

ESTIMACIÓN DE PREFERENCIAS POR RIESGO PARA PEQUEÑOS PRODUCTORES DE FRAMBUESA DE LA REGIÓN DEL BÍO-BÍO, CHILE

Risk preferences estimation for small producers of raspberry in the Bío-Bío Region, Chile

Roger Toledo T.^{1*} y Alejandra Engler P.²

ABSTRACT

Decisions are strongly influenced by risk and risk preferences of decision makers; however, in Chile there are few studies in the agricultural sector focused on this topic. The present paper analyzes risk preferences of small producers of raspberries (*Rubus idaeus* L.) and the production function associated to their production system in the Bio-Bio Region, Chile. Under a mean-variance approach, the estimation procedure uses a flexible utility function to incorporate a variety of risk preferences alternatives. Three different estimation procedures were used: Least Squares Estimation, Seemingly Unrelated Regression and Full Information Maximum Likelihood, which revealed the same conclusions. Results showed that small farmers are risk averse ($\gamma = 0,104$) and present increasing relative and absolute aversion to risk ($\theta = 0,099 < 1$ y $\theta < \gamma$, respectively). The hypotheses of risk neutrality ($\gamma = 0$) and constant absolute risk aversion ($\theta = 1$) were rejected with a 94% and a 99% of confidence, respectively. The function of chosen production is of the Cobb Douglas type, by presenting a better adjustment, and the relevant factors are fertilizer quantity per hectare, the experience of the producer and the planted area. This function presents decreasing returns to scale, then $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ is equal to 0,18. The hypothesis of constant returns to scale is rejected with a 99% of confidence.

Key words: risk aversion, mean-variance utility function, production function.

¹ Instituto de Investigaciones Agropecuarias, Centro Regional de Investigación Quilamapu, Casilla 426, Chillán, Chile. E-mail: rtoledo@inia.cl *Autor para correspondencia.

² Universidad de Talca, Facultad de Ciencias Agrarias, Casilla 747, Talca, Chile. E-mail: mengler@utalca.cl.

Recibido: 21 de junio de 2007

Aceptado: 24 de septiembre de 2007

INTRODUCCIÓN

En un escenario de incertidumbre, las decisiones que tomen los agentes económicos estarán influenciadas por sus preferencias frente al riesgo. En particular, se ha podido determinar que las decisiones que toman los productores agropecuarios sobre niveles de producción, compra de insumos y adopción de tecnologías, entre otras, están determinadas en gran medida por el nivel de incertidumbre de las alternativas de decisión y la aversión al riesgo del productor (Saha *et al.*, 1994a; Saha, 1997; Isik y Khanna, 2003; Abadi *et al.*, 2005; Lusk y Coble, 2005).

En Chile existen pocos estudios sobre la aversión al riesgo de los agricultores. Sin embargo, contar con esta información permitiría entender las decisiones que actualmente están tomando, y apoyar así la formulación de políticas tendientes al desarrollo de áreas específicas. Resulta de especial interés conocer el grado de aversión al riesgo de pequeños productores, para así predecir la posibilidad de adopción de rubros más riesgosos, o de tecnologías que pudieran presentar un mayor nivel de incertidumbre que las ya conocidas por los productores.

La producción de frambuesas es una de las actividades rentables que los pequeños productores pueden desarrollar en sus predios. Los altos requerimientos de mano de obra y la baja mecanización del cultivo permiten que sea un rubro apto para este segmento, y por lo tanto, de especial interés para instituciones que fomentan el desarrollo de la pequeña agricultura en el país. En la Región del Bío-Bío, segunda región con mayor superficie plantada de frambuesas del país después de la región del Maule, existen 1.671 productores de frambuesa y 1.752 ha de huertos de frambuesa (Jorge Vargas. 2007. Encargado de Buenas Prácticas Agrícolas, Servicio Agrícola y Ganadero (SAG). Comunicación personal), lo que significa una superficie promedio por productor de 1,05 ha.

El destino principal de la frambuesa es el mercado internacional, donde Chile es un exportador destacado en contraestación hacia el hemisferio norte. Mantener y mejorar esta posición requiere incrementar la superficie e incorporar tecnologías y prácticas más amigables con el medio ambiente y que contribuyan a la inocuidad de la fruta exportada, condiciones indispensables para el comercio internacional. En tal sentido, conocer las preferencias por riesgo de los productores es un insumo adicional para diseñar una estrategia adecuada para la adopción de nuevas tecnologías asociadas a este rubro.

Las decisiones de los agentes bajo incertidumbre se han modelado tradicionalmente a partir de los modelos de Utilidad Esperada (UE) sugeridos por Von-Neumann y Morgenstern (1944). Sin embargo, los

modelos de UE no han estado exentos de críticas. Por ejemplo, Kahneman y Tversky (1979) utilizando una metodología de experimentos de elección, concluyeron que las decisiones pueden resultar inconsistentes bajo un enfoque de UE, lo que fomentó la búsqueda de nuevas alternativas. En forma separada, Tobin (1958) y Markowitz (1959) presentaron un enfoque sobre la idea de que la utilidad de prospectos aleatorios puede ser descrita como una función de los dos primeros momentos de la distribución asociada a la variable aleatoria de decisión, denominados modelos de media-varianza. Una dificultad frecuente de la estimación ha sido la falta de funciones de utilidad flexibles que permitan representar diferentes estructuras de las preferencias por riesgo (Saha, 1993). Saha (1997) propuso una función que resuelve esta restricción, incorporando todas las posibles preferencias por riesgo, vale decir, aversión absoluta decreciente, constante y creciente, además de aversión relativa decreciente, constante y creciente. Esta nueva forma funcional está vinculada a los modelos de media-varianza y ha probado ser una alternativa que permite un alto poder de predicción de las preferencias de los productores (Saha, 1997; Isik y Khanna, 2003).

El objetivo central de este estudio fue determinar la estructura de preferencias por riesgo de pequeños productores de frambuesa de la Región del Bío-Bío. Como objetivos específicos se planteó testear el comportamiento de la función de utilidad esperada; y estimar la función de producción de frambuesa para pequeños productores de esta región. La función de producción permite caracterizar las opciones de decisión de los productores frambueseros en la maximización de su utilidad, dándole el contexto al problema de optimización.

MATERIALES Y MÉTODOS

Modelo

La función de utilidad propuesta para este estudio depende de los dos primeros momentos de la distribución, media y varianza de la variable ingreso. Sea U la función de utilidad:

$$U(\mu, \sigma) \tag{1}$$

donde μ es la media de la variable ingreso y σ es la desviación estándar.

Saha (1997) propuso una función de utilidad que considera que las decisiones son tomadas en base a la media y la desviación estándar de la riqueza aleatoria, denotadas por M y S , respectivamente. Luego:

$$U(\mu, \sigma) \equiv U(M, S) \tag{2}$$

En los modelos de UE, las preferencias por riesgo están determinadas por las medidas de Arrow - Pratt (1964). Estas medidas determinan las preferencias por riesgo a partir del grado de concavidad de la función, a partir de la primera y segunda derivada con respecto al argumento de la función, que en los modelos de UE es la riqueza del individuo.

Meyer (1987) establece todas las propiedades que permiten aplicar las medidas Arrow-Pratt a un enfoque de utilidad media-desviación estándar (UMD). Así determina que las preferencias hacia el riesgo (A) están determinadas por:

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

donde los subíndices indican derivadas parciales.

La forma funcional de la función de utilidad propuesta por Saha (1997) se muestra en la Ecuación [4]:

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

donde θ y γ son parámetros que determinan el tipo de preferencias por riesgo.

Si se aplican los resultados de Meyer (1987) a la función propuesta por Saha (1997), se pueden definir las distintas medidas de preferencias por riesgo a partir de la Ecuación [5]:

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

donde se puede observar que la función UMD exhibe: a) aversión, neutralidad y afinidad al riesgo cuando, $\gamma > 0$, $\gamma = 0$, $\gamma < 0$, respectivamente; b) aversión absoluta decreciente, constante y creciente al riesgo, cuando $\theta > 1$, $\theta = 1$, $\theta < 1$, respectivamente; y c) aversión relativa decreciente, constante y creciente al riesgo, cuando $\theta > \gamma$, $\theta = \gamma$, $\theta < \gamma$, respectivamente.

Asumiendo que la riqueza del agricultor frambuesero está dada por la siguiente expresión:

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

donde: \hat{W} define la riqueza aleatoria del agricultor, \bar{p} es el precio aleatorio de la frambuesa, Q es la producción de frambuesa, $C(r,Q)$ denota la función de costos definida en función de los precios de los insumos (r) y de la producción, y w es la riqueza exógena inicial del agricultor. Luego, 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].

$$M = \bar{p}Q - C(r, Q) + w \quad [7]$$

donde el ingreso de la temporada del agricultor está determinado por el precio promedio y la producción.

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

donde σ_p es la desviación estándar de los precios.

La Ecuación [7] define la utilidad media-varianza en términos del beneficio neto que obtiene el agricultor en el cultivo de frambuesas más su riqueza inicial exógena, y la Ecuación [8] muestra la definición de la desviación estándar de M . Asumiendo que el agricultor tiene como objetivo maximizar su utilidad derivada de la riqueza y la variabilidad de ésta, se puede expresar el problema del agricultor a través de la Ecuación [9]:

$$\underset{Q}{Max} U(M, S) \equiv U(\bar{p}Q - C(r, Q) + w, \sigma_p Q) \quad [9]$$

La condición de primer orden (CPO) para esta función es:

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

donde C_q es el costo marginal. Si $\gamma = 0$, vale decir, el agricultor fuera neutral al riesgo, la Ecuación [10] se simplifica a la condición precio igual costo marginal.

La Ecuación [10] plantea que la diferencia entre el precio promedio y el costo marginal (lado izquierdo de la ecuación), puede ser explicada por las preferencias por riesgo del agricultor. Para estimar la condición de primer orden se aplica logaritmo natural a la Ecuación [10], obteniéndose la Ecuación [11]:

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

El subíndice i denota la observación i -ésima, ε_i corresponde al error de estimación, y α representa los parámetros tecnológicos de la función de costos, cuya forma se asume conocida.

La Ecuación [11] considera como variable dependiente el diferencial entre precio promedio y costo marginal, es decir, el premio al riesgo que espera recibir el agricultor dadas sus preferencias por riesgo. El lado derecho de la Ecuación [11] corresponde a una función de producción cuya forma funcional se deberá definir de acuerdo a las estimaciones empíricas. Esta ecuación permite estimar los parámetros para identificar las preferencias por riesgo de los productores frambueseros.

Saha *et al.* (1994b) concluyen que para una estimación más eficiente, se deben estimar en forma conjunta los parámetros tecnológicos -en el presente caso los parámetros de la función de producción- y de preferencias por riesgo.

Para la función de producción se estimaron dos formas funcionales: cuadrática y Cobb-Douglas.

$$\text{Función cuadrática} \quad q_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1}^2 + \beta_2 x_{i2}^2 + \dots + \beta_n x_{in}^2 + \varepsilon_i \quad [12]$$

$$\text{Función Cobb-Douglas} \quad q_i = A \sum_{j=1}^k x_{ij}^{\beta_j} e^{\varepsilon_i} \quad [13]$$

donde el sub-índice i indica al individuo i -ésimo y ε_i es el término de error en la ecuación. Las x_{ij} son las variables explicativas que deben buscarse entre un conjunto amplio. En el caso de la función Cobb-Douglas los valores de los parámetros β_j reflejan la contribución de factores productivos en la distribución de renta y A representa el progreso tecnológico exógeno.

Fuente de datos

Los datos para la estimación de las ecuaciones se recogieron a través de una encuesta aplicada a 62 productores de la Región del Bío-Bío. La encuesta se aplicó durante los meses de marzo y abril de 2007. La muestra se tomó en las tres comunas con mayor concentración de productores de frambuesa en la región. La información respecto al universo de agricultores frambueseros y de la superficie total de huertos a nivel de comunas, fue proporcionada por Jorge Vargas (2007), encargado de Buenas Prácticas Agrícolas, Servicio Agrícola y Ganadero (SAG), comunicación personal. Las comunas encuestadas y el número de encuestas en cada una fueron: Coihueco (43 encuestas), San Carlos (3 encuestas) y Ñiquén (16

encuestas). La información recogida fue la siguiente: cantidad de fertilizante utilizado (F), cantidad de combustible (E), cantidad de mano de obra de cosecha contratada (T), superficie total de frambuesa por productor (tamaño), cantidad de años que el productor ha cultivado la frambuesa (experiencia), producción de frambuesa (Q), ganancia bruta (M), precio promedio de venta de frambuesa (\bar{p}), variación del precio (σ_p) y costo marginal de producción (C_q). La información recolectada corresponde a la temporada 2006-2007 y se obtuvo mediante preguntas directas al productor. Las estimaciones se realizaron en el programa econométrico Eviews 5.1 (Quantitative Micro Software, 2004).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La muestra utilizada corresponde a pequeños agricultores, cuyos datos presentan una alta variabilidad (**Cuadro 1**). La superficie promedio de los huertos de frambuesa era de 0,6 ha. Las ganancias totales por hectárea para el productor fluctúan entre \$23.000 y \$4.760.000, con una ganancia promedio de \$1.401.536. Esta variabilidad en ganancias se explica por la variabilidad en la superficie plantada, costos de producción y productividad. El rendimiento promedio fue de 8.270 kg ha⁻¹, con un rango de variación entre 1.467 y 24.000 kg ha⁻¹.

Cuadro 1. Estadística descriptiva de las variables utilizadas en el modelo. Abril 2007

Table 1. Descriptive statistics of the variables used in the model. April 2007

Variable	Media	Máximo	Mínimo
Producción por hectárea, kg	8.270	24.000	1.467
Fertilizante por hectárea, kg	501	700	0
Experiencia, años	4	22	1
Tamaño, ha	0,6	6	0,045
Ganancia total por ha	1.401.536	4.760.000	23.000

Valor del dólar a la fecha del estudio: 1 US\$ = 532 \$ Chilenos

En cuanto a las características de los productores encuestados, la edad promedio fue de 51 años, y en su mayoría presentaron un bajo nivel de escolaridad: un 6,4% eran productores analfabetos, y un 61,3% sólo habían cursado educación básica, parcial o totalmente. La toma de encuestas se realizó al integrante de la familia que estaba a cargo del huerto de frambuesa. Un 55% de esta muestra eran hombres y 45% mujeres. Adicionalmente, se preguntó por la ocupación principal del encuestado, sólo un 55% de la muestra declaró ser agricultor. Destacó un alto porcentaje de encuestados que declaró ser dueña de casa como ocupación principal, 37% del total de la muestra, y un 82% del total de mujeres. El **Cuadro 1** presenta la media, el valor mínimo y máximo de parte de las variables del sistema de ecuaciones estimado.

Elección de la función de producción

Se evaluaron dos formas funcionales para la función de producción: cuadrática y Cobb-Douglas. Las variables del modelo final se eligieron entre las siguientes: fertilizante (kilogramos totales/número de hectáreas), combustible (litros totales/número de hectáreas), trabajo (cajas cosechadas/número de hectáreas), experiencia (cantidad de años que el productor ha tenido el rubro frambuesa en el predio), superficie plantada y una variable dicotómica para asesoría técnica. A partir de esta estimación se fueron eliminando las variables no significativas. Los resultados mostraron que la forma funcional que mejor se ajusta a los datos es la Cobb-Douglas. En el **Cuadro 2** se aprecia que, si bien es cierto, la función cuadrática exhibe un mayor coeficiente de determinación múltiple (R^2), las pruebas de especificación de modelos medidas a través de los criterios de Información Akaike, el criterio de Schwarz y Log Likelihood indican que la función Cobb-Douglas presenta un mejor ajuste. Por otra parte, este modelo no presenta problemas de autocorrelación ni heterocedasticidad, y sus errores tienen una distribución normal.

Cuadro 2. Resultados de criterios de elección para la función de producción.

Table 2. Results of the selection criteria for the production function.

Formas funcionales	Número de parámetros	R^2	R^2 ajustado	Log likelihood	Criterio de información de Akaike	Criterio de Schwarz	Estadístico Durbin-Watson
Cuadrática	3	0,93	0,92	-531	17,23	17,33	1,97
Cobb-Douglas	4	0,23	0,19	-45	1,59	1,73	1,94

R^2 : Coeficiente de determinación múltiple.

R^2 ajustado: Coeficiente de determinación múltiple ajustado por grados de libertad.

Estimación de preferencias por riesgo

Los parámetros θ y γ que determinan la estructura de preferencias por riesgo de los agricultores se estimaron a través de la Ecuación [11] y la función de producción representada en la Ecuación [13]. La estimación de este sistema de ecuaciones se realizó a través de tres métodos alternativos de manera de identificar el más eficiente: Mínimos Cuadrados Ordinarios, Sistemas de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas (Seemingly Unrelated Regresión, SUR) y Máxima Verosimilitud con Información Completa (Full Information Maximum Likelihood, FIML). El método de mínimos cuadrados ordinarios permite estimar por separado los parámetros de las Ecuaciones [11] y [13]. En el caso de SUR, la estimación es conjunta y se caracteriza por asumir presencia de heterocedasticidad y correlación contemporánea entre los errores de las ecuaciones. Este método es recomendado para sistemas de ecuaciones donde las variables independientes son totalmente exógenas al sistema, lo que en este caso representa un inconveniente pues se tienen dos ecuaciones y sólo una variable independiente totalmente exógena.

Finalmente, el método FIML está diseñado tanto para sistemas lineales como no lineales, siendo el supuesto básico de este método de estimación que los errores tengan una distribución normal conjunta (Quantitative Micro Software, 2004).

Analizando los resultados bajo los tres métodos, se puede concluir que las estimaciones por SUR y FIML no son más eficientes que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios como lo sugiere Saha *et al.* (1994b), pues la suma de los errores al cuadrado de la estimación no se reduce significativamente con la estimación conjunta. Adicionalmente se pudo comprobar que los errores de la Ecuación (11) no tienen una distribución normal, por lo que no se cumpliría el supuesto de normalidad conjunta para los errores, considerado en la estimación FIML. El **Cuadro 3** resume los resultados de la estimación por mínimos cuadrados de las Ecuaciones (11) y (13).

Cuadro 3. Parámetros estimados de la condición de primer orden (CPO) y función de producción.

Table 3. Estimated parameters for the first order condition (CPO) and production function.

Coeficientes	Mínimos cuadrados
θ	0,099318* (0,047585)
γ	0,103988* (0,053890)
Constante	7,623391** (0,331127)
Ln fertilizante	0,121795** (0,040379)
Ln experiencia	0,276788 (0,143815)
Ln tamaño	-0,218913* (0,088129)
R ²	0,23
R ² ajustado	0,19
Suma de errores al cuadrado	24,43557
Log Likelihood	-59

* Significativo al 5%; ** Significativo al 1%.

θ y γ son los parámetros que determinan el grado de aversión al riesgo; Ln fertilizante es el logaritmo natural de los kg ha⁻¹ de fertilizante; Ln experiencia es el logaritmo natural de los años de experiencia en el cultivo de la frambuesa; y Ln tamaño es el logaritmo natural de las hectáreas sembradas.

En la estimación de la función de producción resultaron significativas las variables experiencia, tamaño de la superficie del huerto y dosis de fertilizante (**Cuadro 3**). Según los resultados obtenidos, la experiencia lograda en el cultivo de la frambuesa medida por los años que el agricultor ha estado vinculado al cultivo de este frutal, permite explicar las diferencias en los niveles de producción entre productores. De acuerdo a estos resultados dos años adicionales de experiencia en promedio implican un aumento en la producción de 1,21 kg ha⁻¹. Por otra parte, un aumento de 2 kg de fertilizante permite aumentar la producción en 1,09 kg ha⁻¹, asumiendo un rendimiento promedio de 8.270 kg ha⁻¹ (**Cuadro 1**).

Otra variable relevante es el tamaño de la superficie total de frambuesa que posee el productor. Se observó que la variable tamaño tiene una incidencia negativa en la producción de frambuesa. Una explicación podría estar en el hecho que algunos de estos productores más grandes, con mayores posibilidades de inversión, incursionan en la producción para fresco, motivados por importantes diferenciales de precios, privilegiando la calidad ante la cantidad.

Las estimaciones de los parámetros θ y γ indican que en promedio los productores de frambuesa son aversos al riesgo, y presentan una aversión absoluta y relativa creciente. Esto se deduce del valor de los parámetros $\gamma > 0$, $\theta < 1$ y que $\theta < \gamma$. En otras palabras, a medida que aumenta el nivel de riesgo de una actividad, los productores aceptan con mayor dificultad un nuevo incremento en el riesgo. Por otra parte, la aversión relativa creciente indica que en la medida que los agricultores tienen un mayor nivel de ingreso aceptan con mayor dificultad incrementos en el riesgo. Estos resultados implican, por ejemplo, que los productores son cada vez más reticentes a aceptar innovaciones o cultivos que impliquen asumir un riesgo mayor que el que ya están aceptando. Además, implica que los agricultores que reciben mayores ingresos serán más renuentes a aceptar estas innovaciones o cultivos con riesgos mayores a los que están aceptando actualmente.

Los valores de aversión obtenidos en este estudio son relativamente bajos en comparación con resultados estimados en estudios previos de Saha (1997) e Isik y Khanna (2003), que utilizan la función de utilidad flexible de Saha (1997) (**Cuadro 4**).

Saha (1997) realizó una aplicación empírica de la función de utilidad flexible, estimando las preferencias por riesgo para un conjunto de 15 agricultores de trigo del Estado de Kansas, EE.UU., de los cuales obtuvo información por cuatro años, totalizando 60 observaciones. Posteriormente la muestra se subdividió en dos submuestras, a fin de evaluar si el tamaño del agricultor tenía incidencia en la estructura de preferencias por riesgo. Los resultados de Saha (1997) indicaron que las empresas agrícolas de menor

tamaño son menos aversas al riesgo (menor valor estimado para el parámetro γ). Ante este resultado, las comparaciones de las estimaciones del presente estudio se hacen en base a los resultados reportados para los agricultores más pequeños.

Cuadro 4. Comparación de parámetros de aversión al riesgo para diferentes estudios.

Table 4. Risk aversion parameters comparison for different studies.

Parámetros	Valores estimados	Saha (1997) ¹	Isik y Khanna (2003)
θ	0,0993* (0,0475)	1,8645** (0,0435)	1,126** (0,020)
γ	0,1039* (0,0538)	1,9564** (0,0452)	1,637** (0,030)

* Significativo al 5%; ** Significativo al 1%.

¹ Los valores de los parámetros reportados por Saha (1997) corresponden a una submuestra de los agricultores más pequeños.

Por otra parte, Isik y Khanna (2003) estimaron el sistema de ecuaciones compuesto por la condición de primer orden y por una función de producción cuadrática. El método de estimación utilizado fue mínimos cuadrados en tres etapas no lineales, dado que los autores consideraron el sistema de ecuaciones como un problema simultáneo. Se utilizaron 198 observaciones que corresponden a dos temporadas, esta información fue levantada de agricultores productores de maíz, en el estado de Illinois, EE.UU

El grado de aversión estimado en este estudio fue $\gamma = 0,10$, mientras que los estimados por Saha (1997) e Isik y Khanna (2003) son 1,9 y 1,6, respectivamente; se pueden observar diferencias igual de importantes en la estimación del parámetro θ . Estas diferencias se pueden atribuir a varias razones, no descartando que efectivamente el grupo utilizado en el presente estudio es efectivamente menos averso. La primera explicación es que los agricultores incluidos en las muestras utilizadas en los otros estudios son de mayor tamaño, lo cual en un escenario de aversión absoluta y relativa creciente explicaría de muy buena forma las diferencias (los artículos de Saha (1997) e Isik y Khanna (2003) no explicitan claramente el tamaño de los agricultores considerados). La segunda explicación está vinculada a la información utilizada en las estimaciones. En el artículo de Saha (1997) se consideraron las expectativas sobre los precios futuros y en Isik y Khanna (2003) se utilizó información sobre la fertilidad y la profundidad del suelo, todas estas diferencias en la información utilizada más variables de entorno asociadas a EE. UU., podrían explicar las diferencias en los valores de los parámetros estimados.

Pruebas de hipótesis sobre los parámetros estimados

Existen varias hipótesis sobre los coeficientes que es conveniente testear evaluar antes de hacer un análisis de los coeficientes obtenidos. Los resultados de las pruebas de hipótesis contenidas en el **Cuadro 5** permiten concluir según su orden, lo siguiente: a) Se rechaza la hipótesis de rendimientos constantes a escala (función de producción), con un 99% de confianza; b) Se rechaza la hipótesis de una forma lineal para la función de utilidad (Ecuación ([4])), con un 99% de confianza; c) Se rechaza la hipótesis de aversión absoluta constante al riesgo, con un 99% de confianza; d) No existe suficiente evidencia estadística para rechazar aversión relativa constante al riesgo; y e) Se rechaza la hipótesis de neutralidad al riesgo, con un 94% de confianza.

Cuadro 5. Resultados de las pruebas de hipótesis sobre parámetros del modelo.

Table 5. Hypothesis testing results on model parameters.

Hipótesis	Test de Wald	Valor del estadístico	Probabilidad	Valor normalizado de la restricción	Error estándar
$H_0: \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 = 1$	Estadístico F	40,89089	< 0,001	-0,820329	0,128285
	Chi-cuadrado	40,89089	< 0,001		
$H_0: \theta = \gamma = 1^{(1)}$	Estadístico F	682,0388	< 0,001	-0,900682	0,047585
	Chi-cuadrado	1364,078	< 0,001	-0,896012	0,053890
$H_0: \theta = 1$	Estadístico F	358,2607	< 0,001	-0,900682	0,047585
	Chi-cuadrado	358,2607	< 0,001		
$H_0: \theta = \gamma$	Estadístico F	0,413699	0,5225	-0,004670	0,007261
	Chi-cuadrado	0,413699	0,5201		
$H_0: \gamma = 0$	Estadístico F	3,723439	0,0584	0,103988	0,053890
	Chi-cuadrado	3,723439	0,0537		

⁽¹⁾ Para hacer los test de hipótesis con restricciones simultáneas, como la segunda hipótesis, Eviews 5.1 reporta los coeficientes normalizados para cada una de las restricciones. El primer coeficiente corresponde a θ y el segundo a γ .

Estas pruebas de hipótesis permiten verificar que los rendimientos a escala son decrecientes, pues la suma de $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ es igual a 0,18, es decir, si se duplicaran las cantidades de factores incluidos en la función de producción, la producción resultante sería menor que el doble de la observada inicialmente. En otras palabras, el productor de frambuesas que desee duplicar su producción deberá más que duplicar la cantidad de fertilizante y experiencia, y no incrementar al doble la superficie que posee inicialmente. Además, los resultados demuestran que los agentes económicos no son neutrales al riesgo y que no son indiferentes ante cualquier nivel de riesgo. Estos resultados ponen en cuestionamiento uno de los

supuestos más usuales en la evaluación de iniciativas tanto privadas como públicas, pues queda demostrado que los agentes no son neutrales al riesgo y que las decisiones que tomen los agricultores son sensibles al nivel de riesgo de las alternativas analizadas.

CONCLUSIONES

Los resultados de las estimaciones indican que pequeños productores de frambuesa de la Región del Bío-Bío son aversos al riesgo ($\gamma > 0$), que tienen una aversión absoluta creciente ($\theta < 1$), y una aversión relativa creciente ($\theta < \gamma$). Es decir, la aversión al riesgo aumenta en la medida que el riesgo de la actividad es mayor y el ingreso del productor es más alto.

Los resultados de la estimación de la función de producción de frambuesas utilizando una función Cobb-Douglas, revelan que los rendimientos a escala son decrecientes (rendimientos a escala = 0,18) y que los factores relevantes en la determinación del rendimiento son la experiencia del productor, el tamaño de plantación y la dosis de fertilizantes.

RESUMEN

Las decisiones son fuertemente influenciadas por el riesgo y las preferencias por riesgo de los agentes que las toman, sin embargo, en Chile existen pocos estudios en el sector agrícola que se enfoquen en este tema. El presente estudio analiza las preferencias por riesgo de pequeños productores de frambuesa (*Rubus idaeus* L.), y la función de producción asociada a este sistema productivo, en la Región del Bío-Bío, Chile. Utilizando un modelo de media-varianza, se estima una función de utilidad flexible de manera de incorporar diferentes alternativas de preferencias por riesgo. Para la estimación se utilizaron tres procedimientos: Mínimos Cuadrados Ordinarios, Sistemas de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas y Máxima Verosimilitud con Información Completa, arrojando similares resultados. Los resultados revelan que los productores son aversos al riesgo ($\gamma = 0,104$) y tienen aversión absoluta y relativa creciente ($\theta = 0,099 < 1$ y $\theta < \gamma$, respectivamente). Se rechazan las hipótesis de neutralidad ($\gamma = 0$) y aversión absoluta constante al riesgo ($\theta = 1$), con un 94% y un 99% de confianza, respectivamente. La función de producción elegida es del tipo Cobb-Douglas, por presentar un mejor ajuste, y los factores relevantes para esta función son la cantidad de fertilizante por hectárea, la experiencia del productor y la superficie plantada. Esta función presenta rendimientos decrecientes a escala, pues $\beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ es igual a 0,18. Se rechaza la hipótesis de rendimientos constantes a escala con un 99% de confianza.

Palabras clave: aversión al riesgo, función de utilidad media-varianza, función de producción.

LITERATURA CITADA

Abadi, A.K., D.J. Pannell, and M.P. Burton. 2005. Risk, uncertainty, and learning in adoption of a crop innovation. *Agric. Econ.* 33:1-9.

Arrow, K.J. 1964. The role of securities in the optimal allocation of risk bearing. *Rev. Econ. Stud.* 31(2):91-96.

Isik, M., and M. Khanna. 2003. Stochastic technology, risk preferences, and adoption of site-specific technologies. *Am. J. Agric. Econ.* 85:305-17.

Kahneman, D., and A. Tversky. 1979. Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica* 47:263-92.

Lusk, J.L., and K.H. Coble. 2005. Risk perceptions, risk preference, and acceptance of risky food. *Am. J. Agric. Econ.* 87:393-405.

Markowitz, H.M. 1959. *Portfolio selection: Efficient diversification of investment.* 344 p. John Wiley & Sons, Inc., New York, USA.

Meyer, J. 1987. Two-moment decision models and expected utility maximization. *Am. Econ. Rev.* 77:421-30.

Pratt, J.W. 1964. Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica* 32(1-2):122-136.

Quantitative Micro Software. 2004. *Eviews 5.1. User guide.* Quantitative Micro Software. Irvine, California, USA.

Saha, A. 1993. Expo-Power Utility: A 'flexible' form for absolute and relative risk aversion. *Am. J. Agric. Econ.* 75:905-13.

Saha, A. 1997. Risk preference estimation in the nonlinear mean standard deviation approach. *Econ. Inquiry* 35:770-82.

Saha, A., H.A. Love, and R. Schwart. 1994a. Adoption of emerging technologies under output uncertainty. *Am. J. Agric. Econ.* 76:836-46.

Saha, A., R. Shumway, and H. Talpaz. 1994b. Joint estimation of risk preference structure and technology using Expo-Power Utility. *Am. J. Agric. Econ.* 76:173-184.

Tobin, J. 1958. Liquidity preferences as behavior towards risk. *Rev. Econ. Stud.* 25:65-86.

Von Neumann, J., and O. Morgenstern. 1944. *Theory of games and economic behaviour.* Princeton University Press, Princeton, UK.