اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۳۰، شمارهٔ ۱۲۰، زمستان ۱۴۰۱

DOI: 10.30490/AEAD.2023.355788.1377

مقاله پژوهشی

مؤلفه‌های اثرگذار بر کارآیی فنی جوکاران آبی در شهرستان اسدآباد

فرشاد محمدیان[۱]، صابر کلهری[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۶/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۲

چکیده

با توجه به اهمیت راهبردی تولید جو در بخش دامی کشور، مطالعه حاضر با هدف تحلیل کارآیی فنی جوکاران آبی شهرستان اسدآباد و تعیین مؤلفه‌های مختلف اثرگذار بر آن با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و به‌کارگیری الگوی رگرسیونی توبیت صورت گرفت. اطلاعات مورد نیاز به روش طبقه‌بندی تصادفی و تکمیل ۱۸۰ پرسشنامه در سال زراعی ۹۹-۱۳۹۸ جمع‌آوری شد. نتایج مطالعه نشان داد که میانگین کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس، به‌ترتیب، ۷۹/۳، ۸۲/۵ و ۹۶/۱ درصد است و ۶۳ درصد کشاورزان شهرستان در بازده افزایشی نسبت به مقیاس، ۲۵ درصد در بازده کاهشی و تنها دوازده درصد در مقیاس بهینه (بازده ثابت نسبت به مقیاس) فعالیت می‌کنند و از این‌رو، پیشنهاد افزایش مقیاس تولید در راستای افزایش کارآیی منطقی به‌نظر می‌رسد؛ همچنین، بیشترین اثرگذاری معنی‌دار در کارآیی فنی و مدیریتی، به‌ترتیب، مربوط به متغیرهای تجربه، تحصیلات سرپرست خانوار، تعداد قطعات زمین و تنوع کشت و در کارآیی مقیاس، به‌ترتیب، مربوط به

۱- نویسندهٔ مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیدجمال‌الدین اسدآبادی، اسدآباد، ایران.
(f.mohammadian60@gmail.com)

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

متغیرهای تعداد قطعات زمین، مالکیت تراکتور و ادوات کشاورزی و تحصیلات سرپرست خانوار بوده، که حاکی از نقش پررنگ و اهمیت بالای این متغیرها در بهبود کارآیی تولید است. بنابراین، اتخاذ سیاست‌هایی برای یکپارچه‌سازی و جلوگیری از خرد و پراکنده شدن اراضی نظیر تشویق به فعالیت‌های گروهی و ایجاد شرکت‌های تعاونی تولید، اعطای تسهیلات به‌منظور مکانیزه کردن مزارع، ارائه آموزش‌های مناسب و کاربردی به کشاورزان و بالا بردن سطح سواد کشاورزی، انتقال تجارب کشاورزان پیشرو به کشاورزان کم‌تجربه و همچنین، تشویق به متنوع‌سازی کشت محصولات زراعی در افزایش کارآیی فنی تولید محصول جو بسیار ضروری است.

کلیدواژه‌ها: *کارآیی، تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، توبیت، جو، اسدآباد (شهرستان).*

طبقه‌بندی JEL: C34, D24, Q12

مقدمه

همواره، کمیابی منابع از محدودیت‌های مهم و اساسی در فرآیند تولید است و برای ایجاد یک زندگی مطلوب، بشر چاره‌ای جز استفاده هرچه بهتر از امکانات موجود به‌منظور تولید بیشتر و باکیفیت ندارد (Esfanjari Kenari, 2011). از راهبردهای اصلی دستیابی به رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی، نوآوری‌های فناوری و استفاده کارآمدتر از فناوری موجود است (Hoang and Coelli, 2011). اما در کشورهای در حال توسعه، بسیاری از فناوری‌های جدید کشاورزی در بهبود بهره‌وری خیلی موفق نبوده‌اند، که اغلب به‌دلیل عدم توانایی و یا تمایل به تنظیم سطوح نهاده‌ای توسط تولیدکنندگان به‌خاطر آشنایی و انس آنها با نظام‌های سنتی کشاورزی و یا فقر و محدودیت‌های اعتباری و نهادی است (Benin et al., 2004; Haji, 2007). بنابراین، بهترین گزینه برای افزایش بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه، افزایش کارآیی تولید است و اگر کشاورزان به‌طور مؤثر از فناوری‌های موجود استفاده نکنند، تلاش برای بهبود کارآیی مقرون‌به‌صرفه‌تر از معرفی فناوری‌های جدید است (Benin et al., 2004). کارآیی تولید عامل مهمی در زمینه رشد بهره‌وری به‌ویژه در اقتصاد کشاورزی کشورهای در حال توسعه بوده و برای جلوگیری از هدررفت منابع از اهمیت ویژه برخوردار است. از تحلیل کارآیی برای مشخص کردن امکان افزایش محصول ضمن حفظ منابع و نیز به‌عنوان مکملی مناسب برای مجموعه سیاست‌های اتخاذشده به‌منظور شبیه‌سازی تولید داخلی استفاده می‌شود (Esfanjari Kenari, 2011). وجود کمبودها در کارآیی تولید بدان معنی است که بدون نیاز به نهاده‌های متداول اضافی و فناوری جدید، امکان افزایش تولید وجود دارد. عملکرد تولید محصولات کشاورزی در ایران و اغلب کشورهای در حال توسعه، به‌علت استفاده غیربهینه از عوامل تولید و پایین

بودن کارآیی، فاصله زیادی با کشورهای توسعه‌یافته دارد و یکی از مشکلات اساسی بخش کشاورزی این کشورها ضعف مدیریت و ناکارآیی فنی مزارع تولیدی است. بنابراین، با شناخت امکانات و محدودیت‌های موجود در بخش کشاورزی، مناسب‌ترین راهکار برای افزایش تولید و درآمد و کاهش هزینه‌ها تخصیص مطلوب عوامل تولید موجود و بهبود کارآیی است.

غلات، به‌عنوان یکی از عمده‌ترین تولیدات بخش کشاورزی، از مهم‌ترین منابع مستقیم و غیرمستقیم غذای بشر است. همچنین، این ماده غذایی در ایران از جایگاهی مهم برخوردار است، به‌گونه‌ای که از حدود دوازده میلیون هکتار سطح زیر کشت سالانه محصولات زراعی کشاورزی، غلات آبی حدود ۸/۴ میلیون هکتار را به خود اختصاص داده، که معادل ۷۱/۲ درصد از کل سطح زیر کشت کشور است (Ahmadi et al., 2020). محصول جو، به‌عنوان یک محصول راهبردی، از جایگاهی ویژه در تولید برخوردار است، به‌گونه‌ای که در بین محصولات زراعی کشور، پس از گندم، بیشترین سطح زیر کشت را به خود اختصاص داده و بر اساس آمار وزارت جهاد کشاورزی در سال زراعی ۹۸-۱۳۹۷، میزان تولید جو در کشور در حدود ۳/۵ میلیون تن بوده که از این میزان، سهم تولید استان همدان در حدود هشت درصد از کل تولیدات کشور است (Ahmadi et al., 2020). تجارت امروزه، این محصول مهم و راهبردی ارزش زیادی پیدا کرده است. این مسئله به‌ویژه طی سال‌های اخیر، به‌دلیل بحران‌های اقتصادی و تحریم‌های داخلی و خارجی و ایجاد رکود و تنش در حلقه‌های مختلف زنجیره تأمین پروتئین و به تبع آن، کمبود نهاده‌های دامی و افزایش قیمت این نهاده‌ها که موجب شده بیش از هشتاد درصد از مواد اولیه تولید پروتئین حیوانی در کشور وابسته به واردات شود، از شدت بیشتری برخوردار شده است، به‌گونه‌ای که در سال ۱۳۹۸، میزان واردات جو در حدود ۱/۹ میلیون تن و بیش از پنجاه درصد نیاز کشور بوده است و طبق برنامه وزارت جهادکشاورزی، در سال ۱۴۰۰، واردات جو افزایش داشته، باید به میزان ۳/۲ میلیون تن برسد (TCCIMA, 2019). از سوی دیگر، همان‌گونه که اشاره شد، جو به‌عنوان نهاده در تغذیه دام مورد استفاده قرار می‌گیرد و با توجه به نیاز بالا به تولید جو به‌منظور تأمین تقاضای روزافزون برای تولید گوشت دام، مرغ و تولید تخم‌مرغ که اهمیت و جایگاهی ویژه در سبد غذایی خانوار دارد و از این‌رو، مطالعه کارآیی فنی تولید این محصول مهم ضروری است. با توجه به اهمیت راهبردی محصول جو و عملکرد پایین آن، به‌کارگیری منطقی و بهینه نهاده‌ها و برنامه‌ریزی در راستای افزایش کارآیی تیز ضروری است. بهبود کارآیی، علاوه بر نوآوری‌های فناوری، به تلاش پژوهشگران در مطالعات کارآیی و همچنین، مروجان کشاورزی در اشاعه نتایج بین کشاورزان وابسته است. بنابراین، بررسی و تحلیل

کارآیی جوکاران و شناسایی نقاط ضعف و قوت می‌تواند موجب ارائهٔ راهکارهای مناسب در راستای بهبود کارآیی و دستیابی به خودکفایی در تولید این محصول راهبردی شود. محاسبه تجربی کارآیی تولیدکنندگان جو در سطح مزارع و تعیین عوامل مختلف اثرگذار، در تدوین سیاست‌های مناسب به‌منظور افزایش کارآیی، بهره‌وری، درآمد، هزینه و سودآوری بهره‌برداران بخش کشاورزی بسیار مهم و ضروری است. کشورهای در حال توسعه، به‌دلیل کمبود منابع و فرصت‌ها برای پذیرش و توسعه فناوری‌های جدید، از نتایج چنین مطالعاتی بسیار منتفع می‌شوند.

بر مبنای مرور ادبیات موضوع، یکی از عوامل مهم تأثیرگذار تنوع کشت و فعالیت‌های کشاورزی در سطح مزرعه بوده که در مطالعات داخلی، به‌ندرت مورد توجه قرار گرفته است. تنوع تولیدات، یک راهبرد سنجیده و آگاهانه از طرف کشاورزان برای اطمینان از حفظ معیشت، امنیت غذایی و درآمد آنها در برخورد با شرایط نامساعد محیطی مانند هجوم بیماری‌ها، بارش‌های نامطمئن، نوسان قیمت نهاده‌ها و محصولات کشاورزی بوده و دارای توان برخورداری از مزیت‌های متعدد است. این مزیت‌ها عبارت‌اند از تخصیص مجدد منابع و تجهیزات تولیدی به فعالیت‌های تولیدی جدید و حداکثرسازی استفاده از منابع تولیدی، ثبات عملکرد تولید از طریق کاهش آفات، بیماری‌ها، علف‌های هرز و تجمع حشرات، کاهش مخاطره (ریسک) درآمدی ناشی از نوسان قیمت‌ها و شرایط نامساعد محیطی، تولید محصولات مختلف و امنیت غذایی کشاورزان با ارائه غذای کافی، مغذی و ایمن، گسترش نیازهای کاری، استفاده مداوم از نیروی کار خانوادگی و ایجاد فرصت‌های شغلی جدید، استفاده بهینه از انواع خاک‌ها و شرایط آب‌وهوایی مختلف، حمایت از محیط زیست از طریق به‌کارگیری تناوب زراعی و استفاده از کودهای دامی و در نتیجه، کاهش مصرف کود و سموم شیمیایی و افزایش حاصل‌خیزی خاک و همچنین، بهبود بهره‌وری عوامل تولید و در نهایت، کارآیی تولید در طول زمان (Kisaka-Lwayo and Obi, 2012; Kremen Di Falco et al., 2010 ; and Miles, 2012; Lin, 2011; Meng et al., 2003; Smale and King, 2005; Winters et al., 2006; Brookfield et al., 2002). البته به‌کارگیری سامانه متنوع تولیدی در مزرعه معایبی نیز دارد. برای نمونه، کشاورزان با به‌کارگیری تنوع در فعالیت‌های تولیدی، باید توجه، تلاش و منابع تولیدی خود را به چندین فعالیت تولیدی اختصاص دهند، که خود منجر به کاهش صرفه‌های مقیاس می‌شود؛ از معایب دیگر، می‌توان به هزینه‌های حمل‌ونقل پس از برداشت محصول به‌علت دور بودن بازارهای مصرف اشاره کرد (McCord et al., 2015).

در زمینه کارآیی فنی و مؤلفه‌های اثرگذار بر آن، مطالعات مختلف در داخل و خارج کشور انجام شده است که در پی، به تعدادی از آنها اشاره می‌شود. نتایج مطالعه محمدیان و سام‌دلیری

(Mohammadian and Sam-Deliri, 2020)، در محدوده مطالعاتی روانسر- سنجابی کرمانشاه، با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها[1] نشان داد که متوسط کارآیی فنی، مدیریتی، مقیاس، تخصیصی، اقتصادی، درآمد و سودآوری گندمکارآن آبی، به‌ترتیب، ۷۰/۲، ۷۴/۵، ۹۴/۴، ۹۰، ۶۷/۲ ، ۷۳/۵ و ۲۶/۹ درصد بوده، بیانگر عدم موفقیت کشاورزان محدوده در تولید اقتصادی گندم و سودآوری است؛ همچنین، ۷۴ درصد کشاورزان مورد بررسی در بازده افزایشی، هجده درصد در بازده کاهشی و تنها هشت درصد در بازده بهینه نسبت به مقیاس فعالیت می‌کنند، که پیشنهاد افزایش مقیاس تولید در راستای افزایش کارآیی منطقی به‌نظر می‌رسد. دادمند و ناجی‌عظیمی (Dadmand and Naji-Azimi, 2018)، با استفاده از رهیافت فازی تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، به ارزیابی کارآیی تولید گندم در شهرستان تربت‌حیدریه پرداخته، نشان دادند که برای بهبود کارآیی باید مصرف نهاده‌ها را کاهش داد و با توجه به معادل انرژی مصرفی ورودی، کاهش در مقدار مصرف نهاده‌ها می‌تواند کارآیی کشاورزان را افزایش دهد؛ همچنین، کاهش در مصرف کودهای شیمیایی و استفاده از ماشین‌آلات و روش‌های نوین آبیاری در افزایش کارآیی مؤثر است. عبدپور و همکاران (Abdpoor et al., 2017) به محاسبه کارآیی فنی، مقیاس، تخصیصی و اقتصادی در شهرستان بم با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که متغیرهای سن باغدار، میزان تحصیلات، میزان سرمایه واحدهای کشاورزی و ارتباط با مراکز ترویجی دارای اثر معنی‌دار بر کارآیی فنی واحدهای کشاورزی بوده است. مولایی و همکاران (Molaei et al., 2017)، در برآورد کارآیی فنی و زیست‌محیطی مزارع برنج، از روش تابع مرزی تصادفی استفاده کردند؛ بر اساس نتایج این پژوهش، میانگین کارآیی فنی و زیست‌محیطی، به‌ترتیب، ۷۸ و ۸۸ درصد بود و همچنین، بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی فنی و زیست‌محیطی نشان داد که تحصیلات بالاتر، شرکت در کلاس‌های ترویجی و یکپارچه‌سازی اراضی به‌طور معنی‌دار کارآیی فنی و زیست‌محیطی را افزایش می‌دهد. گنجی و همکاران (Ganji et al., 2018) کارآیی مصرف آب تولیدکنندگان گندم استان البرز را با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها محاسبه کردند. نتایج مطالعه نشان داد که میانگین کارآیی فنی در حالت بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس، به‌ترتیب، ۷۴ و ۷۸ درصد بوده است. همچنین، متغیرهای تجربه کشاورز، میزان تحصیلات، مالکیت زمین و قیمت هر متر مکعب آب اثر مثبت و متغیرهای مسافت زمین کشاورز تا منبع آب، شرکت در کلاس‌های آموزشی و عضویت در تعاونی‌ها اثر منفی و معنی‌دار بر کارآیی مصرف آب دارند. گرشاسبی و داداشی (Garshasbi and Dadashi, 2015)، با استفاده از رویکرد مرزی، به

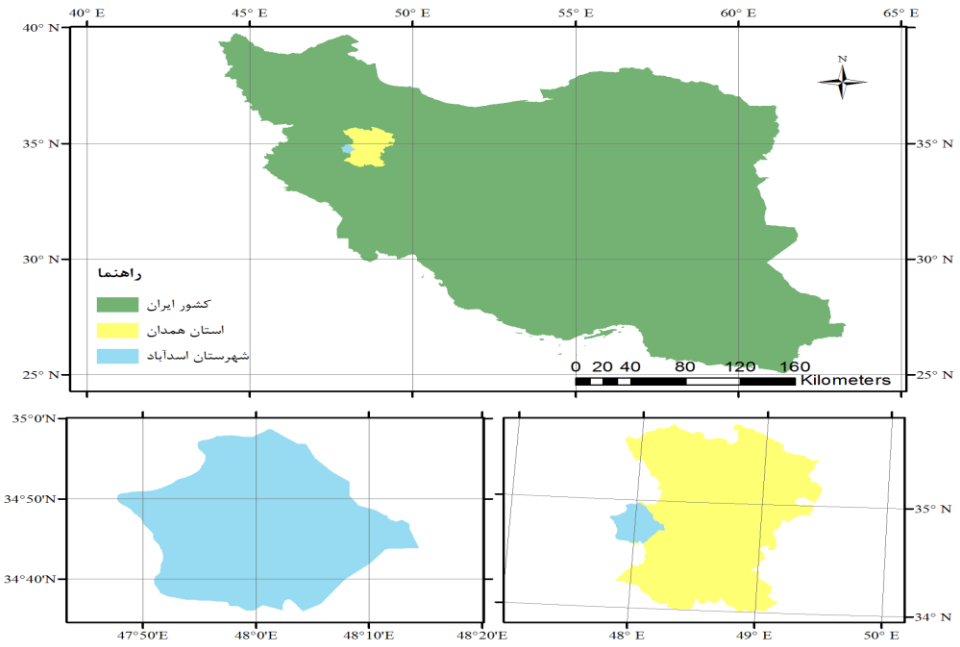
1. Data Envelopment Analysis (DEA)

ارزیابی کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی گندم در زراعت ایران طی دوره ۸۸-۱۳۷۹ پرداختند و نتایج مطالعه نشان داد که در این دوره، ناکارآیی فنی گندمکارآن دیم و آبی در استان‌های کشور، به‌ترتیب، معادل ۲۱ و ۳۵ درصد، ناکارآیی تخصیصی معادل ۲۳ و ۵۱ درصد و ناکارآیی اقتصادی نیز معادل ۳۸ و ۶۸ درصد بوده است؛ علاوه بر این، روند میانگین انواع کارآیی گندم دیم و آبی کشور در این دوره زمانی کاهنده بوده و انواع کارآیی گندم آبی در قیاس با نوع دیم در سطح بالاتری قرار دارد. عبدشاهی و همکاران (Abdeshahi et al., 2014) کارآیی انرژی محصول گندم در شهرستان شهرضا را با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که نهاده آب مصرفی با ۷۹/۵ درصد بیشترین و نیروی انسانی با ۰/۲۴ درصد کمترین سهم مصرف انرژی را به خود اختصاص داده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این مهم است که در مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس، ۲۳ درصد و در مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس، ۳۶ درصد از کل واحدها کارآیی صد درصد داشته‌اند؛ همچنین، میانگین کارآیی فنی، کارآیی فنی خالص و کارآیی مقیاس، به‌ترتیب، ۹۰/۲۶، ۹۵/۱۴ و ۹۴/۴۳ درصد برآورد شده است. مردانی و همکاران (Mardani et al., 2013) کارآیی مزارع گندم سیستان را با ترکیب روش تحلیل پوششی داده‌ها و مدل بهینه‌سازی با پارامترهای کنترل‌کننده اندازه‌گیری کرده، نشان دادند که میانگین کارآیی مزارع نمونه در مدل پیشنهادی در سطوح ثابت عدم اطمینان معین و با افزایش مقدار احتمال انحراف هر محدودیت از کران خود کاهش یافته است. ماسودا (Masuda, 2016) به بررسی کارآیی تولید گندم سازگار با محیط زیست در راستای دستیابی به کشاورزی پایدار پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که تولید کارآمد گندم سازگار با محیط زیست می‌تواند در هر دو شرایط رشد خوب و بد توسط یک برنامهٔ مبتنی بر مقدار کافی از کود نیتروژن روی دهد و کود نیتروژن از عوامل مهم در بهبود کارآیی تولید گندم سازگار با محیط زیست است. المدار و نکات اورن (Alemdar and Necat Oren, 2006)، در ترکیه، مطالعه‌ای را با هدف تحلیل کارآیی فنی در کشت گندم انجام دادند. در این مطالعه، ابتدا با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها، کارآیی فنی محاسبه و سپس، با استفاده از رگرسیون، عوامل اثرگذار بر آن شناسایی شد. نتایج تحلیل رگرسیون بیانگر آن بود که زمین مهم‌ترین عامل اثرگذار بر کارآیی فنی کشاورزان گندمکار بوده است. از دیگر پژوهش‌هایی که در زمینه کارآیی محصولات کشاورزی انجام شده است، می‌توان به مطالعات عجب‌شیرچی و همکاران (Ajabshirchi et al., 2011)، رفعتی و همکاران (Rafaati et al., 2011)، کاظمی و نیک‌خواه فرخانی (Kazemi and Nikkhah Farkhani, 2010)، کریمی و همکاران (Karimi et al., 2009)، بریم‌نژاد (Boreimnejad, 2006)، شیروانیان و زاد

(Shirvanian and Zad, 2005)، موسوی و خلیلیان (Mousavi and Khalillian, 2005)، گولاسزوسکی و همکاران (Gołaszewski et al., 2014)، ماگانگا (Maganga, 2012) و سچورا (Čechura, 2010) اشاره کرد.

مرور مطالعات بیانگر این واقعیت است که در بیشتر پژوهش‌های پیشین، جنبه‌ای خاص از کارآیی مورد توجه بوده و یا با هدف معرفی و کاربرد تجربی روش جدید محاسبه کارآیی انجام شده و کمتر به بررسی مؤلفه‌های اثرگذار بر انواع کارآیی به‌ویژه نقش تنوع کشت پرداخته شده است. از آنجا که شهرستان اسدآباد در استان همدان یکی از مناطق مهم کشت محصول راهبردی جو آبی به‌شمار می‌رود و در این محدوده، تاکنون مطالعه‌ای جامع در این زمینه صورت نگرفته است، این منطقه به‌عنوان نمونهٔ آزمایشی مطالعه انتخاب شده است. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر تحلیل کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس جوکاران آبی با بهره‌گیری از رویکرد ناپارامتریک تحلیل فراگیر داده‌ها و تعیین مؤلفه‌های مختلف اثرگذار با تاکید بر نقش تنوع کشت محصولات زراعی در شهرستان اسدآباد همدان است.

شهر اسدآباد مرکز شهرستان اسدآباد در استان همدان در غرب ایران است. شهرستان اسدآباد در فاصله ۵۳ کیلومتری غرب همدان و ۳۶۷ کیلومتری جنوب غربی تهران و در محور ارتباطی استان کرمانشاه واقع شده است. این شهرستان از سطح دریا ۱۶۰۷ متر ارتفاع دارد و در سال ۱۳۹۹، ۱۰۰۹۰۱ نفر جمعیت داشت که از آن میان، ۴۱/۸ درصد را روستاییان تشکیل می‌دادند. شهرستان اسدآباد دارای دو بخش و شش دهستان و ۹۱۶۶ بهره‌بردار کشاورزی است و ۱۱۹ هزار هکتار وسعت دارد، که ۶۵ هزار هکتار آن متعلق به بخش کشاورزی با تولید سالانه پانصد هزار تن محصولات کشاورزی و پنج هزار و دوبیست تن محصولات باغی است. این شهرستان، با وسعت شش درصدی اراضی کشاورزی، حدود ده درصد از کل تولیدات استان را در اختیار دارد؛ همچنین، از کل سطح زیر کشت محصولات زراعی، حدود ۲۷۳۲۰ هکتار آبی و ۲۱۲۹۸ هکتار دیم و از کل سطح باغ‌های شهرستان، حدود ۵۳۶۶ هکتار آبی و ۸۱ هکتار دیم است. سهم این شهرستان در تولیدات «زراعی»، «باغی» و «دام، طیور و آبزیان» استان همدان، به‌ترتیب، در حدود ۱۵/۷، هفت و ۹/۴ درصد است. مهم‌ترین محصولات زراعی شهرستان، به‌ترتیب، عبارت‌اند از گندم، جو، گوجه‌فرنگی، چغندرقند و ذرت دانه‌ای؛ در این میان، تولید سالانه محصول جو در شهرستان ۴۲۸۳۲ تن معادل ۱۴/۳ درصد از کل تولید جو در استان همدان است. شکل ۱ موقعیت شهرستان اسدآباد در کشور و استان همدان را نشان می‌دهد.



شکل ۱- موقعیت شهرستان اسدآباد در کشور و استان همدان

مبانی نظری و روش تحقیق

روش‌های محاسبه کارآیی به دو دسته کلی روش‌های مرزی و غیرمرزی تقسیم‌بندی شده است که در روش غیرمرزی، از توابع تولید، هزینه یا سود معمولی استفاده می‌شود. روش‌های مرزی نیز بر حسب ویژگی‌های آنها به دو رویکرد کلی و متمایز پارامتری و ناپارامتری تقسیم‌بندی می‌شوند (Greene, 1999). رویکرد پارامتری به روش‌هایی گفته می‌شود که در آنها، یک شکل خاص برای تابع تولید یا هزینه در نظر گرفته و سپس، با یکی از روش‌های مرسوم برآورد توابع در آمار و اقتصادسنجی، پارامترهای این تابع برآورد می‌شود. مهم‌ترین روش‌های پارامتری عبارت‌اند از تابع تولید مرزی قطعی[۱]، تابع تولید مرزی قطعی آماری[۲]، تابع تولید مرزی تصادفی[۳] و تابع سود[۴]

1. deterministic frontier production function
2. deterministic statistical frontier production function
3. stochastical frontier production function
4. profit function

(Mohammadian and Sam-Deliri, 2020). همان‌گونه که گفته شد، در رویکرد پارامتری، ابتدا یک فرم تابعی مناسب برای تابع تولید در نظر گرفته می‌شود که همین ویژگی در این رویکرد ایجاد محدودیت خواهد کرد، چراکه تمامی مشکلات انتخاب فرم تابعی مناسب به نتایج کارآیی نیز منتقل می‌شود و چنانچه تابعی مناسب برای الگوی پارامتری انتخاب نشود، نتایج برآورد انواع کارآیی غیرواقعی خواهد بود (Haghighatnejad et al., 2014). رویکرد ناپارامتری مبتنی بر شیوهٔ برنامه‌ریزی ریاضی است و از آن‌رو ناپارامتری نامیده می‌شود که برای محاسبه مرز تولید (هزینه) و محاسبه کارآیی در چارچوب آن، الزامی به تخمین هیچ نوع فرم خاص تابعی نیست. متداول‌ترین شیوه محاسباتی در چارچوب روش یادشده، روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) است. وقتی واحدهای تصمیم‌گیری از نهاده‌ها و ستاده‌های متعدد برخوردارند، روش‌های پارامتریک نمی‌توانند به‌گونه‌ای مناسب کارآیی مربوط بدین واحدها را محاسبه و ارزیابی کنند؛ در این شرایط، روش تحلیل پوششی داده‌ها به‌عنوان یک روش ناپارامتریک برای اندازه‌گیری کارآیی مورد استفاده قرار می‌گیرد (Ramanathan, 2006). مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها به سه دسته کلی تقسیم‌بندی شده، که عبارت‌اند از: بازده ثابت نسبت به مقیاس[1] (یا الگوی موسوم به CCR)[2]، بازده متغیر نسبت به مقیاس[3] (یا الگوی موسوم به BCC)[4] و بازده غیرافزایشی نسبت به مقیاس[5]؛ و نوع بازده نسبت به مقیاس[6] بیان می‌کند که افزایش نسبی در تمامی عوامل تولید به چه میزان تولید را افزایش خواهد داد (Coelli et al., 2005). هر کدام از مدل‌های یادشده را می‌توان از دو رویه نهاده‌گرا[7] یا ستاده‌گرا[8] مورد بررسی قرار داد. منظور از نهاده‌گرا این است که با ثابت نگه داشتن میزان ستاده‌ها، به چه میزان باید نهاده‌ها را کاهش داد تا واحد مورد نظر به مرز کارآیی برسد؛ و منظور از ستاده‌گرا این است که با ثابت نگه داشتن میزان نهاده‌ها، به چه میزان باید ستاده‌ها را افزایش داد تا واحد مورد نظر به مرز کارآیی برسد (Coelli et al., 2005). انتخاب مدل مناسب تحلیل پوششی داده‌ها از لحاظ نهاده‌گرا یا ستاده‌گرا بودن بستگی به میزان کنترل روی نهاده‌ها و ستاده‌ها دارد، بدین ترتیب که هر کدام بیشتر کنترل‌پذیر باشد، مدل مناسب بر همان اساس انتخاب می‌شود. از آنجا که تولید محصولات در بخش

1. Constant Return to Scale (CRS)
2. Charnes, Cooper and Rousseau
3. Variable Return to Scale (VRS)
4. Banker, Charnes and Cooper
5. Non-Increasing Return to Scale (NIRS)
6. returns to scale
7. input oriented
8. output oriented

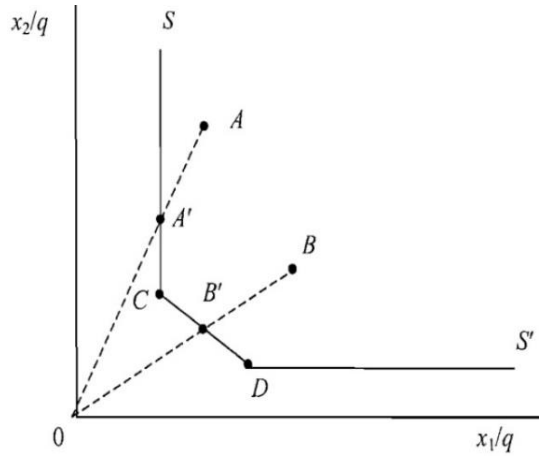
کشاورزی به‌شدت از شرایط آب‌وهوایی و انواع مخاطره تأثیر می‌پذیرد و کنترل‌پذیری بیشتری در مصرف نهاده‌ها وجود دارد، در پژوهش حاضر، از رویکرد نهاده‌گرا در محاسبه کارآیی فنی بهره گرفته می‌شود. الگوی CCR توسط چارنز و همکاران (Charnes et al., 1987) ارائه و در آن، فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس برای تمام واحدهای تصمیم‌گیری لحاظ شده است (Coelli et al., 2005; Cooper et al., 2007). مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس برای مواقعی است که واحدهای تصمیم‌گیری در مقیاس بهینه عمل می‌کنند (قسمت مسطح هزینهٔ متوسط بلندمدت)، در حالی که ممکن است بعضی عوامل مانند رقابت ناقص، محدودیت‌های مالی، تغییر ناگهانی آب‌وهوا، بروز آفت‌ها و نظایر آن سبب شود که این واحدها در اندازه و مقیاس بهینهٔ اقتصادی فعالیت نکنند (Bjurek et al., 1990).

در روش DEA، برای هر کدام از واحدهای غیرکارآ، یک واحد کارآ یا ترکیبی از دو یا چند واحد کارآ به‌عنوان مرجع و الگو معرفی می‌شوند. از آنجا که این واحد مرکب (دو یا چند واحد کارآ) ضرورتاً در صنعت وجود نخواهد داشت، به‌عنوان یک واحد مجازی کارآ شناخته می‌شود. یکی از مزایای DEA، یافتن بهترین واحد مجازی کارآ برای هر کدام از واحدهای مورد بررسی (کارآ و غیرکارآ) است. چنانچه واحدی کارآ باشد، مجموعه مرجع آن (واحد مجازی کارآ) خود این واحد خواهد بود. سهم هر کدام از واحدهای کارآ در تشکیل واحد مجازی کارآ (واحد مرجع) برای یک واحد غیرکارآ بستگی به وزن λ ($\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_n$) دارد، که از طریق روش DEA برای هر کدام از واحدهای کارآ محاسبه و ارائه می‌شود (Farrell, 1957). در شکل ۱، واحدهای A و B غیرکارآ هستند و B' تصویر B روی مرز کارآیی است که بین دو واحد D و C قرار گرفته است. واحد B' را می‌توان از ترکیب وزنی دو واحد واقعی و کارآی D و C به‌دست آورد. بنابراین، B' یک واحد مجازی و واحد مرجع B خواهد بود. از ضرایب λ برای محاسبه مقدار مصرف نهاده‌ها در وضعیت کارآ استفاده می‌شود و به دیگر سخن، مقدار مصرف نهاده‌ها برای واحدهای ناکارآ به‌منظور رسیدن به مرز کارآیی محاسبه می‌شود. چگونگی این محاسبه در رابطه (۱) آمده است:

$$\theta^* x_o - S^- = X_n \lambda_n \qquad (۱)$$

که در آن، θ^* مقدار کارآیی واحد ناکارآ، X_0 نهاده مورد نظر واحد ناکارآ، X_n نهاده مورد نظر واحد nام مرجع و S^- مازاد نهاده مورد نظر واحد ناکارآست. مدل CCR پس از تعیین منحنی مرز کارآ مشخص

می‌کند که واحدهای مختلف در کجای این مرز قرار دارند و برای رسیدن به مرز کارآیی، چه ترکیبی از نهاده‌ها و ستاده‌ها را باید انتخاب کرد.



شکل ۲- مرز کارآیی با دو نهاده و یک ستاده در رویه ورودی‌محور (نهاده‌محور)

بانکر و همکاران (Banker et al., 1984) الگوی BCC را با اضافه کردن فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس در الگوی CCR مطرح کردند. اگر m، s و n، به‌ترتیب، تعداد نهاده‌ها، ستاده‌ها و واحدهای تصمیم‌گیری و x_{ij} و y_{rj}، به‌ترتیب، مقادیر نهاده‌ها و ستاده‌های واحد تصمیم‌گیری jام باشد، مدل‌های برنامه‌ریزی خطی نهاده‌گرا مربوط به الگوهای CCR، BCC و NIRS به‌شکل زیر تعریف می‌شوند (Coelli et al., 2005):

$$
CCR: \quad
\begin{aligned}
&\min_{\theta,\lambda} \theta \\
st \quad &\sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \le \theta_o x_{io}, \quad i = 1,2,\ldots,m \\
&\sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} \ge y_{ro}, \quad r = 1,2,\ldots,s \\
&\lambda_j \ge 0 \qquad j = 1,2,\ldots,n
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

$$
BCC: \quad \begin{aligned} &\min_{\theta,\lambda} \theta \\ st \quad &\sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \le \theta_o x_{io}, \quad i = 1,2,\ldots,m \\ &\sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} \ge y_{ro}, \quad r = 1,2,\ldots,s \\ &\sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1, \\ &\lambda_j \ge 0 \qquad j = 1,2,\ldots,n \end{aligned} \tag{۳}
$$

$$
NIRS: \quad \begin{aligned} &\min_{\theta,\lambda} \theta \\ st \quad &\sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \le \theta_o x_{io}, \quad i = 1,2,\ldots,m \\ &\sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} \ge y_{ro}, \quad r = 1,2,\ldots,s \\ &\sum_{j=1}^{n} \lambda_j \le 1, \\ &\lambda_j \ge 0 \qquad j = 1,2,\ldots,n \end{aligned} \tag{۴}
$$

مدل بازده غیرافزایشی نسبت به مقیاس برای قضاوت در مورد بازده افزایشی یا کاهشی بودن هر کدام از واحدهای تصمیم‌گیری حل خواهد شد. تفاوت مدل‌های بازده ثابت، متغیر و غیرافزایشی نسبت به مقیاس بودن در قید تحدب است، به این معنا که با اضافه کردن محدودیت $\sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1$، مدل CCR به BCC و با اضافه کردن محدودیت $\sum_{j=1}^{n} \lambda_j \le 1$، مدل CCR به NIRS تبدیل می‌شود.

در معادلات یادشده، λ_j متغیر چگالی و شامل اعدادی ثابت است که وزن‌های مجموعه مرجع[۱] برای محاسبه کارآیی فنی (θ) در واحد مورد بررسی را نشان می‌دهد. در واقع ،متغیر λ_j مبتنی بر این فرض است که به‌طور قطع، می‌توان یک نقطه تولید مجازی به‌عنوان ترکیبی از سایر نقاط تولیدی ایجاد کرد و باید برای تمام n، وضعیت تولیدی موجود در یک مجموعه واقعی محاسبه شود

۱- مجموعه مرجع (reference set) واحدی مجازی است که واحدهای ناکارآ، برای بهبود کارآیی، باید از عملکرد آن واحد پیروی کنند.

(Cooper et al., 2007). λ_j برای واحدهای کارآ برابر با یک است، زیرا مدل نمی‌تواند هیچ ترکیبی از دیگر واحدها را پیدا کند، به‌گونه‌ای که کارآتر از واحدهای میادشده باشند. θ کارآیی فنی واحد تصمیم‌گیری oام[1] (DMU_o) نسبت به سایر واحدها را نشان می‌دهد که عددی بزرگ‌تر از صفر و حداکثر مساوی یک است. چنانچه θ برابر با یک باشد، بدان معنی است که واحد مورد نظر از لحاظ فنی کارآ بوده و دقیقاً روی مرز کارآ قرار دارد. کارآیی فنی اساساً با ارزیابی عملکرد نسبی هر واحد نسبت به دیگر واحدها اندازه‌گیری می‌شود و مدل‌های برنامه‌ریزی خطی بالا باید n بار و هر مرتبه برای یکی از واحدهای تصمیم‌گیری حل شود. فرض وجود بازده ثابت نسبت به مقیاس در یک مدل بدین معنی است که اندازه واحد تولیدی در محاسبه کارآیی فنی مورد توجه قرار نگیرد و به‌دلیل عدم وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس، یک واحد تولیدی کوچک می‌تواند ستاده‌ها را با همان نسبت خروجی (ستاده) به ورودی (نهاده) ایجاد کند که یک واحد تولیدی بزرگ‌تر توانایی آن را دارد. در واحدهایی که صرفه‌های ناشی از مقیاس وجود دارد، فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس ظاهر نمی‌شود و فاصله بین مرزهای بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس بیانگر مفهوم ناکارآیی مقیاس است. از این‌رو، پس از محاسبه کارآیی فنی با سه مدل بازده ثابت، بازده متغیر و بازده غیرافزایشی نسبت به مقیاس، می‌توان کارآیی فنی را به دو جزء کارآیی فنی خالص[2] (مدیریت)[3] و کارآیی مقیاس[4] تفکیک و در مورد بازده افزایشی یا کاهشی بودن هر کدام از واحدهای تصمیم‌گیری قضاوت کرد. کارآیی فنی خالص عبارت است از آن کارآیی فنی که از جابه‌جایی کارآیی مقیاس تأثیر می‌پذیرد و کارآیی محاسبه‌شده در شرایط بازده متغیر نسبت به مقیاس است. کارآیی مقیاس از تقسیم کارآیی فنی در شرایط بازده ثابت بر کارآیی فنی در شرایط بازده متغیر نسبت به مقیاس حاصل می‌شود. کارآیی مقیاس عبارت است از کارآیی ناشی از صرفه‌های بازده نسبت به مقیاس با تغییر اندازه بنگاه و نمایانگر توانایی واحد تولیدی برای فعالیت در مقیاس بهینه اقتصادی است که به‌صورت رابطه زیر نشان داده می‌شود (Emami Meibodi, 2005; Mehrghan, 2004):

1. Decision Making Unit (DMU)
2. pure technical efficiency
۳- کارآیی فنی خالص یا کارآیی مدیریت نشان‌دهندهٔ میزان خالص کارآیی فنی بدون دخالت اثر مقیاس و با فرض نبود محدودیت بازده ثابت نسبت به مقیاس است که در این حالت، کارآیی فنی پدیدآمده به مدیریت واحد نسبت داده می‌شود.
4. scale efficiency

$$SE = \frac{TE_{CRS}}{TE_{VRS}} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، اگر $SE = 1$ باشد، واحد تصمیم‌گیری با بازده ثابت نسبت به مقیاس فعالیت می‌کند و در غیر این‌صورت، این واحد با بازده افزایشی یا کاهشی نسبت به مقیاس روبه‌روست؛ همچنین، اگر $SE \prec 1$ و $TE_{VRS} = TE_{NIRS}$ باشد، واحد تصمیم‌گیری در بازده کاهشی و اگر $SE \prec 1$ و $TE_{VRS} \neq TE_{NIRS}$ باشد، واحد مورد نظر در بازده افزایشی نسبت به مقیاس فعالیت می‌کند (Mehrghan, 2004).

پس از محاسبه انواع کارآیی، از رویکرد اقتصادسنجی برای بررسی مؤلفه‌های اثرگذار بر آن استفاده می‌شود. در این رویکرد، با استفاده از الگوی رگرسیونی توبیت، ارتباط عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، مدیریتی و کشت‌وبوم‌شناختی (اگرواکولوژیکی) با انواع کارآیی بررسی می‌شود. همان‌گونه که اشاره شد، ضرایب کارآیی از بالا به یک و از پایین به صفر محدود می‌شوند. در این شرایط که متغیر وابسته در یک بازه خاص در حال تغییر است، ضرایب برآوردی به روش حداقل مربعات معمولی اریب و ناسازگار است و الگوی توبیت سانسورشده[1] پیشنهاد می‌شود. الگوی توبیت به مدل‌های رگرسیونی اشاره دارد که در آن، دامنه متغیر وابسته در برخی موارد سانسور می‌شود و برای داده‌هایی به‌کار می‌رود که دارای بخش گسسته و پیوسته‌اند (Wang, 2010). سانسورسازی داده‌ها یک محدودیت داده‌ای است که در داده‌های گردآوری‌شده از سطوح پایین‌تر یا بالاتر از آستانه و یا هر دو حالت ممکن به‌وقوع می‌پیوندد (Wang, 2010; Haji, 2007; Greene, 2004). مادالا (Madala, 1984) نشان داد که جمله خطا در رگرسیون حداقل مربعات معمولی با متغیرهای مستقل همبستگی دارد و در نتیجه، برآورد حداقل مربعات معمولی اریب خواهد بود. به دیگر سخن، هنگام استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی، برای برخی از داده‌ها مقادیر منفی پیش‌بینی می‌شود که به‌طور واضح، بی‌معناست. بنابراین، برآوردهای به‌دست‌آمده از الگوی توبیت از ثبات، اعتبار بیشتر و اریب کمتر در مقایسه با مدل حداقل مربعات معمولی برخوردارند (Wang, 2010; Haji, 2007; Greene, 2004). بر این اساس، الگوی توبیت برای بررسی ارتباط حفظ تنوع تولیدات کشاورزی مزرعه با انواع کارآیی به‌صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود:

1 Censored tobit model

$$
\begin{aligned}
&E_j^* = f(\mathrm{Z}_j) \\
&E_j = 1 \quad \text{if } E_j^* \geq 1, \\
&E_j = E_j^* \quad \text{if } 0 \prec E_j^* \prec 1, \\
&E_j = 0 \quad \text{if } E_j^* \leq 0
\end{aligned}
\tag{۶}
$$

که در آن، E_j^* متغیر پنهان یا مشاهده‌نشده[1] اعداد کارآیی، E_j متغیر مشاهده‌شدهٔ اعداد کارآیی، Z_j مجموعه‌ای از عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، مدیریتی و شناختی اثرگذار بر کارآیی است.

یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر کارآیی فنی، تنوع کشت محصولات زراعی در سطح مزرعه است که بدین منظور، از شاخص آنتروپی مرکب[2] بهره گرفته شده است. شاخص آنتروپی مرکب دارای تمام خواص مطلوب شاخص آنتروپی تعمیم‌یافته است و تنها تفاوت آن مربوط به وزن $1-(\frac{1}{N})$ می‌شود، بدین صورت که با افزایش تعداد محصولات زراعی کشت‌شده، وزن بیشتری به مقدار عددی شاخص آنتروپی تعمیم‌یافته داده می‌شود و مقدار عددی شاخص افزایش می‌یابد. بنابراین، بیشتر برای مقایسه تنوع در شرایط تفاوت در تعداد محصولات زراعی کشت‌شده به‌کار می‌رود، زیرا وزن‌دهی در این شاخص با توجه به تعداد محصولات زراعی کشت‌شده صورت می‌گیرد که به‌صورت رابطه زیر محاسبه می‌شود (Pal and Kar, 2012):

$$
CEI = \left[-\sum_{i=1}^{N} p_i \times \log_N^{p_i} \right] \times \left[1-(\frac{1}{N}) \right] \tag{۷}
$$

در رابطه (۷)، N تعداد محصولات زراعی کشت‌شده و p_i سهم سطح زیر کشت هر محصول از کل سطح زیر کشت است. شاخص آنتروپی مرکب دارای دو جزء توزیع محصولات و تعداد آنهاست. این شاخص، با کاهش تمرکز و افزایش تعداد محصولات زراعی، افزایش و برعکس، با کاهش تنوع فعالیت و تمرکز بیشتر، کاهش می‌یابد و محدوده آن بین صفر و یک است (Pal and Kar, 2012). با توجه به مزیت مهم شاخص آنتروپی مرکب در مقایسه تنوع در شرایط تفاوت در تعداد محصولات زراعی، در پژوهش حاضر، از این شاخص برای ارزیابی سطح تنوع کشت در مزارع مختلف استفاده می‌شود.

1. latend or unobserved variable
2. Composite Entropy Index (CEI)

جامعه آماری مطالعه شامل کشاورزان آبی‌کار شهرستان اسدآباد است که در سال زراعی ۹۹-۱۳۹۸، اقدام به کاشت جو کرده‌اند. نخست، نقشه توپوگرافی شهرستان تهیه و موقعیت جغرافیایی روستاهای واقع در آن مشخص شد و سپس، حجم نمونه با استفاده از رابطهٔ کوکران تعیین و نمونه مورد نظر به‌صورت تصادفی از روستاهای واقع در شهرستان به روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی تصادفی جمع‌آوری شد. در رابطه (۸)، n تعداد نمونه مورد نیاز، N تعداد کل جمعیت هدف (۱۹۵۰ بهره‌بردار)، P احتمال دارا بودن صفت مورد نظر است که در تحقیق پیش‌رو، درصد کشاورزان کارآ (کارآیی فنی برابر با یک) در نظر گرفته می‌شود. بدین منظور، ابتدا تعداد ۳۵ پرسشنامه تکمیل و درصد کشاورزان با کارآیی فنی کامل نُه درصد (پنج بهره‌بردار) محاسبه شده است. در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با فرض نرمال بودن صفت مورد نظر، Z معادل ۱/۹۶ و d خطای قابل پذیرش است که پنج درصد در نظر گرفته می‌شود. با استفاده از رابطه (۸) و جای‌گزاری متغیرها، تعداد نمونه در حدود ۱۷۸ محاسبه شد که برای دقت بیشتر، به ۱۸۰ افزایش یافت.

$$n=\frac{N\times P(1-P)\times Z^2}{(N-1)\times d^2+P(1-P)\times Z^2}=\frac{1950\times 0.15(1-0.15)\times 1.96^2}{(1950-1)\times 0.05^2+0.15(1-0.15)\times 1.96^2}=178.1 \qquad (۸)$$

پس از تعیین حجم نمونه، پرسشنامه‌ای جامع مشتمل بر سؤالات مربوط به درآمد و هزینه‌های مراحل کاشت، داشت و برداشت جو آبی طراحی و ضمن مصاحبه حضوری با کشاورزان شهرستان تکمیل شد. از تحلیل پرسشنامه‌ها، اطلاعات قیمتی و مقداری مربوط به جو تولیدشده (کیلوگرم) به‌عنوان ستاده و نهاده‌های تولید شامل زمین (هکتار)، بذر (کیلوگرم)، کودهای شیمیایی (کیلوگرم)، نیروی کار انسانی (نفر- روز- کار)، نیروی کار ماشینی (ساعت)، سموم شیمیایی (لیتر) و دفعات آبیاری استخراج شد. همچنین، برای محاسبه و تحلیل انواع کارآیی، از بسته‌های نرم‌افزاری EXCEL و GAMS بهره گرفته شده است.

نتایج و بحث

تحلیل اطلاعات جمع‌آوری‌شده نشان داد که بیشترین سهم هزینه‌ای نهاده‌ها در تولید جو آبی شهرستان اسدآباد، به‌ترتیب، مربوط به نهاده‌های اجاره زمین (۳۹ درصد) و نیروی کار ماشینی (۲۵ درصد) است و این دو نهاده در مجموع، ۶۴ درصد هزینه‌های تولید را به کشاورز تحمیل می‌کنند. همچنین، نهاده‌های بذر، نیروی کار انسانی، کودهای شیمیایی، سموم شیمیایی و آب، به‌ترتیب،

سیزده، ده، شش، چهار و سه درصد هزینه‌ها را شامل می‌شوند. توصیف آماری متغیرهای مورد استفاده برای لحاظ شدن در مدل‌های برنامه‌ریزی خطی در جدول ۱ ارائه شده است. میانگین عملکرد تولید جو آبی در منطقه ۴۶۳۰ کیلوگرم و کمترین و بیشترین عملکرد، به‌ترتیب، ۳۱۵۸ و ۵۳۰۰ کیلوگرم بوده و همچنین، میانگین مصرف در هکتار نهاده‌های بذر ۱۸۰ کیلوگرم، کودهای شیمیایی ۱۵۵ کیلوگرم، نیروی کار انسانی ۴/۶ نفر–روز–کار، نیروی کار ماشینی ۶/۴ ساعت، سموم شیمیایی ۲/۴ لیتر و دور آبیاری ۳/۶ است. میانگین قیمت هر واحد از ستاده و نهاده‌های مورد استفاده در ستون آخر جدول ۱ آمده است. اکثر کشاورزان در منطقه مالک زمین بوده، بعضی از کشاورزان نیز علاوه بر زمین خود، در زمین‌های استیجاری به تولید جو اشتغال دارند که با توجه به نوع قرارداد بین آنها، قیمت زمین مشخص و به‌عنوان قیمت این نهاده منظور می‌شود. همچنین، دستمزد پرداختی به کارگران استیجاری به‌عنوان نرخ دستمزد نیروی کار برای این گروه و همچنین، نیروی کار خانوادگی در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۱- توصیف آماری متغیرهای مورد استفاده در محاسبه کارآیی

متغیر	واحد	میانگین در واحد سطح (هکتار)	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	میانگین قیمت هر واحد (ده ریال)
جو آبی	کیلوگرم	۴۶۳۰/۳	۳۱۵۸	۵۳۰۰	۱۱۶۵	۱۶۵۵
بذر	کیلوگرم	۱۸۰/۳	۱۴۸	۲۳۵	۱۵۵/۸	۱۶۲۰
کودهای شیمیایی	کیلوگرم	۱۵۵/۲	۱۰۰	۲۳۵	۹۶	۶۴۲۵۰
نیروی کار انسانی	نفر- روزکار	۴/۶	۴/۱	۷/۳	۲/۷	۷۵۰۰۰
نیروی کار ماشینی	ساعت	۶/۴	۵/۲	۸/۸	۳/۱	۱۲۲۷۵۰
سموم شیمیایی	لیتر	۲/۴	۱/۳	۳/۹	۱/۹	۷۱۳۵۰
دور آبیاری	دور	۳/۶	۲	۵	۲/۱	.....

مأخذ: محاسبات پژوهش

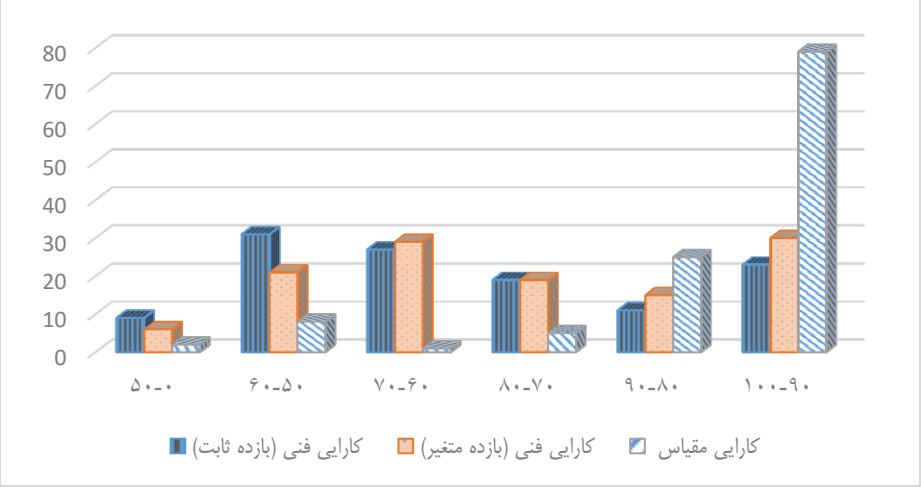
توصیف آماری نتایج محاسبه کارآیی فنی و مقیاس (نهاده‌گرا) جوکاران آبی شهرستان اسدآباد در جدول ۲ و توزیع فراوانی آنها در نمودار ۱ ارائه شده است. با توجه به اعداد جدول ۲، ملاحظه می‌شود که میانگین کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس، به‌ترتیب، ۷۹/۳، ۸۲/۵ و ۹۶/۱ درصد، کمترین آنها، به‌ترتیب، ۴۸/۳، ۵۲/۲ و ۶۱/۲ درصد و بیشترین آنها صد درصد و به دیگر سخن، حداکثر کارآیی است. بیشترین فراوانی کارآیی فنی در بازه ۶۰–۵۰ درصد و کارآیی مدیریتی و مقیاس در بازه ۱۰۰–۹۰ درصد بوده و وجود شکاف ۵۱/۷ و ۴۷/۸ درصدی بین بیشترین و کمترین کارآیی فنی حاکی از آن است که هنوز

توان زیادی برای افزایش کارآیی فنی وجود دارد و جوکاران محدوده مطالعاتی به‌طور متوسط از توان ۲۰/۷ و ۱۷/۵ درصدی کاهش در مصرف نهاده‌ها بدون تغییر در سطح تولید خود برخوردارند. از آنجا که ناکارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس برای جوکاران شهرستان، به‌ترتیب، ۲۰/۷، ۱۷/۵ و ۳/۹ درصد است، میانگین کارآیی فنی مزارع با حذف ناکارآیی مقیاس از ۷۹/۳ به ۸۲/۵ درصد افزایش پیدا می‌کند. حذف ناکارآیی مقیاس را می‌توان بدین صورت مورد توجه قرار داد که واحدهای دارای بازده نزولی نسبت به مقیاس از افزودن نهاده‌های تولید به فرآیند تولید اجتناب ورزند و واحدهای دارای بازده افزایشی نسبت به مقیاس، با افزایش نهاده‌های تولیدی، علاوه بر افزایش تولیدات خود، باعث بهبود و افزایش کارآیی شوند.

جدول ۲- توصیف آماری نتایج محاسبه کارآیی فنی و مقیاس (نهاده‌گرا) جوکاران آبی

انواع کارآیی	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
کارآیی فنی	۰/۷۹۳	۰/۴۸۳	۱	۰/۱۸۲
کارآیی مدیریتی	۰/۸۲۵	۰/۵۲۲	۱	۰/۱۹۴
کارآیی مقیاس	۰/۹۶۱	۰/۶۱۲	۱	۰/۰۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱- توزیع فراوانی کارآیی فنی و کارآیی مقیاس

پس از محاسبه کارآیی فنی در شرایط بازده ثابت، بازده متغیر و بازده غیرافزایشی نسبت به مقیاس و همچنین، کارآیی مقیاس، بازده نسبت به مقیاس کشاورزان مختلف محاسبه شده، که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. کشاورزی محدوده مطالعاتی عمدتاً معیشتی و کوچک‌مقیاس بوده و هدف اصلی کشاورزان کاهش هزینه‌های تولید است، که البته نتایج مطالعه نیز این مهم را تأیید می‌کند. جنان‌که ملاحظه می‌شود، ۶۳ درصد کشاورزان شهرستان در بازده افزایشی و ۲۵ درصد در بازده کاهشی نسبت به مقیاس و تنها دوازده درصد در مقیاس بهینه (بازده ثابت نسبت به مقیاس) فعالیت می‌کنند. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که مصرف بیشتر نهاده‌ها و افزایش مقیاس تولید در راستای افزایش سطح تولید و درآمد کشاورزان محدوده تصمیمی مناسب باشد. منطق اقتصادی این تصمیم در این نکته است که در حالت بازده افزایشی نسبت به مقیاس، نسبت افزایش در محصول بیش از افزایش در نهاده‌هاست و با فرض ثابت بودن قیمت تمامی عوامل تولید، این موضوع باعث حرکت روی منحنی هزینه متوسط می‌شود و با افزایش اندازه و مقیاس تولید، هزینه واحد تولیدی کاهش می‌یابد. دو عامل تخصص و تقسیم کار و عوامل فناوری به تولیدکنندگان این امکان را می‌دهد که از راه افزایش مقیاس تولید، هزینه واحد تولیدی را کاهش دهند.

جدول ۳- بازده نسبت به مقیاس جوکاران آبی

نوع بازده نسبت به مقیاس	درصد
بازده ثابت نسبت به مقیاس (مقیاس بهینه)	۱۲
بازده کاهشی نسبت به مقیاس	۲۵
بازده افزایشی نسبت به مقیاس	۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مهم‌ترین هدف مطالعهٔ حاضر بررسی مؤلفه‌های مختلف اثرگذار بر کارآیی است که نتایج برآورد الگوی رگرسیونی توبیت در بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس در جدول ۴ ارائه شده است. با توجه به مقدار آماره نسبت درست‌نمایی[1]، رگرسیون در سطح اعتماد بسیار بالا معنی‌دار بوده و نتایج برآوردشده قابل استناد است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرهای تجربه، تحصیلات سرپرست خانوار (ابتدایی تا دبیرستان و دیپلم و بالاتر) و تنوع کشت محصولات زراعی ارتباط مثبت و معنی‌دار و متغیر تعداد قطعات زمین ارتباط منفی و معنی‌دار با کارآیی فنی دارند. همچنین، در سطوح معنی‌داری پایین‌تر، متغیرهای دوره‌های آموزشی- ترویجی (۱۳/۱ درصد) و

1. Likelihood Ratio (LR)

مالکیت تراکتور و ادوات کشاورزی (۱۴/۶ درصد) ارتباط مثبت و متغیرهای درآمد خارج از مزرعه (۱۲/۴ درصد)، متوسط فاصله تا زمین (۱۲/۸ درصد) و مقیاس تولید (۱۴/۴ درصد) ارتباط منفی با کارآیی فنی دارند. متغیرهای تجربه، تحصیلات سرپرست خانوار (ابتدایی تا دبیرستان و دیپلم و بالاتر)، مالکیت تراکتور و ادوات کشاورزی و تنوع کشت محصولات زراعی ارتباط مثبت و معنی‌دار و متغیرهای تعداد قطعات و متوسط فاصله تا زمین ارتباط منفی و معنی‌دار با کارآیی مدیریتی دارند. در سطوح معنی‌داری پایین‌تر، متغیرهای دوره‌های آموزشی- ترویجی ارتباط مثبت (یازده درصد) و درآمد خارج از مزرعه (۱۰/۹ درصد) و مقیاس تولید (۱۳/۵ درصد) ارتباط منفی و معنی‌دار با کارآیی مدیریتی دارند. متغیرهای تحصیلات سرپرست خانوار (دیپلم و بالاتر)، دوره‌های آموزشی- ترویجی و مالکیت تراکتور و ادوات کشاورزی ارتباط مثبت و معنی‌دار و درآمد خارج از مزرعه و تعداد قطعات زمین ارتباط منفی و معنی‌دار با کارآیی مقیاس دارند و تأثیر سایر متغیرها فاقد اهمیت آماری است. بیشترین اثرگذاری معنی‌دار در کارآیی فنی و مدیریتی، به‌ترتیب، مربوط به متغیرهای تجربه، تحصیلات سرپرست خانوار، تعداد قطعات زمین و تنوع کشت و در کارآیی مقیاس، به‌ترتیب، مربوط به متغیرهای تعداد قطعات زمین، مالکیت تراکتور و ادوات کشاورزی و تحصیلات سرپرست خانوار بوده، که حاکی از نقش پررنگ و اهمیت بالای این متغیرها در بهبود کارآیی تولید است.

نتایج بررسی تأثیر متغیرهای توضیحی بر کارآیی فنی و کارآیی مقیاس در مطالعهٔ حاضر با مطالعات پیشین همخوانی داشته و دارای علامت‌های مورد انتظار است. برای نمونه، بر پایهٔ نتایج پژوهش حاضر، با افزایش سن سرپرست خانوار به‌دلیل مخاطره‌گریزی و عدم استفاده از فناوری‌های جدید و نیز سنتی عمل کردن کشاورز، این متغیر ارتباط منفی با کارآیی فنی دارد، که این نتایج با نتایج مطالعات سیبیکو (Sibiko et al., 2013)، ماریانو و همکاران (Mariano et al., 2010) و جواد و همکاران (Javed et al., 2010) همخوانی دارد. تجربه بیشتر کشاورز به‌منزله توان بالا و کسب مهارت‌های مدیریتی بیشتر است و در نتایج مطالعظ حاضر میر تجربه سرپرست خانوار ارتباط مثبت با کارآیی فنی داشته که با نتایج مطالعات صبوحی و همکاران (Sabouhi et al., 2010)، بهات و بهات (Bhatt and Bhat, 2014) و حسین و رحمان (Hossain and Rahman, 2012) دارای همخوانی است. به‌دلیل توانایی بیشتر در استفاده از فناوری‌های جدید و روش‌های نوین در کشت و مصرف نهاده‌ها، انتظار می‌رود که متغیر تحصیلات سرپرست خانوار ارتباط مثبت با کارآیی فنی داشته باشد، که این نتیجخ‌گیری نطالعهٔ حاضر با نتایج مطالعات انگوین (Nguyen, 2014)، یویا (Yuya, 2014) و احمد و همکاران (Ahmad et al., 2002) همسو است. متغیر تعداد قطعات زمین به‌منظور بررسی تأثیر یکپارچگی و پراکندگی مزارع در تحلیل‌ها به‌کار گرفته شده است. بالا بودن تعداد قطعات زمین در

مزرعه افزایش هزینه‌ها را در پی داشته و با یکپارچگی زمین‌های کشاورزی، شرایط استفاده از فناوری‌های نوین آبیاری و ماشین‌آلات کشاورزی و به تبع آن، پایین آمدن هزینه‌های کاشت، داشت و برداشت محصول فراهم می‌شود. تأثیر منفی متغیر نسبت تعداد قطعات به کل زمین زیر کشت بر کارآیی فنی با نتایج مطالعات سیدان (Seyyedan, 2006)، انگوین (Nguyen, 2014)، مانجوناتا و همکاران (Manjunatha et al., 2013) و رحمان (Rahman, 2008) مطابقت دارد. کشاورزان مالک تراکتور و ادوات کشاورزی می‌توانند با مدیریت بهتر و انجام به‌موقع و کم‌هزینه فعالیت‌های کاشت تا برداشت محصولات زراعی و جانشینی نیروی کار انسانی با نیروی کار ماشینی به‌ویژه در فصولی که تقاضای نیروی کار بالاست، تأثیر مثبت بر کارآیی مقیاس داشته باشند؛ این نتایج مطالعهٔ حاضر نیز با نتایج مطالعه بشیر و همکاران (Beshir et al., 2012) مطابقت دارد. همچنین، انتظار می‌رود که کشاورزان با شرکت در دوره‌های آموزشی- ترویجی و کسب تجربه، آگاهی و دانش روز درباره نحوه کشت محصولات و نکات فنی در مورد به‌کارگیری نهاده‌ها و راه‌های افزایش عملکرد تولید، کارآتر از سایر کشاورزان عمل کنند. تأثیر مثبت این متغیر بر کارآیی مقیاس در مطالعهٔ حاضر با نتایج مطالعات صبوحی و همکاران (Sabouhi et al., 2010)، یویا (Yuya, 2014) و اوگاندری (Ogundari, 2013) همخوانی دارد. انتظار می‌رود که درآمد خارج از مزرعه، اگر صرف سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی شود، ارتباط مثبت و اگر صرف مخارج مصرفی و یا سرمایه‌گذاری در خارج از بخش کشاورزی شود، ارتباط منفی با کارآیی فنی و مقیاس داشته باشد. تأثیر منفی این متغیر بر کارآیی مقیاس با نتایج مطالعات گتا و همکاران (Geta et al., 2013)، یوو و سونودا (Yue and Sonoda, 2012)، آسفا (Asefa, 2011) و کوئلی و همکاران (Coelli et al., 2005) همسو است. اما یکی از مهم‌ترین اهداف مطالعه حاضر بررسی تأثیر تنوع کشت محصولات زراعی مزرعه بر انواع کارآیی تولید است که در ادامه، نتایج آن ارائه خواهد شد.

همان‌گونه که پیش‌تر نیز گفته شد، از شاخص آنتروپی مرکب برای محاسبه سطح تنوع کشت در مزارع بهره گرفته شده است که مقدار عددی این شاخص با کاهش تمرکز و افزایش تعداد محصولات زراعی، افزایش و برعکس، با کاهش تنوع کشت و تمرکز بیشتر، کاهش می‌یابد و محدوده آن بین صفر و یک است. نتایج محاسبه شاخص آنتروپی مرکب نشان می‌دهد که متوسط عددی شاخص تنوع در ۱۸۰ مزرعه مورد مطالعه ۰/۵۸۳ بوده، که بیشترین و کمترین آن، به‌ترتیب، ۰/۸۰۴ و صفر و انحراف استاندارد آن نیز ۰/۲۱۴ است. همچنین، از ۱۸۰ مزرعه مورد مطالعه، ۱۰۶ مزرعه دارای تنوع بالا (بزرگ‌تر و مساوی میانگین) و ۷۴ مزرعه دارای تنوع پایین (کوچک‌تر از میانگین) بودند. بر اساس نتایج جدول ۴، متغیر تنوع کشت محصولات زراعی مزرعه ارتباط مثبت و معنی‌دار با

کارآیی فنی و مدیریتی و مثبت ولی بی‌معنی با کارآیی مقیاس دارد، که به‌خوبی بیانگر اهمیت و نقش مهم تنوع کشت در سطح مزرعه است. نتایج مربوط به ارتباط مثبت متغیر تنوع کشت محصولات زراعی با کارآیی فنی در مطالعهٔ حاضر با نتایج مطالعات انگوین (Nguyen, 2014)، اوگاندری (Ogundari, 2013)، رابیرو و همکاران (Rabirou et al., 2012)، تی‌سوهو و همکاران (Tsoho et al., 2012)، ایاض وهمکاران (Ayaz et al., 2011)، آسفا (Asefa, 2011)، رحمان (Rahman, 2008) و کوئلی و فلمینگ (Coelli and Fleming, 2004) و نتایج مربوط به ارتباط مثبت تنوع کشت با کارآیی مقیاس با نتایج مطالعه وو و پراتو (Wu and Prato, 2006) مطابقت دارد.

جدول۴- نتایج برآورد الگوی رگرسیونی توبیت در بررسی مؤلفه‌های اثرگذار بر کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس

متغیر	کارآیی فنی		کارآیی مدیریتی		کارآیی مقیاس	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
تجربه سرپرست خانوار	۰/۱۸۶*	۱/۷۱	۰/۲۵۲**	۱/۹۷	۰/۲۳۳	۱/۳
تحصیلات سرپرست خانوار (ابتدایی تا دبیرستان)	۰/۰۷۷*	۱/۶۳	۰/۱۱۶**	۲/۰۱	۰/۰۴۲	۱/۱۶
تحصیلات سرپرست خانوار (دیپلم و بالاتر)	۰/۱۱۹**	۲/۱۵	۰/۱۸۳**	۲/۳۴	۰/۰۸۹*	۱/۸۳
سهم نیروی کار خانوادگی	۰/۰۱۸	۱/۴۴	۰/۰۵۷	۱/۲۴	.....	.....
درآمد خارج از مزرعه	-۰/۰۵۸	-۱/۵۵	-۰/۰۶۲*	-۱/۶۱۰	-۰/۰۷۲*	-۱/۷۴
دوره‌های آموزشی- ترویجی	۰/۰۷۹	۱/۵۲	۰/۰۸۲	۱/۶۱	۰/۰۵۶*	۱/۷۲
مالکیت تراکتور و ادوات کشاورزی	۰/۱۳۶	۱/۵	۰/۰۹۵*	۱/۸۲	۰/۱۱۰**	۱/۹۴
متوسط فاصله تا زمین	-۰/۰۷۶	-۱/۵۳	-۰/۰۹۱*	-۱/۷	.....	.....
(نسبت) تعداد قطعات به کل زمین کشت‌شده	-۰/۱۰۱*	-۱/۷۵	-۰/۱۵۶*	-۱/۷۸	-۰/۱۹۶**	-۱/۹۱
تنوع کشت	۰/۰۷۶**	۲/۰۱	۰/۱۱۵*	۱/۸	۰/۱۱	۱/۴۴
مقیاس تولید	-۰/۰۸۷	-۱/۴۷	-۰/۱	-۱/۵۲	-۰/۰۹	-۱/۲۴
عرض از مبدأ	۰/۰۵۱	۰/۹۲	۰/۲۰۳	۱/۱۶	۰/۰۴۸	۱/۵۳
تعداد مشاهدات	۱۸۰		۱۸۰		۱۸۰	
لگاریتم درست‌نمایی (Log likelihood)	۵/۵۲۴		-۴۰/۲۳		۷/۳۲	
نسبت درست‌نمایی ($LR\ chi^2$): صفر بودن هم‌زمان تمامی ضرایب	۱۲۲/۸۲ (۰/۰۰۰)		۱۱۵/۲۷ (۰/۰۰۰)		۱۲۹/۱۳ (۰/۰۰۰)	

* معنی‌داری در سطح ده درصد، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت راهبردی تولید جو در بخش دامی کشور، به‌کارگیری بهینه نهاده‌ها و برنامه‌ریزی در راستای افزایش کارآیی تولید آن ضروری است. مطالعه حاضر با هدف بررسی و تحلیل کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس جوکاران آبی شهرستان اسدآباد و تعیین مؤلفه‌های مختلف اثرگذار بر آنها با تأکید بر نقش تنوع کشت و با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و به‌کارگیری الگوی رگرسیونی توبیت صورت گرفته و اطلاعات مورد نیاز به روش طبقه‌بندی تصادفی و با تکمیل ۱۸۰ پرسشنامه در سال زراعی ۹۹-۱۳۹۸ جمع‌آوری شده است. نتایج مطالعه نشان داد که میانگین کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس، به‌ترتیب، ۷۹/۳، ۸۲/۵ و ۹۶/۱ درصد و ۶۳ درصد کشاورزان شهرستاندر بازده افزایشی نسبت به مقیاس، ۲۵ درصد در بازده کاهشی و تنها دوازده درصد در مقیاس بهینه (بازده ثابت نسبت به مقیاس) فعالیت می‌کنند. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که مصرف بیشتر نهاده‌ها و افزایش مقیاس تولید در راستای افزایش سطح تولید و درآمد کشاورزان محدودهٔ مورد بررسی یک تصمیم مناسب باشد. همچنین، بر اساس نتایج محاسبه شاخص تنوع آنتروپی مرکب، از ۱۸۰ مزرعه مورد مطالعه، ۱۰۶ مزرعه دارای تنوع بالا (بزرگ‌تر و مساوی میانگین) و ۷۴ مزرعه دارای تنوع پایین (کوچک‌تر از میانگین) بودند. بر اساس یافته‌های الگوی رگرسیونی توبیت، پیشنهادهای زیر برای بهبود وضعیت اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی کشاورزان منطقه و کشور ارائه می‌شود:

- ✓ با توجه به تنوع کشت محصولات زراعی در سطح مزرعه به‌عنوان یک راهبرد قدیمی مدیریت مخاطره در مقابل شرایط غیرقابل پیش‌بینی محیطی و نااطمینانی از شرایط بازار برای محصولات کشاورزی، شایسته است که هنگام تدوین راهبردهای مدیریت مخاطره، بدین راهبرد و نکتهٔ مهم یادشده توجه ویژه شود و اقدامات لازم برای اشاعه و پذیرش آن در سطح شهرستان صورت گیرد.
- ✓ بر اساس نتایج برآورد الگوی رگرسیونی، راهبرد تنوع کشت محصولات زراعی در سطح مزارع، شرکت در دوره‌های آموزشی- ترویجی و تجربه کشاورزی ارتباط مثبت و معنی‌دار با کارآیی فنی و مدیریتی و نیز تحصیلات سرپرست خانوار ارتباط مثبت و معنی‌دار با کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس داشته است. از این‌رو، در راستای ارتقای کارآیی فنی تولید و به تبع آن، بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشنهاد می‌شود که در دوره‌های آموزشی منظم، از مروجان و کشاورزان پیشرو در انتقال یافته‌های پژوهش و تجارب آنها به کشاورزان جوان و نیز آموزش‌های مناسب و کاربردی در ارتباط با روش و زمان مناسب کاشت، نوع بذر و روش مبارزه با آفات و بیماری‌ها،

استفاده صحیح و به‌موقع از کودهای ماکرو و میکرو و سایر مسائل فنی و به‌ویژه تشویق به متنوع‌سازی کشت محصولات زراعی بهره گرفته شود.

- ✓ بر اساس یافته‌های مطالعه، تعداد قطعات اراضی ارتباط منفی و معنی‌دار با کارآیی فنی، مدیریتی و مقیاس تولید دارد، زیرا تعداد قطعات زیاد و پراکندگی اراضی سبب بدون استفاده ماندن بخشی از اراضی قابل کشت، اتلاف نیروی کار، عدم استفاده مطلوب از ماشین‌آلات کشاورزی و کاهش راندمان آبیاری می‌شود. از این‌رو، در مقطع کنونی، اتخاذ سیاست‌هایی برای یکپارچه‌سازی و جلوگیری از خرد و پراکنده شدن اراضی نظیر تشویق به فعالیت‌های گروهی و ایجاد شرکت‌های تعاونی تولید پیشنهاد می‌شود.
- ✓ با توجه به ارتباط مثبت مالکیت تراکتور و ادوات کشاورزی با کارآیی فنی، پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاری بیشتری در بخش ماشین‌آلات کشاورزی انجام شود و برنامه‌ریزی لازم در راستای اعطای تسهیلاتی برای مکانیزه کردن مزارع صورت گیرد.
- ✓ با توجه به ارتباط منفی درآمد خارج از مزرعه و کارآیی مدیریتی و مقیاس، پیشنهاد می‌شود که زمینه‌های مناسب برای افزایش درآمدزایی کشت محصولات زراعی نظیر افزایش قیمت تضمینی، کاربرد ابزارهای غیرقیمتی از قبیل تأمین بهتر نهاده‌ها، پرداخت بخشی از حق بیمه محصولات، اعطای هرچه بیشتر یارانه مستقیم و نظایر آن فراهم شود تا علاوه بر پایین آمدن مخاطرات تولید، زمینه‌های افزایش درآمد و سودآوری و تمرکز هرچه بیشتر کشاورزان بر تولید محصولات کشاورزی فراهم شود.

منابع

1. Abdeshahi, A., Taki, M., Golabi, M.R. and Haddad, M. (2014). Investigating the energy efficiency of wheat crop using DEA (a case of Mahyar Plain in Shahreza, Iran). *Agricultural Economics*, 7(4): 57-74. (Persian)
2. Abdpoor, A., Asadabadi, A. and Shabnali Fami, H. (2017). Analysis of factors affecting date production efficiency in Bam County: with DEA approach. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 48(3): 507-518. (Persian)
3. Ahmad, M., Chaudhry, G.M., Iqbal, M. and Khan, D.A. (2002). Wheat productivity, efficiency, and sustainability: a stochastic production frontier

analysis [with comments]. *The Pakistan Development Review*, 41(4): 643-663.

4. Ahmadi, K., Ebadzadeh, A., Hatami, F. and Kazemian, A. (2020). Agricultural Statistics of 2018-19: Crops (Volume 1). Tehran: Ministry of Agriculture-Jahad (MAJ). Deputy Minister of Planning and Budget, General Directorate of Statistics and Information. (Persian)
5. Ajabshirchi, Y., Taki, M., Abdi, R., Ghobadifar, A. and Ranjbar, I. (2011). Investigation of energy use efficiency for dry wheat production using Data Envelopment Analysis (DEA) approach; case study: Silakhor Plain. *Journal of Agricultural Machinery*, 1(2): 122-132. DOI: 10.22067/jam.v1i2.11360. (Persian)
6. Alemdar, T. and Necat Oren, M. (2006). Determinants of technical efficiency of wheat farming in Southeastern Anatolia, Turkey: a nonparametric technical efficiency analysis. *Journal of Applied Sciences*, 6(4): 827-830.
7. Asefa, S. (2011). Analysis of technical efficiency of crop producing smallholder farmers in Tigray, Ethiopia. Munich Personal RePec Archive (MPRA). Available at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/40461/1/MPRA_paper_40461.pdf.
8. Banker, R.D., Charnes, A. and Cooper, W.W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30(9): 1078-1092.
9. Benin, S., Smale, M., Pender, J., Gebremedhin, B. and Ehui, S. (2004). The economic determinants of cereal crop diversity on farms in the Ethiopian highlands. *Agricultural Economics*, 31(2-3): 197-208.
10. Beshir, H., Emana, B., Kassa, B. and Haji, J. (2012). Economic efficiency of mixed crop-livestock production system in the North Eastern Highlands of Ethiopia: the stochastic frontier approach. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 1(1): 10-20.

11. Bhatt, M.S. and Bhat, S.A. (2014). Technical efficiency and farm size productivity— micro level evidence from Jammu and Kashmir. *International Journal of Food and Agricultural Economics (IJFAEC)*, 2(4): 27-49. DOI: 10.22004/ag.econ.190809.
12. Bjurek, H., Hjalmarsson, L. and Forsund, F.R. (1990). Deterministic parametric and nonparametric estimation of efficiency in service production: a comparison. *Journal of Econometrics*, 46(1-2): 213-227.
13. Boreimnejad, V. (2006). Factors affecting the technical efficiency of wheat farmers in Qom province (using a combined boundary-random model and path analysis). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 14(53): 23-38. (Persian)
14. Brookfield, H., Padoch, C., Parsons, H. and Stocking, M. (2002). Cultivating biodiversity: understanding, analysing and using agricultural diversity. ITDG Publishing.
15. Čechura, L. (2010). Estimation of technical efficiency in Czech agriculture with respect to firm heterogeneity. *Agricultural Economics*, 56(4): 183-191.
16. Charnes, A., Cooper, W.W., Rousseau, J.J. and Semple, J. (1987). Data Envelopment Analysis and Axiomatic Notions of Efficiency and Reference Sets. CCS Research Report 558 (Austin, Texas: University of Texas, Graduate School of Business, Center for Cybernetic Studies, Austin, Texas 78712).
17. Coelli, T. and Fleming, E. (2004). Diversification economies and specialisation efficiencies in a mixed food and coffee smallholder farming system in Papua New Guinea. *Agricultural Economics*, 31(2-3), 229-239. DOI: 10.1111/j.1574-0862.2004.tb00260.x.
18. Coelli, T.J., Rao, D.S.P., O'Donnell, C.J. and Battese, G.E. (2005). An introduction to efficiency and productivity analysis. Springer Books. DOI: 10.1007/b136381.
19. Cooper, W.W., Seiford, L.M. and Tone, K. (2007). Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-solver software (Vol. 2). New York: Springer.

20. Dadmand, F. and Naji-Azimi, Z. (2018). The application of fuzzy DEA in evaluating the efficiency of wheat production, case study: Torbat-e Heydarieh County. *Journal of Agricultural Economics Researches*, 10(37): 87-110. Available at http://ensani.ir/file/download/article/1538567021-10006-300.pdf. (Persian)
21. Di Falco, S., Bezabih, M. and Yesuf, M. (2010). Seeds for livelihood: crop biodiversity and food production in Ethiopia. *Ecological Economics*, 69(8): 1695-1702.
22. Emami Meibodi, A. (2005). Efficiency and (in theory and practice) productivity measurement. Second Edition. Tehran: Institute for Trade Studies and Research. (Persian)
23. Esfanjari Kenari, R. (2011). Economic study of industrial units for laying poultry. Thesis for the Master of Agricultural Economics Degree, Faculty of Agriculture, Shiraz University. (Persian)
24. Farrell, M.J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General*), 120(3): 253-281.
25. Ganji, N., Yazdani, S. and Saleh, I. (2018). Identifying factors affecting efficiency of water use in wheat production, Alborz province (data envelopment analysis approach). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 49(1): 13-22. (Persian)
26. Garshasbi, A. and Dadashi, S. (2015). The comparison of technical, allocative and economic efficiency of wheat in Iran; with emphasis on the period 2000-2009. *Agricultural Economics and Development*, 23(2): 75-112. DOI: 10.30490/aead.2015.58993. (Persian)
27. Geta, E., Bogale, A., Kassa, B. and Elias, E. (2013). Productivity and efficiency analysis of smallholder maize producers in Southern Ethiopia. *Journal of Human Ecology*, 41(1): 67-75.
28. Gołaszewski, J., van der Voort, M., Meyer-Aurich, A., Baptista, F., Balafoutis, A. and Mikkola, H.J. (2014). Comparative analysis of energy

efficiency in wheat production in different climate conditions of Europe. *Journal of Agricultural Science and Technology B*, 4(8): 632-640.

29. Greene, W. (2004). Fixed effects and bias due to the incidental parameters problem in the Tobit model. *Econometric Reviews*, 23(2): 125-147.
30. Greene, W.H. (1999). Frontier production functions. In: Handbook of applied econometrics (Vol. 2: Microeconomics), pp. 75-153.
31. Haghighatnejad, M., Yazdani, A. and Rafiei, H. (2014). Comparison of efficiency and productivity indexes in industrial dairy farms: a case study of Isfahan. *Journal of Ruminant Research*, 1(4): 177-194. (Persian)
32. Haji, J. (2007). Production efficiency of smallholders' vegetable-dominated mixed farming system in eastern Ethiopia: a non-parametric approach. *Journal of African Economies*, 16(1): 1-27.
33. Hoang, V.-N. and Coelli, T. (2011). Measurement of agricultural total factor productivity growth incorporating environmental factors: a nutrients balance approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 62(3): 462-474.
34. Hossain, M.E. and Rahman, Z. (2012). Technical efficiency analysis of rice farmers in Naogaon district: an application of the stochastic frontier approach. *Journal of Economics and Development Studies*, 1(1): 1-20.
35. Javed, M.I., Adil, S.A., Ali, A. and Raza, M.A. (2010). Measurement of technical efficiency of rice-wheat system in Punjab, Pakistan using DEA technique. *Journal of Agricultural Research*, 48(2): 227-237.
36. Karimi, F., Pirasteh, H. and Zahedi, K.M. (2009). Efficiency determination of wheat farming with regard to risk and time factors using interval DEA and window DEA. *Agricultural Economics Development*, 16(64): 139-159. (Persian)
37. Kazemi, M. and Nikkhah Farkhani, Z. (2010). Application of Data Envelopment Analysis in measuring and analyzing relative efficiency of wheat cultivation: case of Razavi Khorasan. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 23(2): 87-95. DOI: 10.22067/jead2.v1388i2.2535. (Persian)

38. Kisaka-Lwayo, M. and Obi, A. (2012). Risk perceptions and management strategies by smallholder farmers in KwaZulu-Natal province, South Africa. *International Journal of Agricultural Management*, 1(1029-2016-82245): 28-39.
39. Kremen, C. and Miles, A. (2012). Ecosystem services in biologically diversified versus conventional farming systems: benefits, externalities, and trade-offs. *Ecology and Society*, 17(4): 40. DOI: 10.5751/ES-05035-170440.
40. Lin, B.B. (2011). Resilience in agriculture through crop diversification: adaptive management for environmental change. *BioScience*, 61(3): 183-193.
41. Madala, H. (1984). A new harmonical algorithm for digital signal processing, ICASSP '84. IEEE International Conference on Acoustics, Speech, and Signal Processing, San Diego, CA, USA, 1984, pp. 248-251, DOI: 10.1109/ICASSP.1984.1172393.
42. Maganga, A.M. (2012). Technical efficiency and its determinants in Irish potato production: evidence from Dedza district, Central Malawi. *African Journal of Agricultural Research*, 7(12): 1794-1799.
43. Manjunatha, A., Anik, A.R., Speelman, S. and Nuppenau, E. (2013). Impact of land fragmentation, farm size, land ownership and crop diversity on profit and efficiency of irrigated farms in India. *Land Use Policy*, 31: 397-405.
44. Mardani, M., Sargazi, A. and Sabouhi, M. (2013). Determination of the efficiency of Sistan wheat farms using incorporation optimization model with degree of conservatism control parameters and data envelopment analysis (RDEA). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 27(3): 180-187. (Persian)
45. Mariano, M.J., Villano, R. and Fleming, E. (2010). Are irrigated farming ecosystems more productive than rainfed farming systems in rice production in the Philippines? *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 139(4): 603-610.

46. Masuda, K. (2016). Measuring eco-efficiency of wheat production in Japan: a combined application of life cycle assessment and data envelopment analysis. *Journal of Cleaner Production*, 126: 373-381.
47. McCord, P.F., Cox, M., Schmitt-Harsh, M. and Evans, T. (2015). Crop diversification as a smallholder livelihood strategy within semi-arid agricultural systems near Mount Kenya. *Land Use Policy*, 42: 738-750.
48. Mehrghan, M.R. (2004). Quantitative models in the performance of organizations. Tehran: University of Tehran Publication. (Persian)
49. Meng, E.C.H., Smale, M., Hu, R. and Huang, J. (2003). Wheat genetic diversity in China: measurement and cost. In: Agricultural trade and policy in China: issues, analysis and implications, pp. 251-267. Ashgate.
50. Mohammadian, F. and Sam-Deliri, A. (2020). Economic analysis of wheat production efficiency in Kermanshah (case study: Ravansar-Sanjabi area). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 51(3): 429-441. (Persian)
51. Molaei, M., Hesari, N. and Javanbakht, O. (2017). The estimation of input-oriented environmental efficiency of agricultural products (case study: environmental efficiency of rice production). *Agricultural Economics*, 11(2): 157-172. (Persian)
52. Mousavi, S. and Khalillian, S. (2005). Evaluating technical efficiency factors of wheat production. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 13(52): 45-60. (Persian)
53. Nguyen, H. (2014). Crop diversification, economic performance and household behaviour: evidence from Vietnam. *SSRN Electronic Journal*. DOI: 10.2139/ssrn.2503210.
54. Ogundari, K. (2013). Crop diversification and technical efficiency in food crop production: a study of peasant farmers in Nigeria. *International Journal of Social Economics*, 40: 267-287. DOI: 10.1108/03068291311291536.

55. Pal, S. and Kar, S. (2012). Implications of the methods of agricultural diversification in reference with Malda district: drawback and rationale. *International Journal of Food, Agriculture and Veterinary Sciences*, 2(2): 97-105.
56. Rabirou, K., Ayanwale, A.B., Idowu, E.O. and Williams, S.B. (2012). Effect of rural transportation system on agricultural productivity in Oyo State, Nigeria. *Journal of Agriculture and Rural Development in the Tropics and Subtropics (JARTS)*, 113(1): 13-19.
57. Rafati, F., Azarinfar, Y., Zad, M., Barabari, A. and Kazemnejad, M. (2011). Technical, allocative and economic efficiency of cotton growing farmers in Golestan province: case study of Gorgan. *Agricultural Economics Research*, 3(9): 121-141. (Persian)
58. Rahman, S. (2008). Determinants of crop choices by Bangladeshi farmers: a bivariate probit analysis. *Asian Journal of Agriculture and Development*, 5(1362-2016-107694): 29-41.
59. Ramanathan, R. (2006). A multi-factor efficiency perspective to the relationships among world GDP, energy consumption and carbon dioxide emissions. *Technological Forecasting and Social Change*, 73(5): 483-494.
60. Sabouhi, M., Khanjari, S. and Keykha, A. (2010). Studying efficiency of water use in Sistan greenhouses. *Agricultural Economics*, 4(3): 91-102. (Persian)
61. Seyyedan, S. (2006). Investigation of technical efficiency of sugar beet producers and factors affecting its decrease: a case study in Hamedan province. *Journal of Sugar Beet*, 21(2): 137-150. (Persian)
62. Shirvanian, A. and Zad, M. (2005). Determining the technical, allocative and economic efficiency of wheat farmers and the factors affecting it in the warm climate of the country according to the dominant cultivar in this climate. 05th National Conference of Agricultural Economics, Zahedan. Available at https://civilica.com/doc/49788. (Persian)
63. Sibiko, K., Owuor, G., Birachi, E., Gido, E., Ayuya, O. and Mwangi, J. (2013). Analysis of determinants of productivity and technical efficiency

among smallholder common bean farmers in eastern Uganda. *Current Research Journal of Economic Theory*, 5(3): 44-55.

64. Smale, M. and King, A. (2005). Genetic resource policies: What is diversity worth to farmers? IFPRI Policy Briefs/International Food Policy Research Institute, pp. 13-18.
65. TCCIMA (2019). Total import and export statistics to the Islamic Republic of Iran (Customs - Country - Tariff). Tehran Chamber of Commerce: Industries, Mines and Agriculture (TCCIMA). (Persian)
66. Tsoho, B., Omotesho, O., Salau, S. and Adewumi, M. (2012). Determinants of technical, allocative and economic efficiencies among dry season vegetable farmers in Sokoto state, Nigeria. *Journal of Agricultural Sciences*, 3(2): 113-119.
67. Wang, X.-y. (2010). Irrigation water use efficiency of farmers and its determinants: evidence from a survey in northwestern China. *Agricultural Sciences in China*, 9(9): 1326-1337.
68. Winters, P., Hintze, L. and Ortiz, O. (2006). Rural development and the diversity of potatoes on farms in Cajamarca, Peru. Washington, DC, USA: CABI Publishing.
69. Wu, S. and Prato, T. (2006). Cost efficiency and scope economies of crop and livestock farms in Missouri. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 38(3): 539-553.
70. Yue, B. and Sonoda, T. (2012). The effect of off-farm work on farm technical efficiency in China. Working Paper, Nagoya University. Furi-cho, Chikusa-ku, Nagoya, Japan.
71. Yuya, B. (2014). Comparative analysis of technical efficiency of smallholder irrigated and rain-fed farm production: the case of Girawa district, Oromia, Ethiopia. *Journal of Agricultural Economics, Extension and Rural Development*, 2(5): 054-062.