اقتصادکشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۱، بهار۱۳۸۷

بررسی ضریب ریسک‌گریزی و واریانس تولید در مدیریت ریسک
مطالعه موردی گوجه‌فرنگی‌کاران دزفول

عبدالرحمان احسان*، دکتر رضا تهرانی**، دکتر غلامرضا اسلامی‌بیدگلی**

تاریخ دریافت: ۸۶/۴/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۱/۶

چکیده

در این مطالعه ابتدا تأثیر عوامل اقتصادی – اجتماعی در گرایش به ریسک و همچنین مصرف نهاده‌های مختلف با استفاده از قاعده اول اطمینان تجزیه و تحلیل شد. سپس تابع تولید تصادفی تعمیم یافته با استفاده از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیرخطی براورد و تأثیر عوامل تولید در واریانس تولید (ریسک) بررسی گردید. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل آمار رسمی به‌دست آمده ازآمارنامه کشاورزی سازمان جهاد کشاورزی استان خوزستان و همچنین آمارهای مقطعی ۱۴۷ کشاورز گوجه‌فرنگی‌کار شهرستان دزفول در سال ۱۳۸۵ می‌باشد که دومی‌به‌صورت تصادفی با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای با استفاده از پرسشنامه و مراجعه حضوری به‌دست آمده است.

* کارشناس ارشد مدیریت مالی (نویسنده مسئول)

** استادیار دانشگاه تهران e-mail: ehsanmahdeyh@yahoo.com

نتایج نشان داد که بیشتر گوجه‌فرنگی‌کاران مورد مطالعه ریسک‌گریزند. همچنین با توجه به تأثیر نهاده‌های کود شیمیایی، بذر مصرفی و ماشین‌آلات، پیشنهاد می‌شود نهاده‌های کود حیوانی جانشین کود شیمیایی و نیروی کار جایگزین ماشین‌آلات شوند.

طبقه‌بندی JEL: D81

کلیدواژه‌ها:
مدیریت ریسک، ضریب ریسک گریزی، واریانس (ریسک) تولید، گوجه‌فرنگی، دزفول

مقدمه

بخش کشاورزی نقش مهمی در اقتصاد بسیاری از کشورهای در حال توسعه‌ایفا می‌کند. فعالیت در این بخش نسبت به سایر بخشهای مختلف اقتصادی، به علت شرایط خاص حاکم بر آن، همواره با ریسک و نبود قطعیت همراه بوده است؛ از همین رو بهره‌برداران کشاورزی به دلیل نااطمینانی از درآمد خود، نگران بازپرداخت وام، پرداخت هزینه‌های ثابت (اجاره زمین و مالیات) و در بسیاری از موارد پرداخت هزینه‌های زندگی می‌باشند. بر همین اساس همواره لزوم به‌کارگیری ابزار دقیق و مؤثر در جهت حمایت و تأمین امنیت اقتصادی جمعیت فعال در بخش کشاورزی و در نتیجه افزایش قدرت تولید و بالا بردن سطح زندگی آنان احساس می‌شود (ترکمانی، ۱۳۷۹).

کشاورزی فعالیتی سرشار از مخاطرات است. در این فعالیت انواع مخاطرات طبیعی، اجتماعی، اقتصادی و عمومی‌دست به دست هم داده و مجموعه شکننده و آسیب‌پذیری برای کشاورزان فراهم کرده‌اند که نتیجه نهایی آن تهدید درآمد آنهاست. بنابراین کشاورزان در محیط و شرایطی مجبور به تصمیم‌گیری درباره تخصیص منابع و تولید محصولات هستند که

نسبت به قیمتها و عملکردهای محصولات، نبود اطمینان وجود دارد. این مسئله در تصمیمات تولیدکنندگان تأثیر می‌گذارد و نتایج تصمیم‌گیری را متفاوت با نتایج تصمیم‌گیری در شرایط اطمینان می‌کند. همچنین میزان مصرف نهاده‌ها در شرایط وجود ریسک و بدون ریسک (شرایط اطمینان) با یکدیگر فرق دارد و این میزان علاوه بر قیمت ستانده‌ها و نهاده‌ها و سطح تولید، به عوامل دیگری از قبیل واریانس قیمت محصول، درجه ریسک‌گریزی و سهم نهایی نهاده‌ها در واریانس تولید نیز بستگی دارد. در واقع وجود ریسک به غیر از قیمت و عملکرد بر تصمیمات تولیدی تولیدکنندگان نیز اثرگذار است و این اثر بیشتر بر درآمد حاصل از محصولات و تصمیمات کشاورزان در استفاده از نهاده‌ها و عرضه محصولات متمرکز می‌باشد. هیزل و نورتن (Hazzel and Norton, 1986) معتقدند که تحلیلهای اقتصادی بدون توجه به ریسک و ابعاد آن باعث کاهش اعتبار مطالعات اقتصادی می‌شود. هارداکر، پندی و پتن (Hardaker, Pandy and Patten, 1991) نیز معتقدند که در برنامه ریزی‌های کشاورزی ریسک بخشی جدایی ناپذیر است.

علاوه بر مسئله ریسک، عواملی که بر دیدگاههای ریسکی بهره‌برداران نیز تأثیر دارند از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. مدیران و بهره برداران از نظر ویژگیهای اقتصادی – اجتماعی با یکدیگر متفاوتند و این تفاوت باعث برخوردهای متفاوت با مسئله ریسک می‌شود (Juste & Pope, 1978, 71 & 1979, 279).

در زمینه تحقیق حاضر مطالعات متعددی صورت گرفته است برای مثال ساسمال (Sasmal, 1993) با استفاده از تابع تصادفی تعمیم یافته، آثار نهاده‌های بذر، نیروی کار، کود شیمیایی و آفت کش را بر میانگین تولید ارزیابی کرد و نشان داد که نهاده‌های نیروی کار و بذر مناسب باعث کاهش واریانس تولید و نهاده کود باعث افزایش ریسک تولید شده‌اند. ترکمانی و زیبایی (۱۳۸۲) با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی اقدام به بررسی تمایلات ریسکی گندم‌کاران منطقه رامجرد استان فارس کردند. نتایج مطالعه آنها نشاندهنده ریسک‌گریز بودن جامعه مورد مطالعه است. زیبایی و همکاران (۱۳۸۰) نیز با استفاده از تکنیک برتری تصادفی

درجه اول[1] و درجه دوم[2] و همچنین روش برتری تصادفی و با توجه به یک تابع، به تعیین راهبرد ریسک-کارای آبیاری برای گندم‌کاران منطقه کوار پرداختند و در این باره ۱۰ راهبرد آبیاری را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که بر اساس برتری تصادفی درجه یک، چهار راهبرد کم‌آبیاری و بر اساس برتری تصادفی درجه دو، یک راهبرد کم‌آبیاری بر راهبرد تمام‌آبیاری برتری دارند.

وضعیت سطح زیر کشت و تولید انواع محصولات زراعی در دزفول

محصولات عمده در شهرستان دزفول عبارتند از: گندم، جو، سبزیجات، ذرت دانه‌ای، حبوبات، محصولات جالیزی، گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی، پیاز، شلتوک، هندوانه، خیار، خربزه، دانه‌های روغنی و گیاهان صنعتی. جدول ۱ میزان سطح زیر کشت، تولید و عملکرد انواع محصولات زراعی شهرستان دزفول را نشان می‌دهد. چنانکه پیداست، بعد از سبزیجات، محصولات گندم، ذرت دانه‌ای و گوجه‌فرنگی بیشترین میزان تولید شهرستان دزفول را به خود اختصاص داده‌اند. بیشترین میزان عملکرد نیز بعد از پیاز و سبزیجات مربوط به گوجه‌فرنگی با ۲۸/۸۴ تن در هکتار است.

با توجه به شرایط آب و هوایی شهرستان دزفول و امکان کشت گوجه‌فرنگی در فصلهای سرد (حتی در زمستان) و همچنین اهمیت این محصول نسبت به دیگر محصولات زراعی شهرستان دزفول، محصول گوجه‌فرنگی مورد مطالعه این تحقیق قرار گرفت.

1. first degree stochastic dominance (FSD)
2. second degree stochastic dominance (SSD)

جدول ۱. سطح زیر کشت، تولید و عملکرد محصولات زراعی شهرستان دزفول در سال ۱۳۸٤

محصول	سطح زیر کشت (هکتار)		تولید(تن)		عملکرد(تن در هکتار)
	میزان	درصد	میزان	درصد	
گندم	۴۲۷۹۹	۲۴/۱۴	۱۲۳۰۷۹/۳	۶/۹۹	۲/۸۸
جو	۲۳۴۲	۱/۳۲	۱۲۴۰	۰/۰۷	۰/۵۳
سبزیجات	۱۹۹۹۴	۱۱/۲۸	۵۷۷۱۷۹/۸	۳۲/۷۸	۲۸/۸۷
ذرت دانه‌ای	۱۴۰۰۲	۷/۹۰	۸۸۷۱۱/۶	۵/۰۴	۶/۳۴
سایر سبزیجات	۱۲۸۹۸	۷/۲۷	۳۷۵۳۲۵/۴	۲۱/۳۲	۲۹/۱
حبوبات	۴۰۶۰	۲/۲۹	۸۲۱۹	۰/۴۷	۲/۰۲
محصولات جالیزی	۳۲۱۸	۱/۸۱	۷۹۴۸۱/۹	۴/۵۱	۲۴/۷
گوجه فرنگی	۲۹۱۰	۱/۶۴	۸۳۹۹۲	۴/۷۷	۲۸/۸۴
سایر حبوبات	۲۵۲۰	۱/۴۲	۳۹۱۳/۳	۰/۲۲	۱/۵۵
سیب زمینی	۲۲۵۴	۱/۲۷	۴۷۶۴۸/۶	۲/۷۱	۲۱/۱۴
پیاز	۱۹۳۲	۱/۰۹	۷۰۲۸۳/۹	۳/۹۹	۳۶/۳۸
شلتوک	۱۶۵۱	۰/۹۳	۶۹۷۸/۹	۰/۴۰	۴/۲۳
هندوانه	۱۵۳۹	۰/۸۷	۴۱۳۲۸/۶	۲/۳۵	۲۶/۸۵
خیار	۸۸۶	۰/۵۰	۱۸۶۷۳/۶	۱/۰۶	۲۱/۰۸
گیاهان علوفه‌ای	۷۷۸	۰/۴۴	۸۶۳/۸	۰/۰۵	۱/۱۱
دانه‌های روغنی	۴۳۳	۰/۲۴	۹۰۳/۴	۰/۰۵	۲/۰۹
محصولات صنعتی	۴۳۳	۰/۲۴	۹۰۳/۴	۰/۰۵	۲/۰۹
خربزه	۳۱۹	۰/۱۸	۷۰۸۹/۱	۰/۴۰	۲۲/۲۲
کل محصولات	۱۷۷۳۰۲	۱۰۰	۱۷۶۰۶۸۱	۱۰۰	۹/۹۳

مأخذ: آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی

با توجه به مشاهدات محقق و مشکلات عمده کشاورزان منطقه در خصوص به کار نگرفتن فناوریهای نوین و تقریباً سنتی ماندن سطح کشاورزی در دزفول، مخصوصاً در بین

گوجه فرنگی کاران، لزوم بررسی تمایلات ریسکی این بهره‌برداران جهت مدیریت بهتر مزارع احساس می شود. به این منظور و برای تعیین این تمایلات و همچنین عوامل ریسکی تولید گوجه فرنگی، مطالعه حاضر صورت گرفت. در این مطالعه ابتدا تأثیر عوامل مؤثر اقتصادی – اجتماعی بر گرایش به ریسک و همچنین مصرف نهاده‌های مختلف با استفاده از قاعده اول اطمینان تجزیه و تحلیل شده، سپس با استفاده از تابع تولیدی در چارچوب تابع تولید تصادفی تعمیم یافته[1] و با استفاده از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیرخطی[2]، تأثیر عوامل تولید در ریسک تولید (واریانس) بررسی گردیده است.

روش تحقیق

۱. تعیین ضریب ریسک‌گریزی

یکی از اهداف اصلی در هر نظام کشاورزی تغییر روحیه ریسک‌گریزی کشاورزان از طریق تعدیل فشار ناشی از خطرات و توزیع زیان اقتصادی و اجتماعی در سطح گسترده‌ای از جامعه کشاورزان است. بنابراین یکی از اهداف مطالعه حاضر، بررسی و تعیین ضریب ریسک‌گریزی گوجه فرنگی کاران و رفتار ریسک‌گریزی آنهاست. به این منظور باید روحیه بهره‌برداران در برخورد با مخاطرات با هم مقایسه شود. بدین منظور می‌توان گرایش بهره‌برداران به ریسک را با تعیین ضریب ریسک‌گریزی[3] آنان مشخص کرد. این ضریب نشاندهنده روحیه بهره‌برداران در مورد امکان وقوع رویدادهای ریسکی است.

از جمله روشهای تعیین گرایش به ریسک بهره‌برداران می‌توان الگوهای وان‌نیومن– مورگنشتاین[4]، مدل رمزی[5] و قاعده اول اطمینان[6] را نام برد. از این میان روش قاعده اول اطمینان به دلیل نیاز نداشتن به تخمین تابع مطلوبیت اولویت ویژه‌ای دارد. قاعده اول اطمینان

1. generalized stochastic production function
2. three step non linear least square
3. risk aversion coefficient
4. Van Neuman- Morgenstein model
5. Ramsey model
6. safety first rule (SFR)

نخستین بار از سوی روی (Roy, 1952) مطرح شد و لذا در متون این رشته به نام او معروف است. این قاعده در دهه‌های اخیر نیز توسط برخی از پژوهشگران به کار گرفته شده است؛ از جمله پاریخ و برنارد (Parikh and Bernard, 1988)، راندیر (Randhir, 1991) و ترکمانی و حسن پور (۱۳۷۷). براساس روش روی، فرض اساسی در این قاعده این است که هدف افراد حداقل کردن احتمال افت در درآمد پایین‌تر از سطوح بحرانی (احتمال وقوع سطوح معینی از بدبختی) می‌باشد؛ یعنی:

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

$$\text{Min } F(E^*)$$

که در آن P احتمال، E^* سطح بحرانی درآمد معیشتی، E درآمد انتظاری و F تابع توزیع تجمعی است. برای سادگی در مطالعات تجربی می‌توان روابط فوق را به صورت زیر تعدیل کرد:

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

δ انحراف معیار درآمد سالانه کشاورز است. برای محاسبه سطح درآمد بحرانی معیشتی و درآمد مورد انتظار، می‌توان از روابط زیر استفاده کرد:

$$E^*=Cmin+COG-LAS-NAI$$

$$Cmin=APF(FAM)$$

در این معادلات Cmin ارزش حداقل نیاز مصرفی خانوار، COG بدهی فرد به مؤسسات رسمی‌و غیررسمی، LAS درآمد حاصل از داراییهای نقدی فرد از محل کشاورزی (شامل: وجوه نقدی حاصل از فروش محصول، وجوه نقدی در حساب جاری و سرمایه در گردش، سپرده‌های بانکی کوتاه‌مدت، انواع حسابهای دریافتی و...)، NAI درآمد حاصل از داراییهای نقدی غیرکشاورزی (شامل: وجوه نقدی، سپرده‌های بانکی کوتاه‌مدت، انواع حسابهای دریافتی و...)، FAM اندازه خانوار و APF ارزش حداقل کالری مورد نیاز برای هر فرد است.

درآمد خالص مورد انتظار نیز از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$L=VP-Ic-Fc-Pc-Lc$$

که در آن VP ارزش مورد انتظار کل محصولات تولیدی، Ic هزینه آبیاری، Fc هزینه کود، Pc هزینه سم و Lc هزینه نیروی کار است. انحراف معیار درآمد سالانه کشاورز (δ) از درآمد چند سال اخیرش به دست می‌آید. سرانجام ضریب ریسک‌گریزی کشاورز از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$R_j= (E^*-E)/\delta$$

هر چه R_j به دست آمده منفی‌تر باشد، ریسک‌گریزی بالاتر است؛ زیرا در این حالت کشاورز بیشتر می‌کوشد سطح معینی از بداقبالی (E^*) را به حداقل برساند و یا می‌توان گفت مقدار درآمد مورد انتظار وی برای قبول یک خطر بالاتر است.

۲. ریسک تولید

توابع تولید معمولی نظیر کاب داگلاس، ترانسندنتال و غیره محدودیتهایی در تجزیه و تحلیل توزیع احتمال تولید دارند و در نتیجه، تأثیر نهاده‌ها بر ریسک تولید در این توابع به طور غیر مستقیم اریبدار می شود. با توجه به این مطلب، کاربرد تابع کاب داگلاس به شکل معمولی خود یعنی: $y_i = A\prod_{i=1}^{n} x_i^{\alpha i} e^{ui}$ نیز اثر نهاده‌ها را بر ریسک تولید اریب دار نشان می‌دهد، چنانکه این تابع اثر نهاده‌ها را بر ریسک تولید به صورت افزایشی نمایان می سازد و در نتیجه این تابع سطح بهینه مصرف نهاده‌های تولیدی و میزان تولید را غیر واقعی نشان خواهد داد. با توجه به اینکه اثر یک نهاده بر ریسک تولید ممکن است افزایشی، کاهشی یا ثابت باشد، لذا از این نوع توابع تولید نمی‌توان میزان مصرف بهینه منابع و میزان بهینه تولید را به‌دست آوردواستفاده‌ازآن‌دربرنامه‌ریزی‌های‌تولیدنتایج نادرستی به بار خواهد آورد. به این منظور برای تعیین‌ریسک‌تولیدازروش‌سه‌مرحله‌ای‌جاست وپاپ (Just & Pope, 1978, 69 & 1979, 280) استفاده می‌شود.

جاست و پاپ (Just & Pope, 1978, 279) محدودیتهایی را که به وسیله تابع تولید

کاب – داگلاس در شکل معمول وارد می‌شود به گونه‌ای دانستند که کشش گشتاور i ام نسبت به هر نهاده برابر با نسبتی از کشش گشتاور i ام به کشش گشتاور اول است. کشش گشتاور i ام نسبت به هر نهاده دیگر به‌صورت رابطه زیر است:

$$\eta_{ik} = \frac{\partial \mu_i}{\partial x_k} \times \frac{x_k}{\mu_i}$$

که در آن η_{ik} کشش گشتاور i ام نسبت به نهاده kام، μ_i گشتاور i ام (گشتاور اول) در حول میانگین و x_k نهاده k ام است. مقدار متوسط تولید یا E (y) برابر با گشتاور اول و واریانس یا ریسک تولید ناشی از نهاده برابر با گشتاور دوم نسبت به آن نهاده است. از آنجا که اثر عوامل تولید بر ریسک یا واریانس تولید عملاً با تأثیر آن در میانگین تولید متفاوت است، بنابراین لازم است که تابع تولید دارای انعطاف پذیری باشد که‌این دو اثر را از هم تفکیک کند. به این منظور از تابع تولید کاب – داگلاس در چارچوب مدل تصادفی تعمیم یافته استفاده می‌شود. این تابع تولید دارای دو جزء است: جزء تصادفی که آثار نهاده‌ها را بر ریسک تولید نشان می‌دهد و جزء قطعی که آثار نهاده‌ها را بر میانگین تولید نمایان می‌سازد. در صورتی که تابع تولید به صورت زیر باشد:

$$Y = F(X)e^{\varepsilon} \quad \text{.....} \quad E(\varepsilon) = 0$$

که در آن Y مقدار تولید، X نهاده‌های تولید و ε متغیر خطای تصادفی است، میانگین تولید برابر است با:

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

تغییرات مقدار تولید به تغییرات نهاده i ام برابر است با:

$$\frac{\partial E(y)}{\partial X_i} = f_i(x)E(\ell^{\varepsilon})$$

واریانس تولید بر اساس رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$V(y) = f^2(x)v(e^{\varepsilon})$$

تغییرات واریانس تولید نسبت به تغییر نهاده i ام به صورت زیر است:

$$\frac{\partial v(y)}{\partial x_i} = 2f(x_i)F(X)V(e^{\varepsilon})$$

از آنجا که f_i و F هر دو مثبت هستند، بنابراین با افزایش در مصرف نهاده i ام، واریانس

تولید نیز افزایش می‌یابد؛ در نتیجه توابع معمولی اثر نهاده‌های کاهنده ریسک تولید را نشان نمی‌دهند. برای برطرف شدن مشکل فوق از تابع تولید در چارچوب مدل تصادفی تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. ویژگی خاص این تابع آن است که نمی‌توان از قبل اثر نهاده را بر واریانس تولید با استفاده از نوع اثر آن بر میانگین تولید پیش بینی کرد. این تابع که در آن $h(X)$ می‌تواند به صورت کاب–داگلاس، ترانسندنتال، ترانسلوگ، چند جمله‌ای و... باشد، به صورت زیر است:

$$y = f(x) + h^{1/2}(x)\varepsilon$$
$$E(\varepsilon) = 0 \qquad V(\varepsilon) = 1$$

که در آن y مقدار تولید، x نهاده‌های تولید، ε جزء تصادفی و $f(x)$ جزء قطعی است. $h(x)$ آثار نهاده‌ها بر واریانس تولید و $f(x)$ آثار نهاده را بر میانگین تولید نشان می‌دهد؛ بنابراین، اثر نهاده‌های تولید بر مقدار متوسط و ریسک (واریانس) تولید مستقل از یکدیگرند.

تابع $f(x)$ نیز می‌تواند به فرم تابع کاب داگلاس، ترانسندنتال،چندجمله‌ای و... باشد. در این حالت واریانس تولید بر اساس مدل فوق به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$V(y) = E(y - E(y))^2$$
$$V(y) = E[f(x) + h^{1/2}(x)\varepsilon - f(x)]^2$$
$$V(y) = E[h^{1/2}(n)\varepsilon]^2 = h(x)E(\varepsilon^2)$$
$$V(\varepsilon^2) = 1$$
$$V(y) = h(x)$$

بنابراین $h(x)$ مبین واریانس متغیر وابسته است و لذا باید به صورت $h^{1/2}(x)$ در تابع وارد شود. از آنجا که $h(x)$ تابعی از متغیرهای توضیحی است، واریانس ناهمسانی به‌وجود می‌آید که در تخمین تابع تولید باید مدنظر قرارگیرد. به منظور برطرف ساختن مسئله واریانس ناهمسانی و تخمین سازگار ضرایب، از روش سه‌مرحله‌ای حداقل مربعات غیرخطی استفاده می‌شود.

تابع تولید تصادفی تعمیم‌یافته در این تحقیق، با توجه به استفاده از تابع کاب – داگلاس، به صورت زیر است:

$$f(x) = \alpha \cdot x_1^{\alpha_1} \ldots\ldots x_n^{\alpha_n}$$
$$h(x) = \beta \cdot x_1^{\beta_1} \ldots\ldots x_n^{\beta_n}$$

فرم نهایی این تابع به صورت زیر است:

$$y = \alpha_1 x_1^{\alpha_1} \ldots\ldots x_n^{\alpha_n} + h^{1/2}(x_1 \text{و} \ldots\ldots x_n \text{و} B)\varepsilon$$

در تخمین معادله فوق از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیرخطی استفاده می‌گردد. با استفاده از این روش، قسمت قطعی در مرحلهٔ سوم و جزء تصادفی آن در مرحلهٔ دوم براورد می شود.

در مرحله اول تخمین، تابع به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y = f(x_i \text{ و } \alpha) + \varepsilon^*$$

فرم گسترده مرحله اول تابع که در آن پارامترهای α با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی به‌دست می‌آید، چنین است:

$$y = \alpha \cdot x_1^{\alpha_1} x_2^{\alpha_2} x_3^{\alpha_3}, \ldots\ldots\ldots, x_n^{\alpha_n} + \varepsilon^*$$

در مرحله دوم تخمین، جزء اخلال با استفاده از رابطه $\varepsilon^* = y - f(x,\alpha)$ به‌دست می‌آید و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) پارامترهای B تخمین زده می‌شود:

$$Ln\,|\varepsilon^*| = B_0 + B_1 Ln\ x_1 + \ldots\ldots + B_n Ln\ X_n + e$$

در رابطه فوق B مبین تأثیر عوامل تولید در ریسک می‌باشد. به منظور برطرف ساختن واریانس ناهمسانی، از روش حداقل مربعات غیرخطی وزنی استفاده شده است؛ لذا ابتدا از تابعی که در مرحله دوم تخمین زده شد، مقدار ε^* به‌دست می‌آید و تمام متغیرهای مستقل و وابسته بر آن تقسیم می‌شود. تابع فوق دارای این انعطاف‌پذیری است که بر اساس رابطهٔ زیر اثر مثبت، منفی یا خنثی نهادهٔ K ام را بر واریانس تولید نشان می‌دهد:

$$\frac{\partial v(y)}{\partial xk} = h_k(x) \begin{matrix} \leq \\ \geq \end{matrix} 0$$

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل آمار رسمی به‌دست آمده از آمارنامه کشاورزی سازمان جهاد کشاورزی استان خوزستان و همچنین آمارهای مقطعی است که از ۱۴۷ گوجه فرنگی کار شهرستان دزفول در سال ۱۳۸۵ به‌صورت تصادفی با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای با استفاده از پرسشنامه و مراجعه حضوری به‌دست آمده است. در این تحقیق از نرم‌افزار Microfit4.1 برای براورد مدلها استفاده شده است.

نتایج و بحث

میانگین استفاده از نهاده‌های مختلف در تولید گوجه‌فرنگی

براساس یافته‌های حاصل از پرسشنامه، میانگین استفاده از نهاده‌های مختلف برای تولید گوجه فرنگی در سطح یک هکتار از زمینهای شهرستان دزفول محاسبه شد (جدول ۲). گفتنی است میزان آب مصرفی در یک هکتار براساس نیاز آبی منطقه با استفاده از داده‌های نرم افزار NETWAT استخراج شده و در مرحله بعد با استفاده از داده‌های سطح زیرکشت و بازده آبیاری[1] به محاسبه نیاز آبی آن پرداخته شده است.

جدول ۲. مقدار متوسط استفاده از نهاده‌ها در نمونه مورد بررسی

نوع نهاده	متوسط در هکتار
آب(متر مکعب)	۱۳۰۰
کود حیوانی(تن)	۱۰
بذر مصرفی (کیلوگرم)	۲/۱
کود شیمیایی(کیلوگرم در هکتار)	۶۹۲
سم(کیلوگرم در هکتار)	۴/۷
نیروی کار(روز نفر)	۱۲۳
میزان ماشین آلات مصرفی(ساعت در هکتار)	۳۰/۳۲
میزان تولید(کیلوگرم)	۸۳۹۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. باتوجه‌به‌رواج‌آبیاری‌سنتی‌درشهرستان دزفول، بازده آبیاری در این منطقه ۳۳ درصد در نظر گرفته شده است.

در ادامه، یافته‌های حاصل از تعیین ضریب ریسک‌گریزی و یافته‌های حاصل از تخمین واریانس(ریسک) تولید به تفصیل آورده شده است.

محاسبه ضریب ریسک‌گریزی گوجه‌فرنگی‌کاران

در این تحقیق با استفاده از قاعده اول اطمینان، اقدام به محاسبه ضریب ریسک‌گریزی کشاورزان گردید. متغیرهای مورد استفاده برای تعیین ضریب ریسک گریزی گوجه‌فرنگی‌کاران، سطح بحرانی درآمد معیشتی گوجه فرنگی‌کاران، درآمد انتظاری و انحراف معیار درآمد سالانه آنها طی سه سال اخیر از محلهای کشاورزی و غیرکشاورزی با استفاده از مدل پاریخ و برنارد و همچنین راندیر (Randhir, 1991) در چارچوب قاعده اول اطمینان به‌دست آمد.

$$R_j = \left[E_j^* - E_j\right] / \left[\delta_j\right] \qquad j = 1,2,\ldots\ldots\ldots,n$$

در رابطه بالا R_j درجه ریسک‌گریزی گوجه فرنگی‌کار jام، E^*_j سطح درآمد معیشتی گوجه‌فرنگی کار jام، E_j درآمد انتظاری گوجه فرنگی‌کار jام و δ_j انحراف معیار درآمد سالانه گوجه فرنگی کار jام در سه سال اخیر از محلهای کشاورزی و غیرکشاورزی است.

نتایج این بخش در جدول ۳ خلاصه شده است. در این جدول به منظور درک بهتر نتایج، گرایش گوجه فرنگی‌کاران به مخاطره به پنج گروه ریسک‌گریزی زیاد، متوسط، کم، خنثی و ریسک پذیر تقسیم شده است.

جدول ۳. توزیع فراوانی گوجه فرنگی‌کاران مورد مطالعه بر اساس درجه ریسک‌گریزی

تمایل به ریسک	فراوانی	درصد
ریسک‌گریزی زیاد	۲۵	۱۷
ریسک‌گریزی متوسط	۴۴	۳۰
ریسک‌گریزی کم	۳۴	۲۳
ریسک خنثی	۱۱	۷/۵
ریسک پذیر	۳۳	۲۲/۵
کل نمونه	۱۴۷	۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول سه، ۱۷ درصد گوجه فرنگی‌کاران در گروه ریسک‌گریزی زیاد، ۳۰ درصد در گروه ریسک‌گریزی متوسط و ۲۳ درصد در گروه ریسک‌گریزی کم قرار دارند؛ در حالی که تنها ۷/۵ درصد از گوجه فرنگی‌کاران ریسک خنثی و ۲۲/۵ درصد نیز ریسک پذیرند. بنابراین، همانطور که مشاهده می‌شود، گرایش غالب گوجه فرنگی‌کاران مورد مطالعه ریسک‌گریزی می‌باشد که‌این امر اهمیت توجه به نحوه گرایش کشاورزان به مخاطره به‌ویژه در زمان معرفی فناوری و روشهای نوین تولید و دیگر مراحل کار کشاورزی را مشخص می‌کند.

تعیین اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید

نتایج مرحله اول تخمین تابع تولید تصادفی تعمیم یافته در جدول ۴ نشان داده است. ملاحظه می‌شود که نهاده‌های سم، بذر مصرفی و ماشین‌آلات اثر منفی و نهاده‌های آب، کود حیوانی، کود شیمیایی و نیروی کار اثر مثبت بر تولید داشته‌اند. همچنین نتایج این جدول نشان می‌دهد که R^2 مدل در حدود ۸۸ درصد است بدین معنا که ۸۸ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. آماره F نیز نشان می‌دهد که کل مدل تخمین زده شده از نظر آماری معنیدار است. همچنین آماره‌های F_f[1] و F_{sc}[2] - که برای آزمون خطای تصریح مدل و خود همبستگی به کار می‌روند –نشان می‌دهند که مدل با این مشکلات مواجه نیست. آزمون واریانس ناهمسانی (آماره F_h[3]) نیز نمایان می‌سازد که مدل با مشکل واریانس ناهمسانی مواجه است.

1. functional form
2. serial correlation
3. heterocedasticity

جدول ٤. نتایج مرحله اول تخمین تابع تولید تصادفی تعمیم یافته گوجه فرنگی

ضریب	ضریب	خطای معیار	آماره t
آب(X_1)	۲/۳۳	۰/۷۵	۳/۱
کود حیوانی(X_2)	۰/۴۳	۰/۱۳	۳/۲
کود شیمیایی(X_3)	۰/۸۴	۰/۳۱	۲/۷
نیروی کار(X_4)	۱/۲	۰/۴۸	۲/۵
سم(X_5)	-۰/۵۸	۰/۱۶	-۳/۶
ماشین‌آلات(X_6)	-۰/۹۲	۰/۲۱	-۴/۳
بذر(X_7)	-۱/۲۵	۰/۴۳	-۲/۹
مقدار ثابت (C)	۲/۷۷	۰/۵۴	۵/۱
F= ۹۶/۳۳		R^2 = ۰/۸۸	
F_h=۷/۴۱(۰/۰۱)	F_{sc}=۱/۰۵(۰/۳۲۴)	F_f=۱/۱۱(۰/۱۲۴)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵ نتایج تخمین جزء تصادفی تابع تولید در مرحله دوم را نشان می دهد. نهاده‌های کود شیمیایی، بذر مصرفی و ماشین‌آلات دارای علامت منفی هستند بدین معنا که رابطه غیرمستقیم با ریسک تولید دارند. افزایش نیاز به آب، کود حیوانی، سم و نیروی کار باعث افزایش ریسک در تولید گوجه فرنگی می‌شود. دلیل این افزایش، نبود اطمینان در تهیه نهاده‌های کود حیوانی، سم، نیروی کار و آب است که در این زمینه رقابت زیادی در بین کشاورزان در زمان کاشت و داشت محصول پدید می‌آید. نهاده آب در بین این نهاده‌ها اهمیت ویژه‌ای دارد به‌گونه‌ای که تهیه نابهنگام این نهاده واریانس تولید گوجه‌فرنگی را به شدت بیشتری نسبت به دیگر نهاده‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این باره بالاتر بودن ضریب مربوط به براورد نهاده آب از دیگر متغیرها نشاندهنده همین موضوع است. نتایج جدول ۵ همچنین نشان می دهد که R^2 مدل در حدود ۸۳ درصد است بدین معنا که ۸۳ درصد

تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می شود. آماره F نیز نمایان می‌سازد که کل مدل تخمین زده شده از نظر آماری معنیدار است. همچنین آماره‌های F_f، F_{sc} و F_h – که آماره‌هایی برای آزمونهای خطای تصریح مدل، خود همبستگی و واریانس ناهمسانی هستند – نشان می‌دهند که مدل با این مشکلات مواجه نیست.

جدول ۵. نتایج براورد جزء تصادفی تابع تولید گوجه فرنگی مرحله دوم

ضریب	ضریب	خطای معیار	آماره t
آب(X_1)	۱/۲۵	۰/۹۳	۱/۳۴
کود حیوانی(X_2)	۰/۷۷	۰/۶۴	۱/۲
کود شیمیایی(X_3)	-۱/۳۱	۱/۶	-۰/۸۲
نیروی کار(X_4)	۰/۶۹	۰/۵۳	۱/۳
سم(X_5)	۰/۶۱	۰/۳۸	۱/۶
ماشین‌آلات(X_6)	-۲/۱۲	۱/۹۲	-۱/۱
بذر(X_7)	-۱/۱	۱/۵	-۰/۷۳
مقدار ثابت (C)	۷/۵۱	۲/۴۲	۳/۱
F= ۶۵/۷۱		R^2 = ۰/۸۳	
F_h=۱/۳۷(۰/۵۰۲)	F_{sc}=۱/۱۱(۰/۴۵۵)	F_f =۱/۲۱(۰/۷۲۱)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که پیشتر نیز ذکر شد، در تخمین توابع تولید کاب داگلاس، ترانسندنتال و غیره به علت اینکه اثر نهاده‌های تولید بر ریسک خود تابعی از متغیرهای توضیحی است، جزء اخلال دارای واریانس ناهمسانی است. برای رفع این مشکل با استفاده از روش حداقل مربعات غیر وزنی، متغیرهای وابسته و مستقل در مرحله اول بر جزء اخلال حاصل از مرحله دوم تقسیم می‌شوند تا مشکل ناهمسانی واریانس رفع شود و دوباره تابع تولید تبدیل شده براورد می گردد که نتایج آن در جدول ۶ نشان داده شده است.

این جدول اثر معنیدار متغیرهـای توضـیحی بـر متوسـط تولیـد گوجـه فرنگـی را نشـان می‌دهد. آب و نیروی کار بیشترین تأثیر مستقیم را در میانگین تولید دارند و همچنین نهاده‌های کود شیمیایی، بذر مصرفی و ماشین‌آلات بیشترین تأثیر غیرمستقیم را در میانگین تولیـد دارنـد. دلیل اثر منفی این نهاده‌ها شاید ناآگاهی گوجه فرنگی‌کاران از حد بهینه مصرف این نهاده‌ها و رعایت نکردن قانون بازده نزولی در مصرف این نهاده‌ها باشد که این مسئله باعث قـرار گـرفتن این نهاده‌ها در ناحیه سوم تولید شده است. برای رفع این مشکل می‌تـوان بـا اقـدامات ترویجـی مناسب و آموزش صحیح بهره‌برداران آنها را در جهت استفاده بهینه از منابع کمیاب، راهنمـایی و کمک کرد. همچنین نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که R^2 مدل در حدود ۹۰ درصـد اسـت؛ یعنی ۹۰ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضـیح داده مـی شـود. آمـاره F نیز نشان می دهد که کل مدل تخمین زده شده از نظر آماری معنیدار است. همچنین آماره‌های F_f، F_{sc} و F_h نشان می‌دهند که مدل با مشـکلات تصـریح مـدل، خـود همبسـتگی و واریـانس ناهمسانی مواجه نیست.

جدول ٦. نتایج مرحله سوم جزء قطعی تابع تولید گوجه فرنگی

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
آب(X_1)	۱/۲۵	۰/۴۷	۲/۶۵
کود حیوانی(X_2)	۰/۳۴	۰/۱۴	۲/۴
کود شیمیایی(X_3)	-۰/۸۵	۰/۲۴	-۳/۵
نیروی کار(X_4)	۱/۲۲	۰/۴۱	۲/۹
سم(X_5)	۰/۷۷	۰/۱۴	۵/۵
ماشین‌آلات(X_6)	-۱/۴	۰/۴۴	-۳/۲
بذر(X_7)	-۱/۰۵	۰/۳۷	-۲/۸
مقدار ثابت (C)	۱۱/۵	۱/۲	۹/۶
F= ۱۴۲/۲۵		R^2 = ۰/۹۰	
F_h=۱/۰۵(۰/۵۸)	F_{sc}=۱/۵۱(۰/۷۲)	F_f=۱/۰۹(۰/۷۷)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پیشنهادها

با توجه به نتایج به‌دست آمده مبنی بر اینکه گرایش غالب گوجه فرنگی‌کاران دزفول ریسک گریزی است، پیشنهاد می شود با برگزاری کلاسهای آموزشی و ترویجی آنها را تشویق به استفاده از فناوریهای جدید کرد. همچنین با توجه به تأثیر نهاده‌های کود شیمایی، بذر مصرفی و ماشین‌آلات، پیشنهاد می‌شود که استفاده از این نهاده‌ها و یا جایگزینی بین نهاده‌های کود حیوانی با کود شیمیایی و نیروی کار با ماشین‌آلات به نحو مطلوب مدیریت گردد.

منابع

۱. ترکمانی، ج. و م. زیبایی (۱۳۸۲)، تخمین ساختاری تمایلات ریسکی گندم‌کاران منطقه رامجرد، *مجله علوم کشاورزی ایران*، جلد ۳۴، شماره ۱: ۱۰۵-۱۱۳.

۲. ترکمانی، ج.(۱۳۷۹)، مقایسه و ارزیابی روشهای عمده تعیین گرایش به ریسک بهره‌برداران کشاورزی: مطالعه موردی واحدهای نگهداری گاوهای شیری، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره۳۱.

۳. ترکمانی، ج. و ب. حسن پور (۱۳۷۷)، استفاده از قاعده اول اطمینان در تعیین ریسک‌گریزی کشاورزان: مطالعه موردی انجیرکاران استان فارس، مجموعه مقالات دومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، کرج.

۴. زیبایی، م.؛ غ. سلطانی؛ ج.ترکمانی؛ د. خلیلی و ج. بهبودیان (۱۳۸۰)، راهبرد ریسک-کارای آبیاری گندم در منطقه کوار: کاربرد معیارهای برتری تصادفی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۶: ۹-۷۵.

۵. مرکز آمار ایران، سرشماری عمومی کشاورزی، (۱۳۸۲).

6. Hardaker, J.B.; S. Pandey and L.H. Patten (1991), Farm planning under uncertainty, *Review of Market and Agricultural*

Economics, 59(1):9-2.

7. Hazzel, B.R and R.D. Norton (1986), Mathematical programming for economic analysis agriculture, Macmillan's, New York.

8. Just, R.E. and R.D. Pope (1978), Stochastic specification of production function and economic implications, *Journal of Econometrics*, 7(1):67-86.

9. Just, R.E. and R.D. Pope (1979), Production function estimation and related risk considerations, *American Journal of Agricultural Economics*, 61(2): 276-284.

10. Parikh, A. and A. Bernard (1988), Impact of risk on HYV adoption in Bangladesh, *Agricultural Economics*, 2: 167-178.

11. Randhir, O.T. (1991), Influence of risk on input use in South Indian tankfed farms, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 46:57-63.

12. Roy, A. (1952), Safety first and the holding of assets, *Econometrica*, 20:431-449.

13. Sasmal, J. (1993), Consideration of risk in the production high – yielding variety paddy: A generalized formulation for production function estimation, *Indian Journal of Agricultural Economics, 5:20-35.*