# تأثیر بیمه کشاورزی بر کارایی فنی گوجه‌فرنگی‌کاران استان بوشهر

دکتر بهروز حسن‌پور*، اسماعیل احمدی‌حق**، یاسر مردانی ادبی**

**چکیده**

استان بوشهر، با تولید سالانه ۴۵۳۴۳ تن گوجه‌فرنگی، جایگاه سوم را از نظر تولید گوجه‌فرنگی در کشور، به خود اختصاص داده است. نظر به اهمیت این محصول در کشور و جایگاه تولید آن در استان، و همچنین اهمیت تأثیر بیمه کشاورزی بر آن، پژوهش پیش رو، با هدف بررسی کارکرد بیمه‌کشاورزی بر کارایی تولیدکنندگان گوجه‌فرنگی در استان بوشهر، انجام گرفته است. کارایی فنی یا تکنیکی نیز، یکی از مهمترین شاخصهای ارزیابی عملکرد بهره‌برداران کشاورزی بوده و از همین رو در این پژوهش، از آن بهره گرفته شده است. این پژوهش، از نوع توصیفی تحلیلی بوده و به‌صورت پیمایشی انجام گرفته و جامعه آماری آن نیز، دربردارنده تمام گوجه‌فرنگی‌کاران استان بوشهر است که اطلاعات آن به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای‌طبقه‌بندی‌شده از سه شهرستان دیر، دشتی و جم در استان بوشهر، گردآوری گردید. در زمینه حجم نمونه نیز، با بهره‌گیری از جدول پاتن از ۸۰۰۰ نفر گوجه‌فرنگی‌کار استان، تعداد ۳۶۷ نفر به‌ترتیب از سه شهرستان دیر، دشتی و جم با تعداد ۷۰، ۵۷ و ۶۵ گوجه‌فرنگی‌کار بیمه‌نشده و تعداد ۶۵ ، ۵۰ و ۶۰ گوجه‌فرنگی‌کار بیمه‌شده در کل نمونه مورد بررسی برای گردآوری اطلاعات، در نظر گرفته شد. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که میانگین کارایی فنی گوجه‌فرنگی‌کاران گروه بیمه‌شده در شهرستانهای جم، دشتی و دیر، با بهره‌گیری روش حداقل مربعات معمولی تصحیح‌شده، به‌ترتیب برابر با، ۶۱/۸ ، ۴۴/۲ و ۴۱/۴ درصد و برای گروه بیمه‌نشده، به‌ترتیب برابر با ۶۰/۵ ، ۳۳/۸ و ۳۴/۶ درصد است. نتایج آزمون مقایسه میانگین کارایی فنی گوجه‌فرنگی‌کاران بیمه‌شده و بیمه‌نشده در هر شهرستان نیز، نشان می‌دهد که بیمه محصولات کشاورزی در شهرستانهای دشتی و دیر، بر کارایی فنی کشاورزان، تأثیر مثبت و معنیدار داشته؛ ولی بر کشاورزان شهرستان جم، تأثیر معنیداری نداشته است.

**کلیدواژه‌ها:**

بیمه کشاورزی، کارایی فنی، گوجه‌فرنگی‌کاران، استان بوشهر.

* استادیار پژوهش مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان کهگیلویه و بویراحمد (نویسنده مسئول)
Email: beh_hassanpour@yahoo.com
** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد توسعه روستایی، دانشکده کشاورزی دانشگاه یاسوج.

## مقدمه

یکی از مهمترین بخشهای فعال و مولد در اقتصاد کشورهای در راه توسعه، بخش کشاورزی است. در این کشورها، بخش کشاورزی به‌عنوان تولیدکننده کالاهای ضروری جامعه مطرح است که با توجه به رشد روزافزون جمعیت، تقاضا برای این کالاها، به‌طور چشمگیری افزایش می‌یابد. از سویی، کارایی نیز، یکی از مهمترین شاخصهای ارزیابی عملکرد بهینه واحدهای اقتصادی است. هرچند تعریفهای گوناگونی از آن وجود دارد، ولی وجه اشتراک تمام آنها این است که بنگاهی را کارا می‌دانند که از ترکیب داده‌های معین، بیشترین ستاده را به‌دست آورد. اندازه‌گیری کارایی و تغییرات آن طی زمان، کمک فراوانی در زمینه ارزیابی مواردی همچون کیفیت به‌کارگیری منابع، سطح بازدهی فعالیتها، ضعفها و نارساییها، انحراف از برنامه‌های تدوین‌شده، کشف روشهای بهبود بهره‌وری و معرفی اصلاحات مورد نیاز، به‌شمار می‌آید (۳).

این در حالی است که با توجه به شرایط طبیعی و اقتصادی کشور، مخاطره‌های گوناگونی که سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را تهدید می‌کند، بسیار جدی است. به دیگر سخن، تولید کشاورزی در شرایط طبیعی کشور، یکی از پرمخاطره‌ترین فعالیتهای اقتصادی است. بلاهای طبیعی، آفتها، انواع بیماریهای گیاهی و دامی، تغییرات ناگهانی دما، کمبود و پراکنش نامناسب بارندگی و پدید آمدن خشکسالیها و پدیده‌های ناگوار طبیعی مانند سیل، ممکن است خسارتهای بسیاری به کشاورزان وارد کند و از آنجا که بخش مهمی از تولیدکنندگان کشاورزی کشور، یعنی کشاورزان متوسط و میانه‌حال، توان مالی محدودی دارند و همه دارایی‌شان را در هر دوره بهره‌برداری، در فرایند تولید به‌کار می‌گیرند، گاهی حتی کمترین خسارت نیز می‌تواند، روزگار آنها را تباه کند و یا شرایط زندگی دردآوری (فلاکت باری) را به آنها تحمیل کند. به همین دلیلهاست که بیمه محصولات کشاورزی را می‌توان، یکی از اهرمهای توسعه کشاورزی دانست. با بهره‌گیری از این سازوکار، هم می‌توان از راه مبالغ اندکی که انبوه پرشماری از کشاورزان به‌عنوان حق‌بیمه می‌پردازند، خسارتهای واردشده به کشاورزان آسیبدیده را جبران کرد و هم می‌توان به‌وسیله آن، امنیت بیشتری برای تولیدکنندگان کشاورزی فراهم ساخت و مخاطره‌های تولید را کاهش داد و در نهایت، شرایط مطلوبتری برای جلب و جذب کردن

سرمایه‌های خصوصی در بخش کشاورزی فراهم آورد (۸).

بدون افزایش کارایی و بهره‌وری، هیچ اقتصادی نمی‌تواند انتظار بهبود و بالا رفتن سطح زندگی مردم خود را داشته باشد. سطح بالای زندگی مردم کشورهای صنعتی، از پایه و ریشه، برگرفته از بهبود بهره‌وری در این جوامع و اقتصاد کارای آنها است. از سویی، اقتصادی را کارا می‌گویند که از منابع خود، به اندازه‌ای کالا و خدمات تولید کند که در شرایط موجود، تولید بیش از آن اندازه، امکانپذیر نباشد و اگر با منابع موجود نتوان بیش از آنچه هست، تولید کرد، نمایانگر وضعیت تولید با حداقل هزینه نیز خواهد بود (۲).

بر این اساس، در مورد محصول گوجه‌فرنگی نیز، از آنجا که امکانات و محدودیتهای گوناگونی در تولید این محصول وجود دارد، مناسبترین راهکار برای افزایش درامد و کاهش هزینه‌ها، تخصیص مطلوب عوامل تولید موجود و بهبود کارایی در تولید است. با تخمین کارایی و شناسایی علتهای ناکارایی در تولید، می‌توان امید داشت که یکی از هدفهای سیاست تولید گوجه‌فرنگی، یعنی بهبود کارایی، به سرانجام رسد (۱).

این درحالی است که فعالیت در بخش کشاورزی، به علت نیازمندی بسیار به طبیعت و وابستگی آن به عوامل و شرایط جوی و محیطی، فعالیتی همراه با ریسک به‌شمار می‌رود. تولیدکنندگان این بخش نیز همواره با خسارتهای برخاسته از پدید آمدن حوادث قهری و بلاهای طبیعی روبه‌رو هستند و زندگی اقتصادی آنها در برابر خطرهای جدی قرار دارد؛ به‌گونه‌ای که این وضع موجب می‌شود، کشاورزان و دامداران همواره نگران بازپرداخت هزینه‌های گوناگون تولید و حتی هزینه‌های نیازهای روزمره زندگی و روزی خود باشند. از این رو، ماندگاری و پایداری فعالیتهای تولیدی در بخش کشاورزی، نیازمند حمایتهای جدی از تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران این بخش است. در میان سیاستهای گوناگون حمایتی نیز، بیمه محصولات کشاورزی، به‌عنوان راهکار سودمند و مناسب برای رویارویی با این خطرها، همواره مورد توجه و تأکید بوده است، زیرا بیمه محصولات کشاورزی به کشاورزان کمک می‌کند تا برای کاهش ریسک، بهترین برنامه‌های مدیریتی و راهبردهای پایدار را به‌کار گیرند (۲۶).

## بیان مسئله

فراهم کردن غذای جمعیت رو به رشد، از چالشهای دوره کنونی است. در چنین وضعیتی، محصولات راهبردی (همچون گوجه‌فرنگی)، به‌عنوان اصلی‌ترین و ضروری‌ترین مواد خوراکی، اهمیت ویژه‌ای دارد. رسیدن به خودبسندگی در مورد این‌گونه محصولات، از هدفهای مهم بخش کشاورزی بوده است و در این راستا، افزایش تولید و بهره‌وری می‌تواند، نقش مهمی بازی کند. تولید گوجه‌فرنگی (به‌عنوان یکی از این محصولات) در ایران از پراکندگی بسیاری برخوردار است با این حال، استان بوشهر، با ۲۳۰۰۰ هکتار زمین زیرکشت گوجه‌فرنگی، یکی از مناطق مهم کشت این محصول در کشور به‌شمار می‌آید. استان بوشهر با برخورداری از سطح زیرکشت پیشگفته، و تولید ۴۵۳۴۳ تن محصول گوجه‌فرنگی، جایگاه سوم را از نظر تولید گوجه‌فرنگی در کشور به خود اختصاص داده است (۱۶). گوجه‌فرنگی، از دیرباز در شهرستانهای این استان کشت می‌شده است و به‌ترتیب اهمیت، در شهرستانهای دیر، دشتی، جم و دشتستان، همچنان پرورش می‌یابد. مرغوبیت این محصول در این شهرستانها در سطح خوبی است و بیشتر محصول این شهرستانها، نخست به بازارهای تهران و سپس اصفهان، اهواز، تبریز و یا به بازارهای مرزهای نزدیک و همسایه کشورمان فرستاده می‌شود. از همین رو، تولید و فروش این محصول به‌وسیله کشاورزان این استان، آن هم در فصل زمستان، در حالی که دیگر استانها از عرضه این محصول در این فصل بی‌بهره‌اند، بررسی آن را از دیدگاه اقتصادی، درخور اهمیت کرده است. دلیلهای گوناگونی از جمله به‌کارگیری نادرست عوامل تولید، مانند زمین، کودهای شیمیایی و حیوانی، آب، سم و همچنین، کمبود نیروی‌کار کارگری در هنگام نیاز و نظارت نداشتن مسئولان مربوط، باعث شده است که گوجه‌فرنگی‌کاران، به‌طور متوسط، از بهره‌وری و کارایی مناسب برخوردار نباشند و یا اینکه هرساله مقدار فراوانی از محصول خود را به‌علت بیماریهای گوناگون و یا خرابی و یا به‌کارگیری روشهای نادرست، از دست بدهند و زیان کنند.

از سویی، گوجه‌فرنگی در مقایسه با دیگر محصولات کشت‌شده در این استان، در برابر حوادث طبیعی از جمله خشکسالی, بیماری، سرمازدگی، بارندگی بی‌وقفه و دیگر موارد، بسیار آسیب‌پذیرتر بوده و در نتیجه، کشت آن با ریسک بیشتری همراه است. هم‌اکنون برپایه آخرین

آمارهـای به‌دسـت‌آمده از سـازمان جهـاد کشـاورزی اسـتان، در شهرسـتان دیـر، نزدیـک بـه ۸۰۰۰ هـزار هکتـار از زمینهـای زراعـی، زیرکشـت گوجه‌فرنگـی بـوده و در شهرسـتانهای دشـتی و جـم نیـز به‌ترتیـب ۴۰۰۰ و ۶۰۰۰ هـزار هکتـار، زیرکشـت ایـن محصـول اسـت (۴). بـا توجـه بـه سـطح بسـیار گسـترده زمینهـای زیرکشـت گوجه‌فرنگـی و ریسـک بـالای تولیـد ایـن محصـول، یکـی از سـازوکارهایی کـه بـرای کاهـش ریسـک و افزایـش عملکـرد، بتازگـی از سـوی دولـت، بـه‌کار رفتـه، بیمـه محصـولات کشـاورزی اسـت؛ از همیـن رو بایـد اجـرای طـرح بیمـه محصـولات کشـاورزی از سـوی مسـئولان مربـوط، به‌دقـت انجـام شـود تـا بتـوان بـه هدفهـای مـورد نظـر کـه همـان کاهـش ریسـک و افزایـش عملکـرد اسـت، دسـت یافـت.

از آنجـا کـه بیمـه کشـاورزی می‌توانـد بـا کاهـش ریسـک، باعـث افزایـش تولیـد گوجه‌فرنگـی کشـاورزان شـود؛ در همیـن راسـتا، در ایـن پژوهـش تـلاش شـده اسـت، تأثیـر بیمـه کشـاورزی بـر تولیـد گوجه‌فرنگـی اسـتان بوشـهر به‌عنـوان یکـی از مهمتریـن محصـولات ایـن اسـتان، بررسـی و ارزیابـی شـود. همچنیـن، بـا توجـه بـه تنـوع آب‌وهوایـی در ایـن اسـتان، ایـن بررسـی و ارزیابـی، در نواحـی آب‌وهوایـی گوناگـون ایـن اسـتان به‌طـور جداگانـه انجـام گرفتـه اسـت. هدفهـای اصلـی، ایـن پژوهـش نیـز، نخسـت تخمیـن تابـع تولیـد گوجه‌فرنگـی بـرای دو گـروه از کشـاورزان بیمه‌شـده و بیمه‌نشـده اسـتان بوشـهر، و دوم تعییـن کارایـی فنـی گوجه‌فرنگـی‌کاران بـوده اسـت. سـومین هـدف نیـز ایـن بـود کـه بـا مقایسـه کارایـی فنـی میـان دو گـروه بیمه‌شـده و بیمه‌نشـده، تأثیـر بیمـه در میـان کشـاورزان گوجه‌فرنگـی‌کار، بررسـی و واکاوی می‌شـود.

## پیشینه پژوهش

واژه «بیمـه» کـه در زبـان فرانسـه (Assurance) و در زبـان انگلیسـی (Insurance) نامیـده می‌شـود، از ریشـه لاتینـی (Secures) بـه معنـای اطمینـان، گرفتـه شـده و افـزون بـر عقـد یـا قـرارداد بیمـه، در معانـی تضمیـن، تأمیـن، اعتمـاد یـا اطمینـان نیـز، بـه‌کار رفتـه اسـت. واژه بیمـه در بسـیاری از زبانهـای دیگـر نیـز، از همیـن ریشـه، برگرفتـه شـده اسـت. از سـویی به‌نظـر می‌رسـد، ایـن گمـان یـا دیـدگاه، کـه واژه «بیمـه» در فارسـی از ریشـه‌های زبانهایـی همچـون عربـی، ترکـی، عبرانـی، یونانـی، روسـی یـا لاتیـن اسـت، درسـت نباشـد و ریشـه اصلـی آن همـان «بیـم» در زبـان فارسـی باشـد؛ زیـرا عامـل

اساسی انعقاد قرارداد بیمه، ترس و گریز از خطر است و به سبب همین ترس و به منظور دستیابی به تأمین، عقد بیمه، وقوع می‌یابد (۱۳).

از سویی دیگر، تعریف سنتی و سطحی بیمه نیز، که عبارت بود از: تقسیم خسارت گروهی کوچک میان انبوهی از خریداران بیمه‌نامه‌ها، نمی‌تواند، همه برچسبها و ویژگیهای بیمه امروزی را پوشش دهد.به هرروی، تعریف بیمه در بخش کشاورزی عبارت است از: تضمین جبران بخشی از خسارت واردشده بر داده‌ها و ستاده‌ها و عوامل بالفعل مورد نیاز برای عملیات اقتصادی، در فاصله پیش از تولید تا مصرف محصولات، در برابر تهدیدهای پیشگیری‌ناپذیر؛ با این شرط که احتمال رویدادن تهدیدها، پیشبینی‌شدنی و اندازه‌گیری‌پذیر باشد (۳۳). به دیگر سخن، بیمه کشاورزی، نوعی بیمه است که برپایه آن محصولات کشاورزی در برابر خطرهای کشاورزی و آفتها و بیماریهای گیاهی و حوادثی مانند آتشسوزی، مورد تضمین قرار می‌گیرد و خسارت مالی واردشده به کشاورز بیمه‌گذار نیز تا میزان مورد تعهد بیمه‌گر، جبران می‌شود (۱۷).

در این راستا، پژوهشهای گوناگونی پیرامون عملکرد بیمه محصولات کشاورزی، در ایران و دیگر کشورها انجام گرفته است که در اینجا، نگاهی به چند نمونه از آنها خواهد شد.

نجفی و پوربرازجانی (۱۳۸۰) در پژوهشی، به ارزیابی عملکرد برنامه بیمه محصولات کشاورزی پرداختند که اطلاعات مورد نیاز این ارزیابی، از صندوق بیمه کشاورزی گردآوری شد و ارزیابی پروژه نیز، به کمک روشهای تحلیل مالی و تحلیل فایده هزینه انجام گرفت. نتایج به‌دست‌آمده از آن پژوهش نشان می‌دهد که شاخص تحلیل مالی در سالهای ۱۳۶۲ تا ۱۳۶۸، کوچکتر از یک، و در سالهای ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۸، بزرگتر از یک بوده است. این یافته، نشاندهنده خودبسندگی برنامه در مراحل نخستین، به‌سبب محدود بودن حوزه عمل و پوشش بیمه‌ای و نیاز به یارانه دولت و پس از آن نیز، به دلیل گسترش خدمات بیمه‌ای بوده است. مقایسه شاخص عملکرد مالی برنامه بیمه در ایران در مقایسه با کشورهای برگزیده در آن پژوهش نیز، وضعیت به نسبت مطلوبی را نمایان می‌سازد (۱۵).

اودونوگوئه و همکاران[۱] (۲۰۰۵) در پژوهشی، تأثیر بیمه محصولات کشاورزی را بر تولید محصولات

۱. O'Donoghue *et al.*

و تنوع کشت، با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی ۱۹۹۲۱۹۹۷ در ایالات متحده بررسی کردند. نتایج آن پژوهش نشان می‌دهد، کشاورزان با سطح زیرکشت بیشتر، گرایش بسیاری به بیمه کردن محصولات خود داشته‌اند و طی این دوره زمانی، سطح زیرکشت خود را پی‌درپی افزایش می‌داده‌اند؛ ولی کشاورزان با سطح زیرکشت کوچک، از خرید بیمه چندان استقبالی به عمل نیاوردند و برای رویارویی با ریسک، به تنوع کشت بیشتری پرداختند. در مجموع، برپایه یافته‌های آن پژوهش، بیمه محصولات کشاورزی، تأثیر چندان مثبتی بر کشاورزان ایالات گوناگون امریکا در زمینه رویارویی با ریسک نداشته است (۳۰).

در پژوهشی دیگر، مک‌کارتی و سان[۲] (۲۰۰۴) بیمه قیمتی را برای بهبود وضعیت تولیدکنندگان قهوه در کشور هندوراس، مورد ارزیابی و بررسی قرار دادند. آنها با بهره‌گیری از مدلهای پیشبینی، شش گونه جداگانه از تولیدکنندگان قهوه را برای این پژوهش در نظر گرفتند. نتایج آن پژوهش نشان داد، کشاورزان با ریسک‌گریزی بیشتر، حاضر به پرداخت حق‌بیمه هستند؛ ولی کشاورزان با ریسک‌گریزی کمتر، گرایش یا تمایلی برای خرید بیمه از خود نشان نمی‌دهند. همچنین نتایج، نمایانگر آن است که تولیدکنندگان قهوه در هندوراس، نسبت به قیمت قهوه خوشبین هستند و تغییرات قیمت را دست‌کم می‌گیرند (۲۹).

فردوسی (۱۳۷۳) نیز در پژوهش خود، به بررسی نقش بیمه در تولید محصول بیمه در شهرستان گرگان پرداخته و خصوصیتهای اقتصادی و اجتماعی دو گروه بیمه‌شده و بیمه‌نشده را به مقایسه گذاشته است که نشان می‌دهد، این دو گروه از نظر میانگین سن، تحصیلات، تولید در واحد سطح، هزینه‌های سم و نیروی‌کار، تفاوت معنیداری ندارند. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده از تجزیه‌وتحلیل کمی تابع تولید، نمایان کرد که بیمه، اثر معنیداری بر انتقال تابع تولید و شیب تابع تولید نداشته است. پژوهشگر پیشگفته، بر این باور است که بیمه به شکل کنونی آن، فقط کاهش‌دهنده بخشی از ریسک مربوط به تولید است و به‌تنهایی نمی‌تواند، اثر مثبت و معنیداری بر تولید داشته باشد (۱۰).

قربانی (۱۳۸۳) در پژوهش خود، به ارزیابی کار و سیاست حمایتی بیمه بر کارایی و برابری

۲. McCarthy & Sun

چغندرکاران استان خراسان پرداخته و در آن از داده‌های مقطع زمانی سال ۱۳۸۲ مربوط به ۱۴۷ چغندرکار استان خراسان، بهره گرفته است. همچنین، برای ارزیابی کارایی نیز، روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و برای بررسی برابری، ضریب جینی را به‌کار برده است. نتایج پژوهش پیشگفته نشان می‌دهد که کشاورزان چغندرکار زیرپوشش بیمه، از کارایی فنی، مقیاس تخصیصی و نیز کارایی فنی کوتاهمدت و درازمدت بالاتری برخوردارند و واحدهای بررسی شده نیز، در چارچوب فناوری بازده صعودی نسبت به مقیاس فعالیت می‌کنند (۱۱).

کهنسال و اسماعیل‌مقدم (۱۳۸۵) نیز در پژوهشی، به بررسی عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه پنبه در استان خراسان شمالی پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده گویای آن است که سن، اندازه خانوار و ترویج، بر پذیرش بیمه از سوی پنبه‌کاران مؤثر بوده و بیمه نیز، به کاهش مصرف کود حیوانی و افزایش مصرف آب، نیروی کار، علفکش، کود فسفاته و نیتراته، انجامیده است (۱۲).

آلی[۳] (۲۰۰۴)، در پژوهشی، به بررسی وضعیت بیمه در توسعه کشاورزی کشور نیجریه پرداخته است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که توسعه بیمه کشاورزی طی سالهای ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰، کاهش ریسک فعالیتهای کشاورزی را در نیجریه، درپی داشته است (۱۹).

ملایی و زمانی (۱۳۸۷) نیز در پژوهش خود، عوامل موثر بر پذیرش بیمه محصول زعفران را در استان خراسان جنوبی بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده از آن پژوهش نشان داد که میان متغیرهای تماس زعفرانکاران با مروجان کشاورزی، شرکت کردن در کارگاه‌های آموزشی و بهره‌گیری از رسانه‌های انبوهی، بهره‌گیری از تسهیلات حمایتی، در دسترس نبودن مراکز بیمه و بانک کشاورزی و درامد کشاورزان، رابطه معنیداری، دیده نشده است (۱۴).

ترکمانی (۱۳۸۸)، در پژوهشی دیگر، به بررسی اثرهای بیمه محصولات کشاورزی بر کاهش ریسک و نابرابری درامدی بهره‌برداران در استان فارس پرداخته است. تخمین تابع تقاضا در آن پژوهش نشان داد که سطح زیرکشت گندم، نسبت غرامت به حق‌بیمه، درجه ریسک‌گریزی، تحصیلات، تجربه، سن کشاورز و مالکیت مزرعه، بر تقاضای بیمه، تأثیر مثبت دارد (۵).

۳.Alli

حسن‌پور و همکاران (۲۰۱۳) نیز، در پژوهشی با بهره‌گیری از مدل لاجیت[۴] عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه را در میان کشاورزان استان کهگیلویه و بویراحمد، تعیین کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که متغیرهای سن، تحصیلات، سابقه کار کشاورزی، آگاهی از نرخ بیمه، سطح زیرکشت، دریافت اعتبار، دیگر هزینه‌های کشاورزی و دیگر درامدها، اثر معنیداری بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی داشته است (۲۵).

پژوهش اولوبیو[۵] و همکاران (۲۰۰۹) نیز نشان داده که توسعه بیمه کشاورزی در محصولات برگزیده (منتخب)، باعث تغییر ترکیب تولیدات شده؛ سودآوری کشاورزی را در برخی تولیدات، زیر تأثیر خود قرار داده و پایداری کشاورزی را در کشور چین، بهبود بخشیده است (۳۲). با این حال، در شماری از پژوهشها، همچون پژوهش اکوچی[۶] و همکاران (۲۰۱۲)، برای بیشتر کشاورزان پس از بیمه کردن، افزایش معنیداری در تولید و درامدشان ایجاد نشده است (۳۱).

آگهی[۷] و همکاران (۲۰۰۸)، در پژوهشی، تأثیر بیمه را بر کارایی فنی کشاورزان گندمکار بررسی کردند. آنها با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی تصحیح شده (COLS)[۸] و یک نمونه ۲۵۱ نفری از سه منطقه مختلف گرم، معتدل و سرد در استان کرمانشاه، کارایی فنی دو گروه بیمه‌شده و بیمه‌نشده را تخمین زدند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بیمه، در مناطق گرم و معتدل تأثیر مثبت و معنیداری بر کارایی فنی گندمکاران داشته است؛ در حالی که در مناطق سرد، تأثیری نداشته است (۱۸).

به‌طورکلی، بیشتر پژوهشهای گذشته نشان داد، بیمه دارای نقش مؤثری در تولید محصول و کارایی فنی و تخصیصی کشاورزان بوده است (مانند پژوهش قربانی، ۱۳۸۳، در استان خراسان و پژوهش آگهی و همکاران، ۲۰۰۸، در استان کرمانشاه)؛ از همین رو، می‌توان گفت پوشش بیمه‌ای

---

٤. Logit

٥. Olubiyo *et al.*

٦. Okwoche *et al.*

٧. Agahi *et al.*

٨. Corrected Ordinary Least Squares

به‌عنوان پشتوانه‌ای مطمئن، افزون بر اینکه خودباوری و خودبسندگی کشاورزان را به همراه داشته، باعث شده است تا کشاورزان از منابع و نهاده‌های در دسترس خود، حداکثر بهره را ببرند که همان مفهوم افزایش کارایی فنی است. از دیگر سو، بیمه محصولات کشاورزی، افزایش درامد و کاهش ریسک کشاورزان را در پی داشته است؛ گرچه برخی از پژوهشها در مناطق مختلف، نتیجه‌ای عکس آن را گرفته‌اند. بنابراین بایسته است، در هر منطقه‌ای با توجه به شرایط اقلیمی و اقتصادی و فرهنگی فراگیر آن منطقه، تأثیر بیمه بر تولید محصولات و کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی، جداگانه بررسی شود تا بتوان سیاستهای مناسبی را در راستای توسعه صنعت بیمه در بخش کشاورزی، برگزید و به‌کار گرفت.

## بنیادهای نظری و روش و ابزارهای پژوهش

### ۱. مفهوم کارایی

اقتصاددانان، به‌طور معمول، کارایی را در شرایط رقابت کامل، تعریف می‌کنند. کارایی در تعریف ساده عبارت است از: ارزش ستاده، به ارزش نهاده. بنابراین واحد یا واحدهایی که در سطح معینی از فناوری همراه با به‌کارگیری مدیریت درست، بیشترین ستاده را از مجموع شخصی عوامل تولید داشته باشند، از بالاترین کارایی برخوردارند (۲۱). برای نخستین بار فارل [۹]، در سال ۱۹۵۷، در پژوهشی اقدام به محاسبه کارایی کرد. اصول روش کار فارل مقایسه عملکرد بنگاه‌های موجود در صنعت، با بهترین عملکرد بود؛ بنابراین، فارل برای سنجش عملکرد بنگاه‌ها، نیاز به شاخص و معیاری داشت تا مقایسه را بر مبنای آن انجام دهد. بهترین پیشنهاد فارل برای به‌دست آوردن این شاخص، براورد تابع تولید مرزی بود. وی، نخست با توجه به توابع تولید با حالت یک عامل تولید و یک محصول و بازده ثابت به مقیاس، سه نوع کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی را تعریف کرد (۲۱):

۹. Farrell
۱۰. Griliches
۱۱. Linear Programming
۱۲. Corrected Ordinary Least Squares
۱۳. Deterministic Production Frontier

۱) **کارایی فنی:** حداکثر تولید ممکن که از میزان مشخصی عوامل تولید به‌دست می‌آید.

۲) **کارایی تخصیصی:** ترکیبی از عوامل تولید را تعیین می‌کند که حداقل هزینه را برای واحد داشته باشد.

۳) **کارایی اقتصادی:** توانایی واحد را در به‌دست آوردن حداکثر سود ممکن، با توجه به قیمت و سطوح داده‌ها، نشان می‌دهد و از حاصلضرب کارایی فنی در کارایی تخصیصی به‌دست می‌آید. روشهای تعیین کارایی در مزارع کشاورزی به‌صورت کاربردی نیز، نخست از سوی گریلیچز[۱۰] (۱۹۶۳) پیشنهاد شد (۳۳). سپس روشهای محاسبه کارایی فنی، از سوی اقتصاددانان دیگری همچون آپتون (۱۹۷۹)، گرین (۱۹۸۰)، فورساند و همکاران (۱۹۸۰) و کاپ (۱۹۸۱)، از راه تخمین توابع مرزی تولید با به‌کارگیری روشهای برنامه‌ریزی خطی (LP) [۱۱] و حداقل مربعات معمولی تصحیح‌شده (COLS) [۱۲]، توسعه پیدا کرد. به‌طورکلی دو دهه پس از فارل، توجه بیشتر پژوهشگران اقتصادی، به‌سوی تخمین توابع مرزی تولید قطعی (DPF) [۱۳] که به‌طور عمده از روشهای LP و COLS براورد می‌شدند، متمرکز شده بود. ولی به دلیل کاستیهای این روشها، در سالهای گذشته، توجه اقتصاددانان، بیشتر به سوی تخمین توابع مرزی تولید تصادفی (SPF)[۱۴] ، مانند روش پیشنهادی باتیس و کوئلی (۱۹۸۹)، کشانده شده است. با این حال، به‌دلیل سادگی در روش و محاسبه کارایی فنی، هنوز در بسیاری از پژوهشهای اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، روشCOLS به‌کاربرده می‌شود (۷).

به هر روی، کارایی فنی بنگاهی خاص، برحسب نسبت ستاده مشاهده‌شده به ستاده مرزی مربوط به آن بنگاه، مشروط به سطح نهاده‌های مصرف‌شده در آن بنگاه، به‌دست می‌آید. بنابراین کارایی فنی بنگاه i ام در زمینه تابع تولید مرز تصادفی، همان رابطه مدل مرز قطعی، به شکل زیر (رابطه شماره ۱) است:

$$TE_i = \exp(-U_i) \qquad (۱$$

یا

$$TE_i = Y_i / Y_i^* = f(x_i;\beta) \quad \exp(V_i - U_i) / f(x_i;\beta)\exp(V_i) = \exp(-U_i)$$

۱٤.Stocastic Production Frontier

گرچـه کارایـی فنـی بنـگاه در هـر دو الگـوی مـرز قطعـی و تصادفـی یکسـان اسـت؛ ولـی بایـد توجـه کـرد کـه آنهـا مقادیـر مختلفـی را بـرای هـر دو الگـو محاسـبه می‌کننـد. از دیـدگاه نظـری (تئـوری)، بـرای یـک مجموعـه داده معیـن، کارایـی به‌دسـت‌آمده از به‌کارگیـری مـرز قطعـی، کمتـر از کارایـی به‌دسـت‌آمده از مـرز تصادفـی می‌شـود (۲۷). بـه دیگـر سـخن، رابطـه شـماره ۲ را خواهیـم داشـت:

$$Y_i / Y_i^* > [Y_i / f(x_i; \beta)] \qquad (۲$$

## ۲. الگوی به‌کار رفته برای براورد توابع تولید مرزی

بـراورد کـردن تابـع تولیـد مـرزی قطعـی، از سـه روش: برنامه‌ریـزی خطـی(LP) ، براوردگـر حداقـل مربعـات معمولـی تصحیح‌شـده(COLS) و براوردگـر حداکثـر درسـتنمایی(ML) امکانپذیـر اسـت. تابـع تولیـد مـرزی تصادفـی را می‌تـوان از روش ML به‌دسـت آورد. در ایـن پژوهـش نیـز، روش COLS بـرای بـراورد تابـع تولیـد مـرزی قطعـی گوجه‌فرنگـی‌کاران اسـتان بوشـهر، به‌کاربـرده شـده اسـت. ایـن روش در برخـی از پژوهشـها، بـرای تخمیـن کارایـی فنـی، بـه‌کار رفتـه اسـت (۶، ۹ و ۲۷).

### روش حداقل مربعات معمولی تصحیح‌شده (COLS)

تابع تولید کاب داگلاس زیر را در نظر بگیرید :

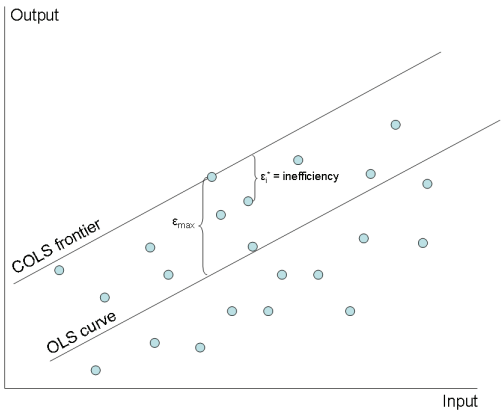
$$Lny_i = \alpha + \sum_{j=1}^{m} \beta_j LnX_j + \varepsilon_i \qquad \varepsilon_i \le 0 \qquad i = 1,2,...,n$$

جملـه $\varepsilon_i$ فـرض شـده کـه دارای توزیعـی یکطرفـه (نرمـال یکطرفـه، گامـا و ماننـد آن) بـوده و مسـتقل و یکسـان توزیـع شـده اسـت. در روش COLS، نخسـت تابـع برپایـه روش حداقـل مربعـات معمولـی(OLS) تخمیـن زده می‌شـود کـه بهتریـن براوردگرهـای ناریـب را بـرای $\beta j$ به‌دسـت می‌دهـد. پـس از آن، بـر اسـاس پیشـنهاد گریـن (۱۹۸۰) تابـع تـا جایـی کـه هیـچ پسـماندی، مثبـت نباشـد و یکـی از آنهـا صفـر شـود، شـیفت پیـدا می‌کنـد یـا بـه دیگـر سـخن، بزرگتریـن مقـدار پسـماند مثبـت بـه تـرم ثابـت براوردشـده از OLS افـزوده می‌شـود (نمـودار شـماره ۱). سـپس، بـرای به‌دسـت آوردن کارایـی فنـی مزرعـه **i** ام، رابطـه $Y_i/\hat{Y}_i$ بـه‌کار مـی‌رود کـه در آن $y_i$ ، سـتاده مشاهده‌شـده و $\hat{Y}_i$ ، سـتاده مـرزی اسـت

(رابطه شماره ۳):

$$TE_i = (y_i / \hat{y}_i)$$

(۳)




**نمودار شماره ۱: مقایسه توابع تولید** OLS و COLS

## ۳. روشهای گردآوری اطلاعات

در راستای گردآوری اطلاعات به شیوه تحقیق کتابخانه‌ای، با مراجعه به مدیریت جهاد کشاورزی استان بوشهر و مدیریت گروه بیمه‌ای صندوق بیمه کشاورزی در این استان، آمار و اطلاعات مورد نیاز پیرامون وضعیت تولید گوجه‌فرنگی و بیمه محصولات کشاورزی، گردآوری شد. جامعه آماری در این پژوهش، به‌علت تنوع آب‌وهوایی در استان بوشهر و اهمیت محصول گوجه‌فرنگی، دربردارنده همه گوجه‌فرنگی‌کاران سه شهرستان دیر، دشتی و جم بوده است که مراکز عمده تولید گوجه‌فرنگی در استان به‌شمار می‌آیند. طرح نمونه‌گیری در این پژوهش نیز، روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای طبقه‌بندی‌شده بوده و در همین راستا، جامعه آماری موردنظر، بر اساس تنوع آب‌وهوایی طبقه‌بندی شده است. سپس، در گام نخست، خوشه‌هایی به‌صورت تصادفی از میان طبقات، انتخاب شدند که این خوشه‌ها، همان شهرهای پیشگفته در استان بوشهر بودند. در گام بعدی، در این شهرها، تعدادی روستا به صورت تصادفی، انتخاب

شدند که این تعداد، دربرگیرنده ۵ ناحیه در شهرستان دیر، ۴ ناحیه در شهرستان دشتی و ۴ ناحیه در شهرستان جم بود. در این نواحی نیز، کشاورزانی به صورت تصادفی برگزیده شدند و از آنها نمونه‌گیری انجام گرفت. برای تعیین حجم نمونه مورد نیاز برای این پژوهش، جدول پاتن مورد استفاده قرار گرفت. با توجه به اینکه جامعه آماری پژوهش یا همان گوجه‌فرنگی‌کاران بیمه‌شده و بیمه‌نشده استان بوشهر، ۸۰۰۰ نفر هستند؛ از همین رو، حجم نمونه برابر با ۳۶۷ نفر به‌دست آمد. با توجه به آمار ارائه‌شده از سوی صندوق بیمه کشاورزی در شهرستان دیر، تعداد افراد بیمه‌نشده و بیمه‌شده متفاوت بود و در این زمینه، تلاش شد تا تعداد پرسشنامه‌های توزیع‌شده میان افراد بیمه‌شده و بیمه‌نشده هر منطقه، با توجه به تعداد آنها انجام گیرد. بدینسان، در سه شهرستان دیرّ، دشتی و جم، به‌ترتیب، از ۷۰، ۵۷ و ۶۵ گوجه‌فرنگی‌کار بیمه‌نشده و ۶۵ ، ۵۰ و ۶۰ گوجه‌فرنگی‌کار بیمه‌شده، اطلاعات مورد نیاز، گردآوری شد.

۴. متغیرهای پژوهش

در این پژوهش، برای تخمین تابع تولید متوسط گوجه‌فرنگی، از فرم کاب داگلاس بهره‌گرفته شده است. همه متغیرهای موجود در تابع تولید، برای تمام مناطق آب‌وهوایی یکسان بودند که به‌صورت (رابطه شماره ۴) تعریف می‌شوند:

$$LnY_{jt}=\beta_0+\beta_1 LnX_{1jt}+\beta_2 LnX_{2jt}+\beta_3 LnX_{3jt}+\beta_4 LnX_{4jt}+\beta_5 LnX_{5jt}+\beta_6 LnX_{6jt}+\beta_7 LnX_{7jt}+U_{jt} \quad (۴$$

$t$: سال ، $t$=۱ ، $j$: شماره مزرعه ، $j$=۱,۲,...,۷

از آنجاکه در این پژوهش، داده‌ها به‌صورت مقطعی و برای یکسال گردآوری شده، t برابر با یک است.

$Y_{jt}$: متغیر وابسته بوده که همان مقدار تولید گوجه‌فرنگی مزرعه j ام (بر حسب تن) است؛

$X_{1jt}$: مقدار ماشین‌آلات به‌کار رفته در هر هکتار مزرعه j ام (بر حسب تعداد ساعت در هکتار)؛

$X_{2jt}$: مقدار نیروی کار (خانوادگی و دستمزدی) مورد استفاده در مزرعه j ام (بر حسب ساعت در هکتار)؛

$X_{3jt}$: مقدار بذر گوجه‌فرنگی به‌کاربرده شده در هر هکتار j ام (بر حسب کیلوگرم)؛

$X_{4jt}$: مقدار مصرف کود ازته در هر هکتار گوجه‌فرنگی از مزرعه j ام (بر حسب کیلوگرم)؛

$X_{5jt}$: مقدار مصرف کود فسفاته در هر هکتار مزرعه j ام (بر حسب کیلوگرم)؛

$X_{6jt}$ مقدار مصرف سم به‌کار رفته در هر هکتار گوجه‌فرنگی مزرعه j ام (بر حسب لیتر)؛ و

$X_{7jt}$سطح زیرکشت گوجه‌فرنگی مزرعه j ام (بر حسب هکتار) است.

در زمینه نهاده آب نیز، به دلیل اینکه مقدار آب مصرفی هر مزرعه، به‌طور دقیق مشخص نبود، امکان سنجش این نهاده، فراهم نشد. از سویی دیگر، فرهنگ مصرف آب در مناطق مورد بررسی به‌صورت مشاعی بود. به دیگر سخن، به‌تقریب، تمام مزارع گوجه‌فرنگی، به یک مقدار مشخص و حتی با دفعات آبیاری همانند هم با رعایت نوبت از آبراهه (کانال آب) ورودی مشترک، بهره‌گیری می‌کردند. بنابراین از نظر آماری، چون این نهاده، واریانس و تغییراتی در مشاهدات نداشت؛ در عمل نیز، تأثیری در رگرسیون ندارد و می‌توان آن را به‌عنوان عامل ثابت در تولید محصول در نظر گرفت.

## ۵. مقایسه کارایی فنی کشاورزان بیمه‌شده و بیمه‌نشده

برای ارزیابی این پُرسمان که آیا بیمه محصولات کشاورزی بر کارایی فنی کشاورزان بیمه‌شده تأثیر داشته است یا نه، از آزمون برابری میانگین دو جامعه بهره‌گیری شد که آماره، این آزمون (آزمون t) به‌شکل رابطه شماره ۵ است:

$$t = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \qquad (۵)$$

که در آن، $\overline{X_1}$ و $\overline{X_2}$ به‌ترتیب، میانگین کارایی فنی به‌دست‌آمده برای گوجه‌فرنگی کاران بیمه‌شده و بیمه‌نشده است. علامت Sp نمایانگر انحراف معیار مشترک، $n_1$ حجم نمونه کشاورزان بیمه‌شده و $n_2$ حجم نمونه کشاورزان بیمه‌نشده است. در این آزمون، فرضیه $H_0$ عبارت است از $H_0 : \overline{X_1} = \overline{X_2}$ یا به دیگر سخن، در این فرضیه، مقادیر میانگین کارایی فنی به‌دست آمده برای کشاورزان بیمه‌شده و بیمه‌نشده با یکدیگر برابرند و فرضیه $H_1$ نیز عبارت است از

$H_1 : \overline{X_1} \neq \overline{X_2}$ .

چنانچه t محاسبه‌شده با درجه آزادی ( $n_1 + n_2 - 2$) از t جدول بیشتر باشد، فرضیه $H_0$ رد می‌شود؛ به دیگر سخن، مقادیر کارایی فنی به‌دست‌آمده برای کشاورزان بیمه‌شده و بیمه‌نشده، از نظر آماری با یکدیگر تفاوت دارند. در این پژوهش، برای انجام آزمون برابری میانگین در جامعه نیز، بسته نرم‌افزاری SPSS به‌کار رفته است.

## یافته‌های پژوهش و بحث

### ۱. تخمین تابع تولید گوجه‌فرنگی

چنانکه پیشتر نیز گفته شد، برای تخمین تابع تولید گوجه‌فرنگی از فرم کاب‌داگلاس، بهره‌گیری شده است. برای هر سه شهرستان دیر، دشتی و جم در استان بوشهر، تخمین تابع تولید گوجه‌فرنگی به‌طور جداگانه انجام گرفت که بعضی از متغیرها در تابع تولید معنیدار نشدند. این یافته، نشان می‌دهد که میان این متغیرهای مستقل و متغیر وابسته، رابطه معنیداری وجود ندارد. آنگاه پس از برآورد تابع تولید گوجه‌فرنگی به فرم کاب‌داگلاس، آماره‌های F و t نیز، برای تفسیر نتایج به‌دست‌آمده، به‌کار رفته است. آماره F که دامنه تغییراتش از صفر تا بی‌نهایت است، معنیدار بودن رگرسیون را توضیح می‌دهد و آماره t با دامنه تغییرات منفی بی‌نهایت تا مثبت بی نهایت، برای هریک از ضریبهای مدل ارائه می‌شود و معنیدار بودن هریک از ضریبهای رگرسیون را نمایان می‌سازد. ضریب تعیین $R^2$ نیز از شاخصهای رگرسیون است که دامنه تغییرات آن، بین صفر و یک است و نشان می‌دهد که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته، به‌وسیله متغیرهای مستقل موجود در تابع، توضیح داده می‌شود. در تخمین توابع تولید زیر، همانند بسیاری از پژوهشهای اقتصاد کشاورزی از روش پس‌رونده[۱۵] یا روش غربالی در تخمین رگرسیونها بهره‌گیری شده است. در این روش، نخست تمام متغیرهای مستقل، وارد معادله می‌شود و اثر همه متغیرها بر متغیر وابسته، مورد سنجش قرار می‌گیرد؛ سپس متغیرهای ضعیفتر و کم‌اثرتر، یکی پس از دیگری از معادله خارج می‌شوند و این فرایند، تا آنجا ادامه می‌یابد که خطای آزمون معنیداری برای هر متغیر به ۵ درصد برسد. به دیگر سخن، در

۱۵. Backward Method

آخریـن مرحلـه رگرسـیون، تنهـا متغیرهایـی در الگـوی تابـع تولیـد باقـی خواهنـد مانـد کـه حداقـل در سـطح احتمـال (P=۰/۰۵) معنیـدار باشـند.

الف) تابع تولید گوجه‌فرنگی منطقه جم:

$$Y= -1.92 . X_3^{0.76}.X_4^{0.24}.X_6^{0.23}$$

$$t: (-3.15)(2.65)(2.08)(2.93)$$

$$[Sigt]: [0.002] \quad [0.009] \quad [0.04] \quad [0.003]$$

$$R^2 = 0.82 \qquad \overline{R}^2 = 0.78 \qquad F = 59.66 \qquad Signif \quad F = 0.00$$

ب) تابع تولید گوجه‌فرنگی منطقه دشتی:

$$Y=-1.52 .X_1^{0.26} .X_3^{0.59} .X_4^{0.28} .X_6^{0.25}$$

$$t: (-2.18) (1.89) (1.92) (1.74) (1.78)$$

$$[Sigt]: [0.02] \ [0.05] \ [0.05] \ [0.06] \ [0.05]$$

$$R^2 = 0.73 \qquad \overline{R}^2 = 0.66 \qquad F = 33.06 \qquad Signif \quad F = 0.0000$$

ج) تابع تولید گوجه‌فرنگی منطقه دیر:

$$Y=0.57 .X_4^{0.47} .X_5^{0.35} .X_7^{1.48}$$

$$t: (-2.7) (1.83) (-1.55) (2.71)$$

$$[Sigt]: [0.05] \ [0.05] \ [0.09] \ [0.001] \ [0.05]$$

$$R^2 = 0.76 \qquad \overline{R}^2 = 0.71 \qquad F = 20.48 \qquad Signif \quad F = 0.000$$

نتایـج پژوهـش در سـه شهرسـتان پیشـگفته نشـان می‌دهـد، در شهرسـتان جـم، متغیرهایـی کـه در تابـع تولیـد گوجه‌فرنگـی معنیـدار شـده‌اند، دربردارنـده: مقـدار بـذر گوجه‌فرنگـی مصرفـی در هـر هکتـار، مقـدار مصـرف کـود ازتـه در هـر هکتـار و مقـدار مصـرف سـم بـه‌کار رفتـه در هکتـار اسـت.

همچنین، ضریب تعیین $R^2$ به‌دست‌آمده، برابر ۰/۸۲ است و نمایان می‌کند که ۸۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته (مقدار تولید گوجه‌فرنگی) به‌وسیله متغیرهای مستقل پیشگفته در تابع توضیح داده می‌شود. در شهرستان دشتی نیز، متغیرهایی که در تابع تولید گوجه‌فرنگی معنیدار شده‌اند، دربرگیرنده: تعداد ساعت ماشین‌آلات به‌کار رفته در هر هکتار، مقدار بذر مصرف‌شده در هر هکتار، مقدار مصرف کود ازته در هر هکتار و مقدار سم به‌کاربرده شده در هر هکتار گوجه‌فرنگی است. مقدار ضریب تعیین نیز برابر ۰/۷۳ است و نشان می‌دهد که ۷۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل یادشده در تابع، توضیح داده می‌شود.

در شهرستان دیر نیز، متغیرهای معنیدارشده در تابع تولید گوجه‌فرنگی، دربرگیرنده مقدار مصرف کود ازته در هکتار، مقدار مصرف کود فسفاته در هکتار و مقدار مصرف سم به‌کار رفته در هر هکتار گوجه‌فرنگی بوده و ضریب تعیین آن، برابر با ۰/۷۶ است که نشان می‌دهد، ۷۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل در تابع توضیح داده می‌شود. بزرگتر بودن F محاسباتی از F جدول در سطح احتمال کمتر از ۰/۰۰۵ در تمام توابع تخمین‌زده‌شده، نمایانگر این است که متغیرهای مستقل به‌طور دسته‌جمعی توانسته‌اند، متغیر وابسته را توضیح دهند و در واقع، فرضیه $H_0 = \beta_1 = \beta_1 =, \ldots, = \beta_7 = 0$ رد می‌شود. به دیگر سخن، حداقل یک متغیر مستقل وجود دارد که تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد.

ضریبهای به‌دست‌آمده در تابع تولید گوجه‌فرنگی مربوط به هر شهرستان، در واقع کشش عوامل تولید یادشده است. کشش عوامل تولید نیز، همان درصد تغییرات مقدار محصول به درصد تغییرات مقدار عوامل تولید است. به دیگر سخن، کشش عوامل تولید توضیح می‌دهد که اگر ۱ درصد نهاده تغییر کند، مقدار محصول نیز، چند درصد تغییر می‌کند. اگر کشش تولید مربوط به یک نهاده تولید، بزرگتر از ۱ باشد، نشان می‌دهد که در مصرف آن نهاده در منطقه یک هستیم و منطقی این است که به مقدار بیشتری از آن نهاده بهره‌گیری شود. اگر کشش تولید، مربوط به یک نهاده تولید، مثبت، ولی کوچکتر از یک باشد، نشان می‌دهد که در مصرف آن نهاده، در منطقه دو، یعنی تنها منطقه اقتصادی تولید هستیم و اگر کشش تولید مربوط به یک نهاده تولید، منفی باشد، نمایان می‌کند که در مصرف آن نهاده، در

منطقه سه هستیم و کاربرد آن نهاده تولید، در جریان تولید افراطی است و از دید منطقی، باید مصرف آن نهاده تولید را کاهش دهیم. کششهای تولید بهدستآمده در زمینه نهادههای تولید (ضریبها) مربوط به اقلیمهای منطقههای جم و دشتی نشان میدهد که گوجهفرنگیکاران، در مصرف نهادههای تولید، در منطقه دو یعنی تنها منطقه اقتصادی تولید، عمل میکنند. ولی در اقلیم منطقه دیر، گوجهفرنگیکاران در مصرف نهاده سم، در منطقه یک تولید هستند و در واقع منطقی است که این نهاده را در جریان تولید، بیشتر بهکار گیرند. همچنین، این گوجهفرنگیکاران در مصرف نهاده کود فسفاته در منطقه سه تولید هستند و این نهاده را بهصورت افراطی بهکار میبرند و منطقی است که مصرف این نهاده را کاهش دهند. درمورد دیگر نهادهها نیز، این گوجهفرنگیکاران، در منطقه دو تولید عمل میکنند. در یک تابع تولید به فرم کاب داگلاس، درجه همگنی یا حساسیت مقیاس، از مجموع کششهای تولید نهادههای تولید بهدست میآید. درجه همگنی نیز، دارای سه حالت افزایشی، کاهشی و ثابت است. درجه همگنی توابع پیشگفته برای شهرستانهای جم، دشتی و دیر نیز، بهترتیب برابر ۱/۲۴، ۱/۳۳ و ۱/۹ است. اعداد محاسبهشده، نمایان میکند که در هر سه شهرستان پیشگفته، توابع تولید، دارای بازده افزایشی نسبت به مقیاس[۱۶] (IRS) هستند. هرگاه بازده افزایشی نسبت به مقیاس، پدیدار شود، بدین معنی است که مجموع کششهای تولید در تابع تولید، بزرگتر از یک شده است. به دیگر سخن، چنانچه یک درصد به همه نهادههای تولید در تابع تولید افزوده شود، مقدار محصول نیز، بیش از یک درصد افزایش مییابد.

## ۲. تخمین کارایی فنی گوجهفرنگیکاران دو گروه بیمهشده و بیمهنشده

برای بهدست آوردن کارایی فنی مزرعه j ام ، نخست باید تابع تولید مرزی گوجهفرنگی را برای مناطق گوناگون بهدست آوریم. برای این منظور، تنها باید بزرگترین جمله پسماند را به جمله ثابت یا $\beta_0$ تابع تولید متوسط گوجهفرنگی برای هریک از شهرستانها بیفزاییم $(\beta_0+\varepsilon_{max})$ سپس از رابطه $(y_j / \hat{y}_j)$ که در آن $y_j$ ستاده مشاهده شده و $\hat{y}_i$ ستاده مرزی است، بهره گیریم. در همین راستا، نتایج توزیع فراوانی کاراییهای فنی مزارع بیمهشده و بیمهنشده در شهرستانهای مورد

۱۶. Increasing Return to Scale.

بررسی، در جدول شماره ۱ آمده است:

**جدول شماره ۱ : توزیع فراوانی کاراییهای فنی مزارع بیمه‌شده و بیمه‌نشده در اقلیمهای گوناگون آب‌وهوایی با بهره‌گیری از روشOLS**

| کارایی فنی | شهرستان جم | | شهرستان دشتی | | شهرستان دیر | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | بیمه‌شده | بیمه نشده | بیمه‌شده | بیمه‌نشده | بیمه‌شده | بیمه‌نشده |
| ۰<TE≤۱۰ | | | | ۱ | | ۳ |
| ۱۰<TE≤۲۰ | ۲ | ۲ | | ۹ | | ۸ |
| ۲۰<TE≤۳۰ | ۴ | ۳ | ۸ | ۱۲ | ۸ | ۱۲ |
| ۳۰<TE≤۴۰ | ۳ | ۲ | ۹ | ۱۵ | ۱۲ | ۲۴ |
| ۴۰<TE≤۵۰ | ۳ | ۱۱ | ۱۸ | ۱۷ | ۲۶ | ۱۹ |
| ۵۰<TE≤۶۰ | ۱۴ | ۱۸ | ۸ | ۳ | ۱۱ | ۲ |
| ۶۰<TE≤۷۰ | ۲۰ | ۲۲ | ۷ | | ۳ | ۲ |
| ۷۰<TE≤۸۰ | ۱۰ | ۱۴ | | | ۵ | |
| ۸۰<TE≤۹۰ | ۴ | ۳ | | | | |
| ۹۰<TE≤۱۰۰ | | | | | | |
| کل | ۶۰ | ۶۵ | ۵۰ | ۵۷ | ۶۵ | ۷۰ |
| میانگین | ۶۱/۸ | ۶۰/۵ | ۴۴/۲ | ۳۳/۸ | ۴۱/۴ | ۳۴/۶ |
| انحراف معیار | ۱۳/۲۵ | ۹/۵۲ | ۱۱/۲۶ | ۱۲/۸۱ | ۱۰/۰۶ | ۱۰/۶۹ |
| حداقل | ۴/۲۲ | ۳۹/۹۷ | ۲۰/۵۲ | ۷/۶۴ | ۲۶/۰۸ | ۴/۶۱ |
| حداکثر | ۸۷/۱۵ | ۷۴/۲۱ | ۶۵/۵۴ | ۵۶/۰۲ | ۵۸/۰۹ | ۵۲/۹۲ |

برگرفته از: یافته‌های پژوهش

### ۳. بررسی تأثیر بیمه بر کارایی مزارع

چنانکه داده‌های جدول شماره ۲ نشان می‌دهد، به‌طورکلی میانگین کارایی فنی مزارع بیمه‌شده و مزارع بیمه‌نشده، از اختلاف عددی مشخصی برخوردار بودند. این اختلاف در هر سه شهرستان مورد بررسی، به‌گونه‌ای است که میانگین کارایی فنی در مزارع بیمه‌شده، بیشتر از مزارع بیمه‌نشده بود؛ ولی از نظر آماری، هنگامی می‌توان این اختلاف کارایی را در دو گروه مورد بررسی، معنیدار دانست که یک مقایسه میانگین از راه آزمون تی مستقل که از آزمونهای شناخته‌شده و پرکاربرد در پژوهشهای اقتصادی اجتماعی است، روی داده‌های آن انجام گیرد. بنابراین در این پژوهش برای بررسی تأثیر بیمه بر کارایی فنی کشاورزان گوجه‌فرنگی‌کار، میزان کارایی فنی دو گروه کشاورزان بیمه‌شده و بیمه‌نشده در هر شهرستان، به‌طور جداگانه، برپایه روش آزمون آماری t مستقل انجام پذیرفت. فرض $H_0$ در این آزمون، نمایانگر تأثیرگذار نبودن بیمه محصولات کشاورزی روی کارایی فنی زارعان گوجه‌فرنگی‌کار بوده و فرض $H_1$ نشاندهنده تأثیرگذار بودن بیمه محصولات کشاورزی روی کارایی فنی زارعان گوجه‌فرنگی‌کار است. نتایج مربوط به انجام آزمون t مستقل در این زمینه، در جدول شماره ۲ نشان داده شده است:

**جدول شماره ۲ : آزمون فرض مربوط به میانگین کارایی فنی کشاورزان بیمه‌شده و بیمه‌نشده در هر شهرستان**

| فرضیه | شهرستان | | |
|---|---|---|---|
| | جم | دشتی | دیر |
| نبود تأثیر بیمه =H۰ | $\overline{X}_{TEun} = \overline{X}_{TEin}$ | $\overline{X}_{TEun} = \overline{X}_{TEin}$ | $\overline{X}_{TEun} = \overline{X}_{TEin}$ |
| تأثیر بیمه =$H_1$ | $\overline{X}_{TEun} \neq \overline{X}_{TEin}$ | $\overline{X}_{TEun} \neq \overline{X}_{TEin}$ | $\overline{X}_{TEun} \neq \overline{X}_{TEin}$ |
| t محاسبه شده | ۰/۷۶۳ | ۴/۸۰ | ۲/۳۷ |
| تصمیمگیری در مورد فرضیه | رد نشدن فرضیه H۰ در سطح معنیداری ۵٪ | رد شدن فرضیه H۰ در سطح معنیداری ۱٪ | رد شدن فرضیه H۰ سطح معنیداری ۵٪ |

برگرفته از: یافته‌های پژوهش (بیمه نشده= **un** و بیمه شده= **in**)

نتایج نگاشته شده در جدول شماره ۳ نشان می‌دهد، با توجه به رد شدن فرض $H_0$ یا معنیدار شدن تفاوت میانگینهای کارایی فنی دو گروه بیمه‌شده و بیمه‌نشده در سطح احتمال کمتر از ۰/۰۵، در شهرستانهای دیر و دشتی، می‌توان چنین استنباط کرد که پوشش بیمه‌ای، بر مزارع گوجه‌فرنگی شهرستانهای دیر و دشتی، دارای تأثیری مثبت بر کارایی فنی آنها بوده است. چنانکه از یافته‌ها نمایان است، در شهرستان جم، رد نشدن فرض $H_0$ نیز، نشان می‌دهد پوشش بیمه‌ای، تأثیری بر مزارع گوجه‌فرنگی این شهرستان نداشته است. از سویی، اختلاف اندک کارایی فنی دو گروه بیمه‌شده و بیمه‌نشده در این شهرستان نیز، گواهی بر همین بی‌معنی شدن آزمون است. به‌طورکلی می‌توان نتیجه گرفت که در بیشتر مناطق استان بوشهر، پوشش بیمه محصولات کشاورزی در مزارع گوجه‌فرنگی، تأثیری مثبت بر کارایی فنی در آنها داشته است. این نتیجه با یافته‌های به‌دست آمده از پژوهش قربانی (۱۳۸۳) در زمینه تأثیر پوشش بیمه‌ای بر کارایی مزارع چغندرقند در استان خراسان و همچنین، یافته‌های پژوهش آگهی و همکاران (۲۰۰۸) پیرامون تأثیر بیمه بر کارایی فنی گندمکاران در استان کرمانشاه، همخوانی (مطابقت) دارد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهاد

نتایج به‌دست‌آمده از تخمین تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی به فرم کاب داگلاس برای گوجه‌فرنگی‌کاران نشان داد که در شهرستانهای استان بوشهر، تنها برخی از نهاده‌ها در تابع تولید معنیدار شدند. برای نمونه در شهرستان جم، نهاده‌های بذر، کود ازته و سم؛ در شهرستان دشتی، نهاده‌های ماشین‌آلات، بذر، کود ازته و سم، و در شهرستان دیر نیز، نهاده‌های کود ازته، کود فسفاته و سطح زیرکشت معنیدار شده‌اند. بالا بودن $R^2$ توابع تخمین‌زده‌شده در هر سه اقلیم آب‌وهوایی نیز نشانگر آن است که متغیرهای مستقل، درحد بالایی توانسته‌اند، تغییرات متغیر وابسته (مقدار تولید گوجه‌فرنگی) را توضیح دهند. درجه همگنی توابع تولید گوجه‌فرنگی سه شهرستان جم، دشتی و دیر نیز، به‌ترتیب برابر با ۱/۲۴، ۱/۳۳ و ۱/۹ بوده است. اعداد محاسبه‌شده نشان می‌دهد که تابع تولید گوجه‌فرنگی در هر سه شهرستان، دارای بازده افزایشی نسبت به مقیاس است. میانگین کارایی فنی گوجه‌فرنگی‌کاران بیمه‌شده

در اقلیمهای گوناگون آب‌وهوایی در شهرستانهای جم، دشتی و دیر نیز، با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی تصحیح‌شده، به‌ترتیب برابر با ۶۱/۸، ۴۴/۲ و ۴۱/۴ به‌دست آمده است. همچنین، میانگین کارایی فنی گوجه‌فرنگی‌کاران بیمه‌نشده در شهرستانهای جم، دشتی و دیر با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی تصحیح‌شده به‌ترتیب برابر با ۶۰/۵ ، ۳۳/۸ و ۳۴/۶ است. نتایج آزمون مقایسه میانگین کارایی فنی گوجه‌فرنگی‌کاران بیمه‌شده و بیمه‌نشده در هر شهرستان نیز، نشان می‌دهد که بیمه محصولات کشاورزی در شهرستانهای دشتی و دیر، روی کارایی فنی کشاورزان تأثیر مثبت داشته؛ ولی بر کشاورزان شهرستان جم، تأثیر معنیداری نداشته است.

در پایان با توجه به نتایج به‌دست‌آمده پیشنهاد می‌شود که دولت، برنامه توسعه پوشش بیمه‌ای را برای کشاورزان، در دستور کار خود قرار دهد و در آن برنامه، الگوی بیمه برای هر شهرستان به‌صورت جداگانه و متناسب با شرایط مالی و اجتماعی کشاورزان، برای توسعه و گسترش بیمه محصولات راهبردی کشاورزی، تدوین شود. هر چند که برای ارزیابی بهتر کارکرد بیمه بر کارایی فنی زارعان، شایسته است که از داده‌های یک دوره زمانی (دست‌کم برای مدت پنج سال) بهره‌گیری شود تا نتیجه‌گیری و بازخورد بهتری نیز به‌دست آید.

## منابع:


۱. ارسلان‌بد. م، (۱۳۸۴)، «کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی تولیدکنندگان گوجه‌فرنگی آذربایجان غربی»، *پنجمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی*، زاهدان، ایران.

۲. امامی میبدی. ع، (۱۳۷۹)، اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، مرکز نشر بازرگانی، چاپ اول، ص ۳۴۸۹.

۳. امیری. ه و م. رئیس‌صفری، (۱۳۸۴)، «بررسی کارایی بانکهای تجاری در ایران و عوامل نهادی موثر بر آن»، *دوفصلنامه جستارهای اقتصادی و پژوهشکده حوزه و دانشگاه*، سال دوم، شماره سوم، بهار و تابستان..

۴. بی‌نام، (۱۳۹۰)، گزارش سازمان جهاد کشاورزی استان بوشهر در سال ۱۳۸۹.

۵. ترکمانی. ج، (۱۳۸۸)، «بررسی اثرات بیمه محصولات کشاورزی در کاهش ریسک و نابرابری درامدی بهره‌برداران: مطالعه موردی استان فارس»، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۱: ۳۴۱۷.

۶. چیذری. ا.ح. و صادقی. ع، (۱۳۷۹)، «بررسی تأثیر اقتصادی سیستم زهکشی بر بهره‌وری عوامل تولید خرما، مطالعه موردی استان بوشهر»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال هفتم، شماره ۳۰ : ۸۸۶۵.

۷. حسن‌پور. ب، (۱۳۸۱)، «تحلیل اقتصاد تولید انگور و براورد کارآیی فنی انگورکاران در کهگیلویه و بویراحمد»، *اقتصادکشاورزی و توسعه*. سال دهم، شماره ۳۸ : ۸۳۱۱۲.

۸. رسول‌اف. ج، (۱۳۸۰)، «بیمه و چشم‌انداز آینده»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۳۳): ۱۵۲۵.

۹. عبدالهی. ب، راحلی. ح، تقی‌زاده. ت، کسرانی. م، و نجفلو. ب، (۱۳۸۹)، «اندازه‌گیری کارایی فنی و عوامل موثر بر آن در تولید خیار گلخانه‌ای (مطالعه موردی استان آذربایجان شرقی)»، *مجله علمی‌پژوهشی علوم کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز*، ۴ (۱) : ۹۰۸۱.

۱۰. فردوسی. ر، (۱۳۷۳)، «نقش بیمه در تولید محصول پنبه: مطالعه موردی پنبه گرگان»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

۱۱. قربانی. م، (۱۳۸۳)، «ارزیابی کارکرد سیاست حمایتی بیمه بر کارایی و برابری چغندرکاران استان خراسان»، *فصلنامه بیمه و کشاورزی*، سال اول، شماره ۱: ۳۵۹.

۱۲. کهنسال. م، و اسماعیل مقدم. ق، (۱۳۸۵)، «بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی مطالعه موردی: شهرستان درگز»، *فصلنامه بیمه و کشاورزی*، سال سوم، شماره ۱۱: ۲۲۷.

۱۳. کریمه. الف، (۱۳۸۴)، کلیات بیمه، چاپ هشتم، پژوهشکده بیمه مرکزی، ۱۶۷ص.

۱۴. ملایی. ف، زمانی پور. الف، (۱۳۸۷)، «عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه زعفران در استان خراسان جنوبی»، *فصلنامه بیمه و کشاورزی*، شماره ۱۸: ۹۸۷۷.

۱۵. نجفی. ب و احمدپور برازجانی. م، (۱۳۸۰)، «ارزیابی عملکرد بیمه محصولات کشاورزی»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*. (۳۵): ۷۹۱۰۷.

۱۶. وزارت جهاد کشاورزی، (۱۳۸۹)، آمارنامه محصولات زراعی کشور سال ۱۳۸۷، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، دفتر آمار و فن‌آوری اطلاعات، تهران.

۱۷. یعقوبی فرانی. الف، (۱۳۷۹)، «بررسی عوامل مؤثر در پذیرش و عدم پذیرش بیمه دام روستایی در استان اصفهان از دیدگاه دامداران و کارشناسان بیمه»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس.

18. Agahi, H., Zarafshani, K. & Behjat, A.M. (2008), "The Effect of Crop Insurance on Technical Efficiency of Wheat Farmers in Kermanshah Province: Aa Corrected Ordinary Least Square Approach", *Journal of Applied Sciences*, 8 (5): 891-894.

19. Alli. K.(2004), Analysis of the prospects and problems of agricultural insurance in a developing country: the case of Nigeria. Department of Agricultural Economics, University of Ife, Ile-Ife, Nigeria.

20. Battese, G.E. and Coelli, T.G. (1989), "Frontier Production Technical Efficiency Panel Data", *Journal of Production Analysis*, 3(1): 153-169.

21. Farrell, M.T. (1957), "The Measurement of Production Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, 120: 253-281.

22. Forsund, F,R., C.A.K. Lovell and P. Schmidt. (1980), "A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement", *Journal of Econometrics*, 13:5-25.

23. Green, W.H. (1980), "Maximum Likelihood Estimation Econometric Frontier Functions", *Journal of Econometrics*, 13: 27-56.

24. Griliches, Z. (1963), "Estimates of the Aggregate Agricultural Production Function from Cross-sectional Data", *Journal of Farm Economics*, 45: 419-428.
25. Hassanpour, B. Asadi, E. and Parhizkar, S. (2013), "Factors Influencing Crop Insurance Demand in KB Province, Iran: Logit Model Approach", *International Journal of Agriculture and Crop Sciences*, 5 (18), 2028-2032.
26. Haq, A., Hartman, E., and Myers, A. (2003), "Agriculture and Green Insurance", Research Report, 6: 132-168.
27. Jaforullah, M. & Premachandra, E.(2003), "Sensitivity of Technical Efficiency Estimates to Estimation Approaches: An Investigation using New Zealand Dairy Industry Data", Economics Discussion Papers, No. 0306, University of Otago, Otago. NZ.
28. Kopp, R.J. (1981), "The Measurement of Production Efficiency: A Reconsideration", *Australian Journal of Economics,* 97: 477-503.
29. McCarthy, N. and Y. Sun. (2004), "The Potential Role of Price Insurance to Improve Welfare of Honduran Coffee Producers", *Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Denver, Colorado.
30. O'Donoghue, E.J, N. Key. & M.J. Roberts. (2005), "The Effect of Cropinsurance on Production and Diversification", *Paper prepared for presentation at the 2005 AAEA meetings in Providence,* RI. USA.
31. Okwoche, V.A., Asogwa, B.C. and Obinne, P.C. (2012), "Evaluation of the Impact of Agricultural Insurance on the Performance of Peasant Farmers in Benue State of Nigeria", *American Journal of Scientific Research*, 60: 94-103.
32. Olubiyo, S.O., Hill, G.P. and Webster J.P.G. (2009), "Econometric Analysis of the Impact of Agricultural Insurance on Farming Systems in the Middle Belt, Nigeria", *African Journal of Food, Agriculture, Nutrition and Development*, 9 (6), 1406-1418.
33. Torkamani, J. (1996), "Decision Criteria in Risk Analyses: An Application of Stochastic Dominance with Respect to a Function", *Iran Agricultural Research*. 15 (1): 1-18.
34. Upton, M. (19790, "The Unproductive Production Function", *Journal of Agricultural Economics,* 30: 179-191.

# Impact of Agricultural Insurance on the Technical Efficiency of Tomato Growers in Bushehr Province

**Dr. B. Hassanpour *, I. Ahmadi Hagh** & Y. Mardani Adabi

## Abstract

The Bushehr Province with an annual production of 45343 tons of total country`s production is in third place in ranked. The aim of this study was to evaluate the functionally and technical efficiency of agricultural insurance for growers in the province. Technical efficiency is one of the measures to evaluate the operating performance of agriculture. This cross-sectional study was conducted as a survey. The target population includes all tomato growers Bushehr province by using cluster sampling from three counties of Dayyer, Dashti and Jam were collected in the province. The utilization of Patton table to determine the sample size of 8,000 tomato growers of Province, 367 people were in three counties of Dayyer, Dashti and Jam with 70, 57 and 65 tomatoes growers uninsured and the number 65, 50 and 60 tomatoes growers insured ,the collected information on the total sample were determined. The results showed that the average technical efficiency of tomato farmers insurance group in counties of Jam, Dayyer, Dashti using ordinary least squares corrected, respectively, 61.8, 44.2 and 41.4 percent and for group not insured respectively 60.5, 33.8 and 34.6 percent. The test results were compared and the average technical efficiency of insured tomato growers in any county, showed that agricultural insurance in counties of Dashti and Dayyer had a positive and significant effect on the technical efficiency of growers, while uninsured growers has no significant technical efficiency on growers of Jam county.

## Keywords:

Agriculture Insurance, Technical efficiency, Tomato Growers, Bushehr Province.

*Assistant Professor of Agricultural Economics, Kohgiloyeh & Boyerahmad Agricultural Research and Natural Resources and Education Center, Yasouj, Iran, (Corresponding Author): Email: beh_hassanpour@yahoo.com

**M.Sc. Rural Development Management, Faculty of Agriculture, Yasouj University