

بررسی تأثیر پذیری کارایی تولید و گرایش به ریسک کشاورزان از بیمه محصولات (مطالعه موردی: گوجه کاران شهرستان دزفول)

محمد آقاپور صباغی*

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۳/۰۳

چکیده

درجه موفقیت نظام بیمه را می‌توان از طریق تاثیرگذاری آن بر تغییر نگرش کشاورزان نسبت به ریسک و استفاده مناسب از نهاده‌ها مورد ارزیابی قرار داد. در مطالعه حاضر بررسی تاثیر گذاری بیمه محصولات بر کارایی تولید و گرایش به ریسک کشاورزان مورد آزمون می‌باشد. همچنین در این تحقیق با تعیین تابع تقاضای بیمه بهره برداران عوامل موثر بر آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. داده‌های مورد نیاز این مطالعه از پرسشنامه‌های ۲۱۰ بهره بردار گوجه فرنگی کار شهرستان دزفول، در سال زراعی ۹۰-۹۱ با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده استخراج گردیده است. کارایی بهره برداران در استفاده از نهاده‌ها با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی تخمین زده شد. همچنین روحیه کشاورزان در برخورد با مخاطرات و تابع تقاضای بیمه بهره برداران به ترتیب با استفاده از روش اقتصاد سنجی "OEB" و "روش گودوین" برآورد شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که بیمه بر کارایی فی گوجه فرنگی داران اثر مثبت دارد ولی از لحاظ آماری معنی دار نیست. همچنین تخمین تابع تقاضای بیمه گوجه فرنگی نشان داد که عوامل سطح زیرکشت، نسبت غرامت دریافتی به حق بیمه پرداختی، درجه ریسک گریزی، سطح تحصیلات، تجربه بهره‌بردار اثر مثبت و متغیر مجازی نوع کشاورزی، مالکیت زمین و حق بیمه پرداختی تاثیر منفی بر تقاضای بیمه دارند. در حالت کلی می‌توان اظهار داشت که بیمه با وجود اینکه در ارتقای روحیه گرایش به ریسک کشاورزان موثر بوده است، لیکن نتوانسته موجب افزایش کارایی فنی تولید این محصول شود. لذا پیشنهاد می‌گردد که با انجام بازنگری افزایش کارایی فراهم آید.

طبقه‌بندی JEL: D22, G22, Q12

واژه‌های کلیدی: بیمه، کارایی فنی، ضریب ریسک گریزی، تابع تقاضای بیمه.

۱- استادیار گروه مدیریت کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله، aghapoor@ut.ac.ir

پیشگفتار

تولید در بخش کشاورزی تفاوت‌هایی با سایر زمینه‌های تولیدی و تجاری دارد که مهم‌ترین آنها اتکاء زیاد فعالیت‌های این بخش به طبیعت و مواجه شدن با طیف وسیعی از خطرات و حوادث طبیعی می‌باشد که فعالیت در این بخش را به فعالیتی پرخطر و توأم با ریسک تبدیل کرده است (آندرسون، ۲۰۰۳). این خطرات موجب می‌شوند که کشاورزان به طور معمول نگران بازپرداخت هزینه‌های مختلف از جمله هزینه‌های ضروری زندگی خود و خانواده‌ایشان باشند. افزون بر آن نهادهای روستایی و وام دهنده‌گانی که با این کشاورزان در تماس هستند، نگران بازپرداخت وام‌ها هستند. از سویی، مطالعات گوناگونی نمایانگر مخاطره گریزی بهره‌برداران کشاورزی و بهویژه کشاورزان کوچک و خرد پاست (ترکمانی، ۲۰۰۶ و هارددکر و همکاران، ۲۰۰۴)؛ بهره‌برداران ریسک‌گریز، فعالیت‌هایی را که دارای خطر کمتری هستند ترجیح داده و از فناوری‌های جدید کمتر استقبال کرده و به روش‌های سنتی کشت گرایش بیشتری دارند (نیکوبی و ترکمانی، ۱۳۸۱). لذا با توجه به تأثیر اجتناب ناپذیر مخاطرات تولیدات کشاورزی بر اقتصاد جامعه روستایی و اهمیت فوق العاده زیاد بخش کشاورزی در اقتصاد کشورها، کشاورزان و حاکمیت‌های سیاسی برای یاری رساندن به کشاورزان و خانواده‌های روستایی در راستای جبران خسارت‌های احتمالی ناشی از خطرات، اقدامات متنوعی انجام می‌دهند (ام سلمان و اسمیت، ۲۰۰۶).

در این راستا یکی از اصولی‌ترین و موثرترین ابزاری که می‌تواند کشاورزان را در برابر سوانح طبیعی به بهترین شیوه حمایت کند، بیمه محصولات کشاورزی است (شاهنشوی و همکاران، ۱۳۸۹). بیمه محصولات کشاورزی از جمله راهکارهای مناسب برای غلبه بر ریسک حاکم بر تولید در بخش کشاورزی و افزایش اطمینان خاطر کشاورزان نسبت به درآمد آینده‌شان می‌باشد (زارع و ابراهیمی، ۱۳۹۰). از نظر ماهیت، در واقع بیمه کشاورزی نوعی فناوری است که برای کاهش ریسک گریزی کشاورزان و در نتیجه افزایش کارایی آنها در استفاده بهینه از عوامل تولید و تمایل بیشتر به سرمایه گذاری در فعالیت‌های کشاورزی ایجاد شده است (رسنمی و همکاران، ۱۳۸۶).

احسان و همکارانش (۱۹۸۲) برنقش بیمه محصولات کشاورزی در کاهش ریسک‌گریزی بهره‌برداران کشاورزی تاکید دارند. آنها بر این باور هستند که بیمه، با تقسیم ریسک بین خود و بهره‌برداران موجب ترغیب آنها به کشت محصولات به نسبت ریسک آمیز، ولی درآمدزاتر می‌شود. آنها بر نقش بیمه محصولات کشاورزی در کاهش درجه ریسک گریزی بهره‌برداران کشاورزی و در نتیجه افزایش گرایش آنها به پذیرش فناوری‌های جدید و افزایش سطح زیرکشت محصولات پردرآمدتر تاکید کرده‌اند.

بنابراین، شناخت عواملی مرتبط با بیمه که در تعیین گرایش به ریسک و تعدیل رفتار کشاورزان نقش داشته و آن را تحت تاثیر قرار می‌دهد، از اهمیت خاصی در مورد توسعه تولید و بهبود کارابی مزارع و توزیع منافع حاصل در کل جامعه برخوردار است و می‌تواند گام موثری در هدایت برنامه‌ریزان کشاورزی باشد(نیکوبی و ترکمانی، ۱۳۸۱). به این دلایل است که در دهه‌های اخیر، بیمه‌ی محصولات کشاورزی مورد حمایت صاحب‌نظران و سیاستمداران بسیاری از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته قرار گرفته است(هاردکر و همکاران، ۲۰۰۴). در این رابطه، کشاورزان با توجه به احتمال رویارویی آنها با انواع گوناگون مخاطرات حاضر می‌شوند که به عنوان بیمه گذار مبالغی را با عنوان حق بیمه به شرکت‌ها و ارگان‌های بیمه‌گر پرداخت نمایند تا در صورت وقوع شرایط نامناسب، تمام یا حداقل بخشی از خسارت‌های آنها جبران شود. در این رابطه، گرایش افراد در رویارویی با مخاطرات از عامل‌های مهمی است که بر تمايل آنها، بهویژه بهره برداران کشاورزی به بیمه شدن و همچنین بر اندازه‌ی حق بیمه‌ی پرداختی آنها تاثیری ویژه دارد(ترکمانی، ۱۳۸۸). در این رابطه برای آزمون کارابی نظام بیمه در کاهش درجه ریسک‌گریزی کشاورزان لازم است که روحیه بهره برداران در برخورد با مخاطرات در شرایط بهره مندی و عدم بهره مندی از بیمه مقایسه شود. بدین منظور می‌توان گرایش بهره برداران به ریسک را با تعیین ضریب ریسک‌گریزی آنان مشخص کرد.

با این حال، تقاضا برای بیمه‌ی محصولات کشاورزی تابع عامل‌های اقتصادی - اجتماعی گوناگونی است که بدون آگاهی از آنها جلب مشارکت مناسب بهره برداران کشاورزی در این برنامه‌ها ضعیف است. بررسی و مطالعه پارامترهای تاثیرگذار بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی می‌تواند زمینه بهبود فرآیندهای سیاست‌گذاری‌ها در این بخش را فراهم آورد. پارامترهای مختلفی بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی موثر است که به باور پژوهشگران گوناگون از جمله ترکمانی و قربانی(۱۳۷۸) سلامی و عین الهی احمدآبادی(۱۳۸۰)، کرباسی و کامبوزیا(۱۳۸۲)، ترکمانی(۱۳۸۸)، ترکمانی و موسوی(۱۳۹۰)، گودوین(۱۹۹۳)، گودوین و اسمیت(۱۹۹۵)، سرا و همکاران(۲۰۰۳)، گاریدو و زیلبرمن(۲۰۰۷)، سینگرمن و همکاران(۲۰۱۰) لازم است عامل‌های مؤثر بر تقاضای این فناوری با تخمین تابع تقاضای آن مشخص شود.

با توجه به مطالب فوق، با در نظر داشتن اینکه در سال‌های اخیر مطالعات زیادی در زمینه شناسایی عوامل موثر بر پذیرش بیمه انواع محصولات کشاورزی و تحلیل نقش آنها در داخل و خارج کشور صورت گرفته است و همچنین با وجود قدمت چند ساله‌ای که در اجرای طرح بیمه محصولات زراعی در ایران دیده می‌شود، تاکنون تحقیق جامعی جهت بررسی تاثیر بیمه بر کارابی فنی انواع محصولات کشاورزی صورت نگرفته است.

از این رو هدف اصلی تحقیق این است که کارایی بیمه در کاهش ریسک گریزی کشاورزان گوجه کار شهرستان دزفول و افزایش کارایی فنی آنها ارزیابی شود. افزون بر آن، با تعیین تابع تقاضای بیمه بهره برداران، عوامل موثر بر آن مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

با توجه به شرایط آب و هوایی شهرستان دزفول و امکان کشت گوجه فرنگی در فصل‌های سرد (حتی در زمستان) و همچنین اهمیت این محصول نسبت به دیگر محصولات زراعی شهرستان دزفول و مشکلات عمده کشاورزان منطقه در خصوص به کار نگرفتن فناوری‌های نوین و تقریباً سنتی ماندن سطح کشاورزی در دزفول، بهخصوص در بین گوجه‌فرنگی‌کاران، لزوم بررسی تمایلات ریسکی این بهره برداران جهت مدیریت بهتر مزارع احساس می‌شود. به این منظور، برای تعیین نحوه اثر بیمه بر چگونگی استفاده از نهاده‌ها و همچنین تأثیر روحیه ریسک‌گریزی بهره‌برداران بر خرید بیمه، مطالعه حاضر صورت گرفته است.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد نیاز تحقیق با استفاده از اطلاعات مقطعی بهره‌برداران گوجه فرنگی کار شهرستان دزفول با روش نمونه گیری تصادفی ساده و از طریق مصاحبه با گوجه کاران بیمه شده و بیمه نشده، در سال زراعی ۹۰-۹۱ جمع‌آوری گردید. کل جامعه گوجه کار در منطقه ۴۶۵ نفر بوده است. از میان گوجه فرنگی‌کاران با استفاده از فرمول کوکران، تعداد ۲۱۰ نفر به عنوان نمونه‌های مورد تحقیق، انتخاب شدند. آنگاه با توجه به اینکه هنگام انجام پژوهش، ۵۱ درصد از گوجه‌فرنگی‌کاران محصول خود را بیمه نکرده و ۴۹ درصد بیمه کرده بودند. بنابراین از حجم نمونه پیشگفته، تعداد ۱۰۷ بیمه نشده و ۱۰۳ بیمه شده جمع‌آوری شد. تعداد بهره‌برداران وارد شده در جمعیت نمونه این مطالعه، پس از حذف پرسشنامه‌های ناقص، به ترتیب شامل ۱۰۰ و ۱۰۴ گوجه کار بیمه شده و بیمه نشده بود.

در مطالعه حاضر، از روش تابع تولید مرزی تصادفی برای اندازه‌گیری کارایی فنی استفاده شد. تابع تولید مرزی تصادفی به عنوان حداکثر تولید ممکن یا تولید بالقوه ای که بنگاه قادر است با سطح مشخصی از نهاده‌ها و تکنولوژی به آن دست یابد تعریف می‌شود. در روش مدل‌های مرزی تصادفی، تابع تولید مرزی با استفاده از داده‌های آماری و با به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی مورد برآورد قرار می‌گیرد و این برآورد مستلزم در نظر گرفتن شکل تابعی مشخص و فرض توزیع مشخصی برای داده‌ها می‌باشد (اطحی و اسلامی، ۱۳۸۹).

تابع تولید مرزی تصادفی برای اولین بار توسط میوسن و واندن بروک به صورت زیر ارائه شد:

$$(1) \quad Y = f(X_i, B_i) \exp(\varepsilon_i)$$

در رابطه‌ی بالا Y_i تولید واحد است، X_i برداری $m \times 1$ از نهاده‌های تولید و B_i بردار $m \times 1$ از پارامترهای مجھول و ε_i جمله خطاست

در توابع تولید مرزی تصادفی، جمله پسمند از دو جزء u_i و v_i تشکیل شده است. این دو جزء مستقل از یکدیگر هستند. از این رو به این نوع مدلها، مدل خطای مرکب نیز گفته می‌شود.

$$(2) \quad \varepsilon_i = V_i - U_i$$

v_i ، جزء متقارنی است که بیانگر تغییرات تصادفی تولید متاثر از عوامل خارج از کنترل مدیر است. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{v_i}^2$ است و $v_i \sim N(0, \sigma_{v_i}^2)$. مربوط به عدم کارایی فنی واحدها است که عوامل مدیریتی را در بر می‌گیرد. u_i دارای توزیع نرمال یک طرفه با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{u_i}^2$ است $u_i \sim N(0, \sigma_{u_i}^2)$ (عبداللهی و همکاران، ۱۳۸۹).

برای واحدهایی که میزان تولید آنها بر روی تابع تولید مرزی است، u_i برابر صفر و برای واحدهایی که تولید آنها زیر منحنی تولید مرزی است u_i بزرگتر از صفر است. بنابراین u_i بیانگر مازاد تولید مرزی از تولید واقعی در سطح معینی از مصرف نهاده‌ها می‌باشد.

به منظور برآورد کارایی فنی گوجه فرنگی کاران نخست توابع تولید مختلف به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد. سپس به منظور انتخاب بهترین فرم تولیدی از معیارهای مانند آزمون F مقید و آماره R^2 و تعداد ضرایب معنی دار استفاده شده است.

محاسبه کارایی گوجه فرنگی کاران از بسته نرمافزاری Frontier 4.1 که به وسیله کوئلی تهیه شده است، استفاده شد.

برای به دست آوردن کارایی فنی هر واحد با استفاده از روش مرزی تصادفی از رابطه‌ی زیراستفاده می‌شود:

$$(3) \quad TE_i = \exp(-u_i)$$

$$(4) \quad TE_i = \frac{F(x_i, B_i) \exp(v_i - u_i)}{F(x_i, B_i) \exp(v_i)}$$

که TE_i نشان دهنده‌ی کارایی فنی واحد است، x_i برداری از نهاده‌های تولید و B_i برداری از پارامترهای مجھول می‌باشد.

برای به دست آوردن عوامل اثرگذار بر عدم کارایی مدیریتی بهره‌برداران، عدم کارایی مدیریتی (عدم کارایی ناشی از روش مرزهای تصادفی) هریک از بهره‌برداران، بر روی متغیرهای عدم کارایی با استفاده از روش OLS برازش شد.

روش به کار رفته در این پژوهش، برای تعیین ضریب ریسک‌گریزی زارعین روش اقتصادسنجدی کاربردی می‌باشد، روش‌های مختلفی در اقتصادسنجدی کاربردی وجود دارد که در این تحقیق از روش^۱ OEB یا رفتار اقتصادی مشاهده شده، استفاده شده است. این روش توسط موسکاری و دی جنوری(۱۹۷۷) برای محاسبه پارامتر ریسک‌گریزی پیشنهاد شده است، برای محاسبه پارامتر مورد نظر یک رابطه ارائه می‌گردد که برای به دست آوردن حاصل آن به اطلاعات مختلفی نیاز می‌باشد که این اطلاعات پس از برآورد تابع تولید مناسب برای هر کشاورز در زمینه محصول مورد نظر (گوجه‌فرنگی) ضریب تغییرات تولید قیمت نهاده‌ها و میزان کاربرد هر کدام از نهاده‌ها که مورد مشاهده واقع شده است، در رابطه مورد نظر قرار می‌گیرد و پارامتر ریسک‌گریزی محاسبه می‌شود. پارامتر ریسک‌گریزی بر اساس روش ذکر شده از رابطه زیر قابل محاسبه است.

$$k_s = \frac{1}{\theta} \left(1 - \frac{P_i X_i}{P F_i \mu y} \right) \quad (7)$$

K_S : پارامتر ریسک‌گریزی

θ : ضریب تغییرات تولید (نسبت انحراف معیار به میانگین تولید)

X_i, P_i : قیمت و مقدار کاربرد نهاده i ام (نهاده‌ای که بیشترین سهم در هزینه متغیر تولید را داراست)

P : قیمت محصول

$(E p_i = \frac{M P}{A P})$: کشش تولید نهاده A م (F_i

μy : میانگین تولید

در این روش ابتدا بایستی تابع تولید مناسب برآورد شود سپس با کمک نتایج حاصل از آن پارامتر K برای زارعین محاسبه می‌شود. پس از محاسبه ضریب مربوطه با توجه به اطلاعات جدول زیر در مورد واکنش زارعین نسبت به ریسک تصمیم‌گیری می‌شود بدین صورت که: ریسک‌گریزی کم ($0 < k < 1/4$)، متوسط ($1/4 < k < 0/7$)، زیاد ($0/7 < k < 1/4$)

از آنجایی که مقدار استفاده شده از این نهاده‌ها خود بستگی به رفتارهای مختلف گوجه فرنگی کاران دارد، لذا با استفاده از اطلاعات بهدست آمده از تابع تولید است که می‌توان پارامتر ریسک‌گریزی را محاسبه نمود.

برای تعیین عوامل موثر بر تقاضای بیمه بهره برداران، تابع تقاضای بیمه گوجه فرنگی کاران منطقه مورد مطالعه با استفاده از روش گودوین تخمین زده می‌شود. این مدل را می‌توان به نحوه زیر خلاصه نمود:

$$LnY = LnC + \beta_i \sum LnXi + \delta_i \sum Di + \varepsilon_i \quad (7)$$

که Y نمایانگر سطح زیر کشت گوجه فرنگی بیمه شده، X_1 کل حق بیمه پرداختی، X_2 سطح زیرکشت گوجه فرنگی بهره بردار(هکتار)، X_3 نسبت میزان غرامت دریافتی زارع به حق بیمه پرداختی او(تومان)، X_4 درجه ریسک‌گریزی، X_5 تحصیلات رسمی بهره بردار، X_6 تجربه بهره-بردار C عرض از مبدا است. D_i نمایانگر متغیرهای مجازی است که در این رابطه D_1 نوع کشاورزی(تمام وقت صفر و پاره وقت یک) و D_2 مالکیت زمین(شخصی یک و سایر صفر) می‌باشد. δ و β_i پارامترهای مدل و ε_i جمله پسماند است. تابع تقاضا با استفاده از روش حداقل مربعات برآورد می‌شود(ترکمانی، ۱۳۸۸).

به منظور برآورد کارایی گوجه فرنگی کاران از توابع تولید مختلف استفاده شده است. برای انتخاب مناسب‌ترین فرم تابع تولید از معیارهای انتخاب مدل استفاده شده و در نهایت تابع ترانسندنال به عنوان تابع مناسب تولید محصول گوجه فرنگی در شهرستان دزفول انتخاب شد.

مدل تابع تولید مرزی مورد استفاده به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} Lny_i &= b_0 + b_1 LnX_{1i} + b_2 LnX_{2i} + b_3 LnX_{3i} + b_4 LnX_{4i} + b_5 LnX_{5i} \\ &+ b_6 LnX_{6i} + b_7 LnX_{7i} + \gamma_1 X_{1i} + \gamma_2 X_{2i} + \gamma_3 X_{3i} + \gamma_4 X_{4i} + \gamma_5 X_{5i} + \gamma_6 X_{6i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (8)$$

که در مدل فوق، y_i مقدار تولید گوجه فرنگی در مزرعه i بر حسب کیلوگرم، X_{1i} سطح زیر کشت گوجه فرنگی در مزرعه i بر حسب هکتار، X_{2i} مقدار مصرف کود شیمیایی در مزرعه i بر حسب کیلوگرم، X_{3i} سهم علفکش در مزرعه i به لیتر، X_{4i} تعداد نیروی کار مورد استفاده در مزرعه i به روز-نفر، X_{5i} تعداد دفعات آبیاری در مزرعه i ، X_{6i} میزان استفاده از ماشین‌آلات در مزرعه i بر حسب ساعت، b_0 جمله ثابت تابع تولید، b_1 تا b_7 ضرایب تابع هستند.

از ویژگی‌های مهم تابع ترانسندنال این است که در آن کشش‌های تولید مقدار ثابتی نبوده و به مقدار نهاده X_i بستگی داشته و تابع خطی از سطوح مختلف آن است.

نتایج و بحث

نتایج برآورد تابع تولید در جدول ۱ گزارش شده است. همچنین در مدل MLE مقدار برآورد شده برای ۷ برابر با 0.96 به دست آمده است که در سطح یک درصد معنی دار است. این نشان می‌دهد که 96 درصد از تغییرات متغیر تولید با متغیرهای ۷ گانه سطح زیرکشت، کود شیمیایی، سم، بذر، آب و نیروی کار و ماشین‌آلات توجیه می‌شود و فقط 4 درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهایی توضیح داده می‌شود که در مدل وارد نشده‌اند. معنی‌دار بودن این متغیر حاکی از این است که قسمتی از اختلافات کارایی فنی بین گوجه‌کاران ناشی از عوامل مدیریتی است. لذا بررسی تاثیر این متغیرها بر میزان کارایی با استفاده از یک تابع لگاریتمی و با استفاده از روش OLS مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج برآورد الگو که شامل متغیرهای سطح تحصیلات، نوع مالکیت زمین‌های زراعی، بیمه کردن، تجربه بهره‌بردار، سطح زیرکشت و داشتن شغل غیر کشاورزی می‌باشند، در جدول ۲ ارائه شده است. به غیر از متغیر بیمه کردن، سایر متغیرها در سطح یک درصد از معنی‌داری آماری برخوردار هستند. همچنین ملاحظه می‌شود که در الگوی حاضر میزان R^2 از مقادیر معمول این متغیر بسیار کمتر است که البته این امر طبیعی به نظر می‌رسد. چرا که در این الگو فقط متغیرهای مدیریتی وارد شده‌اند و متغیرهای فنی (سطح مصرف نهاده) که مشخص کننده اصلی کارایی هستند، در این الگو وارد نشده‌اند.

داده‌های درج شده در جدول ۲ نشان می‌دهد که که سطح تحصیلات رابطه مثبت معنی‌داری با کارایی فنی دارد. یعنی هرچه سطح تحصیلات کشاورزان بیشتر باشد، کارایی نیز افزایش می‌یابد. مثبت و معنی‌دار بودن متغیر نوع مالکیت نشان می‌دهد که کشاورزان صاحب زمین (مالکیت شخصی) میزان کارایی بالاتری دارند. به ازای یک درصد افزایش در میزان تجربه، کارآیی کشاورزان به میزان 300% درصد افزایش پیدا می‌کند. افزایش سطح زیرکشت گوجه‌کاران می‌تواند موجب افزایش کارآیی فنی در بین آنها شود. ضریب حاصله برای شغل غیر کشاورزی عدد 0.059 با علامت منفی است که در سطح یک درصد نیز از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد و این ضریب این واقعیت را نشان می‌دهد که داشتن شغل جانبی می‌تواند موجب افزایش ناکارآیی در بین گوجه‌کاران شود. به عبارت دیگر، اگر تنها منبع درآمدی افراد کشاورزی باشد نسبت به حالتی که افراد منابع درآمدی دیگری داشته باشند، از کارآیی بالاتری برخوردار می‌باشند.

توزیع فراوانی گوجه کاران بیمه نشده و بیمه شده عضو نمونه در جداول ۳ و ۴ ارائه شده است. بر این اساس در حدود 74 درصد از این گوجه‌کاران بیمه نشده دارای کارآیی فنی بالاتر از 60 درصد می‌باشند. در حالی که $10/6$ درصد از آنها کارآیی فنی کمتر از 40 درصد دارند. افزون بر آن $12/5$ درصد از این بهره‌برداران دارای کارآیی بین 40 تا 60 درصد دارند. اما در جدول ۴ مشاهده

می شود که ۶ درصد از این گوجه کاران دارای کارآبی فنی کمتر از ۴۰ درصد هستند. در حالی که ۶۹ درصد از گوجه کاران بیمه شده، دارای کارآبی فنی بیشتر از ۶۰ درصد می باشند. افزون بر آن ۲۵ درصد از این بهره برداران دارای کارآبی فنی بین ۴۰ تا ۶۰ درصد هستند.

برای مقایسه گروههای فوق در جدول ۵ از آزمون t استفاده شد. نتایج این آزمون نشان می دهد که t محاسباتی ($1/58$) کمتر از t جدول است. این امر میان آن است که کارآبی فنی گروههای فوق دارای اختلاف معنی داری نیستند. لذا نتیجه گرفته می شود که بیمه محصولات کشاورزی موجب ارتقای کارآبی فنی گوجه کاران نمونه مورد بررسی نشده است. ولی همان گونه که مشاهده می شود، تفاوت بین حداکثر و حداقل کارآبی فنی در هر دو گروه قابل ملاحظه است.

نتایج حاصل از برآورد نحوه گرایش به ریسک دو گروه گوجه فرنگی کار نشان داد که ضریب ریسک گریزی همه بهره برداران بین ۰ تا ۰/۷ قرار دارد. این امر بیانگر این واقعیت است که همه جامعه مورد بررسی نسبت به ریسک فعالیتها، حالت ریسک پذیر دارند. در واقع جامعه دارای یک ترکیب نسبتاً همگنی از افراد از لحاظ نحوه نگرش به ریسک می باشد. نتیجه جداول ۶ و ۷ نشان می دهد که متوسط ضریب ریسک گریزی در اعضای گروه بیمه شده کمتر از گروه بیمه نشده است، لذا می توان نتیجه گرفت که بیمه محصولات کشاورزی بر کاهش روحیه ریسک گریزی زارعین عضو نمونه تاثیر مثبت داشته است. با توجه به تاثیر مثبت بیمه محصولات کشاورزی در کاهش روحیه ریسک گریزی کشاورزان عضو نمونه شناسایی عواملی که بتواند کشاورزانی را که هنوز بیمه نشده اند ترغیب به بیمه کنند از اهمیتی ویژه برخوردار است. لذا در بخش بعدی عوامل موثر بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج تخمین تابع تقاضای بیمه در منطقه مورد مطالعه در جدول ۸ ارائه شده است. این جدول نشان می دهد که نزدیک به ۹۲ درصد از تغییر در تقاضا برای بیمه گوجه فرنگی به وسیله ای متغیرهای سطح زیرکشت، حق بیمه پرداختی، نسبت غرامت دریافتی به حق بیمه درجه ای ریسک گریزی و تحصیلات، تجربه و نوع مالکیت بهره بردار توضیح داده می شود. مشکلات مربوط به هم خطی و ناهمسانی واریانس نیز با استفاده از آمارهای مربوطه بررسی گردیده و عدم وجود این مشکلات به تایید رسیده است.

اطلاعات این جدول نشان می دهد که تقاضا برای بیمه نسبت به سطح زیرکشت بهره بردار حساس است. مثبت و معنی دار بودن ضریب متغیر سطح زیر کشت مبین آن است که با افزایش سطح زیرکشت، سطح بیمه شده توسط فرد افزایش می یابد. به عبارت دیگر کشاورزان بزرگتر نسبت به کشاورزان خردپا گرایش بیشتری به پذیرش بیمه نشان می دهند. کشش مربوط به متغیر نسبت میزان غرامت دریافتی به حق بیمه مثبت ($0/008$) محاسبه گردیده است. این امر نشان دهنده تاثیر

مثبت و معنی دار نسبت فوق بر تقاضای بیمه می باشد. متغیر ریسک گریزی با ضریب $0/04$ بر روی تقاضای بیمه اثر مثبتی را نشان می دهد. یعنی کشاورزان ریسک گریزتر تقاضای بیشتری برای بیمه کردن محصول خود دارند.

رابطه سطح تحصیلات با کشش تقاضا در سطح یک درصد مثبت و معنی دار است؛ یعنی هرچه سطح تحصیلات کشاورزان بیشتر باشد، تقاضای آنها برای بیمه بیشتر می شود. چرا که با افزایش سطح تحصیلات درک افراد از مزايا و اهمیت بیمه بیشتر می شود.

ضریب مربوط به حق بیمه پرداختی برابر با $0/6$ - محاسبه شده است. در نتیجه، تقاضای بیمه گوجه نسبت به تغییر در هزینه خرید آن حساس می باشد. به عبارت دیگر، ضریب متغیر حق بیمه پرداختی توسط زارعین نشان می دهد که تقاضای بیمه با افزایش حق بیمه کاهش می یابد. ضریب متغیر مجازی نوع کشاورزی منفی و از نظر آماری بی معنی است. با این حال منفی بودن این ضریب می تواند تمایل کمتر افرادی که به گونه ای پاره وقت به کشاورزی مشغول هستند را به بیمه شدن نشان دهد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

همانگونه که نتایج نشان می دهد، میان حداقل و حداکثر کارآیی بهره برداران شکاف قابل لمسی وجود دارد. بنابراین به نظر می رسد که گوجه کاران مورد مطالعه می توانند با استفاده از روش های افزایش کارآیی بدون افزایش مصرف نهاده محصول تولیدی خود را افزایش دهند و لذا از هدر رفتن نهاده های تولید جلوگیری کنند و روی مرز کارآیی تولید قرار گیرند. بر این اساس پیشنهاد می شود به عنوان نقطه شروع دوره های آموزش فنی و ترویجی مناسب در رابطه با استفاده هی هوشمندانه از عوامل تولید شامل آب، سموم، بذر و ... برای گوجه کاران برگزار شود. آشنایی آنها با شیوه های مناسب استفاده از عوامل تولید موجب افزایش بهره وری و در نهایت بهبود کارآیی فنی گوجه کاران خواهد شد.

نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر تاثیر مثبت بیمه محصولات کشاورزی، بر افزایش ریسک پذیری بهره برداران گوجه کار عضو نمونه مورد مطالعه که از اهداف اصلی مطالعه حاضر می باشد، بوده است. به این معنی که بیمه بر افزایش سطوح ریسک گرایی گوجه کاران موثر بوده است. در مطالعات ترکمانی و موسوی (۱۳۹۰) و ترکمانی و قربانی (۱۳۷۸) بر این اثر مثبت تاکید شده است. بنابراین، بیمه با وجود اینکه در ارتقای روحیه گرایش به ریسک گوجه کاران موثر بوده است، لیکن نتوانسته موجب افزایش کارآیی فنی تولید این محصول شود. با این حال، توزیع فراوانی کارآیی فنی بهره برداران گوجه کار عضو نمونه، نشان داد کشاورزان بیمه شده وضعیت به نسبت مناسب تری نسبت به بهره برداران بیمه نشده دارند. افزون بر آن، عدم تاثیر مثبت بیمه بر افزایش

کارآبی فنی کشاورزان بیمه شده نمایانگر لزوم بازنگری در خدمات ترویجی در جهت انتقال نحوه مناسب و میزان صحیح استفاده از نهادهای تولید در هر دوگروه است.

نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضا نشان می‌دهد که سطح تحصیلات تاثیر مثبت بر تقاضا برای بیمه شدن دارد. بنابراین آموزش زارعین و آشنایی آنها با اصول و مبانی و مزایای بیمه محصولات کشاورزی می‌تواند تاثیر تعیین‌کننده‌ای بر تقاضای بیمه توسط بهره‌برداران داشته باشد. در مطالعات کرمی (۱۳۹۰)، دربان آستانه و ایروانی (۱۳۸۶)، عین‌الهی احمدی آبادی (۱۳۸۷)، ترکمانی و موسوی (۱۳۹۰) و ترکمانی و قربانی (۱۳۷۸) این نتیجه مورد تایید قرار گرفته است. مناسب و عادلانه بودن حق بیمه با بیمه نامه با توجه به درآمد زارعین و افزایش میزان غرامت پرداختی و پرداخت به موقع غرامت به کشاورزان خسارت دیده می‌تواند عامل موثری در جهت افزایش تقاضای بیمه در میان کشاورزان تلقی شود. تحقیقاتی مانند اسمیت و باکوت (۱۹۹۶) و ویلیماز و همکاران (۱۹۹۳) بر این رابطه مثبت تأکید دارند و نیز نظر به رابطه مثبت و معنی دار سطح زیرکشت و تقاضای بیمه، باید کشاورزان را به عضویت در تشکل‌هایی چون تعاونی‌های کشاورزان با حفظ مالکیت شخصی تشویق کرد تا از حالت خرده مالکی خارج شوند. اثر مثبت سطح زیرکشت بر تقاضای بیمه در مطالعات کرمی (۱۳۹۰) و عین‌الهی احمدی آبادی (۱۳۸۷) مورد تایید قرار گرفته است. لذا لازم است به منظور تقویت انگیزه کشاورزان و مشارکت آنان در امر بیمه، با همکاری نظام ترویج و آموزش کشاورزی، برنامه‌های آموزشی در این زمینه، بهویژه برای کشاورزان ریسک‌گریز، ارائه شود.

فهرست منابع

۱. ابطحی سی و اسلامی م ر. ۱۳۸۹. مقایسه استانی کارایی فنی تولید گندم دیم در ایران . پژوهش های ترویج و آموزش کشاورزی (۳) ۲۵-۳۶:
۲. ترکمانی ج . ۱۳۸۸. بررسی اثرات بیمه ای محصولات کشاورزی در کاهش ریسک و نابرابری درآمدی بهره برداران: مطالعه ای موردی در استان فارس. تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۱ شماره ۱
۳. ترکمانی ج و قربانی م. ۱۳۷۸ . عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی(مطالعه موردی کشاورزان شهرستان ساری). مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۰، شماره ۲
۴. ترکمانی ج و موسوی س . ن . ۱۳۹۰ .. بررسی اثرات بیمه محصولات زراعی بر کارایی تولید و مدیریت ریسک در کشاورزی مطالعه موردی در استان فارس، تحقیقات اقتصاد کشاورزی، (۳) ۱-۲۶:
۵. دریان آستانه، ع. ایروانی، ۵. ۱۳۸۶. عوامل موثر بر پذیرش بیمه محصول گندم: مطالعه موردی گندم کاران استان تهران. فصلنامه روستا و توسعه. ۱۰-۱۳۵ (۲): ۱۰.
۶. دهقانیان س . شاهنوشی ن و آذرین فری. (۱۳۸۵) . بررسی و تحلیل کارایی و بازاریابی زرشک کاران استان خراسان (مطالعه موردی: شهرستان قاینات)، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد سیزدهم، شماره ۴
۷. رستمی ف . شعبانعلی فمی ح . موحد محمدی ح و ایروانی ۵ . ۱۳۸۶ . عوامل مؤثر بر پذیرش بیمه مطالعه موردی گندمکاران شهرستان هرسین کرمانشاه . اقتصادکشاورزی و توسعه . ۱۵ (۶۰): ۱
۸. زارع مهرجردی م ر . ابراهیمی م . ۱۳۹۰ . تأثیر بیمه محصولات زراعی بر الگوی کشت بهینه و درآمد کشاورزان منطقه ارزوئی شهرستان بافت. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی) جلد ۲۵ ، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۰، ۳۲۱-۳۱۳
۹. سلامی، ح . و عین الهی احمد آبادی، م. ۱۳۸۰ . عوامل موثر بر تمایل کشاورزان چندرکار به خرید بیمه ای محصولات کشاورزی : مطالعه ای موردی استان خراسان . مجموعه ای مقالات همایش بیمه ای کشاورزی، توسعه و امنیت سرمایه گذاری، بانک کشاورزی ایران . ص. ۳۰۲.
۱۰. شاهنوشی، ن. عدالتیان، ع. هادی رفیعی، ۵ . خاکسار آستانه، ح و فرزانه، م.(۱۳۸۹). بررسی عوامل مؤثر بر رضایتمندی بیمه گذاران، فصلنامه بیمه و کشاورزی، ۷(۲۳ و ۲۴): ۴۴

۱۱. عبدالهی ب راحلی ح تقیزاده م کسرانی م و نجف لو ب ۱۳۸۹. اندازه‌گیری کارایی فنی و عوامل موثر بر آن در تولید خیار گلخانه‌ای (مطالعه‌ی موردی استان آذربایجان شرقی) مجله علمی پژوهشی علوم کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، سال چهارم، شماره ۱۴۵.
۱۲. عین الهی احمد آبادی، م. ۱۳۸۷. عوامل موثر بر پذیرش بیمه محصول گندم کاران استان زنجان: مطالعه موردی شهرستان خدابنده. اقتصاد کشاورزی و توسعه ۱۶(۶۳): ۷۰-۵۱.
۱۳. کرباسی، ع و کامبوزیا، ن. ۱۳۸۲. بررسی عوامل مؤثر تقاضای بیمه محصولات کشاورزی استان سیستان و بلوچستان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۱ و ۴۲، صص 107 تا 119.
۱۴. کرمی، آ. (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر احتمال پذیرش بیمه محصول گندم در استان کهگیلویه و بویراحمد. اقتصاد کشاورزی، جلد ۵ شماره ۲ صص ۲۵۰-۲۳۲.
۱۵. نیکوبی ع . ترکمانی ج. ۱۳۸۱ . تأثیر بیمه بر ریسک گرایی کشاورزان در استان فارس: مقایسه بیمه، اجرایی - گروهی با فردی . مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۱-۱۵:(۲۶).
16. Ahsan S.M. and Ali A.G, Kurian N.J. 1982. Toward a theory of agricultural insurance. American Journal of Agricultural Economics. 64: 520-529.
17. Anderson, J. R. 2003. Impacts of climate variability in Australian agriculture Review of Marketing and Agricultural Economics: 49 (31).
18. Garridio,A ; zberman,D.2007.Revising the Demand of Agricultural Insurance :the case of Spain European Association of Agricultural Economistis ,series.
19. Goodwin, B.K, (1993), "An empirical analysis of the demand for multiple peril crop insurance", American Journal of Agricultural Economics, 75: 425-434
20. Goodwin, B. & V. Smith (1995), The economics of crop insurance and disaster, The AEL Press Publisher for the American Enterprise Institute, Washington, DC.
21. Hardaker, J.B., Huirne, R.B.M. and Anderson J.R. 2004. Coping with Risk in Agriculture. CAB International, New York: 17- 37
22. Mcleman, R. & B. Smit (2006), Vulnerability to climate changing hazards and risks: crop and flood insurance, The Canadian Geographer, 50(2): 217-22

23. Moscardi,E. and A. Dejanvry (1977), Attitudes toward risk among peasants: An econometric approach, Amer. J. Agri. Econ.,59: 16-710.
24. Serra,T.and Goodwin, B. K. and featherston A.M.(2003). Modeling chengesin the u. s.demand forcrop insurance during the 1990 s.American Agricultural Association Annua Meeting.Montreal Canada Guly 21-30.
25. Singerman , A:HART, C;Sergio H.L.2010. Demand for crop insurance by organic com and soyabean Farmers in three major producing state Iowa university. Department of Economics , Ames,Iowa,
26. Smith, V. and A.E. Baquet. 1996. The demand for multiple peril crop insurance: evidence farm Montana wheat farms. American Journal of Agricultural Economics , 78: 189-201
27. Torkamani . J. 2006. Measuring and incorporating farmers' beliefsand preferences about uncertain events in decision analysis: Astochastic programming experiment. Indian Journal ofAgricultural Economics 61: 185-199.
28. Williams, J.R., Carricker, G.L., Barnaby, G.A. and Harper, G.K. 1993. Crop insurance and disaster assistance designs for wheat and grain sorghum. American Journal of Agricultural Economics. 75: 435-447.

پیوست‌ها

جدول ۱- برآورد حداکثر درست نمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی گوجه کاران عضو نمونه مورد بررسی با استفاده از روش MLE

| T آماره | ضریب | متغیرها |
|-----------|----------|----------------------------------|
| *** ۵/۹۷ | ۲/۶۲ | LA |
| *** -۲/۰۷ | .۰/۲۵ | S |
| .۰/۳ | .۰/۰۱۶ | F |
| ۱/۱۴ | .۰/۰۰۰۴ | P |
| *** ۲/۰۴ | .۰/۰۰۲ | L |
| .۰/۹۴ | .۰/۰۰۰۱ | M |
| .۰/۲۷ | -۰/۰۰۱ | W |
| *** ۲/۷۹ | .۰/۰۰۱ | LLA |
| *** ۴/۰۹ | .۱/۰۲ | LS |
| -۰/۰۶ | -۰/۰۱۶ | LF |
| *** ۲/۰۷ | .۰/۰۰۰۰۳ | LP |
| .۰/۶۱ | -۰/۰۰۰۰۱ | LL |
| *** ۲/۸۶ | .۰/۱۶ | LM |
| ۱/۲۲ | .۰/۱۷ | LW |
| -۰/۷۴ | .۰/۰۰۰۰۳ | C |
| *** ۷/۵۸ | .۰/۳۲ | σ^2 |
| *** ۴۳/۵۰ | .۰/۹۶ | $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ |
| -۶۰/۲۳ | | log likelihood |

مأخذ: یافته های تحقیق *** سطح معنی داری ۱ درصد ** سطح معنی داری ۵ درصد * سطح معنی داری ۱۰ درصد

جدول ۲- تأثیر عوامل مدیریتی بر کارایی فنی گوجه کاران منطقه مورد مطالعه

| متغیر | ضریب ثابت | ضریب | انحراف معیار | آماره t |
|-----------------------|-----------|--------|--------------|---------|
| سطح تحصیلات | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۰۴۵ | *** |
| مالکیت زمین های زراعی | ۰/۰۵۷ | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۲۴ | *** |
| تجربه کشاورزی | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۱۳ | ۰/۰۳۵ | *** |
| بیمه | ۰/۰۲۶ | ۰/۰۰۲۵ | ۰/۰۳۳ | ۱/۰۳۳ |
| سطح زیر کشت | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۵۴ | *** |
| داشتن شغل غیر کشاورزی | -۰/۰۵۹ | ۰/۰۰۲۵ | -۰/۰۳۳ | *** |
| ضریب ثابت | ۰/۵۲ | ۰/۰۵ | ۰/۰۳۱ | *** |
| \bar{R}^2 | | ۰/۱۸ | ۰/۱۶ | R^2 |

مأخذ: یافته های تحقیق *** سطح معنی داری ۱ درصد ** سطح معنی داری ۵ درصد * سطح معنی داری ۱۰ درصد

جدول ۳- توزیع فراوانی کارایی فنی گوجه کاران گروه بیمه نشده عضو نمونه(%)

| سطح کارایی فنی | جمع کل | فراوانی | درصد | درصد تجمعی |
|----------------|--------|---------|------|------------|
| کمتر از ۴۰ | ۸۰ | ۱۱ | ۱۰/۶ | ۱۰/۶ |
| ۴۰ تا ۶۰ | ۶۰ | ۱۳ | ۱۲/۵ | ۲۳/۱ |
| ۶۰ تا ۸۰ | ۶۰ | ۴۹ | ۴۷/۱ | ۷۰/۲ |
| به بالا | ۸۰ | ۳۱ | ۲۹/۸ | ۱۰۰ |
| مجموع | | ۱۰۴ | ۱۰۰ | - |

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۴- توزیع فراوانی کارایی فنی گوجه کاران گروه بیمه شده عضو نمونه(%)

| سطح کارایی فنی | جمع کل | فراوانی | درصد | درصد تجمعی |
|----------------|--------|---------|------|------------|
| کمتر از ۴۰ | ۸۰ | ۶ | ۶ | ۶ |
| ۴۰ تا ۶۰ | ۶۰ | ۲۵ | ۲۵ | ۳۱ |
| ۶۰ تا ۸۰ | ۶۰ | ۳۷ | ۳۷ | ۶۸ |
| به بالا | ۸۰ | ۳۲ | ۳۲ | ۱۰۰ |
| مجموع | | ۱۰۰ | ۱۰۰ | - |

مأخذ: یافته های تحقیق

**جدول ۵- مقایسه توزیع فراوانی کارایی فنی گوجه کاران
گروههای بیمه شده و بیمه نشده عضو نمونه(%)**

| سطح کارایی فنی | بیمه نشده | بیمه شده |
|----------------|-----------|----------|
| کمتر از ۴۰ | ۱۱ | ۶ |
| ۴۰ تا ۶۰ | ۱۳ | ۲۵ |
| ۶۰ تا ۸۰ | ۴۹ | ۳۷ |
| به بالا | ۳۱ | ۲۲ |
| میانگین | ۶۸ | ۶۹ |
| حداقل | ۱۶ | ۱۶ |
| حداکثر | ۹۴ | ۹۶ |
| دامنه | ۷۸ | ۸۰ |

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۶- ویژگیهای آماری ضریب ریسک گریزی محاسبه شده برای گروه بیمه شده

| متغیر | مقدار |
|--------------|-------|
| تعداد | ۱۰۰ |
| میانگین | ۰/۳۹ |
| انحراف معیار | ۰/۱۹ |
| واریانس | ۰/۰۳۵ |
| حداقل | ۰/۰۰۲ |
| حداکثر | ۰/۶۶ |
| میانه | ۰/۴۲ |

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۷- ویژگی های آماری ضریب ریسک گریزی محاسبه شده برای گروه بیمه نشده

| متغیر | مقدار |
|--------------|-------|
| تعداد | ۱۰۴ |
| میانگین | ۰/۵۱ |
| انحراف معیار | ۰/۱۲ |
| واریانس | ۰/۰۱۴ |
| حداقل | ۰/۱۷ |
| حداکثر | ۰/۷ |
| میانه | ۰/۵۲ |

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۸- نتایج برآورد تابع تقاضا برای بیمه گوجه کاران منطقه موردمطالعه

| متغیر | ضریب | مقدار t | سطح معنی دار بودن |
|-------------------------|--------|---------|-------------------|
| ضریب ثابت | -۶/۸۱ | -۵/۵۸ | %۱ |
| سطح زیر کشت | ۰/۲۹ | ۳/۰۹ | %۱ |
| حق بیمه پرداختی | -۰/۰۶ | -۴/۷۹ | %۱ |
| نسبت غرامت به حق بیمه | ۰/۰۰۸ | ۱/۹۹ | %۵ |
| درجه ریسک گریزی | ۰/۰۴ | ۱/۹۵ | %۵ |
| تحصیلات رسمی | ۰/۱۱ | ۲/۸۰ | %۱ |
| تجربه بهره‌بردار | ۰/۰۴ | ۱/۶۴ | NS |
| متغیر مجازی مالکیت زمین | ۰/۰۰۲ | ۰/۶۵ | NS |
| متغیر مجازی نوع کشاورزی | -۰/۰۰۲ | -۰/۰۵۹ | NS |

$$R^2 = 0.92$$

$$\bar{R}^2 = 0.91$$

$$D.W.=2.03$$