بررسی ریسک گریزی زارعین با استفاده از مدل های تجربی، اقتصاد سنجی و برنامه‌ریزی ریسکی

عباس عبد شاهی و غلامرضا سلطانی[1]

چکیده

درجه موفقیت طرح‌های اقتصادی - اجتماعی، به سطح آگاهی برنامه‌ریزان از نحوه برخورد افراد با ریسک بستگی دارد. چون کشاورزی فعالیتی ریسکی است، بنابراین آگاهی از رفتار ریسکی کشاورزان در هر منطقه امری ضروری است. این مطالعه به بررسی رفتار ریسک‌گریزی زارعین در منطقه همایجان، از توابع شهرستان سپیدان در استان فارس، پرداخته است. آمار و اطلاعات مقطعی موردنیاز از طریق پرسش نامه و مصاحبه حضوری با کشاورزان، و اطلاعات سری زمانی از سازمان کشاورزی استان فارس جمع‌آوری شده است. برای بررسی رفتار ریسکی زارعین در منطقه مورد مطالعه، از سه روش قاعده "اول اطمینان"، تابع تولید تصادفی تعمیم یافته و مدل برنامه‌ریزی ریسکی تارگت موتاد استفاده شده است.

نتایج حاصل از مطالعه نشان داد که کشاورزان منطقه مورد مطالعه، در تولید محصول ریسک‌گریزند، اما در مصرف نهاده‌های نوین دارای ریسک‌گریزی پایین هستند. علایم متغیرهای تابع تولید تصادفی تعمیم یافته، نشان داد که مصرف نهاده‌های نوین باعث کاهش ریسک می‌شود. مدل برنامه‌ریزی ریسکی تارگت موتاد نیز ریسک گریزی زارعین در تولید محصول را تأیید کرد، به طوری که با افزایش ریسک، محصولاتی مثل گندم، که از ثبات نسبی قیمت یا عملکرد برخوردار است ، وارد الگو شده، و محصولاتی مثل پیاز، که نوسان قیمت و عملکرد بالایی دارند، از الگو حذف می‌گردند.

واژه‌های کلیدی : *ریسک‌گریزی، مدل‌های تجربی، برنامه‌ریزی ریسکی، تارگت موتاد، تابع تولید*

مقدمه

تصمیم‌گیری به عنوان جوهره مدیریت، جزء لاینفک وظایف مدیران و برنامه‌ریزان واحدهای مختلف کشاورزی است. کشاورزی، به خصوص در کشورهای کم‌تر توسعه یافته، عمدتاً فعالیتی ریسکی است، و تصمیم‌گیری‌ها و فعالیت‌های بهره‌برداران، معمولاً تحت تأثیر این پدیده و جنبه‌های مختلف آن قرار دارد (۱). تعیین سیاست ها و تدوین برنامه‌های مناسب برای توسعه کشاورزی، تا حدود زیادی به میزان آگاهی برنامه‌ریزان از عکس‌العمل کشاورزان بستگی دارد (۴). در فعالیت‌های کشاورزی، از زمانی که تصمیم به تولید گرفته می‌شود، تا زمان مشخص شدن نتایج این تصمیمات، چندین

۱. به ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شیراز

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

ماه، و در بعضی موارد چندین سال طول می‌کشد. وقایعی که از زمان تصمیم‌گیری تا زمان مشخص شدن نتایج تصمیمات اتفاق می‌افتد، سبب می‌گردد که فعالیت‌های کشاورزی توأم با ریسک و عدم حتمیت شود. ریسک موجود در فعالیت‌های کشاورزی، ممکن است از ناحیه قیمت، تولید و یا اعتبارات باشد (۳). کاربرد تکنولوژی‌های جدید، اعم از تکنولوژی جایگزین زمین و نیروی کار، به جهت ناشناخته بودن اثر آنها بر تولید و همراه بودن با ریسک، همواره با محدودیت‌هایی مواجه بوده است. بدون شک، کاربرد صحیح این تکنولوژی‌ها باعث افزایش معنی‌دار تولید خواهد شد. از طرف دیگر، به علت عدم اطلاع کافی از خصوصیات آنها، فرآیند تولید با ریسک بیش‌تر همراه خواهد بود (۵). با توجه به مطالب فوق، وارد شدن ریسک در تصمیم‌گیری مزرعه، امری ضروری است. محققان مختلف در این باره تحلیل‌های گوناگونی ارائه کرده‌اند. این تکنیک‌ها در سال‌های اخیر توسعه زیادی پیدا کرده است، تا ریسک را در تصمیم‌گیری‌های مزرعه وارد نماید. اما، هیچ کدام از روش‌های در دسترس، به طول کامل، هم از نظر تجربی و هم از نظر تئوری، مورد رضایت نیست (۱۴).

نایت (۸) از اولین کسانی بود که عدم قطعیت را به ریسک و عدم حتمیت تقسیم نمود. این وجه تمایز مربوط به سطح آگاهی کشاورزان، از احتمال وقوع یک رویداد است. به طوری که، اگر این احتمالات مشخص باشد، مسئله مربوط به ریسک، و اگر مشخص نباشد مسئله عدم حتمیت مطرح می‌باشد.

به‌طور کلی، انواع روش‌هایی که منجر به تعیین رفتار ریسک گریزی کشاورزان می‌شود، به سه دسته تقسیم می‌گردد: الف) روش مدل برنامه‌ریزی ریسکی. در این روش، ضریب ریسک‌گریزی کشاورزان را از یک مدل برنامه‌ریزی ریسکی استخراج می‌نمایند. ب) روش اقتصادسنجی. این روش، زمینه‌ای برای به‌کارگیری مدل های ساختاری تقاضای عوامل و عرضه محصولات، در مطالعات ریسکی فراهم می‌آورد. اما به دلیل وجود مشکلاتی، نظیر تعیین منابع و ماهیت ریسک، نیاز به تفحص و توسعه بیشتری دارد. ج) روش استخراج تجربی. در روش استخراج تجربی، بدون این که برنامه بهینه‌ای برای مزرعه تهیه نمایند، با استفاده از یک فرمول معین و وارد نمودن برخی متغیرها در آن، ضریب ریسک‌گریزی کشاورزان را به دست می آورند (۲).

در این مطالعه، هدف تعیین درجه ریسک‌گریزی زارعین با استفاده از مدل تجربی؛ تعیین درجه ریسک‌گریزی کشاورزان در استفاده از نهاده‌های نوین، نظیر سم، کود و بذر اصلاح شده؛ تعیین تأثیر نهاده‌های تولید بر رفتار ریسکی کشاورزان؛ و تعیین الگوی بهینه کشت، با درنظر گرفتن ریسک، می‌باشد.

مواد و روش‌ها

آمار و اطلاعات موردنیاز این مطالعه، به دو صورت مقطعی و سری زمانی جمع‌آوری شده است. آمار مقطعی، با روش نمونه‌گیری تصادفی دو مرحله‌ای، و از ۳۵ کشاورز در منطقه همایجان، از شهرستان سپیدان جمع‌آوری گردید. با توجه به این که محل مورد مطالعه در یک منطقه خاص درنظر گرفته شده، و این منطقه چندان هم وسیع نیست، به نظر می‌رسد تعداد ۳۵ کشاورز، برای تجزیه و تحلیل مناسب باشد. به علاوه، از نظر آماری تعداد مشاهده بیشتر از ۳۰، فرض نرمال بودن را برآورده می‌سازد. آمار و اطلاعات سری زمانی، از سازمان کشاورزی استان فارس، هم چنین از مدیریت کشاورزی شهرستان سپیدان جمع‌آوری گردید.

برای تعیین ضریب ریسک گریزی کشاورزان در تولید محصول و مصرف نهاده‌ها، از روش تجربی قاعده اول اطمینان استفاده شد. در چارچوب قاعده اول اطمینان، پژوهشگران روش‌های مختلفی را برای سنجش ریسک‌گریزی زارعین در تولید محصول و مصرف نهاده‌ها ارائه کرده‌اند. این روش‌ها به دو دسته کلی "ریسک گریزی در تولید محصول" و "ریسک گریزی در مصرف نهاده‌ها" تقسیم می‌شود.

ری (۱۳)، در چهارچوب قاعده اول اطمینان، فرض کرد که هدف فرد به حداقل رساندن احتمال وقوع سطح معینی از بداقبالی است، که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

$$\text{Min } P(E^*-E) \quad \text{یا} \quad \text{Min } F(E^*)$$

E^* سطح بحرانی درآمد معیشتی، E سطح درآمد موردانتظار و F تابع توزیع تجمعی است. برای سادگی در مطالعات تجربی می‌توان روابط فوق را به صورت زیر تعدیل نمود:

$$\text{Minimize } (E^*-E)/\delta$$

پاریخ و برنارد (۱۱) و راندهایر (۱۲)، برای محاسبه سطح بحرانی درآمد معیشتی و درآمد مورد انتظار، از روابط زیر استفاده نمودند:

$$E^* = C_{min} + COG - LAS - NAI$$

$$C_{min} = APF(FAM - CHILR/۲)$$

در این معادلات C_{min} ارزش حداقل نیاز مصرفی خانوار، COG بدهی فرد به مؤسسات رسمی و غیر رسمی، LAS دارایی‌های نقدی از محل کشاورزی، NAI دارایی‌های نقدی از محل غیرکشاورزی، FAM اندازه خانوار، CHILR تعداد فرزندان و APF ارزش حداقل کالری موردنیاز برای هر فرد می‌باشد. عبارت داخل پرانتز، تعداد اعضای بالغ هر خانوار را نشان می‌دهد. هر دو بچه معادل یک فرد بالغ درنظر گرفته شده است.

درآمد خالص موردانتظار نیز از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$E = VP(۱ + DMG) - S_c - I_c - F_c - BL_c - P_c - L_c$$

در این معادله VP ارزش کل محصولات تولیدی، DMG اثر کل خسارت محصولات ، S_c هزینه بذر، I_c هزینه آبیاری، F_c هزینه کود، BL_c هزینه نیروی کار حیوانی، P_c هزینه سم و L_c هزینه نیروی کار می‌باشد.

ارزش کل خسارت محصولات در اثر ضایعات و حوادث طبیعی، به صورت میانگین وزنی، براساس قیمت هر محصول (K_i)، و میزان خسارت هر محصول (DMGi) محاسبه می‌شود.

$$DMG = \sum K_i DMG_i / \sum K_i$$

انحراف معیار درآمد سالیانه خانوار کشاورز (δ) ، از درآمد چند سال اخیرش به دست می‌آید. بالاخره ضریب ریسک‌گریزی زارع از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$R_j = (E_j^* - E_j)/\delta_j$$

هر چه حاصل R_j به دست آمده منفی‌تر باشد، نشان دهنده ریسک گریزی بالاتر است. زیرا در این حالت کشاورز بیش‌تر سعی می‌کند سطح معینی از بداقبالی (E^*) را به حداقل برساند، یا مقدار درآمد مورد انتظارش (E) برای قبول یک خطر بالاتر است. چون زارع در هنگام تصمیم‌گیری برای تولید، به قیمت‌های بازار نیز نگاه می‌کند. بنابراین، در این جا از درآمد حاصل از فروش محصولات، برای نشان دادن ریسک گریزی در تولید محصول استفاده شده است.

ریسک‌گریزی در مصرف نهاده‌ها

موسکاردی و دوجانوری (۱۰)، در چارچوب قاعده اول اطمینان، فرض کردند درآمد خالص تابعی از تولید محصول در شرایط عدم حتمیت است. پژوهشگران فوق پیشنهاد کردند که چنانچه تابع تولیدی به شکل کاب - داگلاس باشد، به صورت زیر تخمین زده شود:

$$Y = a_۰ \pi X_i^{f_i} e^{u_i}$$

که Y میزان تولید محصول، $a_۰$ ضریب ثابت تابع یا پارامتر تکنولوژی، X_i میزان مصرف نهاده‌های مختلف، u_i جزء اخلال و f_i کشش تولید نسبت به نهاده‌هاست.

میزان بهینه مصرف نهاده‌ها بدون درنظر گرفتن ریسک، از تساوی ارزش تولید نهایی با قیمت نهاده (P_i) به دست می‌آید.

$$VMP_x = P_i$$

$$f_i Y P_Y / X_i = P_i$$

رابطه فوق بدین صورت حاصل شده است که ابتدا MP_x از تابع کاب - داگلاس محاسبه گردید و سپس با ضرب در قیمت محصول، در تساوی با قیمت نهاده قرار گرفت. P_Y قیمت واحد محصول می‌باشد. چنانچه در مصرف نهاده‌ها ریسک وجود

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

داشته باشد طرف راست تساوی بالا بر عبارت [۱-θ K(s)] تقسیم می‌شود. که K(s) ضریب ریسک‌گریزی و میزان θ از رابطه زیر به دست می‌آید.

$$\theta=\delta_Y/\mu_Y$$

δ_Y انحراف معیار Y و μ_Y میانگین Y است. اگر معادله بالا را نسبت به K(s) حل کنیم ، رابطه زیر حاصل می‌شود (۲و۱۰).

$$K(s)= (1/\theta) [1-(P_iX_i/P_Yf_iY_i)]$$

با توجه به K(s)، کشاورزان به سه دسته تقسیم می‌شوند:

کشاورزان با ریسک‌گریزی کم $0 \le K(s) \le 0/7$

کشاورزان با ریسک‌گریزی متوسط $0/7 \le K(s) \le 1/4$

کشاورزان با ریسک‌گریزی زیاد $1/4 \le K(s) \le 2$

روش تابع تولید تصادفی تعمیم یافته

این تابع برای اولین بار توسط جست و پاپ (۷) ارائه شد. این پژوهشگران نشان دادند که یک تابع تولید مناسب برای بررسی عوامل مؤثر بر ریسک، باید ۸ فرض اساسی را برآورده سازد. یکی از فرض‌ها این است که اثر یک نهاده بر ریسک تولید (واریانس تولید) ممکن است صعودی، نزولی یا ثابت باشد. با توجه به این فرض، ثابت کردند که توابع تولید معمولی با فرم‌های کاب – داگلاس، ترنسندنتال و ...، فرض فوق را برآورده نمی‌سازد، و در صورت کاربرد این توابع، اثر یک نهاده بر واریانس تولید، مشابه اثر آن بر میانگین تولید بوده و این دو اثر به یکدیگر وابسته‌اند، چون تأثیر نهاده‌ها بر واریانس تولید، عملاً با اثر آنها بر میانگین تولید تفاوت دارد. اگر تابع تولیدی به فرم زیر باشد:

$$Y= f(X)\, e^{\varepsilon} \qquad E(\varepsilon)=0$$

$$E(Y) = f(X)\, E(e^{\varepsilon})$$

$$V(Y) = f^{2}(X)\, V(e^{\varepsilon})$$

$$\partial E(Y) / \partial X_i = F.E(e^{\varepsilon})$$

$$\partial V(Y) / \partial Xi = 2F.\, f_i.V(e^{\varepsilon})$$

چون f_i و F یعنی مشتق تابع f(X)، هر دو مثبت هستند، می‌توان نتیجه گرفت که تغییرات واریانس Y نسبت به تغییرات X_i مثبت است. یعنی، با افزایش مصرف نهاده‌ها، واریانس تولید افزایش می‌یابد. بنابراین توابع فوق اثر نهاده‌های کاهنده ریسک مثل سموم علف‌کش و غیره را منعکس نمی‌کند. به منظور برطرف نمودن مشکل فوق، جست و پاپ (۷) تابعی مثل h(X) معرفی نمودند، به طوری که از قبل نتوان اثر نهاده‌ها را بر ریسک، با استفاده از نوع اثر آن بر میانگین تولید، پیش‌بینی نمود.

با توجه به مطالب فوق، تابعی که در آن اجزای اخلال به صورت جمع‌پذیر وارد شود یک تابع مناسب است. یکی از انواع این توابع به فرم زیر است:

$$Y= f(x) + h(x)\,\varepsilon \qquad E(\varepsilon)=0 \qquad V(\varepsilon)=1$$

که در آن h(X) ممکن است توابعی به فرم های کاب – داگلاس، ترنسندنتال و غیره باشد. پژوهشگران اثبات کردند که، کلیه ۸ فرض موردنظر توسط تابع فوق برآورده می‌شود. هم چنین، در این رابطه h(X) بیانگر واریانس متغیر وابسته است.

$$Var(Y) = E[Y-E(Y)]^{2}$$

$$= E[f(x) + h(x)^{0/5}\varepsilon - f(x)]^{2}$$

$$= E[h(x)^{0/5}\varepsilon]^{2} = h(x)\, V(\varepsilon) = h(x)$$

بنابراین، چنانچه h(X) مبیّن واریانس Y باشد، لازم است به صورت $h^{0/5}(X)$ در تابع منظور شود. حال از آن جاکه h(X) خود تابعی از متغیرهای توضیحی است، تابع تولید برآورده شده با مشکل واریانس ناهمسانی مواجه است. برای برآورد توابع فوق و به دست آوردن تخمین‌زن‌های سازگار با ویژگی‌های مطلوب، یک روش تخمین سه مرحله‌ای به کار می‌رود. بدین صورت که در مرحله اول تابع موردنظر به صورت زیر تخمین

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

زده می‌شود:

$$Y = f(X_i, \alpha) + \varepsilon^*$$

$$Y = \alpha_0 X_1^{\alpha_1} X_2^{\alpha_2} \dots X_n^{\alpha_n} + \varepsilon^*$$

ابتدا تابع فوق با کمک روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) تخمین زده می‌شود و میزان α_i برآورد می‌گردد. در مرحله دوم اجزای اخلال از ربطه زیر :

$$\varepsilon^* = Y - f(X_i, \alpha)$$

محاسبه شده، تابع زیر با کمک روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود.

$$\text{Ln} \mid \varepsilon^* \mid = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(X_1) + \beta_2 \text{Ln}(X_2) + \dots + \beta_n \text{Ln}(X_n) + e$$

در این تابع ضرایب β نمایانگر نوع اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید می‌باشد. سرانجام، در مرحله سوم برای برطرف ساختن مشکل واریانس ناهمسانی ابتدا از تابع تخمین زده شده در مرحله دوم میزان ε^* به دست می‌آید و سپس تمامی متغیرهای مستقل و متغیر وابسته بر آن تقسیم می‌گردد. مجدداً تابع تولید تخمین زده شده در مرحله اول، با کمک روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد می‌شود.

مدل‌های برنامه‌ریزی ریسکی

مدل‌های برنامه‌ریزی ریسکی علاوه بر این که میزان گرایش کشاورز را به ریسک مورد بررسی قرار می‌دهند، الگوی بهینه کشت را هم با درنظر گرفتن ریسک، برای او تعیین می‌نمایند. از مهم‌ترین مدل‌های برنامه‌ریزی ریسکی می‌توان مدل برنامه‌ریزی ریسکی درجه دوم، مدل موتاد و تارگت موتاد را نام برد. در بین این مدل‌ها، مدل برنامه‌ریزی ریسکی درجه دوم از قدرت بیش‌تری برخوردار است. اما این مدل با مشکلاتی نظیر محاسبه ماتریس واریانس-کوواریانس، وجود فرض بازده نرمال بهره‌برداران و هم‌چنین فرض وجود تابع مطلوبیت درجه دوم مواجه است. برای اجتناب از محاسبه ماتریس واریانس-کوواریانس، هیزل (۶) روش حداقل کردن انحرافات مطلق از میانگین (MOTAD) را پیشنهاد کرد. در این روش به جای محاسبه ماتریس واریانس-کوواریانس، انحرافات مطلق از میانگین بهره‌بردار نمونه حداقل می‌شود و در سطوح مختلف این حداقل اختلاف، برنامه‌های مختلفی تعیین می‌شود (۶و۹).

مدل موتاد، به علت این که فرض برتری تصادفی درجه دوم[1] را برآورده نمی‌سازد، و هم‌چنین نگرانی کشاورز را برای درآمد پایین‌تر از یک حد بحرانی در خود لحاظ نمی‌کند، مورد انتقاد است.

فرض برتری تصادفی درجه اول (FSD[2]) به زبان ساده این است که فرد همیشه مقدار بیش‌تر را به مقدار کم‌تر ترجیح می‌دهد. در این برتری، بحث روی مشتق اول تابع مطلوبیت است، و فرض می‌شود که تابع مطلوبیت با افزایش مقدار کالای مصرفی، به طور یک‌نواخت در حال افزایش است. به عبارت بهتر، مشتق اول تابع مطلوبیت مثبت است.

برتری تصادفی درجه دوم (SSD) برای تصمیم‌گیرندگانی به کار می‌رود که ریسک‌گریز هستند. این نوع برتری علاوه بر این‌که تابع مطلوبیت را فزاینده فرض می‌نماید ($U'(x) > 0$) بیان می‌کند که این تابع اکیداً مقعر است، یعنی مشتق دوم تابع مطلوبیت منفی است ($U''(x) < 0$)، یا به عبارت دیگر تابع مطلوبیت یک کالا دارای ماکزیمم است (۱۴و۱۵).

مدل تارگت موتاد

گفته شد که مدل موتاد دارای اشکال است، زیرا فرض برتری تصادفی درجه دوم را الزاماً برآورده نمی‌سازد و هم‌چنین انتظارات کشاورز را برای یک درآمد بالا یا پایین در خود جای نمی‌دهد. برای رفع این نقایص، تاور (۱۴) مدل تارگت موتاد را ارائه نمود. در این مدل، ریسک به صورت مجموع انحرافات از

1. Second-degree Stochastic Dominant(SSD) 2. First-degree Stochastic Dominant(FSD)

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

یک بازده هدف اندازه‌گیری می‌شود. فرم کلی مدل تارگت موتاد به صورت زیر است:

$$\text{Max} \quad z = \sum C_j \; X_j \qquad [۱]$$

$$\text{S.t}: \sum a_{ij} \; X_j \le b_i \quad K = ۱...n \qquad [۲]$$

$$\sum C_{rj} \; X_j + y_r \ge T \quad r = ۱...S \qquad [۳]$$

$$\sum P_r y_r = \lambda \qquad \lambda = ۰ \qquad M \qquad [۴]$$

$$X_j, \; y_r \ge ۰ \qquad [۵]$$

Z حداکثر تابع هدف یا بازده انتظاری، C_j سود ناخالص محصول j ام، X_j سطح زیرکشت محصول j ام، a_{ij} مقدار نهاده لازم برای تولید یک واحد محصول j، b_i محدودیت منابع، y_r انحرافات منفی از میانگین سود ناخالص برای هر سال، T مقدار هدف، P_r احتمال وقوع y_r و λ پارامتر ریسک‌گریزی است.

در این مدل، معادله [۱] بازده انتظاری محصولات را حداکثر می‌نماید. نامعادله [۲] محدودیت منابع را در مدل لحاظ می‌نماید. معادله [۳] درآمد حاصل از X_jهای موجود را در سال r اندازه می‌گیرد، و اگر چنانچه این درآمد کمتر از T باشد، آن را به معادله [۴] در y_r انتقال می‌دهد و معادله [۴] مجموع y_r را با توجه به وزن آنها (P_r) محاسبه نموده و در λ جمع می‌نماید. چون مدل تارگت موتاد دارای هدف و محدودیت‌های خطی است، بنابراین با الگوریتم برنامه‌ریزی خطی قابل حل است. در این مدل، پارامتر T ابتدا به وسیله محقق انتخاب می‌شود. در این انتخاب می‌توان مثلاً هزینه متغیر را قرار داد. اما چون تغییرات این پارامتر مهم است نه مقدار آن، بنابراین هر عددی به جای آن می‌توان انتخاب نمود. چنانچه میزان T مشخص شد، میزان λ فقط در محدوده خاصی قابل تغییر است و محقق نمی‌تواند آن را به دلخواه تعیین نماید. چنانچه در مقدار مشخصی از T، مقدار λ افزایش داده شود، بعد از مدتی مقدار بازده هدف و الگوی کشت تغییری نمی‌نماید. این حالت همان برنامه‌ریزی خطی معمولی است که هیچگونه محدودیت ریسکی ندارد.

نتایج و بحث

آمار و اطلاعات کشاورزان منتخب در منطقه مورد بررسی ، به صورت میانگین در جدول ۱ آورده شده است. برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم‌افزارهای QSB+ و TSP7 استفاده شد. نتایج حاصل از قاعده اول اطمینان و ریسک گریزی در تولید محصول، در جدول ۲ نشان داده شده است. هم چنان که در جدول پیداست، ۳۴/۳ درصد از کشاورزان مورد بررسی (۱۲ نفر) دارای درجه ریسک‌گریزی کم‌تر از ۱۰- هستند. ۵۴/۳ درصد (۱۹ نفر) دارای ریسک‌گریزی بین صفر و ۱۰- و ۱۱/۴ درصد (۴ نفر) دارای ریسک‌گریزی بالاتر از صفر می‌باشند. این تقسیم‌بندی به صورت قراردادی بوده و فقط برای نشان دادن تغییرات ریسک‌گریزی است، و گرنه می‌توان تمام زارعین را هم در یک گروه بررسی کرد. میانگین درجه ریسک‌گریزی کشاورزان نیز ۱۹۴/۶- به دست آمده، و نشان‌دهنده این است که تمامی کشاورزان مورد مطالعه در تولید محصول ریسک‌گریز هستند. این نتیجه، با نتیجه مطالعه حسن‌پور (۲)، که ریسک‌گریزی در تولید محصول انجیرکاران استان فارس را در همه موارد منفی به دست آورده است، مطابقت دارد.

برای تعیین ضریب ریسک‌گریزی در مصرف نهاده‌ها، چون نیاز به تخمین تابع تولید است، تجزیه و تحلیل این قسمت بر روی محصول گندم انجام گرفت، که تقریباً در برنامه کشت تمامی کشاورزان وجود داشت. نتایج حاصل از تعیین ضریب ریسک‌گریزی کشاورزان مورد مطالعه در جدول ۳ آورده شده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که کشاورزان در مصرف نهاده‌های نوین نظیر کود شیمیایی، بذر و سموم شیمیایی، دارای ریسک‌گریزی پایین هستند.

اختلاف بین ضریب ریسک‌گریزی در تولید محصول و مصرف نهاده‌ها، نشان می‌دهد که عواملی تصادفی از قبیل

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

جدول ۱. خصوصیات اقتصادی - اجتماعی کشاورزان منطقه مورد مطالعه

متغیر	میانگین نمونه	انحراف معیار
سن	۵۱/۹۷	۱۴/۰۸
سواد	۴/۸۹	۳/۷۱
سابقه	۲۹/۸۶	۱۳/۰۹
افراد تحت تکفل	۶/۶۹	۲/۸۵
فرزندان	۵/۳۱	۲/۲۹
قطعات زمین	۳/۸۳	۲/۰۴
تولید	۹/۶۶	۱۳/۲۴
سطح زیرکشت	۳/۱۹	۲/۶۸
بذر	۷۰۲/۴	۶۶۴/۳۳
دوره آبیاری	۵/۰۳	۱/۹۲
سم	۳/۹۵	۵/۲۵
کود	۱۱/۲۸	۵/۵

جدول ۲. نتایج ریسک‌گذاری کشاورزان در تولید محصول از روش SFR

طبقه	فراوانی مطلق	درصد فراوانی
$Rj<-10$	۱۲	۳۴/۳
$-10\leq R_j\leq 0$	۱۹	۵۴/۳
$0\leq R_j\leq 10$	۴	۱۱/۴
$Rj\geq 10$	۰	۰

میانگین = -۱۹۴/۶۲

جدول ۳. ریسک‌گریزی کشاورزان در مصرف نهاده‌ها از روش SFR

نهاده	K(s)
کود	۰/۰۷
بذر	۰/۷
سم	۰/۶۷

خسارت‌های ناشی از بیماری‌ها و شرایط آب و هوایی باعث افزایش ریسک‌گریزی کشاورزان می‌شود. بنابراین، چنانچه بتوان با سیاست‌هایی نظیر بیمه محصولات کشاورزی، ریسک ناشی از تولید محصول راکاهش داد، کشاورزان بهتر از نهاده‌های تولید استفاده می‌نمایند.

نتایج حاصل از برآورد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته در مرحله اول، در جدول ۴ آورده شده است. آزمون F نشان می‌دهد که کل رگرسیون معنی‌دار است، و نهاده بذر دارای تأثیر منفی، و نهاده‌های کود شیمیایی، دوره آبیاری و سم دارای تأثیر مثبت بر میزان تولید هستند. اما چنان‌که گفته شد، این مدل با واریانس ناهمسانی مواجه است، بنابراین اعتماد به نتایج این مدل منطقی نیست.

نتایج حاصل از مرحله دوم یا جزء تصادفی تابع (که تأثیر نهاده‌ها را بر ریسک نشان می‌دهد)، در جدول ۵ آورده شده است. این نتایج بیانگر آن است که هر چند نهاده‌های نوین تأثیر معنی‌داری از نظر آماری بر روی ریسک ندارند، اما علامت آنها منفی است، و نشان می‌دهد که نهاده‌های مورد بررسی باعث کاهش ریسک می‌شوند. چون این نهاده‌ها مدت‌های طولانی است که در کل کشور و در منطقه مورد مطالعه مورد استفاده کشاورزان قرار می‌گیرند، بنابراین ترس کشاورزان از کاربرد آنها از بین رفته است. این نتیجه، با نتایج قسمت قبلی مطالعه، که نمایانگر ریسک‌گریزی کم زارعین در مصرف نهاده‌های نوین بود، هماهنگی دارد. ولی در هر حال، این متغیرها تأثیر معنی‌داری بر ریسک‌گریزی کشاورزان ندارند.

برای رفع واریانس ناهمسانی تابع تخمین زده شده در مرحله اول تابع تولید تصادفی تعمیم یافته، ابتدا در تابع جزء تصادفی حاصل از مرحله دوم، میزان متغیر وابسته تابع محاسبه، و سپس متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی تابع اصلی بر آن تقسیم گردید. در مرحله سوم، با استفاده از این متغیرهای جدید، تابع تولید جزء قطعی تخمین زده شد. نتایج حاصل از این تخمین در جدول ۶ آورده شده است. در این تابع، متغیرهای کود شیمیایی، دور آبیاری و سم، جمعاً ۹۹ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. سایر متغیرهای موجود در تابع، تأثیر معنی‌دار آماری بر تولید نداشته‌اند. نتایج این تابع، با نتایج

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

جدول ۴. نتایج حاصل از مرحله اول تابع تولید تصادفی تعمیم یافته

متغیر	ضریب	آماره t
بذر	-۰/۸۸۲۳	-۲/۱۱
سطح زیرکشت	-۰/۴۶۲۴	۰/۵۶
کود شیمیایی	۱/۷۴	۲/۲۷
دور آبیاری	۳/۴۳	۲/۶۷
سم	۱/۳۳	۳/۹۸
ثابت تابع	۰/۰۱۲	۰/۴۴
R^2=۰/۸۵	Sig F=۰/۰۰۰	

جدول ۵. نتایج حاصل از مرحله دوم تابع تولید تصادفی تعمیم یافته

متغیر	ضریب	آماره t
بذر	-۱/۶۴	-۱/۵۵
سطح زیرکشت	۲/۱۷	۱/۷۷
کود شیمیایی	-۰/۲۹	-۱/۵۵
آب	-۱/۷۸	-۲/۰۸
سم	-۰/۰۱۱	-۰/۲۴
ثابت تابع	۱۲/۵۶	۲/۲۴
R^2=۰/۱۶	Sig F=۰/۰۷۸	

حاصل از مرحله اول متفاوت است، و نشان می‌دهد هنگامی که از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته استفاده می‌نماییم، باید حتماً به واریانس ناهمسانی توجه نماییم. چون در این سه مرحله، سه تابع مختلف تخمین زده شده، بنابراین اگر در یک تابع یک نهاده معنی‌دار و در تابع دیگر بی‌معنی، یا یک نهاده در یک تابع دارای اثر منفی و در تابع دیگر دارای اثر مثبت است، جای اشکال نیست. در تابع مرحله اول، متغیر وابسته میزان تولید بوده است، در حالی که در توابع مراحل دوم و سوم، متغیر وابسته، میزان جزء اخلال بوده است. در تابع مرحله سوم، واریانس ناهمسانی رفع شده است. بنابراین، اگر علامت متغیری، یا سطح معنی‌داری آنها با مرحله دوم تفاوت دارد، دور از انتظار نیست.

برای تعیین الگوی بهینه کشت زارعین، با درنظر گرفتن ریسک، از مدل تارگت‌موتاد استفاده شد. برای این منظور، ابتدا تمامی محصولات قابل کشت در منطقه شناسایی گردید. سپس ضریب تکنیکی نهاده‌های مختلف محاسبه، و میزان محدودیت منابع مشخص شد. میانگین سود ناخالص محصولات مورد بررسی برای ۸ سال اخیر نیز جمع‌آوری گردید.

نتایج حاصل از حل مدل تارگت موتاد برای دو مقدار متفاوت T در جداول ۷ و ۸ آورده شده است. سعی شده که مقدار T ابتدا عددی در حدود کل هزینه‌های متغیر درنظر گرفته شود، سپس این مقدار به تدریج افزایش یابد. چون هدف بررسی رفتار کشاورزان در مقابل تغییرات مقدار بازده هدف (T)

جدول ۶. نتایج حاصل از مرحله سوم تخمین تابع تولید تصادفی تعمیم یافته

متغیر	ضریب	آماره t
بذر	۰/۲۹	-۰/۳۴
سطح زیرکشت	-۰/۰۲۴	-۰/۰۲۲
کود شیمیایی	۱/۰۶	۲/۳۷
آب	-۰/۴۸	-۶/۴۵
سم	۰/۷۸	۴/۰۳
ثابت تابع	۲/۲۳	۰/۲۰۸
R^2=۰/۹۹	Sig F=۰/۰۰۰	

و درجه ریسک‌گریزی (λ) است، بنابراین انتخاب مقدار عدد T خیلی مهم نیست. نتایج نشان می‌دهد که در یک T ثابت، با افزایش میزان λ یا ضریب ریسک گریزی، کشاورزان به طرف محصولاتی مثل گندم، که از اثبات نسبی بیش‌تری در قیمت یا عملکرد برخوردار است، حرکت می‌نمایند، و از سطح زیرکشت محصولاتی مثل پیاز، که نوسان قیمت یا سود ناخالص بیش‌تری دارد، کاسته می‌شود. این خود دلیل دیگری بر ریسک‌گریزی زارعین در تولید محصول می‌باشد. محصول لوبیا و ذرت، به علت مصرف زیاد آب یا سرمایه، و محصول جو، به علت پایین بودن سود ناخالص، وارد الگو نمی‌شود.

در پایان، پیشنهاد می‌شود به علت ریسک‌گریزی کشاورزان

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

جدول ۷. الگوی بهینه کشت برای T =۴۰۰ (میلیون)

λ (میلیون)	Z (میلیون)	X_1	X_2	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{12}
۰	۹۴۵	–	۶۰۹۱	۵۵۶۴	۰/۹۹	۴۰۷۶	۶۰۹۱	۸۵۳
۱۰	۱۱۱۴	۲۵۷۵	۶۰۹۱	–	۲۵۸۸	۵۸۴۰	۳۵۰۲	۹۵۲
۲۰	۱۱۵۱	۲۶۸۷	۶۰۹۱	–	۶۰۹۱	۵۸۴۰	–	۹۱۲

جدول ۸. الگوی بهینه کشت برای T =۱۰۰۰ (میلیون)

λ (میلیون)	Z (میلیون)	X_1	X_2	X_7	X_8	X_9	X_{12}
۳۰۰	۱۰۶۳	۲۳۰۰	۵۳۸۸	۹۸۳/۵	۵۸۴۰	۶۰۹۱	۱۰۵۳
۳۴۰	۱۱۴۱	۲۶۵۸	۶۰۹۱	۹۸۳/۵	۵۸۴۰	۵۱۰۸	۹۷۱
۴۰۰	۱۱۵۱	۲۶۸۷	–	۶۰۹۱	۵۸۴۰	–	۹۱۲

در تولید محصول، که ممکن است بیش‌تر به خاطر نوسان قیمت باشد، دولت تمهیداتی برای ثبات بیش‌تر قیمت‌ها پیش‌بینی نماید. هم‌چنین، پیشنهاد می‌شود برای تعدادی از محصولات مثل ذرت، که زارع در هنگام کاشت آنها، با کمبود سرمایه مواجه است، تسهیلاتی در اختیار کشاورزان قرار داده شود.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]

منابع مورد استفاده

۱. ترکمانی، ج. ۱۳۷۵. تصمیم‌گیری در شرایط عدم قطعیت. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشکده کشاورزی زابل.

۲. حسن‌پور، ب. ۱۳۷۶، بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انجیر در استان فارس. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۳. فردوسی، ر. ۱۳۷۴. بررسی منابع ریسک و عدم حتمیت در کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۲، ص ۱۴۵-۱۵۳.

۴. کهخا، ا.ع. و غ. سلطانی. ۱۳۷۵. تعیین ضریب ریسک‌گریزی زارعین: مطالعه موردی استان فارس. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشکده کشاورزی زابل.

۵. مقدسی، ر. و س. یزدانی. ۱۳۷۵. ریسک در تابع تولید و اثر عوامل. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشکده کشاورزی زابل.

6. Hazell, P. B. R. 1971. A linear alternative to quadratic and semivariance programming for farm planning under uncertainty. Am. J. Agric. Econ. 53: 53-62.

7. Just. E. and D. Pope. 1987. Stochastic specification of production functions and economic implication. J. Econometrics 17: 67-86.

8. Knight, F. H. 1921. Risk, Uncertainty and Profit. Houghton Mifflin, Boston.

9. Kumar, B. 1995. Trade-off between return and risk in farm planning: MOTAD and TARGET MOTAD approach. Indian J. Agric. Econ. 50(2): 193-199.

10. Moscardi, E. and A. De Junvry. 1977. Attitudes toward risk in south India tankfed farms. Am. Agric. Econ. 59: 710-716.

11. Parikh, A. and A. Bernard. 1988. Impact of risk on HYV adoption in Bangladesh. Agric. Econ. 2: 167-178.

12. Randhir, O. T. 1991. Influence of risk on input use in south India tankfed farms. Indian. J. Agric. Econ. 46(1): 57-63.

13. Roy, A. 1952 Safety first and the holding of assets. Econometrica 20: 413-449.

14. Tauer, W. 1983. Target motad. Am. J. Agric. Econ. 65: 606-610.

15. Torkamani, J. 1996. Decision criteria in risk analysis : An aplication of stochastic dominance with respect to function. Iran J. Agric. Res. 15: 1-18.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1379.4.1.2.5]