DOI: 10.22034/iaes.2020.138068.1793

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۴/شماره۲/صفحه های ۱۱۱-۸۳

تأثیر نگرش به ریسک بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید در زیربخش زراعت

قادر دشتی، فاطمه ثانی، جواد حسین‌زاد، ابوالفضل مجنونی هریس[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۲۸

چکیده

در جهان کنونی مهم‌ترین عامل تعیین کننده رشد اقتصادی، ارتقای بهره‌وری عامل‌های تولید می‌باشد. از آنجایی که کشاورزی فعالیتی توأم با ریسک بوده و رفتار کشاورزان تحت تاثیر گرایش‌های ریسکی‌شان قرار می‌گیرد، لذا اتخاذ سیاست‌های افزایش بهره‌وری نیازمند دانش کافی از چگونگی تصمیم‌گیری افراد می‌باشد. از این‌رو هدف این بررسی ارزیابی تأثیر ریسک‌گریزی بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید در زیربخش زراعت می‌باشد. برای این منظور اطلاعات لازم از ۲۱۰ کشاورز شهرستان سراب به روش نمونه‌گیری طبقه‌ای جمع‌آوری شد. ضریب ریسک‌گریزی با به کارگیری مدل برنامه‌ریزی درجه دوم توام با ریسک (QRP) و بهره‌وری کل عامل‌های تولید (TFP) با استفاده از شاخص فیر-پریمونت محاسبه شد. برابر نتایج به‌دست آمده میانگین ضریب ریسک‌گریزی نسبی و حق بیمه گریز از ریسک به ترتیب ۲/۹ و ۱۷۳۵۰۰۰ ریال به‌دست آمد که بیانگر ریسک‌گریز بودن بیشتر کشاورزان منطقه می‌باشد. نتایج مربوط به شاخص TFP نشان داد که طی دوره زمانی ۹۷-۱۳۹۲، محصول سیب‌زمینی دارای بیشترین و جو دیم دارای کمترین میزان TFP در بین محصول‌های زراعی مورد بررسی بوده است. بنابر یافته‌های این بررسی، ریسک‌گریزی اثر منفی بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید داشته، بنابراین کاهش شدت ریسک و بهبود مهارت‌های مدیریت ریسک، بهره‌وری کل عامل‌های تولید را افزایش می‌دهند. همچنین بنابر نتایج بدست آمده افزایش تحصیلات، تجربه، اندازه کشتزار، بعد خانوار، شرکت در کلاس‌های ترویجی، مالکیت و دریافت تسهیلات بانکی موثرترین روش‌های بهبود بهره‌وری کل عامل‌های تولید محصول‌های زراعی می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL: C02، D24، C43، D81.

واژه‌گان کلیدی: برنامه‌ریزی درجه دوم توام با ریسک، بهره‌وری کل عامل‌های تولید، سراب، شاخص فیر-پریمونت، ضریب ریسک‌گریزی

۱ به ترتیب : استاد(نویسنده مسئول)، دانشجوی دکتری و دانشیار اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز و دانشیار آبیاری و زهکشی، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
Email: ghdashti@yahoo.com

مقدمه

تولید غذا را می‌توان مهم‌ترین وظیفه بخش کشاورزی دانست به‌طوری‌که رشد تولید مهم‌ترین ابزار تامین نیازهای غذایی جمعیت رو به فزون انسان‌ها به‌شمار می‌آید. بنابراین افزایش تولید در بخش کشاورزی تا حدی که اقتصادی باشد یک هدف ضروری محسوب می‌شود. یکی از مناسب-ترین گزینه‌ها برای دستیابی به افزایش تولید، ارتقاء سطح بهره‌وری عامل‌ها می‌باشد. بدین منظور بایستی عامل‌های بازدارنده شناسایی و با طراحی و اجرای سیاست‌های بهینه بازدارنده‌های موجود رفع شوند (Johansson, 2005). در بخش کشاورزی به علت وجود ریسک و نااطمینانی، کشاورزان ناچار به اتخاذ تصمیم‌هایی هستند که پیامدهای آن‌ها به‌طور قطعی قابل پیش‌بینی و برآورد نبوده و نگرش آنان به ریسک[1]، می‌تواند نقش موثری بر تصمیمی که اتخاذ می‌کنند، داشته باشد. از این‌رو پیش‌بینی می‌شود در کنار دیگر عامل‌های موثر بر بهره‌وری، نگرش تولیدکنندگان به ریسک نیز از عامل‌های تعیین‌کننده‌ی بهره‌وری آنان باشد (Belete et al., 1993).

در علم اقتصاد، رفتار ریسک‌گریزی نوعی رفتار عقلایی به‌شمار می‌آید. همچنین فرض بر این است که هدف اصلی تولیدکنندگان دستیابی به بیشترین درآمد و سود می‌باشد. بنابراین کشاورزان در پی دستیابی به بیشترین درآمد و سود مطمئن هستند و می‌بایست هدف بیشترین سود و هدف کمترین ریسک را رتبه‌بندی کنند (Barrett, 1996).

ریسک در بخش کشاورزی می‌تواند در مورد قیمت محصول‌ها، قیمت نهاده‌ها، عملکرد نهاده‌ها و دیگر عامل‌های موثر بر تولید بررسی و ارزیابی شود. کشاورزان همواره با خطرهای طبیعی همچون سیل، خشکسالی، آفت‌ها، آتش‌سوزی و غیره روبه‌رو بوده که این‌گونه عامل‌ها به‌صورت معمول قابل پیش‌بینی نبوده و باعث افزایش نااطمینانی در بخش کشاورزی می‌شوند. ریسک‌گریزی سبب نبود گرایش به نوآوری، نبود انگیزه برای کارآفرینی (Elston & Audretsch, 2010)، تخریب شتابان منابع طبیعی، تخصیص نامناسب نهاده‌ها در فعالیت‌های تولیدی بخش کشاورزی و در نتیجه سبب ایجاد مخاطره در امنیت غذایی کشورها می‌شود. از این‌رو ریسک‌گریزی نقش مهمی در رفتار کشاورزان دارد (Torkamani & Hardaker, 1996) و بدین علت کشاورزان یک درآمد مطمئن را به درآمدهای بالا ولی بی‌ثبات ترجیح می‌دهند.

حوضه آجی‌چای یکی از قطب‌های کشاورزی در حوضه دریاچه ارومیه است که محصول‌های زراعی و باغی قابل توجهی در آن تولید می‌شود. حوضه آجی‌چای با داشتن سهمی حدود ۵۹/۶

[1] Risk Attitudes

درصد از جمعیت استان آذربایجان شرقی، تنها ۲۸/۵ درصد، در تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی استان نقش دارد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که درآمد سرانه ناشی از فعالیت‌های کشاورزی در حوضه از میانگین استانی پایین‌تر می‌باشد. وابستگی میزان تولید محصول‌های کشاورزی به عامل‌ها از یکسو و محدودیت نهاده‌ها از سوی دیگر، ضرورت توجه به افزایش بهره‌وری کل عامل‌های تولید را نمایان می‌سازد. ضعف مالی و پایین بودن بهره‌وری عامل‌ها از جمله نگرانی‌های کشاورزان منطقه به‌شمار می‌آید. از بین شهرستان‌های حوضه آجی‌چای کمترین میانگین درآمد خالص به ازای هر هکتار محصول‌های زراعی متعلق به شهرستان سراب گزارش شده است (Agriculture – Jahad Organization of East Azerbaijan, 2018). از این‌رو به منظور توسعه فعالیت‌های کشاورزی باید در راستای تقویت افزایش بهره‌وری عامل‌های تولید کوشش و تلاش بیشتری اعمال شود.

مقایسه میزان نسبت آسیب و زیان‌ها در شهرستان سراب نشان می‌دهد که در سال زراعی ۹۶-۱۳۹۵ نسبت آسیب و زیان‌ها برای محصول‌های زراعی در این شهرستان برابر با ۳/۶ بوده که در مقایسه با میانگین استان آذربایجان شرقی (۲/۶) و میانگین کشوری (۳/۱) میزان و نسبت بسیار بالایی است. این اطلاعات بیانگر این امر است که فعالیت کشت و تولید محصول‌های زراعی در شهرستان سراب یک فعالیتی ریسکی می‌باشد (Agricultural Insurance Fund, 2017). بنابراین کشاورزان منطقه در محیط و شرایطی ناچار به تصمیم‌گیری درباره تخصیص عامل‌ها و نهاده‌های تولید محصول‌ها هستند که نسبت به قیمت‌ها و عملکردها، اطمینان لازم را نداشته باشند. همچنین میزان کاربرد نهاده‌ها در شرایط وجود ریسک و بدون ریسک (شرایط اطمینان) با یکدیگر متفاوت بوده و این میزان افزون بر قیمت ستاده‌ها و نهاده‌ها و سطح تولید به عامل‌های دیگری مانند درجه ریسک‌گریزی کشاورزان نیز بستگی دارد. در نتیجه درجه ریسک‌گریزی تولیدکنندگان در به‌کارگیری نهاده‌ها و به دنبال آن بر میزان تولید، اثرگذار بوده و پیامد این امر تغییر در میزان بهره‌وری عامل‌های تولید می‌باشد. در واقع وجود ریسک به غیر از قیمت و عملکرد، بر تصمیم‌گیری‌های تولیدی تولیدکنندگان نیز اثرگذار است و این تأثیر بیشتر بر درآمد حاصل از محصول‌ها و تصمیم‌گیری‌های کشاورزان در استفاده از نهاده‌ها و عرضه محصول‌ها متمرکز می‌باشد. افزون بر مسئله ریسک، عامل‌هایی که بر دیدگاه‌های ریسکی بهره‌برداران تأثیر دارند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. مدیران و بهره‌بردارن از نظر ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی با یکدیگر

متفاوت بوده و این تفاوت باعث برخوردهای متفاوت با مسئله ریسک می‌شود (Just & Pope, 1979).

اهمیت توجه به ریسک و بهره‌وری باعث شده است که پژوهشگران به بررسی این دو مقوله در زمینه محصول‌های مختلف بپردازند، لیکن بررسی‌هایی که ارتباط این دو را به‌طور همزمان در نظر گرفته باشند، محدود است. Chen et al. (2009) با استفاده از داده‌های ترکیبی (پانل) اثر ریسک درآمد بر رفتار مصرفی کشاورزان در ایالت ایلینوی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که ریسک درآمد به طرز چشمگیری بر رفتار مصرفی کشاورزان اثر می‌گذارد. این بررسی‌ها به همراه دیگر پژوهش‌ها مانند Rose (2001) و Di Falco & Perrings (2005) گویای آن است که نمی‌توان نقش ریسک در شکل‌گیری رفتار کشاورزان را نادیده انگاشت. این نقش افزون بر شدت ریسک و منبع‌های آن، به نگرش کشاورزان به ریسک نیز بستگی دارد. Liu & Huang (2013) با مقایسه رفتار پنبه‌کاران چینی به این نتیجه رسیدند که هرچه کشاورزان ریسک‌گریزتر باشند، از سم‌های بیشتری استفاده می‌کنند و در عوض هرچه کشاورزان ضریب ریسک‌گریزی کمتری داشته باشند، از سم‌های کمتری در فرایند تولید استفاده کرده و محصول‌های تولیدی آنان سالم‌تر است. Haneishi et al. (2014) اثرگذاری‌های نگرش به ریسک بر بهره‌وری برنج و ذرت در منطقه‌های روستایی اوگاندا را بررسی کردند. یافته‌های تحقیق گویای آن بود که بین سن و مذهب و نگرش به ریسک رابطه معنی‌داری وجود دارد. کشاورزان ریسک‌پذیر عملکرد بهتری داشته و همین باعث افزایش تولید برنج و ذرت در افراد ریسک‌پذیر شده است. Vigani & Kathage (2019) تأثیر راهبردهای مختلف مدیریت ریسک را بر بهره‌وری گندم در فرانسه و مجارستان با استفاده از رگرسیون سوئیچینگ بررسی کردند. یافته‌ها بیانگر آن بود که راهبردهای مختلف مدیریت ریسک بر هزینه‌های کشاورز و تخصیص منبع‌ها تأثیر گذاشته و باعث کاهش بهره‌وری به دلیل افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. Senapati (2020) ترجیح‌های ریسکی کشاورزان و راهبردهای رویارویی با ریسک در کشور هند را مورد بررسی قرار داد. در این راستا روش هالت و لائوری برای تعیین ضریب ریسک‌گریزی نسبی بررسی شد. برابر نتایج بدست آمده بیشتر کشاورزان ریسک‌گریز و شمار معدودی ریسک‌پذیر بوده و تنها ۶ کشاورز از ۴۰۰ کشاورز مورد بررسی ریسک خنثی گزارش شدند. برآورد مدل پروبیت ترتیبی بیانگر آن بود که اندازه خانوار و درآمد خارج از کشتزار تأثیر منفی و معنی‌داری بر ضریب ریسک‌گریزی دارند. Khan et al. (2020) به بررسی نگرش‌های ریسکی کشاورزان در رویارویی با تغییرپذیری‌های اقلیم در

پاکستان پرداختند. عامل‌های موثر بر انتخاب سناریوهای سازگاری در شرایط ریسکی با استفاده از مدل لاجیت نشان داد که سن، تحصیلات، اندازه کشتزار، اندازه خانوار، قابلیت دسترسی به اعتبار، درآمد سالانه و افزایش دما و کاهش باران تأثیر معنی‌داری در انتخاب سناریوهای سازگاری دارد.

Ehsan & Eslami (2008) با استفاده از قاعده اول اطمینان به تعیین ضریب‌ریسک‌گریزی و واریانس تولید در گوجه‌فرنگی شهرستان دزفول پرداختند. نتایج نشان داد که بیشتر گوجه‌فرنگی-کاران منطقه ریسک‌گریزند و نهاده‌های بذر مصرفی، ماشین‌ها و کودهای‌شیمیایی رابطه غیرمستقیم با ریسک تولید دارد و عامل‌های تولید آب، کود حیوانی، سم و نیروی‌کار باعث افزایش ریسک در تولید گوجه‌فرنگی می‌شود. Aghapour (2015) در پژوهشی تأثیرپذیری کارایی تولید و گرایش به ریسک کشاورزان در گوجه‌فرنگی‌کاران شهرستان دزفول را بررسی کردند. نتایج به‌دست آمده از برآورد نشان داد که ضریب ریسک‌گریزی همه بهره‌برداران بین ۰ تا ۰/۷ قرار دارد. به عبارتی همه کشاورزان مورد بررسی نسبت به ریسک فعالیت‌ها، حالت ریسک‌پذیر دارند. Dourandish et al. (2020) به سنجش نگرش کشاورزان نسبت به کشاورزی پایدار و تاثیر آن بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید در کشت‌بوم‌های زعفران شهرستان گناباد پرداختند. برای محاسبه بهره‌وری از شاخص ترنکوئیست- تیل و از الگوی لاجیت ترتیبی برای بررسی عامل‌های موثر بر آن استفاده کردند. برابر یافته‌های پژوهش، متغیرهای نگرش نسبت به کشاورزی پایدار و درآمد اثر مثبت و معنی‌داری بر احتمال دستیابی کشاورزان به سطح‌های بالاتر بهره‌وری دارد. در حالی که متغیر شرکت در کلاس آموزشی این احتمال را به صورت معنی‌داری کاهش می‌دهد.

بررسی تأثیر نگرش به ریسک کشاورزان بر بهره‌وری فعالیت‌های آنان نشان خواهد داد که برای برنامه‌ریزی‌های رشد بهره‌وری بخش کشاورزی، سیاست‌گذاران باید تا چه حد به گرایش‌های ریسکی کشاورزان توجه کنند. همچنین مشخص می‌شود که در صورت اتخاذ سیاست‌های مربوط به کاهش ریسک، بهره‌وری تولید کشاورزی تا چه حد می‌تواند بهبود یابد (Carletto et al., 2011).

وجه تمایز این پژوهش از بررسی‌های گذشته در درجه اول به‌کارگیری شاخص فیر-پریمونت[1] برای محاسبه شاخص بهره‌وری کل عامل‌های تولید و کاربرد روش برنامه‌ریزی درجه دوم توام با ریسک برای محاسبه ضریب ریسک‌گریزی می‌باشد. ضمن اینکه پژوهشی در داخل کشور پیرامون

[1] Fare -Primont

بررسی تأثیر ریسک‌گریزی بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید به‌ویژه در منطقه مورد بررسی صورت نگرفته است که از این حیث نیز گامی نو در بررسی‌های حوزه ریسک و بهره‌وری عامل‌های تولید کشاورزی می‌باشد. بدین ترتیب در این پژوهش تأثیر ضریب ریسک‌گریزی و متغیرهای اقتصادی – اجتماعی بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید بررسی شده و آنگاه عامل‌های موثر بر ضریب ریسک-گریزی و ریسک‌پذیری تعیین می‌شود.

روش تحقیق

برنامه‌ریزی درجه دوم همراه با ریسک

در علم اقتصاد، رفتار ریسک‌گریزی نوعی رفتار عقلایی به‌شمار می‌آید. همچنین فرض بر این است که هدف اصلی تولیدکنندگان دستیابی به بیشترین درآمد و سود می‌باشد. بهره‌برداران کشاورزی، افزون بر کوشش در کسب درآمد خالص قابل قبول، هدف‌های دیگری نیز همچون کاهش نوسان‌های درآمدی و در نتیجه ریسک و عدم حتمیت و تامین نیازهای غذایی خانوار دارند (Dillon & Hardaker, 1980). پس منطقی است که در برنامه‌ریزی‌های اقتصاد کشاورزی به ریسک توجه شود. بررسی‌های اندکی به تعیین ضریب ریسک‌گریزی با استفاده از روش برنامه-ریزی ریسکی درجه دوم[1] (*QRP*) پرداخته که می‌توان به بررسی‌های Lien (2002)، Blanco-Gutierrez et al. (2013)، Esteve et al. (2015) و Nematollahi et al. (2015) اشاره کرد. این روش افزون بر محدودیت‌ها و هدف‌های بهره‌برداران، می‌تواند درجه اعتقاد یا باور آنان در مورد احتمال رخداد رویدادهای ریسکی[2] و همچنین درجه علاقه یا گرایش آنان برای رویارویی با مخاطره‌ها[3] را نیز در برنامه‌ریزی دخالت دهد (Anderson et al., 1977).

QRP بر این پایه است که تابع مطلوبیت را می‌توان بر مبنای میانگین یا ارزش انتظاری (E) و واریانس (V) بیان کرد. در این مدل، ریسک به‌وسیله واریانس درآمد رویدادهای گوناگون برآورد می‌شود و تابع مطلوبیت مجموعه‌ای است از ارزش انتظاری و واریانس متغیر تصادفی. از این‌رو نام مدل (E-V) نیز به آن اطلاق می‌شود. این در صورتی است که تابع مطلوبیت بهره‌بردار از نوع درجه دوم باشد و یا این تابع مشروط به نرمال بودن توزیع درآمدهای خالص، حالت نمایی داشته باشد. از این‌رو تابع مطلوبیت به فرم E-V به شکل رابطه (۱) بهینه می‌شود (Lien, 2002):

---

[1] Quadratic Risk Programming
[2] Risk Perceptions
[3] Risk Attitudes

$$U = E - \frac{1}{2} r_a V = cx - f - \frac{1}{2} r_a x'Qx \text{ Max}$$
$$\text{s.t} \quad Ax \le b \ , \ Ax \le b \qquad (۱)$$

که در آن U مطلوبیت انتظاری، E=cx-f درآمد خالص انتظاری کشتزار، c بردار $1 \times n$ درآمد خالص انتظاری هر هکتار، r_a ضریب ریسک‌گریزی مطلق، X بردار $n \times 1$ از فعالیت‌های کشتزار ، Q ماتریس واریانس-کواریانس $n \times n$ و در نهایت $V = x'Qx$ بازده خالص انتظاری کشتزار ، f هزینه‌های ثابت، A یک ماتریس $m \times n$ از ضریب‌های فنی، و b یک بردار $m \times n$ از منبع‌های موجود می‌باشد. به طور کلی برنامه‌ریزی درجه دوم به دو فرم کمینه واریانس و بیشینه مطلوبیت انتظاری مطرح می‌شوند. فرم E-V را می‌توان به شکل رابطه (۲) نشان داد (Hardaker et al., 1997):

$$\text{Max} \ E = cx - f$$
$$\text{s.t} \ x'Qx = V \quad \text{V Varied} \qquad (۲)$$
$$Ax \le b \ , \quad x \ge 0$$

Markowitz (1952) فرم اصلی مسئله E.V (رابطه ۱) را به فرم کمینه‌سازی واریانس با توجه به سطح ثابتی از درآمد خالص انتظاری به شکل زیر بازنویسی کرده است (Lien, 2002):

$$\text{Min} \quad V = x'Qx$$
$$\text{s.t} \ cx - f = E \quad \text{E Varied} \qquad (۳)$$
$$Ax \le b \ , \ x \ge 0$$

از هر سه روش بالا (رابطه‌های ۱ تا ۳) منحنی مرز کارایی به‌دست می‌آید با این تفاوت که در رابطه (۱)، r_a ، در رابطه (۲)، V و در رابطه (۳)، E پارامتر می‌باشد. در این بررسی از رابطه‌های (۲) و (۳) برای برآورد ضریب ریسک‌گریزی مطلق کشاورزان شهرستان سراب استفاده شده است. حل رابطه (۲) به روش QRP با توجه به محدودیت‌های موجود و در سطح واریانس واقعی کشتزار، بازدهی ناخالص بهینه کشتزار (E^*) را مشخص می‌کند (نقطه متناظر با V_a و E^*). همچنین با بهره‌گیری از رابطه (۳) و در سطح بازدهی ناخالص واقعی کشتزار، واریانس بهینه (V^*) به دست می‌آید (نقطه متناظر با V^* و E_a). با مشخص بودن دو نقطه از منحنی مرزی کارا و با استفاده از تعریف شیب این منحنی ضریب ریسک‌گریزی به صورت رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$r_a = \frac{2(E^* - E_a)}{(V_a - V^*)} \qquad (۴)$$

نقطه ((E_a,V_a)) مقادیر بهینه نشده می‌باشند، بنابراین کشاورزان می‌توانند با همان سطح واریانس V_a، درآمد خالص انتظاری خود را تا سطح E^* افزایش دهند و یا اینکه با همان درآمد خالص انتظاری، مقدار واریانس خود را تا سطح V^* کاهش دهند. کشاورزان می‌توانند به این نقطه‌های بهینه دست یابند به شرطی که ترکیب‌های بهینه از فعالیت‌های کشتزار را انتخاب کنند (Lien, 2002).

همان‌طور که اشاره شد به منظور کاربرد مدل QP ماتریس واریانس-کواریانس هر کشتزار مورد نیاز است. در عمل داده‌های سالانه مورد نیاز برای هر کشتزار موجود نیست و ممکن است همه محصول‌هایی که در برنامه‌ریزی وارد می‌شوند در همه کشتزارها کشت نشوند. بنابراین محاسبه یک ماتریس واریانس-کواریانس نیازمند ترکیب داده‌های محصول‌های مختلف شمار زیادی کشتزار مشابه طی چندین سال می‌باشد. با توجه به اینکه در آغاز فصل کشت، کشاورزان با توجه به محصول انتظاری پایان فصل اقدام به کشت محصول یا محصول‌هایی می‌کنند، بردار درآمد ناخالص و ماتریس واریانس-کواریانس محصول‌های مختلف باید به گونه‌ای تدوین شود که نشان-دهنده انتظارهای کشاورزان باشد (Nematollahi et al., 2015). براین مبنا درآمد ناخالص انتظاری، ماتریس واریانس-کواریانس بین کشتزارها و محصول‌های مختلف و ماتریس همبستگی بین کشتزارها با استفاده از رابطه‌های زیر قابل برآورد است:

$$c_{qit} = \alpha_{qi} + \beta T + \omega \quad , \quad \omega \approx N(0,\sigma^2) \tag{۵}$$

$$s_q^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=c_i}^{d_i}(c_{qit} - \hat{c}_{qit})^2}{N - n - 1} \tag{۶}$$

$$Q(q,p) = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=c_i}^{d_i}(c_{qit} - \hat{c}_{qit})(c_{qit} - \hat{c}_{qit})}{N - n - 1} \tag{۷}$$

$$\rho_{qp} = \frac{Q(q,p)}{s_q s_p} \tag{۸}$$

که در آن c_{qit} بازده خالص محصول q در یک هکتار کشتزار i در سال t، α_{qi} عرض از مبدا رگرسیون مربوط به محصول q در کشتزار i، T نشانگر زمان (T=1,…,5)، فراسنجه (پارامتر) β بیانگر تغییرپذیری بازده طی زمان و ω جز اخلال تصادفی می‌باشد. $\hat{c}_{qit}$ میزان برآوردی درآمد ناخالص محصول q کشتزار iام در سال t، c_i نخستین سال مورد بررسی و d_i آخرین سال مورد

بررسی می‌باشد. N تعداد کل مشاهدات، n تعداد مزارع موجود در نمونه، s_q^2 واریانس درآمدی محصول q، $Q(q,p)$ و ρ_{qp} به ترتیب کواریانس و ضریب همبستگی بین فعالیت p و q را نشان می‌دهد. با فرض نرمال بودن توزیع درآمد یا تابع مطلوبیت نمایی منفی، معادل قطعی و حق بیمه اجتناب از ریسک کشاورزان با استفاده از رابطه‌های (۹) و (۱۰) به‌دست می‌آید (Lien, 2002):

$$CE = E - 0.5R_aV \quad (۹)$$

$$RP = E - CE = 0.5R_aV \quad (۱۰)$$

از این‌رو ضریب ریسک‌گریزی نسبی (با فرض اینکه کشاورزان دارای ضریب ریسک‌گریزی مطلق ثابت) می‌باشد، با بهره‌گیری از رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود (Hardaker, 2000):

$$R_r = R_aW \quad (۱۱)$$

در رابطه بالا W نشانگر دارایی فرد می‌باشد. رابطه‌های (۱۲) تا (۱۷) محدودیت‌های مدل را نشان می‌دهند:

$$\sum_{j=1}^{J} \frac{w_{jsr}}{eff_r} x_{js} \le W_s \qquad \forall s \quad (۱۲)$$

$$\sum_{j=1}^{J} l_{js} x_{js} \le L_s \qquad \forall s \quad (۱۳)$$

$$\sum_{j=1}^{J} m_{js} x_{js} \le M_s \qquad \forall s \quad (۱۴)$$

$$\sum_{j=1}^{J} f_{tjs} x_{js} \le F_{ts} \qquad \forall t,s \quad (۱۵)$$

$$\sum_{j=1}^{J} pe_{zjs} x_{js} \le PE_{zs} \qquad \forall z,s \quad (۱۶)$$

$$\sum_{j=1}^{J} \sum_{s=1}^{S} Sch_{js} x_{js} \le A \quad (۱۷)$$

نامعادله‌ی (۱۲) مربوط به میزان آب در دسترس می‌باشد. در این محدودیت، W_{js} نیاز ناخالص آبی برای محصول j در فصل s در هکتار، eff_r بازده (راندمان) آبیاری در منطقه r و W_s میزان کل آب در دسترس در فصل s برحسب مترمکعب می‌باشد. نامعادله، (۱۳) مربوط به نیروی‌کار بوده که در آن l_{js} معرف میزان نیروی کار مورد نیاز برای کشت هر هکتار از محصول j در فصل s برحسب نفر-روز کار و L_s معرف کل میزان نیروی‌کار در دسترس در فصل s برحسب نفر روز

است. نامعادله‌ی (۱۴) مربوط به ساعت‌های استفاده از ماشین‌ها و ادوات کشاورزی بوده و در این محدودیت، m_{js} معرف شمار ساعت‌های استفاده از ماشین‌ها و ادوات کشاورزی در هر هکتار از محصول j در فصل s برحسب ساعت در هکتار و M_s، معرف میزان ساعت‌های ماشین‌ها و ادوات کشاورزی در دسترس در فصل s برحسب ساعت است. نامعادله‌های (۱۵) و (۱۶) به ترتیب مربوط به نهاده‌های کود شیمیایی و آفت‌کش می‌باشد. در این محدودیت‌ها F_{ts} شاخص میزان کل کود در دسترس از نوع t در فصل s برحسب کیلوگرم و PE_{zs} معرف مقدار آفت‌کش در دسترس از نوع z در فصل s برحسب لیتر است. محدودیت (۱۷) مربوط به زمین بوده که A معرف میزان زمین در دسترس برحسب هکتار برای همه محصول‌های مورد بررسی بوده و نماد Sch_{js} در آن معرف سطح زیرکشت هر کدام از محصول‌ها می‌باشد. فرایند حل مدل برنامه‌ریزی درجه دوم توام با ریسک (QRP) در نرم افزار بهینه‌ساز GAMS انجام شد.

بهره‌وری کل عامل‌های تولید

از مهم‌ترین روش‌های ناپارامتریک برای اندازه‌گیری بهره‌وری کل عامل‌ها می‌توان به استفاده از شاخص ایده‌آل فیشر، مدل مانده سولو، برآورد تابع فاصله و مالم‌کوئیست اشاره کرد. شاخص مالم‌کوئیست از جمله شاخص‌هایی است که برای اندازه‌گیری بهره‌وری به اطلاعات قیمتی نیاز نداشته و با استفاده از روش *DEA*[1] به تجزیه بهره‌وری می‌پردازد. O'Donnell (2011) نشان داد شاخص مالم‌کوئیست قادر به نشان دادن تغییر در مقیاس نمی‌باشد. از این‌رو در این اواخر دو شاخص هیکس مورستین و فیر-پریمونت نیز معرفی شده که می‌توانند تغییرپذیری‌های بهره‌وری را بدون داشتن اطلاعات قیمتی اندازه‌گیری کنند.

شاخص فیر-پریمونت در اندازه‌گیری تغییرپذیری‌های بهره‌وری و اجزای آن به شاخص هیکس-مورستین برتری دارد، زیرا که این شاخص بر مبنای توابع فاصله تعریف شده و توابع فاصله امکان تشریح یک فناوری تولید چند نهاده‌ای و چند محصولی را بدون این که نیاز به اتخاذ هدف رفتاری خاص (مانند کمینه‌سازی هزینه یا بیشینه‌سازی سود) در مورد آن وجود داشته باشد، فراهم می‌کند و نیازی به اطلاعات قیمت ندارد. در ضمن به دلیل بی‌نیازی به برآوردهای اقتصادسنجی و نبود زمینه لزوم همخوانی آن بر یک فرم تابعی خاص از محدودیت‌های فنی و آماری که به طور معمول در روش پارامتری بروز می‌کند، به دور می‌باشد.

[1] Data Envelopment Analysis

بنابر نتایج بررسی‌های Fare et al. (1994)، $n=1,..N$ برای تولیدکنندگان و $t=1,..,T$ برای دوره زمانی در نظر گرفته می‌شود که تولیدکننده iام در دوره زمانی t، برداری از نهاده‌های $x_{it} \in R_+^k$ را برای تولید برداری از ستاده‌های $Y_{it} \in R_+^k$ به کار می‌برد. TFP به عنوان رابطه بین ورودی‌ها و خروجی‌ها تعریف می‌شود که برپایه تعریف O'Donnell (2011) به صورت رابطه (۱۸) نشان داده می‌شود:

$$TFP_{it} = \frac{Y_{it}}{X_{it}} \qquad (۱۸)$$

در رابطه بالا $Y_{it} = Y\left(y_{it}\right)$ و $X_{it} = X\left(x_{it}\right)$ به ترتیب ستاده و نهاده جمع شده می‌باشند و $Y(.)$ و $X(.)$ توابع جمع‌شده ای هستند که غیرکاهشی و خطی از نوع همگن می‌باشند. شاخص تجمعی فیر-پریمونت که مثبت، غیر کاهشی و خطی همگن می‌باشد، از توابع فاصله که در رابطه‌های (۱۹) و (۲۰) نشان داده شده است، استفاده می‌کند (O'Donnell, 2011):

$$Y(y) = D_0(x_0, y, t_0) \qquad (۱۹)$$

$$X(\mathrm{x}) = D_0(x_0, y, t_0) \qquad (۲۰)$$

در توابع فاصله یادشده Y و X به ترتیب بردار مقادیر ستاده و نهاده و $D_0(.)$ و $D_1(.)$ توابع فاصله ستاده و نهاده می‌باشند. در نهایت شاخص فیر-پریمونت به صورت رابطه (۲۱) نشان داده می‌شود:

$$Fare-\mathrm{Pr}imont_{hs,it} = \frac{D_0\left(x_0, y_{it}, t_0\right)}{D_0(x_0, y_{hs}, t_0)} \cdot \frac{D_I\left(x_{hs}, y_0, t_0\right)}{D_I(x_{it}, y_0, t_0)} \qquad (۲۱)$$

با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) می‌توان توابع فاصله را محاسبه کرد و بنابراین شاخص فیر-پریمونت را به دست آورد. در حالت ستاده‌گرا، خطی بودن مرز تولید به شکل رابطه (۲۲) نشان داده می‌شود:

$$\eta' y_{it} = \beta + \varphi' x_{it} \qquad (۲۲)$$

در رابطه بالا φ و η غیر منفی بوده ضمن اینکه علامت β نامعلوم می‌باشد. این علامت به بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS) وابسته است. خطی بودن مرز تولید در مورد حالت نهاده‌گرا به این معناست که:

$$\mu' y_{it} = \alpha + \upsilon' x_{it} \qquad (۲۳)$$

در رابطه (۲۳) υ و μ مثبت و نشانه α نامعین بوده و وابسته به بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS) می‌باشد. توابع فاصله نهاده و ستاده مربوط به مرزهای نامبرده به شکل رابطه‌های (۲۴) و (۲۵) نمایش داده می‌شوند:

$$D_I^t\left(x_{it},y_{it}\right)=\frac{\upsilon' x_{it}}{\mu' y_{it}-\alpha}\geq 1 \qquad (۲۴)$$

$$D_o^t\left(x_{it},y_{it}\right)=\frac{\eta' y_{it}}{\beta+\varphi' x_{it}}\leq 1 \qquad (۲۵)$$

با توجه به رابطه‌های یادشده، مسئله‌های برنامه‌ریزی خطی در روش تحلیل پوششی داده‌ها برگرفته از انتخاب مقادیری برای پارامترها می‌باشد که مقدار تابع فاصله، نهاده را کمینه و یا ستاده را بیشینه سازد. الگوی برنامه‌ریزی خطی در حالت نهاده‌گرا به‌قرار رابطه (۲۶)خواهد بود:

$$\begin{aligned} &D_I^t\left(x_{it},y_{it}\right)^{-1}=\max_{x,\mu,\upsilon}\mu' y_{it}-\alpha \\ &\mu' q_{nr}-\upsilon' x_{nr}-\alpha\leq o \\ &\upsilon' x_{it}=1 \\ &\upsilon,\mu\geq o \end{aligned} \qquad (۲۶)$$

مسئله‌های اولیه DEA در حالت ستاده‌گرا شامل انتخاب مقادیری برای η، φ و β است که تابع فاصله $D_o^t\left(x_{it},y_{it}\right)$ را بیشینه سازد. برای به دست آوردن پاسخی معلوم می‌بایست محدودیت نرمال‌سازی $\left(\eta' y_{it}=1\right)$ اعمال شود، روش برنامه‌ریزی خطی در حالت ستاده‌گرا به شکل رابطه (۲۷) نشان داده می‌شود (O'Donnell, 2011):

$$\begin{aligned} &D_o^t\left(x_{it},y_{it}\right)^{-1}=\min_{\beta,\varphi,\eta}\beta+\varphi' x_{it} \\ &-\eta' y_{nr}+\varphi' x_{nr}+\beta\geq o \\ &\eta' y_{it}=1 \end{aligned} \qquad (۲۷)$$

این مسئله‌ها به وسیله نرم افزار DPIN قابل حل می‌باشند. پس از محاسبه ضریب ریسک‌گریزی و بهره‌وری کل عامل‌های تولید، از مدل رگرسون خطی برای بررسی تأثیر ریسک‌گریزی بر بهره-وری کل عامل‌های تولید و از مدل پروبیت برای بررسی عامل‌های موثر بر ریسک‌گریزی کشاورزان استفاده شد.

بنابر نتایج بررسی‌های انجام شده توسط سازمان آب منطقه‌ای استان آذربایجان شرقی، ده آبخوان اصلی در حوضه آبریز آجی‌چای شناسایی شده است که از این شمار آبخوان‌های سراب، اسب

فروشان، دوزدوزان و بخشی از آبخوان مهربان در شهرستان سراب واقع هستند. حدود ۶۱ درصد از تمرکز کشاورزی آبی حوضه آجی‌چای مربوط به شهرستان‌های تبریز و سراب بوده و بیشترین مساحت باغ نیز متعلق به شهرستان‌های تبریز، آذرشهر، سراب و اسکو است که به ترتیب ۲۸، ۱۷، ۱۶ و ۱۵ درصد از مساحت کل باغ حوضه را تشکیل می‌دهند (Agriculture – Jahad Organization of east Azerbaijan, 2018). بر این مبنا شهرستان سراب با دارا بودن سرشاخه-های اصلی آجی چای، نسبت به شهرستان‌های دیگر نقش بیشتری در تولیدهای زراعی و باغی دارد. به منظور لحاظ کردن تفاوت‌های عادات کشاورزان و نیز منابع آب و حاصل‌خیزی اراضی، شهرستان سراب به پنج منطقه تقسیم شد. برای این منظور مرز اولیه منطقه‌های کشاورزی و دشت‌ها برپایه آمار و اطلاعات کشاورزی، در Google Earth تعیین شد. در جدول (۱) ویژگی‌های کلی این منطقه‌های کشاورزی آورده شده است.

جدول (۱) منطقه‌ها و کانون‌های اصلی کشاورزی در شهرستان سراب

Table (1) Main agricultural areas in Sarab county

منطقه (District)	آبخوان (Aquifer)	شهرستان (County)	مساحت (هکتار) (Area (ha))
1	سراب (Sarab)	سراب (Sarab)	40483
2	اسب فروشان ۱ (Asbforooshan 1)	سراب (Sarab)	27053
3	اسب فروشان ۲ (Asbforooshan 2)	سراب (Sarab)	17910
4	دوزدوزان (Duzduzan)	سراب و بستان‌آباد (Sarab & Bostanabad)	30531
5	مهربان ۱ (Mehrban 1)	سراب و هریس (Sarab & Heris)	16704

منبع: مدیریت جهاد کشاورزی شهرستان سراب Source: Agriculture Jahad Management of Sarab

داده‌های استفاده شده در این پژوهش از طریق پرسشنامه با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای در سال ۱۳۹۷ گردآوری شد. طبقه‌های مورد نظر شامل پنج آبخوان به شرح جدول (۱) می‌باشند. در ادامه به شکل متناسب روستاها انتخاب شده و اطلاعات لازم از کشاورزان گرفته شد. با استفاده از فرمول کوکران، ۲۱۰ نفر از کشاورزان به عنوان حجم نمونه انتخاب شدند. در این پرسشنامه همه متغیرهای مورد نیاز از جمله اطلاعات میزان نهاده‌ها و میزان تولید محصول‌ها و اطلاعات اقتصادی (مانند قیمت محصولات و نهاده‌های کود، سم و نیروی‌کار طی دوره ۹۷-۱۳۹۲ برای ۶ محصول گندم آبی و دیم، جو آبی و دیم، سیب‌زمینی و یونجه استخراج شد. لازم به یادآوری است که داده‌ها و اطلاعات مربوط به مقادیر کل منبع‌های در دسترس هر یک از نهاده‌ها از مدیریت جهاد کشاورزی شهرستان سراب دریافت شد.

نتایج و بحث

در بین محصول‌های زراعی کشت شده در منطقه مورد بررسی گندم و جو با ۵۸ درصد ترکیب کشت، بیشترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین یونجه و سیب‌زمینی به ترتیب با اختصاص ۱۶ و ۵ درصد ترکیب کشت، در رتبه‌های بعدی قرار گرفته‌اند (Agriculture – Jahad Organization of East Azerbaijan, 2018). از این‌رو محصول‌های انتخابی در این بررسی شامل گندم و جو آبی و دیم، سیب‌زمینی و یونجه می‌باشند. جدول (۲) بیانگر آمار توصیفی مربوط به بازده ناخالص هر کدام از فعالیت‌ها در طی سال‌های ۹۷-۱۳۹۲ می‌باشد. به عنوان مثال محصول گندم آبی به طور میانگین سالانه ۴۳/۲ میلیون ریال بازده ناخالص در یک هکتار داشته و ضریب تغییرپذیری‌های آن برابر با ۰/۴ است. کمترین میزان میانگین بازده ناخالص یک هکتار زمین مربوط به جو دیم و بیشترین آن با ۲۶۳/۳ میلیون ریال مربوط به محصول سیب‌زمینی می‌باشد. همچنین برپایه ضریب تغییرها دو محصول جو آبی و سیب‌زمینی به ترتیب بیشترین میزان ریسک درآمدی را دارند.

جدول (۲) میانگین و شاخص‌های پراکندگی بازده ناخالص تولیدهای کشاورزی طی سال‌های ۹۷-۱۳۹۲ (میلیون ریال در هکتار)

Table (2) Average and dispersion indices of gross margin products over the years 2013-2018 (million Rials of per hectare)

محصول (Crop)	1392	1393	1394	1395	1396	1397	میانگین (Average)	ضریب تغییرها (Coefficient of variation)
گندم آبی (Irrigated Wheat)	18.7	32.7	34.1	57.15	63.8	53.2	43.2	0.40
گندم دیم (Rainfed Wheat)	3.73	4.5	10.4	12.7	15.9	14.63	10.3	0.49
جو آبی (Irrigated Barley)	9.4	15.4	20.7	24	26.7	25.7	20.35	0.33
جو دیم (Rainfed Barley)	4.05	7.02	8.4	10	11.3	10.8	8.6	0.43
سیب‌زمینی (Potato)	340	153	149.2	155.8	188.1	594	263.3	0.67
یونجه (Alfalfa)	34.8	36.7	59	43.2	60.8	80	52.4	0.33

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

میانگین سطح زیرکشت هر یک از محصول‌ها طی دوره زمانی ۹۷-۱۳۹۲در جدول (۳) گزارش شده است. برمبنای جدول (۳) سیب‌زمینی به طور میانگین با ۰/۳۱ و جو دیم با ۱/۷۱ هکتار برای هر کشاورز به ترتیب کمترین و بیشترین سطح زیرکشت در منطقه مورد بررسی را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول (۳) میانگین سطح زیرکشت محصول‌های مختلف طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۲ (هکتار)

Table (3) Average cropping area of various crops during 2013-2018 (hectare)

محصول (Crop)	1392	1393	1394	1395	1396	1397
گندم آبی (Irrigated Wheat)	1.02	1.02	0.98	1.02	1.07	1.21
گندم دیم (Rainfed Wheat)	1.7	1.6	3.3	1.9	1.8	2.1
جو آبی (Irrigated Barley)	0.53	0.51	0.54	0.52	0.51	0.49
جو دیم (Rainfed Barley)	1.03	0.93	1.32	1.58	1.75	1.71
سیب‌زمینی (Potato)	0.25	0.39	0.38	0.36	0.32	0.31
یونجه (Alfalfa)	0.75	0.67	0.77	0.76	1.07	1.15

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

جدول (۴) ماتریس ضرایب همبستگی بازده ناخالص محصول‌های مختلف را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود همبستگی پایینی بین محصول‌ها وجود داشته است. بنابراین می‌توان استنباط کرد که هر چه ضریب همبستگی بین بازده محصول‌ها کمتر باشد، ترکیب محصول‌ها در کاهش ریسک موثرتر خواهند بود که این نتیجه با یافته‌های بررسی Lien (2002) همخوانی دارد.

جدول (۴) ماتریس ضرایب همبستگی بازده ناخالص محصول‌ها

Table (4) Correlation matrix of expected crop gross margins

محصول (Crop)	گندم آبی (Irrigated Wheat)	گندم دیم (Rainfed Wheat)	جو آبی (Irrigated Barley)	جو دیم (Rainfed Barley)	سیب‌زمینی (Potato)	یونجه (Alfalfa)
گندم آبی (Irrigated Wheat)	1					
گندم دیم (Rainfed Wheat)	0.29	1				
جو آبی (Irrigated Barley)	0.37	0.21	1			
جو دیم (Rainfed Barley)	-0.13	-0.12	0.42	1		
سیب‌زمینی (Potato)	0.32	0.17	0.09	0.11	1	
یونجه (Alfalfa)	-0.18	-0.12	0.23	0.07	0.33	1

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

بر پایه داده‌های گردآوری شده از نمونه‌های مورد بررسی، ضریب ریسک‌گریزی مطلق کشاورزان با استفاده از متغیرهای بازده ناخالص و واریانس واقعی و نیز مقادیر بازده ناخالص و واریانس بهینه

طی پنج سال مورد بررسی محاسبه شد. میانگین ضریب ریسک‌گریزی مطلق کشاورزان شهرستان سراب ۰/۰۰۰۰۰۹۳۴ به‌دست آمد و مقدار آن از ۰/۰۰۰۰۰۲۳ تا ۰/۰۰۰۰۵۵ نوسان داشته است. با توجه به اینکه ضریب ریسک‌گریزی مطلق معیاری واضح برای بیان درجه ریسک‌گریزی نمی‌باشد از این رو ضریب ریسک‌گریزی نسبی کشاورزان محاسبه شد. میانگین ضریب ریسک‌گریزی نسبی کشاورزان منطقه ۲/۹ به‌دست آمد که کمترین آن برابر ۰/۴۳ و بیشترین میزان آن برابر ۴/۳۳ است. با توجه به اینکه مقادیر ضریب ریسک‌گریزی بالاتر از ۲ در گروه افراد به شدت ریسک‌گریز قرار می‌گیرد، می‌توان نتیجه گرفت که بیشتر کشاورزان نمونه مورد بررسی ریسک‌گریز می‌باشند. بیمه محصول‌های کشاورزی از جمله برنامه‌های موثر مدیریت ریسک است که با افزایش درجه ریسک‌پذیری کشاورزان می‌تواند جریان سرمایه‌گذاری‌ها را به سمت استفاده از فناوری‌های نوین منتقل سازد. حق بیمه اجتناب از ریسک برای کشاورزان سراب ۱۷۳۵۰۰۰ ریال در هکتار می‌باشد. به عبارت دیگر کشاورزان منطقه برای اجتناب از ریسک و کسب درآمد مطمئن حاضر به پرداخت ۱۷۳۵۰۰۰ ریال به عنوان حق بیمه می‌باشند. هرچه ضریب ریسک‌گریزی افزایش یابد میزان حق بیمه اجتناب از ریسک نیز افزایش یافته به طوری که میزان آن در بیشترین ضریب ریسکی (۴/۳۳) برابر مبلغ ۲۸۳۰۰۰۰ ریال می‌باشد به عبارتی ریسک‌گریزترین کشاورز منطقه آمادگی پرداخت ۲۸۳۰۰۰۰ ریال به عنوان حق بیمه برای اجتناب از ریسک را دارد. بدین ترتیب استنباط می‌شود که کشاورزان منطقه مورد بررسی در جهت کاستن از پیامدهای سوء ریسک و اطمینان از داشتن درآمدی بالاتر حاضر به پذیرش هزینه‌های مرتبط می‌باشند.

جدول (۵) ضریب ریسک‌گریزی مطلق، نسبی و حق بیمه اجتناب از ریسک کشاورزان شهرستان سراب (ریال در هکتار)

Table (5) Absolute and relative risk aversion coefficients and risk premium of Sarab farmers (Rial per hectare)

	میانگین (Average)	حداقل (Min)	حداکثر (Max)
ضریب ریسک‌گریزی مطلق (Coefficient of absolute Risk aversion)	0.00000934	0.0000023	0.000055
ضریب ریسک‌گریزی نسبی (Coefficient of relative risk aversion)	2.98	0.43	4.33
حق بیمه اجتناب از ریسک (Risk premium)	1735000	432500	2830000

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research Findings

در جدول (۶) فراونی نسبی مربوط به ضریب‌های ریسک‌گریزی نشان داده شده است. به این ترتیب که افراد با ضریب ریسک‌گریزی کمتر از ۱ در گروه افراد با درجه ریسک‌گریزی پایین، بین ۱ تا ۲ در گروه افراد دارای ریسک‌گریزی متوسط و بالاتر از ۲ در گروه ریسک‌گریزی بالا قرار دارند (Anderson & Dillon, 1977). برپایه مقادیر جدول (۶) میانگین شاخص ریسک‌گریزی نسبی در ۵ منطقه مورد بررسی از ۲/۸۷ تا ۳/۱۴ متغیر است. ۱۲/۲ درصد از کشاورزان مورد بررسی ریسک‌گریزی بسیاری پایینی داشته، ۳۶/۵۹ درصد دارای ریسک‌گریزی متوسط و حدود ۵۱/۲۲ درصد از کشاورزان ریسک‌گریزی بسیار زیادی داشته‌اند.

جدول (۶) میانگین و درصد توزیع ریسک‌گریزی برمبنای منطقه‌ها

Table (6) Average and percentage of risk aversion distribution according to regions

توضیح	منطقه ۱ (District 1)	منطقه ۲ (District 2)	منطقه ۳ (District 3)	منطقه ۴ (District 4)	منطقه ۵ (District 5)	متوسط (Average)
میانگین (Average)	2.81	2.93	3.06	3.14	2.94	2.98
ریسک‌گریزی پایین (درصد) (Low risk aversion (%))	12.9	10.49	12.9	2.94	11.53	12.2
ریسک‌گریزی متوسط (درصد) (Medium risk aversion (%))	41.94	38.6	38.71	38.24	37.5	36.59
ریسک‌گریزی بالا (درصد) (High risk aversion (%))	45.16	50.91	48.39	58.82	50.96	51.22

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

بیشترین ضریب ریسک‌گریزی مربوط به منطقه ۴ (دوزدوزان) با مقدار ۳/۱۴ واحد می‌باشد. در این منطقه حدود ۵۸/۸۲ درصد از کشاورزان درجه ریسک‌گریزی بالا و تنها حدود ۲/۹۴ درصد از آنان درجه ریسک‌گریزی پایینی دارند. این نتیجه با نتایج بررسی‌های Abdeshahi & Soltani (2000)، Ehsan & Eslami Bidgoli (2008) و Sookhtanlo (2019) که نشان دهنده ریسک-گریزی بیشتر کشاورزان می‌باشد، همخوانی دارد.

نتایج محاسبه شاخص بهره‌وری کل عامل‌های تولید از شاخص فیر-پریمونت در جدول (۷) ارائه شده است. ملاحظه می‌شود هرچند شاخص بهره‌وری کل عامل‌های تولید در طی دوره موردنظر با نوسان‌هایی همراه بوده ولی مقایسه آن با سال پایه، گویای بهبود آن طی دوره زمانی ۹۷-۱۳۹۲ بوده است. مقدار شاخص TFP برای همه محصول‌ها در سال ۱۳۹۵ و همین‌طور ۱۳۹۷ (به جز سیب‌زمینی که از ۵/۳۶ به ۵/۴۴ افزایش یافته است)، نسبت به سال پیش از آن کاهش

یافته است. همچنین نتایج مربوط به شاخص TFP نشان می‌دهد که محصول سیب‌زمینی دارای بیشترین و جو دیم دارای کمترین میزان شاخص TFP در بین محصول‌های مورد بررسی بوده است.

جدول (۷) میانگین بهره‌وری کل عامل‌های تولید با استفاده از شاخص فیر-پریمونت

Table (7) Average of total factor productivity using Fare-Primont index

محصول (crop)	1392	1393	1394	1395	1396	1397	میانگین (Average)
گندم آبی (Irrigated Wheat)	2.8	2.3	4.5	3.26	4.25	4.11	3.53
گندم دیم (Rainfed Wheat)	2.17	1.9	2.27	2.56	3.01	2.85	2.46
جو آبی (Irrigated Barley)	2.9	3.1	3.11	3.07	3.1	3.1	3.06
جو دیم (Rainfed Barley)	0.83	0.75	1.11	1.61	0.9	0.57	0.96
سیب‌زمینی (Potato)	5.13	5.24	5.53	5.67	5.36	5.44	5.39
یونجه (Alfalfa)	2.16	2.05	2.74	3.19	3.4	3.09	2.77

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

عامل‌های موثر بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید از طریق برآورد رگرسیون به روش حداقل مربعات معمولی بررسی شد. برخی از عامل‌های موثر بر بهره‌وری که در ادبیات اقتصادی متداول شده است شامل تحصیلات (شمار سال‌های تحصیل)، تجربه (سال)، اندازه کشتزار (هکتار)، بعد خانوار (شمار)، شرکت در کلاس‌های ترویجی (بله=۱، خیر=۰)، مالکیت (بله=۱، خیر=۱)، دریافت تسهیلات (بله=۱، خیر=۰) و ضریب ریسک‌گریزی می‌باشند. رابطه بین ضریب ریسک‌گریزی و بهره‌وری کل عامل‌های تولید منفی می‌باشد (جدول ۸). بنابراین کشتزارهایی که توسط کشاورزان ریسک‌گریزتر اداره می‌شود، بهره‌وری کمتری (به مقدار ۰/۸۳ در کشتزارهای سیب‌زمینی) دارند، چراکه آنان به طور معمول فعالیت‌هایی را ترجیح می‌دهند که سطح اطمینان قابل قبولی برای تامین معاش خود داشته باشد حتی اگر لزوم این انتخاب صرفنظر کردن از مقداری درآمد باشد. در واقع وجود ریسک به غیر از قیمت و عملکرد محصول بر تصمیم‌گیری‌های تولیدی تولیدکنندگان نیز اثرگذار است و این اثر بیشتر بر درآمد حاصل از محصول‌ها و تصمیم‌گیری‌های کشاورزان در استفاده از نهاده‌ها و عرضه محصول‌ها متمرکز می‌باشد. نتایج بررسی‌های Belete et al. (1993) و Wilson et al. (2001) نیز همسو با نتایج تحقیق می‌باشد، چراکه رابطه منفی و معنی‌داری بین ریسک‌گریزی و بهره‌وری گزارش شده است.

جدول (۸) عامل‌های موثر بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید محصول‌های زراعی شهرستان سراب

Table (8) Factors affecting the total factor productivity of crops in Sarab county

متغیر/محصول (Variable/crop)	گندم آبی Irrigated) (Wheat	گندم دیم Rainfed) (Wheat	جو آبی Irrigated) (Barley	جو دیم Rainfed) (Barley	سیب‌زمینی (Potato)	یونجه (Alfalfa)
عرض از مبدا (Intercept)	2.31	0.09	1.41*	3.64	1.12	0.19
ضریب ریسک‌گریزی (Risk aversion coefficient)	-0.42***	-0.23	-0.32*	0.56	-0.83***	-0.76**
تحصیلات (Education)	0.14**	0.3	0.19*	0.09*	0.52***	0.34**
تجربه (Experience)	0.21**	0.23	0.28**	0.11	0.74***	0.39*
اندازه کشتزار (Farm size)	0.31	0.09*	0.26**	0.15*	0.46	0.29**
بعد خانوار (Family size)	0.28**	0.21	0.13*	0.09*	0.53**	0.41**
شرکت در کلاس‌های ترویجی (Participate in extension programs)	0.21	0.14	0.17**	-0.21	0.23*	0.32**
مالکیت (Ownership)	0.35**	0.36*	0.32	0.11**	0.41*	-0.31
تسهیلات (Facilities)	0.45*	0.31	-0.21	0.26	0.36	0.22**
منطقه ۲ (District 2)	-0.21**	0.19	0.31	-0.34**	0.45	0.43
منطقه ۳ (District 3)	-0.11	0.18*	0.17	0.23	0.35**	0.65
منطقه ۴ (District 4)	-0.38**	0.54	-0.48**	0.31	-0.28**	-0.52*
منطقه ۵ (District 5)	-0.44***	-0.45**	-0.34**	-0.26**	-0.24	-0.23

منبع: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: Research findings (*, ** and *** respectively significantly in level of 10, 5 and 1 percent)

رابطه مثبت بین بهره‌وری و سطح تحصیلات نشان می‌دهد که کشاورزان باسوادتر بهره‌وری کل عامل‌های تولید بیشتری نیز دارند. این کشاورزان به علت توانایی بهره‌مندی از منبع و مرجع‌های اطلاعات دقیق و کاربردی می‌توانند بهره‌وری خود را بهبود بخشند. ضمن اینکه امکان ایجاد ارتباط برای انتقال یافته‌های نوین برای کشاورزان باسواد راحت‌تر می‌باشد. ضریب مربوط به تجربه نشان می‌دهد که کشاورزان باتجربه‌تر دارای بهره‌وری بالاتری می‌باشند. کشاورزان کارآزموده طی سال‌ها کار و فعالیت، نوسان‌های ناشی از عامل‌های جوی، محیطی و قیمتی را در عمل تجربه کرده، لذا در زمینه کنترل کردن این عامل‌های از قابلیت مناسبی برخوردار می‌باشند. نتایج برخی از بررسی‌ها و ارزیابی‌های صورت گرفته (Jamison & Moock (1984)، Grabowski & Pasurka (1998)، Pender et al. (2004) و Chen et al. (2009)) نیز موید آن است که افزایش تجربه و سطح تحصیلات مدیران کشتزارها سبب افزایش بهره‌وری کشتزارها می‌شود.

اندازه کشتزار اثر مثبتی بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید دارد. بدین ترتیب تولیدکنندگان با میزان سطح زیرکشت بالاتر از بهره‌وری بالاتری برخوردار هستند. این مورد در نتیجه استفاده کاراتر از نهاده‌های نیروی‌کار، زمین، سرمایه و ماشین‌ها و ادوات کشاورزی اتفاق می‌افتد. این یافته با نتیجه بررسی‌های Mosavi & Khalilian (2005) در کشتزارهای گندم شهرکرد، Dlaini et al. (2010) در تولید لوبیا در ایالت اسون نیجریه سازگار می‌باشد. همچنین نتایج برخی از بررسی‌ها از جمله Townsend et al. (1998)، Adesina & Djato (1996)، Ali et al. (1996) و Feder (1985) همسو با یافته‌های تحقیق می‌باشد. با این وجود برخی از بررسی‌های تجربی از جمله Ghatak (2003) & Assuncao نشان دادند که امکان وجود رابطه معکوس بین بهره‌وری و اندازه کشتزار وجود دارد. ارتباط بین بهبود بهره‌وری و بعد خانوار را می‌توان به استفاده از خرد جمعی در خانواده‌های بزرگتر و تقسیم وظایف مناسب و تخصصی شدن کارها ارتباط داد.

برابر نتایج به‌دست آمده آموزش‌های ترویجی از طریق افزایش اطلاعات و آگاهی کشاورزان در مورد راهکارهای بهینه فعالیت‌های کشاورزی سبب افزایش توان کشاورزان برای ریسک کردن می‌شود که این امر به نوبه خود سبب بهبود بهره‌وری می‌شود. بنابر نتایج به‌دست آمده کشاورزانی که مالک زمین‌های زیرکشت محصول‌های زراعی هستند کاراتر عمل می‌کنند، زیرا انگیزه آنان برای افزایش سرمایه‌گذاری در زمین بهبود می‌یابد. در واقع در شرایط وجود مالکیت برای اراضی زراعی این انگیزه در کشاورزان تقویت می‌شود که بسیاری از ریسک‌های موجود زراعی ناشی از زمین، ماشین‌های کشاورزی و حتی محصول‌های زراعی را مدیریت کنند. نتایج بررسی‌های Smith (2004) و Helfand & Levine (2004) هم‌سو با یافته‌های تحقیق و گویای آن است که امنیت تصرف زمین تاثیر قابل توجهی بر بهره‌وری کشتزارها داشته است. بهبود بهره‌وری ناشی از تسهیلات بانکی را می‌توان به استفاده از خدمات مشاوره پیش از دریافت وام و نیز برنامه‌ریزی دقیق‌تر این مدیران نسبت داد. نتایج بررسی‌های Adesina & Djato (1996)، Zeller (1998) و Abdulai & Eberlin (2001) نیز به نتایج همانندی دست یافته و نشان دادند کشتزارهای کشاورزانی که به اعتبارات بیشتری دسترسی دارند، به علت توانایی مالی بالاتر به‌طور معمول بهره‌وری بیشتری دارند.

در قسمت زیرین جدول (۸) ضریب‌هایی مبنی بر تاثیر عامل‌های منطقه‌ای مانند عادات کشت و مدیریتی، شرایط فرهنگی و وضعیت دسترسی به اطلاعات بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید درج شده است. ضریب‌های یاد شده گویای آن است که به‌طور میانگین بهره‌وری هر منطقه چقدر از

بهره‌وری میانگین منطقه اول بیشتر است. این ضریب‌ها شامل تاثیر همه‌ی عامل‌هایی که در منطقه‌های مورد بررسی وجود دارند اما در منطقه اول وجود ندارند و نیز همه عامل‌هایی که در همه‌ی منطقه‌ها با شدت متفاوت وجود دارند اما شناسایی نشده‌اند، می‌شوند.

جدول (۹) عامل‌های موثر بر ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری کشاورزان شهرستان سراب

Table (9) Factors affecting the Risk aversion and Risk-taking of Sarab farmers

متغیرها (Variables)	ضرایب مدل پروبیت (Probit model coefficients)		کشش (Elasticity)	
	ریسک‌پذیری (Risk-taking)	ریسک‌گریزی (Risk aversion)	ریسک‌پذیری (Risk-taking)	ریسک‌گریزی (Risk aversion)
عرض از مبدا (Intercept)	-2.3***	0.9**	-	-
درآمد (Income)	0.023**	-0.034*	0.005**	-0.006
تحصیلات (Education)	0.441***	-0.46**	0.088**	-0.172**
سن (Age)	-0.029	0.059*	-0.005	0.019*
بعد خانوار (Family size)	0.32*	-0.301	0.071**	-0.114
مالکیت (Ownership)	-0.09	-0.409	-0.122	-0.012
شرکت کلاس‌های ترویجی (Participate in extension programs)	0.545	-0.521**	0.07	-0.151**
اندازه کشتزار (Farm size)	0.009*	-0.01	0.0059*	-0.0081
تنوع کشت (Cropping diversification)	0.11	-0.13**	0.02**	-0.031**

منبع: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: Research findings (*, ** and *** respectively significantly in level of 10, 5 and 1 percent)

به منظور بررسی عامل‌های موثر بر ریسک‌گریزی اغلب از مدل پروبیت استفاده شده است، به این صورت که ریسک‌گریزی به عنوان یک متغیر مجازی (عدد یک برای افراد ریسک‌گریز و عدد صفر برای افراد ریسک‌خنثی و ریسک‌پذیر) روی چندی از متغیرهای توضیحی دیگر برازش شد. همچنین به‌طور مشابه تعیین‌کننده‌های ریسک‌پذیری (عدد یک برای افراد ریسک‌پذیر و عدد صفر برای افراد ریسک‌گریز و ریسک خنثی) از طریق مدل پروبیت بررسی شد. علت اصلی این شیوه بررسی، آن است که اگرچه علل مشترکی وجود دارد ولی اغلب عللی که سبب شدت یافتن ریسک‌گریزی افراد ریسک‌گریز می‌شوند با عللی که سبب شدت یافتن ریسک‌پذیری افراد ریسک-دوست می‌شود متفاوت است. ضریب‌های رگرسیونی و کشش‌های مربوطه در جدول (۹) آمده است.

برپایه اطلاعات جدول (۹) عامل‌های موثر بر ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری متقارن نیستند. به این معنی که هر عاملی که سبب افزایش شدت احتمال ریسک‌گریزی می‌شود به‌حتم سبب کاهش احتمال ریسک‌پذیری نمی‌شود. به عنوان نمونه بعد خانوار اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان ریسک‌پذیری کشاورزان داشته در حالی‌که اثر این متغیر بر ریسک‌گریزی معنی‌دار نمی‌باشد. برابر نتایج، کشاورزان پردرآمد بیشتر احتمال دارد که ریسک‌پذیر باشند، به طوری که با افزایش یک درصدی درآمد، احتمال ریسک‌پذیری کشاورزان ۰/۰۲۳ درصد افزایش می‌یابد و همین‌طور احتمال ریسک‌گریزی به اندازه ۰/۰۳۴ کاهش می‌یابد. افراد تحصیل کرده کمتر احتمال دارد که ریسک‌گریز باشند و بیشتر احتمال دارد که ریسک‌پذیر و نسبت به ریسک بی‌تفاوت باشند.

متغیر سن تاثیر منفی و غیرمعنی‌دار بر سطح ریسک‌پذیری و تاثیر مثبت بر ریسک‌گریزی کشاورزان دارا می‌باشد. بدین معنی که با افزایش یک درصدی سن کشاورزان، احتمال ریسک-گریزی آنان ۰/۰۱۹ درصد افزایش می‌یابد. به بیان دیگر کشاورزان سالمند ریسک‌گریزی بیشتری در مقایسه با جوان‌ترها دارند. باور براین است که افراد جوانتر آمادگی بیشتری برای پذیرش و به‌کارگیری نوآوری‌های جدید دارند.

کشاورزانی که بعد خانوار بزرگتری دارند، به احتمال فراوان ریسک‌پذیر می‌باشند. ریسک‌گریزی آنان ۰/۱۱۴ درصد کمتر از خانواده‌های کم جمعیت بوده و ریسک‌پذیری آنان ۰/۰۷۱ درصد بیشتر از خانواده‌های کم‌جمعیت می‌باشد. کشاورزانی که مالک زمین‌های خود هستند در مقایسه با کشاورزانی که از زمین‌های اجاره‌ای بهره می‌گیرند به احتمال کمتری ریسک‌گریز هستند. مالکیت اراضی کشاورزی انگیزه و گرایش آنان را به سرمایه‌گذاری و اجرای برنامه‌های حفاظتی تقویت می‌کند. از این‌رو انتظار می‌رود بهره‌وری عامل‌های آنان بیشتر شده و لذا تولید اقتصادی‌تر شود. همچنین کشاورزانی که در کلاس‌های ترویجی شرکت کرده‌اند، در مقایسه با دیگران، ۰/۵۲۱ درصد کمتر ریسک‌گریز هستند. اندازه کشتزار اثر معنی‌داری بر درجه ریسک‌پذیری داشته به‌طوری که با افزایش اندازه کشتزار احتمال ریسک‌پذیری کشاورزان به اندازه ۰/۰۰۵۹ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش اندازه کشتزار، امکان ایجاد تنوع و استفاده از فناوری‌های جدیدتر افزایش می‌یابد و در نتیجه آن توان مالی تولیدکنندگان بهبود یافته و زمینه برای پذیرش ریسک فراهم شود. با افزایش تنوع کشت احتمال ریسک‌گریزی کشاورزان به اندازه ۰/۰۰۸۱ درصد کاهش و همچنین احتمال ریسک‌پذیری به اندازه ۰/۰۰۵۹ درصد افزایش می‌یابد. ایجاد تنوع در

کشت، با توجـه بـه اینکه درآمد کشتزار را متنوع و مطمئن می‌سازد، لذا موجب گرایش بیشتر کشاورزان به پذیرش ریسک می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

افزایش بهره‌وری راهی مطمئن برای رسیدن به رشد اقتصادی هر چه بیشتر با همان منبع‌ها و امکانات موجود می‌باشد. بخش کشاورزی به دلیل نقش زیربنایی و ارتباط زیاد با دیگر عامل‌های موثر بر رشد اقتصادی، بخش پویا و تاثیرگذار است و افزایش کارایی و بهره‌وری در این بخش دارای اهمیت بسیار زیادی است. کشاورزان هر روز باید تصمیم‌هایی را در محیط ریسکی اتخاذ کنند. تغییرپذیری‌های قیمت و عملکرد محصول‌های کشاورزی بزرگترین منبع ایجاد ریسک در کشاورزی به‌شمار می‌آید. از این‌رو رفتار کشاورزان تحت تاثیر گرایش‌های ریسکی‌شان قرار می-گیرد و اتخاذ سیاست‌های افزایش بهره‌وری نیازمند دانش کافی از نحوه تصمیم‌گیری افراد می-باشد.

در این پژوهش تأثیر نگرش به ریسک بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید در شهرستان سراب بررسی شد. در این راستا از روش ناپارامتریک، ضریب ریسک‌گریزی کشاورزان با بهره‌گیری از مدل برنامه‌ریزی درجه دوم توأم با ریسک و بهره‌وری کل عامل‌های تولید با استفاده از شاخص فیر-پریمونت محاسبه شد. با توجه به تعیین‌کننده‌های بهره‌وری و گرایش‌های ریسکی، عامل‌های موثر بر بهره‌وری را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد. گروه اول روش‌های مستقیم بهبود بهره‌وری هستند و گروه دوم نیز روش‌هایی هستتند که برپایه گرایش‌های ریسکی افراد سبب بهبود فرایند تصمیم‌گیری کشاورزان می‌شوند.

بررسی‌های صورت گرفته نشان داد که بیشتر کشاورزان منطقه ریسک گریز می‌باشند که این امر اهمیت توجه به چگونگی گرایش کشاورزان به ریسک به ویژه در زمان معرفی فناوری و روش‌های نوین تولید و دیگر مرحله‌های کار کشاورزی را مشخص می‌کند. همچنین یافته‌های پژوهش نشان داد که درآمد، تحصیلات و شرکت در کلاس‌های ترویجی اثر منفی و معنی‌داری بر ضریب ریسک-گریزی کشاورزان منطقه داشته است که با نتایج یافته‌های Ullah et al. (2015)، Khan et al. (2020) و Senapati (2020) همخوانی دارد.

تحصیلات، تجربه، اندازه کشتزار، بعد خانوار، مالکیت، تسهیلات و شرکت در کلاس‌های ترویجی از جمله عامل‌های موثر در افزایش بهره‌وری کل عامل‌های تولید تعیین شدند. ریسک‌گریزی یک تعیین‌کننده با اثر منفی بر بهره‌وری کل عامل‌های تولید تعیین شد. این نتیجه، همسان با نتایج

بررسی‌های Antle & Crissman (1999) و Haneishi et al. (2014) می‌باشد. بنابراین کاهش ریسک (از هر منبعی که باشد به ویژه ریسک تولید و قیمت)، همواره می‌تواند موجب بهبود بهره‌وری کشتزارها شود. از این‌رو تاکید می‌شود با توسعه بیمه و حمایت دولت از بیمه محصول-های کشاورزی، سطح درآمدی کشاورزان افزایش یابد. با افزایش توان مالی و در نتیجه کاهش ریسک‌گریزی، بهره‌وری کل عامل‌های تولید نیز افزایش خواهد یافت. تجربه کشاورز بر TFP اثر مثبت داشته است، لذا باید آموزش‌های لازم برای انتقال آموزه‌های آنان به کشاورزان کم‌تجربه از طریق کلاس‌های ترویجی فراهم شود. با توجه به رابطه مثبت سطح تحصیلات و بهره‌وری بایستی طوری برنامه‌ریزی کرد که دانش‌آموختگان رشته‌های کشاورزی در مسیر تولید قرار گیرند که این امر می‌تواند از طریق واگذاری زمین‌های کشاورزی در قالب شرکت‌های تعاونی یا دست‌کم از طریق نظارت بر امر تولید توسط کارشناسان صورت گیرد.

منبع‌ها

Abdeshahi, A., & Soltani, G. (2000). Investigation of farmers risk behavior using the empirical, econometric and risk programming models. *Journal of Science And Technology of Agriculture and Natural Resources*, 4(1), 11-21 (In Farsi).

Abdulai, A., & Eberlin, R. (2001). Technical efficiency during economic reform in Nicaragua: evidence from household survey data, *Economic Systems*, 25(2), 113 – 125.

Adesina, A. A., & Djato, K. K. (1996). Farm size, relative efficiency and agrarian policy in Cote d'Ivoire: profit function analysis of rice farms. *Agricultural Economics*, 14(2), 93 – 102.

Aghapour, M. (2015). The survey of production efficiency and agricultures attitude toward risk affects of product insurance Case study of Dezful province tomato growers. *Journal of Agricultural Economics Research*, 7(27), 91-108 (In Farsi).

Agricultural Insurance Fund. (2017). Availible Online at: http://www.sbkiran.ir/ (In Farsi).

Agriculture – Jahad Organization of East Azerbaijan. (2018). Availible Online at: https://www.eaj.ir/ (In Farsi).

Ali, F., Parikh, A., & Shah, M. K. (1996). Measurement of economic efficiency using the behavioral and stochastic cost frontier approach. *Journal of polic modeling*, 18(3), 271-287.

Anderson, J. R., Dillon, J. L., & Hardaker, J. B. (1977). Agricultural decision analysis. *Monographs: Applied Economics.*

Antle, J. M. (1987). Econometric estimation of producers' risk attitudes. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(3), 509–22.

Assunção, J. J., & Ghatak, M. (2003). Can unobserved heterogeneity in farmer ability explain the inverse relationship between farm size and productivity. *Economics Letters*, 80(2), 189 – 194.

Barrett, C. B. (1996). On price risk and the inverse farm size – productivity relationship. *Journal of Development Economics*, 51(2), 193 – 215.

Belete, A., Dillon, J. L. & Anderson, F.M. (1993). Efficiency of small-scale farmers in Ethiopia: a case study in the Baso and Warana sub – district. *Agricultural Economics*, 8(3), 199 – 209.

Blanco-Gutiérrez, I., Varela-Ortega, C., & Purkey, D. (2013). Integrated assessment of policy interventions for promoting sustainable irrigation in semi-arid environments: a hydro-economic modeling approach. *Journal of Environmental Management*, 128, 144–160.

Carletto, C., Savastano, S., & Zezza, A. (2013). The impact of measurement errors on the farm size – productivity relationship. *Journal of Development Economics*, 103, 254-261.

Chen, Z., Huffman, W. E., & Rozelle, S. (2009). Farm technology and technical efficiency: Evidence from four regions in China. *China Economic Review*, 20(2), 153 – 161.

Di Falco, S, Bulte, E. (2013). The impact of kinship networks on the adoption of risk – mitigating strategies in Ethiopia. *World Development*, 43, 100– 110.

Dillon, J. L., & Hardaker, J. B. (1980). Farm management research for small farmer development. *Food & Agricultural Org*.

Dlaini, S., Rugambisa, J. I., Masuku, M. B., & Belete, A. (2010). Technical efficiency of the small scale sugarcane farmers in Swaziland: A case study of Vuvulane and Big bend farmers. *African Journal of Agricultural Research*, 5, 935-940.

Dourandish, A., Ramezani, M., & Aminizadeh, M. (2020). Study of farmers' attitude towards sustainable agriculture and its impact on the total factor productivity (case study: Saffron farms in Gonabad county). *Journal of Saffron Agronomy and Technology*, 8(1), 99-177 (In Farsi).

Ehsan, A., & Eslami Bidgoli, Gh. (2008). Study of risk aversion coefficient and production variance in risk management, case study tomato growers in Dezful. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 16(61), 17- 34 (In Farsi).

Elston, J. A., & Audretsch, D. B. (2010). Risk attitudes, wealth and sources of entrepreneurial start – up capital. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 76(1), 82 – 89.

Esteve, P., Varela-Ortega, C., Blanco-Gutiérrez, I., & Downing, T. E. (2015). A hydro-economic model for the assessment of climate change impacts and adaptation in irrigated agriculture. *Ecological Economics*, 120, 49-58.

Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., & Zhang, Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *The American Economic Review*, 84(1), 66–83.

Feder, G. (1980). Farm size, risk aversion and the adoption of new technology under uncertainty. *Oxford Economic Papers*, 32(2), 263 – 283.

Grabowski, R., & Pasurka, C. (1998). Farmer education and economic efficiency: Northern farms in 1860. *Economics Letters,* 28(4), 315 – 320.

Haneishi, Y., Maruyama, A., Takagaki. M., & Kikuchi, M. (2014). Farmers' risk attitudes to influence the productivity and planting decision: A case of rice and maize cultivation in rural Uganda. *African Journal of Agricultural and Resource Economics,* 9(4), 309-322.

Hardaker, J. B. (2000). Some issues in dealing with risk in agriculture. Working Papers in Agricultural and Resource Economics. School of Economic Studies, University of New England, Armidale.

Hardaker, J. B., Huirne, R. B. M., & Anderson, J. R. (1997). Coping with risk in agriculture. CAB International, Wallingford, UK, 274 pp.

Helfand, S. M., Levine, E. S. (2004). Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center – West. *Agricultural Economics*, 31(2 – 3), 241 – 249.

Jamison, D. T., & Moock, P. R. (1984). Farmer education and farm efficiency in Nepal: the role of schooling, extension services, and cognitive skills. *World Development*, 12(1), 67-86.

Johansson, O. (2005). Global environmental problems, efficiency and limited altruism. *Economics Letters*, 86(1), 101-106.

Just, R. E., & Pope, R. D. (1979). Production function estimation and related risk considerations. *American Journal of Agricultural Economics*, 61(2), 43-76.

Khan, I., Lei, H., Shah, I.A., Ali, I., Khan, I., Muhammad, I., Huo, X., and Javed, T. (2020). Farm households' risk perception, attitude and adaptation strategies in dealing with climate change: Promise and perils from rural Pakistan. *Land Use Policy*, 91, p.104395.

Lien, G. (2002). Non-parametric estimation of decision makers' risk aversion. *Agricultural Economics,* 27, 75-83.

Liu, M. E., & Huang, J. (2013). Risk preferences and pesticide use by cotton farmers in China. *Journal of Development Economics,* 103, 202 – 215.

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance,* 7, 77–91.

Mosavi, H., & Khalilian, S. (2005). Evaluating technical efficiency factors of wheat production. *Journal of Agricultural Economics and Development,* 13(52), 45-60 (In Farsi).

Nematollahi, Z., Hosseini-yekani, S., & Hosseinzadeh, M. (2015). Estimation of Esfarayen farmers risk aversion coefficient and its influencing factors (nonparametric approach). *Agricultural Economics and Development,* 29(3), 284-293 (In Farsi).

O'Donnell, C. J. (2011). Measuring and decomposing agricultural productivity and profitability chang. *Austrailian Journal of Agricultural and Resource Economics,* 54, 527-560.

Pender, j., Nkonya, E., Jagger P., Serunkuuma, D., & Sali, H. (2004). Strategies to increase agricultural productivity and reduce land degradation: evidence from Uganda. *Agricultural Economics*, 31(2 – 3), 181 – 195.

Rose, E. (2001). Ex – ante and ex – post labor supply response to risk in a low – income area. *Journal of Development Economics*, 64(2), 371 – 388.

Senapati, A. K. (2020). Evaluation of risk preferences and coping strategies to manage with various agricultural risks: evidence from India. *Heliyon*, 6(3), p.e03503.

Smith, R. E. (2004). Land tenure, fixed investment, and farm productivity: evidence from Zambia's Southern province. *World Development*, 32(10), 1641 – 1661.

Sookhtanlo, M. (2019). Components affecting production risk management on agricultural crops insurance adoption (case study: maize farmers of Moghan plain). *Agricultural Economics and Development*, 32(4), 299-311.

Torkamani, j., & Hardaker, J. B. (1996). A study of economic efficiency of Iranian farmers in Ramjerd district: an application of stochastic programming. *Agricultural Economics*, 14(2), 73 – 83.

Townsend, R. F., Kirsten, J., & Vink, N. (1998). Farm size, productivity and returns to scale in agriculture revisited: a case study of wine producers in South Africa. *Agricultural Economics*, 19(1 – 2), 175 – 180.

Ullah, R., Shivakoti, G. P., and Ali, G. (2015). Factors effecting farmers' risk attitude and risk perceptions: the case of Khyber Pakhtunkhwa, Pakistan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 13, 151-157.

Vigani, M., & Kathage, J. (2019). To risk or not to risk? risk management and farm productivity. *American Journal of Agricultural Economics*, 101(5), 1432–1454.

Wilson, P., Hadley, D., & Asby, C. (2001). The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England. *Agricultural Economics*, 24(3), 329 – 338.

Zeller, M., Diagne, A., & Mataya, C. (1998). Market access by smallholder farmers in Malawi: implications for technology adoption; agricultural productivity and crop income. *Agricultural Economics*, 19(1 – 2), 219 – 229.

DOI: 10.22034/iaes.2020.138068.1793

Agricultural Economics/Volume 14/Issue 2/1399

The Effect of Risk Aversion on Total Factor Productivity in Agronomy Subsector

Ghader Dashti, Fatemeh Sani, Javad Hosseinzad, Abolfazl Majnooni Heris[1]

Received:13 Oct.2020 **Accepted:18 Dec.2020**

Extended Abstract

Introduction

Productivity improvement is an essential approach to increase production without using more resources. Due to the agriculture is fraught with risks and losses, farmers' behavior is influenced by their risk attitudes and adoption of policies to increase productivity requires adequate knowledge of individual's decision-making mechanism.

Materials and Method

This paper used a non-parametric method to estimate risk aversion coefficient and Total Factor Productivity (TFP). Risk aversion coefficient was calculated within the Quadratic Risk programming (QRP). The approach is as follows. First, formulate the QRP model to represent the farm's resource base, activities, expected activity net revenues per unit level, fixed costs, variance and covariance of expected net revenues. Second, for an observed farm plan presumed to reflect a farmer's risk-averse behavior, calculate expected net farm income and variance. Third, solve the QRP problem setting expected net farm income equal to the farm's observed net farm income and minimize variance. Forth, solve the QRP problem again with variance set equal to the farm's actual variance and find maximal expected net farm income. Fifth, having ascertained two points on the efficient frontier, the gradient of the line in *E–V* space between these two solutions is used to approximate the coefficient of absolute risk aversion. Fare-Primont index used for calculator total factor productivity. This index was chosen among other indexes, because it is an index that bases on distance functions and data envelopment analysis (DEA) methodology for estimating distances is convenient. Secondly, it is closely related to the Malmquist index, which has been used for some time as the index number of choices in the productivity decomposition literature. All required variables were collected from 210

1 Respectively: Professor, PhD Student & Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran
Associate Professor, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Iran
Email: ghdashti@yahoo.com

questionnaires filled by farmers during 2013-2018 which were selected through stratified random sampling.

Results and discussion

The results of the TFP index show that during the period of 1392-97, the potato had the highest TFP and the rainfed Barley had the lowest TFP among the studied products. For the individual case farms, the results show the estimated coefficient of absolute risk aversion vary from 0.0000023 to 0.000055. Average relative risk aversion coefficient and proportional risk premium (PRP) were 2.9 and 1735000 Rials respectively; this indicates that most farmers in the region are more Risk aversion. Our finding showed that the more risk averse the farmer is, the higher will the. PRP be. The results of the study showed that risk aversion had a negative effect on Total Factor Productivity. therefore, reducing the severity of risk and loss and improving risk management skills, increase total factor productivity. In addition, results indicate that regional factors such as cultivation habits, work culture and institutional factors have significant and considerable effects on total factor productivity. According to the results of current study, education, experience, farm size, family size, participate in extension programs, ownership and facilities are the most effective methods to improve total factor productivity of crops. The impact of socio-economic characteristics on risk aversion and risk taking of farmers were also evaluated in this study. Results show that the income, education, participate in extension programs and cropping diversification had negative effects on farmers' risk aversion. Also, income, education, family size and farm size had a positive impact on farmers' risk taking. The results showed that the factors affecting risk aversion and risk-taking are not symmetric. This means that any factor that increases the severity of risk aversion does not necessarily reduce the risk taking.

Suggestion

Therefore, in order to improve total factor productivity, it is recommended to reduce the coefficient of risk aversion using insurance development and investment in agricultural commodities. Farmer experience has had a positive effect on TFP, so the necessary training should be provided through extension programs to transfer their experience to inexperienced farmers. Given the positive relationship between education and TFP, it should be planned that agricultural graduates be employed in the production sector that it can be done by assignment agricultural lands in cooperatives form or this can be done by supervising on production by experts.

JEL Classification: D24, D81, C02, C43.

Keywords**:** Fare-Primont index, Quadratic risk programming, Risk aversion coefficient, Sarab**,** Total factor productivity.