

عوامل مؤثر بر ریسک تولید انار با رویکردی به فقر

(مطالعه‌ی موردی: روستاهای بخش مرکزی شهرستان شهرضا)

سید ابوالقاسم مرتضوی*^۱، مهدی قربانی^۲، پژمان اعلائی بروجنی^۱، علیرضا علیپور^۲

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۳/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۵/۱۸

چکیده

فقر یک ویژگی مهم اقتصادی- اجتماعی اثرگذار بر فعالیت‌های اقتصادی کشاورزان روستایی است و از آنجایی که ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی بر رفتار ریسک‌گریزی کشاورزان مؤثر است؛ بررسی ریسک با رویکرد فقر اهمیت به‌سزایی دارد. در مطالعه‌ی حاضر میزان ریسک نهاده‌های تولیدی محصول انار، با استفاده از روش تخمین حداکثر راستنمایی (MLE) و برآورد تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته‌ی محصول در روستاهای بخش مرکزی شهرستان شهرضا تحلیل گردید. وضعیت فقر کشاورزان مورد مطالعه، توسط شاخص فقر در سه گروه ریسک‌گریزی کم، متوسط و زیاد بررسی گردید. سپس براساس کشش نهاده‌ای تابع تولید، پارامتر ریسک‌گریزی محاسبه و تأثیر ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی انارکاران بر آن مورد ارزیابی قرار گرفت. همچنین، فاصله‌ی درآمدی کشاورزان از خط فقر مطلق به‌عنوان طبقه‌ی فقری آنها در نظر گرفته شد و به‌عنوان متغیر کیفی مؤثر بر پارامتر ریسک‌گریزی منظور گردید. کشاورزان مورد مطالعه از طریق نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای از انارکاران روستاهای بخش مرکزی شهرستان شهرضا انتخاب گردیدند. نتایج حاصل از تخمین نشان داد که نهاده‌های سطح زیرکشت و کودهای شیمیایی دارای تأثیر مثبت بر ریسک تولید انار هستند و میزان آب مصرفی، کود دامی و نیروی کار نیز دارای اثرگذاری منفی بر ریسک تولید آن می‌باشند. علاوه بر این فقر، عامل فزاینده و تعداد افراد خانواده و سطح زیرکشت عامل کاهنده‌ی پارامتر ریسک‌گریزی کشاورزان شناخته شدند. در نهایت پیشنهاد گردید که با هدف مدیریت ریسک بهره‌برداران، سیاست‌های تأمین نهاده‌های کود فسفات و نیترات در زمان مناسب، گسترش بیمه‌ی محصول و کاهش فقر اعمال شود.

طبقه‌بندی JEL: D81.

واژه‌های کلیدی: پارامتر ریسک‌گریزی، تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته، شاخص فقر.

۱- به ترتیب استاد و دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: Samortazavi@modares.ac.ir

پیشگفتار

بخش کشاورزی در کشورهای درحال توسعه، نقش مهمی در فرآیند امر توسعه ایفا می‌نماید. فعالیت در این بخش به علت مخاطرات طبیعی، نوسانات قیمت در بازار و شرایط اجتماعی و رفتاری خود کشاورزان، همراه با مخاطره و نبود اطمینان می‌باشد و کشاورزان در فرآیند تصمیم‌گیری جهت مصرف نهاده‌ها و ترکیب تولید با ریسک و نبود اطمینان به درآمد آتی مواجه هستند (احسان و همکاران، ۱۳۸۷). با این وجود کشاورزان ممکن است گزینه‌های درست را برای به‌دست آوردن سود مطمئن انتخاب نکنند. مطالعه‌ی رفتار کشاورزان در قبال ریسک می‌تواند در سیاست‌گذاری دقیق‌تر مفید بوده و بر تصمیم‌گیری‌های سیاستی مربوط به تولید، افزایش تولید و کاهش ریسک اثرگذار باشد (کوپاهی و همکاران، ۱۳۸۸). در نظر نگرفتن ریسک در مطالعات باعث کاهش اعتبار مطالعه شده و در نتیجه سیاست‌گذاری را از مسیر واقعی خود دور خواهد کرد (هیزل و نورتون، ۱۹۸۶).

تاکنون مطالعات گوناگونی در زمینه‌ی ریسک انجام گرفته است و محققین از دیدگاه‌ها و زوایای گوناگون و با استفاده از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی ریاضی، به موضوع ریسک پرداخته‌اند. برای نمونه، مدل‌های برنامه‌ریزی ریاضی شامل برنامه‌ریزی تصادفی (خطی معمولی، غیرخطی و موتاد) جهت تعیین الگوی کشت با در نظر گرفتن ریسک فعالیت‌ها (شاهی، ۱۳۸۶؛ اکبری و همکاران، ۱۳۸۷) و همچنین تحلیل پوششی داده‌های بازه‌ای جهت تعیین کارایی با توجه به عدم قطعیت در داده‌ها (کریمی و همکاران، ۱۳۸۷) مورد استفاده‌ی محققین قرار گرفته است. همچنین تأثیر نهاده‌ها بر ریسک و میانگین تولید در مطالعات مختلف با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی مورد بررسی قرار گرفته است (مقدسی و یزدانی، ۱۳۷۵؛ کرباسی و همکاران، ۱۳۸۴؛ احسان و همکاران، ۱۳۸۷؛ تهامی‌پور، ۱۳۸۷؛ موسوی و همکاران، ۱۳۸۷؛ قربانی و جعفری، ۱۳۸۸؛ کوپاهی و همکاران، ۱۳۸۸؛ همراز و همکاران، ۱۳۹۰). وجه مشترک مطالعات ذکر شده، استفاده از روش جاست و پاپ جهت بررسی اثر نهاده‌ها بر واریانس تولید محصول (ریسک نهاده‌ها) است. تهامی‌پور (۱۳۸۷) در شهرستان زرنند و موسوی و همکاران (۱۳۸۷) در استان فارس برای تولیدکنندگان پسته نشان دادند که نهاده‌ی نیروی کار، فزاینده‌ی ریسک بوده و نهاده‌های آب و کود شیمیایی کاهنده‌ی ریسک می‌باشند. در خراسان، گندم‌کاران در سال زراعی ۸۳-۱۳۸۲ با نهاده‌های فزاینده ریسک (نیروی کار، کود ازته، دور آبیاری و بذر) و نهاده‌ی کاهنده‌ی ریسک مانند کود ازته به تولید محصول پرداختند (قربانی و جعفری، ۱۳۸۸). همچنین در این استان برای محصول انار نهاده‌های کود پتاسه، نیروی کار، ماشین‌آلات، سطح زیرکشت و کود دامی ریسک تولید را کاهش و کود فسفاته و آب، ریسک را افزایش می‌دهند (همراز و همکاران، ۱۳۹۰) و برای

محصول زیره آبی نیروی کار ریسک تولید را افزایش و ارزش بذر مصرفی، به دلیل کیفیت خوب، ریسک را کاهش می‌دهند (کرباسی و همکاران، ۱۳۸۴). کاربرد تابع جاست و پاپ در کیتی قبرس نشان داد که میزان مصرف نهاده‌های آفت کش و کود شیمیایی در هر دو گروه سبزیجات و غلات با ریسک رابطه‌ی مثبت دارد؛ اما نیروی کار در هر دو گروه، نهاده‌ی کاهش‌دهنده ریسک می‌باشد. نهاده‌ی آب برای سبزیجات، افزایش‌دهنده‌ی ریسک و برای غلات کاهش‌دهنده‌ی ریسک می‌باشد (کندوری و ناگس، ۲۰۰۵).

علاوه بر مسأله‌ی ریسک تولید، عواملی که بر دیدگاه ریسکی کشاورزان تأثیر می‌گذارد؛ نیز اهمیت دارد. تفاوت در ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی کشاورزان سبب واکنش متفاوت آنها در مقابل ریسک می‌شود (جاست و پاپ، ۱۹۷۸)، یکی از ویژگی‌های مهم اقتصادی- اجتماعی، مسأله‌ی فقر است؛ با توجه به ریسکی بودن فعالیت‌ها در مناطق روستایی، روستاییان ممکن است در چرخه‌ی ریسک- فقر گرفتار شوند؛ یعنی روستاییان فعالیت‌های مطمئن‌تر را با از دست دادن بخشی از درآمد جهت مقابله با ریسک انتخاب کنند و رها شدن از چنین وضعیتی با روی آوردن به موقعیت‌های پر بازده‌تر و ریسکی‌تر امکان پذیر است (شیروانیان و ترکمانی، ۱۳۸۹) که توجه به این مهم در مطالعات ریسکی، سیاست‌های افزایش تولید را ارتقاء می‌بخشد. برخی از مطالعات در زمینه‌ی ریسک در کشاورزی، علاوه بر تخمین تابع تولید، اثر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی را نیز بر پارامتر ریسک‌گریزی بررسی نموده‌اند. به عنوان نمونه در شهرستان زرنند، پسته‌کاران با افزایش سن ریسک‌گریزتر شده اما افزایش درآمد، سابقه و سطح زیرکشت، کشاورزان را ریسک‌پذیرتر می‌کند (تهامی‌پور، ۱۳۸۷). در ایالت پوابلا کشور مکزیک، کشاورزان در مقابل اثر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی مانند سطح تحصیلات، اندازه خانواده، درآمد خارج از مزرعه، زمین تحت کنترل و عضویت در اتحادیه‌ی کشاورزی، رفتار ریسک‌پذیری از خود نشان می‌دادند؛ اما با افزایش سن ریسک‌گریز می‌شدند (موسکاردی و دی‌جانوری، ۱۹۷۷). همچنین برنج‌کاران در منطقه‌ی بنو نیجریه بر اساس پارامتر ریسک‌گریزی، با افزایش فقر ریسک‌گریزی بیشتری از خود نشان دادند و بر اساس شاخص FGT حدود ۷۸ درصد برنج‌کاران در گروه فقیر جای گرفتند (آیه و اوجی، ۲۰۰۴).

بر اساس آمارگیری محصولات باغی وزارت جهاد کشاورزی (دفتر آمار و فناوری وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۹) سهم استان اصفهان در سال ۱۳۸۷ از کل تولیدات آبی انار کشور ۳/۴۱ درصد بوده است که شهرستان شهرضا سهم قابل توجهی (۳۹/۸۴ درصد) در تولید انار آبی این استان داشته است. در مطالعه‌ی حاضر سعی شده است با هدف بررسی ریسک نهاده‌ای تولید محصول انار در شهرستان شهرضا با رویکرد فقر، اثر نهاده‌ها بر میانگین و واریانس تولید انار در روستاهای بخش مرکزی شهرستان شهرضا و همچنین اثر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی، بر رفتار ریسک‌گریزی

کشاورزان تعیین گردد؛ این مطالعه تنها به مسئله‌ی ریسک تولید نپرداخته و متغیرهای اجتماعی و رفتارشناختی را نیز لحاظ کرده است و روش تخمین مناسب و کاراتری جهت تخمین تابع ریسک تولید نسبت به مطالعات مشابه داخلی برگزیده است که از لحاظ اقتصادسنجی بر دقت کار افزوده است.

مواد و روش‌ها

روش‌های مرسوم در اقتصادسنجی شامل تخمین پارامترهای تابع تولید با استفاده از ارزش نهاده‌ها و محصول مشاهده شده است. تکنولوژی تولید معین و قطعی، رابطه‌های تولید را به صورت میانگین سطح نهاده‌ها و محصول مشخص می‌کند؛ اما شواهد عمده در ادبیات موضوع است که توزیع محصول تابع منحصر به فرد از گشتاور آن است (آندرسون، ۱۹۷۳؛ روماست، ۱۹۷۶). بنابراین تابع تولید می‌تواند به صورت یک فرآیند تصادفی نشان داده شود که در آن توزیع محصول به طور مقید توسط مقادیر نهاده‌ها و تکنولوژی تعیین شده است. شکل‌های متفاوتی از تابع تولید تصادفی تصریح شده‌اند که جزء خطا که اثرات عوامل غیرقابل کنترل مانند آب و هوا، عدم کارایی فنی و غیره را منعکس می‌کند، به قسمت معین تابع تولید اضافه شده است؛ علاوه بر این، در رابطه با جزء خطای افزوده شده به تابع تولید معین نشان داده شده که نوسان در محصول (ریسک تولید) نیز توسط عوامل برون‌زا و سطوح نهاده‌ها توضیح داده می‌شود (دی‌جانوری، ۱۹۷۲؛ پاپ و کرامر، ۱۹۷۹؛ جاست و پاپ، ۱۹۷۹).

از آنجا که اثر یک نهاده بر ریسک (واریانس) تولید ممکن است فزاینده، ثابت یا کاهنده باشد؛ جاست و پاپ نشان دادند که توابع تولید کاب داگلاس، ترانسندنتال و غیره با فرم متداول، فرض فوق را برآورده نمی‌سازند و در صورتی که این توابع به کار روند، اثر یک نهاده بر واریانس تولید عیناً شبیه اثر آن بر میانگین تولید است و این دو اثر به هم وابسته‌اند. از لحاظ عملی تأثیر نهاده‌ها در واریانس تولید با تأثیر آنها در میانگین تولید تفاوت دارد. از این رو جاست و پاپ به این نتیجه رسیدند که فرم تابع تولید باید دارای دو جزء باشد: یک جزء اثر نهاده‌ها را بر مقدار تولید انتظاری (عملکرد) توضیح می‌دهد و جزء دیگر اثر نهاده‌ها را بر واریانس تولید توضیح می‌دهد. بنابراین تابع Y به صورت زیر یک تابع مناسب برای بیان اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید است (جاست و پاپ، ۱۹۷۸):

$$Y = f(X) + h(X)^{1/2} \varepsilon; E(\varepsilon) = 0, V(\varepsilon) = 1; E(y) = f(x|\beta), \text{var}(y) = h(x|\alpha) \quad (1)$$

که در آن Y میزان تولید، $f(X)$ میانگین تولید، X بردار نهاده‌ها شامل نهاده‌های سطح زیرکشت، آب، کود دامی، نیروی کار، کود فسفات و کود نیترات، $h(X)$ واریانس تولید و ε جمله اخلال با

میانگین صفر و واریانس یک است. بنابراین، تابع تولید تصادفی دارای دو جزء قطعی و تصادفی است. جزء قطعی یا $f(X)$ آثار نهاده‌ها را بر میانگین تولید و جزء تصادفی یا $h(X)^{1/2}$ آثار نهاده‌ها را بر واریانس تولید نشان می‌دهد؛ البته شرط لازم برای استفاده از این توابع، جمع‌پذیر بودن اجزای اخلال است. جاست و پاپ در مقاله‌ی خود اثبات کرده‌اند که فرض مورد نظر توسط تابع کاب داگلاس برآورده می‌شود. جهت برآورد تابع تولید فوق، به دلیل این که تابع $h(X)$ خود، تابعی از متغیرهای توضیحی است، با مشکل واریانس ناهمسانی مواجه هستیم. برای رفع این مشکل علاوه بر روش سه مرحله‌ای پیشنهادی جاست و پاپ (جاست و پاپ، ۱۹۷۹)، از روش تخمین حداکثر راستنمایی^۱ نیز می‌توان بهره گرفت. روش حداکثر راستنمایی نسبت به روش سه مرحله‌ای، به خصوص زمانی که حجم نمونه اندک باشد، تخمین‌های سازگارتر و کاراتری به دست می‌دهد (سوها و همکاران، ۱۹۹۷؛ کیم و پانگ، ۲۰۰۹) مقادیر α و β می‌توانند در حداکثر مقدار رابطه (۲) تخمین زده شوند:

$$\ln l = -\frac{1}{\gamma} \left[n \ln(2\pi) + \sum_{i=1}^n \ln h^2(x|\alpha) + \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - f(x|\beta))^2}{h^2(x|\alpha)} \right] \quad (2)$$

با این فرض که $y \approx N(f(x|\beta), h^2(x|\alpha))$ می‌باشد و برای $f(x)$ و $h(x)$ فرم تابع کاب-داگلاس در نظر گرفته شده است، الگوریتم به کار رفته جهت تخمین، الگوریتم مارکوارت^۲ است که به مقادیر اولیه α و β حساس می‌باشد و در نتیجه معیاری جهت مقایسه و گزینش لازم است آماره‌ی آکائیک که بر اساس مقدار تابع راستنمایی محاسبه می‌گردد، بدین منظور به کار می‌رود. هرچند روش‌های بسیاری برای اندازه‌گیری فقر وجود دارد، اما معیار فقر انتخاب شده بایستی داوری‌های ارزشی روی اندازه و اهمیت فقر را در خود داشته باشد و همچنین برای به‌کارگیری و تفسیر آسان باشد. یکی از معیارهایی که مناسب تشخیص داده شد، شاخص FGT (فوستر و همکاران، ۱۹۸۴) است که به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{Z - y_i}{Z} \right)^\alpha \quad (3)$$

در رابطه‌ی (۳)، P_α شاخص فقر و α یک پارامتر غیرمنفی است که میزان تنفر و گریز از فقر در جامعه را نشان می‌دهد و هرچه مقدار آن بیشتر باشد؛ به این معنی است که جامعه از فقر گریزان‌تر بوده و باید به فقیرترین افراد اهمیت بیشتری داد. در صورتی که α مقادیر صفر، ۱ و ۲ را بگیرد،

1- Maximum Likelihood Estimation

2- Marquardt

به ترتیب نسبت سرشمار فقر، شکاف فقر و مجذور شکاف فقر را نشان می‌دهد. نسبت سرشمار از نسبت تعداد افراد (خانوار) فقیر (زیر خط فقر) q به کل افراد (خانوار) در جامعه n ، یعنی $H = q/n$ ، شکاف فقر فاصله کلی فقرا نسبت به خط فقر و به عبارتی میانگین شکاف فقر در جامعه است. مجذور شکاف فقر حساسیت بیشتری به عمق فقر نشان می‌دهد (ابونوری و مالکی، ۱۳۸۷). Z خط فقر و Y درآمد سرانه کشاورز است. خط فقر مطلق در ایران بر مبنای گزارش بانک مرکزی (بانک مرکزی ایران، ۱۳۸۶)، بر پایه ۵۰ درصد میانه‌ی هزینه برای هر فرد، برای سال ۱۳۸۵ برابر با ۶۶،۵۹۵ تومان در ماه بوده است. با فرض رشد ثابت سالیانه نسبت به سال‌های قبل می‌توان در سال ۱۳۸۸ میزان ۱۲۲،۶۴۳ تومان را برای هر نفر در ماه به‌عنوان متغیر Z در شاخص FGT استفاده نمود. در ادامه کشاورزان بر پایه‌ی درآمدشان نسبت به خط فقر به سه سطح تقسیم‌بندی شدند: کشاورزانی که درآمدشان زیر نصف خط فقر (کمتر از ۶۱۳۲۱/۷ تومان در ماه برای هر فرد خانوار) قرار داشت، هسته فقر و آنهایی که نصف خط فقر تا خط فقر بودند، فقیر و کشاورزانی که بالای خط فقر بودند غیر فقیر در نظر گرفته شدند. همچنین شاخص‌های فقر برای کشاورزان در هر طبقه ریسک‌گریزی محاسبه گردید تا وضعیت فقر در هر گروه ریسکی نیز مشخص گردد. در نهایت بر مبنای کشش نهاده‌ای تابع تولید و با استفاده از روش موسکاردی و دی‌جانوری رابطه‌ی (۴) که از بهینه‌سازی تابع تولید کاب داگلاس تحت شرایط عدم حتمیت به‌دست می‌آید، جهت تعیین پارامتر ریسک‌گریزی به‌کار برده شد (موسکاردی و دی‌جانوری، ۱۹۷۷):

$$k(s) = \frac{1}{\theta} \left(1 - \frac{P_m X_m}{P \mu_y f_m} \right) \quad (4)$$

که در آن، $k(s)$ پارامتر ریسک‌گریزی؛ θ ضریب واریانس که از تقسیم میانگین تولید بر انحراف معیار تولید به‌دست می‌آید؛ P_m و X_m به ترتیب قیمت و میزان نهاده‌ای که بیشترین سهم را در هزینه متغیر دارد؛ P قیمت هر کیلوگرم محصول؛ μ_y میانگین عملکرد محصول و f_m کشش تولید نهاده‌ای است.

مرحله‌ی نهایی، رگرس کردن $k(s)$ بر روی عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر آن نظیر سن کشاورز، سطح تحصیلات، میزان فقر و ... می‌باشد:

$$K = f(AG, H, ED, S, E_1, E_2) \quad (5)$$

که در آن K پارامتر نگرش ریسکی؛ AG سن کشاورز (سال)؛ H اندازه خانواده؛ ED سطح تحصیلات (سال)؛ E_1 متغیر موهومی هسته فقیر شامل ۱ برای کشاورزان در هسته فقر و صفر برای غیر آن؛ E_2 متغیر موهومی فقیر شامل ۱ برای کشاورزان فقیر و صفر برای غیر آن است. توضیح آنکه از آنجایی که برای کشاورزان سه سطح هسته فقر، فقیر و غیر فقیر در نظر گرفته شده است و

با توجه به اینکه مدل رگرسیون دارای جزء ثابت می‌باشد، در این صورت تعداد متغیرهای موهومی بایستی مساوی تعداد گروه‌های متغیر کیفی منهای یک باشد (ابریشمی، ۱۳۸۵). جامعه‌ی آماری مورد نظر در این مطالعه، روستاهایی از شهرستان شهرضا می‌باشد که شغل غالب ساکنان آنها فعالیت باغبانی محصول انار می‌باشد. بر اساس موقعیت مکانی باغات انار و با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دومرحله‌ای، کشاورزان در خوشه‌ها دسته‌بندی شده و سپس از هر خوشه به تصادف کشاورزان انتخاب گردیدند، نمونه‌ای به حجم ۵۵ نفر انتخاب و داده‌ها برای سال ۱۳۸۸-۸۹ به صورت مصاحبه‌ای جمع‌آوری گردید.

تعیین تعداد خوشه‌ها، در نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای بر اساس رابطه‌ی (۶) صورت می‌گیرد.

$$n_c = \frac{N_c \sigma_r^2}{\frac{B^2}{4N_c} + \sigma_r^2} \quad (6)$$

که در آن n_c تعداد خوشه‌های انتخابی، N_c تعداد خوشه‌ها در جامعه، σ_r^2 واریانس تولید در جامعه و B خطای اندازه‌گیری که ۱۰ درصد در نظر گرفته می‌شود، می‌باشند. سپس درون خوشه‌ها متناسب با حجم خوشه‌ها، نمونه‌ی مورد مطالعه بر اساس رابطه‌ی (۷) انتخاب می‌گردد.

$$n = \frac{Nt^2 \delta^2}{(N-1)B^2 + t^2 \delta^2} \quad (7)$$

n تعداد نمونه‌ی لازم برای دستیابی به اطلاعات کافی جهت تطبیق و تعمیم به جامعه، مقدار آماره‌ی t برابر ۲، δ^2 واریانس و N تعداد اعضا درون خوشه‌های منتخب است.

نتایج و بحث

در روش تخمین حداکثر راستنمایی مقادیر پارامترهای جزء ثابت و تصادفی جدول ۱ به‌طور همزمان تخمین زده می‌شوند. بر مبنای نتایج تخمین، نهاده‌های سطح زیرکشت، آب، کود دامی و کود شیمیایی نیترا اثر مثبت بر میانگین تولید دارند. اثرات مثبت عناصر غذایی در افزایش عملکرد و ارتقاء کیفیت انار (جلوگیری از ترکیدگی پوسته خارجی انار) به اثبات رسیده است (بی‌نام، ۱۳۸۹). اثر نهاده‌ی نیروی کار بر میانگین تولید منفی می‌باشد که در سطح یک درصد معنادار است. شاید مهم‌ترین عاملی که بر منفی بودن ضریب این نهاده در منطقه تأثیر دارد، استفاده از این نهاده در ناحیه‌ی سوم به علت عدم آگاهی کشاورزان از میزان بهینه این نهاده است؛ جایی که تولید نهایی منفی و باعث کاهش تولید می‌شود.

بخش دوم جدول ۱ نشان‌دهنده‌ی نتایج جزء تصادفی است. نهاده‌های سطح زیرکشت و کودهای شیمیایی دارای اثر مثبت بر واریانس تولید هستند، ریسک تولید مربوط به سطح زیرکشت از دو جهت قابل تفسیر است: اول، افزایش سطح زیر کشت بر حسب شدت اختلاف در کیفیت زمین می‌تواند باعث افزایش (کاهش) ریسک تولید شود؛ دوم، افزایش سطح زیرکشت، در شرایطی که باعث رقابت بین فعالیت‌های مختلف تولید محصول بر سر نهاده‌هایی مثل نیروی کار شود، می‌تواند منجر به سطح بالاتری از ناپایداری در تولید محصول شود؛ چرا که به‌عنوان مثال، استفاده از نیروی کار برای بعضی از عملیاتی که باید در زمان خاص انجام گیرد، لازم است. با توجه به چندفعالیتی بودن کشاورزان منطقه، با افزایش سطح زیرکشت، رقابت بین فعالیت‌ها برای مصرف نهاده‌ها، به‌ویژه نهاده‌ی نیروی کار و آب که در زمان مشخص لازم می‌باشد، افزایش می‌یابد (فوفو و حسن، ۲۰۰۵). اثر فزاینده‌ی کودهای شیمیایی بر ریسک تولید چنین قابل توجیه است که "در کوتاه‌مدت ممکن است بهره‌برداران در کاربرد نهاده‌های مدرن مانند کود به‌طور ناکارا عمل کنند؛ اما در طول زمان و به موازات کسب تجربه و آشنایی بیشتر با خصوصیات این فناوری‌ها، کارایی بهره‌برداران افزایش می‌یابد و در نتیجه نهاده‌ای که در مراحل ابتدایی اثر فزاینده و مثبت بر ریسک داشت، ممکن است در نهایت نسبت به ریسک اثر کاهنده یا خنثی پیدا کند" (تهامی‌پور، ۱۳۸۷). نیروی کار دارای اثر منفی بر ریسک می‌باشد، از آنجا که نیروی کار جزء یکی از نهاده‌هایی است که دسترسی به آن در مراحل مختلف مانند کوددهی، آبیاری، هرس، مبارزه مکانیکی و شیمیایی و برداشت در زمان مشخص لازم می‌باشد و به‌صورت مکمل با سایر نهاده‌ها استفاده می‌شود، می‌توان انتظار داشت که فراهم بودن نیروی کار، به‌دلیل به‌موقع انجام دادن امور باغی، منجر به سطح بالاتری از پایداری تولید محصول می‌شود.

شکل (۱) فراوانی نسبی مقادیر نرمال شده پارامتر ریسک‌گریزی را نشان می‌دهد که بر اساس این نمودار اکثر کشاورزان مورد مطالعه ریسک‌گریز هستند، میانگین مقادیر پارامتر ریسک‌گریزی ۰/۶۶ می‌باشد و بیانگر این است که به‌طور میانگین کشاورزان منطقه در طبقه‌ی ریسک‌گریزی زیاد قرار دارند و مقدار چولگی ۱/۸۶- نیز مؤید فراوانی بیشتر کشاورزان به سمت ریسک‌گریزی بیشتر است. همچنین توصیف آماری پارامتر ریسک‌گریزی بر مبنای سه گروه با ریسک‌گریزی کم، متوسط و زیاد در جدول ۲ نشان داده شده است؛ بر مبنای نتایج این جدول با افزایش درآمد قدرت ریسک‌پذیری افزایش و به عبارت دیگر پارامتر ریسک‌گریزی کاهش می‌یابد. به این معنی که کشاورزان با معیار ریسک‌گریزی بالا درآمد کمتری دارند؛ همچنین میانگین سطح زیرکشت از کشاورزان ریسک‌گریزتر به کشاورزان ریسک‌پذیرتر افزایش یافته است که مؤید اثر منفی این متغیر بر پارامتر ریسک‌گریزی است. بررسی میزان فقر در هر گروه ریسکی در جدول ۳ آورده شده است.

بر اساس هر سه شاخص نسبت سرشمار، شکاف فقر و مجذور شکاف فقر افراد فقیر در طبقه‌ی ریسک‌گریزی کم وجود ندارد و همچنین میزان فقر در کشاورزان ریسک‌گریزتر رایج‌تر است. براساس شاخص نسبت سرشمار $۰/۷۸/۲$ کشاورزان صرف‌نظر از طبقه ریسکی فقیر هستند، شاخص شکاف فقر که بر فاصله کلی فقر نسبت به خط فقر مبتنی است، $۰/۵۰/۶$ کشاورزان را در عمق فقر نشان می‌دهد، شاخص مجذور شکاف فقر که میزان تنفر از فقر در جامعه را برجسته‌تر می‌سازد $۰/۳۵/۵$ به‌دست آمد.

بر طبق نتایج جدول ۴ متغیرهای سطح فقر مطابق انتظار بر پارامتر ریسک‌گریزی اثر مثبت دارند؛ از آنجا که متغیرها به صورت صفر و یک می‌باشد، در صورتی که کشاورز در گروه هسته فقر باشند، متغیر موهومی هسته فقر یک و متغیر موهومی فقیر صفر است. در نتیجه $۰/۵۰/۱$ واحد به عرض از مبدأ معادله پارامتر ریسک‌گریزی اضافه شده و به سمت بالا منتقل می‌گردد که در هر سطح از سایر نهاده‌ها ریسک‌گریزی کشاورزان را می‌افزاید. در صورتی که کشاورزان در سطح فقیر باشند، مقدار متغیر موهومی فقیر یک بوده و مقدار متغیر موهومی هسته فقر صفر می‌باشد که بر اساس نتایج این متغیر نیز پارامتر ریسک‌گریزی را در هر سطح از متغیرهای اقتصادی-اجتماعی به‌اندازه‌ی $۰/۳۵/۱$ واحد به سمت بالا منتقل می‌نماید که از نظر آماری اختلاف معنی‌داری با صفر ندارد. در نتیجه کشاورزان فقیر و کشاورزانی که در هسته فقر قرار دارند، در سطح ریسک‌گریزی یکسانی قرار دارند. در صورتی که کشاورزان در گروه غیرفقیر باشند، مقدار هر دو متغیر موهومی فوق صفر بوده و بیانگر این است که کشاورزان غیرفقیر نسبت به دو گروه قبل شرایط تقبل ریسک بیشتری دارند.

دو تفسیر متفاوت می‌تواند در رابطه با ریسک‌پذیری و اندازه‌ی خانواده بیان شود، اول خانواده‌ی بزرگ‌تر به معنای نیاز معیشتی بیشتر و با فرض ثابت بودن نهاده‌ی زمین، تمایل کمتر کشاورزان جهت تقبل ریسک را به‌دنبال دارد؛ در این حالت اندازه‌ی خانواده منعکس‌کننده‌ی نیاز مصرفی افراد غیر فعال خانواده است. دوم اندازه‌ی خانواده بیانگر ظرفیت نیروی کاری خانوارهای معیشتی است. بدین ترتیب اندازه‌ی خانواده بزرگ‌تر تلویحاً بیانگر در دسترس بودن بیشتر نیروی کار مزرعه است که برای زمان‌های خاص مثل زمان برداشت که کمبود نیروی کار می‌باشد، مهم است. همچنین اندازه‌ی خانواده بزرگ‌تر بیانگر ظرفیت بیشتر جهت تولید درآمد خارج مزرعه است (موسکاردی و دی‌جانوری، ۱۹۷۷). بر اساس نتایج، ظرفیت کشاورزان جهت پذیرش ریسک با افزایش تعداد اعضای خانوار افزایش می‌یابد که با تفسیر دوم سازگار است. کشاورزان دارای سطح زیرکشت بیشتر، محصول بیشتری جهت عرضه به بازار دارند؛ در نتیجه درآمد بیشتری کسب می‌نمایند و این درآمد بیشتر سطح اطمینان خاطر بیشتری جهت مقابله با ریسک به کشاورزان می‌دهد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از آنجا که کود فسفات و نیترات بر اساس سطح زیرکشت به قیمت یارانه‌ای در اختیار تولیدکنندگان انار در منطقه قرار می‌گیرد، بنابراین تولیدکنندگان برای استفاده از یارانه این نهاده‌ها بایستی سطح زیرکشت را افزایش دهند و افزایش سطح زیرکشت با افزایش ریسک تولید همراه است؛ در غیر این صورت استفاده از این نهاده‌ها در قیمت آزاد، هزینه‌های تولید را افزایش داده و کاهش درآمد تولیدکنندگان را به همراه خواهد داشت و با توجه به این که قرار داشتن در هسته‌ی فقر عاملی در جهت ریسک‌گریزی بیشتر تولیدکنندگان است؛ در نتیجه محدودیت استفاده از نهاده‌های کود فسفات و نیترات، افزایش ریسک استفاده از این نهاده را باعث شده و کاهش درآمد تولیدکنندگان را به همراه دارد؛ بنابراین دسترسی به موقع و به اندازه به این نهاده می‌تواند موجب کاهش ریسک استفاده از این نهاده و افزایش تولید شود. با توجه به این که اکثر کشاورزان منطقه ریسک‌گریز می‌باشند و نیز از آنجایی که نهاده‌های کود فسفات و نیترات فزاینده‌ی ریسک می‌باشند، برگزاری کلاس‌های آموزشی و ترویجی جهت آشنایی کشاورزان در زمینه‌ی کودهای شیمیایی توصیه می‌شود. فزاینده بودن ریسک نهاده‌ی سطح زیرکشت و علاوه بر این کاهش ریسک بودن نهاده‌ی آب، نشان‌دهنده‌ی این مطلب است که آب یکی از نگرانی‌های فعالیت باغ انار می‌باشد، زیرا افزایش سطح زیرکشت مشکل تأمین آب را برای کشاورز فراهم می‌آورد. بنابراین سیاست‌های مدیریت آب در منطقه می‌تواند در جهت افزایش سطح زیر کشت مفید باشد.

پذیرش تکنولوژی‌های جدید مثل مبارزه‌ی بیولوژیک با کرم گلوگاه انار مستلزم توانایی مالی تولیدکنندگان به‌منظور مقابله با احتمال کاهش درآمد آتی می‌باشد؛ بنابراین برنامه‌های کاهش فقر و همچنین کاهش ریسک نهاده‌های نوین از طریق بیمه می‌تواند تولیدکنندگان را در امر تولید یاری بخشد. با توجه به شاخص نسبت سرشمار فقر، اکثر کشاورزان مورد مطالعه (۷۸/۲ درصد) جزء کشاورزان فقیر محسوب شده و از آنجا که قرار داشتن در هسته فقر، پارامتر ریسک‌گریزی را افزایش می‌دهد، باعث عدم کارایی در مصرف نهاده‌ها گشته و نهاده‌ها به‌صورت بهینه استفاده نمی‌گردند. بنابراین افزایش توانایی مالی از طریق دادن اعتبارات مالی می‌تواند ریسک‌گریزی را کاهش و منابع در مقدار بهینه مورد استفاده قرار گیرد و در نتیجه محصول افزایش یابد.

سپاسگزاری

نویسندگان مقاله مراتب تشکر و قدردانی خود را از آقایان مهدی نوری، دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، سید حبیب‌الله موسوی دانشجوی دکتری دانشگاه شیراز و حامد نجفی علمدارلو دانشجوی دکتری دانشگاه تربیت مدرس به‌دلیل کمک‌های ایشان در زمینه‌ی مبانی نظری و تخمین مدل‌ها ابراز می‌نمایند.

References:

1. ----- . 2010. Pictorial Identity card of pomegranate. Ministry of Jihad-e agriculture, <http://agron.agri-jahad.ir/portal/File/ShowFile.aspx?ID=e2e6c7e6-5f6b-4c43-8008-5871c8ff3b62>. (In Persian)
2. AbouNouri, E. And Maleki, N. 2008. Statistical analysis of poverty line in Semnan Province during development plans (1368-1383). *Social Welfare*. 7(28):215-237. (In Persian)
3. Akbari, N., Zahedi Keyvan Me. and Zahedi Keivan, Ma. 2008. Risk determination of cultivated crops in Hamadan Province with use mathematical programming with attention to risk and uncertainty conditions. *Journal of Agricultural Economics and Development*. 16(64):63-82. (In Persian)
4. Anderson, J.R. 1973. Sparse data, climatic variability and yield uncertainty in response analysis. *American Journal of Agricultural Economics*. 53(1): 77-82.
5. Aye, G.C. and Oji, K.O. 2007. Effect of Poverty on Risk Attitudes of Farmers in Benue State, Nigeria. 12th Annual Conference of Econometric Modeling for Africa, 4-6 July, Cape Town, South Africa, [http://www.africametrics.org/documents/conference07/Day1/Session2/Aye effect of poverty.pdf](http://www.africametrics.org/documents/conference07/Day1/Session2/Aye%20effect%20of%20poverty.pdf)
6. Bardhan, D., Dabas, Y. P.S., Tewari, S.K. and Kumar, A. 2006. An assessment of risk attitude of dairy farmers in Uttaranchal (India). *Agricultural Economists Conference*, August 12-18, Queensland, Australia.
7. Bureau of Statistics and Information Technology Ministry of Jihad-e Agriculture. 2010. The results of a sample survey plans of garden's products in year 2008. Tehran: ministry of agriculture, deputy for planning and economic affairs. Bureau of Statistics and Information Technology, Iran, <http://dpe.agri-jahad.ir/portal/File/ShowFile.aspx?ID=e9f5eb11-a6b6-43af-8fec-af236ae07c28>. (In Persian)
8. Central Bank of Iran. 2007. Research- calculating poverty line in Iran during 2004-2006 years. Statistical research office of central bank of Islamic republic of Iran, <http://www.cbi.ir/page/5351.aspx>. (In Persian)

9. Dejanvery, A. 1972. Optimal levels of fertilization under risk: the potential for corn and wheat fertilization under alternative price policies in Argentina. *American Journal of Agricultural Economics*. 54: 1-10.
10. Ehsan, A.A.R., Tehrani, R. and Islami Bidgoli, Gh.R. 2008. The investigation of risk aversion coefficient and the variance production in risk management case study: tomato producers in Dezfool. *Agricultural economics and development*. 16(61): 17-35. (In Persian)
11. Ferdowsi, R. and Kopahi, M. 2005. measuring attitude of wheat farmers toward risk, a case study Golestan Province. *Agricultural economics and development*. (52): 27-43. (In Persian)
12. Foster, J., Greer J. and Thorbecke, E. 1984. A class of decomposable poverty measures. *Journal of Econometrica*. 52(3): 761 – 766.
13. Fufa, B. and Hassan, R.M. 2005. Stochastic technology and crop production risk: the case of small-scale farmers in East Hararghe zone of Omiya regional state in Ethiopia. *International Conference on Shared Growth in Africa*. 21-22 July. Nairobi, Kenya. Africa.
14. Ghorbani, M. and Jafari, F. 2009. Can production inputs play the role of insurance in wheat production process?. 68:1-15. (In Persian)
15. Guajarati, D. 2006. *Basic Econometrics, Volume 2* (Translator: Abrishami, H.). Tehran: Tehran university press, Iran. (In Persian)
16. Hamraz, S.S., Ghorbani, M. and Hamraz, B.S. 2011. Survey effect of biological control on production risk of Pomegranate production in khorasan Razavi Province. *National Pomegranate Symposium, Ferdowsi university of Mashhad*, 5-6 October, Iran. (In Persian)
17. Hasanshahi, M. 2008. The effect of risk on Cropping Pattern and Farmers Income: case study agriculture sector of Arsanjan. *Pajouhesh-Va-Sazandegi in Agronomy and Horticulture*. 77: 2-9. (In Persian)
18. Hazzel, B.R. and Norton, R.D. 1986. *Mathematical programming for economic analysis in agriculture*, Macmillan's, New York, US.

19. Just, R.E. and Pope, R.D. 1978. Stochastic specification of production function and economic implication. *Journal of Econometrics*. 7: 67-86.
20. Just, R.E. and Pope, R.D. 1979. Production Function Estimation and Related Risk Considerations. *American Journal of Agricultural Economics*. 61(2): 276-284.
21. Karbasi, A., Daneshvar, M., Karimkoshte, M.H. and Toupanloo, Z.N. 2005. The impact of different factors on the production risk of irrigated and rainfed cumin in Khorasan Province. *Agricultural Sciences and Technology*. 19(2):57-64. (In Persian)
22. Karimi, F., Pirasteh, H. and zahedi keivan, M. 2009. Efficiency determination of wheat farming with regard to risk and time factors with use interval DEA and window DEA. *Agricultural economics and development*. 16(64): 139-159. (In Persian)
23. Kim, M. K. and Pang, A. 2009. Climate change impact on rice yield and production risk. *Journal of Rural Development*. 32: 17-29.
24. Kopahi, M., Sadat Barikani H., Kavooosi Kelashomi, M. and Sasoli, M. 2009. Effects of Inputs Utilization on Rice Production Risk in Guilan Province. *Journal of Crop Production and Processing*. 13(48):357-364. (In Persian)
25. Koundouri, P. and Nauges, C. 2005. On production function estimation with selectivity and risk considerations. *Journal of Agricultural and Resource Economics, Western Agricultural Economics Association*. 30(3): 597-608.
26. Moghadasi, R. and Yazdani, S. 2000 Risk in Production function and analysis inputs' effect. *Articles Collections of the First Biennial Conference of Agricultural Economics, Zabol, Iran*. 46-61. (In Persian)
27. Mosavi, N., Mohammadi, H. and Taheri, F. 2008. Effects of inputs on production risk of pistachio in Fars Province. *Journal of Agricultural Extension and Education Research*. 3:61-68. (In Persian)
28. Moscardi, E. and Dejanvery, A. 1977. Attitudes toward risk among peasants: an econometric approach. *American Journal of Agricultural Economics*. 59(4): 710-716.

29. Pope, R.D. and Kramer, R. 1979. Production uncertainty and factor demands for competitive firm. *Southern Economic Journal*. 46: 49-501.
30. Roumasset, J.A. 1976. Rice and risk: decision making among low income farmers. North Holland Publishing Co., Amsterdam. Holland.
31. Saha, A., Havenner, A. and Talpaz H. 1997. Stochastic production function estimation: small sample properties of ML versus FGLS. *Applied Economics*. 29(4): 459-469.
32. Shirvanian, A. and Torkamani, J. 2010 Poverty and risk attitudes in rural areas of Fars Province. *Journal of Agricultural Economics*. 4(2):83-105. (In Persian)
33. Tahamipour, M. 2008. Investigating effective factors in pistachio production risk in Zarand. *Agricultural economics and development*. 16(63): 1-19. (In Persian).

پیوست ها:

جدول ۱- برآورد مؤلفه قطعی و تصادفی تابع تولید انار

برآورد مؤلفه قطعی تابع تولید			متغیر
آماره t	انحراف معیار	ضریب	
۲/۳۳۱	۰/۲۳۹	۰/۵۵۸**	سطح زیر کشت (هکتار)
۲/۴۳۸	۰/۱۹۴	۰/۴۷۳**	میزان آب مصرفی (متر مکعب)
۲/۳۴۵	۰/۱۱۶	۰/۲۷۳**	کود دامی (تن)
-۲/۱۱۷	۰/۱۲۲	-۰/۳۳۱***	نیروی کار (نفر سال)
-۱/۵۴۰	۰/۰۷۷	-۰/۱۱۸	کود فسفات (کیلوگرم بر هکتار)
۲/۶۴۵	۰/۱۰۸	۰/۲۸۵***	کود نیترات (کیلوگرم بر هکتار)
۰/۵۶۲	۰/۰۸۸	۰/۰۵۰	جزء ثابت
برآورد مؤلفه تصادفی تابع تولید			
۶/۴۲۶	۰/۴۶۰	۲/۹۵۹***	سطح زیر کشت (هکتار)
-۱/۲۵۲	۰/۵۵۵	-۰/۶۹۵	میزان آب مصرفی (متر مکعب)
-۲/۰۶۰	۰/۳۰۸	-۰/۶۳۵**	کود دامی (تن)
-۰/۰۵۲	۰/۵۳۲	-۰/۰۲۷	نیروی کار (نفر سال)
۱/۰۳۵	۰/۴۰۱	۰/۴۱۵	کود فسفات (کیلوگرم بر هکتار)
۲/۳۴۶	۰/۴۸۶	۱/۱۴۱**	کود نیترات (کیلوگرم بر هکتار)
۰/۱۸۲	۴۲/۳۵۱	۷/۷۲۰	جزء ثابت

Log Likelihood: -۸۲/۶۵

AIC: ۳/۵۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق. * و ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری در سطح ده درصد و پنج درصد و یک درصد می‌باشد.

جدول ۲- میانگین و انحراف معیار متغیرهای اقتصادی - اجتماعی بر اساس معیار ریسک‌گریزی

متغیر	$(0/6 < k(s) \leq 1)$		$(0/3 \leq k(s) \leq 0/6)$		$(0 \leq k(s) < 0/3)$	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
سن کشاورز (سال)	۵۴/۹۷	۱۵/۸۸	۵۵/۱۴	۱۴/۷۶	۶۷/۵	۱۰/۶۱
تعداد اعضای خانواده	۳/۶۱	۱/۵۷	۳/۰۷	۱/۱۴	۴	۰
سطح تحصیلات (سال)	۴/۷۲	۴/۴۵	۴/۷۱	۴/۳۰	۴	۵/۶۶
درآمد (میلیون تومان در سال)	۲/۱۸	۲/۰۲	۳/۳۹	۱/۶۱	۱۱/۵	۰/۷۱
سطح زیرکشت (هکتار)	۰/۳۷	۰/۴۸	۰/۵۸	۰/۴۵	۱/۲	۰/۲۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- میزان اندازه فقر در هر گروه ریسکی

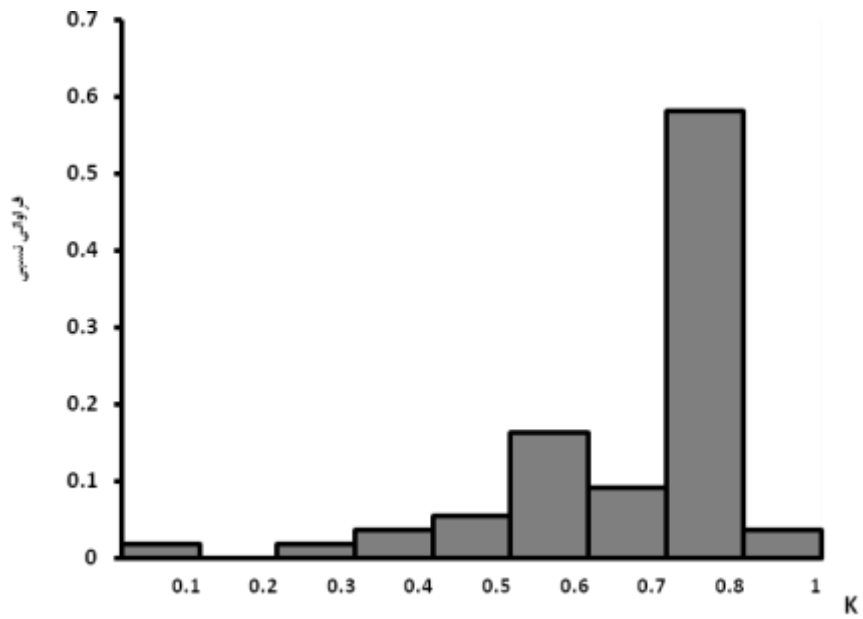
نسبت سرشمار P_0	شکاف فقر P_1	مجذور شکاف فقر P_2	
۰	۰	۰	$(0 \leq k(s) < 0/3)$
٪۶۴/۳	٪۲۷/۹	٪۱۴/۱	$(0/3 \leq k(s) \leq 0/6)$
٪۸۷/۱	٪۶۱/۴	٪۴۵	$(0/6 < k(s) \leq 1)$
٪۷۸/۲	٪۵۰/۶	٪۳۵/۵	کل

جدول ۴- ضرایب اثر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر روی پارامتر ریسک‌گریزی.

متغیر	ضریب	(انحراف معیار)
عرض از مبدأ	۰/۳۰۵	(۰/۳۴۲)
هسته فقر (موهومی)	۰/۵۰۱***	(۰/۱۵۱)
فقیر (موهومی)	۰/۳۵۱	(۰/۱۲۸)
سن	۰/۰۰۳	(۰/۰۰۴)
سطح تحصیلات	۰/۰۰۷	(۰/۰۱۵)
تعداد افراد خانواده	-۰/۰۷۶**	(۰/۰۳۵)
سطح زیر کشت	-۰/۲۸۹*	(۰/۱۰۹)
AR(1)	۰/۵۸۲***	(۰/۱۲۰)

$$R^2 = 0/50 \quad F\text{-statistic} = 6/58^{***}$$

مأخذ: یافته‌های تحقیق. *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ده درصد، پنج درصد و یک درصد می‌باشد.



شکل ۱- تابع توزیع فراوانی نسبی پارامتر ریسک‌گریزی

