

ارزیابی همزمان کارایی تکنیکی و ریسک تولیدی سیب‌زمینی کاران استان اردبیل

جواد حسین زادا* و خدیجه الفی^۲

۱، ۲، دانشیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

(تاریخ دریافت: ۹۳/۵/۶ - تاریخ تصویب: ۹۴/۷/۷)

چکیده

کشاورزی در کشورهای کمتر توسعه یافته عمدتاً فعالیتی ریسکی است و معمولاً همراه با این ریسک عدم کارایی نیز وجود دارد. لذا، مطالعه همزمان ریسک و عدم کارایی در این بخش می‌تواند ما را به نتایج مطلوب‌تری سوق دهد. مطالعه حاضر در جهت شناسایی عوامل مؤثر بر عدم کارایی و ریسک واحدهای تولیدی سیب‌زمینی استان اردبیل صورت گرفته است. برای این منظور، داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از طریق تکمیل پرسش‌نامه از ۱۵۶ بهره‌بردار سیب‌زمینی استان اردبیل در سال ۱۳۹۱ جمع‌آوری شده است. در این مطالعه جهت نیل به هدف تحقیق به برآورد مدل‌های کمبهاکر (۲۰۰۲)، جانیک و همکاران (۲۰۰۳) که بر اساس مدل مرزی ایگنر و همکاران (۱۹۹۷) و میوسن و وندن براک (۱۹۷۷) به وجود آمده‌اند، پرداخته شد. مطابق نتایج به دست آمده، نهاده آب تأثیری بر ریسک تولیدی این واحدها ندارد. نهاده‌های نیروی کار و ماشین‌آلات کاهنده ریسک بوده و نهاده بذر فزاینده ریسک می‌باشد. نهاده‌های بذر و نیروی کار میانگین کارایی را افزایش و نهاده‌های آب و ماشین‌آلات میانگین کارایی را کاهش می‌دهند. جنسیت بهره‌برداران بر واریانس کارایی و بر میانگین کارایی این واحدها تأثیری ندارد. بنابراین، افزایش بکارگیری نیروی کار در جهت کاهش ریسک و افزایش میانگین کارایی این واحدها توصیه می‌گردد.

طبقه‌بندی *JEL*: D61, G32

واژه‌های کلیدی: اردبیل، تابع تولید مرزی، ریسک، سیب‌زمینی، کارایی.

مقدمه

(The World Bank, 2005). مطالعات نشان داده‌اند که اثر ریسک‌ها بر روی تولید می‌تواند از طریق تأثیر انتخاب نهاده‌ها بر واریانس تولید (ریسک تولید) مورد بررسی قرار گیرد. از آنجایی که برخی از نهاده‌ها میزان واریانس ستاده را افزایش و برخی آن را کاهش می‌دهند، Tveterås (1999) دلایل بررسی ریسک تولید ناشی از نهاده‌ها را در مطالعات تجربی مربوط به رفتار بنگاه‌ها و تغییرات بهره‌وری این‌گونه برمی‌شمارد: اول،

کشاورزی، به خصوص در کشورهای کمتر توسعه یافته عمدتاً فعالیتی ریسکی است و تصمیم‌گیری‌ها و فعالیت‌های بهره‌برداران معمولاً تحت تأثیر این پدیده و جنبه‌های مختلف آن قرار دارد (Derakhshan et al., 2008). ریسک در بخش کشاورزی به دلیل تأثیرات ناشی از متغیرهای بیولوژیکی، آب و هوایی و قیمتی اتفاق می‌افتد که خارج از کنترل تولیدکننده می‌باشند

تولیدکنندگان ریسک‌گریز سطوح نهاده‌ای را به‌کار می‌گیرند که با سطوح بهینه استفاده شده توسط تولیدکنندگان ریسک خنثی متفاوت است. دوم، تولیدکنندگان ریسک‌گریز درمورد خصوصیات ریسک ناشی از به‌کارگیری تکنولوژی جدید نگران بوده و الزاماً تکنولوژی تولیدکننده‌ی بیش‌ترین میزان ستاده را به‌کار نمی‌گیرند (Ogundari & Akinbogun, 2010).

Just & Pope (1977, 1978) روش‌های مرسوم اقتصادسنجی برای بررسی ریسک تولید را ترویج داده‌اند. استفاده از روش آن‌ها بین پژوهشگران اقتصادکشاورزی بسیار رایج بوده و به‌صورت برجسته در مطالعات اخیر استفاده شده است. مفهوم اساسی بیان شده توسط آنان، بیان اثرات به‌کارگیری نهاده‌ها بر تابع تولید به صورت مجموع دو جزء، یکی مربوط به سطح ستاده و دیگری مربوط به واریانس تولید می‌باشد. این روش تصریح به اقتصاددانان این امکان را می‌دهد که بین اثرات نهاده‌ها بر میزان تولید و ریسک تولید تفاوت قایل شوند (Koundouri & Nauge, 2005). وجود ریسک نه تنها تولید، بلکه رفتار تولیدکننده را عمدتاً درمورد مصرف نهاده‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، زمانی که در تصمیم‌گیری‌ها کاهش ریسک مدنظر قرار بگیرد، تغییرات به‌کارگیری نهاده‌ها ممکن است کارایی تکنیکی کشاورز را به‌صورت معنی‌داری تغییر دهد (Bokusheva & Hockmann, 2006).

ساخت مدل‌هایی که با تئوری‌های اقتصادی و واقعیت سازگار باشند، هدف نهایی اقتصادسنجی دانان می‌باشد (Battese et al., 1997). فرض ضمنی مدل *Just & Pope*، عدم وجود ناکارایی در واحدهای تولیدی مورد مطالعه می‌باشد. درحالی‌که بررسی‌ها نشان می‌دهند که معمولاً این واحدها با عدم کارایی مواجه‌اند. اخیراً پژوهشگران به این نتیجه رسیده‌اند که جهت مطالعه هم‌زمان کارایی و ریسک، می‌توان مدل‌های مرزی تصادفی (SFP) را با مدل *Just & Pope* ترکیب نمود (Jaenicke et al., 2003). *Battese et al.* (1997) کوشیده‌اند تا با ترکیب مدل *Just & Pope* و مدل مرزی تصادفی امکان مطالعه هم‌زمان ریسک و کارایی واحدهای تولیدی را فراهم سازند. نتایج به‌دست آمده از یک چارچوب ترکیبی که به صورت هم‌زمان اثرات عدم

کارایی و ریسک را مورد مطالعه قرار می‌دهد، ممکن است با نتایج به دست آمده از مدل *Just & Pope* که فقط ریسک را مدنظر قرار می‌دهد متفاوت باشد. به عنوان مثال *Tveterås* (1999) واحدهای تولیدی ماهی قزل‌آلا در نروژ را با به‌کارگیری روش *Just & Pope* که تنها ریسک را درنظر می‌گیرد، مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه رسید که نهاده نیروی کار کاهش ریسک و نهاده سرمایه افزایش ریسک می‌باشد. مطالعه مشابهی که توسط *Kumbhakar* (2002) و با استفاده از مدل مرزی صورت گرفته است، نشان می‌دهد که هر دو سرمایه و نیروی کار ریسک را کاهش می‌دهند. این موضوع بیانگر لزوم مطالعه هم‌زمان کارایی و ریسک واحدهای تولیدی با استفاده از مدل‌های مرزی باشد. در سال‌های اخیر مطالعاتی در این زمینه صورت گرفته است که بیش‌تر این مطالعات خارجی بوده و مطالعه داخلی بسیار اندک می‌باشد.

Jaenicke et al. (2003) به مطالعه هم‌زمان ریسک و عدم کارایی با استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی و مقایسه آن با روش مرسوم *Just & Pope* پرداختند. برای این منظور آنها به صورت موردی ۴۴۸ واحد زراعی پنبه ایالت تنسی آمریکا را برای دوره زمانی ۹۷-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که مدل مرزی تصادفی در مقایسه با مدل *Just & Pope*، مخاطره‌آمیزی رژیم‌های گوناگون گیاهان پوششی که برای زراعت پنبه مورد استفاده قرار می‌گیرد را نشان می‌دهد. *Sufian & Abdul Majid* (2005) با به‌کارگیری روش *DEA* کارایی و ریسک بانک‌های مالزی پس از ادغام آنها را مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج به دست آمده متغیر اندازه، تأثیر منفی و قدرت بازار تأثیر مثبت بر کارایی تکنیکی کل این بانک‌ها دارد. *Bokusheva & Hockmann* (2006) به بررسی ریسک تولید و عدم کارایی تکنیکی در کشاورزی روسیه پرداختند. جهت نیل به هدف تحقیق، داده‌های پانل مربوط به ۴۴۳ بهره‌بردار بزرگ کشاورزی مناطق روسیه مرکزی، جنوبی و ولگا بین سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۶ استفاده شده و توابع

1. Data envelopment analysis

2. volga

۱۴۹ واحد زراعی مورد بررسی قرار داد. برای این منظور از مدل ترکیبی مرزی تصادفی و تحلیل مسیر استفاده گردید. نتایج نشان داد که متغیرهایی مانند سواد زارع، عضویت یا عدم عضویت در تعاونی و شرکت یا عدم عضویت در تعاونی و شرکت یا عدم شرکت در دوره‌های آموزشی غیر رسمی اثر معنی‌داری در توضیح سطوح کارایی فنی واحدها دارد. *Khoshcima & Shahikitash (2013)* رابطه بین کارایی و ریسک در صنعت بانکداری ایران را مورد مطالعه قرار دادند. بر این اساس ۱۵ بانک به عنوان جامعه آماری انتخاب و برای سال‌های ۸۹-۱۳۸۴ مورد بررسی قرار گرفتند. اسفاده از روش‌های پارامتریک (روش مرزی تصادفی) و ناپارامتریک (روش تحلیل چندجهتی داده‌ها) نشان‌دهنده برتری روش پارامتریک و نیز وجود ارتباط معنی‌دار بین ریسک اعتباری، عملیاتی، نقدینگی و کارایی در نظام بانکی ایران بوده است. *Panahian & Abyak (2013)* اثرات ریسک بر کارایی بانک‌ها را با استفاده روش *DEA* مورد تحلیل و بررسی قرار دادند. در این راستا، ۳ بانک (ملی، صادرات و ملت) به عنوان جامعه آماری تحقیق (طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹) به صورت ماهیانه مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج به دست آمده بیانگر وجود ارتباط معنی‌دار بین نسبت تسهیلات نکول شده به کل تسهیلات اعطایی به عنوان شاخص ریسک اعتباری و کارایی می‌باشد.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود مطالعه همزمان ریسک و عدم کارایی در داخل کشور و خصوصاً در بخش کشاورزی به ندرت انجام گرفته است. با توجه به نقش مهم بخش کشاورزی در اقتصاد کشور و با مدنظر قرار دادن اثرات غیرقابل انکار تغییرات ریسک و کارایی بر میزان تولید، انجام چنین مطالعاتی برای محصولات مختلف در مناطق کشاورزی کشور ضروری می‌نماید. از جمله محصولات مهم و استراتژیک برای این نوع مطالعات می‌توان به سیب‌زمینی اشاره کرد که هم در بخش تولید و هم در بخش مصرف مورد توجه است. در ایران حدود ۱۷۰ هزار هکتار از اراضی زراعی به کشت محصول سیب‌زمینی اختصاص داده شده است. استان اردبیل از جمله مناطق مطرح در زمینه تولید این محصول می‌باشد که سهم آن از کل سطح زیر کشت

تولید *Just & Pope (1978)* و *Kumbhakar (2002)* برآورد گردیدند. مطابق نتایج به دست آمده، مطالعه همزمان ریسک و کارایی این واحدها به دلیل اثرات معنی‌دار این عوامل بر کشاورزی روسیه بسیار مهم بوده و مطالعه هرکدام از این اجزاء بدون توجه به جزء دیگر می‌تواند موجب دستیابی به نتایج گمراه کننده گردد. *Ogundari & Akinbogun (2010)* با استفاده از نمونه تصادفی متشکل از ۶۴ مزرعه پرورش ماهی به مدل-سازی ریسک تولید و کارایی تکنیکی این مزارع در نروژ پرداختند. برای این منظور از مدل مرزی تصادفی با تصریح ریسک انعطاف‌پذیر استفاده گردید. نتایج نشان دادند که نهاده‌های کود و غذا ریسک را افزایش و نهاده نیروی کار ریسک را کاهش می‌دهد. همچنین، نهاده نیروی کار، تجربه، تحصیلات و دسترسی به بازار تأثیر معنی‌داری بر عدم کارایی داشته و آن را کاهش می‌دهند. *Tiedemann & Latacz-Lohmann (2013)* ریسک تولید و کارایی تکنیکی دو نوع سیستم کاشت مرسوم و ارگانیک در مزارع آلمان را با استفاده از داده-های پانل مربوط به ۳۷ مزرعه طی سال‌های زراعی ۱۹۹۹/۲۰۰۰ تا ۲۰۰۶/۲۰۰۷ مورد مطالعه قرار دادند. طبق نتایج به دست آمده عمده تغییرات تولید هر دو نوع سیستم کاشت ناشی از ریسک تولید می‌باشند. زمین و نیروی کار ریسک را افزایش می‌دهند، درحالی-که سرمایه آن را کاهش می‌دهد.

Moghaddasi & Yazdani (1997) جهت بررسی اثرات عوامل تولید محصول سیب‌زمینی بر ریسک تولید آن در شهرستان فریدن به برآورد مدل *Just & Pope* اقدام نمودند. در این راستا، اطلاعات مورد نیاز با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی دومرحله‌ای جمع‌آوری گردید. مطابق یافته‌ها اثر نهاده‌ها بر میانگین تولید مستقل از اثرات آنها بر ریسک تولید می‌باشد. نهاده‌های بذر، کود و سم بر ریسک تولید اثر منفی داشته و تنها نهاده نیروی کار بر آن اثر مثبت دارد. *Borimnejad (2006)* عوامل مؤثر بر کارایی فنی گندمکاران استان قم را با به‌کارگیری داده‌های مقطعی سال ۱۳۸۳ و برای

ناهمسانی در اجزای اخلاص، ریسک تولید را به میزان مصرف نهاده‌ها ارتباط می‌دهد. مدل *Just & Pope* به طور ضمنی به صورت رابطه (۱) تصریح می‌گردد:

$$y_i = f(x_i; \Gamma) + h(x_i; S) v_i$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

(۱)

در رابطه فوق y_i مقدار تولید، x_i بردار K از مقادیر نهاده‌های مصرفی و $f(x_i; \Gamma)$ میانگین تابع تولید برای واحد i ام را نشان می‌دهند. در رابطه (۱)، $h(x_i; S)$ نشان‌دهنده تأثیر نهاده‌ها در ریسک تولید می‌باشد که ناهمسانی واریانس در جزء اخلاص تصادفی v_i را به صورت $\text{Var}(v_i) = h(x_i; S)$ بیان می‌کند. ضریب تابع $h(x_i; S)$ در مدل بیانگر ریسک تولید نهایی نسبت به نهاده متغیر x_i می‌باشد. علامت $h_i(\cdot)$ می‌تواند مثبت یا منفی باشد. در صورت وجود ریسک تولید نهایی مثبت (منفی) برای نهاده x_i ، یک کشاورز ریسک‌گریز مقدار کمتر (بیشتر) از آن را نسبت به کشاورز ریسک خنثی مصرف می‌کند به این علت که قیمت سایه‌ای این نهاده بیشتر (کمتر) از قیمت بازاری آن می‌باشد. بنابراین، این نهاده ریسک‌فزا (کاهنده) می‌باشد (Ogundari & Akinbogun, 2010).

در بسیاری از بررسی‌های اقتصادی فرض بر این است که واحدهای تولیدی حداکثر ستاده ممکن را از سطوح داده شده نهاده به‌دست می‌آورند و به هنگام تخمین توابع تولید فرض می‌شود که تولید در مرز قرار دارد، مگر اینکه یک جزء خطا با توزیع تصادفی وجود داشته باشد. در حالی که شواهد تجربی نشان می‌دهند که تولیدکنندگان همیشه در مورد عمل کردن بر روی مرز موفق نیستند و معمولاً ناکارایی وجود دارد. به این دلیل در مطالعات اخیر سعی بر این است تا با تجزیه جزء تصادفی به دو جزء، امکان قرار گرفتن پایین‌تر از مرز فراهم شود (Sharma et al., 2007). برای فراهم نمودن این امکان (Aigner et al., 1977) و (Meeusen & vanden Broeck, 1977) مدل مرزی تصادفی را توسعه دادند. مطابق نظر (Aigner et al., 1977) تابع تولید i امین واحد می‌تواند با استفاده از رابطه (۲) حاصل - گردد:

سیب‌زمینی کشور، حدود بیست و چهار هزار هکتار می‌باشد. از کل تولید سیب‌زمینی کشور که ۴/۶ میلیون تن می‌باشد ۸۵۰ هزار تن آن به استان اردبیل تعلق دارد. از کل سیب‌زمینی صادراتی ایران که دویست هزار تن می‌باشد سهم استان اردبیل پنجاه هزار تن می‌باشد که ۲۵ درصد صادرات سیب‌زمینی کل کشور می‌باشد (Alef et al., 2013).

بنابراین، با توجه به جایگاه مهم تولید سیب‌زمینی در استان اردبیل و با توجه به اینکه معمولاً تولیدکنندگان آن افرادی ریسک‌گریز بوده و تمایل به کاشت محصولاتی با ریسک پایین دارند، کاهش ریسک تولید سیب‌زمینی می‌تواند کشاورزان را به کاشت این محصول ترغیب نموده و موجب افزایش تولید آن گردد. این افزایش تولید می‌تواند از طریق افزایش صادرات، درآمد بیشتری را نصیب کشاورزان این استان نماید. جهت کاهش ریسک بایستی عوامل مؤثر بر آن شناسایی شده و تعدیل شوند. در این راستا، مطالعه حاضر به دنبال شناسایی این عوامل و میزان تأثیر آنها می‌باشد. همچنین، مطالعه حاضر سعی نموده است تا از طریق شناسایی عوامل مؤثر بر میزان کارایی واحدها، امکان برنامه‌ریزی‌های مناسب در جهت افزایش کارایی را فراهم نماید. با توجه به اینکه تغییرات کارایی یکی از اجزای تغییرات بهره‌وری می‌باشد، لذا افزایش آن می‌تواند موجب افزایش بهره‌وری و در نتیجه تولید گردد. همانگونه که قبلاً ذکر گردید، معمولاً تولیدات کشاورزی به صورت توأم با ریسک و عدم کارایی مواجه می‌باشند. در نتیجه مطالعه این دو جزء به صورت همزمان می‌تواند نتایج واقعی‌تری را فراهم آورد. بر این اساس پژوهش حاضر به مطالعه همزمان این دو جزء با استفاده از مدل‌های تابع تولید مرزی (Kumbhakar, 2002) و تابع تولید مرزی (Jaenicke et al., 2003) پرداخته است.

مواد و روش‌ها

مطالعه ریسک در سطوح تولیدی گوناگون، همواره مورد توجه تولیدکنندگان و پژوهشگران بوده است. یکی از روش‌های مورد استفاده برای این منظور روش *Just & Pope* (1978) است که با در نظر گرفتن واریانس

است، وجود u_i ، رابطه (۳) را از رابطه (۱) متمایز می-کند. مشکلی که رابطه (۳) دارد آن است که این رابطه نهاده‌های متغیر و نیز فرم تبعی یکسان را برای واریانس ناهمسانی u_i و v_i تحمیل می‌کند.

برای حل این مشکل *Kumbhakar* (2002) مدل ارایه شده توسط *Battese et al.* (1997) را به شکلی تعمیم داد که در آن نهاده‌های متغیر و فرم‌های تبعی گوناگون در ناهمسانی‌های u_i و v_i متفاوت باشند. مدل *SFP* تعمیم یافته *Kumbhakar* (2002) با خصوصیت ریسک انعطاف‌پذیر عبارت است از:

$$y_i = f(x_i; \Gamma) + h(x_i; S)v_i - q(x_i, z_i, X)u_i \quad (4)$$

که در آن y_i ، x_i ، $f(x_i; \Gamma)$ ، $h(x_i; S)$ تعارف قبلی را دارند. $q(x_i, z_i, X)$ شامل اثرات نهاده‌ها و متغیرهای اجتماعی-اقتصادی کشاورز بر ناکارایی می-باشد که منجر به ناهمسانی در جزء خطای عدم کارایی u می‌شود. *Jaenicke et al.* (2003) مدل ارائه شده توسط *Kumbhakar* (2002) را به گونه‌ای تغییر دادند که به جای وجود ناهمسانی در جزء خطا (v_i) و جزء مربوط به عدم کارایی (u_i)، امکان وجود ناهمسانی در جزء خطا و ناهمگنی در جزء مربوط به عدم کارایی فراهم گردد. برای این منظور آنها فروض (۵) را برای معادله (۴) در نظر گرفتند:

$$\begin{aligned} v_i &\sim N(0, \dagger_{vi}^2) \\ \dagger_{vi}^2 &= \exp(p_i^v u^v) \\ u_i &\sim N^+(\sim_i, \dagger_u^2) \\ \sim_i &= p_i^u u^u \end{aligned} \quad (5)$$

در رابطه (۵) p_i^{ui} بردار نهاده‌ای است که می‌تواند با x_i یا p_i^{vi} مساوی باشد یا نباشد و u^u برداری از پارامترها می‌باشد. همچنین، u^v اثرات ریسک نهایی را نشان می‌دهند.

در مطالعه حاضر روش‌های ارایه شده توسط *Kumbhakar* (2002) و *Jaenicke et al.* (2003)، برای مطالعه چگونگی تغییرات کارایی و ریسک در واحدهای تولیدی سیب‌زمینی استان اردبیل به کار گرفته شده است. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از طریق مطالعات

$$\begin{aligned} y_i &= f(x_i; \Gamma) + v_i \\ i &= 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (2)$$

که در آن y_i ، x_i ، $f(x_i; \Gamma)$ قبلاً تعریف شده‌اند. ساختار v_i به صورت $v_i = v_i - u_i$ می‌باشد. جزء خطای v_i دارای توزیع متقارن و معین و مستقل (iid) به صورت $N(0, \dagger_v^2)$ می‌باشد. توزیع u_i مستقل از توزیع v_i و $u_i \geq 0$ می‌باشد. در مطالعات مختلف برای u_i توزیع‌های متفاوتی را در نظر گرفته‌اند. *Aigner et al.* (1977) فرض را بر توزیع نیمه نرمال قرار داده و فرض نمودند که u_i دارای توزیع $N(0, \dagger_u^2)$ می‌باشد که از نقطه صفر به پایین منقطع شده است ($N^+(0, \dagger_u^2)$). در مطالعه *Meeusen & vanden Broeck* (1977) توزیع نمایی برای آن در نظر گرفته شده است. *Stevenson* (1980) نیز توزیع نرمال بریده شده برای u_i را مدنظر قرار داده است. منطق اقتصادی این تصریح به دلیل وابستگی تولید به دو عامل تصادفی قابل تمیز با خصوصیات مختلف می‌باشد.

Battese et al. (1997) ساختار مدل *SFP* را که توسط *Aigner et al.* (1977) و *Meeusen & vanden Broeck* (1977) پیشنهاد گردیده بود، به مدل *Just & Pope* (1978) اضافه کردند. به این ترتیب، مدل *SFP* با ویژگی ریسک انعطاف‌پذیر به دست آمد که می‌تواند به-طور همزمان کارایی و ریسک را مورد مطالعه قرار دهد، این مدل به صورت رابطه (۳) بیان شده است:

$$\begin{aligned} y_i &= f(x_i; \Gamma) + h(x_i; S)[v_i - u_i] \\ i &= 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (3)$$

در رابطه فوق y_i ، x_i همان تعاریف قبلی را دارند. $h(x_i; S) = \prod_{k=0}^K x_{ik}^{S_k}$ و $f(x_i; \Gamma) = \prod_{k=0}^K x_{ik}^{\Gamma_k}$ توابع شناخته شده‌ای از متغیرهای توضیحی می‌باشند (در اینجا فرض شده است به فرم کاب داگلاس باشند) و به پارامترهای مجهول $\Gamma = \Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_K$ و $S = S_1, S_2, \dots, S_K$ بستگی دارند که باید برآورد شوند. فروضی که برای u_i و v_i در معادله (۲) بیان گردید در اینجا نیز برقرار است. همان‌گونه که مشخص

مرکز میزان تولید و مقادیر نهاده‌های به‌کار رفته در مزارع تولید سیب‌زمینی شهرستان‌های استان اردبیل است. در بخش استنباطی نتایج حاصل از برآورد مدل‌های *Kumbhakar* (2002) و *Jaenicke et al.* (2003) ارائه می‌شود.

خلاصه‌ای از ویژگی‌های توصیفی مربوط به میزان به-کارگیری نهاده‌ها توسط سیب‌زمینی‌کاران استان اردبیل در جدول (۱) گزارش شده است. در جدول فوق مقادیر سیب‌زمینی و بذر بر حسب تن بر هکتار، ماشین‌آلات بر حسب ساعت بر هکتار، آب بر حسب هزارمترمکعب بر هکتار و نیروی کار بر حسب نفر روز کار بر هکتار می-باشد.

کتابخانه‌ای و تکمیل پرسش‌نامه از ۱۵۶ بهره بردار سیب‌زمینی استان اردبیل در سال ۱۳۹۱ جمع‌آوری شده است که این حجم نمونه با استفاده از فرمول حجم نمونه کوکران به دست آمده است. این اطلاعات شامل میزان تولید محصول و میزان بکارگیری نهاده‌ها (آب، بذر، نیروی کار و ماشین‌آلات) و نیز ویژگی‌های بهره-برداران واحدهای (مزارع) تولید کننده سیب‌زمینی (جنسیت) می‌باشد.

نتایج و بحث

نتایج مطالعه حاضر در دو بخش توصیفی و استنباطی تنظیم شده است. نتایج توصیفی شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی و تمایل به

جدول ۱- آمار توصیفی تولید و میزان بکارگیری نهاده‌های فیزیکی در تولید سیب‌زمینی استان اردبیل

متغیر	شرح	حداقل	میانگین	حداکثر	واریانس
<i>y</i>	مقدار تولید سیب‌زمینی	۴/۵	۳۰/۰۲	۷۵	۱۳۲/۳۵
<i>b</i>	میزان بذر مورد استفاده	۱/۲	۴/۵۷۲	۱۲	۲/۲۵
<i>m</i>	مقدار ماشین‌آلات مورد استفاده	۲۴	۴۸/۸۱	۷۷	۱۰۲/۲۵
<i>a</i>	مقدار آب مورد استفاده	۱/۲	۱۰/۱۸۲	۲۵/۹۲	۱۸/۳۱
<i>k</i>	مقدار نیروی کار مورد استفاده	۳۲	۵۱/۹۱	۸۵	۱۳۷/۴۷

اینجا مدنظر قرار گرفته است. همچنین، به دلیل اینکه بسیاری از مطالعات جهت تصریح تابع واریانس ریسک از فرم تبعی کاب‌داگلاس استفاده نموده‌اند (*Kumbhakar* (2002)، *Jaenicke et al.* (2003)، *Bokusheva & Hockmann* (2006) و *Ogundari & Akinbogun* (2010)) در این مطالعه نیز از این شکل تابعی استفاده شده است.

تعداد کل نمونه شامل ۱۵۶ بهره بردار می باشد که ۱۲۷ بهره‌بردار آن مرد و ۲۹ بهره‌بردار زن می‌باشد. نتایج برآورد مدل *Kumbhakar* (2002) در جدول (۲) گزارش شده است. *Ogundari & Akinbogun* (2010) بیان کرده‌اند برای اینکه پارامترهای تابع تولید (y_i) با چارچوب مدل *Just & Pope* (1978) سازگار بوده و هیچ محدودیتی بر اثرات ریسکی نهاده‌ها اعمال نشود، می‌توان تابع انعطاف‌پذیر درجه دوم را به کار برد که در

جدول ۲- نتایج برآورد مدل تابع تولید مرزی (2002) Kumbhakar

متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
تابع تولید	(Yi)		constant	۱۳۴/۵۷	۰/۸۷
b	۲/۹۱	۰/۰۸	تابع ریسک		
m	-۲/۳۰	-۱/۲۷	$(\ln \uparrow \frac{2}{vi})$		
k	-۱/۲۸	-۰/۴۹	۴/۲۵***		
a	-۳/۹۷***	-۲/۷۲	ln(k)		
0/5(b) ²	-۰/۴۸	-۱/۱۰	ln(b)		
0/5 (m) ²	۰/۰۲	۱/۱۹	۰/۶۴		
0/5 (k) ²	۰/۰۲	۰/۶۲	۰/۵۴		
0/5 (a) ²	-۰/۱۱**	-۲/۵۶	۱/۸۳**		
(m)*(b)	۰/۰۸	۰/۳۴	constant		
(a)*(b)	۰/۴۳	۰/۸۷	تابع واریانس کارایی		
(k)*(b)	-۰/۱۵	-۰/۴۶	$(\uparrow \frac{2}{ui})$		
(m)*(a)	۰/۰۶***	۲/۱۶	-۰/۰۹		
(k)*(m)	۰/۰۱	۰/۲۳	۰/۰۷		
(k)*(a)	-۰/۰۰۳	-۰/۰۶	۰/۰۲		
			-۰/۰۶		
			male		
			constant		
			-۱/۶۰		

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۰.۱٪، ۰.۵٪ و ۱.۰٪ را نشان می‌دهند.

کاهش می‌دهند. از طرف دیگر، نتایج بیانگر این است که هیچ‌کدام از نهاده‌ها تأثیر معنی‌داری بر واریانس کارایی ندارند. ضریب متغیر جنسیت نیز نشان می‌دهد که این متغیر تأثیر معنی‌داری بر واریانس کارایی ندارد.

همچنان که نتایج در جدول (۲) نشان می‌دهد نهاده‌های نیروی کار و ماشین‌آلات تأثیر معنی‌داری بر واریانس تولید ناشی از ریسک داشته و نهاده‌های بذر و آب تأثیر معنی‌داری بر آن ندارند. مطابق نتایج به دست آمده نیروی کار و ماشین‌آلات هر دو ریسک تولید را

جدول ۳- نتایج برآورد مدل تابع تولید مرزی (2003) Jaenicke et al.

متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
تابع تولید	(Yi)		constant	-۵۶/۸۲	۰/۰۰
b	۵/۹۷	۱/۲۳	تابع ریسک		
m	-۴/۵۴***	-۴/۱۲	$(\ln \uparrow \frac{2}{vi})$		
k	۱۱/۳۲***	۶/۲۶	-۵/۲۲***		
a	-۱۳/۶۱***	-۵/۰۳	۶/۰۸***		
0/5(b) ²	-۰/۰۱۷	-۰/۰۳	۱/۴۱		
0/5 (m) ²	۰/۰۲۱**	۲/۰۹	-۲/۷۶		
0/5 (k) ²	۰/۰۰۸	۰/۸۷	constant		
0/5 (a) ²	-۰/۰۰۹	-۰/۱۲	تابع میانگین کارایی		
(m)*(b)	۰/۲۳***	۲/۸۷	$(\sim i)$		
(a)*(b)	۰/۱۶	۰/۹۲	۹/۶۶**		
(k)*(b)	-۰/۱۵***	-۲/۶۶	-۲/۱۲***		
(m)*(a)	۰/۰۴**	۲/۲۰	۱۰/۹۴***		
(k)*(m)	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۲	-۱۲/۵۸***		
(k)*(a)	-۰/۰۰۳	-۱/۲۴	male		
			constant		
			-۱۴۸/۲۱***		

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۰.۱٪، ۰.۵٪ و ۱.۰٪ را نشان می‌دهند.

کارایی و ریسک واحدهای تولیدی سیبزمینی استان اردبیل صورت گرفته است. با توجه به این که معمولاً این واحدها به طور همزمان با عدم کارایی و ریسک مواجهند مطالعه این دو جزء به صورت همزمان می‌تواند بسیار راهگشا بوده و به نتایج دقیق‌تری منجر شود. در این راستا، به برآورد مدل‌های *Kumbhakar* (2002) و *Jaenicke et al.* (2003) که بر اساس مدل مرزی *Aigner et al.* (1977) و *Meeusen & vanden Broeck* (1977) به وجود آمده‌اند، اقدام گردید.

با مدنظر قرار دادن نتایج حاصل از این دو مدل و مقایسه آنها با یکدیگر می‌توان گفت که در هر دو آنها نهاد آب تأثیر معنی‌داری بر ریسک این واحدها ندارد. طبق نتایج به دست آمده در هر دو مدل نهاد نیروی کار کاهنده ریسک بوده و افزایش بکارگیری آن می‌تواند ریسک این واحدها را کاهش دهد. نهاد بذر فزاینده ریسک بوده و افزایش استفاده از آن می‌تواند منجر به افزایش ریسک تولیدی این واحدها گردد. بر اساس نتایج حاصل از مدل *Kumbhakar* (2002)، نهاد ماشین‌آلات کاهنده ریسک می‌باشد. لذا، با به‌کارگیری هرچه بیشتر از توان مکانیزه منطقه می‌توان به کاهش ریسک کمک کرد. با توجه به نقش مثبتی که نهاد نیروی کار در افزایش میانگین کارایی این واحدها دارند و همچنین، با توجه کاربر بودن کشت سیبزمینی در استان اردبیل و تأثیر این عامل در کاهش ریسک تولید مزارع سیب-زمینی این استان توصیه می‌گردد که از این عامل به طور مؤثرتری در مزارع سیبزمینی استفاده گردد. این امر می‌تواند تا حدودی به افزایش اشتغال کشاورزی در این ناحیه نیز کمک کند.

همان‌گونه که اشاره گردید مدل *Kumbhakar* عوامل مؤثر بر واریانس کارایی را مدنظر قرار می‌دهد. اما مدلی که توسط *Jaenicke et al.* معرفی گردیده است ناهمگنی در کارایی و به عبارتی عوامل مؤثر بر میانگین کارایی را مورد شناسایی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد این مدل در جدول (۳) آورده شده است.

با توجه به نتایج جدول (۳) ملاحظه می‌گردد که نهادهای نیروی کار و بذر تأثیر معنی‌داری بر ریسک تولید دارند. به طوری که افزایش بکارگیری نهاد نیروی کار ریسک و نوسانات تولید سیبزمینی را کاهش می‌دهد که این امر می‌تواند به دلیل آشنایی و تخصص کارگران منطقه با مراحل گوناگون تولید این محصول باشد. افزایش بکارگیری نهاد بذر ریسک این واحدها را افزایش می‌دهد. با مدنظر قرار دادن نتایج تابع میانگین کارایی که در جدول (۳) گزارش شده است می‌توان دریافت که تمامی نهادهای تأثیر معنی‌داری بر میانگین کارایی مزارع دارند. افزایش به‌کارگیری نهادهای بذر و نیروی کار میانگین کارایی واحدها را افزایش داده و میزان تولید را به حداکثر میزان ممکن آن نزدیکتر می‌کنند. در حالی که افزایش نهادهای ماشین‌آلات و آب میانگین کارایی واحدها را کاهش می‌دهد. مطابق نتایج به دست آمده جنسیت تأثیر معنی‌داری بر میانگین کارایی این واحدها ندارد. این عدم معنی‌داری می‌تواند به دلیل اداره خانوادگی مزارع توسط خانوارها در منطقه باشد که این امر امکان مشاهده اثرات جنسیتی مدیریت مزارع را با محدودیت مواجه می‌نماید.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر در جهت شناسایی عوامل مؤثر بر

REFERENCES

1. Aigner, D.J., Lovell, A.K., & Schmidt, P. (1977). Formation and Estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.
2. Alefi, kh., dashti, gh., & khorrami, sh. (2013). Analyze the relationships between inputs and scale economies in potato production in Ardabil Province. *Journal of Sustainable Agriculture and Production Science*: 213-224. (In Farsi).
3. Battese, G. E., A.N. Rambaldi, & G.H. Wan. (1997). A stochastic frontier production function with flexible risk properties. *Journal of Productivity Analysis*, 8, 269-80.
4. Bokusheva, R., & Hockmann, H. (2006). Production risk and technical inefficiency in Russian agriculture. *European Review of Agricultural Economics*, 33 (1): 93-118.
5. Borimnejad, V. (2006). Factors affecting technical efficiency of wheat farmers in Qom (using of stochastic frontier and path analysis combined model). *Agricultural Economic and Development*. 53: 23-39. (In Farsi).

6. Derakhshan , M., Mohammadi, H. & Shirzadi Jahromi , M. H. (2008). Determining optimal pattern of integrated production of agricultural and horticultural crops with emphasis on production risk in Fars province, Iran. *Journal of New Agricultural Sciences*: 23-36. (In Farsi).
7. Jaenicke, E.C., Frechette, D.L. & Larson, J.A. (2003). Estimating production risk and inefficiency simultaneously: an application to cotton cropping systems. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28(3): 540–57.
8. Just, R.E., & Pope, R.E. (1978). Stochastic representation of production functions and econometric implications. *Journal of Econometrics*, 7, 67–6.
9. Khoshcima, R, & Shahikitash, M. (2013). The impact of credit, operational and liquidity risk on Banking Efficiency in Iran. *The Journal of Planning and Budgeting*, 4, 69-95. (In Farsi).
10. Koundouri, Ph., & Nauges, C. (2005). On production function estimation with selectivity and risk considerations. *Journal of Agricultural and Resource Economics Association*. 30(3), 597-608.
11. Kumbhakar, S. C. (2002). Specification and estimation of production risk, risk preferences and technology. *American Journal of Agricultural Economics*, 88(1): 8–22.
12. Meeusen, W., & vanden Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from cobb–douglas production functions with composed error. *International Economic Review* 18, 435–44.
13. Moghaddasi, R., & Yazdani, S. (1997). Studying the factors of risk: (a case study of potato in Feridan Isfahan). *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development*. 4: 249-260. (In Farsi).
14. Ogundari, K., & Akinbogun. O. O. (2010). Modeling technical efficiency with production risk: a study of fish farms in nigeria. *Marine Resource Economics*, 25, 295–308.
15. Panahian, H., & Abyak, H. (2013). The effects of risk on the efficiency of Iranian banks based on DEA method. *Accounting Research*, 68-85. (In Farsi).
16. Sharma, S. C. Sylvester, K. & Margono, H. (2007). Decomposition of total factor productivity growth in US. states, *The quarterly review of economic and finance*, 47: 215-241.
17. Stevenson, R. (1980). Likelihood functions for generalized stochastic frontier functions. *Journal of Econometrics*, 13: 57-66.
18. Sufian, F., & Abdul Majid, M. Z. (2005). Post-merger banks' efficiency and risk in emerging market: evidence from Malaysia. *IUP Journal of Bank Management*, IV(4): 16-37.
19. The World Bank Agriculture and Rural Development Department. (2005). *Managing agricultural production risk*. Report No. 32727- GLB.
20. Tiedemann, T., & Latacz-Lohmann, U. (2013). Production risk and technical efficiency in organic and conventional agriculture - the case of arable farms in Germany. *Journal of Agricultural Economics*, 64(1), 73–96.
21. Tveterås, R. (1999). Production risk and productivity growth: some findings for Norwegian salmon aquaculture. *Journal of Productivity Analysis*, 12, 161–79.