مجله علوم کشاورزی ایران
جلد ۳۴، شماره ۱، سال ۱۳۸۲ (۱۱۳-۱۰۵)

تخمین ساختاری تمایلات ریسکی گندمکاران منطقه رامجرد

جواد ترکمانی[۱] و منصور زیبائی[۲]
۱، ۲، دانشیار و استادیار، دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز
تاریخ پذیرش مقاله ۸۱/۵/۲

خلاصه

در این تحقیق، تمایلات ریسکی گندمکاران منطقه رامجرد استان فارس با استفاده از روش اقتصاد سنجی ساختاری پیشنهاد شده به وسیله آنتل (۱۹۸۷)، تخمین زده شد. بر اساس یافته های این مطالعه، میانگین ریسک گریزی مطلق ارو-پرات (AP) و ریسک گریزی مطلق به سمت پایین (DS) گندمکاران منطقه رامجرد به ترتیب ۲/۵۷۸ و ۲/۹۸۸ به دست آمد که نشان دهنده ریسک گریز بودن جامعه مورد مطالعه از نقطه نظر هر دو معیار می‌باشد. علاوه بر این انحراف معیار هر دو معیار ضریب ریسک گریزی، بیانگر ناهمگنی قابل توجهی از تمایلات ریسکی در جمعیت مورد مطالعه است.

واژه های کلیدی: تولیدات کشاورزی، تخمین ساختاری، تمایلات ریسک گریزی

مقدمه

تولیدات کشاورزی با ریسک قابل توجه و مداخلات گسترده دولت همراه است. در نتیجه معیار ریسک گریزی و ویژگی آن دارای کاربرد سیاسی بسیار مهمی می‌باشد. روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری تمایلات ریسکی ارائه شده است. این روش‌ها را می‌توان به دو شاخهٔ اصلی تقسیم کرد: تجربی و اقتصاد سنجی. اختلاف عمده دو روش در این است که اولی بر پایه شبیه سازی است که در آن از فرد پاسخگو، سئوالاتی فرضی در رابطه با فعالیت‌های ریسکی با و بدون پرداخت‌های حقیقی پرسیده می‌شود. در حالیکه روش دوم از مزیت قرار گرفتن در شرایط تصمیمات واقعی برخوردار است. روش تجربی توسط دیلان و اسکاندیزو (۱۹۷۸) برای استخراج تمایلات ریسکی زارعین در شمال شرقی برزیل استفاده شد. بینس وانگر (۱۹۸۰)، بینس وانگر (۱۹۸۱) و کویزون و دیگران (۱۹۸۴) از این تکنیک در مناطق روستایی هند استفاده نمودند. روش اقتصاد سنجی با فرضیات مختلف به کار گرفته شده است. موسکاردی و دجانوری (۱۹۷۷)، شهاب‌الدین و دیگران (۱۹۸۶) از روش اقتصادسنجی با این فرض که تصمیم گیرندگان از قاعده اول اطمینان پیروی می‌کنند، استفاده نمودند. آنتل (۱۹۸۷)، آنتل (۱۹۸۹)، باروسلی و هاریس (۱۹۸۷)، لارویوکولا (۱۹۹۱)، پاپ و جاست (۱۹۹۱)، ساها و دیگران (۱۹۹۴) و بارشیرا و دیگران (۱۹۹۷) با این فرض که تصمیم گیرندگان، حداکثر کننده مطلوبیت هستند، روش اقتصاد سنجی را برای تخمین تمایلات ریسکی بکار گرفتند. در این تحقیق، تمایلات ریسکی گندمکاران منطقه رامجرد استان فارس با استفاده از روش اقتصاد سنجی ساختاری پیشنهاد شده به وسیله آنتل (۱۹۸۷)، تخمین زده شده است.

برای معرفی روش ساختاری تخمین تمایلات ریسکی، تصمیم گیرنده‌ای را با تابع مطلوبیت: $u(\pi)=1-\exp(-2\gamma\pi)$ در نظر بگیرید که سود (π)، دارای توزیع نرمال می‌باشد. معادل اطمینان (CE) به صورت ارزشی از π که رابطه: $U(CE)=EU(\pi)$ را محقق سازد، تعریف می‌شود. در رابطه فوق E، عملگر امید ریاضی است. با امید ریاضی گرفتن از $U(\pi)$ و حل آن برای CE، خواهیم داشت: $CE=\mu_1-\gamma\mu_2$ که در آن μ_i، i امین گشتاور توزیع سود و γ ضریب ریسگ گریزی مطلق ارو-پرات می‌باشد. و جملهٔ $\gamma\mu_2$ به عنوان بهرهٔ ریسک تعریف می‌گردد. شرایط مرتبه اول برای انتخاب نهاده‌های متغیر X_i به صورت زیر است:

$$\frac{\partial CE}{\partial X_i} = \frac{\partial \mu_1}{\partial X_i} - \gamma \frac{\partial \mu_2}{\partial X_i} = 0 \qquad i = 1, \ldots\ldots, n$$

این معادله نشان می‌دهد که میزان انحراف یک تصمیم گیرنده ریسک گریز از رفتار نئوکلاسیکی به وسیله اندازه و علامت بهرهٔ ریسک نهایی مربوط به نهاده‌ها مشخص می‌گردد. بهرهٔ ریسک نهایی به درجه ریسک گریزی که با γ اندازه گیری می‌شود و اثراتی که نهاده بر واریانس سود $\frac{\partial \mu_2}{\partial X_i}$ دارد، بستگی خواهد داشت.

مواد و روش ها

همانگونه که اشاره شد، روش اقتصاد سنجی ساختاری برای تخمین تمایل ریسکی مشتمل بر تصریح یک مدل اقتصاد سنجی برای تخمین مجموعه شرایط مرتبه اول می‌باشد. تصریح چنین مدلی شامل توابع گشتاورهای توزیع سود، تابع مطلوبیت و مجموعه‌ای از فرضیات آماری برای معادلات تخمینی است.

برای تشریح دقیق تر مدل، سود را به عنوان بازدهی عوامل ثابت به صورت مدل کلی زیر می‌توان در نظر گرفت:

$$\pi_j = P_j Q_j - W_j X_j$$

که توزیع شرطی آن عبارت است از:

$$F(\pi | X_j, Z_j, \alpha) \qquad j = 1, \ldots\ldots, N \qquad (1)$$

در روابط فوق، Q_j بردار تولیدات مزرعه j ام، P_j بردار قیمت محصول و X_j و W_j، به ترتیب بردار مقدار و قیمت نهاده متغیر Z_j بردار نهادهٔ ثابت و α بردار پارامتر است.

تابع مطلوبیت j امین زارع را می‌توان به صورت:

$$U_j = U(\pi_j, \gamma_j) \qquad (2)$$

نشان داد که γ_j، برداری از پارامترها می باشد که تمایل ریسکی افراد را نشان می‌دهد. با استفاده از رابطه (۱) و (۲)، مطلوبیت انتظاری عبارت خواهد بود از:

$$E(U_j) = \int U(\pi, \gamma_j)\, dF(\pi | X_j, Z_j, \alpha) \equiv U[X_j, Z_j, \gamma_j, \alpha] \qquad (3)$$

که فرض می‌شود U در X_j مقعر و دارای جواب منحصر به فرد باشد. شرایط مرتبه اول برای حداکثر کردن تابع (۳)، مقادیر بهینه نهاده‌های متغیر را به دست می‌دهد:

$$\partial U[X_j, Z_j, \gamma_j, \alpha] / \partial X_j \equiv \delta[X_j, Z_j, \gamma_j, \alpha] = 0 \qquad (4)$$

معادلات ساختاری اقتصاد سنجی تولید شامل معادلات ۱ و۴ می‌باشد. برای تخمین این معادلات می‌توان از روش گشتاور-پایه‌ای استفاده کرد که شامل مراحل زیر است: اولا توزیع سود در ترم‌های گشتاور آن تخمین زده می‌شود. ثانیا شرایط مرتبه اول برای حداکثر کردن مطلوبیت انتظاری استخراج می‌گردد. ثالثا یک ساختار آماری بر تمایل ریسکی جمعیت تولید کننده، تحمیل می‌گردد. رابعا برآوردگرهای GMM پارامترهای معادلات ۴ فراهم می‌آید. روش GMM برای مسئله به دلیل اینکه این امکان را فراهم می‌سازد که شرایط مرتبه اول به طور ضمنی تخمین زده شود و با استفاده از تکنیک متغیرهای ابزاری (IV)، موضوع همبستگی میان متغیرهای مستقل و جملات پسماند را حل می‌نماید، مناسب است. برای اجرا کردن روش، فرض کنید که تکنولوژی تولید می‌تواند در ترم‌های توابع گشتاور $\mu_{ij} = \mu_i (X_j, Z_j, \beta)$ از توزیع سود نشان داده شود ($i=1,\ldots,m$ گشتاور و $j=1,\ldots,N$ مشاهدات را نشان می‌دهد). همچنین فرض کنید که $k=1,\ldots,n$ شرایط مرتبه اول را برای حداکثر کردن مطلوبیت می‌توان به صورت زیر ارائه نمود:

$$D_{ijk} + D_{2jk}\, r_{2j} + \ldots\ldots + D_{mjk}\, r_{mj} = \varepsilon_{0jk} \qquad (5)$$

که $D_{ijk} = \frac{\partial \mu_{ij}}{\partial X_{kj}}$ و r_{ij} تمایل ریسکی زارع j ام را، در ترم i امین مشتق تمایل مطلوبیت انتظاری ارائه می دهد. در مورد جمله خطاء معادله (۵) می‌توان نوشت:

$$E(\varepsilon_{0jk}) = \theta^0_{1k}$$
$$E(\varepsilon_{0jk}\varepsilon_{0jk'}) = \theta^0_{0kk}, \quad k = k'$$
$$= 0 \quad \text{در سایر شرایط}$$

جمله خطا ε_{0jk} به منظور لحاظ نمودن این حقیقت که شرایط مرتبه اول، تقریبی است و امکان هر دو نوع خطای تصادفی و سیستماتیک در تخمین وجود دارد، در مدل در نظر گرفته شده است. بنابراین اگر $\theta^0_{1k} \neq 0$ باشد، انحراف سیستماتیک از k امین شرط مرتبه اول وجود دارد. و اگر $\theta^0_{0kk} \neq 0$ باشد، انحراف تصادفی از شرط رتبه اول وجود دارد. این انحرافات از شرط مرتبه اول می‌تواند به وسیله شماری از عوامل از جمله رفتارهای غیر منطقی زیر بهینه بودن و تصریح غلط تکنولوژی یا مدل رفتاری موجب شده باشد. در مدل کنونی فرض می‌شود که این خطاها به طورمستقل از متغیرهای توضیحی موجود در مدل توزیع شده‌اند. به طور کلی در وضعیتی

که جمله پسماند نسبت به D_{ijk} متعامد نباشد، ε_{ijk} می‌تواند خطای تصریح را بیان کند. برای تحقیق این نوع خطای تصریح می‌توان یک نوع آزمون خطای تصریح مانند آزمون هاوس من (۱۹۷۸) را به کار گرفت.

اگر توزیع تمایل ریسکی در جمعیت به صورت زیر تعریف شود:(۶)

$$r_{ij}=\theta^{i}_{1} + \varepsilon_{ij}$$

$$E[\varepsilon_{ij}]= 0$$

$$E[\varepsilon_{ij}\ \varepsilon_{gh}]= \theta_{igjh} \quad , \ j \neq h$$

$$= \theta_{ig} \quad j = h$$

(توجه داشته باشید که برای θ_{igjh}، اولین دواندیس $i,g= 1, \ldots, m$ ویژگی تمایل ریسکی را نشان می دهد و $j,h= 1,\ldots,N$ نشان دهنده مشاهدات است.)

با جایگزینی ۶ در ۵ خواهیم داشت:

$$D_{1jk} + D_{2jk}\ \theta^{2}_{1} + \ldots\ldots\ldots\ldots + D_{mjk}\ \theta^{m}_{1} = \omega_{jk} \quad (۷)$$

که $\omega_{jk} = \varepsilon_{0jk} - D_{2jk}\ \varepsilon_{2j} - \ldots\ldots\ldots\ldots - D_{mjk}\varepsilon_{mj}$

سمت راست رابطه (۷)، شرط مرتبه اول j امین زارع که در میانگین تمایل ریسکی جمعیت ارزش‌گذاری شده است را نشان می‌دهد، و ω_{jk} انحراف j امین زارع از میانگین جمعیت را نشان می‌دهد. توجه داشته باشید که (۶) برای جمعیت یک بردار میانگین تمایل ریسکی ثابت $\theta_1=(\theta^{2}_{1}, \ldots\ldots\ldots\ \theta^{n}_{1})$ را در نظر می‌گیرد. یک تمایل ریسکی انفرادی از ثروت و درآمد مستقل است اگر و تنها اگر ترجیحات انفرادی، ریسک گزیری مطلق ثابت را نشان دهد (CARA). اگر تمام تمایل ریسک گریزی انفرادی، CARA را نشان دهد، پراکندگی در ترجیحات جمعیت می‌تواند به دلیل پراکندگی بین گروهی یا درون گروهی تصادفی باشد، اما مربوط به ثروت نیست. ولی اگر CARA برای تمام افراد در نظر گرفته نشود، اختلاف میان افراد می‌تواند مربوط به تفاوت در ثروت نیز باشد. بنابراین توزیع تمایل ریسکی در جمعیت به طور کلی بیانگر تمام عوامل دخیل است که موجب تفاوت‌هایی در تمایل ریسکی بین افراد می‌گردد.

استراتژی تخمین به دست آوردن برآوردگرهای سازگار $\widetilde{B}_i$ از پارامترهای تکنولوژی β_i و بعد استفاده از آنها در شرایط مرتبه اول (۷) به منظور تخمین پارامترهای$(\theta_{igjh}\ ,\theta^{i}_{1})$ توزیع تمایل ریسکی برای β_i داده شده است.

برای β داده شده، D_{ijk} مقادیر قابل مشاهده است اما r_{ij} متغیرهای تصادفی غیر قابل مشاهده می باشند که بستگی به X_j ، Z_j و γ_j دارند. D_{ijk} همچنین توابعی از نهاده‌های X_{jk} هستند که به نوبه خود توابعی از تمایل ریسکی افراد می‌باشند. بنابراین D_{ijk} با ε_{ij} مرتبط است و در نتیجه با ω_{jk} ارتباط دارند، در نتیجه به دلیل ساختار تحمیل شده به کوواریانس ε_{ij} و واریانس ناهمسانی ω_{ik} باید یک برآوردگر مناسب در نظر گرفته شود.

مدل تعریف شده به وسیله (۵) و (۶) می‌تواند به عنوان یک مدل ضرایب تصادفی تفسیر شود. در نتیجه پارامترهای میانگین جمعیت، θ^{i}_{1} و همچنین پارامترهای θ_{igjh} از ماتریس کوواریانس دارای یک تفسیر رفتاری هستند.

بنابراین اگر $j=h$، $\theta_{igjh} = \theta_{ii}$ پراکندگی i مین ویژگی تمایل ریسکی اختصاصی در جمعیت را اندازه‌گیری می‌کند و $i\neq g,j=h$ ، θ_{igjh} کوواریانس درون گروهی بین i امین و j امین ویژگی اختصاصی را اندازه‌گیری می‌کند. به طور مشابه برای $j\neq h$ ، θ_{igjh} کوواریانس بین گروهی ویژگی‌های تمایل ریسکی را اندازه‌گیری می‌کند.

اگر $\theta_{igjh}=0$ باشد برای $j\neq h$ باور ریسکی برای هر مشاهده مستقل از توزیع γ استخراج می‌شود. این فرض استقلال در بقیه این بخش و در مورد مطالعه ارائه شده در بخش بعد حفظ خواهد شد. رابطه (۷) را می توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$D_{1k}+ D_{2K}\theta_1= \omega_k \qquad k= 1, \ldots, n \quad (۸)$$

که در آن D_{1k} ، برداری ازD_{1kj} است و D_{2k} ماتریسی $[n\times(m-1)]$ از D_{ijk} $(i>1)$ است و ω_k برداری از ω_{jk} است.

توجه داشته باشید که تشخیص میانگین پارامتر تمایل ریسکی به وسیله بهره‌گیری از محدودیت‌های بین معادله ای روی پارامترهای تکنولوژی مستتر در D_{ik}، امکان پذیر است. بنابراین برای مجموعه کافی داده شده از متغیر برون زا و از قبل معین به منظور استفاده به عنوان متغیر ابزاری در برآوردگر GMM، بردار پارامترهای θ_1 در (۸) می تواند مشخص بوده و بطور سازگار تخمین زده شود. باید تأکید شود که پارامترهای رفتاری، فقط اگر متغیرهای از قبل معین و برون زای خارج از مدل به میزان کافی برای به کار رفتن به عنوان متغیر ابزاری وجود داشته باشند، می‌تواند مشخص باشد. در غیر اینصورت تشخیص و تخمین پارامترهای رفتاری ممکن نخواهد بود. اگر y_j برداری از متغیرهای ابزاری باشد به گونه‌ای که شرط $0 = (y_j$

$E(\omega_{jk})$ را برای تمام k ها تامین کند و Y ماتریسی از y_j باشد. با تعریف D_1 به عنوان برداری از D_{1k} و D_2 به عنوان برداری از D_{2k} ، برآوردگر متغیر ابزاری برابر است با:

$$\widetilde{\theta}_1 = (Y'D_2)^{-1} Y'D_1 \qquad (۹)$$

که تخمین سازگار $\widetilde{\theta}_1$ برای بردار پارامترهای θ_1 را تامین می‌کند. گونه‌ای از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای از برآوردگر متغیرهای ابزاری که در بخش آینده استفاده شده است بوسیله تعریف $Y= Z(Z'Z)^{-1} Z'D_2^{-1}$ به دست می‌آید که Z ماتریسی از متغیرهای برون زا، بی‌ارتباط با باور ریسکی اما مرتبط با D_2 است. ماتریس واریانس - کوواریانس مجانبی برای برآوردگر متغیرهای ابزاری توضیح داده شده در بالا عبارت است از:

$$\text{Plim } N(\Delta'Z'Z\Delta)^{-1}\Delta'Z'SZ\Delta(\Delta'Z'Z\Delta)^{-1} \qquad (۱۰)$$

که $(Z'Z)^{-1}Z'D_2=\Delta$ می باشد. تحت شرایط معادله ۶ و فرضیه استقلال تمایل ریسکی میان مشاهدات، عناصر S در (۱۰) بوسیله رابطه زیر داده می‌شوند:

$$E\left[\omega_{jk}\omega_{j'k}\right] = \theta_{0kk'} + \sum_{i,g=2}^{m}\sum \theta_{ig} D_{ijk} D_{gjk'}, j = j'$$

$$= 0, \quad j \neq j$$

برای مثال در یک مدل با دو متغیر نهاده X_{j1} و X_{j2}، ماتریس کوواریانس دارای ساختارزیر :

$$S = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22} \end{bmatrix}$$

می‌باشد . تخمین های سازگار S_{11} و S_{22} می‌تواند از طریق تعمیم روش پیشنهاد شده بوسیله هیلدرث و هوک(۱۹۶۸) با محاسبه برآوردگر متغیرهای ابزاری معادله زیربدست آید:

$$(u_{jk})^2= \theta_{0kk}+ \theta_{22}(D_{2ijk})^2+\theta_{33}(D_{3ijk})^2+2\theta_{23}D_{2jk}D_{3ijk}+\vartheta_j \qquad (۱۲$$

)

که u_{jk} جمله پسماند از برآوردگر متغیر ابزاری θ_1 و ϑ_j جمله خطابا حد احتمال صفر است. ارزشهای فیت شده از (۱۲)، تخمین های سازگاری از عناصر قطری S_{11} و S_{22} هستند. توجه داشته باشید که این ارزشهای فیت شده، ضرروتا محدودیت مثبت بودن واریانس را تامین نمی کند. این مشکل را می‌توان با بکارگیری روش بحث شده توسط آنتل، حل نمود.

بطور مشابه تخمین های θ_{22} و θ_{33} از رگرسیون بالا ضررتا مثبت نیستند. هیلدرت و هوکر(۱۹۶۸)روشی را که با این مشکل سروکار دارد، بیان می کنند. تخمین‌های سازگار عناصر قطری S_{12} می تواند از ارزشهای فیت شده رگرسیون زیر، بدست آید:

$$u_{j1}u_{j2} = \theta_{0,12} + \theta_{22} D_{2j1}D_{2j2} + \theta_{33} D_{2j1}D_{2j2} + \theta_{23} (D_{2j1}D_{2j2} + D_{2j2}D_{2j1}) + \vartheta_j$$

تفسیر مدل پایه گشتاوری

در بخش قبل نشان داده شد که تخمین پایه - گشتاوری توزیع سود، ابزاری را برای به دست آوردن تخمین های سازگار توزیع مشتق های تابع مطلوبیت انتظاری فراهم می‌آورد. از معادله (۵) این نتیجه به دست می آید که r_{ij} مشتق های تابع مطلوبیت انتظاری نسبت به i امین گشتاور (که به وسیله مشتق مطلوبیت انتظاری نسبت به اولین گشتاور نرمال شده است) را اندازه گیری می‌کند. همچنین می توان نشان داد که مشتق های تابع مطلوبیت انتظاری با مشتق های بسط سری تیلور تابع مطلوبیت تحت فرضیات عمومی مناسب (در مورد تابع مطلوبیت) مرتبط هستند. در نتیجه تحت این فرضیات می توان نوشت: $r_{ij}=$

$$U^i(\mu_{1j}) / E[U^1_j]\ i\ !$$

که در آن U^i بیا نگر iامین گشتاور تابع مطلوبیت می باشد.بنابراین مشخص می شود که علامت مشتق های مطلوبیت می تواند از مشتق های تابع مطلوبیت انتظاری استنباط گردد. از این گذشته توجه داشته باشید که r_{ij} به طور خیلی نزدیکی با معیار ریسک گریزی ارو-پرات[۱] ($AP=-U^2/U^1$) و معیار ریسک گریزی سمت پائین[۲] ($DS=U^3/U^1$) مرتبط است. اگر از $E[U^1_j]$ به عنوان تقریب مرتبه دوم $U^1(\mu_1)$ استفاده شود، می توان نوشت که: $6r_{3j} \cong DS_j$ و $-2r_{2j} \cong AP_j$ است. و چون در میانگین جمعیت $6\theta^3_1 \cong DS$ و $-2\theta^2_1 \cong AP_j$ می‌باشد

۱- معیار ریسک گریزی ارو-پرات (AP) برابراست با منهای نسبت مشتق دوم تابع مطلوبیت به مشتق اول تابع مطلوبیت .

۲- معیار ریسک گریزی سمت پایین (DS) برابراست با نسبت مشتق سوم تابع مطلوبیت به مشتق اول تابع مطلوبیت .

بنابراین $4\theta_{22}$ و $36\theta_{33}$ واریانس AP و DS را در جمعیت اندازه گیری می کند و $-12\theta_{23}$ کوواریانس آنها می‌باشد.

نتایج و بحث

تمایل ریسکی زارعین گندمکار منطقه رامجرد استان فارس با استفاده از روش اقتصاد سنجی شرح داده شد در بخش قبل، تخمین زده شد. داده های تحقیق از ۴۰ زارع به دست آمد که به طور تصادفی در منطقه مورد مطالعه انتخاب شدند. اطلاعات مورد نیاز برای چهار سال زراعی متوالی که از سال زراعی ۶۸-۶۷ شروع و به سال زراعی ۷۱-۷۰ ختم می‌گردید، با مراجعه به زارعین جمع آوری شد. هر چند که در مجموع ۱۶۰ مشاهده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت اما به دلیل مشکلات اقتصاد سنجی مربوط به تخمین گشتاورها، عملا ۱۳۸ مشاهده در تخمین نهایی گشتاورها و تمایل ریسکی بهره برداران مورد استفاده قرار گرفت. دو نوع اطلاعات برای تخمین مدل تحقیق مورد نیاز است، ابتدا داده های مورد نیاز برای تخمین گشتاورهای سود مانند میزان اراضی، کود شیمیای مصرفی، ساعات کار ماشین آلات، نیروی کار و میزان بارندگی. دوم مجموعه ای از متغیرهای ابزاری برای تخمین توزیع تمایلات ریسکی، این متغیرهای ابزاری باید با سود، مربوط بوده اما حداقل در حد با تمایلات ریسکی ارتباطی نداشته باشند. به این دلیل که این گونه متغیرها معمولا از همان نوع متغیرهایی هستند که در تخمین توزیع سود خالص مورد استفاده قرار می گیرند، دستیابی به آنها می تواند مشکل باشد. بهر حال برای تشخیص مدل ۸ و تخمین سازگار آن باید تعداد کافی متغیر ابزاری موجود باشد که در تخمین توزیع سود استفاده نشده باشد. کیفیت متغیرهای ابزاری به این دلیل که کارایی تخمین تمایل ریسکی را تعیین می کند، حائز اهمیت است. در این تحقیق متغیرهایی کمکی سال، واریته و تناوب، قیمت محصول، میزان تحصیلات زارع، میزان تجربه زارع و مقدار بذر مصرفی به عنوان متغیرهای ابزاری تعیین شدند. در این تحقیق، توزیع سود به وسیله سه گشتاور اول آن در نظر گرفته شد. گشتاورهای سود به صورت توابع درجه ۲ وسعت اراضی، مقدار کود شیمیایی مصرفی، تعداد ساعات کار ماشین آلات، میزان نیروی کار و میزان بارندگی تصریح شدند و بر اساس روش تعمیم یافته حداقل مربعات، تخمین زده شدند (برای آشنایی با شیوه تخمین گشتاور ها به آنتل ۱۹۸۳ مراجعه کنید). نتایج تخمین معادلات سه گشتاور سود زارعین رامجرد در جداول ۱ تا ۳ درج شده است.

همانگونه که ملاحظه می گردد هر سه تابع درسطح احتمال کمتر از ۱ درصد معنی دار است. و مقدار $\overline{R}^2$ آن برای گشتاور اول(میانگین)، گشتاوردوم(واریانس)وگشتاور سوم(این گشتاور میزان چولگی توزیع سود را اندازه گیری می کند.) به ترتیب ۰/۹۷۱، ۰/۷۲۷ و ۰/۱۶ است. در گشتاور دوم تمامی متغیرها معنی دار هستند، و در معادله گشتاور اول و سوم تنها متغیر

جدول ۱- تخمین GLS پارامترهای گشتاور اول

متغیرها	ضریب	خطای معیار	آماره t	معنی‌دار بودن۱
مقدار ثابت	۲۳۳۴/۶۹۸	۲۹۸۵۱/۸۳۶	۰/۰۷۸	ns
زمین (LAN)	۶۲۲۱/۵۳۸	۸۰۴/۴۲۹	۷/۷۳۴	***
کود شیمیایی (F)	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۳/۱۷۲	***
ماشین‌آلات (M)	-۷۰/۶۳۰	۳۱/۷۸۷	-۲/۲۲۲	**
نیروی‌کار (LAB)	۸/۳۱۰	۲/۵۸۲	۳/۲۱۸	***
باران (Rain)	-۶۷/۲۶۷	۱۳۶/۶۳۲	-۰/۴۱۲	ns
$(LAN)^2$	-۴۲/۰۳۰	۱۰/۶۱۴	-۳/۹۶۰	***
$(F)^2$	-۲/۸۷۲E-۶	۱/۰۶۹۲E-۶	-۲/۶۸۷	**
$(M)^2$	۰/۰۶۱	۰/۰۴۱	۴/۳۲۷	***
$(LAB)^2$	-۱/۷۷۵E-۳	۷/۱۹۴E-۴	-۲/۴۶۷	**
$(Rain)^2$	۰/۱۴۳	۰/۲۱۴	۰/۶۶۵	ns

*** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱ درصد $\overline{R}^2$=۰/۹۷۱ R^2=۰/۹۷۳

** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۵ درصد F=۵۰۷/۵۶۶ Sinif F=0.000

* معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱۰ درصد تعداد مشاهده: ۱۳۸

جدول ۲- تخمین GLS پارامترهای گشتاور دوم

متغیرها	ضریب	خطای معیار	آماره t	معنی‌دار بودن۱
مقدار ثابت	-۶۸۸۶۰۷۲۳۴/۱	۳۴۹۳۲۸۶۵۳/۵	-۱/۹۷۱	**
زمین (LAN)	-۳۸۵۰۶۸۲۸/۴۲	۹۴۱۳۴۹۴/۰۵۰	-۴/۰۹۱	***
کود شیمیایی (F)	۴۲۴/۱۹۷	۲۱۰/۳۰۴	۲/۰۱۷	**
ماشین‌آلات (M)	۲۴۲۱۰۸۴/۹۳۹	۳۷۱۹۷۷/۷۹۶	۶/۵۰۹	***
نیروی‌کار (LAB)	۷۸۷۲۳/۴۴۰	۳۰۲۱۴/۵۰۲	۲/۹۰۷	***
باران (Rain)	۳۷۱۵۹۶۳/۴۲۴	۱۹۱۱۶۷۸/۰۲۷	۱/۹۴۴	*
$(LAN)^2$	۷۴۱۲۱۶۵/۵۴۵	۱۲۴۲۱۰/۰۰۵	۵/۹۶۷	***

$(F)^2$	-۲/۸۷۲E-۴	۱/۹۸۰E-۴	-۳/۷۹۳	***
$(M)^2$	-۱۳۴۱/۵۶۱	۱۶۴/۱۰۹	-۸/۱۷۵	***
$(LAB)^2$	-۱۹/۴۰۲	۸/۴۱۸	-۲/۳۰۵	**
$(Rain)^2$	-۵۲۸۱/۰۴۴	۲۵۱۵/۸۷۳	-۲/۱۰۲	**

*** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱ درصد $\bar{R}^2$=۰/۷۲۷ R^2=۰/۷۴۷

** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۵ درصدSinif F=0.000 F=۳۷/۴۲۷

* معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱۰ درصد تعداد مشاهده: ۱۳۸

میزان‌بارندگی‌معنی‌دار نگردیده است و بقیه متغیرها در سطوح آماری‌کمتراز ۱۰ درصد معنی‌دار بوده‌اند. بر اساس چارچوب‌نظری، تحت فرضیه‌ای که زارعین نمونه در یک تعادل تکنولوژیک قرار دارند، انتخاب مربوط به نهاده های متغیر، توسط دو عامل تعیین می گردد: اثر نهاده بر توزیع سود و تمایل ریسکی تصمیم گیرنده. به این دلیل که چنین تصور می شد که حداقل در کوتاه مدت دو نهاده کود شیمیایی و نیروی کار متغیر هستند، به منظور اندازه‌گیری تمایل ریسکی از این دو نهاده استفاده شد. بدین صورت که بعد از تخمین توابع گشتاور از آنها نسبت به این دو نهاد مشتق گرفته شد و بعد از ارزش گذاری مشتق گرفته شده برای هر مشاهده، اقدام به تخمین رابطه (۸) برای هر یک از دو نهاده فوق الذکر، گردید. بهر حال شواهد نشان می دهند که مصرف‌نهاده‌کودشیمیایی‌ممکن است به وسیله اعتبار قابل‌دستیابی (جودها، بینس وانگر و سیلرز) همچنین به وسیله ریسک‌گریزی محدود گردد. اگر این حقیقت پابرجا باشد در شرایط مرتبه اول برای نهادهٔ کود شیمیایی خطای تصریح وجود خواهد داشت و تخمین‌های درستی از تمایل ریسکی به دست نخواهد آمد.

جدول ۳- تخمین GLS پارامترهای گشتاور سوم

متغیرها	ضریب	خطای معیار	آماره t	معنی‌دار بودن۱
مقدار ثابت	-۲/۵۵۰E+۱۲	۲/۱۱۴E+۱۳	-۰/۱۲۱	ns
زمین (LAN)	۱/۷۳۲E+۱۲	۵/۶۹۸E+۱۱	۳/۰۴	***
کود شیمیایی (F)	-۳۴۹۹۶۴/۵۸۹	۱۶۳۶۱۳/۴۰۰	-۲/۱۳۹	**
ماشین‌آلات (M)	-۴۶۲۹۴۶۶۶۴۰۴	۲۲۵۱۶۰۰۰۲۰	-۲/۰۵۶	**
نیروی‌کار (LAB)	۱/ ۴۲۰۰۱۵۹۸۶۸	۱۸۲۸۸۶۶۲۴۵	۲/۲۹۷	**
باران (Rain)	-۹۷۷۲۷۵۷۶۵۸	۱/۱۵۹E+۱۱	-۰/۰۸۴	ns
$(LAN)^2$	-۲۹۳۹۲۱۰۲۶۹۱	۷۵۱۸۳۵۹۴۶۹	-۳/۹۰۹	***

$(F)^2$	۲/۳۵۶	۰/۹۸۶	۲/۳۹۲	***
$(M)^2$	۲۶۷۱۴۶۸۷/۳۶۷	۹۹۳۳۴۰۶/۷۹۸	۲/۶۸۹	***
$(LAB)^2$	-۹۰۵۴۲۶/۶۳۴	۵۰۹۵۶۹/۱۵۹	۱/۷۷	*
$(Rain)^2$	/۸۸۲ ۳۱۹۴۰۴۳۹	۱۵۲۱۰۲۷۵۰/۷	۰/۲۱۰	ns

*** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱ درصد $\bar{R}^2$=۰/۱۶۰ R^2=۰/۲۲۰

** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۵ درصدSinif F=0.000 F=۳/۵۷۹

* معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱۰ درصد تعداد مشاهده: ۱۳۸

بنابراین لازم است که این موضوع مورد بررسی قرار گیرد. پارامترهای توزیع تمایل ریسکی با استفاده از شیوه متغیر ابزاری، تخمین زده شد. همانگونه که قبلا نیز اشاره شد، متغیرهای کمکی سال، واریته و تناوب، قیمت محصول، تحصیلات زارع، تجربه زارع و مقدار بذر مصرفی به عنوان متغیرهای ابزاری تعیین شدند. فرض شد که این متغیرها نسبت به تمایل ریسکی برون زا هستند اما با انتخابهای کود و نیروی کارگر مرتبط می باشند و بنابراین به عنوان متغیرهای ابزاری مناسب هستند. برای بررسی حساسیت تخمین ها نسبت به تصریح مدل، هر معادله با این محدودیت که عرض از مبداء آن (θ^0_{1k}) برابر با صفر باشد، تخمین زده شد. این محدودیت اگر مدل به طور درست تصریح شده باشد و اگر انحرافات سیستماتیک از حداکثر مطلوبیت وجود نداشته باشد، واقعی خواهد بود. همچنین برای تحقیق پیرامون اعتبار تصریح مدل، یک آزمون تصریح مدل برای هر معادله از طریق مقایسه تخمین های پارامتر آن با آن معادله ای که شامل عرض از مبداء، D_{2jk}، D_{3jk}، $(D_{2jk})^2$، $(D_{3jk})^2$ و $(D_{2jk})(D_{3jk})$ به عنوان متغیر مستقل بود، انجام شد. بطور کلی در این بررسی برخلاف مطالعه صورت گرفته به وسیله آنتل در روستای اوریالی هند، وجود خطای تصریح برای کود شیمیایی تأیید نگردید و وجود خطای تصریح برای نیروی کار تأیید شد. بهرحال مدل کود شیمیایی با عرض از مبداء، آزمون تصریح را با احتمال بالاتری پشت سر گذاشت. بنابراین تخمین تمایل ریسکی بر اساس تخمین پارامترهای مدل با عرض از مبداء کود شیمیایی صورت گرفت که نتایج آن در جدول ۴ درج شده است.

جدول ۴- تخمین پارامترهای توزیع تمایل ریسکی گندمکاران منطقه رامجرد

پارامتر	مقدارضریب	خطای معیار	آماره t	سطح معنی‌دار بودن ۱
θ^0_{1F}	۰/۶۱۱	۰/۱۰۲	۵/۹۹۰	***
θ^2_1	-۱/۲۸۹	۰/۲۷۹	۴/۶۲۰	***
θ^3_1	۰/۴۹۸	۰/۲۱۳	۲/۰۱۹	**
θ_{0FF}	۰/۰۰۹	۰/۰۱۹	۰/۴۷	Ns
θ_{22}	۱/۴۱۶	۰/۵۲۷	۲/۶۸۷	***
θ_{33}	۰/۱۸۹	۰/۱۰۳	۱/۸۳۵	*
θ_{23}	-۱/۰۲۱	۰/۷۴۶	۱/۳۶۹	Ns

*** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱ درصد

** معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۵ درصد

* معنی‌دار بودن در سطح کمتر از ۱۰ درصد

نظر به اینکه θ^0_{1F} به طور آماری از صفر متفاوت است. تخمین های پارامتر معادله کود شیمیایی، انحرافات سیستماتیک از معادله شرط مرتبه اول را نشان می دهد. نظر به اینکه آزمون تصریح نشان دهنده عدم وجود خطای تصریح مدل است، علامت مثبت جمله عرض از مبداء بیانگر آن است که کودشیمیایی کمتر از حد مورد استفاده قرار می گیرد. θ_{0ff} کوچک، مثبت و بطور معنی داری از صفر متفاوت نیست که نشان دهنده عدم شواهد مبنی بر وجود انحرافات تصادفی از شرط مرتبه اول است. اندازه تمایل مطلق ریسکی که براساس تخمین پارامترهای توزیع تمایل ریسکی گندمکاران منطقه رامجرد (جدول ۴) محاسبه شده است در جدول ۵ درج گردیده است.

جدول ۵- ویژگی های تمایلات ریسکی گندمکاران منطقه رامجرد

میانگین ریسک گریزی مطلق ارو-پرات (AP)	۲/۵۷۸
انحراف معیار ریسک گریزی مطلق ارو-پرات (AP)	۲/۳۸۰
ضریب تغییرات ریسک گریزی مطلق ارو-پرات (AP)	۰/۹۲
میانگین ریسک گریزی مطلق به سمت پایین (DS)	۲/۹۸۸
انحراف معیار ریسک گریزی مطلق به سمت پائین (DS)	۲/۶۰۸
ضریب تغییرات ریسک گریزی مطلق به سمت پایین (DS)	۰/۸۷
همبستگی بین AP و DS	۰/۹۸

همانگونه که ملاحظه می گردد میانگین ریسک گریزی مطلق ارو-پرات (AP) و ریسک گریزی مطلق به سمت پائین (DS) گندمکاران رامجرد به ترتیب ۲/۵۷۸ و ۲/۹۸۸ است، که نشان دهنده ریسک گریز بودن جامعه مورد مطالعه از نقطه نظر هر دو معیار می باشد. انحراف معیار ضریب ریسک گریزی ارو-پرات (AP) و ضریب ریسک گریزی سمت -پایین (DS) بیانگر ناهمگنی قابل توجهی از تمایلات ریسکی در جمعیت مورد مطالعه است. به گونه ایکه ضریب تغییرات AP و DS به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۷ می باشد. ضریب همبستگی میان AP و DP نشان مید هد که دو معیار تمایل ریسکی تقریبا به طور نزدیک مرتبط هستند، به گونه ایکه، گندمکاری که بر اساس AP ریسک گریز است بر اساس DP نیز ریسک گریز محسوب می شود. با تبدیل میانگین ریسک گریزی مطلق ارو-پرات به معیار ریسک گریزی جزئی و مقایسه آن با نتایج بدست آمده از مطالعه آنتل در روستای اورپالی هند (۱۹۸۷) و مطالعه بارشیرا (۱۹۹۷) می‌توان چنین نتیجه گرفت که زارعین منطقه رامجرد در مقایسه با زارعین منطقه اورپالی از درجه ریسک‌گریزی کمتر و در مقایسه با زارعین کشور اسرائیل از درجه ریسک‌گریزی بالاتری برخوردار می باشند.

REFERENCES

1. Antle, J. M. 1987. Econometric estimation of producers' risk attitudes. Am. J. Agric. Econ. 69, 509-522.
2. Antle, J. M. 1989. Nonstructural risk attitude estimation. Am. J. Agric. Econ. 71, 774-784.
3. Arrow, K. J. 1971, Essays in the Theory of Risk-Bearing. Markham Publishing. Chicago.
4. Bardsley, P. Harris, M. 1987. An approach to the econometric estimation of attitudes to risk in agriculture. Aust. J. Agric. Econ. 31, 112-126.
5. Bar-shira, Z. 1992. Nonparametric test of the expected utility hypothesis. Am. J. Agric. Econ. 74, 523-533.
6. Bar-shira, Z., Just, R.E. Zilberman, D. 1997. Estimation of farmers' risk attitude: an econometric approach. Agric . Econ. 17, 211-222.

7. Binswanger, H. P. 1980. Attitude toward risk: experimental measurement in rural India . Am. J. Agric. Econ. 62, 395-407.
8. Binswanger, H. P. 1981. Attitude toward risk: theoretical implication of an experiment in rural India. Econ. J. 91, 867-890.
9. Binswanger, H. P. 1982. Empirical estimation and use of risk Preferences: discussion. Am. J. Agric. Econ. 64, 391-393.
10. Dillon, J. L., Scandizzo, P. L. 1978. Risk attitudes of subsistence farmers in Northeast Brazil: a sampling approach. Am. J. Agric. Econ. 60, 425-434.
11. Hauseman, J.A. 1978. Specification test in econometrics. Econometrica. 46:1251-1272.
12. Hazell, P. B. R. 1982. Application of risk preference estimates in firm-household and agricultural sector models. Am. J. Agric. Econ.64, 384-390.
13. Hildreth, C., and J.P. Houck. 1968. Some Estimators for a linear model with random coefficients. J. Am. Statist. Assoc. 63:548-596.
14. Just, R. E., Hochman. E., Zilberman, D., Bar-Shira, Z. 1990. Alternative approaches for allocating observed input use among crops. Am. J. Agric. Econ. 72, 200-209.
15. Love, H. A., Buccola, S. T. 1991. Joint risk preference- technology estimation with a primal system. Am. J. Agric. Econ.73, 765-774.
16. Moscardi, E., de Janvry, A. 1977. Attitudes toward risk among peasants: an econometric approach. Am. J. Agric. Econ. 59, 710-716.
17. Pope, R. D. 1982. Empirical estimation and use of risk preferences: an appraisal of estimation methods that use actual economic decision. Am. J. Agric. Econ. 64, 376-383.
18. Agricultural supply analysis. Am. J. Agric. Econ. 73, 743-748.
19. Quizen, J. B. , H. P. Binswanger, and M. J. M Achina. 1984.Attitude toward risk: further remarks. Econ. J. 94, 144 - 148.
20. Saha, A., Shumway, R., Talpaz, H. 1994. Joint estimation of risk preference structure and technology using expo-power utility. Am. J.Agric. Econ. 76, 173-184.
21. Shahabuddin, Q., Mestelman, S., Feeny, D. 1986. Peasant behaviour towards risk and socio-economic and structural characteristics of farm households in Bangladesh. Oxford Economic Papers. 38(1), 122-130.

Iranian, J. Agric. Sci. Vol. 34, No.1, 2003

Structural Estimation of Wheat Farmers' Risk Attitudes in Ramjerd District of Fars Province

J. TORKAMANI[1] AND M. ZIBAEI[2]
1, 2, Associate Professor and Assistant Professor, Faculty of Agriculture, University of Shiraz, Shiraz, Iran
Accepted July., 24, 2002

SUMMARY

In this study wheat farmers' risk attitudes in Ramjerd district of Fars province were estimated, using the structural approach proposed by Antle (1987). According to the findings in the study the means of absolute Arrow-Pratt (AP) and downside (DS) risk aversions are 2.578 and 2.988 respectively, which indicates that these farmers are both Arrow-Pratt and downside risk aversed. Furtheremore, standard absolute deviations of Arrow-Pratt and downside risk aversion indicate considerable heterogeneity of risk attitudes in the population under study.

Key words: Agricultural production, Risk attitudes, Structural estimation