بررسی اثرات عوامل تولید بر ریسک محصول در باغداران پسته کار استان فارس

سید نعمت اله موسوی
استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

حمید محمدی
استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد جهرم

فرزانه طاهری
عضو هیات علمی دانشگاه آزاداسلامی واحد مرودشت

چکیده

کشاورزی از نظر اقتصادی فعالیتی همراه با ریسک است. برای تعیین نحوه تاثیر نهاده‌ها بر روی ریسک تولید مطالعه‌ای بر روی باغداران پسته کار در استان فارس انجام شد. داده‌های مورد استفاده از ٦٠ نفر از باغداران این استان و با استفاده از نمونه‌گیری ساده تصادفی به‌دست آمد. برای تعیین اثرات ریسکی نهاده‌های مختلف بر روی تولید از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیر خطی استفاده شد. ضریب تعیین R^2 برای برازش جزء قطعی تابع تولید تصادفی تعمیم یافته ۸۳ درصد است که تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل در مدل توجیه شده است. نتایج حاصل از تخمین جزء تصادفی تابع در مرحله دوم نشان داد که آب مصرفی، کود شیمیایی و سن درخت پسته رابطه غیر مستقیم با ریسک تولید دارند. همچنین آب مصرفی، کود حیوانی، کود شیمیایی و نیروی کار، بیشترین تأثیر مستقیم بر میانگین تولید دارند. سن درخت پسته تأثیر منفی بر مقدار تولید دارد.

واژگان کلیدی: عوامل تولید، ریسک،تابع تولید تصادفی تعمیم یافته و پسته.

مقدمه و پیشینه تحقیق

کشاورزی در کشورهای در حال توسعه فعالیتی توأم با ریسک است. تولیدات کشاورزی ذاتاً ریسک‌آمیز است. وقتی کشاورزان ریسک‌گریز باشند که معمولاً این گونه هستند، نهاده‌های کنترل‌پذیر را به گونه‌ای که اثرات ریسک را کاهش دهد، تخصیص می‌دهند. بنابراین منظور کردن ریسک در مدل‌های تحلیل رفتار کشاورزان حائز اهمیت است. کاربرد قواعد اقتصاد نئوکلاسیکی در کشاورزی سنتی از طرف بسیاری از پژوهشگران مورد انتقاد واقع شده است. بنابراین لازم است که در مدل‌سازی رفتار کشاورزان فرض‌های واقعی‌تری در نظر گرفته شود. از آن‌جا که تولید محصولات کشاورزی فعالیتی ذاتاً ریسک آمیز است منظور کردن ریسک در مدل‌های بررسی رفتار کشاورزان از اهمیت خاصی برخوردار است. به باور هیزل و نورتن (۳) توجه به ریسک و ابعاد آن در تحلیل‌های اقتصاد کشاورزی، موجبات غنای این مطالعات میشود. از طرف دیگر به اعتقاد هاردکر، پندی و پتن (۲) ریسک جزء لاینفک هر نوع برنامه‌ریزی به‌ویژه تصمیمات در سطح کشاورزی است. عامل ریسک باعث میشود که تولیدکنندگان در فرآیند تولید علاوه بر هدف حداکثر کردن سود، اهدافی مانند حداقل کردن نوسانات در آمد، کسب سود مطمئن و اهداف دیگر در نظر بگیرند(۴ و۵).

میزان استفاده از نهاده‌های مختلف یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ریسک تولید است (۵). علاوه بر آن ریسک تولید ممکن است از ناحیه پذیرش تکنولوژی جدید باشد. استفاده از تکنولوژی مدرن معمولاً باعث تغییر پذیری و در نتیجه ریسک و عدم حتمیت بیشتر گردد (۴و۵). به اعتقاد سانخایان (۷) ریسک تولید تحت تأثیرعوامل مختلف تولید است. او نهاده‌ها را به سه گروه تقسیم می‌کند. نهاده‌های تصمیم‌گیری نهاده‌های از پیش تعیین شده و نهاده‌های ریسکی متعدد، که در زمان تصمیم‌گیری برای مدیر نامشخص است و بنابراین مدیرهیچ کنترلی بر روی آن‌ها ندارد.

تکنولوژی های جدید و برنامه توسعه روستایی در صورتی موفقند که در راستای دیدگاه‌های ریسکی طبقات مختلف زارعین باشند. برای این منظور لازم است که رفتار ریسکی کشاورزان تعیین شده و اثرات آن بر روی تصمیم‌گیری به صورت کمی بیان شود (۶)، با این حال لازم است که در رابطه تولیدی بهره برداران، اثر ریسک استفاده از نهاده‌های مختلف تولید در نظر گرفته شود.

استفاده از روش‌های متداول که فرض اصلی آن‌ها بر قطعیت می‌باشد باعث برآوردگرهای غیر واقعی در تجزیه و تحلیل عواملی همچون سطح زیر کشت، مقدار تولید و درآمد خالص محصولات ریسکی‌تر می‌گردد. بنابراین ریسک نه تنها متأثر از عوامل قیمت، پدیده‌های بازار، شرایط آب و هوایی و سیاست‌های دولت است که تحت تأثیر استفاده از نهاده‌های جدید نیز می‌باشد.

در بررسی اثرات نهاده‌های مختلف تولید بر ریسک در صورت استفاده از توابع متداول همچون کاب داگلاس و ترانسندنتال(متعالی) اثر یک نهاده، بر واریانس تولید، مانند تأثیر آن بر متوسط تولید است. این توابع دارای محدودیت‌های زیادی هستند، و مؤید این نکته هستند که افزایش یک نهاده باعث افزایش ریسک تولید می‌گردند. در نتیجه استفاده از این توابع به صورت معمول در بررسی نهاده‌هایی که اثراتشان باعث کاهش ریسک تولید می‌گردد گمراه‌کننده است.

برای بررسی اثرات ریسک نهاده‌های تولید، هر تابع تولید باید دارای دو قسمت باشد یک جزء که اثر نهاده را بر میانگین تولید نشان می‌دهد و جزء دیگر که اثر نهاده را بر واریانس تولید توضیح دهد. تابع تولید مناسب تابعی است که جمله پسماند در آن به صورت جمع‌پذیر باشد. جاست و پاپ (۴ و۵) با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته این دو را مستقل از هم معرفی کردند. ساسمول (۸) با استفاده از تابع تصادفی تعمیم یافته، اثرات نهاده‌های بذر، نیروی کار، کودهای شیمیایی و آفت کش را بر میانگین و واریانس تولید مورد

ارزیابی قرار داد. نتایج مطالعه فوق نشان داد که نهاده‌های نیروی کار و بذر مناسب باعث کاهش در واریانس تولید و نهاده کود باعث افزایش در ریسک تولید می‌گردد. به عبارت دیگر تاثیر نهاده‌های مختلف تولید بر میانگین واریانس تولید مستقل از یکدیگر هستند.

تئوری و روش تحقیق:

تجزیه و تحلیل تابع تولید معمولی نظیر کاب – داگلاس و ترانسندنتال (متعالی) و غیره محدودیت‌هایی را بر توزیع احتمال تولید وارد می‌کنند و در نتیجه تاثیر ریسک نهاده‌ها را به طور غیر مستقیم اریب‌دار می‌سازند.

کاربرد تابع کاب – داگلاس به شکل معمول خود $y_i = A\prod x_i^{\alpha i} e^{ui}$

اثر نهاده‌ها را بر ریسک تولید (واریانس تولید) به صورت صعودی نشان می‌دهد که به دنبال آن سطح بهینه مصرف نهاده‌ها و مقدار تولید افزایش می‌یابد. این در حالی است که اثر یک نهاده بر ریسک تولید ممکن است صعودی، نزولی یا ثابت باشد. استفاده از تابع تولید سنتی می‌تواند محدودیت‌های کاذبی را وارد کند که این به نوبه خود باعث می‌شود که در ارزیابی یک سیاست یا برنامه، نتایج نادرستی حاصل گردد. بدین صورت که در صورتی که مساعدت نهایی نهاده‌ها بر میانگین تولید مثبت شود اثر نهایی آن بر ریسک تولید (واریانس تولید) نیز مثبت است. برخی از نهاده‌ها نظیر آبیاری و آفت‌کش‌ها در حالی که باعث افزایش تولید می‌شوند واریانس تولید را کاهش می‌دهند. بر عکس نهاده‌هایی که در مراحل اولیه باعث افزایش در نوسانات تولید شده اند در مراحل بعدی ممکن است باعث خنثی شدن واریانس تولید گردند. محدودیت‌هایی که به وسیله تابع تولید کاب – داگلاس در شکل معمول وارد می‌شود طوری است که کشش گشتاور i ام نسبت به‌هر نهاده برابر با نسبتی از کشش گشتاور اول است.

$$n_{ik} = \frac{\delta \mu_i}{\delta x_k} \times \frac{x_k}{\mu_i}$$

در رابطه فوق n_{ik} : کشش گشتاور i ام نسبت به نهاده kام، μ_i : i امین گشتاور در حول میانگین و x_k :نهاده kام است. مقدار متوسط تولید یا (E(y برابر با گشتاور اول و واریانس یا ریسک تولید برابر با گشتاور دوم است.

از آن‌جایی که اثر عوامل تولید بر ریسک یا واریانس تولید عملا با تاثیر آن بر میانگین تولید متفاوت است، بنابراین لازم است که تابع تولید دارای انعطاف‌پذیری باشد که این دو اثر را از هم تفکیک کند. تابع تولید کاب – داگلاس در چارچوب مدل تصادفی تعمیم یافته دارای چنین مزیتی است (۴ و۵).

این تابع دارای دو جزء است. یک جزء تصادفی که اثرات نهاده‌ها را بر ریسک تولید نشان می‌دهد و جزء قطعی که اثرات نهاده‌ها را بر میانگین تولید نشان میدهد. در صورتی که تابع تولید به صورت زیر باشد:

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

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 :

$$\frac{\delta E(y)}{\delta X_i} = f_i(x)E(e^{\varepsilon})$$

واریانس تولید بر اساس رابطه زیر به‌دست می‌آید که عبارت است از :

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

تغییرات واریانس تولید نسبت به تغییر نهاده j ام به صورت زیر است.

$$\frac{\delta v(y)}{\delta x_i} = 2 f_i(\chi_i)F(X)Ve^{\varepsilon}$$

با توجه به این‌که 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 نهاده‌هایی که باعث کاهش ریسک میگردند را منعکس نمی‌کند.

برای برطرف شدن مشکل فوق از تابع تولید در چارچوب مدل تصادفی تعمیم یافته 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 پیش‌بینی کرد. این تابع که در آن h (X) می‌تواند به صورت کاب – داگلاس، متعالی، ترانسلوگ، چند جمله‌ای باشد به صورت زیر است.

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

$$E(\varepsilon) = 0 \qquad V(\varepsilon) = 1$$

Yمقدار تولید Xنهاده‌های تولید، ε جزء تصادفی است. h(X) اثرات نهاده‌ها بر واریانس تولید و جزء قطعی f (X) اثرات نهاده را بر میانگین تولید نشان دهد.

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، چند جمله‌ای 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) بیانگر واریانس متغیر وابسته است، در نتیجه لازم است به صورت$h^{1/2}(x)$ در تابع وارد شود. با توجه به این که h(x) تابعی از متغیرهای توضیحی است این مسئله باعث می‌شود که واریانس ناهمسانی به‌وجود آید، که در تخمین تابع تولید باید مد نظر قرار گیرد.

به منظور برطرف ساختن مسئله واریانس ناهمسانی و تخمین سازگار ضرایب از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیر خطی (Theree-step non linear least square) استفاده می شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

داده‌های مورد نیاز مطالعه با استفاده از یک نمونه۶۰ تایی از باغداران پسته کار در استان فارس در سال ۸۳ جمع‌آوری شده است. برای این کار از روش نمونه‌گیری ساده تصادفی استفاده گردید.

تابع تولید تصادفی تعمیم یافته مورد استفاده 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 تابع به صورت زیر می‌باشد:

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

در تخمین معادله فوق همان‌طور که در قسمت تئوری تحقیق آمده است از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیر خطی استفاده گردید. با استفاده از این روش قسمت قطعی در مراحل اول و سوم و جزء تصادفی آن در مرحلهٔ دوم برآورد شد.

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 پارمترهای α با استفاده از روش حداقل مربعات غیر خطی به‌دست می‌آید را می‌توان به شکل زیر نوشت :

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

در مرحله دوم تخمین جزء اخلال با استفاده از رابطه $\varepsilon^* = y - f(x \text{ و } \alpha)$ به‌دست می‌آید و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) پارامترهای Bرا تخمین می‌زنیم.

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

در رابطه فوقB بیانگر تأثیر عوامل تولید بر ریسک می‌باشد.

در این تابع، میزان تولید پسته به عنوان متغیر وابسته و نهاده‌های آب، کود حیوانی، کود شیمیایی، تعداد کارگر و سن درخت پسته به عنوان متغیر مستقل وارد مدل شده‌اند.

به منظور برطرف ساختن واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات غیر خطی وزنی، استفاده شده برای این منظور ابتدا از تابعی که در مرحله دوم تخمین زده شد، مقدارε^*را به‌دست می‌آوریم و تمام متغیرهای مستقل و وابسته را بر آن تقسیم می‌کنیم.

تابع فوق دارای این انعطاف‌پذیری است که بر اساس رابطهٔ

$$\frac{\delta v(y)}{\delta_{xk}} = h_k(x) \gtrless 0$$

اثر مثبت، منفی یا خنثی نهادهٔ K ام را بر واریانس تولید نشان دهد.

در انجام این تحقیق علاوه بر استفاده از آماره‌های معمول در برآوردهای اقتصاد سنجی از آماره‌های زیر نیز که با استفاده از نرم افزار Microfit 4.1 به راحتی قابل برآورد می‌باشند استفاده شده است.

۱- آماره F_{FF} = Functional Form : برای آزمون خطای تصریح مدل به کار رفت.

۲- آماره F_{SC}= Serial Correlation : برای آزمون خود همبستگی مدل مورد استفاده قرار گرفت.

۳- آماره F_H = Heteroscedasticity : برای آزمون واریانس ناهمسانی مدل مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که متغیرهای آب، کود شیمیایی و سن درخت پسته باعث کاهش ریسک تولید می‌شوند. در حالی که کود حیوانی و کارگر روزمزد اثر مستقیم بر ریسک تولید دارند. به عبارت دیگر افزایش نیاز به نیروی کار و کود حیوانی در تولید پسته باعث افزایش در ریسک تولید گردیده است. دلیل این امر عدم حتمیت در مورد نیروی کار و تهیه به‌موقع کود حیوانی است که در مناطق مورد مطالعه رقابت زیادی بین زارعین وجود دارد.

نتایج حاصل از تخمین جزء تصادفی تابع در مرحله دوم در جدول شماره ۲ آمده است. علامت منفی آب مصرفی، کود شیمیایی و سن درخت پسته بیانگر رابطه غیر مستقیم با ریسک تولید است. برای رفع واریانس ناهمسانی، تابع تولید تصادفی تعمیم یافته از مرحلهٔ اول، با استفاده از روش حداقل مربعات غیر خطی وزنی متغیرهای مستقل و وابسته را بر جز تصادفی حاصل از مرحله دوم تقسیم می‌کنیم.

در مرحله سوم جزء قطعی تابع تولید برآورد گردید که در جدول ۳ آمده است. در این جدول تأثیر معنی‌دار متغیرهای توضیحی بر متوسط تولید پسته آورده شده است. آب مصرفی، کود حیوانی و نیروی کار، بیشترین تأثیر مستقیم بر میانگین تولید دارند. سن درخت پسته تأثیر منفی بر مقدار تولید دارد و لذا لازم است تا با اقدامات ترویجی سن مناسب درخت پسته برای کاشت را در اختیار زارعین قرار دهیم.

نتایج حاصل از تخمین تابع تولید تصادفی تعمیم یافته در مرحله اول در جدول ۱ آمده است. مقادیر t بیانگر رابطهٔ معنی‌دار در سطح کم‌تر از ۵ درصد بین متغیرهای توضیحی و مقدار تولید پسته است.

ضریب تعیین R^2 برای برازش جزء قطعی تابع تولید تصادفی تعمیم یافته ۸۳ درصد است که تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل در مدل توجیه شده است. مقدار آماره F و دوربین و واتسون و همچنین آماره‌هایی که پیشتر معرفی شدند نیز به ترتیب فرضیه عدم ارتباط و متغیر وابسته با متغیرهای توضیحی و وجود پدیده خود همبستگی و تورش تصریح را رد می‌کنند.

در پایان می‌توان اظهار نظر نمود از آن جایی‌که مصرف آب و کود شیمیایی بر واریانس تولید(ریسک) اثر منفی و بر میانگین و عملکرد اثر مثبت دارد، پیشنهاد می‌گردد بر مصرف این عوامل اضافه گردد، از طرفی دیگر با توجه به این‌که کود حیوانی و کارگر ریسک تولید را زیاد می‌کنند، توصیه می‌شود با توجه به اثر مثبت کود شیمیایی بر عملکرد و کاهش ریسک، بین کود شیمیایی و کود حیوانی جایگزینی صورت گیرد. همچنین با توجه به اثر مستقیم کارگر بر ریسک تولید پیشنهاد می‌شود که با ترویج تکنولوژی جایگزینی بین نیروی کار و ماشین آلات صورت پذیرد.

جدول ۱ – نتایج حاصل از مرحله اول تابع تولید تصادفی تعمیم یافته

پارامترها	مقدار ضریب	خطای معیار	مقدار t
مقدار ثابت	۷/۶۵	۰/۲۵	۳۰/۶
α_1 آب	−۱/۲۱	۰/۵۴	−۲/۲
α_2 کود حیوانی	۱/۰۲	۰/۴۳	۲/۳
α_3 کودشیمیایی	−۲/۱۲	۰/۴۱	−۵/۱۷
α_4 کارگر	۰/۹۷	۰/۱۴	۶/۹
α_5 سن درخت پسته	−۱/۳۵	۰/۳۱	−۴/۳۵
R^2 = ۰/۸۳	F = ۳۰/۸۲	D.W = ۲/۰۳	
F_{ff} = ۴/۳۴۹ (۰/۵۸۵)	Fsc =۰/۲۸۶(۰/۷۴۳)	F_H = ۲۰/۲۶ (۰/۰۱)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق تمام ضرایب در سطح کم‌تر از ۵ درصد معنی‌دار هستند.

جدول ۲ – نتایج حاصل از برآورد جزء تصادفی تابع تولید ازمرحله دوم

پارامترها	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار t
مقدار ثابت	−۳/۷۷	۲/۷۲	−۰/۷۲
β1 آب	−۴/۶۷	۰/۵۶۱	−۶/ ۶۷
β2 کود حیوانی	۴/۹۵	۰/۷۴۲	۰/۱۵
β3 کود شیمیایی	−۳/۷۹	۲/۴۳	−۱/۵
β4 نیروی کار	۰/۵۸۵	۰/۷۶	۰/۷۶
β5 سن درخت پسته	−۲/۲	۰/۸۸	−۲/۵
R^2 = ۰/۷۶	F= ۴۱/۶	D.W =۱/۹۸	
F_{ff} =۷/۷۲۵ (۰/۷۵۵)	Fsc =۰/۳۸۱ (۰/۷۶۸)	F_H = ۰/۶۹۵ (۰/۶۴۶)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق سطح معنی‌دار بودن ضرایب کم‌تر از ۵ درصد است.

جدول۳ – نتایج حاصل از تخمین مرحله سوم تابع تولید تصادفی تعمیم یافته

پارامترها	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار t
مقدار ثابت	۱۰/۵	۲/۰۹	۵/۰۲
γ1 آب	۲/۱۲	۰/۶۵	۳/۲۶
γ2 کود حیوانی	۲/۳۲	۰/۷۸	۲/۹۷
γ3 کود شیمیایی	۱/۹	۰/۴۳	۴/۴۲
γ4 نیروی کار	۲/۰۲	۰/۶۴	۳/۱۵
γ5 سن درخت پسته	−۰/۹۳	۰/۳۷	−۲/۵۱
R^2 = ۸۴/۰	F=۱۰۳/۳۵	D.W=۲/۲۵	
F_{ff} =۴/۳۷۱ (۰/۵۲۳)	Fsc = ۰/۳۴۴ (۰/۷۸۹)	F_H =۰/۵۷۲ (۰/۸۰۶)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق تمام ضرایب در سطح کم‌تر از ۵ درصد معنی‌دار هستند

منابع

۱- ترکمانی، ج. و م. قربانی. ۱۳۷۶. تاثیر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید: کاربرد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته. مجله علوم کشاورزی ایران. ج۲۸، ۲: ۴۲-۳۷.

2-Hardaker J. B., S. Pandey and L. H. Patten.(1991) "Farm planning under uncertainty" Review of Market and Agricultural Economics.59(1):9-2.

3-Hazell, R. B. R. and R. D. Norton.(1986)"Mathematical Programming for Economic Analysis Agriculture" MaCMillans, New York.

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

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

6-Moscardi. E. and R. D. Pope (1979)."Attitudes toward risk among peasants: An econometric approach " American journal of Agricultural Economics 59:710-716.

7-Sankhayan. P. L. (1988) "Introduction to Economies of Agricultural Production" Prentice – Hall, New Dehlio.

8-Sasmal, J. (1993) "Considerations of risk in the production high – yielding variety paddy: A generalized formulation for production function estimation". Indian Journal of Agricultural Economic.