷.۶

- Zheng, S., Wang, Z. and Awokuse, T. O. 2012. **Determinants of Producers' Participation in Agricultural Cooperatives: Evidence from Northern China**. Applied Economic Perspectives and Policy, Vol.34, No. 1, 167-186.

- Ulucan, Aydin.2011.**Measuring the Efficiency of Turkish universities using Measure-specific Data Envelopment Analysis.**Sosyo Ekonomi.ocak-haziran 2011-۱۰□□ □□ □□□□ of CMEE.center for marke economics and Enterprenewship of Hacettipe University.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]