Archive of SID

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هشتم، شماره ۳۱، پاییز ۱۳۷۹

مقایسه و ارزیابی روشهای عمده تعیین گرایش به ریسک[1] بهره‌برداران کشاورزی:

مطالعه موردی واحدهای نگهداری گاوهای شیری

دکتر جواد ترکمانی*

چکیده

مطالعات گوناگونی نشان داده است که مسئله رویارویی بهره‌برداران با مخاطرات یا ریسک، از ویژگیهای عمده فعالیتهای کشاورزی به شمار می‌رود. بنابراین، توجه به ریسک و ابعاد مختلف آن (همچون گرایش بهره‌برداران کشاورزی به مخاطره)، در برنامه‌ریزی اقتصاد کشاورزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مطالعه، نخست، الگوهای عمده تعیین گرایش به ریسک بهره‌برداران کشاورزی، بویژه مدلهای مبتنی بر قاعده اول اطمینان[2]، مقایسه و ارزیابی شده است. سپس محاسبه درجه ریسک‌گریزی نمونه‌ای که ۴۸ نفر از صاحبان واحدهای

1. Risk Aversion

* دانشیار و رئیس گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

2. Safety First Rule (SFR)

www.SID.ir

Archive of SID

پرورش گاوهای شیری استان فارس را در بر می‌گیرد، با بهره‌گیری از روش اصل اطمینان[1]، انجام گرفته است. افزون بر آن، کارایی‌های فنی، تخصیصی و اقتصادی برای اعضای نمونه مورد بررسی، با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی[2] به روش حداکثر راستنمایی[3] و استخراج تابع هزینه مرزی براورد شده و رابطه کارایی اقتصادی این واحدها با عوامل اقتصادی - اجتماعی، همچون گرایش به مخاطره بهره‌برداران، مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است.

نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهد که دامداران عضو نمونه مورد مطالعه، به طور عمده، ریسک‌گریزی بالایی دارند. افزون بر آن، تعیین اجزای مختلف کارایی اقتصادی نیز نشان می‌دهد که پتانسیل در خور ملاحظه افزایش این کارایی، با بهره‌گیری مناسبتر از منابع دسترسپذیر و فن‌آوری موجود است. بررسی رابطه میان کارایی اقتصادی و عوامل اقتصادی - اجتماعی مؤثر بر آن نیز نمایان می‌سازد که آموزش، تماس با مروجان، داشتن شغل جنبی و کاهش ریسک‌گریزی، تأثیر مثبت و مستقیمی بر این کارایی دارد.

مقدمه

افزایش کارایی تولید و همچنین درامد کشاورزان همواره مورد توجه سیاستگذاران و پژوهشگران اقتصاد کشاورزی، بویژه در کشورهای در حال توسعه، بوده است. تدوین سیاستها و برنامه‌های مناسب در بخش کشاورزی، ضمن اینکه مستلزم آگاهی کافی از شرایط تولید و منابع موجود این بخش است، تا اندازه زیادی نیز به میزان آگاهی برنامه‌ریزان و سیاستگذاران از شیوه تصمیمگیری کشاورزان و واکنش آنها در برابر سیاستهای به کار رفته بستگی دارد. بهره‌برداران کشاورز که تصمیمگیران نهایی این بخش به شمار می‌آیند، به طور معمول، با قیمتها، عملکردها و هزینه‌های متغیری روبه‌رویند. افزون بر آن، این تصمیمگیران همواره با خطرات

1. Safety Principle (SP)
2. Stochastic Frontier Production Function
3. Maximum Likelihood Estimation (MLE)

www.SID.ir

Archive of SID

طبیعی همچون سیل، خشکسالی، حمله آفات، آتش‌سوزی و دیگر موارد نیز مواجه‌اند. این گونه عوامل، به طور معمول، پیشبینی نشدنی بوده و باعث افزایش ریسک و مخاطرات فعالیتهای کشاورزی می‌شود. بنابراین، توجه به ریسک و ابعاد آن در تحلیلهای مربوط به اقتصاد کشاورزی، نه تنها غنای این مطالعات را در پی دارد بلکه باعث می‌شود تا برنامه‌ریزان با داشتن تصویر مناسبتر و کاملتری از فرایند تصمیمگیری بهره‌برداران کشاورزی در شرایط توأم با ریسک و همچنین با آگاهی از روحیه کشاورزان، در رویارویی با مخاطرات احتمالی، سیاستها و برنامه‌های مناسبی را برای دستیابی به هدفهای توسعه کشاورزی انتخاب و اجرا کنند.

نتایج تحقیقات متعددی همچون بینزوانگر(۱۳)، دیلون و اسکاندیزو(۱۶) و موسکاردی و دی جانوری (۲۶) نشان می‌دهد که :

۱. فعالیتهای کشاورزی، بویژه در کشورهای در حال توسعه، به طور معمول فعالیتی توأم با مخاطره است.

۲. کشاورزان به طور عمده رفتاری ریسک‌گریز از خود نشان می‌دهند.

بنابراین آنها به طور معمول طرحهایی را ترجیح می‌دهند که از سطح اطمینان قابل قبولی برای تأمین معاش آنها برخوردار باشد حتی اگر لزوم این انتخاب صرفنظر کردن از مقداری درامد باشد.

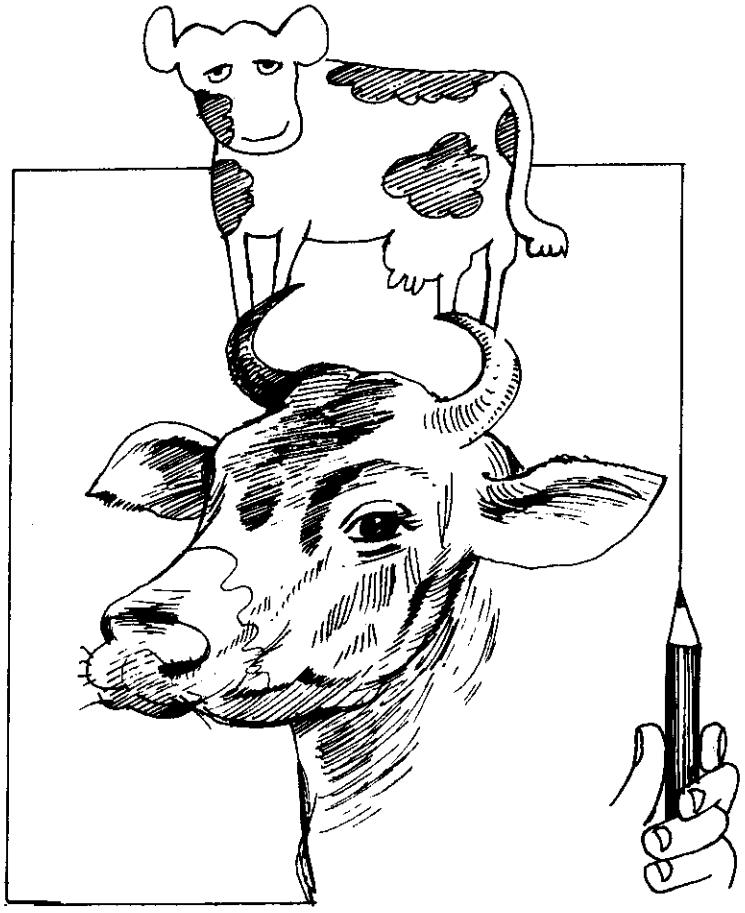
با توجه به اهمیت درجه ریسک‌گریزی کشاورزان در تدوین سیاستها و برنامه‌ریزیهای بخش کشاورزی، بویژه در انتخاب و پذیرش فن‌آوری، روشهای گوناگونی برای اندازه‌گیری تمایل به ریسک بهره‌برداران ارائه شده است (۹ ، ۳۶ ، ۳۷ ، ۳۸) به طور کلی روشهای عمده تخمین گرایش یا تمایل بهره‌برداران به مخاطره را می‌توان در سه گروه روشهای اقتصادسنجی[1] مدلهای برنامه‌ریزی توأم با ریسک[2] و روشهای براورد مصاحبه‌ای[3] طبقه‌بندی کرد.

---

1. Econometric Models
2. Risk Programming Models
3. Interview Elicitation Approach

www.SID.ir

Archive of SID



www.SID.ir

Archive of SID

روشهای اقتصادسنجی به طور کلی زمینه مناسبی را برای استفاده از مدلهای ساختاری تقاضای عوامل تولید و عرضه محصولات در مطالعات ریسکی فراهم آورده است. افزون بر آن، مدلهای پیشگفته اثر نهاده‌های مختلف را بر ریسک تولید مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد (۲۱). با این حال، استفاده از مدلهای یاد شده به دلیل مشکلات مربوط به تعیین منابع و ماهیت مخاطرات محدود است و نیاز به تأمل و توسعه بیشتری دارد.

بهره‌گیری از مدلهای برنامه‌ریزی ریاضی توأم با ریسک برای تعیین برنامه مطلوب بهره‌برداران کشاورزی، به دلیل نبود قطعیت در فرایند تولید و بازاریابی محصولات کشاورزی، به طور روزافزونی مورد استقبال پژوهشگران این رشته قرار گرفته است.

مدلهای گوناگونی که در این زمینه تبیین شده، در منابع مختلف مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است (۱، ۲، ۳، ۹، ۱۰، ۲۰). در این میان، روش برنامه‌ریزی توأم با ریسک از نوع درجه دوم[1] (QRP) و مشابه خطی آن، یعنی روش حداقل کردن کل انحراف مطلق[2] (MOTAD)، به طور گسترده‌ای برای تصمیمگیریهای همراه با مخاطره مورد توجه و استفاده پژوهشگران مختلف قرار گرفته است (۱، ۲ و ۳).

روش QRP بر این اساس استوار است که تابع مطلوبیت را می‌توان بر مبنای میانگین یا ارزش انتظاری (E) و واریانس (V) بیان کرد. در این مدل، ریسک یا بهره‌گیری از واریانس درامد رویدادهای گوناگون، تخمین زده می‌شود و تابع مطلوبیت مجموعه‌ای از ارزش انتظاری و واریانس متغیر تصادفی است؛ از این رو مدل «V و E» نیز به آن گفته می‌شود (۲۰). این مدل نخستین بار از سوی مارکویتس (۲۵) برای ایجاد مرزکارای E - V استفاده شد. درکشاورزی نیز مدل پیشگفته را اولین بار فروند (۱۸) به منظور تعیین برنامه‌کارای بهره‌برداران به کار گرفت.

در ایران، روشهای مختلف برنامه‌ریزی ریاضی توأم با ریسک از جمله QRP، از سوی ترکمانی (۱، ۲، ۳، ۳۶ و ۳۷) و ترکمانی و هاردکر (۳۸) بررسی و ارزیابی شده است.

---

1. Quadratic Risk Programming (QRP)
2. Minimization of Total Absolute Deviation (MOTAD)

www.SID.ir

Archive of SID

روش «الگوی برنامه‌ریزی مطلوبیت پارامتریک» از مدلهای QRP است که با کمک آن می‌توان بسادگی مجموعه کارای ارزش انتظاری - واریانس برنامه‌ها بهره‌برداران را تخمین زد (۳).

فرم کلی الگوی پیشگفته را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

حداکثر کنید: $E(U) = cp' x - x' \sigma x$

مشروط به: $Ax \leq b \; ; \; x \geq 0$

که در آن:

E (U) = مطلوبیت انتظاری

c = ضریب ثابت

p = بردار بازده محصولات مختلف

x = بردار مقادیر محصولات

A = ماتریس ضرایب فنی

σ = ماتریس واریانس - کوواریانس بازده محصولات

b = بردار محدودیتها

روش برنامه‌ریزی MOTAD مشابه با تقریب خطی QRP است. این روش نخستین بار از سوی هیزل (۱۹) معرفی شد تا با کمک آن بتوان مشکلات تخمین ماتریس واریانس - کوواریانس مورد نیاز QRP را، که بیشتر برخاسته از دسترسی نداشتن به نرم‌افزار مناسب حل مسائل غیرخطی بود، برطرف کرد. در این روش به جای واریانس، انحراف مطلق از میانگین بازده محصولات، برای نشان دادن ریسک، به کار می‌رود. این معیار را می‌توان بسادگی در برنامه‌ریزی خطی لحاظ کرد و پاسخی به نسبت مشابه با QRP به دست آورد.

استفاده از QRP و مشابه‌های خطی آن همچون MOTAD، با وجود داشتن برتریهای پیشگفته بر پایه فرضهایی قرار دارد که عبارت است از:

۱. وجود تابع مطلوبیت از نوع درجه دوم و یا ۲. توزیع نرمال بازده بهره‌برداران که

www.SID.ir

Archive of SID

مورد انتقاد صاحب‌نظران فراوانی قرار گرفته است (۱، ۲، ۳، ۲۳، ۲۹).

برای مقابله با مسائل پیشگفته، الگوی برنامه‌ریزی ریاضی مطلوبیت انتظاری[1] (DEMP) از سوی لامبرت و مک‌کارل (۲۳) پیشنهاد شده است. این مدل توانایی دارد، بدون نیاز به پیش فرض توزیع نرمال درامدها، برنامه بهینه حداکثر مطلوبیت انتظاری را برای انواع مختلف توابع مطلوبیت تعیین کند.

مدل DEMP را می‌توان به صورت زیر فرمولبندی کرد (۳۶ و ۳۷):

حداکثر کنید: $E(U) = p'u(z)$

مشروط به : $Ax \leq b;\ \Pi x - Iz = uf;\ x \geq 0$

که در آن E(U), A, x, b پیشتر در مورد مدل QRP تعریف شدند و :

p = بردار احتمال وقوع حالتهای مختلف

u(z) = بردار مطلوبیت بازده کل حالتهای مختلف

Π = ماتریس بازده محصولات در حالتهای مختلف

z = بردار بازده کل حالتهای مختلف

I = ماتریس واحد

u = برداری از عدد یک

f = بردار هزینه‌های ثابت

به عقیده هیزل و نورتن (۲۰)، ضریب ریسک‌گریزی بهره‌برداران کشاورزی را می‌توان با ایجاد الگوی ریاضی برنامه‌ریزی بهره‌برداری و تغییر پارامتر ریسک‌گریزی بهره‌بردار تعیین کرد. در این روش، ضریب ریسک‌گریزی بهره بردار میزانی از پارامتر متغیر ریسک‌گریزی خواهد بود که سبب می‌شود اختلاف میان برنامه پیشنهادی الگوی ریاضی پیشگفته (بهینه) و برنامه کنونی بهره‌برداری به حداقل برسد. آنها همچنین نشان دادند که این اختلاف، برحسب میانگین قدر مطلق انحرافات سطح زیرکشت هر محصولات در جواب بهینه از سطح زیرکشت

1. Direct Expected Mathematical Programming (DEMP)

www.SID.ir

Archive of SID

حقیق بهره‌بردار، قابل اندازه‌گیری است. با این حال، استفاده از الگوهای برنامه‌ریزی ریاضی در تعیین روحیه بهره‌برداران کشاورزی در رویارویی با مخاطرات به دلایل مختلف، همچون نیاز به اطلاعات و آمار فراوان به صورت مقطعی و سری زمانی، محدود است.

مدلهای استخراج مصاحبه‌ای تعین گرایش به ریسک بهره‌برداران، در برگیرنده روشهای مختلفی همچون مدل وان نیومن - مرگنشتین[1] (VN-M)، روش معادل قطعی محتمل برابر[2] (ELCE)، روش محتملهای برابر با پیامدهای ریسکی[3] (ELRO) و قاعده اول اطمینان (SFR) است. با توجه به سادگی نسبی دسترسی به اطلاعات مورد نیاز مدلهای مبتنی بر (SFR) و همچنین راحتی استفاده از این مدلها، در مطالعه حاضر بر الگوهای مختلف قاعده اول اطمینان تأکید می‌شود.

اساس مدلهای قاعده اول اطمینان (SFR) بر این فرضیه استوار است که : بهره‌برداران کشاورزی در صورتی تمایل به انتخاب انواع مختلف فن‌آوری نوین و به کارگیری آنها را در تولید محصولات خواهند داشت که احساس سطح معینی آرامش و اطمینان از تأمین نیازهای اولیه معیشتی خود، که به آن سطح بحرانی درامد معیشتی یا درامد آستانه‌ای[4] نیز گفته می‌شود، داشته باشند. این احساس آرامش می‌تواند به عنوان نیروی محرکه‌ای قوی نقش مهمی را در مدیریت بهتر منابع تولید و پذیرش فن‌آوری ایفا کند. به باور پژوهشگران مختلفی همچون ری (۳۲)، تلسر (۳۵)، کاتاگا (۲۲) و رآندیر (۳۰)، مدلهای مبتنی بر قاعده اول اطمینان اولویت ویژه‌ای برای بقای واحد کشاورزی قائل‌اند، بنابراین، پیش از توجه به رسیدن به هدفهای انتفاعی واحد کشاورزی (همچون حداکثر کردن سود)، به این اولویت توجه دارند. در سالهای اخیر، پژوهشگران فراوانی از جمله شهاب‌الدین، مستلمن و فینی (۳۴)، پاریخ و برنارد (۲۷)، رآندیر (۳۰) و ترکمانی و حسن‌پور (۵)، برای تعیین ریسک‌گریزی بهره‌برداران، از این روش استفاده

1. Von Neumann-Morgenstern Model (VN-M)
2. Equally Likely Certainty Equivalent Method (ELCE)
3. Equally Likely but Risky Outcome Method (ELRO)
4. Threshold Income

www.SID.ir

Archive of SID

کرده‌اند.

بر اساس قاعده اول اطمینان، به طور کلی سه گروه مدل اصلی پیشنهاد شده است. این مدلها که همگی ریشه در مدل ری (۳۲) دارند اساس و پایه مدلهای مختلف اول اطمینان را تشکیل می‌دهند. مدلهای سه گانه اصلی با نامهای متفاوتی در منابع مختلف معرفی شده‌اند. در این نوشتار هماهنگ با رآماست (۳۱)، مدلهای پیشگفته بر اساس زمان ارائه شده و طبیعت آنها به قاعده اول یا اصل اطمینان[1] (SF)، قاعده دوم یا اصل اول اطمینان مطلق[2] (SSFP) و قاعده سوم یا اصل اطمینان ثابت[3] (S-FP) تقسیم شده است.

قاعده اول یا اصل اطمینان (SP) نخستین بار از سوی ری (۳۲) مطرح شد و در ادبیات این رشته به نام او معروف است. قاعده پیشگفته شامل حداقل کردن این احتمال (α) است که تابع هدف، که به طور معمول نمایانگر سود (Π) است، کمتر از سطح بحرانی درامد معیشتی (d^*) شود. به دیگر سخن، براساس این قاعده، بهره‌برداران در انتخاب برنامه فعالیتهای خود به رابطه زیر توجه دارند:

$$\text{Min } \alpha = \Pr(\Pi < d^*) \qquad \text{یا} \qquad \text{Min } F(d^*)$$

که Min نشاندهنده حداقل کردن، Pr احتمال و F تابع توزیع تجمعی متغیر تصادفی است. برای استفاده از این مدل، برنامه‌ریز باید سطح معیشتی درامد و احتمال مورد نظر خود را، به سبب آنکه درامد بهره‌برداریش بیشتر از سطح بحرانی درامد شود، مشخص کند. سطح بحرانی درامد معیشتی یا درامد آستانه‌ای دربرگیرنده هزینه‌های ضروری معیشتی خانوار بهره‌بردار و بدهیهای جاری اوست که باید در سال برنامه پرداخت شود. پاریخ و بارنارد (۲۷) سطح آستانه‌ای را با استفاده از درامد تأمین کننده خط فقر و همچنین قرضهای کوتاهمدت بهره‌بردار تعیین کرده‌اند.

رآماست (۳۱) ثابت کرده است که روش ری (۳۲) را می‌توان برای کارهای عملی با استفاده از درامد انتظاری سالانه بهره‌بردار (E)، انحراف معیار درامد سالانه بهره‌بردار (δ) و

1. Safety Principle (SP)
2. Strict Safety First Principle (SSFP)
3. Safety - Fixed Principle (S-FP)

www.SID.ir

Archive of SID

درامد آستانه‌ای (E^*) چنین نشان داد:

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

براساس مطالب بالا، پاریخ و بارنارد (۲۷) و راندیر(۳۰) نشان دادند که می‌توان درجه ریسک‌گریزی بهره‌برداران را با بهره‌گیری از رابطه زیر تخمین زد:

$$R_{ij} = [(E^*_{ij} - E_{ij}) / (\delta_i)] \qquad i = 1, 2, ..., m \qquad j = 1, 2, ..., n$$

که در آن R_{ij} درجه ریسک‌گریزی بهره‌بردار i در روستای j، E^*_{ij} درامد آستانه‌ای بهره‌بردار شماره i در روستای j، E_{ij} درامد انتظاری بهره‌بردار i در روستای شماره j، δ_i انحراف معیار درامد بهره‌بردار i در روستای j و اندیسهای i و j به ترتیب مشخص‌کننده بهره‌بردار و روستای مورد مطالعه است.

قاعده دوم که به اصل اول اطمینان مطلق (SSFR) نیز معروف است از سوی تلسر (۳۵) معرفی شد. در این قاعده، فرض می‌شود که هدف بهره‌بردار حداکثر کردن درامد انتظاریش (E) است. با این حال، حداکثر کردن E مشروط به آن است که احتمال (Pr) آنکه سود بهره‌بردار (Π) کمتر یا مساوی درامد آستانه‌ای (d^*) شود از مقدار معینی (P^*) بیشتر نشود. این قاعده را می‌توان به شکل زیر نشان داد:

$$\text{Max } E$$

$$\text{s.t. } Pr (\Pi \leq d^* \leq p^*)$$

که در آن Max و s.t. به ترتیب، «حداکثر شدن» و «مشروط به» را نشان می‌دهد. رآماست (۳۱) نشان داده که مدل پیشگفته معادل روش برنامه‌ریزی محدودیت شانس است که در سال ۱۹۵۹ از سوی چارنز و کوپر ارائه شده است (۲۰). این دو، با فرض حداکثر شدن درامد انتظاری بهره‌برداران، شانس تأمین محدودیت شماره i را به صورت زیر بیان کرده‌اند:

$$Pr \{ \sum a_{ij} X_j \leq b_i \} \geq 1 - \alpha_i$$

که در آن Pr احتمال، a_{ij} ضرایب داده – ستانده، X_j سطح فعالیت شماره j، b_i مقدار

www.SID.ir

Archive of SID

دسترسپذیر منبع شماره i و α_i نیز سطح تعیین شده‌ای از احتمالات است (برای نمونه ده درصد یا کمتر). براساس این محدودیت، میزان کل نهاده شماره i مورد نیاز برنامه، در α درصد موارد، بیشتر از مقدار موجود نمی‌شود.

اصل اطمینان ثابت یا قاعده سوم از سوی کاتاگا (۲۲) معرفی شده است. این قاعده حداکثر کردن حداقل بازده (d) را که با یک سطح اطمینان خاص (P^*) دسترسپذیر است، در بر می‌گیرد. این مدل را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

Max d

s.t. $Pr(\Pi < d) \leq P^*$

به دیگر سخن، برنامه‌ای از سوی بهره‌بردار انتخاب می‌شود که بتواند حداقل درامدی (d) را که با یک سطح اطمینان ثابت (P^*) دسترسپذیر باشد، حداکثر کند. گفتنی است که اگر سطح P^* مدل بالا برابر با حداقل احتمال در مدل اصل اطمینان ری (۳۲) تعیین شود، پاسخ مدل قاعده سوم یا d^*، که نشاندهنده حداکثر حداقل بازده‌های دسترسپذیر است، برابر با سطح بحرانی درامد معیشتی (d^*) مدل ری (۳۲) خواهد شد.

پاسخهای بهینه مدلهای پیشگفته در نمودار شماره ۱ نشان داده شده است. اگر درامد بهره‌بردار دارای توزیع نرمال باشد، برنامه‌های دسترسپذیر بهره‌برداری روی منحنی AF قرار خواهد داشت. با این حال، با توجه به مفهوم قاعده اول اطمینان (SFR)، تنها برنامه‌هایی انتخاب‌شدنی است که درامد انتظاری آنها دست کم برابر با درامد آستانه‌ای d^* باشد. بنابراین، برنامه‌های B، C، D و G در خور انتخاب است. با وجود این براساس قاعده‌های اول، دوم و سوم، به ترتیب، برنامه‌های C، G و C انتخاب خواهد شد. در C، براساس قاعده اول، احتمال آنکه درامد انتظاری کمتر از سطح بحرانی درامد باشد حداقل است. افزون بر آن، براساس قاعده اطمینان ثابت کاتاگا (۲۲)، حداقل بازده، حداکثر شده است؛ در حالی که در برنامه G، قاعده دوم تأمین و درامد انتظاری بهره‌بردار حداکثر شده است.

با توجه به مطالب پیشگفته، هدفهای اصلی این مطالعه عبارت است از:

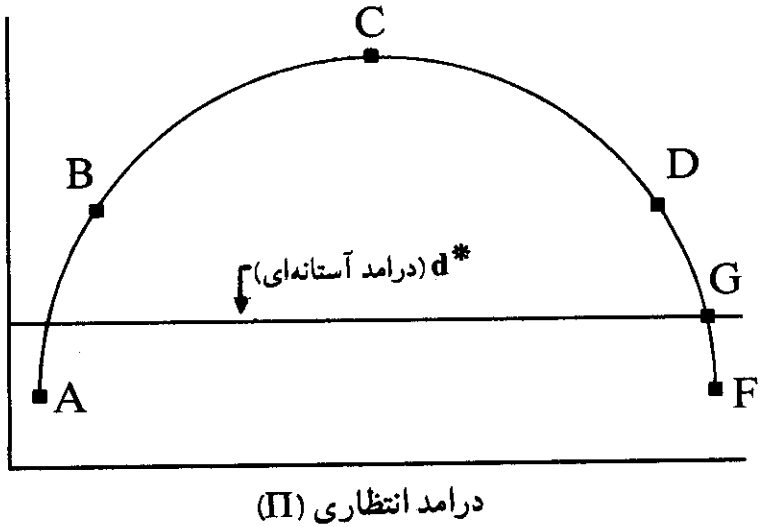
www.SID.ir

Archive of SID

۱. تعیین کارایی اقتصادی و اجزای فنی و تخصیصی آن برای واحدهای نگهداری گاوهای شیری منطقه مرودشت استان فارس.

۲. تعیین درجه ریسک‌گریزی دامداران عضو نمونه مورد مطالعه.

۳. بررسی چگونگی تأثیر عوامل مختلف از جمله نحوه گرایش بهره‌برداران به مخاطره دامداران بر کارایی اقتصادی.



نمودار شماره ۱. مقایسه روشهای مختلف قاعده اول اطمینان

مواد و روشها

بر اساس نظریه فارل (۱۷)، به منظور مطالعه کارایی اقتصادی، اجزای فنی و تخصیصی آن بررسی شد. به باور او، واحدهایی از نظر اقتصادی کارا به شمار می‌آیند که، با توجه به سطح فن‌آوری خود، مجموعه‌ای از نهاده‌ها را طوری به کار گیرند که روی تابع حداکثر تولید عمل کنند؛ افزون بر آن، با عنایت به سطح و نسبت قیمتها، سود آنها حداکثر شود. بنابراین، واحدهایی که

www.SID.ir

Archive of SID

بتوانند با اعمال مدیریتی درست از مجموعه خاصی از عوامل تولید بیشترین محصول را به دست آورند، از نظر فنی کارا هستند و به سخن دیگر، روی تابع تولید حداکثر (مرزی) قرار دارند. از سوی دیگر، انتخاب ترکیب مناسبی از نهاده‌ها و محصولات که سبب حداکثر شدن سود واحد مورد بررسی شود پیش‌نیاز حداکثر شدن کارایی تخصیصی است. فارل (۱۷) نشان داد که کارایی اقتصادی از حاصلضرب اجزای فنی و تخصیصی آن به دست می‌آید.

روشهای گوناگونی برای تخمین تابع تولید مرزی و تعیین اجزای کارایی اقتصادی پیشنهاد شده که در منابع مختلف همچون باتیس (۱۱) و کئلی (۱۵) معرفی و ارزیابی شده است. با این حال، مطالعات متعددی نشان داده که کشاورزی، فعالیتی توأم با ریسک است و تصمیمگیریها و فعالیتهای بهره‌برداران تحت تأثیر این پدیده قرار دارد. از این رو، روش مرزی تصادفی که بخشی از تفاوت میان تولید واقعی واحدهای مورد بررسی و حداکثر تولید ممکن و محتمل آنها را به عوامل مدیریتی مربوط می‌داند و جزء دیگر آن را نتیجه تأثیر عوامل تصادفی خارج از کنترل مدیر همچون بیماریها و عوامل جوی می‌داند، مورد استقبال گسترده پژوهشگران قرار گرفته است. این روش به طور مستقل از سوی آیگنر و همکاران (۷) و میوسن و واندنبروک (۲۴) پیشنهاد شده است. در ایران، کاربرد روش مرزی تصادفی از سوی ترکمانی و شیروانیان (۴) و ترکمانی و عبدشاهی (۶) ارائه شده است.

فرم کلی تابع تولید مرزی تصادفی در این مطالعه به صورت زیر است:

$$LnY_i = Ln\beta_0 + \beta_1 LnX_{1i} + \beta_2 LnX_{2i} + \beta_3 LnX_{3i} + \varepsilon_i$$

که در آن Y_i میزان تولید شیر واحد i (لیتر در سال)، X_1 مقدار مصرف کنسانتره (تن در سال) واحد i ام، X_2 مصرف سالانه علوفه واحد i (تن در سال)، X_3 نیروی کار مورد استفاده واحد i (روز – نفر در سال) و β_i پارامترهای نامعلوم مدل است. همچنین ε_i جمله پسماند است که از دو جزء مستقل u_i و v_i تشکیل شده است. v_i و u_i نیز به ترتیب، تغییرات مربوط به عوامل تصادفی خارج از کنترل مدیر و کارایی فنی واحد است.

کارایی فنی (TE) واحدهای مورد مطالعه با استفاده از رابطه زیر و با کمک نرم‌افزار

www.SID.ir

Archive of SID

FRONTIER 4.1 براورد شده است:

$$TE = \exp [- E (u_i / \varepsilon_i)]$$

اجزای مختلف رابطه بالا پیش از این تعریف شده است. کارایی اقتصادی با استخراج تابع هزینه مرزی از تابع تولید مرزی و سپس، براورد توابع تقاضای نهاده‌ها با کمک قضیه شفرد محاسبه شد. تابع هزینه مرزی را می‌توان به شکل زیر نشان داد:

$$C = h (P,Y)$$

که در آن C حداقل هزینه تولید محصول Y و P بردار قیمت نهاده‌هاست. مشتق جزئی تابع بالا نسبت به قیمت نهاده‌ها، براساس قضیه شفرد، توابع تقاضای این نهاده‌ها در حداقل هزینه را به صورت زیر ایجاد می‌کند:

$$\partial C / \partial P_i = X_i (P,Y)$$

اگر در تابع بالا قیمت نهاده‌ها و میزان تولید واحد مورد مطالعه قرار داده شود، می‌توان مقدار تقاضای نهاده‌های مختلف را، در حداقل هزینه، محاسبه کرد. با استفاده از این مقادیر و بردار قیمت آنها، مقدار هزینه در سطح کارایی اقتصادی محاسبه می‌شود. از تقسیم این هزینه بر هزینه فعلی واحد مورد مطالعه، کارایی اقتصادی را می‌توان تعیین کرد. همچنین با به کارگیری کارایی اقتصادی (EE) و کارایی فنی (TE) و با توجه به رابطه زیر، مقدار کارایی تخصیصی (AE) واحدهای مورد مطالعه محاسبه شده است:

$$AE = (EE) / (TE)$$

به منظور تعیین درجه ریسک‌گریزی دامداران، مدل زیر، که از سوی پاریخ و برنارد (۲۷) و راندیر (۳۰) در چارچوب قاعده اول اطمینان ارائه شد، به کار رفته است:

$$R_j = [E^*_j - E_j] / [\delta_j] \qquad j = 1.2, ..., n$$

در مدل بالا، R_j درجه ریسک‌پذیری دامدار j، E^*_j سطح بحرانی درامد معیشتی دامدار j، E_j درامد انتظاری دامدار j و δj انحراف معیار درامد سالانه دامدار j در طی سه سال اخیر (از محلهای کشاورزی و غیرکشاورزی) است.

www.SID.ir

Archive of SID

به منظور بررسی رابطه ویژگیهای اقتصادی - اجتماعی (از جمله درجه ریسک‌گریزی) بر کارایی اقتصادی دامداران، روش برآوو - یورتا و ایونسن (۱۴) به کار رفته است. آنها برای تعیین عوامل مؤثر بر کارایی فنی کشاورزان پاراگوئه‌ای، از روش آنالیزواریانس استفاده کرده‌اند. در این روش متغیرهای اقتصادی - اجتماعی در سطوح مختلف طبقه‌بندی و توزیع فراوانی کارایی اقتصادی براساس این سطوح تعیین می‌شود، سپس متوسط آنها، با بهره‌گیری از آماره‌های مختلفی همچون آماره F، مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

اطلاعات مورد نیاز این مطالعه از پرسشنامه‌های مربوط به ۴۸ واحد نگهداری گاوهای شیری منطقه مرودشت استان فارس گردآوری شده است. استان فارس نزدیک به ۳۸۰ واحد نگهداری گاوهای شیری دارد که بیشترین تعداد آن، یعنی حدود ۹۰ واحد، در اطراف شهرستان مرودشت قرار دارد.

نتایج و بحث

نتایج براورد ضرایب تابع تولید مرزی تصادفی این مطالعه، که به روش حداکثر راستنمایی و با توجه به فرضیه‌های مختلفی در زمینه نحوه توزیع اجزای جمله پسماند به دست آمد، در جدول شماره ۱ ارائه شده است. همچنین جدول شماره ۲ نشان می‌دهد؛ فرضیه $\mu = \gamma = 0$ که براساس آن تفاوت میان واحدها تنها به دلیل عوامل تصادفی خارج از کنترل مدیر است، پذیرفته نشده (ارزش X^2 محاسباتی بیشتر از X^2 جدول است)، در حالی که مدل مربوط به فرضیه $\mu = 0$ به دلیل کمتر بودن ارزش X^2 محاسبه شده آن از ارزش جدول، پذیرفته شده است. این امر نشان می‌دهد که کارایی فنی واحدهای مورد مطالعه، توزیع نرمال یک طرفه مثبت دارد. افزون بر آن، بخشی از تفاوت میان کارایی فنی واحدهای نگهداری گاوهای شیری در اثر عوامل مدیریتی است؛ بنابراین روش حداکثر راستنمایی به روش حداقل مربعات معمولی برتری دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول شماره ۱. براورد حداکثر راستنمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی

ضرایب	بدون محدودیت	$\mu = 0$	$\mu = \gamma = 0$
β_0	۵/۱۲	۳/۵۴	۳/۱۱
	(۱/۱۳)	(۰/۸۴)	(۰/۷۷)
β_1	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۶۶
	(۰/۵۵)	(۰/۴۰)	(۰/۲۳)
β_2	۰/۹۹	۰/۷۷	۰/۶۸
	(۰/۰۵)	(۰/۰۹)	(۰/۱۰)
β_3	۰/۰۳۳	۰/۰۱۵	۰/۰۴۴
	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۷)
$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$	۰/۹۵	۰/۸۲	۰/۸۸
	(۰/۰۴۴)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۱۲)
μ	-۰/۹۲	۰	۰
	(۱/۱۵)		
Loglikelihood	-۱۴/۲۱	-۱۲/۳۲	-۱۱/۸۱

عددهای درون پرانتز، خطای معیار ضرایب است

جدول شماره ۲. آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم‌یافته

مدلها	X^2 محاسباتی	X^2 جدول	تصمیم
$\mu = 0$	۲/۱۱	۳/۸۴	پذیرش
$\mu = \gamma = 0$	۷/۰۵	۵/۹۹	عدم پذیرش

مأخذ: یافته‌های تحقیق

توزیع فراوانی کارایی اقتصادی و اجزای مختلف آن در جدول شماره ۳ ارائه شده است. برای محاسبه کارایی اقتصادی واحدهای مورد مطالعه، تابع هزینه مرزی زیر از تابع تولید مرزی استخراج شد:

www.SID.ir

Archive of SID

$$LnC = 0.11 + 0.68LnP_1 + 0.07LnP_2 + 0.18LnP_3 + 0.62LnY^*$$

که در آن C هزینه تولید شیر، P_1 و P_2، به ترتیب، هزینه هر واحد از کنسانتره و علوفه مصرفی، P_3 متوسط دستمزد روزانه نیروی کار و Y^* میزان تولید شیر است. لازم به گفتن است که پیش از جایگزاری میزان تولید واحدها در توابع هزینه و تقاضای نهاده‌ها، بخشی از جمله پسماند (ε_i)، که مربوط به عوامل تصادفی خارج از کنترل مدیر است (v_i)، از تولید کنونی هر واحد (Y_i) کسر شد ($Y^* = Y_i - v_i$)؛ سپس قرار دادن Y^* و قیمت نهاده‌ها در سیستم توابع تقاضای نهاده‌ها انجام گرفت و مقدار تقاضای هر کدام از آنها در سطح کارایی اقتصادی و در پی آن، ارزش کارایی اقتصادی واحدهای مورد مطالعه محاسبه شد (جدول شماره ۳). کارایی تخصیصی نیز با بهره‌گیری از رابطه میان کارایی اقتصادی و اجزای آن [$EE = (AE)^*(TE)$] محاسبه و در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

جدول شماره ۳. توزیع فراوانی اجزای کارایی اقتصادی اعضای نمونه مورد مطالعه

سطح کارایی اقتصادی(درصد)	کارایی فنی	کارایی تخصیصی	کارایی اقتصادی
کمتر از ۴۰	۲(۴/۱۷)	۶(۱۲/۵۰)	۸(۱۶/۶۸)
۴۰ و بیشتر تا کمتر از ۵۰	۶(۱۲/۵۰)	۸(۱۶/۶۸)	۴(۸/۳۳)
۵۰ و بیشتر تا کمتر از ۶۰	۴(۸/۳۳)	۶(۱۲/۵۰)	۲۶(۵۴/۱۶)
۶۰ و بیشتر تا کمتر از ۷۰	۱۲(۲۵/۰۰)	۰(۰)	۴(۸/۳۳)
۷۰ و بیشتر تا کمتر از ۸۰	۲۰(۴۱/۶۸)	۲۴(۵۰/۰۰)	۴(۸/۳۳)
۸۰ و بیشتر تا کمتر از ۹۰	۴(۸/۳۳)	۲(۴/۱۷)	۲(۴/۱۷)
بیشتر از ۹۰	۰(۰)	۲(۴/۱۷)	۰(۰)
میانگین (درصد)	۷۲/۳۱	۷۸/۱۴	۵۶/۵۰

عددهای درون پرانتز، درصد فراوانی را نشان می‌دهد

نتایج این مطالعه نشان داده است که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی واحدهای

www.SID.ir

Archive of SID

نگهداری گاوهای شیری در منطقه مورد مطالعه، به ترتیب ۷۲/۳۱، ۷۸/۱۴ و ۵۶/۵۰ درصد است. این امر نشاندهنده پتانسیل درخور ملاحظه واحدهای یاد شده برای افزایش سوددهی از راه بهبود وضعیت اداره آنهاست. بهره‌گیری از تکنیکهای مناسب برنامه‌ریزی اقتصادی، بویژه برنامه‌ریزی ریاضی تصادفی، در تهیه جیره غذایی این واحدها و همچنین به کار بستن اصول مدیریت بهداشت و مراقبت دام و شناخت مناسب بازار، از عوامل مؤثر درکاهش هزینه، استفاده مناسبتر از منابع واحدها و در نتیجه افزایش سوددهی و کارایی اقتصادی آنها به شمار می‌آید.

نتایج به دست آمده از تخمین درجه ریسک‌گریزی دامداران عضو نمونه در جدول شماره ۴ آمده است. در این جدول گرایش دامداران به مخاطره، به پنج گروه دارای ریسک‌گریزی زیاد، متوسط، خنثی، کم و گروه ریسک‌گرا تقسیم شده است (۲۳). جدول شماره ۴ همچنین نشان می‌دهد که ریسک‌گریزی، رفتاری غالب در میان دامداران عضو نمونه است. همچنین براساس نتایج این جدول می‌توان گفت که بیش از ۲۹ درصد دامداران عضو نمونه در گروه ریسک‌گریزی زیاد، ۵۴/۱۶ درصد در گروه ریسک‌گریزی متوسط و ۱۰/۴۲ درصد در گروه ریسک‌گریزی کم قرار دارند؛ در حالی که تنها ۴/۱۶ درصد آنها را ریسک خنثی و ۲/۱۰ درصد را ریسک‌گرا تشکیل می‌دهد. این امر اهمیت توجه به نحوه گرایش دامداران به مخاطره را، بویژه در زمان معرفی فن‌آوری و روشهای نوین، مشخص می‌کند.

جدول شماره ۴. توزیع فراوانی دامداران عضو نمونه براساس درجه ریسک‌گریزی

تمایل به ریسک	فراوانی	درصد	درصد تجمعی
ریسک‌گریزی زیاد	۱۴	۲۹/۱۶	۲۹/۱۶
ریسک‌گریزی متوسط	۲۶	۵۴/۱۶	۸۳/۳۲
ریسک‌گریزی کم	۵	۱۰/۴۲	۹۳/۷۴
ریسک خنثی	۲	۴/۱۶	۹۷/۹۰
ریسک‌گرا	۱	۲/۱۰	۱۰۰
کل نمونه	۴۸	۱۰۰	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

بررسی رابطه کارایی اقتصادی با ویژگیهای مختلف اقتصادی - اجتماعی نشان می‌دهد که دامداران دارای تجربه دامداری بین ۲۰ تا ۳۰ سال، نسبت به دیگر دامداران، کارایی اقتصادی بیشتری دارند (جدول شماره ۵). این امر شاید به این دلیل باشد که: با افزایش تجربه، در ابتدا کارایی فنی شروع به افزایش می‌کند، که این خود سبب افزایش کارایی اقتصادی نیز می‌شود. با این حال، همراه با پیرتر شدن فرد، ریسک‌گرایی و در نتیجه بخش تخصیصی کارایی او شروع به کاهش می‌کند و سبب کمتر شدن کارایی اقتصادی وی می‌شود.

جدول شماره ۵. نتایج تجزیه واریانس عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی دامداران عضو نمونه

متغیر	سطح	میانگین کارایی اقتصادی (درصد)
تجربه دامداری:	۲۰>	۵۱
ارزش F: ۴/۲۲	۳۰≤ تا ≤ ۲۰	۵۷
	۳۰<	۵۲
سواد:	باسواد	۶۹
ارزش F: ۷/۶۰	بی‌سواد	۵۸
تعداد افراد خانواده:	۷>	۵۸
ارزش F: ۰/۴۹	۱۰ ≤ تا ≤ ۷	۵۶
	۱۰<	۵۵
شغل جنبی:	دارد	۵۹
ارزش F: ۸/۷۱	ندارد	۵۲
ریسک‌گریزی:	زیاد	۵۷
ارزش F: ۷/۰۵	متوسط	۶۱
	کم	۶۴
	خنثی	۶۵
	ریسک‌گرا	۶۷
تماس با مروجان:	بله	۶۴
ارزش F: ۴/۷۷	خیر	۵۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

سواد، تأثیر مثبت و معنیداری بر کارایی اقتصادی نشان داده است. افزایش میزان سواد دامدار سبب دسترسی مناسبتر او به منابع مختلف همچون نشریه‌های منتشر شده از سوی وزارت جهاد و دیگر ارگانهای مربوط شده است. این امر استفاده مناسبتر از نهاده‌ها و افزایش کارایی دامداران را در پی دارد.

متغیر تعداد خانواده، تأثیر معنیداری بر کارایی اقتصادی نشان نداده است. جدول شماره ۵ همچنین نشان می‌دهد که ریسک‌گرایی و داشتن فعالیت جنبی، بر کارایی اقتصادی تأثیر مثبت و معنیداری دارد. به دیگر سخن، دامداران دارای شغل جانبی، به دلیل داشتن رابطه بیشتر با دنیای خارج از دامداری، دسترسی مناسبتری به اطلاعات لازم برای استفاده مؤثرتر از وقت و نهاده‌های خود دارند. افزون بر آن، افراد پیشگفته ریسک‌گراتر هستند که این امر نیز سبب واکنش مناسبتر آنها به استفاده بیشتر و مؤثرتر از اطلاعات و نهاده‌های جدید شده است. این موضوع همچنین نشاندهنده اهمیت توجه به سیاستهایی، همچون بیمه دام و اصلاح نظام اعتباری، است که می‌تواند کاهش ریسک‌گریزی دامداران را در پی داشته باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

۱. ترکمانی، ج (۱۳۷۵ الف). «تصمیمگیری در شرایط عدم قطعیت: کاربرد روش برنامه‌ریزی مطلوبیت انتظاری مستقیم» مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران (جلد اول)، انتشارات دانشگاه سیستان و بلوچستان، ص ۱۵۲ تا ۱۶۵.

۲. ترکمانی، ج (۱۳۷۵ ب). «استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی توأم با ریسک در تعیین کارایی بهره‌برداران کشاورزی»، مجله علوم کشاورزی ایران، ۲۷ (۴): ۹۵ - ۱۰۳.

۳. ترکمانی، ج (۱۳۷۵ ج). «دخالت دادن ریسک در برنامه‌ریزی اقتصاد کشاورزی: کاربرد برنامه‌ریزی درجه دوم توأم با ریسک»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۵ (۳): ۱۱۳ - ۱۳۰.

۴. ترکمانی، ج و ع، شیروانیان (۱۳۷۶). «مقایسه توابع مرزی آماری قطعی و تصادفی در تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی: مطالعه موردی چغندرکاران در استان فارس، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، جلد (۱۹).

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

۶. ترکمانی، ج و ع، عبدشاهی (۱۳۷۷)، «بررسی اقتصادی طرح محوری گندم: مطالعه موردی در استان فارس» فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۱ (۱): ۷ - ۲۹.

7. Aigner, D.J. & C.A.K. Lovell, and P, Schmidt (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*. 6 : 21-37.

8. Anderson, J.R (1974), Risk efficiency in the interpretation of agricultural production research. *Review of Marketing and Agricultural Economics* 42: 131-184.

www.SID.ir

Archive of SID

9. Anderson, J.R. & J.L, Dillon and J.B. Hardaker (1977), Agricultural decision analysis, Iowa State University Press, Ames.

10. Barry, P.J. (1984), Risk Management in agriculture, Iowa State University Press, Ames.

11. Battese, G.E. (1991), Frontier production function and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural econmics, Paper presented at the 35 th Annual Conference of the Australian Economics Society, University of New England, Armidale, 11-14 February.

12. Battese, G.E. and G.S. Corra, (1977), Estimation of a Production frontier model: With application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21: 169-179.

13. Binswanger, H.P. (1980), Attitudes toward risk : experimental measurement in rural India, *American Journal of Agricultural Economics*, 62: 395-407.

14. Bravo-Ureta, B.E. and R.E. Evenson (1994), Efficiency in agricultural production : The case of peasant farmers in Eastern Paraguay, *Agricultural Economics*. 10: 27-37.

15. Coelli, T.J. (1995), Recent developments in frontier modelling and efficiency measurement, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 39: 219-245.

16. Dillon, J.L. and P, Scandizzo (1978), Risk attitudes of subsistence farmers in Northeast Brazil: A sampling approach, *American Journal of Agricultural Economics*, 60: 425-435.

www.SID.ir

Archive of SID

17. Farrell, M.J. (1957), The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, A 120: 253-281.

18. Freund, R.J. (1956), The introduction of risk into a programming model, *Econometrica* 53: 53-62.

19. Hazell, P.B.R. (1971), A linear alternative to quadratic and semivariance programming for farm planning under uncertainty, *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 53-62.

20. Hazell, P.B.R. and R.D, Norton (1986), Mathematical Programming for Economic Analysis in Agriculture Macmillan, NewYork.

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

22. Kataoka, S. (1963), stochastic programming model, *Econometrica*, 31. 181-196.

23. Lamber, D.K. and B.A, Mccarl (1985), Risk modelling using direct solution of nonlinear approximations of the utility function, *American Journal of Agricultural Economics*. 67: 846-852.

24. Meeusen, W. and J. Van den Broeck, (1977), Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, 18: 435-444.

25. Markowitz, H. (1952), The utility of wealth, *Journal of Political Economics*, 60: 151-158.

26. Moscardi, E. and A, De Janury, (1977) Attitudes toward risk among

www.SID.ir

Archive of SID

peasants: an econometric approach, *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 710-716.

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

28. Patten, L. H & J.B. Hardaker and D.J. Pannell (1988), Utility-efficient programming for whole-farm planning, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 32: 88-97.

29. Pratt, J.W. (1964). Risk aversion in the small and in the large, *Econometrica*, 32: 122-136.

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

31. Roumasset, J. (1979), Introduction and state of the arts. in J.A. Roumasset, J.M. Boussard and I Singh (eds), Risk, Uncertainty and Agricultural Development, Southeast Asian Regional Centre for Graduate Study and Research in Agriculture, Philippines, A/D/C, NewYork.

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

33. Scandizzo, P.L. and J.L. Dillon (1976). Peasant agriculture and risk preferences in Northeast Brazil: A statistical sampling approach. Paper Presented at CIMMYT Risk Conference, EI Batan, Mexico, 9-15.

34. Shahabuddin, Q. & S, Mestelman and D, Feeny (1986), Peasant behaviour towards risk and socioeconomic and structural characteristics of farm households in Bangladesh, Oxford Economic Papers, 38: 122-130.

www.SID.ir

Archive of SID

35. Telser, L. (1955), Safety-first and hedging, *Review of Economics and Statistics*, 23: 1-16.

36. Torkamani, J. (1996a), Decision criteria in risk analysis: An application of stochastic dominance with respect to a function, *Iran Agricultural Research*, 15 (1): 1-18.

37. Torkamani, J. (1996b). Measuring and incorporating attitudes toward risk into mathematical programming models: the case of farmers in Kavar district, Iran, *Iran Agricultural Research*, 15 (2): 187-201.

38. Torkamani, J. and J.B, Hardaker, (1996), A study of economic efficiency of Iranian farmers: An application of stochastic programming, *Agricultural Economics*, 14(2): 73-83.

www.SID.ir