

Adopción de prácticas de conservación de suelos, en la pequeña agricultura de Chile Central

Roberto Jara-Rojas^{1*}, Boris E. Bravo-Ureta² y José Díaz Osorio¹

¹Departamento de Economía Agraria, Universidad de Talca, Casilla 747, Talca, Chile. Tel.: 56-71-201515 Fax: 56-71-200212.

²Departamento de Economía Agraria y de los Recursos, Universidad de Connecticut, Storrs, CT 06269-1182, USA y Profesor Visitante, Universidad de Talca.

*Autor para correspondencia: rjara@utalca.cl

Abstract

R. Jara-Rojas, B. E. Bravo-Ureta, and J. Díaz. 2009. Adoption of soil conservation technologies by small scale farmers of Central Chile. Approximately 80% of the world's agricultural land presents moderate levels of erosion. In Chile, the risks related to soil erosion are greater in the pre Andean mountain areas or coastal dry-lands. However, there are also indications of low levels of erosion in the Central Valley which, given the importance of this region for the country's agricultural sector, should be taken seriously to avoid a worsening of the situation. This article examines the association of natural, social, human and financial capital variables with the adoption of soil conservation practices in Linares, Chile. The total numbers of practices implemented is analyzed using a Poisson model which is appropriate when estimating multiple and joint technology adoption. The data comes primarily from a survey conducted between October and December 2005 to a total of 319 small scale farmers located in 32 water communities. The econometric results confirm that participation in social activities, access to credit, farm size and production system are important variables associated with the adoption of conservation practices. This study generates relevant information to encourage and support peasant farmers in the context of sustainable and conservationist agriculture.

Key words: technology adoption, soil conservation, Poisson regression, peasant farmers, Chile.

INTRODUCCIÓN

El 80% del suelo agrícola en el mundo presenta un nivel de erosión de moderada a leve, mientras que el 10% posee erosión ligera a moderada. Estos porcentajes son mayores en África Central, Centro América y Asia, donde el promedio en la pérdida de suelo alcanza entre 30 y 40 ton/ha/año. Dichos niveles en Estados Unidos y Europa presentan un promedio de 17 ton/ha/año (Bekele, 2003). Según de Graaff (1993), existen diferen-

cias significativas dentro de una misma región, donde las pérdidas anuales de suelo pueden variar entre una y 800 ton/ha/año dependiendo de la pendiente, el tipo de cultivo, técnicas de producción, y algunos factores ambientales. En Centro América, gran parte de la erosión del suelo es provocada por prácticas agrícolas inadecuadas realizadas por pequeños productores de bajos ingresos, provocándose así un círculo vicioso de pobreza y degradación de sus recursos (Solís *et al.*, 2006; Solís y Bravo-Ureta, 2005).

Para las condiciones agroecológicas y edáficas de Chile, las estimaciones llegan a un riesgo de erosión hídrica promedio de 47 toneladas/hectárea/año (Saintraint y Sloot, 1993). A grandes rasgos, un 63% de los suelos del país se encuentran afectados por procesos de desertificación y un 50% de ellos presentan procesos de erosión, generándose así pérdidas en la productividad (Francke, 1997). Este trabajo se centra en la región del Maule donde, según Pérez y González (2001), el principal problema es la degradación hídrica, seguido de la degradación biológica y una inadecuada ubicación de cultivos agrícolas que no considera la capacidad de uso del suelo. Pese a que los riesgos por erosión son mayores en la precordillera andina o secano costero, existen indicios de erosión en el valle central categorizados como “leves” lo que requiere atención para evitar un deterioro mayor.

La agricultura sustentable, incluyendo la reducción de la erosión del suelo a través de prácticas de conservación, surge como una manera de atenuar efectos negativos provocados por el hombre (Lee, 2005). Las prácticas de conservación pueden llevar a mejoras en los rendimientos de cultivos anuales (Gupta y Seth, 2007) y a incrementos en los ingresos prediales (Bravo-Ureta *et al.*, 2006a). En el caso de Chile, se ha documentado que prácticas como rotaciones de cultivo, incorporación de leguminosas y labranza mínima aumentan la calidad de los suelos en el largo plazo (Vidal *et al.*, 2002). Dada la importancia económica y ambiental del recurso suelo en la agricultura, el objetivo de este trabajo es examinar los factores socioeconómicos que influyen en la adopción de prácticas de conservación en una muestra de pequeños agricultores de la Provincia de Linares. En el resto de este trabajo, primero se presenta una revisión bibliográfica de estudios que analizan la adopción de tecnologías de conservación de suelo, seguido del marco metodológico, datos y modelo empírico. Por último, se discuten los resultados obtenidos y se presentan algunos comentarios a modo de conclusión.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La adopción de prácticas amigables con el medioambiente, tales como el manejo integrado de plagas, y la conservación de suelo y de recursos hídricos, debe ser considerada en forma distinta a la adopción de insumos convencionales (por ejemplo, semillas, fertilizantes, agroquímicos). La adopción de éstos últimos es una decisión anual mientras que la adopción de prácticas conservacionistas puede representar un cambio significativo en la estrategia de producción; por lo tanto, sería un proceso más complejo (Caswell *et al.*, 2001). De acuerdo a Rogers (1983), tecnologías conservacionistas pueden o no tener efectos significativos en el corto plazo en términos de rentabilidad e impacto en la producción, pero su adopción también depende de otros factores tales como compatibilidad con las prácticas conocidas por el productor, condiciones del predio, y mejoras en la productividad, las que pueden llevar a una mayor rentabilidad en el futuro.

La literatura revela que el productor tiende a adoptar nuevas tecnologías, como prácticas de conservación, si el efecto esperado representa una mayor utilidad (Ellis, 1993; de Graaff *et al.*, 2008). Sin embargo, ciertas características del productor y del predio, son factores que condicionan la adopción y por lo tanto la decisión varía caso a caso (Soule *et al.*, 2000). Por consiguiente, los modelos de adopción tradicionalmente incluyen variables que reflejan capital natural, social, humano, y financiero asociados con el entorno, el predio y el productor (Boyd *et al.*, 2000).

Respecto al capital natural, la variable *Tamaño Predial*¹ se incluye comúnmente en modelos de conservación de suelo, la cual general-

¹ Las variables que se incluyen en el modelo empírico se destacan en itálicas y comienzan con mayúscula.

mente muestra una correlación positiva con la adopción de tecnologías (Kessler, 2006; Westra y Olson, 1997), aunque en otros estudios dicha correlación es negativa o no significativa (Pender y Kerr, 1998; Caviglia-Harris, 2002). Otra variable importante es la pendiente de la tierra a ser cultivada, la que puede causar problemas de erosión y degradación del suelo (Wezel *et al.*, 2002). De acuerdo con Cramb *et al.* (2007), la pendiente posee un efecto positivo y significativo sobre la conservación, mientras que Kessler (2006) no encuentra relación alguna entre estas variables.

La variable *Extensión* es clasificada como capital social y varios estudios reportan que tiene un efecto positivo sobre la conservación de suelo (Abdulai y Huffman, 2005; Shultz *et al.*, 1997; Feder y Slade, 1984). No obstante, Sheik *et al.* (2003) muestran efectos negativos y argumentan que la falta de conocimiento de los extensionistas sobre prácticas de conservación puede explicar este resultado. Otra variable de capital social potencialmente importante en estudios de adopción es la *Participación Social* o actividades sociales que un agricultor realiza, y aquí nuevamente se encuentran resultados contrapuestos. Por ejemplo, Herath y Takeya (2003) indican que la *Participación Social* no tiene efectos significativos sobre la adopción, mientras que Caviglia y Kahn (2001) encuentran resultados estadísticamente significativos y positivos.

Dentro de las variables de capital humano, se suele incorporar en modelos de adopción *Edad*, *Educación*, género y percepción de agricultores con respecto a la tecnología bajo estudio. Sidibé (2005) y Bekele y Drake (2003) reportan que la *Edad* del productor no tiene incidencia en la adopción de prácticas de conservación. Norris y Batie (1987), Lapar y Pandey (1999), y Lichtenberg (2001) encuentran que agricultores más jóvenes poseen mayor probabilidad de adopción. Shiferaw y Holden (1998), y Gebremedhin

y Swinton (2003) concluyen que la *Edad* y el Tamaño Familiar tienen una influencia negativa y significativa sobre adopción de prácticas de conservación. Dentro del capital financiero, la principal variable estudiada es el *Acceso al Crédito* ya que la falta de crédito podría restringir la inversión en nuevas tecnologías. Según Abdulai y Huffman (2005) y Caviglia-Harris (2003; 2004), el *Acceso al Crédito* fomenta la adopción de prácticas de conservación.

METODOLOGÍA

La zona de influencia de este estudio abarca las microcuencas de los ríos Putagán, Achibueno, Ancoa y Longaví, todos ellos afluentes del Río Maule, en la Provincia de Linares, Chile. Durante los meses de septiembre y diciembre de 2005, se realizó un levantamiento de información geo-referenciado que incluye 319 entrevistas en 32 Comunidades de Agua (CdA). Las encuestas con información incompleta fueron excluidas del análisis, por lo tanto se consideraron sólo 311 de ellas. Se entrevistaron a pequeños agricultores en cuyo sistema productivo predomina la frambuesa y cultivos que incluyen maíz, arroz, praderas y hortalizas. El área agroecológica corresponde al valle regado, con topografía plana a pendiente suave, principalmente suelos de categoría III y IV y con moderadas a severas limitaciones en su uso agrícola.

Modelo empírico y definición de variables

Los estudios relacionados con adopción de tecnologías frecuentemente son motivados a partir de la teoría de maximización de la utilidad (Rahm y Huffman, 1984; Adesina y Zinnah, 1993). De acuerdo con esta teoría, el *i*-ésimo agricultor adopta una nueva tecnología o tecnologías sólo si la utilidad esperada (U_{it}) es mayor que la utilidad asociada con la tecnología actual (U_{i0}). De esta manera, la adopción (A) se puede expresar como una variable binaria y la ecuación de adopción es:

$$A_j = X_i \gamma_j + \varepsilon_j \quad j = 0, 1 \quad i = \{1, 2, \dots, p\} \quad [1]$$

donde $A_j=1$ representa adopción y $A_j=0$ representa no-adopción; X es un vector de variables explicativas; γ es un vector de parámetros; y ε es el término de error. Esta formulación implica modelos del tipo Logit o Probit, tal como lo propuesto por Lapar y Pandey (1999), Feder *et al.* (1985), y Foltz (2003), entre otros.

Una limitación de modelos dicotómicos es que no diferencian la adopción de múltiples tecnologías en forma conjunta. Para mitigar este problema, Ramírez y Shultz (2000) proponen un modelo con distribución Poisson (PRM) permitiendo definir si el productor adopta 0, 1, 2, ... ó n tecnologías. En este estudio se incorpora la propuesta de Ramírez y Shultz (2000), la cual también ha sido implementada por Park y Lohr (2005), Rahelizatovo y Gillespie (2004) y Bravo-Ureta *et al.* (2006b), entre algunos otros, para estimar un modelo Poisson donde la variable dependiente es el número de prácticas de conservación de suelo adoptadas.

De acuerdo con Cameron y Trivedi (1998), el modelo PRM se expresa a través de la siguiente ecuación:

$$Prob(S) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^S}{S!}; S = 0, 1, 2, \dots, n \quad [2]$$

donde S es el número de tecnologías de conservación de suelo adoptadas; y λ es la varianza y la media condicional de la distribución Poisson. Según Greene (1997), el número esperado de tecnologías se puede expresar como:

$$E[S_i] = Var(S_i) = \lambda_i = e^{\beta'X} \quad (i = 1, 2, \dots, p) \quad [3]$$

donde $E[S_i]$ es el valor esperado de la variable

dependiente para la i -ésima observación; X es un vector de variables exógenas, β es un vector de parámetros, y p es el número de observaciones.

En la práctica, la varianza de S puede ser mayor o menor que su media dependiendo de su dispersión. El modelo de regresión binomial negativo (NBR) sirve para ajustar dicha dispersión, permitiendo una modelación flexible de la varianza (Greene, 1997). Este último modelo se puede escribir como:

$$Var(S_i) = \lambda_i + \alpha \lambda_i^2 \quad [4]$$

donde α es el parámetro de dispersión a ser estimado. De la ecuación [4] se desprende claramente que la regresión Poisson es un caso especial del modelo binomial negativo cuando $\alpha = 0$ (Cameron y Trivedi, 1998). Es recomendable estimar ambos modelos (PRM y NBR) y luego hacer un test de Wald para comprobar la hipótesis nula que $\alpha = 0$ (Bierens, 2005).

Las definiciones de las variables y estadísticas descriptivas se presentan en el Cuadro 1. El modelo de adopción se puede escribir en términos generales de la siguiente forma:

$$S = f(\text{Edad, Educación, Tamaño Predial, Autoconsumo, Frambuesa, Pradera, Trabajo Extrapredial, Acceso al Crédito, Extensión, Participación Social, Acceso a Mercado}) \quad [5]$$

La especificación del modelo está basada en la literatura y en los datos disponibles. Dentro de las variables identificadas anteriormente se incluye *Acceso a Mercado*, la cual fue construida a partir de información secundaria y usando un Sistema de Información Geográfico (SIG). Las prácticas de conservación que conforman la variable dependiente y los porcentajes de adopción de cada una de ellas son definidas en el Cuadro 2.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el Modelo Econométrico.

Variables	Tipo	Definición	Media	D.E.
Endógena				
Conservación de suelo	N	Número de prácticas de conservación	1,7	1,3
Exógenas				
Edad (< 40) %	D	1 si el agricultor tiene >40 años, 0 lo contrario	31,8	-
Edad (41-55) (O) %	D	1 si el agricultor tiene 41-55 años, 0 lo contrario	32,2	-
Edad (> 55) %	D	1 si el agricultor tiene >55 años, 0 lo contrario	36,0	-
Educación	C	Años de estudio promedio del agricultor	6,3	3,7
Tamaño Predial	C	ha totales que declara el agricultor	11,5	13,8
Autoconsumo %	D	1 si el agricultor no vende productos agropecuarios, 0 lo contrario	12,2	-
Frambuesa %	D	1 si el agricultor produce frambuesas como monocultivo, 0 lo contrario	13,5	-
Pradera %	D	1 si el agricultor sólo posee praderas, 0 lo contrario	4,2	-
Cultivos Mixtos (O) %	D	1 si agricultor posee cultivos anuales o mixtos, 0 lo contrario	82,3	-
Trabajo Extrapredial %	D	1 si el agricultor percibe ingresos extra-prediales, 0 lo contrario.	32,5	-
Acceso al Crédito %	D	1 si el agricultor recibió crédito, 0 lo contrario.	44,6	-
Extensión %	D	1 si el agricultor recibe asistencia técnica, 0 lo contrario	32,8	-
Participación Social	C	Índice que varía entre 0 (sin participación social) y 1 (alta participación social en la comunidad)	0,4	0,2
Acceso a Mercado	C	Índice que mide la distancia del predio a un centro urbano (Linares). A mayor índice, mejor acceso.	12,3	4,9

N: variable numérica, C: Variable continua, D: Variable *dummy*, O: Categoría Omitida.

Fuente: elaborado por los autores.

Cuadro 2. Prácticas de Conservación de Recursos Naturales.

Prácticas	% Adopción*
Labranza mínima	0
Cero labranza	0
Barbecho mejorado	14,7
Rotación de cultivos	62,8
Cultivos de cobertura (Ej.: Leguminosa)	7,4
Incorporación de rastrojo	57,1
Corte y acarreo de pastos	4,5
Cobertura con rastrojos	5,1
Compost	0,6
Mulch	0,3
Aplicación de estiércol	3,8
Cultivos en camellones	0,3
Praderas mejoradas	13,8
Agricultores que no Adoptan	18,3

*Porcentaje de productores que han adoptado la práctica de conservación (N = 311).

Fuente: elaborado por los autores.

Según Cameron y Trivedi (1998), los coeficientes de los modelos PRM y NBR son iguales a:

$$\beta_i = \frac{\delta E(S_i)}{\delta x_i} \frac{1}{E(S_i)} \quad [6]$$

donde β_i es una semi-elasticidad que se interpreta como el cambio porcentual en la adopción cuando la variable independiente X_i cambia en una unidad.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En promedio se realizan 1,7 prácticas de conservación de suelo por predio y 18,3% de los agricultores (ver Cuadro 2) no han adoptado prácticas de conservación. El máximo de prácticas adoptadas son seis, alcanzado sólo por un 0,6% de los agricultores. Los resultados econométricos son presentados en el Cuadro 3. El modelo

muestra 9 de 12 coeficientes estadísticamente significativos, al menos al 10%. El test de Wald para α (Bierens, 2005) indica que no hay evidencia estadística de sobre dispersión. Estos resultados implican que el modelo PRM es igual a NBR; por lo tanto, el análisis solamente hace referencia al primero de éstos.

Cuadro 3. Estimación de PRM (*Error Estándar Robusto^a en Letras Itálicas*).

Variables	Suelo	Semi-elasticidad
Edad:		
23-40	-0,258***	0,086 -0,398
> 55	-0,114	0,079 -0,176
Educación	0,015*	0,009 0,024
Tamaño Predial	0,008***	0,001 0,012
Autoconsumo	-0,415**	0,155 -0,640
Frambuesa	-0,836***	0,199 -1,289
Pradera	-0,714***	0,224 -1,102
Trabajo Extrapredial	-0,038	0,085 -0,060
Acceso al Crédito	0,200**	0,078 0,309
Extensión	0,079	0,071 0,123
Participación Social	0,295**	0,136 0,456
Acceso a Mercado	0,015**	0,007 0,024
Constante	-0,124	0,181
M ^c Fadden's R ²	0,110	
Log-pseudo	-441,82	
Likelihood	6,61e ⁻¹⁹ n.s.	
alfa (α)	311	
N		

* p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

a. Errores estándar robustos estimados con el paquete estadístico STATA 10.1 (comandos: poisson, robust)

Fuente: elaborado por los autores.

El parámetro de la variable *Educación* es positivo y significativo (p<0,1) lo que es consistente con los resultados de Lapar y Pandey (1999) y Tengue *et al.* (2004). Una mayor *Educación* puede estar relacionada con una mejor comprensión de los problemas de erosión y mayor acceso a información respecto de erosión y pro-

ductividad. Los resultados asociados con los parámetros de la variable *Edad* indican que los agricultores pertenecientes al segmento de 41-55 años (variable omitida en el análisis) exhiben una mayor probabilidad de adopción respecto del resto. En comparación Cramb (2005) reporta que el grupo entre 30 y 39 años de edad, tiene mayor disposición a la adopción en su estudio para una muestra de Las Filipinas.

El parámetro de la variable *Tamaño Predial* es positivo y significativo ($p < 0,01$), sugiriendo que agricultores con predios más grandes poseen mayor probabilidad de adopción de prácticas de conservación. Resultados similares han sido reportados por Asafu-Adjaye (2008), Cramb *et al.* (2007), y Westra y Olson (1997). Amsalu y de Graaff (2007) analizan la adopción inicial y uso continuo de terrazas de piedra para combatir la erosión y encuentran que el tamaño del predio tiene un efecto positivo en la adopción inicial, pero este efecto se torna negativo y significativo en el uso de terrazas de manera continuada. Estos resultados sugieren retornos decrecientes para esta tecnología.

El parámetro del *Trabajo Extrapredial* no es significativo, aunque su signo negativo indica que reduce la probabilidad de adopción. Efectos negativos para esta variable han sido reportados por Mbaga-semgalawe y Fomer (2000) y Bravo-Ureta *et al.* (2006a) y son compatibles con la idea que el trabajo extrapredial compite con labores agrícolas dentro del predio. El parámetro de la variable *Autoconsumo* es negativo y significativo ($p < 0,05$); es decir, los agricultores sin ventas comerciales adoptan menos. Este resultado es razonable ya que mayores niveles de autoconsumo reflejan mayor pobreza y una menor preferencia por cambios que pueden ser riesgosos.

La variable *Frambuesa* captura el efecto del monocultivo de este frutal con respecto a productores con *Cultivos Mixtos* y sólo con *Pra-*

deras. El parámetro de la variable *Frambuesa* es negativo y altamente significativo ($p < 0,01$) lo que es consistente con el hecho de que la principal práctica de conservación de suelo adoptada en la muestra es la rotación de cultivos, la cual es inviable para cultivos permanentes como las frambuesas. El parámetro de la variable *Praderas* es negativo y significativo ($p < 0,01$); es decir, con respecto de la variable omitida (*Cultivos Mixtos*), estos agricultores adoptan menos prácticas de conservación.

El parámetro estimado para la variable *Acceso al Crédito* es positivo y significativo ($p < 0,01$), lo que es similar con los hallazgos de Caviglia-Harris (2003; 2004). El parámetro de *Acceso a Mercado* también es positivo y estadísticamente significativo ($p < 0,05$) lo que indica que la cercanía a la ciudad de Linares está asociada con una mayor probabilidad de adopción. Este resultado es consistente con lo reportado por Caviglia-Harris (2003) y Lapar y Pandey (1999), quienes argumentan que el acceso al mercado está ligado a mayor y mejor información y asistencia técnica, facilitando la adopción de nuevas tecnologías.

El parámetro de la variable *Extensión* es positivo pero no significativo, lo que es similar al resultado obtenido por Bravo-Ureta *et al.* (2006a). El conocimiento entregado por un extensionista puede acelerar procesos de adopción en forma significativa (Baidu-Forson, 1999), pero si la asistencia técnica no es específica en temas de adopción de tecnologías de conservación, entonces se podría ver reflejado una ausencia del efecto significativo esperado de la extensión. El parámetro de la variable *Participación Social* es positivo y significativo ($p < 0,05$). Este índice, similar al utilizado por Srinivasa *et al.* (2005), es usado como proxy de acceso a información a través de redes sociales rurales. Los resultados indican que el acceso a la información a través de la *Participación Social*, aumentan la probabilidad de adopción.

El Cuadro 3 también muestra las semi-elasticidades para las diferentes variables explicativas. Por ejemplo, el cambio esperado en el número de prácticas de conservación al aumentar el *Tamaño Predial* en una hectárea es 0,012. En comparación, la semi-elasticidad para *Educación* es igual a 0,024, es decir el doble de la anterior. Finalmente, el Cuadro 4 revela que el modelo PRM tiene un alto porcentaje de predicciones correctas con un promedio de 86,5%.

Cuadro 4. Predicción del Modelo.

N° de Prácticas	Observado	Estimado	% predicción correcta
0	57	55	96,5
1	79	95	79,7
2	100	83	83,0
3	51	48	94,1
4	16	21	68,8
5	6	7	83,3
6	2	2	100,0
Promedio			86,5

Fuente: elaborado por los autores.

CONCLUSIONES

Este artículo examinó factores socioeconómicos que influyen en la adopción de prácticas de conservación de suelo para un total de 311 pequeños agricultores en la Provincia de Linares, Chile. El análisis de adopción fue hecho por medio de un modelo con distribución Poisson (PRM) puesto que la variable dependiente es discreta tomando valores de cero a seis.

De acuerdo con los resultados del modelo PRM, los parámetros de las variables *Educación*, *Tamaño Predial*, *Acceso al Crédito*, *Participación Social* y *Acceso a Mercado* son significativos e indican una relación positiva entre dichas variables y la probabilidad de adopción de prácticas de conservación de suelo. En contraste, los parámetros de las variables *Autoconsumo*, *Fram-*

buesa y *Praderas* tienen una relación inversa y significativa con la probabilidad de adopción. El efecto *Edad* se analiza a través de variables dummy y los resultados muestran que los agricultores en el rango 23-40 y mayores de 55 años tienden a adoptar menos prácticas que aquellos en el rango 41-55. El parámetro de la variable *Extensión* es positivo, aunque no estadísticamente significativo. El análisis también revela que los agricultores más pobres con menos tierras y que producen para *Autoconsumo*, muestran un menor nivel de adopción. Para este segmento, el principal desafío es crear oportunidades a través de la educación, donde el rol de la extensión y redes sociales son elementos a considerar.

El 93% de la producción de frambuesa en Chile proviene de la pequeña agricultura y en Linares, la zona de este estudio, se encuentra aproximadamente el 20% de la superficie plantada a nivel nacional (INDAP, 2007). La muestra contiene 42 productores dedicados al monocultivo de frambuesa, de los cuales un 64% no adopta prácticas de conservación de suelos. Por otro lado, la principal práctica de conservación de suelo adoptada en la muestra bajo estudio es la rotación de cultivos, la cual no es viable para los productores de frambuesas. Sin embargo, existen otras alternativas de conservación que merecen mayor atención por parte de los frambueseros y programas de extensión.

Los productores que sólo tienen *Praderas* adoptan menos prácticas de conservación de suelos que el resto, lo que representa un desafío interesante para la asistencia técnica. Se considera recomendable articular e impulsar programas de fomento, como el establecimiento o regeneración de praderas en los suelos con mayor peligro de erosión, con el fin de proporcionar instrumentos idóneos para la conservación a este segmento de agricultores.

Los resultados de este estudio pueden ser útiles para INDAP, institución que fomenta y apoya

a la Agricultura Familiar Campesina (AFC). Para incentivar la pequeña agricultura en forma sustentable y conservacionista no sólo se debe contar con asistencia técnica orientada a resolver problemas de erosión, sino que también debe existir articulación de otros instrumentos de fomento de INDAP, tales como el acceso a crédito, proyectos de inversión y sus programas conocidos como Sistemas de Incentivos a la Recuperación de Suelos Degradados (SIRDS).

Finalmente, la utilización del modelo PRM busca medir la adopción de múltiples tecnologías de conservación de recursos naturales en forma conjunta, lo cual es poco usual encontrar en la literatura. Sin embargo, este modelo tiene algunas limitaciones entre las cuales cabe mencionar las siguientes: no es posible distinguir las tecnologías específicas adoptadas; la inhabilidad de asignar niveles técnicos de importancia a cada tecnología; y la imposibilidad de establecer relaciones complementarias o sustitutas entre tecnologías (Ramírez y Shultz, 2000). Por lo tanto, es recomendable continuar investigando la adopción múltiple de tecnologías de conservación, explorando modelos econométricos alternativos.

RESUMEN

Aproximadamente un 80% de la tierra agrícola en el mundo presenta niveles moderados de erosión. En Chile, los riesgos relacionados con la erosión de suelos son mayores en la precordillera andina o secano costero. Sin embargo, existen indicios de erosión en el Valle del Maule categorizados como leve lo cual, dada la importancia de esta zona para la agricultura del país, merece atención para evitar un deterioro mayor. Este artículo examina variables de capital natural, social, humano y financiero asociadas con decisiones de conservación de suelo en la Provincia de Linares, Chile. El número de prácticas implementadas es analizado por medio de una regresión de tipo Poisson que es un método apro-

piado para medir adopción de tecnologías múltiples en forma conjunta. Los datos provienen principalmente de una encuesta socioeconómica aplicada entre octubre y diciembre de 2005 a un total de 319 pequeños agricultores ubicados en 32 comunidades de agua. Los resultados económicos confirman que la participación social, acceso a crédito, tamaño predial y sistema productivo son variables significativas relacionadas con aumentos en la probabilidad de adopción de prácticas de conservación de suelo. El estudio genera información relevante para el fomento y apoyo a la Agricultura Familiar Campesina en el marco de una agricultura sustentable y conservacionista.

Palabras clave: adopción de tecnología, conservación de suelo, regresión de Poisson, pequeña agricultura, Chile.

LITERATURA CITADA

- Abdulai, A. y Huffman, W. 2005. The diffusion of new agricultural technologies: the case of crossbred-cow technology in Tanzania. *Amer. J. Agr. Econ.* 87: 645-659.
- Adesina, A.A. y M.M. Zinnah. 1993. Technology Characteristics, Farmers' Perceptions and Adoption Decisions: A Tobit Model Application in Sierra Leone. *Agric. Econ.* 9:297-311.
- Amsalu, A. y de Graaff, J. 2007. Determinants of adoption and continued use of stone terraces for soil and water conservation in an Ethiopian highland watershed. *Ecol. Econ.* 61: 294-302.
- Asafu-Adjaye, J. 2008. Factors affecting the adoption of soil conservation measures: A case study of Fijian cane farmers. *J. Agric. Resource Econ.* 33:99-117.
- Baidu-Forson, J. 1999. Factors influencing adoption of land-enhancing technology. *Agric. Econ.* 20: 231-239.
- Bekele, W. 2003. Economics of Soil and Water Conservation Theory and Empirical Application to Subsistence Farming in the Eastern Ethiopian Highlands. Doctoral Thesis,

- Swedish University of Agricultural Sciences.
- Bekele, W. y Drake, L. 2003. Soil and water conservation decision behavior of subsistence farmers in the Eastern Highlands of Ethiopia: a case study of the Hunde-Lafto area. *Ecol. Econ.* 46: 437-451.
- Bierens, H. J. 2005. Introduction to the Mathematical and Statistical Foundations of Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press.
- Boyd, C., Turton, C., Hatibu, N., Mahoo, H.F., Lazaro, E., Rwehumbiza, F.B., Okubal, A. P. y Makumbib, M. 2000. The contribution of soil and water conservation to sustainable livelihoods in semi-arid areas of Sub-Saharan Africa. Agricultural Research and Extension Network. Network Paper N° 102.
- Bravo-Ureta, B., Solís, D., Cocchi, H. y Quiroga, R. 2006a. The Impact of Soil and Output Diversification on Farm Income in Central American Hillside Farming. *Agric. Econ.* 35: 267-276.
- Bravo-Ureta, B., Cocchi, H. y Solís, D. 2006b. Output Diversification Among Small-Scale Hillside Farmers in El Salvador. Working Paper: OVE/WP-17/06.
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.K. 1998. Regression Analysis of Count Data. Cambridge University Press. Cambridge.
- Caswell, M., Fuglie, K., Ingram, C., Jans, S. y Kascak, C. 2001. Adoption of Agricultural Production Practices. Lessons Learned from the U.S. Economic Research Service/USDA Chapter 1: Introduction/AER-792 1.
- Caviglia, J.L. y Kahn, J.R. 2001. Diffusion of Sustainable Agriculture in the Brazilian Tropical Rain Forest: A Discrete Choice Analysis. *Econ. Develop. Cult. Change* 9: 311-333.
- Caviglia-Harris, J. 2002. Sustainable agricultural practices in Rondonia Brazil: Do local farmer organizations impact adoption rates? Paper presented at the World Congress of Environmental and Resources Economist. Monterey, California.
- Caviglia-Harris, J. 2003. Sustainable Agricultural Practices in Rondônia, Brazil: Do Local Farmer Organizations Affect Adoption Rates?. *Econ. Develop. Cult. Change* 52(1): 23-49.
- Caviglia-Harris, J. 2004. Household production and forest clearing: the role of farming in the development of the Amazon. *Environ. Develop. Econ.* 9: 181-202.
- Cramb, R. 2005. Social capital and soil conservation: evidence from the Philippines. *The Aust. J. Agric. Resource Econ.* 49: 211-226.
- Cramb, R. A., Catacutan, D., Culasero-Arellano, Z. y Mariano, K. 2007. The 'Landcare' approach to soil conservation in the Philippines: an assessment of farm-level impacts. *Aust. J. Exp. Agric.* 47: 721-726.
- de Graaff, J. 1993. Soil conservation and sustainable land use: An economic approach. Royal Tropical Institute, The Netherlands.
- de Graaff, J., Amsalu, A., Bodnár, F., Kessler, A., Posthumus, H. y Tenge, A. 2008. Factors influencing adoption and continued use of long-term soil and water conservation measures in five developing countries. *Applied Geograp.* 28: 271- 280.
- Ellis, F. 1993. *Peasant economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Feder, G. y Slade, R. 1984. The acquisition of information and the adoption of technology. *Amer. J. Agr. Econ.* 66: 312-320.
- Feder, G., Just, R.E. y Zilberman, D. 1985. Adoption of agricultural innovations in developing countries: a survey. *Econ. Develop. Cult. Change* 33(2): 225-298.
- Foltz, J. 2003. The Economics of Water-Conserving technology Adoption in Tunisia: An empirical estimation of farmer technology choice. *Econ. Develop. Cult. Change* 51(2): 359-373.
- Francke, S. 1997. Lineamientos de políticas para la ordenación de cuencas hidrográficas y conservación de suelos. Chile Forestal. Documento Técnico N° 127. Julio, 7 p.

- Gebremedhin, B. y Swinton, S.M. 2003. Investment in soil conservation in northern Etiopía: the role of land tenure security and public programs. *Agric. Econ.* 29: 69-84.
- Greene, W. H. 1997. *Econometrics Analysis*. 3^{era} Edición ed. New Jersey, Prentice Hall.
- Gupta, R. y Seth, A. 2007. A review of resource conserving technologies for sustainable management of the rice-wheat cropping systems of the Indo-Gangetic plains (IGP). *Crop Prot.* 26: 436-447.
- Herath, P.H.M.U. y Takeya, H. 2003. Factors determining intercropping by rubber smallholders in Sri Lanka: a logit analysis. *Agric. Econ.* 29: 159-168.
- INDAP. 2007. Plan Nacional de Competitividad de Frambuesas de Exportación para la agricultura familiar campesina. División de Fomento. 61 p.
- Kessler, C.A. 2006. Decisive key-factors influencing farm households' soil and water conservation investments. *Applied Geo.* 26: 40-60.
- Lapar, M. L. A. y Pandey, S. 1999. Adoption of Soil Conservation: The Case of the Philippine Uplands. *Agric. Econ.* 21: 241-256.
- Lee, D. 2005. Agricultural Sustainability and Technology Adoption: Issues and Policies for Development Countries. *Amer. J. Agr. Econ.* 87(5): 1325-1334.
- Lichtenberg, E. 2001. Adoption of Soil Conservation Practices: A Revealed Preference Approach. Department of Agricultural and Resource Economics. The University of Maryland, College Park.
- Mbaga-semgalawe, Z. y Fomer, H., 2000. Household adoption behavior of improved soil conservation: the case of the North Pare and West Usambara Mountains of Tanzania. *Land Use Policy* 17, 321-336.
- Norris, E.P. y Batie, S.S. 1987. Virginia farmers' soil conservation decisions: an application of Tobit analysis. *Southern J. Agric. Econ.* 19(1): 89-97.
- Park, T. y Lohr L. 2005. Organic pest management decisions: a systems approach to technology adoption. *Agric. Econ.* 33: 467-478.
- Pender, J. L. y Kerr, J. M. 1998. Determinants of farmers' indigenous soil and water conservation investments in semi-arid India. *Agric. Econ.* 19: 113-12.
- Pérez, C. y González, J. 2001. Diagnóstico sobre el estado de degradación del recurso suelo en el país. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA). Chillán, Chile. 196 p.
- Rahelizatovo, N.C. y Gillespie, J.M. 2004. The Adoption of Best-Management Practices by Louisiana Dairy Producers. *J. Agric. Applied Econ.* 31(1): 229-240.
- Rahm, M. y Huffmann, W. 1984. The Adoption of Reduced Tillage: The Role of Human Capital and other Variables. *Amer. J. Agric. Econ.* 66: 405-413.
- Ramírez, O. A. y S. Shultz. 2000. Poisson Count Models to Explain the Adoption of Agricultural and Natural Resource Management Technologies by Small Farmers in Central America. *J. Agric. Applied Econ.* 32: 21-33.
- Rogers, E.M. 1983. *Difusion of Innovation*, Tercera Edición. The Free Press, Nueva York.
- Saintraint, D. y Sloom, P. 1993. La erosión potencial de los suelos en Argentina, Bolivia, Brasil, Chile y Paraguay. FAO. Proyecto Regional GCP/RLA/107/JPN "Apoyo para una agricultura sostenible mediante conservación y rehabilitación de tierras en América Latina", Doc. campo 2. 50 p.
- Sheikh, A.D., Rehman, T. y Yates, C.M. 2003. Logit models for identifying the factors that influence the uptake of new 'no-tillage' technologies by farmers in the rice-wheat and the cotton-wheat farming systems of Pakistan's Punjab. *Agric. Systems* 75: 79-95.
- Shiferaw, B. y Holden, S. 1998. Resource degradation and adoption of land conservation technologies in the Ethiopian highlands: a case study in Andit Tid, North Shewa. *Agric.*

- Econ. 18: 233-247.
- Shultz, S., Faustino, J. y Melgar, D. 1997. Agroforestry and soil conservation: adoption and profitability in El Salvador. *Agrofor. Today* 9: 16-17.
- Sidibé A. 2005. Farm-level adoption of soil and water conservation techniques in northern Burkina Faso. *Agric. Water Manag.* 71: 211-224.
- Solís, D. y Bravo-Ureta, B. 2005. Economic and financial sustainability of private agricultural extension in El Salvador. *J. Sustainable Agric.* 26: 81-102.
- Solís, D., Bravo-Ureta, B. y Quiroga, R. 2006. Technical Efficiency and Adoption of Soil Conservation in El Salvador and Honduras. Selected Paper presented at the 26th Conference Economists, August 14, 2006, Brisbane, Australia.
- Soule, M., Tegene, A. y Wiebe, K. 2000. Land Tenure and the Adoption of Conservation Practices. *Amer. J. Agr. Econ.* 82(4): 993-1005.
- Srinivasa, G., Chengappa, P.G., Reddy, K., Achoth, L. y Nagaraja, G.N. 2005. Socio-economics determinants of technology adoption in sericulture - an analysis. *Indian J. Agric. Econ.* 60(2): 264-270.
- Tenge, A.J., de Graaff, J. y Hella, J.P. 2004. Social and Economics Factors Affecting the Adoption of Soil and Water Conservation in West Usambara Highlands, Tanzania. *Land Degrad. Develop.* 15: 99-114.
- Vidal, I., Etchevers, J. y Fischer, A. 2002. Dinámica del nitrógeno bajo diferentes rotaciones, sistemas de labranza y manejo de residuos en el cultivo de trigo. *Agric. Téc.* 62(1): 121-132.
- Westra, J. y Olson, K. 1997. Farmers' decision processes and adoption of conservation tillage. Staff Paper P97-9, University of Minnesota.
- Wezel A., Steinmuller, N. y Friederichsen J.R. 2002. Slope position effects on soil fertility and crop productivity and implications for soil conservation in upland northwest Vietnam. *Agric. Ecosystems Environ.* 91(1): 113-126.

Fuente: elaborado por los autores.