

# Medición de las actitudes hacia el riesgo en los pequeños productores de piña de Santander, Colombia\*

Cómo citar este artículo: Trujillo, J. C., Escobar, J. L., e Iglesias, W. J. (2012). Medición de las actitudes hacia el riesgo en los pequeños productores de piña de Santander, Colombia. Cuadernos de desarrollo rural, 9 (69), 239-255.

Juan C. Trujillo\*\*, José L. Escobar\*\*\* & Wilman J. Iglesias\*\*\*\*

Recibido: 2012-01-16 Aceptado: 2012-01-18 Evaluado: 2012-06-03 Publicado: 2012-12-30

Código SICI: 0122-1450(201212)9:69<239:MARPPP>2.0.TX;2-Y

## Resumen

En la agricultura, la incertidumbre es el estado característico en el que los cultivadores toman sus decisiones. En este artículo se estiman las actitudes hacia el riesgo en los pequeños productores de piña del departamento de Santander, Colombia. Para ello se tomó una muestra aleatoria de 194 pequeños productores de piña en los municipios de Girón, Lebrija y Rionegro. Con el fin de determinar las actitudes hacia el riesgo se emplea el enfoque utilidad media-desviación estándar no lineal. Los resultados indican que los pequeños productores de piña de Santander son aversos al riesgo y muestran una aversión absoluta creciente y una aversión relativa decreciente.

## Palabras clave:

Aversión al riesgo, piña, Santander, Colombia.

## Palabras clave descriptores:

Riesgos en agricultura, explotación agrícola en pequeña escala, pequeña y mediana empresa, Santander (Colombia).

---

\* Este artículo es el resultado del proyecto de investigación “Estimación de las preferencias por el riesgo de los pequeños productores de piña en el departamento de Santander, Colombia”, financiado por el grupo Desarrollo Económico, Instituciones y Políticas Públicas para el Progreso del Caribe Colombiano (Procaribe).

\*\* Profesor asistente, Programa de Economía, Universidad del Atlántico. Magíster en Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. Economista, Universidad del Atlántico, Barranquilla. Correo electrónico: juantrujillo@mail.uniatlantico.edu.co

\*\*\* Asistente de investigación del grupo Desarrollo Económico, Instituciones y Políticas Públicas para el Progreso del Caribe Colombiano (Procaribe). Economista de la Universidad del Atlántico, Barranquilla. Correo electrónico: jescobarcodezzo@mail.uniatlantico.edu.co

\*\*\*\* Asistente de investigación del grupo Desarrollo Económico, Instituciones y Políticas Públicas para el Progreso del Caribe Colombiano (Procaribe). Economista de la Universidad del Atlántico, Barranquilla. Correo electrónico: wilmaniglesias@mail.uniatlantico.edu.co

# Measuring Attitudes Towards Risk Among Small-Scale Pineapple Producers in Santander, Colombia

## Abstract

Uncertainty is the natural state in which farmers make decisions. This paper studies attitudes towards risk among small-scale pineapple producers in the department of Santander, Colombia. For this purpose a random sample of 194 small-scale pineapple producers from the towns of Girón, Lebrija and Rionegro was taken. In order to determine attitudes towards risk a medium utility – non linear standard deviation approach was chosen. Results indicate that small-scale pineapple producers in Santander are reluctant to risk and show an increasing absolute reluctance and a decreasing relative reluctance.

## Keywords author:

Reluctance to risk, pineapple, Santander, Colombia.

## Keywords plus:

Farm risk, small farms, small and médium-sized companies, Santander (Colombia).

---

## Méditations des attitudes face au risque entre les petits producteurs d'ananas de Santander, Colombie

## Résumé

Dans l'agriculture, l'incertitude est l'état caractéristique dans lequel les cultivateurs prennent leurs décisions. Dans cet article se fait une estimation des attitudes face au risque entre les petits producteurs d'ananas du département de Santander, Colombie. Pour cela, il a été pris un échantillon aléatoire de 194 petits producteurs d'ananas des municipalités de Giron, de Lebrija et de Rionegro. À fin de déterminer les attitudes face au risque, il est utilisé une approche d'utilité moyenne-écart type non-linéaire. Les résultats indiquent que les petits producteurs d'ananas de Santander craignent les risques et montrent une aversion au risque absolu croissant et une aversion au risque relatif décroissant.

## Mots-clés auteur:

Aversion au risque, anana, Santander, Colombie.

## Mots-clés descripteur:

Risques en agriculture, agriculture à petite échelle, petites et moyennes entreprises, Santander (Colombie).

# Introducción

La incertidumbre es el estado en el que los agentes económicos toman sus decisiones. En particular, las decisiones de producción y comercialización agrícolas están determinadas en gran parte por el nivel de incertidumbre y las actitudes frente al riesgo de los agricultores. A partir de los trabajos pioneros de Pratt (1964) y Arrow (1971), las medidas de aversión al riesgo Arrow-Pratt se utilizan para ilustrar cuál puede ser la actitud de un decisor ante situaciones de riesgo<sup>1</sup>. Estas medidas de aversión al riesgo —absoluta y relativa— se basan en el modelo de maximización de la utilidad esperada de von Neumann y Morgenstern (1944). Este modelo permite establecer la cuantía de la aversión al riesgo y así comparar las actitudes de determinados agentes hacia un mismo evento aleatorio<sup>2</sup>.

Siguiendo esa orientación, ha sido de interés para la teoría económica explicar bajo qué condiciones los productores agropecuarios determinan los niveles de producción cuando se exponen a distintos niveles de riesgo. Es así como la información que se obtiene del ambiente de riesgo e incertidumbre en el que operan los agricultores determina los beneficios potenciales derivados de su actividad productiva<sup>3</sup>. En ese contexto, las actitudes frente al riesgo de los agricultores muestran su proclividad a aceptar o rechazar cualquier tipo de evento que modifique las condiciones habituales de producción.

Existe un gran número de estudios sobre medición de la aversión al riesgo en distintos campos de las actividades agrícolas (Moscardi y de Janvry, 1977; Dillon y Scandizzo, 1978; Chavas y Holt, 1990; Pope y Just, 1991; Abdulkadri, Langemeier y Featherstone, 2003; Isik y Khanna, 2003; Toledo y Engler, 2007, entre otros). No obstante, en lo que se refiere a la piña, no se encuentra registro alguno

---

1 Se asume inicialmente que la de utilidad de un individuo ( $u$ ) en función de su riqueza ( $w$ ) es cóncava, por lo tanto,  $u'(w) > 0$ ,  $u''(w) < 0$ . Las medidas Arrow-Pratt de aversión al riesgo absoluta y relativa se expresan así:  $A(w) = -[u''(w)/u'(w)]$  y  $R(w) = w \cdot A(w)$ .

2 Entre las numerosas críticas a este modelo se destaca la de Kahneman y Tversky (1979) para quienes las predicciones sobre las actitudes hacia el riesgo basadas en el modelo de la utilidad esperada son inconsistentes con el comportamiento observado de manera experimental.

3 La diferencia entre los términos riesgo e incertidumbre es bastante sutil. Milich y Al-Sabbry (1995) proporcionan un buen ejemplo de esta diferencia conceptual: "Risk implies that while the outcome is unknown, the underlying probability is known. For example, while nobody can know ahead of time the outcome of a coin toss, the underlying probability of 'heads' is 50 percent. Similarly, the risk of rainfall failure can be given a probability; for example, farmers may recognize from experience that 4 years of 10 have suboptimal rainfall. Uncertainty, on the other hand, is where farmers may recognize that the rains will fail with a probability of 4 of 10 years, but cannot predict which years these will be."

sobre estudios que midan las actitudes hacia el riesgo en los productores de esta fruta en Colombia o en el mundo<sup>4</sup>. La mayoría de los estudios sobre la piña se agrupan en aspectos técnicos sobre el cultivo, la producción y la comercialización. Actualmente, el eje de estudio se centra en el efecto antiecológico de este cultivo, caracterizado por ser erosivo y ambientalmente no sostenible (Acosta, 2008).

En 2008, la cantidad total de piña de los primeros veinte países productores en el mundo sumó 17.496.973 toneladas. Los principales productores de piña fueron: Brasil, Tailandia, Filipinas y Costa Rica con una producción de 2.491.974, 2.278.566, 2.209.336 y 1.678.125 toneladas, respectivamente. En este orden, Colombia ocupó la posición once con un total de 436.044 toneladas (Food and Agriculture Organization, 2011).

Según cifras del Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, la producción de piña en Colombia se encuentra concentrada en los departamentos de Santander y Valle del Cauca (figura 1). La producción de piña en Santander, por su parte, se caracteriza por el predominio de la variedad perolera, la cual representa casi el 100% del total del área cultivada. Este departamento mantiene la producción de piña durante todo el año favorecido por la altura y el clima, posicionándose así como líder en el país con su presencia continua en el mercado nacional. En 2001 se encontraban vinculadas a esta actividad 4000 familias de pequeños productores en todo el departamento (López y Morales, 2001). Los municipios en los que más se desarrolla esta actividad son Lebrija, Girón y Rionegro, con una participación del 62,6, 22,6 y 11,6% de la producción total, respectivamente<sup>5</sup>.

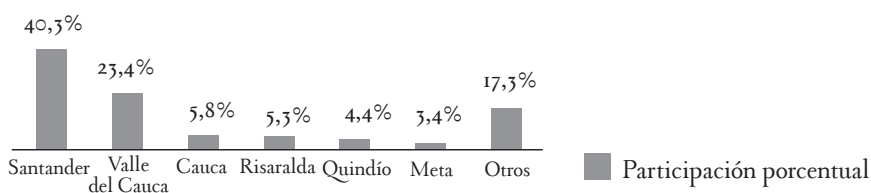


FIGURA 1. Principales departamentos productores de piña, 2009

FUENTE: elaboración propia con base en datos de Agronet (2011).

4 Sin embargo, aunque no pretenden medir la aversión al riesgo, Conley y Udry (2010) investigan el papel del aprendizaje social en la adopción de nuevas tecnologías en el cultivo de piña en Ghana.

5 Estos porcentajes se obtienen de información contenida en Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural y Gobernación de Santander (2010).

No obstante, la producción de piña en Santander ha venido decayendo en relación con épocas anteriores (figura 2). El abandono de esta actividad por parte de un gran número de pequeños productores debido a los riesgos que representa desarrollarla es una de las razones que podría explicar esta situación (para el año 2009 la población de pequeños productores de piña descendió a 3000 aproximadamente)<sup>6</sup>. Tal como lo sugiere Lipton (1968, p. 335), si la supervivencia está en juego, los agricultores, según su aversión al riesgo, practicarán una estrategia de seguridad económica —*safety first*— incluso a expensas de la propia maximización del beneficio. En Lebrija, por ejemplo, se puede constatar con cierta facilidad la creciente sustitución del cultivo de piña por el de cítricos.

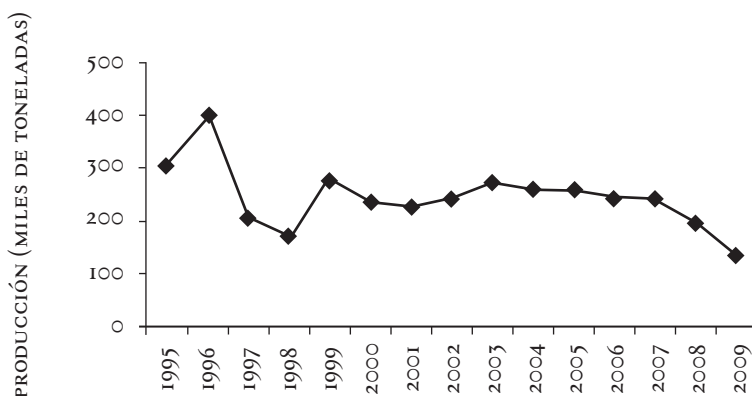


FIGURA 2. Evolución de la producción de piña perolera en Santander, 1995 - 2009

FUENTE: elaboración propia con base en datos de Agronet (2011).

En este artículo se estiman las actitudes hacia el riesgo de los pequeños productores de piña de Santander. Para este propósito, su estructura se presenta de la siguiente manera. La primera sección describe la metodología para la estimación de las actitudes hacia el riesgo. En la segunda sección se presentan los principales resultados estadísticos de la muestra obtenida, la elección de la forma funcional de la producción y la estimación conjunta de la función de utilidad y la función de producción. Al final se presentan las conclusiones y una breve discusión.

6 Dada la inexistencia de un censo actualizado de los pequeños productores de piña en Santander se recurre a proyectar esta población. Esta proyección se realiza con base en las tasas de crecimiento negativas del área cosechada y de la producción de piña disponibles hasta 2009 (véase Agronet, 2011).

# 1. Metodología

Para estimar las actitudes hacia el riesgo y la respectiva función de producción se obtienen datos por medio de una encuesta a 194 pequeños productores de piña en el departamento de Santander<sup>7</sup>. Empleando la técnica de muestreo aleatorio estratificado se determina el número de encuestados por municipio, a saber: 124 en Lebrija, 54 en Girón y 16 en Rionegro. La información recogida se obtiene por medio de preguntas directas al productor respecto a su última cosecha.

## 1.1. Modelo de la utilidad media-desviación estándar no lineal

Siguiendo a Saha (1997), esta investigación utiliza el enfoque para determinar las actitudes hacia el riesgo de los pequeños productores de piña; este enfoque permite describir todas las configuraciones posibles de actitudes hacia el riesgo. Las aplicaciones de este enfoque se constituyen así en una alternativa a las restricciones que imponen las medidas Arrow-Pratt, cuyos resultados dependen de la forma funcional elegida para la utilidad (p. 772). Entonces, a partir de los dos primeros momentos de la distribución de probabilidad de la riqueza, media y varianza, se plantea una función de utilidad que depende de estos dos momentos. Inicialmente se asume que el productor de piña representativo tiene una función de utilidad de la forma:

$$U(\mu, \sigma) \quad [1]$$

donde  $\mu$  es la media y  $\sigma$  es la desviación estándar de la riqueza aleatoria, respectivamente. Esta función de utilidad se puede expresar de la siguiente manera:

$$U(\mu, \sigma) \equiv U(M, S) \quad [2]$$

donde  $M$  y  $S$ , representan  $\mu$  y  $\sigma$ , respectivamente. Entonces, la actitud hacia el riesgo de un productor representativo viene dada por:

$$A(M, S) \equiv -\frac{U_S}{U_M} \quad [3]$$

---

<sup>7</sup> Estos 194 encuestados representan el 6,5% del total proyectado de pequeños productores de piña para 2009 en todo el departamento.

donde  $U_S$  y  $U_M$  indican las derivadas parciales de la función de utilidad con respecto a la desviación estándar y la media de la riqueza aleatoria, respectivamente. Adicionalmente,  $A(M,S) > 0, = 0$  y  $< 0$  constituye aversión, neutralidad y afinidad al riesgo, respectivamente. Cuando hay aversión al riesgo representa la medida de la actitud hacia este. En este caso  $A_M < 0, = 0$  y  $> 0$  significa aversión absoluta decreciente al riesgo (DARA), aversión absoluta constante al riesgo (CARA) y aversión absoluta creciente al riesgo (IARA), respectivamente. Asimismo, la aversión relativa (decreciente, constante, creciente) al riesgo (DRRA, CRRA, IRRA) corresponde a  $A(tM,tS) < 0, = 0$  y  $> 0$ , donde  $t > 0$ .

La forma específica de la función de utilidad propuesta por Saha (1997) se expresa así:

$$U(M,S) = M^\theta - S^\gamma \quad \theta > 0 \quad [4]$$

donde  $\gamma$  y  $\theta$  son parámetros que determinan las actitudes hacia el riesgo. A esta función se le conoce como función de utilidad media-desviación estándar no lineal (en adelante, UMD). Bajo el enfoque UMD, la medida de actitud hacia el riesgo,  $A$ , viene dada por:

$$A(M,S) \equiv - \left( \frac{U_S}{U_M} \right) \equiv \left( \frac{\gamma}{\theta} \right) M^{1-\theta} S^{\gamma-1} [5]$$

La función de utilidad UMD presenta las siguientes actitudes hacia el riesgo: i) aversión, neutralidad y afinidad al riesgo cuando  $\gamma > 1$ ,  $\gamma = 1$  y  $\gamma < 1$  respectivamente; ii) aversión absoluta decreciente, constante y creciente al riesgo, cuando  $\theta > 1$ ,  $\theta = 1$  y  $\theta < 1$  respectivamente; y iii) aversión relativa decreciente, constante y creciente al riesgo, cuando  $\theta > 1$ ,  $\theta = 1$  y  $\theta < 1$  respectivamente.

Estas actitudes se pueden resumir en la tabla 1.

TABLA 1. Configuraciones de actitudes hacia el riesgo alternativas bajo UMD

	DRRA	CRRA	IRRA
DARA	$q > 1, q > g$	$q > 1, q = g$	$q > 1, q < g$
CARA	$q = 1, q > g$	$q = 1, q = g$	$q = 1, q < g$
IARA	$q < 1, q > g$	$q < 1, q = g$	$q < 1, q < g$

Fuente: Saha (1997).

## 1.2. Modelo de la riqueza aleatoria

A continuación se describe el modelo para la estimación conjunta de las actitudes hacia el riesgo y la función de producción del productor de piña representativo. La riqueza aleatoria se define como:

$$\hat{W} = pQ - C(r, Q) + w \quad [6]$$

donde  $\hat{W}$  es la riqueza aleatoria,  $p$  es el precio aleatorio de la piña,  $Q$  es la producción,  $C$  denota la función de costos definida en función de los precios de los insumos  $r$  y de la producción,  $w$  es la riqueza exógena inicial. La media de la riqueza aleatoria y su desviación pueden ser estimadas a partir de las variables  $M$  y  $S$ , que se definen en las ecuaciones [7] y [8].

$$M = pQ - C(r, Q) + w \quad [7]$$

donde  $M$  representa el ingreso de la última cosecha del productor. Ahora,

$$S = \sigma_p Q \quad [8]$$

donde  $\sigma_p$  es la desviación estándar de los precios.

La ecuación [7] define la utilidad en términos del beneficio neto que obtiene el productor en su cultivo más su riqueza inicial exógena, y la ecuación [8] muestra la definición de la desviación estándar de  $M$ . Asumiendo que el productor de piña representativo tiene como objetivo maximizar su utilidad derivada de la riqueza y de la variabilidad de esta, su problema primal se puede expresar así:

$$\max_Q U(M, S) \equiv U[pQ - C(r, Q) + w, \sigma_p Q] \quad [9]$$

La condición de primer orden para esta función es:

$$[p - C_q(r, Q)] = \left(\frac{\gamma}{\theta}\right) M^{1-\theta} Q^{\gamma-1} \sigma_p^\gamma \quad [10]$$

donde  $C_q$  es el costo marginal.

La ecuación [10] plantea que a partir de las actitudes hacia el riesgo del productor se puede explicar la diferencia entre el precio promedio y el costo marginal (lado izquierdo de la ecuación). Aplicando logaritmo natural a [10] se obtiene la ecuación [11].

$$\ln[p - C_q(r_i, Q_i, \beta)] = \ln\left(\frac{\gamma}{\theta}\right) + (1-\theta)\ln M_i + \gamma \ln \sigma_{pi} + (\gamma-1)\ln Q_i + \varepsilon_i \quad [11]$$



El subíndice indica la observación  $i$ -ésima, corresponde al error de la estimación, y representa el conjunto de los parámetros tecnológicos incorporados en la función de producción, cuya forma funcional se asume conocida antes de la estimación<sup>8</sup>.

La ecuación [11] considera como variable dependiente el diferencial entre el precio promedio y el costo marginal, es decir, el premio que espera recibir el productor dadas sus actitudes hacia el riesgo. Esta ecuación permite estimar tanto los parámetros de la función UMD ( $q$  y  $g$ ) como los de la función de producción de los pequeños productores de piña.

### 1.3. Modelo de la función de producción

El primer paso para modelar la función de producción de piña es elegir la forma funcional que mejor se ajuste a los datos. Para ello se adoptan cuatro formas funcionales: dos convencionales —cuadrática y Cobb-Douglas (CD)—, y dos flexibles —trascendental logarítmica (Translog) y Leontief generalizada (LG)—<sup>9</sup>.

Función cuadrática:

$$= \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \Rightarrow \beta_{ji} = \beta_{ji} \quad [12]$$

Función CD:

$$\ln q = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln x_i + \varepsilon_i \quad [15]$$

Función Translog:

$$\ln q = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln x_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln x_i \ln x_j + \varepsilon_i \Rightarrow \beta_{ij} \quad [14]$$

Función LG:

$$q = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ji} \sqrt{x_i x_j} + \varepsilon_i \Rightarrow \beta_{ji} = \beta_{ji} \quad [15]$$

8 En la estimación conjunta de la ecuación [11] puede incluirse la función de costos o la función de producción (Saha, 1997, p. 774).

9 Las funciones convencionales son las formas más utilizadas para estimar relaciones de producción multifactoriales. Las funciones flexibles, por su parte, son aquellas que permiten observar de manera más real el comportamiento de la producción a través del análisis de efectos de segundo orden e interacción en múltiples factores. Para detalles técnicos, véanse Griffin, Montgomery y Rister (1987).

donde  $q$  es la cantidad producida de piña, los subíndices  $i$  y  $j$  indican el  $i$ -ésimo y  $j$ -ésimo factor, respectivamente, y  $\epsilon$  es el término de error. Las  $\beta_1$  y  $\beta_2$  representan los factores de producción. En el caso de la función CD, los valores de los parámetros reflejan la contribución de cada factor a la producción total y  $\beta_3$  representa el progreso tecnológico exógeno.

## 2. Resultados

### 2.1. Análisis descriptivo

Los datos de la muestra presentan una alta variabilidad. La tabla 2 ilustra las estadísticas descriptivas de algunas de las variables utilizadas en los modelos. Se observa que la superficie promedio del área cultivada es de aproximadamente 2 ha. Las ganancias totales por ha son en promedio 8.845.214 pesos colombianos, y oscilan entre beneficios nulos y 38.000.000 de pesos colombianos. Probablemente, este amplio rango en los niveles de ganancias se deba a la incidencia de factores tales como área cultivada, costos de producción, volatilidad en los precios, fertilidad de los suelos, problemas fitosanitarios, prácticas culturales y fenómenos climáticos, entre otros. El rendimiento promedio por ha es de 50,4 toneladas (Tn), cifra similar a la obtenida por el Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural y la Gobernación de Santander (2010), que fue de 47,7 Tn, con un rango de variación entre 0,058 y 155,2 Tn.

Tabla 2. Descripción de las variables utilizadas en los modelos

VARIABLE	MEDIA	MÍNIMO	MÁXIMO
Edad (años)	39,06	17	74
Escolaridad (años)	5,37	0	16
Experiencia (años)	17,26	1	60
Superficie (ha)	2,02	0,25	11
Producción por ha (en Tn)	50,41	0,058	155,16
Precio por kg*	351,49	163	606
Costo total por ha*	9.30.835	2.348.800	21.200.000
Ganancias totales por ha*	8.845.214	1	38.000.000
Colinos por ha	32.270,72	10.000	60.000
Fertilizante (en bultos de 50 kg)	37,34	4	300

FUENTE: cálculo de los autores con base en los datos de la muestra.

\* Valor en pesos colombianos.

VALOR del dólar a la fecha del estudio: 1 US\$= 1787,8 pesos colombianos.

Uno de los determinantes claves en la cantidad y calidad de la piña producida es el número de colinos que se siembran<sup>10</sup>. En la muestra, la cantidad media de colinos utilizados es de 32.271 por ha, cifra acorde con las exigencias óptimas de producción (Morales y López, 2002). No obstante, los niveles máximos y mínimos que se visualizan en la tabla 2 evidencian una brecha significativa tanto en la densidad de colinos por hectárea como en el uso de fertilizante.

En relación con las características de los productores encuestados, la edad promedio es de 39 años, y en su mayoría presentaron un bajo nivel de escolaridad, considerando que el 75% no supera los 5 años promedio de la muestra. El 1,5% es analfabeto, el 13% ha culminado sus estudios secundarios y el 1% posee estudios universitarios y técnicos. Adicionalmente, se pregunta por la ocupación principal del encuestado encontrando que el 82% se define como agricultor; el 18% restante tiene otro tipo de ocupaciones, destacándose las de comerciante, conductor, estudiante, electricista, ganadero, artesano, mecánico, galponero, albañil y alfarero.

Cabe anotar que en municipios como Lebrija y Girón el cultivo de piña se distingue por ser una actividad de tradición, heredada de padres y abuelos. De ahí que la experiencia de los encuestados se encuentre entre uno y sesenta años, con una media de 17 años. Por otro lado, las plantaciones en Santander se caracterizan por el predominio de la mano de obra masculina: de la muestra solo 6 son mujeres. Además, la principal actividad a la que se dedican estas mujeres es el trabajo doméstico. Respecto a la tenencia de tierras se destaca que el 30% de los encuestados son propietarios del terreno, mientras el 70% restante paga al dueño del predio por el uso del suelo, generalmente entregando una parte de los ingresos obtenidos por el cultivo.

## 2.2. Determinación de la función de producción

Para determinar la estructura de la función de producción se estiman individualmente las ecuaciones [12], [13], [14] y [15] utilizando el método de máxima verosimilitud. Todas las estimaciones se ejecutan con el programa STATA 10. Los valores Log likelihood y el criterio de Akaike de estas funciones se presentan en la tabla 5.

---

<sup>10</sup> Colino es el término técnico correspondiente a la semilla en el cultivo de piña.

Tabla 3. Criterios para determinar la función de producción

FORMAS FUNCIONALES	NÚMERO DE PARÁMETROS	LOG LIKELIHOOD	CRITERIO DE AKAIKE
CD	4	-121.852	1.329
Cuadrática	10	-2211.309	22.910
Translog	10	-113.623	1.347
LG	10	-2212.908	22.917
Estadístico de prueba $\chi^2$ para Translog frente a CD (Probabilidad)	-	-	15,84 (0,3309)

Fuente: cálculo de los autores con base en los datos de la muestra.

Al contrastar los modelos por medio del criterio de información Akaike se nota un mejor ajuste por parte de la función CD. Conforme al criterio de dominancia de Pollak y Wales (1991) para probar hipótesis en modelos no anidados, los valores Log likelihood también confirman que la función CD domina a las funciones cuadrática y LG. Vale anotar que la función Translog anida a la función CD, siendo esta última un caso especial de la primera. Sobre este punto, la hipótesis de que todos los términos de orden superior de la función Translog son iguales a cero no se puede rechazar, de tal manera que la función CD resulta ser la mejor especificación funcional.

Una vez estimada la función CD resultan ser estadísticamente significativas las variables escolaridad, experiencia, colinos, fertilizante y la variable dicotómica acceso al crédito, indicando todas una incidencia positiva en la producción. El resto de variables que incluye superficie del cultivo, mano de obra, herbicida, pesticida y las variables dicotómicas asistencia técnica, utilización de sistemas de drenaje y desinfección de colinos se descartan. El modelo final se estima con cuatro de las cinco variables que resultaron ser estadísticamente significativas: escolaridad ( $x_1$ ), experiencia ( $x_2$ ), colinos ( $x_3$ ) y fertilizante ( $x_4$ ).

### 2.3. Estimación conjunta de las actitudes hacia el riesgo y de la función de producción bajo UMD

Las actitudes hacia el riesgo —representadas por los parámetros  $q$  y  $g$ — y la función de producción de los pequeños productores de piña se estiman utilizando las ecuaciones [11] y [13]. La estimación conjunta de este sistema de ecuaciones

se realiza por medio del método de regresiones aparentemente no relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions*, SUR)<sup>11</sup>. Los resultados de esta estimación y las pruebas de hipótesis sobre los parámetros se resumen en la tabla 4.

TABLA 4. Parámetros estimados y pruebas de hipótesis

PARÁMETRO/ PRUEBA	DESCRIPCIÓN	ESTIMADORES SUR*	ESTADÍSTICO CHI- CUADRADO	PROBABILIDAD
q	Parámetros de la función UMD	0,869 (0,035)	-	0,000
g		0,282 (0,305)	-	0,014
b <sub>1</sub>	Parámetros de la función de producción	0,126 (0,063)	-	0,047
b <sub>2</sub>		0,102 (0,045)	-	0,023
b <sub>3</sub>		0,355 (0,118)	-	0,003
b <sub>4</sub>		0,162 (0,051)	-	0,002
H <sub>0</sub> : b <sub>1</sub> + b <sub>2</sub> + b <sub>3</sub> + b <sub>4</sub> = 1	Rendimientos constantes a escala	-	3,25	0,072
H <sub>0</sub> : q = g = 1	Modelo U(M,S) lineal	-	15,50	0,000
H <sub>0</sub> : q = 1	CARA	-	13,71	0,000
H <sub>0</sub> : q = g	CRRA	-	4,36	0,037
H <sub>0</sub> : g = 0	Neutralidad al riesgo	-	6,02	0,014

FUENTE: cálculo de los autores con base en los datos de la muestra.

\*Los errores estándar aparecen entre paréntesis.

<sup>11</sup> La estimación SUR supone la presencia de heteroscedasticidad y la correlación contemporánea entre los errores de las ecuaciones.

Los parámetros estimados de la función UMD son estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 1 y 5%, respectivamente. Los estimadores de la función de producción son también significativos:  $b_1$  y  $b_2$  al 5% y  $b_3$  y  $b_4$  al 1%. Los coeficientes estimados de  $q$  y  $g$  son ambos positivos y  $q > g$ . Adicionalmente,  $q < 1$ .

Estos resultados implican que los pequeños productores de piña de Santander son aversos al riesgo y evidencian que sus actitudes hacia este se describen por medio de IARA y DRRA. Las hipótesis nulas para el modelo  $U(M,S)$  lineal y CARA se rechazan a un nivel de significancia del 1%, mientras que las de CRRA y neutralidad al riesgo se rechazan al 5%.

En cuanto a la hipótesis de rendimientos constantes a escala se observa que se rechaza a un nivel de significancia del 10%. Los estimadores de los parámetros sugieren rendimientos decrecientes a escala de 0,745. En otras palabras, si se duplicaran las cantidades de los factores la producción no alcanzaría a duplicarse. Esto indica que si los pequeños productores de piña de Santander quisieran duplicar su producción tendrían que incrementar los años de escolaridad y de experiencia, así como la cantidad de fertilizante y colinos en más del doble.

La tabla 5 compara los resultados aquí obtenidos con estudios previos que utilizan la misma metodología. Como se observa, existe una relativa cercanía entre el grado de aversión al riesgo ( $g$ ) de los pequeños productores de piña de Santander y el de los pequeños productores de frambuesa de la región del Bío-Bío en Chile (Toledo y Engler, 2008). Sin embargo, los estimadores confirman un menor grado de aversión al riesgo respecto a los obtenidos para los pequeños productores de trigo en Kansas (Saha, 1997). Tal diferencia probablemente se deba a que estos agricultores tengan áreas cultivadas de mayor tamaño, aspecto que este último autor no especifica en su estudio.

Tabla 5. Comparación con investigaciones previas realizadas con la función UMD

PARÁMETROS	ESTIMADORES	SAHA (1997)*	TOLEDO Y ENGLER (2008)
$q$	0,869** (0,035)	1,8645* (0,0435)	0,0995** (0,0475)
$g$	0,282*** (0,305)	1,9564* (0,0452)	0,1039** (0,0538)

FUENTE: elaboración propia.

\* Los estimadores de Saha (1997) resultan de una submuestra de pequeños agricultores.

\*\* Significativo al 1%.

\*\*\* Significativo al 5%.

## Conclusiones y discusión

En esta investigación se aplica el enfoque utilidad media-desviación estándar no lineal (UMD) para analizar las actitudes hacia el riesgo en los pequeños productores de piña de Santander, Colombia. Los resultados revelan que estos productores son aversos al riesgo y se caracterizan por actitudes correspondientes a la aversión absoluta creciente al riesgo y a la aversión relativa decreciente al riesgo. Es decir, dicha aversión de los pequeños productores de piña de Santander se incrementa a medida que aumenta el riesgo en su entorno productivo, pero disminuye conforme crece la riqueza obtenida de su cultivo. Por su parte, la estimación de la función de producción Cobb-Douglas señala que la producción de piña presenta rendimientos a escala decrecientes y depende del nivel de escolaridad y la experiencia del productor, y de la disponibilidad de fertilizante y colinos.

Cabe resaltar la influencia positiva de la escolaridad en la producción de piña. Así, el bajo nivel de escolaridad promedio que presentan los pequeños productores de piña de Santander, enmarcado en el ambiente de incertidumbre sobre el cual desarrollan su actividad productiva, explicaría buena parte de sus actitudes hacia el riesgo. Al respecto, ya existe evidencia de que la escolaridad influye positivamente en los cambios de la producción inducidos por la adopción de nuevas tecnologías ambientalmente sostenibles y más rentables en el cultivo de piña (Adinya, Afu y Ijoma, 2010). En tal sentido, sería plausible que estos cultivadores de piña, cuyo sistema de cultivo tradicional —*bush fallow system*— se caracteriza por ser erosivo y poco rentable, pudieran aprender estas nuevas tecnologías, como el sistema de cultivo en franjas —*alley cropping system*—, por ejemplo. Para avanzar en este esfuerzo se requeriría, entonces, que las acciones de política pública contribuyeran decididamente al incremento sostenido de la inversión en capital humano. Sin ese elemento, cualquier estrategia de política que pretenda mejorar el bienestar de este grupo de agricultores estará muy lejos de revertir la paulatina desaparición de esta importante actividad rural del departamento de Santander.

## Referencias

Abdulkadri, A., Langemeier, M. & Featherstone, A. (2003). Estimating risk aversion coefficients for dryland wheat, irrigated corn and dairy producers in Kansas. *Applied Economics*, 35, 825-834.

- Acosta, E. (2008). Impacto ecológico del monocultivo piñero. *Ambientico*, (177), 9-10.
- Adinya, I., Afu, S. & Ijoma, J. (2010). Economic meltdown and decline in pineapple production: Determinants of production inefficiency of Pineapple-Based Alley Cropping Practices in Cross River State, Nigeria. *The Journal of Animal and Plant Sciences*, 20 (2), 107-116.
- Agronet (2011). Análisis-Estadística. Área y producción agrícola y pecuaria. Recuperado el 25 de junio de 2011 de <http://www.agronet.gov.co/agronetweb/AnalisisEstadisticas/tabid/73/Default.aspx>.
- Arrow, K. (1971). *Essays in the theory of risk bearing*. Chicago: Markham Publishing Co.
- Chavas, J. & Holt, M. (1990). Acreage decisions under risk: The case of corn and soybeans. *American Journal of Agriculture Economics*, 72 (3), 529-538.
- Conley, T. & Udry, C. (2010). Learning about a new technology: Pineapple in Ghana. *American Economic Review*, 100 (1), 35-69.
- Dillon, J. y Scandizzo, P. (1978). Risk attitudes of subsistence farmers in Northeast Brazil: A Sampling Approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 60 (3), 425-435.
- Food and Agriculture Organization (2011). Food and agricultural commodities production. Recuperado el 8 de mayo de 2011 de <http://faostat.fao.org/site/339/default.aspx>.
- Griffin, R., Montgomery, J. & Rister, E. (1987). Selecting functional form in production function analysis. *Western Journal of Agricultural Economics*, 12 (2), 216-227.
- Isik, M. y Khanna, M. (2003). Stochastic technology, risk preferences and adoption of site-specific technologies. *American Journal of Agricultural Economics*, 85 (2), 305-317.
- Kahneman, D. y Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47 (2), 263-292.
- Lipton, M. (1968). The theory of the optimising peasant. *Journal of Development Studies*, 4 (3), 327-351.
- López, J. y Morales, J. (2001). *Manejo integrado de la mosca de la piña en Santander*. Bucaramanga: Corporación Colombiana de Investigación Agropecuaria, Regional siete.
- López, J. y Morales, J. (2002). *El cultivo de la piña Perolera*. Bucaramanga: Corporación Colombiana de Investigación Agropecuaria, Regional Siete.



- Milich, L. & Al-Sabbry, M. (1995). The “Rational Peasant” vs. Sustainable Livelihoods: The Case of Qat in Yemen. Recuperado el 4 de marzo de 2011 de <http://ag.arizona.edu/~lmilich/yemen.html>.
- Colombia, Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural y Gobernación de Santander (2010). *Evaluaciones agropecuarias Santander 2009*. Bucaramanga: Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural y Gobernación de Santander.
- Moscardi, E. & de Janvry, A. (1977). Attitudes toward risk among peasants: An econometric approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 59 (4), 710-716.
- Pollak, R. y Wales, T. (1991). The likelihood dominance criterion: A new approach to model selection. *Journal of Econometrics*, 27 (2-3), 227-242.
- Pope, R. y Just, R. (1991). On testing structure of risk preferences in agricultural supply analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (5), 743-748.
- Pratt, J. (1964). Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica*, 32 (1/2), 122-136.
- Saha, A. (1997). Risk preference estimation in the nonlinear mean standard deviation approach. *Economic Inquiry*, 35, 770-782.
- Toledo, R. y Engler, A. (2008). Risk preferences estimation for small raspberry producers in the Bío-Bío Region, Chile. *Chilean Journal of Agricultural Research*, 68, 175-182.
- von Neumann, J. y Morgenstern, O. (1944/2004). *Theory of games and economic behaviour*. New Jersey: Princeton University Press.