فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال چهارم، شماره ۱۹، بهار ۱۳۹۶، پیاپی ۱۹
صفحات ۴۲-۱۹

ارزیابی عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت

ابوذر پرهیزکاری*؛ دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
حسین بدیع برزین؛ عضو هیئت علمی پژوهشکده کشاورزی زابل، دانشگاه زابل، زابل، ایران.

دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۴/۱۵ پذیرش نهایی: ۱۳۹۵/۹/۹

چکیده

تعاونی‌های روستایی یکی از مهم‌ترین نهادهای تولید محصولات کشاورزی محسوب می‌شود. تعیین میزان کارایی یا عملکرد این نهادها می‌تواند نقش بسزایی در تصمیم‌گیری‌های مدیران و برنامه‌ریزان مناطق روستایی داشته باشد. به همین منظور، در این مطالعه جهت برآورد کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت از روش تحلیل پوششی داده‌های تصادفی (SDEA) استفاده شده است. سپس، به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر کارایی تعاونی‌ها، از مدل رگرسیونی بوت استرپ استفاده گردید. داده‌های موردنیاز مربوط به سال ۹۴-۱۳۹۳ بوده است که با تکمیل پرسشنامه توسط ۴۳ نفر از اعضای تعاونی‌های نمونه جمع‌آوری شد. برای تعیین روایی پرسشنامه از روش پانل متخصصان و برای تعیین پایایی آن از روش آلفای کرونباخ استفاده شده است. تحلیل داده‌های استخراجی از پرسشنامه‌ها به کمک نرم‌افزار Excel و حل مدل‌های ارائه شده به کمک نرم‌افزار GAMS نسخه ۲۴/۱ صورت گرفته است. نتایج نشان داد کارایی تصادفی تعاونی‌های روستایی ناحیه الموت در سطح نسبتاً متوسطی (۷۹ درصد) قرار دارد. همچنین، سطح تحصیلات مدیرعامل، برگزاری کلاس‌های آموزشی و بازدید از مراکز علمی و میزان سرمایه‌گذاری در تعاونی تأثیر معنی‌دار بر کارایی و عامل مسافت تعاونی تا مرکز شهر، اثر معکوس بر کارایی تعاونی‌های کشاورزی موردمطالعه داشته است.

واژگان کلیدی: اقتصاد روستایی، کارایی اقتصادی، تعاونی‌های تولید روستایی، ناحیه الموت.

* Abozar.parhizkari@yahoo.com

۱) مقدمه

تعاونی‌های روستایی به عنوان یکی از مهم‌ترین نهادهای تولید محصولات کشاورزی، از متولیان تأمین امنیت غذایی در کشور به شمار می‌آیند (بریمانی و امانی، ۱۳۹۲: ۶۱). آمار و اطلاعات موجود در این زمینه نشان می‌دهد که شرکت‌های تعاونی تولید روستایی و کشاورزی، امروزه بیش از ۳۰ درصد تولید محصولات اساسی و استراتژیک کشور از جمله گندم، جو، کلزا، چغندرقند، پنبه، ذرت و سیب‌زمینی را تولید می‌کند (قدیری مقدم و نعمتی، ۱۳۹۰: ۷۹).

در برخی از کشورهای توسعه‌یافته که نهضت تعاونی به رشد کامل رسیده، گرایش شرکت‌های تعاونی برای به رسمیت شناخته شدن در جامعه بیشتر می‌گردد (Singh and Fleming, 2008: 86). از این رو، با توجه به نقش مهم شرکت‌های تعاونی روستایی و کشاورزی در فرآیند توسعه کشورهای مختلف و همچنین، تأکید قانون اساسی ایران و توجهی که در برنامه‌های اخیر توسعه اقتصادی- اجتماعی بر تعاون شده است، هیچ شکی نیست که ایجاد تعاون و بهبود کارایی یا عملکرد آن راهکار مناسب و مؤثری برای جذب مشارکت مردم در سطح کلان است (امینی و صفری شالی، ۱۳۸۱: ۱۹؛ هادیزاده بزاز و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۲۲).

در این راستا، نیل به اهداف ملی و سطوح بالای توسعه در بخش کشاورزی بدون مشارکت فعال کشاورزان روستایی عملاً دست‌نیافتنی است. بنابراین، فراهم شدن نیازمندی‌های کشاورزان در مناطق روستایی توسط تعاونی‌ها منجر به ارتقاء سطح رفاه زندگی و بهبود وضعیت اقتصادی اعضای آن‌ها می‌شود (Fatemi and Jafari, 2011: 4048).

تعاونی‌های روستایی به طور عمده با در نظر گرفتن نیازهای مشترک، اصل برابری و خودیاری برای روستاییان از طریق همکاری برای غلبه بر مشکلات توسط عملیات پیشرو کشاورزی، کاهش هزینه‌های تولید، بهبود بهره‌وری تولید و افزایش رقابت‌پذیری را هدف اصلی خود می‌داند (Wang *et al.*, 2012: 63). با توجه به نقش مهمی که تعاونی‌های روستایی در بخش تولید محصولات کشاورزی و مواد غذایی دارد، بررسی عملکرد آن‌ها در سال‌های اخیر به طور فزاینده‌ای اهمیت یافته است (Smith, 2009: 52).

در این راستا، تعاونی‌های روستایی موجود در ناحیه الموت (از توابع استان قزوین) به دلایلی نظیر کمبود اعتبارات، بنیه مالی ضعیف، سرمایه ناکافی، نبود آموزش‌های لازم برای کار جمعی، عدم کارایی تعاونی‌ها در حذف واسطه‌ها و دلالان، ضعف مدیریتی و دل‌سردی اعضا از عملکرد تعاونی‌ها، نبود پرسنل کافی و متخصص، کیفیت پایین ماشین‌آلات و اطلاع‌رسانی ضعیف در رسیدن به اهداف موردنظر تاکنون روند چندان موفقیت‌آمیزی نداشته‌اند. بنابراین، با توجه به مشکلات متعدد تعاونی‌های روستایی و کشاورزی در این ناحیه لزوم برنامه‌ریزی جامع برای حل این مشکلات احساس می‌شود (سازمان تعاون و رفاه اجتماعی استان قزوین، ۱۳۹۳). وجود مسائل و مشکلات فوق به طور کلی، کاهش عملکرد

تعاونی‌های روستایی و در نتیجه افت کارایی و عملکرد آنها را به دنبال خواهد داشت. در این راستا، نقش مدیریت در تعاونی‌های کشاورزی یک عامل اثرگذار در بحث کارایی و عملکرد آنها است؛ به همین منظور، در این مطالعه تلاش می‌شود تا جهت تعیین میزان عملکرد تعاونی‌های روستایی ناحیه الموت و مقایسه توانمندهای مدیریتی هر یک از این تعاونی‌ها، از مفهوم کارایی تصادفی و نحوه برآورد آن استفاده شود و عوامل مدیریتی مؤثر بر آن شناسایی گردد.

۲) مبانی نظری

برحسب تعریف، تعاونی‌های تولید روستایی را می‌توان متشکل از کشاورزان و روستاییانی دانست که در یک زمینه‌ی مشترک به فعالیت می‌پردازند. یکی از مهم‌ترین اهداف این تعاونی‌ها، فراهم کردن بیشترین سود اقتصادی برای کاربران خود در فرآیند تولید محصولات کشاورزی و فروش آنها است. علاوه بر این، تعاونی‌ها در جهت ترویج و توسعه کشاورزی، رفاه روستایی و بهبود زندگی کشاورزان عمل می‌کنند. در شرایط کنونی، تعاونی‌های تولید کشاورزی 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 ندارد 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 دارد؛ 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 (Chieochan *et al.*, 2000: 4). ایلسکوگ و همکارانش[1] (۲۰۰۵) 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 دارد. کریووکاپیک- اسکوکو[2] (۲۰۰۲) بیان می‌دارد که تعاونی‌ها نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های تولیدکنندگان جهت رسیدن به زندگی بهتر بر عهده دارد. ذهینگ و همکارانش[3] (۲۰۱۲) معتقدند که تعاونی‌های روستایی از اهمیت زیادی برای توسعه

[1] Ilskog et al
[2] Krivokapic-Skoko
[3] Zheng et al

بهره‌وری فعالیت‌های کشاورزی در سطح مناطق روستایی برخوردار هستند که از این طریق می‌توانند به بهبود رفاه اقتصادی روستاییان منجر شود. به طور کلی، بخش تعاون با تأکید بر گسترش دانش، تشویق به بحث و انتقاد، اعتمادسازی، برقراری مساوات، نظارت و سرانجام ایجاد حداکثر اطمینان شیوه‌ای است که می‌تواند در روند توسعه، به برقراری عدالت اجتماعی و کاهش میزان محرومیت در طبقات فقیر جامعه منجر شود (کوهی، ۱۳۸۸).

طی سال‌های اخیر مطالعات متعددی بر روی کارایی تعاونی‌های روستایی و کشاورزی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است. محمدی و بریم‌نژاد (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی کارایی فنی، اقتصادی، تخصیصی و مقیاس در تعاونی‌های تولید استان قم پرداختند و برای آزمون این‌که چه عواملی نقش مهمی در تعیین کارایی فنی تعاونی‌های موردبررسی ایفا می‌کنند، مدلی را ارائه داده‌اند که ضمن ارزیابی کارایی فنی و مقیاس نمونه‌های منتخب، منابع عدم کارایی را شناسایی و بر اساس سطح تأثیرگذاری آنها را رتبه‌بندی می‌کند. سعدی (۱۳۸۶) با انجام تحقیقی به ارزیابی تعاونی‌های تولید روستایی در شهرستان کبودرآهنگ پرداخت. نتایج، افزایش سطح آگاهی فنی و تخصیصی، افزایش دسترسی به نهاده‌ها، تسهیل ارتباط روستاییان با مراکز دولتی و توسعه مکانیزاسیون را نقاط قوت تعاونی‌های تولید روستایی عنوان کرد. در مقابل، محدودیت سرمایه و بی‌توجهی به اصول تعاون از مهم‌ترین نقاط ضعف تعاونی‌ها ذکر شده است.

شجری و همکارانش (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به تعیین کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید کشاورزی استان فارس و عوامل مؤثر بر کارایی آنها پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که میزان سرمایه اولیه و کنونی تعاونی‌های تولید کشاورزی و میزان هزینه مربوط به کلیه فعالیت‌های آنها با سود مرزی رابطه مستقیم دارد و میانگین کارایی اقتصادی تعاونی‌های موردبررسی در حدود ۷۴ درصد است. نتایج مطالعه کرباسی و اوحدی (۱۳۹۰) در شهرستان سیرجان نشان داد که متوسط کارایی اقتصادی تعاونی‌های این شهرستان ۷۳ درصد است. همچنین، میزان ارزش سرمایه کنونی شرکت تعاونی با سود مرزی رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد و بین تعداد فعالیت‌های تعاونی با سود مرزی رابطه معکوسی وجود دارد. مظلوم خراسانی و همکاران (۱۳۹۰) دریافتند که آگاهی اعضا، استفاده از رسانه‌های جمعی، توجه به تبلیغات رسانه‌ها و اعتماد به مدیران بیشترین تأثیرات ممکن را بر مشارکت اقتصادی- اجتماعی اعضای تعاونی‌ها دارد. رستگاری‌پور و کیخا (۱۳۹۴) با استفاده از مدل دوگان کارایی بازه‌ای و داده‌های بازه‌ای به بررسی کارایی واحدهای توزیع گوشت در مناطق روستایی زابل پرداختند. نتایج نشان داد که حد بالای کارایی ۵۰ درصد از بنگاه‌های توزیع گوشت زیر ۴۰ درصد و حد پایین کارایی ۸۰ درصد از بنگاه‌ها زیر ۲۰ درصد است. همچنین، نتایج حاصل از تحلیل‌های رگرسیونی نشان داد که متغیرهای تجربه، تحصیلات و نژاد گوسفند زابلی رابطه مثبت و معنی‌داری با کارایی بنگاه‌های توزیع‌کننده گوشت دارد.

در خارج از کشور، جیوزمن و ارکاز[1] (۲۰۰۸) با استفاده از مدل تحلیل پوششی داده‌ها به اندازه‌گیری کارایی فنی در تعاونی‌های کشاورزی ایتالیا پرداختند. درآمد خروجی تعاونی‌های موردبررسی نشان داد که سطح عملکرد و کارایی تعاونی‌های کشاورزی در این کشور به صورت چشم‌گیری کاهش یافته است. سینگ و فلمینگ[2] (۲۰۰۸) در استان‌های پنجاب و هارانا در هندوستان طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۲ به این نتیجه رسیدند که مدیریت تعاونی به تنهایی راه‌حل مؤثری برای افزایش کارایی آن‌ها نیست و افزایش رقابت بین تعاونی‌ها باعث کاهش مخارج آن‌ها به میزان ۳۷ درصد شده است. نتایج تحقیقات جیوزمن و همکارانش[3] (۲۰۰۹) نتایج نشان داد که تعاونی‌های ایتالیایی نسبت به تعاونی‌های اسپانیایی از کارایی بیشتری برخوردارند؛ عواملی نظیر بهینه‌سازی نهاده‌ها و حداکثرسازی کارایی فنی از مزیت‌های تعاونی‌های ایتالیایی بوده و تعاونی‌های اسپانیایی از صرفه‌جویی نسبت به مقیاس برخوردار است. لی و همکارانش[4] (۲۰۱۰) دریافتند عامل مهمی که می‌تواند بر عملکرد تعاونی‌ها اثر بگذارد، فعالیت کشاورزان منطقه است و فاکتورهای دیگری همچون توزیع نهاده‌ها، پایین آمدن مزیت رقابتی تعاونی‌ها برای ادامه فعالیت و پیوستن به سازمان وتو[5] می‌توانند مؤثر واقع شود. بهبودی[6] (۲۰۱۱) در زمینه شناسایی عوامل مؤثر بر موفقیت تعاونی تولیدکنندگان روستایی، با استفاده از روش تحلیل سلسله مراتبی[7] (AHP) نشان داد که عواملی مانند هویت اعضا، عملکرد نوع تعاونی‌ها، مشارکت اعضا، توانایی‌های بازاریابی و قابلیت مدیریت در مجموع ۷۲/۴ درصد از واریانس موفقیت تعاونی‌ها را تبیین می‌کنند. وانگ و همکارانش[8] (۲۰۱۲) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و روش دلفی فازی، به بررسی کارایی تعاونی‌های روستایی و عوامل مؤثر بر آن در شهرستان لانگو کشور چین پرداختند. نتایج نشان داد که کارایی فنی تعاونی‌های کشاورزی باغدار و سبزی‌کار بیشتر از کارایی فنی تعاونی‌های کشاورزی و دام‌پروری است و تعاونی‌های سبزی‌کار و باغدار با استفاده بیشتر از وسایل نقلیه می‌توانند کارایی خود را افزایش دهند. هوانگ و همکارانش[9] (۲۰۱۳) در تحقیقی با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها به بررسی کارایی فنی تعاونی‌های بازاریابی کشاورزی در استان ژجیانگ چین پرداختند. نتایج نشان داد که ناکارآمدی فنی مدیران تعاونی‌ها منبع اصلی ناکارایی فنی است. همچنین، اندازه اهرم مالی و تعداد اعضای هیئت‌مدیره نیز عواملی هستند که اثرات منفی بر کارایی فنی تعاونی‌ها می‌گذارند.

[1] Guzman and Arcas
[2] Singh and Fleming
[3] Guzman et al
[4] Li et al
[6] World Trade Organization
[6] Behboudi
[8] Analytical Hierarchy Process
[8] Wang et al
[9] Huang et al

۳) روش تحقیق

تحقیق حاضر از لحاظ هدف کاربردی، از لحاظ گردآوری داده‌ها میدانی و از لحاظ تجزیه و تحلیل داده‌ها یک تحقیق توصیفی- همبستگی است که شامل توصیف، ثبت، تجزیه و تحلیل و تفسیر شرایط موجود است. در این تحقیق به منظور ارزیابی کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت طی سال ۹۴-۱۳۹۳، سعی شد تا از تمامی مدیران تعاونی‌ها استفاده شود که به دلیل همکاری نکردن برخی از مدیران، نداشتن حساب دفتری و غیرفعال بودن برخی از آن‌ها، تنها ۳۷ تعاونی روستایی و کشاورزی موردبررسی قرار گرفته‌اند. جامعه آماری شامل ۱۵۸ نفر از مدیران و اعضای تعاونی‌ها بوده است. با توجه به محدودیت‌های اقتصادی و زمانی، برای جمع‌آوری داده‌ها در این مطالعه از روش نمونه‌گیری تصادفی[1] استفاده شد و حجم نمونه موردنظر با استفاده از فرمول کوکران ۴۳ نفر برآورد شده است. پس از تعیین حجم نمونه، داده‌های موردنیاز با مصاحبه حضوری و تکمیل پرسشنامه از اعضای نمونه جمع‌آوری گردید. برای تعیین روایی ابزار تحقیق از روش پانل متخصصان استفاده شده است. پایایی و اعتبار پرسشنامه نیز با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ تعیین گردید. جدول ۱، نتایج به دست آمده را بازگو می‌کند:

جدول شماره (۱): نتایج روش آلفای کرونباخ برای بخش‌های مختلف پرسشنامه تنظیمی

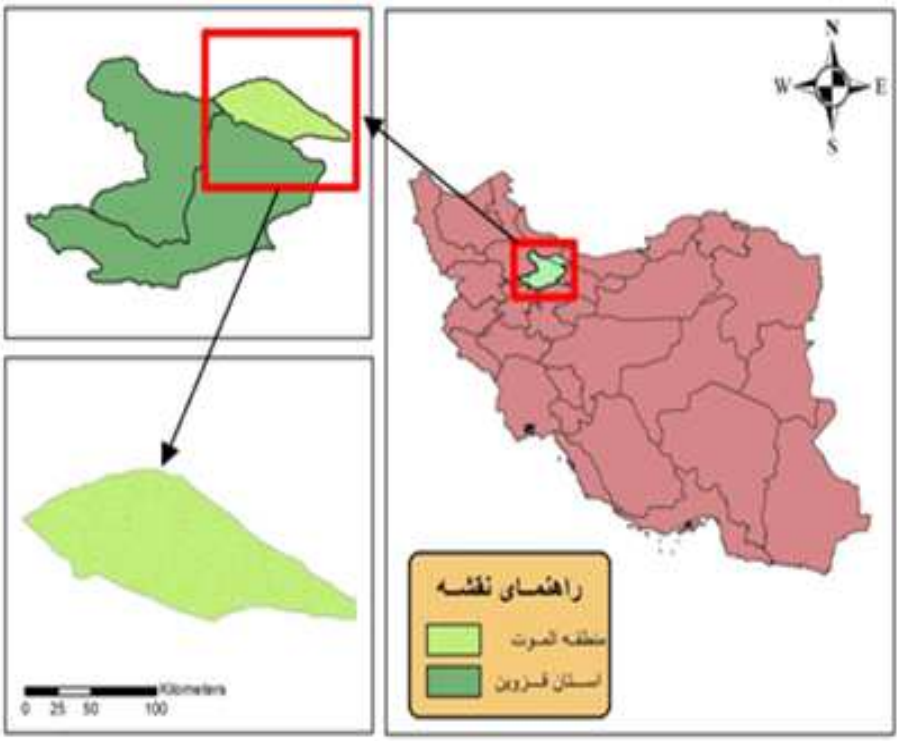
بخش‌های مختلف پرسشنامه تنظیمی	تعداد گویه‌ها	آلفای کرونباخ
ویژگی‌های کمی و کیفی اعضا و مدیران تعاونی‌ها	۶	۰/۷۹
وضعیت ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی تعاونی‌ها	۸	۰/۸۶
عوامل مؤثر بر میزان کارایی یا عملکرد تعاونی‌ها	۵	۰/۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۴.

با توجه به نتایج جدول شماره ۱، ملاحظه می‌شود که ضریب آلفای کرونباخ برای کلیه بخش‌های پرسشنامه بیشتر از ۰/۷ به دست آمده است. بنابراین، پرسشنامه مورد استفاده در این تحقیق از پایایی و اعتبار بالایی برخوردار است. تحلیل داده‌های استخراجی از پرسشنامه‌ها در این مطالعه به کمک نرم‌افزار Excel و حل مدل‌های ارائه شده به کمک نرم‌افزار GAMS نسخه ۲۴/۱ صورت گرفت. در ادامه، هر یک از مراحل تحقیق توضیح داده شده است.

محدوده مطالعاتی تحقیق حاضر شامل ناحیه الموت است که در شمال شرق استان قزوین واقع شده است. این ناحیه بر اساس آخرین تقسیمات جغرافیایی دارای دو بخش الموت شرقی و الموت غربی است (سازمان جهاد کشاورزی استان قزوین، ۱۳۹۳). شکل ۱، موقعیت ناحیه موردمطالعه را نشان می‌دهد.

[1] Random Sampling



شکل شماره (۱): موقعیت جغرافیایی ناحیه الموت

منبع: پرهیزکاری و همکاران، ۱۳۹۴

ناحیه الموت نقش مهمی در تولید محصولات کشاورزی استان قزوین دارد، به طوری که با بیش از ۷۴۰۰ بهره‌بردار کشاورزی سهم بالایی در زمینه اشتغال این بخش (کشاورزی) به خود اختصاص داده است (پرهیزکاری و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۲). در زمینه فعالیت تعاونی‌های تولیدی نیز با ۳۲ تعاونی روستایی فعال، ۲۱۱ عضو و ۱۳۵ نیروی‌کار شاغل رتبه اول در شهرستان قزوین دارد. تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت در زیر بخش‌های زراعت، باغبانی، دامداری و آبزی‌پروری مشغول به فعالیت هستند و بیشترین میزان اشتغال را در بین سایر تعاونی‌های این ناحیه (تعاونی‌های صنعتی، خدماتی، عمرانی و مسکن) به خود اختصاص داده‌اند (سازمان تعاون و رفاه اجتماعی استان قزوین، ۱۳۹۳).

۱-۳) رهیافت ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)

وضعیت کارایی مطلق واحدهای تولیدی قابل مشاهده نیست. بنابراین جهت بررسی کارایی، کارایی یک واحد تولیدی نسبت به واحد تولیدی دیگر اندازه‌گیری می‌شود. به طور کلی، دو روش عمده برای برآورد کارایی نسبی واحدهای تولیدی وجود دارد که یکی روش پارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها و دیگری روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها است (محمودآبادی و مشبکی،۱۳۹۲: ۸۳). روش پارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها به بررسی و تحلیل تابع تولید مرز تصادفی[1] (DEA) می‌پردازد. روش

[1] Stochastic Frontier Analysis

ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها[1] (SFA) که ابتدا توسط فارل (Farrell, 1957: 256) مطرح شد، از روش برنامه‌ریزی خطی استفاده می‌نماید و هیچ‌گونه فرض اولیه‌ای مبنی بر ارتباط تبعی بین نهاده‌ها و ستانده‌ها در نظر نمی‌گیرد. این روش‌ها بعدها به وسیله چارنز و همکاران (Charnes *et al.*, 1978: 435)، بجورک و همکاران (Bjurek *et al.*, 1990: 217) و کویلی و همکاران (Coelli *et al.*, 1998: 67) توسعه یافت. با این حال، انتخاب بهترین روش جهت اندازه‌گیری کارایی، ساده و آسان ناست، اما درجه اطمینان جهت انتخاب بین روش‌های موجود بستگی به هدف‌های پژوهش دارد (Farrell, 1957: 256; Huang *et al.*, 2013: 116).

۲-۳) روش اندازه‌گیری ویژه[2] (SM)

در الگوی ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها فرض بر این است که نهاده‌ها و ستانده‌ها را می‌توان به صورت متناسب بهبود بخشید. به عبارت دیگر، برای کارآمدتر شدن یک واحد تصمیم‌گیرنده باید همه‌ی ارزش‌های هدف برنامه‌ریزی شده برای نهاده‌ها در نهاده‌ی محور و برای ستانده‌ها در ستانده‌ی محور تحقق یابد. در برخی موارد کارآمدتر نمودن همه‌ی نهاده‌ها یا همه‌ی ستانده‌های موجود، غیرممکن است. در این‌گونه شرایط از بین روش‌های ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها، روش اندازه‌گیری ویژه (خاص) برای برآورد کارایی واحدهای تولیدی مورداستفاده قرار می‌گیرد (Aigner *et al.*, 1997: 26). در این روش، هدف ارزش دادن به داده‌های خاص یا ستانده‌های ویژه است. به همین دلیل، تنها به داده‌هایی که موردعلاقه است اهمیت داده می‌شود. از این نوع مدل‌ها می‌توان جهت برآورد کارایی واحدهای تولیدی در شرایط وجود یک نهاده- یک ستانده یا چند نهاده- چند ستانده استفاده کرد (Yan li and Chuan zhe, 2009: 1637). به طور کلی، مدل اندازه‌گیری ویژه را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Min\ \theta \qquad (۱)$$

Subject to:

$$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \le \theta x_{i0} \qquad i = 1,2,...,m \qquad (۲)$$

$$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} \le \theta x_{r0} \qquad r = 1,2,...,s \qquad (۳)$$

$$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \le x_{i0} \qquad i = 1,2,...,m \qquad (۴)$$

$$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1 \qquad j = 1,2,...,n \qquad (۵)$$

$$\lambda_j \ge 0 \qquad j = 1,2,...,n \qquad (۶)$$

[1] Data Envelopment Analysis
[3] Specific Measurement Method

در رابطه فوق، θ یک اسکالر، λ برداری از مقادیر غیرمنفی، x_i و y_r نهاده‌ها و ستانده‌های بنگاه j ام، m تعداد نهاده‌ها، s تعداد ستانده‌ها و n تعداد بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. مقدار θ بیانگر میزان کارایی فنی بنگاه j ام است که کمتر یا مساوی با یک است. مقدار یک نمایانگر این است که واحد تولیدی کاملاً کارآ است و روی مرز کارآ قرار دارد. بنابراین، سطح نهاده‌های جاری نمی‌تواند کاهش یابد. مسئله برنامه‌ریزی خطی فوق باید برای هر بنگاه (n مرتبه) حل شود. پس از n مرتبه حل مسئله، به دست آمدن مقدار یک برای هر بنگاه، نمایانگر کارایی فنی است (Yan li and Chuan zhe, 2009: 1638).

۳-۳) کارایی احتمالی

روش DEA، روشی برای تخمین کارایی واحدهای تصمیم‌گیری[1] (DMU) با در نظرگرفتن چندین نهاده و ستانده است. فرض کنید n واحد تصمیم‌گیری (DMU_j) برای ارزیابی وجود دارد. برای هر واحد تصمیم‌گیری j=1,…,n، تعاریف زیر بیان می‌شود که در آن، $i = 1,...,m$ تعداد نهاده، $r = 1,...,q$ تعداد ستانده، $x_j = (x_{1j},...,x_{mj})^T$ بردار نهاده و $y_j = (y_{1j},...,y_{qj})^T$ بردار ستانده. در این حالت، مجموعه امکانات تولید[2] (PPS) به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (Chellattan *et al.*, 2011: 69).

$$PPS = \left\{ (x, y) : x = \sum_{j=1}^{n} x_j \lambda_j, \quad y = \sum_{j=1}^{n} y_j \lambda_j, \quad \sum_{j=1} \lambda_j = 1, \quad \lambda_j \geq 0, \quad \forall_j \right\} \qquad (۷)$$

تعاریف فوق مفاهیم کارایی مدل‌های DEA قطعی را زمانی که هیچ امکان تخطی از ویژگی‌های PPS یا کارایی غالب وجود نداشته باشد، بازگو می‌کنند. اما، در چارچوب کارایی تصادفی احتمالی فرض بر آن است که برای هر DMU_j و j=1,…,n، عدم قطعیت با متغیرهای تصادفی که در یک فضای احتمال مشخص تعریف شده‌اند، نمایش داده می‌شود. بنابراین $\tilde{\mathbf{y}}_j(\omega)$ و $\tilde{\mathbf{x}}_j(\omega)$ 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 می‌تواند با مقایسه مشترک نهاده‌ها و ستانده‌های DMU_j مورد بررسی با هر یک از DMU_j های دیگر، کارایی غالب تصادفی را متبادر سازد (Chellattan *et al.*, 2011: 69). هونگ و لی (Huang and Li, 1996: 398) پیشنهاد می‌کنند که برای یک ضریب مشخص $\alpha \in [0,1]$، DMU_k به طور تصادفی بر کارایی خود سلطه ندارد، اگر و فقط اگر یک احتمال مشترک کمتر یا مساوی با α وجود داشته باشد که برخی از DMU های دیگر، کارایی غالب مربوط به DMU_k را نشان دهند. بنابراین، کارایی تصادفی DMU_k می‌تواند با حل مدل تصادفی زیر به دست آید، به طوری که محدودیت $\sum_{j=1}^{n} \lambda = 1$ و نامساوی $\lambda \geq 0$ برقرار باشد:

[1] Decision Making Unit
[2] Production Possibilities Set

$$\alpha^{*} = \max_{\lambda} \mathrm{P} \left\{ \begin{array}{ll} \sum_{j=1}^{n} \tilde{x}_{ij}(\omega)\lambda_j \le \tilde{x}_{ik}(\omega), & i = 1,..., m \\ \sum_{j=1}^{n} \tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j \le \tilde{y}_{rk}(\omega), & r = 1,..., q \end{array} \right\} \qquad (۸)$$

در رابطه فوق، p بیانگر احتمال و $\tilde{\alpha}^{*}$ نشان‌دهنده ریسک‌پذیری تصمیم‌گیرنده است که ناشی از شناسایی نادرست DMU_k به عنوان DMU تصادفی غیرغالب بر کارایی خود است. هر چقدر مقدار $\tilde{\alpha}^{*}$ بیشتر باشد، ریسک این‌که DMU_k به طور تصادفی تحت سلطه DMUهای دیگر باشد، بیشتر و اطمینان از کارایی آن کمتر است. اگر $\alpha^{*} \le \alpha$ باشد، آنگاه DMU_k کارای تصادفی α است. اما، اگر DMU_k کارای تصادفی α باشد، آنگاه مقدار هدف بهینه رابطه (۸) کمتر از α خواهد بود (Bruni *et al.*, 2009: 223). 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 تقریباً صد درصد را مطرح می‌کنند:

$$\max_{\lambda} \quad \mathrm{P} \left\{ \sum_{i=1}^{m} \left(\sum_{j=1}^{n} \tilde{x}_{ij}(\omega)\lambda_j - \tilde{x}_{ik}(\omega) \right) + \sum_{r=1}^{q} \left(\tilde{y}_{rk}(\omega) - \sum_{j=1}^{n} \tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j \right) < 0 \right\} \qquad (۹)$$

Subject to:

$$p \left(\sum_{j=1}^{n} \tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j > \tilde{y}_{rk}(\omega) \right) \ge 1 - \varepsilon, \quad r = 1,..., q \qquad (۱۰)$$

$$p \left(\sum_{j=1}^{n} \tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j > \tilde{y}_{rk}(\omega) \right) \ge 1 - \varepsilon, \quad r = 1,..., q \qquad (۱۱)$$

$$p \left(\sum_{j=1}^{n} \tilde{x}_{rj}(\omega)\lambda_j < \tilde{x}_{ik}(\omega) \right) \ge 1 - \varepsilon, \quad i = 1,..., m \qquad (۱۲)$$

$$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1, \quad \lambda_j \ge 0, \quad j = 1,..., n \qquad (۱۳)$$

در روابط بالا، ε مقدار بی‌نهایت کوچک است و تنها محدودیت‌های تصادفی جداگانه (روابط ۱۰ تا ۱۳) در مدل وارد می‌شود. قضیه فوق که توسط هونگ و لی (۱۹۹۶) مطرح شده است، مربوط به تعیین کارایی تصادفی α برای تمام DMU_kها است که به عنوان راه‌حلی برای مسائل برنامه‌ریزی یک مجموعه از محدودیت‌های تصادفی با اطمینان تقریباً ۱۰۰ درصد اعمال می‌شود (Bruni *et al.*, 2009: 224).

۴-۳) رهیافت ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌های تصادفی (SDEA)

به طور کلی در مدل‌های DEA متداول، از داده‌های دقیق و قطعی برای سنجش کارایی واحدهای تصمیم‌گیری استفاده می‌شود (Charnes, 1978: 436). از آنجایی که در دنیای واقعی تصمیم‌گیرنده با شرایط ریسک و عدم قطعیت روبروست، نمی‌توان مقادیر دقیقی برای هر یک از ستانده‌ها و نهاده‌ها مشخص نمود و این کار دقت و صحت مدل را زیر سؤال خواهد برد. به منظور رفع این مشکل و امکان

وارد کردن شرایط ریسک و عدم قطعیت در تعیین کارایی هر یک از واحدهای تصمیم‌گیری، می‌توان از روش تحلیل پوششی داده‌های تصادفی[1] (SDEA) استفاده کرد (Compbell *et al.*, 2008: 216).

در مورد مدل‌های کارایی تصادفی اولین تلاش در این زمینه توسط لند و همکاران (Land *et al.*, 1993: 548) با تغییر محدودیت مدل چارنز و کوپر (Charnes and Cooper, 1959: 76) انجام گرفت و مدلی برای ارزیابی کارایی در شرایط عدم حمیت ارائه شد. در این مدل یک محدودیت تصادفی (احتمال) که در آن نهاده‌ها به صورت واقعی و ستانده به طور تصادفی نرمال توزیع شده، وارد می‌شود (Bruni *et al.*, 2009: 224). قابلیت مدل کارایی تصادفی SDEA در این است که نقاط ضعف اغلب روش‌هایی را که به منظور مقایسه کارایی از ابزارهای کمی استفاده می‌کنند (مانند DEA) و اتکای آنها تنها بر اطلاعات مربوط به دوره زمانی است که واحدهای تحت بررسی این دوره را سپری کرده‌اند (اطلاعات گذشته)، رفع می‌کند. با توجه تئوری لند لوور[2] می‌توان مدل تحلیل پوششی داده‌های تصادفی را برای تعیین کارایی DMU_k به صورت زیر نشان داد (Land *et al.*, 1993: 548; Chellattan *et al.*, 2011: 71):

$$Min\ \theta \qquad (۱۴)$$

Subject to:

$$p\left(\sum_{j=1}^{n}\tilde{x}_{ij}(\omega)\lambda_j < \theta\tilde{x}_{ik}(\omega)\right) \geq \alpha, \qquad i = 1,...,\ m \qquad (۱۵)$$

$$p\left(\sum_{j=1}^{n}\tilde{y}_{rj}(\omega)\lambda_j > \tilde{y}_{rk}(\omega)\right) \geq \alpha, \qquad r = 1,...,\ q \qquad (۱۶)$$

$$\sum_{j=1}^{n}\lambda_j = 1, \quad \lambda_j \geq 0, \qquad j = 1,...,\ n \qquad (۱۷)$$

در روابط فوق، θ عامل ادغام (محدود شده) شعاعی نهاده و $\alpha \in (0,1)$ احتمال برآورده شدن محدودیت‌ها است. این مدل به دنبال حداقل نمودن عامل ادغام برای DMU_k مشروط به دو مجموعه از محدودیت‌های تصادفی است. مجموعه محدودیت‌های اول (رابطه ۱۵)، مربوط به طرف نهاده است و تضمین می‌کند احتمال این‌که بهترین عملکرد، نهاده‌ای بیشتر از مقدار $\theta\tilde{x}_k(w)$ مصرف نکند باید بیشتر یا مساوی با α باشد. مجموعه محدودیت‌های دوم (رابطه ۱۶)، تضمین می‌کند احتمال اینکه ستانده‌های مشاهده‌شده پایین‌تر از بهترین سطح عملکرد قرار گیرند، باید بزرگ‌تر یا مساوی با یک سطح آستانه‌ای α باشد. بدین ترتیب با توجه به تابع هدف و مجموعه محدودیت‌های فوق برای محاسبه کارایی تصادفی در سطوح مختلف شانس استفاده می‌شود (Land *et al.*, 1993: 548; Chellattan *et al.*, 2011: 71).

[1] Stochastic Data Envelopment Analysis
[2] Land Lovell Model

۵-۳) بررسی عوامل مؤثر بر کارایی تعاونی‌های تولید

با توجه به وجود وابستگی ذاتی میان مقادیر مختلف کارایی، می‌توان برای تعیین عوامل مؤثر بر کارایی از مدل رگرسیونی بوت‌استرپ[1] استفاده کرد (Simar and Wilson, 2007: 43). این تکنیک آماری نسبتاً جدید، می‌تواند جهت برآورد فواصل اطمینان تخمین‌زن‌های آماری بر مبنای یک نمونه محدود استفاده شود. درواقع روش رگرسیونی بوت‌استرپ رویکردی شبیه‌سازی همانند مونت‌کارلو است، با این اختلاف که در این روش هیچ فرض پارامتریکی برای نرمال بودن توزیع جامعه وجود ندارد و از نمونه برای تخمین توزیع جامعه استفاده می‌شود. در بوت‌استرپ نمونه‌گیری از نمونه اولیه $X=(x_1,...,x_n)$، با جای‌گذاری انجام شده و نمونه جدید با $X^*=(x_1^*,...,x_n^*)$ نمایش داده می‌شود. شکل کلی تابع رگرسیونی در این روش به صورت زیر است (Simar and Wilson, 2007: 43; Fu *et al.*, 2011: 89):

$$\hat{TE}_j = \alpha + \beta_j \sum_{j=1}^{k} LnX_{ij} + \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \qquad (۱۸)$$

در رابطه فوق، $\hat{TE}_j$ کارایی اقتصادی تعاونی jام، X_i بردار $m\times 1$ از مقدار نهاده‌های تولید iام، β بردار $m\times 1$ از پارامترهای مجهول و ε_i جمله پسماند است. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 بوده و رابطه $\varepsilon_j \geq 1-\alpha-Z_{ij}\delta$ برای آن برقرار است (Simar and Wilson, 2007: 44; Fu *et al.*, 2011: 89). تابع فوق برای عوامل موردنظر در این مطالعه به صورت رابطه زیر بیان می‌شود:

$$\hat{TE}_j = \alpha + \beta_1 LnX_{i1} + \beta_2 LnX_{i2} + \beta_3 LnX_{i3} + ... \beta_6 LnX_{i6} + \beta_7 X_{i7} + \beta_8 X_{i8} + \varepsilon_i \qquad (۱۹)$$

در رابطه فوق، متغیرهای توضیحی x_{i1} میزان تحصیلات مدیرعامل، x_{i2} سابقه مدیریتی مدیرعامل، x_{i3} فاصله شرکت تعاونی از مرکز شهر، x_{j4} اندازه تعاونی (تعداد اعضای تعاونی)، x_{i5} شرکت در کلاس‌های آموزشی و بازدید از مراکز تحقیقاتی، x_{i6} سرمایه اولیه تعاونی، x_{i7} میزان سرمایه‌گذاری در تعاونی و x_{i8} وجود شغل دیگر (دوم) برای مدیرعامل به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر کارایی تعاونی‌های روستایی در ناحیه موردنظر، موردبررسی قرار گرفته‌اند.

۴) یافته‌های تحقیق

مقادیر توصیفی (حداقل، حداکثر، میانگین و انحراف معیار) مربوط به متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق برای تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت در جدول شماره ۲ نشان داده شده است. نتایج این جدول حاکی از آن است که مدیران تعاونی‌های ناحیه الموت افرادی میان‌سال با سابقه مدیریت بالا بوده و

[1] Bootstrap Regression Model

همچنین، اختلاف زیادی بین حداقل و حداکثر سود، مخارج و درآمد تعاونی‌های روستایی این ناحیه وجود دارد.

جدول شماره (۲): توصیف آماری متغیرهای مورد استفاده برای تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت

نام متغیر	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف معیار
کل درآمد ناخالص سالیانه تعاونی‌ها (میلیون ریال)	۲۶۴۰۰	۱۹۸	۳۹۷۴	۵۷۴۳
ارزش سود سالیانه تعاونی‌ها (میلیون ریال)	۶۹۷۰	۴۷	۹۸۶	۱۵۲۲
ارزش سرمایه اولیه تعاونی‌ها (میلیون ریال)	۵۳۱۰	۲۵	۴۰۹	۸۲۷
ارزش سرمایه کنونی تعاونی‌ها (میلیون ریال)	۷۱۰۰	۶۳	۱۲۳۰	۱۶۴۶
میزان کل مخارج سالیانه تعاونی‌ها (میلیون ریال)	۱۹۶۰۰	۱۷۸	۲۷۵۲	۳۷۹۱
حقوق سالیانه کارمندان تعاونی‌ها (میلیون ریال)	۶۲۰	۳۰	۲۰۴	۱۴۷
ارزش کل دارایی تعاونی‌ها (میلیون ریال)	۴۵۳۰۰	۶۷۰	۷۵۱۰	۹۲۸۹
تعداد نیروی انسانی مشغول به کار (نفر- روز)	۱۳	۱	۴/۱۲	۳/۶۱
تحصیلات مدیرعامل (ابتدایی، راهنمایی و....)	۷	۱	۳/۵۷	۲/۰۷
شرایط سنی مدیرعامل (سال)	۷۳	۲۸	۴۶/۱	۷/۲۳
سابقه مدیریتی مدیرعامل (سال)	۲۵	۲	۹/۱۳	۴/۱۹
فاصله تعاونی از مرکز شهر (کیلومتر)	۲۹	۷	۱۶/۴۰	۹/۸۶
سابقه تعاونی در امر تولید (سال)	۲۱	۲	۹/۱۷	۵/۱۳
وضعیت شغلی مدیرعامل (چند شغلی بودن)	۳	۱	۱/۴۲	۰/۹۲

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۴.

افزون بر یافته‌های فوق، نتایج حاصل از پرسشنامه‌های تکمیلی نشان داد که حدود ۳۷ درصد از مدیران تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت بیش از ۴۰ سال سن دارند. همچنین، حدود ۴/۳ درصد مدیران بیش از ۵۵ سال سن دارند. نکته دیگری که می‌توان به آن اشاره کرد این است که بیش از ۵۶ درصد مدیران و اعضای تعاونی‌های تولید روستایی دارای تحصیلات دانشگاهی بوده که از این میان بیش از ۱۱ درصد آنان تخصص در زمینه تولیدات تعاونی داشته‌اند. حدود ۲۴ درصد از اعضای هیئت مدیره نیز دارای تحصیلات زیر دیپلم هستند. به لحاظ نظام بهره‌برداری، نتایج نشان می‌دهد که ۶۸ درصد تعاونی‌ها دارای مالکیت خصوصی بوده و ۳۲ درصد به شیوه مشترک بهره‌برداری می‌شود. در زمینه سابقه کار نیز نتایج تحلیلی پرسشنامه‌ها گویای آن است که در حدود ۱۷ درصد از مدیران بالاتر از ۱۵ سال و حدود ۸۳ درصد کمتر از ۱۵ سال سابقه کار در مدیریت تعاونی دارند.

پس از تحلیل نتایج پرسشنامه‌های تنظیمی، ضریب همبستگی متغیرهای استفاده شده در کارایی تصادفی موردبررسی قرار گرفت. جدول شماره ۳، نتایج به دست آمده را برای متغیرهای X_1 حقوق کارمندان تعاونی، X_2 ارزش کل دارایی تعاونی، X_3 هزینه‌های جاری، X_4 مخارج کل تعاونی و X_5 نیروی کار استخدامی طی یک سال نشان می‌دهد. همچنین، ملاحظه می‌شود که متغیرهای X_2 با X_3 و X_4 با

X_3 روابط معنی‌داری دارد و از همبستگی نسبتاً زیادی برخوردار هستند. برای رفع همبستگی بین متغیرهای مذکور در این مطالعه از روش تحلیل پوششی داده‌های تصادفی استفاده شد. یکی از ویژگی‌های مهم این روش، رفع همبستگی بین نهاده‌ها و ستانده است که این عمل با فرآیند تصادفی-کردن داده‌های مورد استفاده صورت می‌گیرد.

جدول شماره (۳): برآورد ضرایب همبستگی نهاده‌های استفاده شده در کارایی تصادفی

نهاده‌ها	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	۱	-	-	-	-
X_2	۰/۱۷۶	۱	-	-	-
X_3	۰/۲۰۸	۰/۸۷۲	۱	-	-
X_4	۰/۱۴۷	۰/۷۸۹	۰/۸۵۰	۱	-
X_5	۰/۷۳۵	۰/۵۳۸	۰/۵۴۱	۰/۵۰۶	۱

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۴.

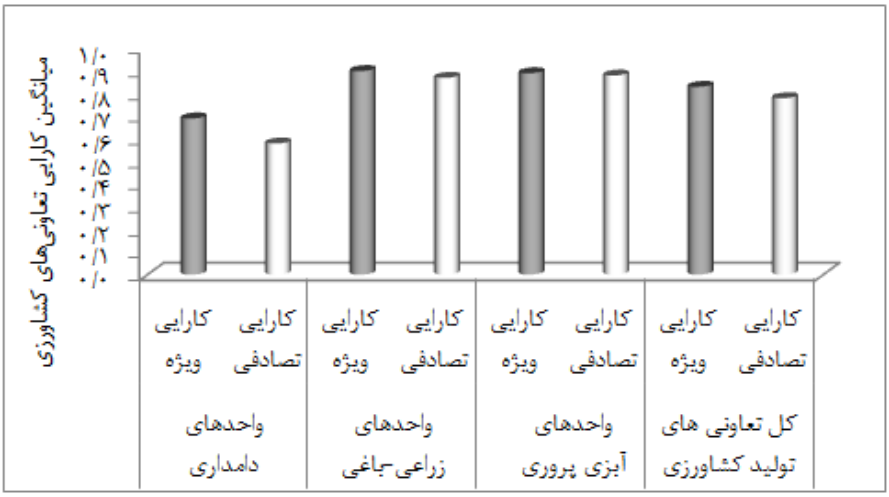
جدول شماره ۴ نتایج حاصل از مدل کارایی تصادفی و روش ویژه را برای تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت نشان می‌دهد. با توجه به نتایج این جدول، ملاحظه می‌شود که میانگین کارایی تصادفی به دست آمده برای واحدهای دامداری، زراعی- باغی و آبزی‌پروری در ناحیه الموت به ترتیب معادل ۰/۵۸، ۰/۸۷ و ۰/۸۸ است. این امر حاکی از آن است که تعاونی‌های دامداری در این ناحیه نسبت به تعاونی‌های زراعی- باغی و آبزی‌پروری از کارایی پایین‌تری برخوردار است. علت اصلی ناکارایی این تعاونی‌ها ضعف مدیریتی در آن‌ها و میزان بالای مخارج این تعاونی‌ها نسبت به سطح درآمد آنها است. به‌طور کلی، ناکارآمدی تعاونی‌های دامداری نسبت به سایر تعاونی‌های تولیدی در ناحیه الموت 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 دارای کارایی نسبتاً پایینی باشد.

نتایج به دست آمده برای دیگر واحدها نشان می‌دهد که تعاونی‌های آبزی‌پروری و زراعی- باغی در ناحیه موردمطالعه از کارایی اقتصادی بالایی برخوردار هستند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که میانگین کارایی تصادفی تعاونی‌های روستایی ناحیه الموت در حدود ۰/۷۸ و کارایی ویژه آن‌ها در حدود ۰/۸۳ است. مقادیر برآورد شده کارایی حاکی از وجود بازدهی نسبتاً متوسط برای تعاونی‌های روستایی این ناحیه است. شکل شماره ۲ نیز، وضعیت عملکرد (کارایی) تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت را طی سال زراعی ۹۴-۱۳۹۳ نشان می‌دهد:

جدول شماره (۴): میزان کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت در سال ۹۴-۱۳۹۳

نوع فعالیت تولیدی	نام تعاونی موردبررسی	کارایی ویژه (SM)	کارایی تصادفی (SDEA)
واحدهای دامداری (گروه ۱)	تولید دام سنبل‌آباد	۰/۶۲	۰/۵۴
	صداقت سبز الموت	۰/۷۰	۰/۵۸
	دامداری قورچی‌بیگی	۰/۷۹	۰/۶۰
	کشت سبز رازمیان	۰/۷۲	۰/۷۳
	پرورش دام علیپور	۰/۶۵	۰/۵۴
میانگین گروه (۱)		۰/۶۹	۰/۵۸
واحدهای زراعی- باغی (گروه ۲)	دشت باغ شاه‌کوه	۰/۸۶	۰/۷۸
	تعاونی کشاورزی چرشده	۰/۸۴	۰/۸۴
	دشت جاوید معلم‌کلایه	۱/۰۰	۱/۰۰
	زراعت گستر بهرم‌آباد	۰/۷۹	۰/۷۶
	کشت سبز شمس‌کلایه	۱/۰۰	۰/۹۹
میانگین گروه (۲)		۰/۹۰	۰/۸۷
واحدهای آبزی‌پروری (گروه ۳)	پرورش ماهی هیر	۰/۸۸	۰/۸۹
	سرد آبی شکوهمند	۱/۰۰	۱/۰۰
	آبزی‌پروری شهرک	۰/۷۹	۰/۸۱
	ماهی سیالان الموت	۰/۹۰	۰/۸۹
	آبزی‌پروری نگین	۰/۸۵	۰/۸۴
میانگین گروه (۳)		۰/۸۹	۰/۸۸
حداقل کارایی تعاونی‌های تولید کشاورزی		۰/۶۲	۰/۵۴
میانگین کارایی تعاونی‌های تولید کشاورزی		۰/۸۳	۰/۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۴.



شکل شماره (۲): مقایسه کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت (۹۴-۱۳۹۳)

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۴.

جدول شماره ۵، کارایی تعاونی‌های روستایی ناحیه الموت را با استفاده از مدل کارایی تصادفی با محدودیت شانس تحت شرایط ریسک‌پذیری داده‌ها نشان می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده در این جدول، ملاحظه می‌شود که با افزایش ضریب ریسک‌پذیری داده‌ها (α) در مدل کارایی تصادفی با محدودیت شانس، میزان متوسط کارایی واحدهای موردمطالعه افزایش می‌یابد، به‌طوری که با تغییرات ضریب آلفا از ۵۰ تا ۹۵ درصد، این میزان از ۸۳ به ۸۶ درصد می‌رسد. میزان حداقل کارایی تعاونی‌ها نیز از ۶۲ تا ۶۷ درصد تغییر می‌کند.

جدول شماره (۵): میزان کارایی تعاونی‌های روستایی ناحیه الموت تحت شرایط ریسک‌پذیری (با محدودیت شانس α)

نوع فعالیت تولیدی	نام تعاونی	α= 0/50	α= 0/75	α= 0/95
واحدهای دامداری (گروه ۱)	تولید دام سنبل‌آباد	۷۵	۷۷	۷۸
	صداقت سبز الموت	۸۰	۸۰	۸۲
	دامداری قورچی‌بیگی	۷۱	۷۳	۷۵
	کشت سبز رازمیان	۶۳	۶۵	۶۷
	پرورش دام علیپور	۷۰	۷۲	۷۲
میانگین گروه (۱)		۷۱	۷۳	۷۵
واحدهای زراعی- باغی (گروه ۲)	دشت باغ شاه‌کوه	۹۱	۹۱	۹۳
	تعاونی کشاورزی چرشده	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	دشت جاوید معلم‌کلایه	۶۲	۶۴	۶۷
	زراعت گستر بهرم‌آباد	۸۴	۸۴	۸۵
	کشت سبز شمس‌کلایه	۹۹	۱۰۰	۱۰۰
میانگین گروه (۲)		۸۷	۸۷	۸۹
واحدهای آبزی‌پروری (گروه ۳)	پرورش ماهی هیر	۹۲	۹۴	۹۵
	سرد آبی شکوهمند	۸۶	۸۸	۸۹
	آبزی‌پروری شهرک	۹۹	۱۰۰	۱۰۰
	ماهی سیالان الموت	۸۰	۸۲	۸۵
	آبزی‌پروری نگین	۹۹	۱۰۰	۹۹
میانگین گروه (۳)		۹۱	۹۳	۹۴
میانگین کل کارایی تعاونی‌های تولید کشاورزی		۸۳	۸۴	۸۶
حداقل میزان کارایی تعاونی‌های تولید کشاورزی		۶۲	۶۵	۶۷

منبع: یافته های پژوهش، ۱۳۹۲.

افزون بر یافته‌های فوق، نتایج جدول شماره ۵ حاکی از آن است که میزان متوسط کارایی واحدهای دامداری (۷۱ تا ۷۵ درصد) در ناحیه الموت تحت شرایط عدم قطعیت و ریسک‌پذیری داده‌ها نسبت به واحدهای زراعی- باغی (۸۷ تا ۸۹ درصد) و آبزی‌پروری (۹۱ تا ۹۴ درصد) پایین‌تر است که این امر ضعف برنامه‌های مدیریتی در فرآیند تولید دام (گاو، گوسفند و گوساله) و عملکرد نامناسب واحدهای دامداری ناحیه را نشان می‌دهد. بیشترین میزان کارایی تصادفی نیز تحت شرایط ریسک‌پذیری حدود ۹۱ تا ۹۴

درصد است که مربوط به واحدهای آبزی‌پروری در این ناحیه است. این میزان کارایی حاکی از وجود برنامه‌های مدیریتی مناسب و عملکرد نسبتاً بالای تولید در واحدهای آبزی‌پروری ناحیه است. به طور کلی، نتایج جدول شماره ۵ نشان می‌دهد که هر چه مقدار ریسک‌پذیری داده‌ها افزایش یابد، حداقل کارایی تعاونی‌ها از مقدار واقعی خود فاصله گرفته و میزان اعتماد به برآورد کارایی تصادفی کاهش می‌یابد. با توجه به نتایج به دست آمده از مدل کارایی تصادفی با محدودیت شانس می‌توان نتیجه گرفت که میزان مطلوب کارایی تعاونی‌های تولید روستایی و کشاورزی ناحیه الموت در سطح آلفای ۰/۵۰ درصد حاصل می‌شود که در برآورد اول جدول شماره ۵ آورد شده است و بیشتر از برآوردهای دوم و سوم این جدول (در سطح آلفای ۰/۷۵ و ۰/۹۵ درصد) قابل اعتماد است.

جدول شماره ۶، نتایج برآورد متغیرهای کمی تأثیرگذار بر کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت را پس از تخمین تابع رگرسیونی بوت استرپ در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح احتمال ۵ درصد) نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که در بین متغیرهای موردبررسی، دو متغیر فاصله شرکت تعاونی از مرکز شهر و سرمایه‌گذاری در تعاونی بر روی کارایی آن اثر معنی‌داری می‌گذارند. منفی بودن فاصله اطمینان ضریب برآورد شده متغیر فاصله تعاونی تا مرکز شهر (۰/۰۶- تا ۰/۰۱۸-) حاکی از آن است که این متغیر بر میزان کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت اثر معکوس دارد. بدین معنی که هر چه فاصله تعاونی تولید روستایی از شهر دورتر شود، میزان کارایی آن کاهش می‌یابد. نتایج تخمینی برای تابع رگرسیونی کارایی تعاونی‌های روستایی حاکی از آن است که با افزایش یک درصدی متغیر فاصله تعاونی تا مرکز شهر، میزان کارایی تعاونی تولیدی ۰/۶ تا ۰/۱۸ درصد کاهش می‌یابد. متغیر معنی‌دار دیگر سرمایه‌گذاری در تعاونی است که رابطه مستقیمی با میزان کارایی تعاونی‌های روستایی ناحیه الموت دارد. در واقع، فاصله اطمینان برآورد شده برای ضریب متغیر سرمایه‌گذاری در تعاونی (۰/۰۷۴ تا ۰/۰۶) حاکی از آن است که این متغیر اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه موردمطالعه دارد؛ به طوری که با افزایش یک درصدی میزان سرمایه‌گذاری تعاونی-های تولیدی، کارایی آنها در حدود ۰/۷۴ تا ۰/۶ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، کاهش یک درصدی سرمایه‌گذاری در تعاونی‌ها نیز کاهشی معادل مقدار فوق را برای کارایی این تعاونی‌ها در پی خواهد داشت. علاوه بر متغیرهای کمی فوق، اثرات عوامل دیگری مانند سن و سابقه مدیرعامل، سرمایه اولیه و تعداد اعضا بر کارایی تعاونی‌ها در سطح اطمینان موردنظر بررسی شد که نتایج عدم معنی‌داری اثرات متغیرهای مذکور را بر کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت نشان داد.

جدول شماره (۶): برآورد متغیرهای کمی تأثیرگذار بر کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت

متغیرهای مستقل	پارامتر	فاصله اطمینان ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال ۰/۰۵
ضریب ثابت	β	۲/۶۵۱	۰/۴۸۴	۵/۴۷	۰/۰۰
سابقه مدیر در مدیریت	B_1	(۱/۱۶۹ = ۰/ ۰۱۷)	۰/۰۳۹	۰/۴۳	۰/۶۶۸
فاصله تعاونی تا مرکز شهر	B_2	(-۰/۰۱۸ = -۰/۰۶)	۰/۰۲۲	-۲/۸۹	۰/۰۰۶**
تعداد اعضای تعاونی	B_3	(۰/۰۲ = ۰ /۰۶۳)	۰/۰۴۴	۱/۴۵	۰/۱۵۶
سرمایه اولیه	B_4	(۰/۰۲۳ = -۰/۰۰۴)	۰/۰۱۵	-۰/۲۹۵	۰/۷۶۹
سرمایه‌گذاری در تعاونی	B_5	(۰/۰۶ = ۰/۰۷۴)	۰/۰۱۸	۳/۹۹	۰/۰۰۴**
سن مدیرعامل	B_6	(۰/ ۰۱۲ = ۰ /۰۲)	۰/۰۸	۰/۲۵۴	۰/۸۰
R-squared ۰/۸۲۳			Schwarz criterion -۰/۸۹		
F-statistic ۱۸/۰۱			Durbin-Watson ۱/۷۳		

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۴. **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد

جدول شماره ۷، نتایج برآورد متغیرهای کیفی تأثیرگذار بر کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت را پس از تخمین تابع رگرسیونی بوت استرپ در سطح اطمینان ۹۵ درصد با حدود پایین و بالا نشان می‌دهد. نتایج جدول شماره ۷ نشان می‌دهد که که در بین متغیرهای توصیفی تأثیرگذار بر کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت، بین سطح تحصیلات مدیرعامل و کارایی اقتصادی تعاونی رابطه مستقیمی برقرار است. بنابراین، هر چه مدیران تعاونی‌ها از تحصیلات عالی بالاتری برخوردار باشند، میزان کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی افزایش می‌یابد. شرکت در کلاس‌های آموزشی نیز دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر کارایی تعاونی‌ها است. بر اساس نتایج به دست آمده، حدود اطمینان ضرایب برآوردی متغیرهای تحصیلات مدیرعامل و شرکت در کلاس‌های آموزشی به ترتیب ۰/۰۴۲ تا ۰/۱ و ۰/۰۹ تا ۰/۹۸ است و انتظار می‌رود که با افزایش این دو متغیر کیفی، کارایی اقتصادی تعاونی‌های روستایی در ناحیه موردمطالعه افزایش یابد. علاوه بر متغیرهای توصیفی فوق، اثرات عوامل کیفی دیگری مانند شغل دوم مدیرعامل و نوع مالکیت نیز بر روی کارایی تعاونی‌ها مورد تحلیل و ارزیابی قرار گرفت که نتایج به دست آمده عدم معنی‌داری اثرات این متغیرها را بر کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت نشان داد.

جدول شماره (۷): برآورد متغیرهای کیفی تأثیرگذار بر کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت

متغیرهای کیفی موردبررسی	معرف متغیر کیفی	حدود اطمینان ضرایب در سطح ۹۵ درصد	
		حد پایین	حد بالا
سطح تحصیلات	$^{*}B_7$	۰/۰۴۲	۰/۱۰
شرکت در کلاس‌های آموزشی	$^{*}B_8$	۰/۰۹	۰/۹۸
شغل دیگر مدیرعامل	$^{ns}B_9$	۰/۱۱	۰/۴۰
نوع مالکیت تعاونی	$^{ns}B_{10}$	۰/۱۳	۰/۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۴. * و ns: به ترتیب معنی‌دار و عدم معنی‌داری در حدود اطمینان ضرایب

۵) نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از تحلیل پرسشنامه‌های تنظیمی نشان داد که حدود ۳۷ درصد از مدیران تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت بیش از ۴۰ سال سن دارند. بیش از ۵۶ درصد مدیران و اعضای تعاونی‌ها دارای تحصیلات دانشگاهی بوده و حدود ۲۴ درصد آن‌ها نیز دارای تحصیلات زیر دیپلم هستند. به لحاظ نظام بهره‌برداری، نتایج نشان داد که ۶۸ درصد تعاونی‌ها دارای مالکیت خصوصی بوده و ۳۲ درصد به شیوه مشترک بهره‌برداری می‌شوند. در زمینه سابقه کار نیز نتایج گویای آن بود که در حدود ۱۷ درصد از مدیران بالاتر از ۱۵ سال و حدود ۸۳ درصد کمتر از ۱۵ سال سابقه کار در مدیریت تعاونی دارند.

نتایج حاصل از حل مدل تحلیل پوششی داده‌های تصادفی (SDEA) نشان داد که میانگین کارایی تصادفی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت ۷۸ درصد بوده و در سطح نسبتاً متوسطی قرار دارد. این بخش از یافته‌های تحقیق حاضر با نتایج مطالعات شجری و همکارانش (۱۳۸۷) و کرباسی و اوحدی (۱۳۹۰) در داخل کشور و با نتایج تحقیقات جیوزمن و ارکاز (۲۰۰۸)، بهبودی (۲۰۱۱) و وانگ و همکارانش (۲۰۱۲) در خارج از کشور قرابت و هم‌خوانی دارد.

افزون بر این، بخش دیگری از نتایج تحقیق حاضر نشان داد که در بین تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت واحدهای دامداری نسبت به دیگر واحدها (زراعی- باغی و آبزی‌پروری) کمترین میزان کارایی را دارند. در این راستا، وانگ و همکارانش (۲۰۱۲) در مطالعه خود به نتایج مشابهی دست یافتند. آنها با محاسبه کارایی تعاونی‌های تولید روستایی شهرستان لانگو در کشور چین به این نتیجه رسیدند که کارایی فنی تعاونی‌های کشاورزی باغدار و سبزی‌کار بیشتر از کارایی فنی تعاونی‌های کشاورزی و دام‌پروری است و تعاونی‌های سبزی‌کار و باغدار با استفاده بیشتر از وسایل مکانیزه می‌توانند کارایی خود را افزایش دهند.

بخش دیگری از نتایج تحقیق حاضر که برگرفته از نتایج مدل کارایی تصادفی با محدودیت شانس بود، نشان داد که افزایش ریسک‌پذیری در داده‌ها، میزان اعتماد به برآورد کارایی تصادفی را کاهش می‌دهد. در چنین حالتی، میزان مطلوب کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت در سطح ضریب آلفای ۰/۵۰ درصد حاصل می‌شود که قابل اعتمادتر از برآوردهای انجام شده در سطوح ضریب آلفای ۰/۷۵ و ۰/۹۵ درصد است. این بخش از نتایج تحقیق حاضر با یافته‌های حاصل از تحقیقات جیوزمن و همکارانش (۲۰۰۹)، هوانگ و همکارانش (۲۰۱۳)، سعدی (۱۳۸۶) و رستگاری‌پور و کیخا (۱۳۹۴) همسو و هم‌جهت است.

نتایج حاصل از تخمین تابع رگرسیونی بوت استرپ نیز در این تحقیق نشان داد که در بین متغیرهای کمی موردبررسی، دو متغیر فاصله شرکت تعاونی از مرکز شهر و سرمایه‌گذاری در تعاونی بر روی کارایی تعاونی‌ها اثر معنی‌داری (به ترتیب منفی و مثبت) می‌گذارند. همچنین، نتایج نشان داد که در بین

متغیرهای کیفی، دو متغیر تحصیلات مدیرعامل و شرکت در کلاس‌های آموزشی اثرات معنی‌داری (هردو اثر مثبت) بر کارایی تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت دارد. این بخش از نتایج به‌دست آمده هم‌جهت و هم‌راستا با یافته‌های حاصل از تحقیقات لی و همکارانش (۲۰۱۰)، وانگ و همکارانش (۲۰۱۲)، محمدی و بریم‌نژاد (۱۳۸۴)، سعدی (۱۳۸۶)، شجری و همکارانش (۱۳۸۷)، هادی‌زاده بزاز و همکارانش (۱۳۹۲) و رستگاری‌پور و کیخا (۱۳۹۴) است.

به طور کلی، بهبود میزان کارایی و ارتقای بهره‌وری، عامل تعیین‌کننده‌ای در آینده تعاونی‌های روستایی و کل اقتصاد کشور خواهد بود. در نتیجه توجه به این پدیده اقتصادی در تدوین استراتژی‌ها و سیاست‌های توسعه روستایی، 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 که قبل از هر چیز به محققان و مسئولان نهادهای ذی‌ربط توصیه می‌شود. افزون بر این، بر اساس یافته‌های حاصل از این تحقیق چند پیشنهاد سیاستی را به شرح زیر می‌توان ارائه نمود:

- نتایج نشان داد که تعاونی‌های دامداری در ناحیه موردمطالعه دارای کارایی پایینی نسبت به سایر تعاونی‌های تولید روستایی است. در این راستا، لازم است که از طرف نهادهای دولتی حمایت‌های جدی در غالب ارائه تسهیلات و وام‌های با نرخ بهره کم به واحدهای دامداری اعمال گردد تا تولید این واحدها به لحاظ کمی و کیفی در وضعیت مناسبی نسبت به شرایط فعلی قرار گیرد؛
- نتایج نشان داد که واحدهای زراعی- باغی و آبزی‌پروری در ناحیه الموت از کارایی اقتصادی بالایی برخوردارند. بنابراین، تطابق سیاست‌های اجرایی و انتقال نتایج سیاست‌های محقق شده در این بخش‌ها به بخش تولیدات دامی، به عنوان راهکاری مناسب جهت تقویت کارایی واحدهای دامداری در مناطق روستایی الموت توصیه می‌شود؛
- نتایج تحقیق حاضر نشان داد که فاصله تعاونی‌های تولید روستایی ناحیه الموت از مرکز شهر (قزوین) یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر کارایی آنها است که اثر منفی و معکوس بر کارایی اقتصادی تعاونی‌ها دارد. در واقع، هر چه فاصله تعاونی‌های تولیدی از شهر دورتر شود، میزان کارایی آنها به مراتب کاهش می‌یابد. بنابراین برای رفع این مشکل، توصیه می‌شود که مسئولین ذیربط اقدامات لازم را جهت ایجاد ناحیه‌ای متمرکز برای تولیدات کشاورزی و جلوگیری از پراکندگی تعاونی‌های تولید روستایی انجام دهند؛
- یکی از عوامل مؤثر در موفقیت تعاونی‌های تولید کشاورزی مکان‌یابی مناسب است (فاصله مناسب از بازار مصرف). بنابراین، انجام مطالعات مکان‌یابی پیش از تأسیس تعاونی‌های تولیدی به مدیران تعاونی‌ها روستایی ناحیه الموت پیشنهاد می‌شود؛

- با توجه به سیاست دولت مبنی برافزایش سهم بخش سوم (تعاون) در کشور به مرز ۴۰ درصد در سال‌های آتی، پیشنهاد می‌شود که امکانات و اطلاعات تعاونی‌ها به صورت روشن و شفاف در اختیار محققان آینده قرار گیرد تا مطالعات و بررسی‌های آن‌ها به لحاظ کاربردی مفید و قابل استفاده گردد.

۶) منابع

- امینی، امیرمظفر و رضا صفری‌شالی، (۱۳۸۱)، **ارزیابی تأثیر آموزش در موفقیت شرکت‌های تعاونی مرغداران**، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، دوره ششم، شماره دوم، صفحات ۲۸-۱۷.
- بریمانی، فرامرز و معصومه امانی، (۱۳۹۲)، **بررسی اثرات هدفمندی یارانه ها بر افزایش هزینه های تولید اعضای تعاونی‌های کشاورزی مورد: شهرستان لنجان**، فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، دوره دوم، شماره چهارم، پیاپی ۶، صفحات ۷۳-۵۹.
- پرهیزکاری، ابوذر، مهرنوش میرزایی، صفت‌اله رحمانی و محسن علینی، (۱۳۹۴)، **بررسی وضعیت توزیع و تنوع درآمد و تأثیر آن بر اقتصاد خانوارهای روستایی (مطالعه موردی: ناحیه الموت)**، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۰، شماره یکم، صفحات ۷۴-۴۹.
- رستگاری‌پور، فاطمه و احمدعلی کیخا، (۱۳۹۴)، **کاربرد مدل دوگان کارایی بازه‌ای برای داده‌های بازه-ای (مطالعه موردی: واحدهای توزیع گوشت شهرستان زابل)**، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۰، شماره دوم، صفحات ۳۲۵-۳۰۵.
- رستمی، سهراب، علیرضا امیرتیموری، هستی پورجعفر و صادق پورجعفر، (۱۳۹۱)، **تحلیل حساسیت واحدهای کارا در تحلیل پوششی داده‌ها با بازده متغیر نسبت به مقیاس**، مجله تحقیق در عملیات و کاربردهای آن، دوره ۲۵، شماره دوم، صفحات ۶۸-۵۵.
- سازمان تعاون و رفاه اجتماعی استان قزوین (۱۳۹۳)، بخش مدیریت تعاونی‌های کشاورزی.
- سعدی، حشمت‌اله، (۱۳۸۶)، **ارزیابی تعاونی‌های تولید کشاورزی در شهرستان کبودرآهنگ استان همدان**، فصلنامه روستا و توسعه، دوره دهم، شماره دوم، صفحات ۱۶۷-۱۴۰.
- شجری، شاهرخ، الهام باریکانی و افشین امجدی، (۱۳۸۷)، **تعیین کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید کشاورزی و عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی آن‌ها در استان فارس**، فصلنامه اقتصاد کشاورزی، سال دوم، شماره چهارم، صفحات ۱۴۱-۱۵۵.
- قدیری مقدم، ابوالفضل و امین نعمتی، (۱۳۹۰)، **اولویت‌بندی تنگناهای پیش روی تعاونی‌های تولید کشاورزی شهرستان مشهد با تأکید بر نظام بازاریابی (کاربرد معیار آنتروپی)**، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، دوره بیست و پنجم، شماره یکم، صفحات ۸۴-۷۶.
- کرباسی، علیرضا و نسرین اوحدی، (۱۳۹۰)، **برآورد کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید کشاورزی: مطالعه موردی شهرستان سیرجان**، فصلنامه تعاون، دوره بیست و دوم، شماره ششم، صفحات ۱۹-۱.
- کوهی، کمال، (۱۳۸۸)، **راهکارهای ارتقای فرهنگ تعاون: مطالعه موردی استان آذربایجان شرقی**، ماهنامه تعاون، دوره ۲۰۳، شماره یکم، صفحات ۱۸-۱.

- محمدی، هومن و ولی بریم‌نژاد، (۱۳۸۴)، **مطالعه کارایی‌های 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.
- محمودآبادی، محمد و اصغر مشبکی، (۱۳۹۲)، **طراحی مدل ارزیابی کارآمدی نظریه‌های سازمان و مدیریت در ایران با رویکرد تحلیل پوششی داده‌های آرمانی،** مجله تحقیق در عملیات و کاربردهای آن، دوره ۳۷، شماره دوم، صفحات ۹۲-۷۷.
- مظلوم خراسانی، محمد، محسن نوغانی و بی بی فاطمه کیش بافان، (۱۳۹۰)، **بررسی میزان مشارکت اقتصادی- اجتماعی در تعاونی‌های مسکن مهر و عوامل مؤثر بر آن در شهر مشهد در سال ۸۹-۱۳۸۸،** فصلنامه جامعه‌شناسی کاربردی، دوره بیست و دوم، شماره چهارم، صفحات ۱۵۲-۱۳۱.
- هادی‌زاده بزاز، مریم، حمید شایان، خدیجه بوزر جمهری و محسن نوغانی دخت بهمنی، (۱۳۹۲)، **سنجش و ارزیابی عوامل مؤثر در بهبود عملکرد تعاونی‌های تولید روستایی مورد: استان خراسان رضوی،** فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال دوم، شماره چهارم، پیاپی ۶، صفحات ۱۳۱-۱۱۵.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K. and Schmidt, P. (1977). **Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models,** Journal of Econometrics, Vol.6, No.1, 21-37.
- 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, 16-17 .
- Bjurek, H.L., Hjalmarsson, L. and Forsund, F.R. (1990). **Deterministic parametric and non-parametric estimation in service production,** Journal of Econometrics, Vol.46, No.2, 213-227.
- 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, 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, 429-444.
- 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, Pp: 64-79.
- Chieochan, O., Lindley, D. and Dunn, T. (2000). **Factors affecting the use of Information technology in Thai agricultural cooperatives: a work in progress,** The Electronic Journal of Information Systems in Developing Countries, Vol.2, No.3, 1-15.
- Coelli, T., Parsada, R. and Battese, E. (1998). **An introduction to efficiency and productivity analysis,** Bostone, Kluwer Academic Pub, No: 67.
- 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.

- Farrell, M.J. (1957). **The measurement of productive efficiency,** Journal of the Royal statistical society, Vol.120, No.1, 252-270.
- Fatemi, M. and Jafari, M. (2011). **Application of strategic planning for extension and development of agricultural production cooperatives in Iran,** Journal of Agricultural Research, Vol.6, No.17, 4046-4056.
- Fu, Y., Liang, Q., Song, Y. and Xu, X. (2011). **The efficiency of Chinese farmer cooperatives and its influencing factors,** Pp: 82-103.
- Guzman, 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.
- Guzman, 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.4, 243-252.
- 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. (1996). **Dominance stochastic models in data envelopment analysis,** European Journal of Operational Research, Vol.95, No.2, 390-403 .
- 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, 1299-1307.
- Krivokapic-Skoko, B. (2002). **The concept and classifications of agricultural co-operatives,** Australian Centre for Co-Operative Research and Development, No: 38.
- 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.
- 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, 31-64.
- Singh, S. and Fleming, E. (2008). **Efficiency and Productivity analysis of cooperative dairy in Haryana and Punjab states of India,** Graduate school of Agricultural and Resource Economics, Pp: 64-106.
- Smith, M. (2009). **An Analysis of the Socio- economic Impact of Cooperative in Africa and Their Intentional Context,** ICA Regional Office for Africa, Nairobi, Pp: 23-71.
- 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, 60-74.
- Yan li, W. and Chuan zhe, L. (2009). **Capital structure, equity structure, and technical efficiency- empirical study based on China coal listed companies,** Procardia Earth and Planetary Science, Vol.1, No.3, 1635–1640.
- 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.