

J.A. Franco

**ANÁLISIS DE LOS FACTORES DE PARTICIPACIÓN EN PROGRAMAS
AGROAMBIENTALES DE LUCHA CONTRA LA EROSIÓN EN EL OLIVAR**

Separata ITEA

INFORMACIÓN TÉCNICA ECONÓMICA AGRARIA, VOL. **107** N.º 3 (169-183), 2011

Análisis de los factores de participación en programas agroambientales de lucha contra la erosión en el olivar

J.A. Franco

Departamento de Economía. Escuela de Ingenierías Agrarias. Universidad de Extremadura. Carretera de Cáceres, s/n. 06007 Badajoz. E-mail: franco@unex.es

Resumen

La erosión del suelo es un problema ambiental de primera magnitud que afecta a la productividad de los cultivos. Por ello en este trabajo se analizan los principales factores socioeconómicos que determinan la adopción de prácticas de conservación del suelo en explotaciones olivareras con elevados niveles de erosividad. Además se estudian las variables que explican la participación de los agricultores de la zona seleccionada en los programas agroambientales de la Unión Europea relativos a la lucha contra la erosión. Según la estimación de varios modelos se comprueba que la probabilidad de adoptar múltiples prácticas de conservación aumenta con la superficie y la edad de la plantación. Mientras que la participación en el programa agroambiental disminuye conforme disminuyen los pagos.

Palabras clave: Olivar, erosión, programas agroambientales, modelos probit.

Summary

Analysis about the participation factors in EU agri-environmental programmes of fight against soil erosion in olive groves

Soil erosion is an environmental problem of first magnitude, affecting crop productivity. Therefore this paper analyzes the main economic factors that determine the adoption of soil conservation practices in olive groves with high levels of erosivity. Also it explores the variables that explain the participation of surveyed farmers in the European Union agri-environmental programme on the fight against soil erosion. According to the estimation of several models is found that the probability of adoption of multiple conservation practices increases with the surface and the plantation age. While the participation in the agri-environmental schemes decreases with lower payments.

Key words: Olive groves, soil erosion, agri-environmental programmes, probit models.

Introducción

La participación de los agricultores en los programas agroambientales de lucha contra la erosión ha sido un tema frecuente de estudio en Europa, especialmente a partir de la segunda mitad de los 90 y de las sucesivas reformas de la PAC. En concreto, Bonnieux *et al.* (1998) realizan para el caso francés un estudio de la participación en el programa

europeo de "áreas medioambientalmente sensibles", igual que Morris y Potter (1995) y Wilson (1997) en el Reino Unido. Y Wynn *et al.* (2001) en Escocia. Además del análisis de otros programas agroambientales en España (Oñate *et al.*, 1998), Escocia (Willock *et al.*, 1999), Bélgica (Vanslebrouck *et al.*, 2002), Holanda (Wossink y Wenum, 2003) o Italia (Defrancesco *et al.*, 2008).

La metodología que utilizan los estudios revisados es diversa, combinándose en algunos casos varias aplicaciones metodológicas. Un buen número de investigaciones estiman modelos de elección discreta, como Bonnieux *et al.* (1998), Wynn *et al.* (2001), Vanslebrouck *et al.* (2002), Cooper (2003), Wossink y Wenum (2003), Giannakas y Kaplan (2005) o Defrancesco *et al.* (2008). Otras metodologías aplicadas son las siguientes (Moxey *et al.*, 1999; Fraser, 2002 y 2004; Dupraz *et al.*, 2003; Woodhouse, 2006; Glebe y Salhofer, 2007): análisis estadísticos descriptivos, modelos de simulación, análisis jerárquico de procesos, modelos de ecuaciones estructurales, análisis numérico, valoración contingente, análisis de duración, teoría de juegos y otros modelos econométricos.

Morris y Potter (1995) clasifican a los agricultores según su actitud hacia la participación en cuatro categorías: no-adoptantes resistentes, no-adoptantes condicionales (o adoptantes potenciales), adoptantes pasivos y adoptantes activos. Las medidas políticas que se elaboren han de responder, por tanto, a esta agrupación, teniendo como objetivo el trasvase gradual desde las categorías de no-adoptantes hacia la de adoptantes activos. Wilson (1997) analiza los factores que influyen en la participación de los agricultores en el programa europeo de "áreas medioambientalmente sensibles" en el Reino Unido. Los resultados muestran que la superficie de la explotación es la principal variable que explica la participación, también son significativas la continuidad de la actividad agraria por algún miembro de la familia y los pagos del programa.

Wynn *et al.* (2001) analizan mediante un modelo logit multinomial la probabilidad de participar en el programa europeo de "áreas medioambientalmente sensibles" en Escocia. Consideran tres grupos de agricultores: participantes, participantes potenciales y no-participantes. Encuentran que los

que no participan están menos informados y son menos conscientes de las ventajas del programa. La probabilidad de participar aumenta con los pagos asociados a la adopción de prácticas de conservación y con los bajos costes de inversión en las mismas. Mientras que la probabilidad disminuye conforme mayor es la superficie de cultivo y la densidad de la cabaña ganadera (debido al aumento de los costes de oportunidad asociados al incremento de las exigencias y requisitos agroambientales).

Wossink y Wenum (2003) analizan mediante modelos probit y tobit la participación de los agricultores holandeses en planes de conservación de la biodiversidad consistentes en la adopción de setos en las lindes de la explotación y sin usar herbicidas. Los resultados muestran que las características del agricultor y de la explotación no son relevantes en la decisión de participar. En particular, ni el tamaño de la finca ni la continuidad de la actividad agraria fueron significativos en los modelos estimados. La edad no influía en la probabilidad de la participación real, pero sí presentaba un efecto negativo sobre la participación potencial. También encontraron evidencia para rechazar la hipótesis sobre la mayor probabilidad de participar de los agricultores con una actitud más innovadora.

Giannakas y Kaplan (2005) analizan mediante teoría de juegos y modelos logit los factores que influyen en el incumplimiento de los requisitos agroambientales fijados en los programas públicos estadounidenses de conservación de suelos gravemente erosionados. Concluyen que estos programas presentan un efecto ambiguo sobre la conservación de la tierra, particularmente los programas basados en ayudas económicas, ya que existen incentivos para incumplir los compromisos agroambientales.

Otros trabajos más recientes que analizan la efectividad y la eficiencia de los pagos vincula-

dos a programas agroambientales son los de Engel *et al.* (2008), Baylis *et al.* (2008), Stobbe-laar *et al.* (2009), Canton *et al.* (2009), Prager y Freese (2009), Fleskens y Graaff (2010), Mette-penningen *et al.* (2011), Horst (2011).

A partir de la revisión de la literatura cabe preguntarse si existe una serie de condicionantes comunes que influyan en el comportamiento de los agricultores a la hora de participar en un programa agroambiental de lucha contra la erosión. La hipótesis de trabajo es que pueden distinguirse varios grupos o categorías de factores relacionados con la decisión de participar en los planes de conservación del suelo. Por tanto, los objetivos principales de este trabajo son dos. Por un lado, analizar las variables que influyen en la decisión de adoptar prácticas de conservación del suelo en una zona olivarera granadina con problemas de erosión. Y por otro lado, estudiar los factores que determinan la decisión de los agricultores encuestados de participar en el programa agroambiental europeo de control de la erosión.

La normativa agroambiental en Andalucía

El Reglamento 1698/2005 relativo a las ayudas al desarrollo rural a través del fondo europeo, establece las normas generales que regulan la ayuda comunitaria al desarrollo rural, financiada por el FEADER para el periodo comprendido entre el 1 de enero de 2007 y el 31 de diciembre de 2013. Este Reglamento establece una programación basada en un Plan Estratégico Nacional que recoge las prioridades de esta política a nivel de Estado Miembro, y en los Programas de Desarrollo Rural. Los objetivos propuestos en esta normativa se articulan en torno a cuatro ejes: aumento de la competitividad del sector agrícola y forestal (eje 1), mejora del medioambiente y del entorno rural (eje 2), calidad de vida en las zonas

rurales y diversificación de la economía rural (eje 3), y la implantación de los grupos de desarrollo local Leader (eje 4). Las ayudas agroambientales (artículo 39) se ubican en el eje 2, dentro de la subsección sobre condiciones relativas a las medidas destinadas a la utilización sostenible de las tierras agrícolas. Lo más relevante es que las ayudas agroambientales sólo se concederán para aquellos compromisos que supongan mayores exigencias que los requisitos obligatorios recogidos en el Reglamento 1782/2003.

En aplicación del Reglamento 1698/2005 se desarrolla el PDR andaluz. El Plan de Desarrollo Rural 2007-2013 de Andalucía tiene entre sus objetivos mejorar la competitividad de la agricultura y la silvicultura, apoyar la gestión de tierras y la mejora del medioambiente, fomentar la calidad de vida y la diversificación de las actividades económicas en el medio rural. Está dotado con un presupuesto de 3.766,7 millones de euros, de los cuales 1.881,74 proceden del Fondo Europeo de Desarrollo Rural (FEADER) y 685,6 de la cofinanciación nacional obligatoria para estos fondos: 291,4 aportados por el Estado y 394,2 aportados por la Junta de Andalucía. Además, estas cantidades se incrementarán en 1.199,3 millones de euros procedentes de los fondos propios de la administración autonómica (la cantidad total aportada por la Junta de Andalucía supone un aumento del 14% respecto al periodo 2000-2006).

El PDR 2007-2013 integra las ayudas a la utilización de métodos de producción agraria compatibles con el medioambiente, específicamente la Medida 4 sobre erosión del Reglamento 1257/1999, dentro de la Submedida 3 de agricultura ecológica, según se recoge en la Orden de 20 de noviembre de 2007 (Consejería de Agricultura y Pesca, 2007). La Submedida 3 de agricultura ecológica es la que integra mayor número de medidas de la normativa europea anterior (Reglamento 1257/1999). La cuantía de la prima que se

establece para el olivar en pendiente es de 370,40 €/ha, reduciéndose a un 90% a partir del cuarto año. En el año 2008 los agricultores que se encuentren en el último año de compromisos de la M-4 pueden optar por finalizar dichos compromisos y adaptarse o realizar una nueva solicitud a la Submedida 3 de agricultura ecológica.

Según establece la Orden de 20 de noviembre de 2007, los requisitos comunes a todas las medidas agroambientales son el mantenimiento de un cuaderno de explotación, el mantenimiento de la vegetación natural en las lindes de las parcelas, el mantenimiento de los elementos de infraestructura e instalaciones tradicionales (muretes, cercas, setos, terrazas, bancales, acequias, etc.) y los requisitos mínimos de aplicación de productos fitosanitarios y abonos. Además, como requisitos compartidos por las Submedidas 3 y 4 (agricultura y ganadería ecológicas) se detallan los siguientes: estar en condiciones de utilizar las indicaciones del método de producción ecológica, inscripción en un Organismo de control y certificación de la producción agrícola ecológica, y que las explotaciones agrarias estén en producción con especies ganaderas o cultivos destinados al consumo humano o animal. Los compromisos que asumen los agricultores que solicitan estas ayudas, Submedida 3, son los siguientes: No utilizar productos químicos de síntesis en el control de plagas y enfermedades. Efectuar el control de la maleza mediante medios mecánicos. Utilizar abono orgánico para mantener la fertilidad del suelo. Y mantener vegetación natural en las lindes. Además, en cultivos leñosos situados en pendientes iguales o superiores al 8% los principales requisitos son no alterar el suelo de las calles entre el 1 de septiembre y el 15 de marzo, dejando crecer la cubierta vegetal; y prohibido el uso de aperos de labranza que volteen el suelo y las roturaciones.

Materiales y métodos

El diseño del cuestionario responde a las aportaciones de los trabajos empíricos revisados en la literatura. Las encuestas fueron realizadas durante los años 2005 y 2006 por medio de un encuestador que trabaja habitualmente como técnico agrícola en la zona de estudio. Para la selección de la muestra se acudió a la información poblacional disponible (antes de la realización de las encuestas) sobre explotaciones de olivar de las provincias andaluzas (Consejería de Agricultura y Pesca, 2000, 2002 y 2004). Dichas fuentes estadísticas aportan datos municipales sobre el olivar en las distintas provincias andaluzas, distinguiendo según el tipo de cultivo (regadío o secano) y superficie. Además, los datos relativos a niveles de erosión por municipio se obtuvieron del Sistema de Información Multiterritorial de Andalucía (SIMA, 1999) del Instituto de Estadística Andaluz.

El método de muestreo adecuado para el análisis que se pretende realizar en esta investigación es el aleatorio estratificado según el grado de erosión de la zona seleccionada (en la provincia de Granada) y las grandes explotaciones de más de 500 hectáreas, obteniéndose así un tamaño muestral de 215 explotaciones de olivar. El error muestral es del 2,90% en proporciones extremas y del 6,65% en proporciones intermedias. No obstante, trabajos previos realizados en el área de estudio (Calatrava-Leyva *et al.*, 2007) permiten aproximar las proporciones de agricultores que han adoptado alguna práctica de conservación de suelos en su explotación, con lo que el error muestral se reduce al 1,86%. Franco (2009) recoge información más detallada de la zona de estudio, así como de la muestra y del diseño del cuestionario.

La Tabla 1 recoge las variables utilizadas en los modelos de elección discreta estimados (mediante el software econométrico Limdep v.8.0).

Tabla 1. Descripción de las variables
Table 1. Description of variables

Variable	Definición	Media aritmética	Desviación típica
VARIABLES DEPENDIENTES			
PCS5	Suma de prácticas de conservación de suelo (de 0 a 5, siendo "0"=Laboreo, la práctica de referencia)	1,6884	0,9354
PARTIC	Participación en el programa agroambiental (1/0)	0,8000	0,4009
VARIABLES INDEPENDIENTES			
HAOLIV	Hectáreas de olivar	37,4936	139,1041
LADER	Situación de la explotación en ladera (1/0)	0,9069	0,2911
REGAD	Explotación de regadío (1/0)	0,1395	0,3473
CONSERV	Nivel de conservación del suelo (valoración del encuestador) 1: Muy bueno. 2: Bueno. 3: Aceptable. 4: Malo	2,5814	0,8952
ANTIG	Edad de la plantación	48,2372	26,0318
HERED	Explotación heredada (1/0)	0,5162	0,5009
CONTAB	La explotación lleva contabilidad (1/0)	0,7860	0,4110
EROG	Percepción erosión en general 1: Algo grave. 2: Bastante grave. 3: Muy grave	2,1535	0,6020
CONTIN	Continuidad de la explotación por un familiar (1/0)	0,6837	0,4661
TRAB	Realización de trabajos en la explotación 1: Todos. 2: Sólo algunos. 3: Sólo gestión. 4: Ninguno	1,7023	0,9174
FORAGR	Formación agraria sólo a través de cursos/jornadas (1/0)	0,8465	0,3613
LEE	El agricultor lee libros y/o revistas de agricultura (1/0)	0,6279	0,4845
RIESG10	Nivel de percepción de la actitud hacia el riesgo (1 a 10) Desde 1: nada arriesgado a 10: muy arriesgado	6,8232	1,3522
PAGOS	Cree que los pagos del programa son insuficientes (1/0)	0,1256	0,3314
ASESOR	Opina que es necesario más asesoramiento (1/0)	0,8372	0,3692
PRACT	Opina que las prácticas exigidas son muy complejas (1/0)	0,2791	0,4485
TRAMIT	Opina que son necesarios trámites burocráticos más sencillos (1/0)	0,2977	0,4572

Para analizar los factores que determinan la adopción de un conjunto de prácticas de conservación de suelo se ha estimado un modelo probit multinomial en el que la variable dependiente es el número total de prácticas de conservación de suelos adoptadas por cada agricultor en su explotación. Dicha variable se ha construido tomando como referencia la práctica de laboreo (valor 0), considerando como dos prácticas la adopción de no laboreo con aplicación localizada de herbicidas y como una práctica la adopción del no laboreo con aplicación no localizada de herbicidas, y considerando como una única práctica la adopción tanto individual como conjunta de las técnicas de vegetación natural y de setos en las lindes. Por tanto, la variable toma el valor cero si el agricultor hace laboreo y ninguna práctica más y un valor de 1 a 5 dependiendo del número de prácticas que realiza de entre las siguientes: a) no laboreo con aplicación no localizada de herbicidas, b) no laboreo localizado, c) mantenimiento de setos o vegetación natural o ambos en las lindes de las parcelas, d) utilización de los restos triturados de la poda como acolchado, y e) mantenimiento de cubiertas o franjas de vegetación en el suelo.

Dado que la variable dependiente refleja un cierto orden en la adopción de prácticas, es por lo que los modelos más adecuados son los modelos de elección múltiple entre alternativas ordenadas (modelos multinomiales ordenados), que no son más que una extensión directa de los modelos binomiales. Es decir, en términos generales, puede tratarse el problema multinomial como una serie de problemas binomiales. Es decir, si se tiene una variable dependiente y que puede tomar valores j para $j = 0, 1, 2, \dots, J$, entonces la especificación funcional apropiada para los modelos multinomiales ordenados es la que parte de una ecuación de regresión latente y^* que es la que rige el mecanismo de elección entre las alternativas j :

$$y^* = \mathbf{K}\beta_j + u_j \quad [1]$$

Siendo \mathbf{K} el vector de variables explicativas del modelo, β_j los coeficientes del modelo y el error aleatorio u_j . Esta ecuación de regresión latente toma los siguientes valores:

$$\begin{aligned} y &= 0 \text{ si } y^* \leq 0 \\ y &= 1 \text{ si } 0 < y^* \leq Mu(1) \dots \\ y &= J \text{ si } Mu(J-1) \leq y^* \end{aligned} \quad [2]$$

Donde los coeficientes $Mu(j)$ son parámetros que se han de estimar conjuntamente con el vector de coeficientes β y que deben cumplir la siguiente condición para que las probabilidades asociadas sean positivas:

$$0 < Mu(1) < Mu(2) < \dots < Mu(J-1) \quad [3]$$

Para contrastar la hipótesis de distribución normal de la variable "suma de prácticas" se ha realizado el test de Kolmogorov-Smirnov (Tabla 2), rechazándose a un 99% de confianza la hipótesis de normalidad. No obstante, como la prueba de normalidad K-S es muy sensible a los datos, se han calculado también las medidas clásicas de forma, coeficientes de asimetría y curtosis (Tabla 2), confirmándose que la variable se distribuye aproximadamente como una normal. Por este motivo y con propósitos comparativos, se ha estimado también un modelo de regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios, observándose que las variables significativas del modelo lineal coinciden con las del modelo probit ordenado (Tabla 3).

Dada la importancia del programa agroambiental de control de la erosión se ha estimado también un modelo probit binomial de esta variable para identificar los factores socioeconómicos del agricultor y los factores característicos de la explotación que determinan la decisión de acogerse voluntariamente a las exigencias medioambientales de la normativa europea. Casi la totalidad de los agricultores encuestados conocen la Medida 4 (olivar en pendiente) del programa agroambiental recogido en los Regla-

Tabla 2. Pruebas de normalidad de la variable PCS5
Table 2. Tests of normality of PCS5 variable

Medidas	Valores
Media	1,690
Desviación típica	0,938
Coefficiente de Asimetría de Fisher	0,111
Coefficiente de Curtosis	-0,347
Valor de z de Kolmogorov-Smirnov	3,034
p-valor (bilateral)	0,000

Nota: Se rechaza la hipótesis nula de normalidad si el p-valor es inferior a 0,05.

mentos 2078/1992 y 1257/1999, aunque la participación efectiva en el programa se reduce al 80,75%, razón por la cual no se distorsiona gravemente el análisis relativo al modelo probit binomial y se reduce el efecto del sesgo de auto-selección. La forma funcional que toma el modelo probit binomial para la participación en el programa agroambiental es la siguiente:

$$P_r = \text{Prob} (\text{Participar} = 1, \text{ No participar} = 0) = f(K_i) + u_i \quad [4]$$

Siendo K_i el vector de variables explicativas del modelo y u_i el error aleatorio. Dado que en todos los modelos de elección binaria el coeficiente de determinación clásico R^2 deja de ser una buena medida de la bondad del ajuste del modelo, es por lo que se emplean otras medidas alternativas, tales como el pseudo- R^2 de McFadden:

$$R_{McFADDEN}^2 = 1 - \frac{\ln L_{NR}}{\ln L_R} \quad [5]$$

Donde L_R es la función de verosimilitud restringida del modelo (sin variables explicativas, excepto la constante), L_{NR} representa la función de verosimilitud del modelo completo. Los valores de los pseudo- R^2 son sen-

sibles a la naturaleza de las observaciones ($y = 0$ ó $y = 1$), ya que se obtendrían valores muy diferentes si la variable dependiente y tomase valores distintos a 0 y 1. Otra medida del grado de ajuste del modelo es la proporcionada por las "tablas de clasificación", que representan el porcentaje de predicciones correctas e incorrectas del modelo para los datos de la muestra (Ramajo *et al.*, 2002).

Resultados y discusión

Modelos de adopción de múltiples prácticas de conservación de suelos

Según el modelo probit ordenado estimado, que se muestra en la Tabla 3, la probabilidad de adoptar un mayor número de técnicas de conservación en la explotación crece con la superficie, lo que es indicativo de la existencia de un efecto de escala en la adopción, es decir, las explotaciones más grandes presentan mayores recursos que les permiten afrontar los costes asociados a la adopción. También aumenta con la edad de la plantación y en las explotaciones de regadío. Las explotaciones situadas en ladera y en las que los agricultores perciben la elevada gravedad de la erosión aumentan la probabilidad de adopción, lo que es coherente con la teoría económica de la erosión. Según Walker (1982) y Pattanayak y Mercer (1998) los incentivos para la conservación del suelo se incrementan con la pendiente y con el grado de erosión.

Además, esta probabilidad aumenta cuando el agricultor lleva algún tipo de contabilidad, cuando la continuidad de la explotación está asegurada por parte de algún familiar, cuando la explotación ha sido adquirida por el agricultor en lugar de recibirla en herencia. Y cuando el agricultor realiza exclusivamente actividades de gestión y/o dirección de la

Tabla 3. Modelos de adopción de múltiples prácticas (variable PCS5)
 Table 3. Models of adoption of multiple practices (PCS5 variable)

Variable explicativa	Probit multinomial ordenado			Regresión lineal MCO		
	Coefficiente	t-valor	p-valor	Coefficiente	t-valor	p-valor
CONSTANTE	0,1318	0,294	0,7688	0,6988	2,495	0,0134
HAOLIV	0,0028	4,477	0,0000	0,0017	4,458	0,0000
REGAD	0,8675	3,499	0,0005	0,5305	3,387	0,0009
ANTIG	0,0079	2,323	0,0202	0,0047	2,221	0,0275
CONS2	-1,1798	-4,413	0,0000	-0,7399	-4,398	0,0000
CONS3	-1,4839	-5,873	0,0000	-0,9213	-5,890	0,0000
CONS4	-1,4170	-4,508	0,0000	-0,8841	-4,451	0,0000
HERED	-0,6131	-3,529	0,0004	-0,3926	-3,548	0,0005
CONTAB	0,4393	1,965	0,0494	0,2708	1,902	0,0587
EROG1	-0,5119	-1,669	0,0951	-0,3085	-1,586	0,1143
EROG2	-0,1309	-0,689	0,4909	-0,0725	-0,588	0,5569
CONTIN	0,7188	3,914	0,0001	0,4391	3,792	0,0002
LEE	0,2950	1,478	0,1393	0,1807	1,403	0,1622
LADER	1,148	3,676	0,0002	0,6737	3,496	0,0006
TRAB2	0,0629	0,307	0,7586	0,0349	0,264	0,7921
TRAB3	0,4295	1,899	0,0575	0,2860	1,983	0,0488
TRAB4	0,6479	1,724	0,0847	0,3949	1,641	0,1024
PARTIC	0,6902	2,706	0,0068	0,4073	2,525	0,0124
Mu(1)	1,5652	13,642	0,0000	Suma de los e ²	100,7858	
Mu(2)	3,0724	23,576	0,0000	Parámetros	18	
Mu(3)	4,8134	16,972	0,0000	Grados de libertad	197	
Razón de verosimilitud	135,176	0,0000		134,180	0,0000	
Observaciones		215			215	
Predicciones correctas		0,5256			R ² = 0,4643	

Nota: El valor de Mu(1) indica que la variable dependiente toma el valor 1 si la variable latente y^* es mayor que 0 y menor que Mu(1). Tomará el valor 2 cuando la variable latente se encuentra entre Mu(1) y Mu(2). Tomará el valor 3 cuando la variable latente se encuentra entre Mu(2) y Mu(3). Y el valor 4 cuando y^* es mayor que Mu(3).

explotación, lo que indica una gestión más profesionalizada frente a las explotaciones más tradicionales, lo que les permite obtener más beneficios y asumir mayores costes en la conservación del suelo, lo que redundará a su vez en un mayor rendimiento y calidad de la producción a medio-largo plazo. Este último conjunto de variables se encuentran entre las que mayor poder explicativo muestran en los trabajos revisados por Pattanayak *et al.* (2003).

También aumenta cuando el agricultor participa en el programa agroambiental de lucha contra la erosión, lo cual no denota necesariamente que los agricultores adoptantes estén más concienciados con la conservación del suelo que el resto (Giannakas y Kaplan, 2005; Stobbelaar *et al.*, 2009). En cambio, la probabilidad disminuye cuando el nivel de conservación del suelo oscila entre "bueno" y "malo" frente a que sea "muy bueno" (nivel de referencia). Este resultado podría ser indicativo del comportamiento racional de los agricultores, ya que diversos trabajos señalan que no hay evidencia de relación positiva entre la adopción y la rentabilidad de la explotación (Cárcamo *et al.*, 1994; Valentin *et al.*, 2004; Benítez *et al.*, 2006), por lo que los agricultores sólo se verán incentivados a adoptar si el nivel de par-

tida de conservación del suelo es elevado. Aunque revela cierta inconsistencia con el resultado anterior sobre la percepción del nivel de gravedad de la erosión. Esta inconsistencia en variables biofísicas es encontrada también en numerosas investigaciones revisadas por Pattanayak *et al.* (2003).

Otras variables como la edad del agricultor, el nivel educativo o la actitud ante el riesgo no resultaron significativas (o fueron descartadas de los modelos después de realizar un análisis bivariante para identificar si estaban significativamente relacionadas con la adopción), en consonancia con los resultados de trabajos de revisión bibliográfica como el de Bosch y Pease (2000) y Pattanayak *et al.* (2003).

Según se recoge en la Tabla 4, el modelo probit ordenado predice correctamente el 52,56% de las observaciones. En particular, predice correctamente el 23,81% de los adoptantes de laboreo (y ninguna práctica más), el 51,43% de los adoptantes de al menos una práctica de conservación de suelos, independientemente de las técnicas de labranza; el 67,86% de los que adoptan al menos dos prácticas; el 42,86% de los que aplican al menos tres prácticas y ninguno de los 5 agricultores que adoptan como máximo cuatro prácticas.

Tabla 4. Proporción de clasificación correcta del modelo de adopción de múltiples prácticas
 Table 4. Proportion of correct classification of the adoption model of multiple practices

Observado	Predicción					Total
	Y = 0	Y = 1	Y = 2	Y = 3	Y = 4	
Y = 0	5	13	3	0	0	21
Y = 1	3	36	29	2	0	70
Y = 2	1	20	57	6	0	84
Y = 3	0	4	16	15	0	35
Y = 4	0	0	0	5	0	5
Total	9	73	105	28	0	215

Nota: Predicciones de los modelos de elección binaria basados en un umbral $c = 0,5$.

Los efectos marginales de las variables significativas del modelo lo son también para los adoptantes de laboreo, los adoptantes de al menos una práctica y los adoptantes de cuatro prácticas (Tabla 5). No obstante, los efectos marginales de los que aplican como máximo cuatro prácticas son cuantitativamente menores que los de los otros dos grupos. Mientras que para los que implementan dos y tres prácticas los efectos marginales significativos son los siguientes: Para los de dos prácticas, el efecto marginal es negativo para niveles altos de conservación del suelo y para niveles bajos de percepción de la erosión. Mientras que para los de tres prácticas,

el efecto marginal es positivo para las explotaciones de regadío, que llevan contabilidad, tienen asegurado el traspaso a la generación siguiente, los agricultores leen literatura técnica especializada y además se dedican exclusivamente a gestionar o dirigir la explotación.

Se observa lo que podría denominarse como un punto de inflexión en la adopción de al menos tres prácticas de conservación. Lo cual nos permite diferenciar entre las características que definen al grupo de adoptantes de "menos de tres prácticas" y de "tres prácticas o más".

Tabla 5. Efectos marginales del modelo de adopción de múltiples prácticas
Table 5. Marginal effects of the adoption model of multiples practices

Variable explicativa	Y = 0	p-valor	Y = 1	p-valor	Y = 2	p-valor	Y = 3	p-valor	Y = 4	p-valor
CONSTANTE	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000		0,0000	
HAOLIV	-0,0002	0,0005	-0,0009	0,0000	0,0006	0,4153	0,0005	0,3560	0,0000	0,0021
REGAD	-0,0383	0,0241	-0,2477	0,0000	0,0613	0,8244	0,2128	0,0000	0,0119	0,0000
ANTIG	-0,0006	0,0320	-0,0024	0,0202	0,0016	0,4098	0,0014	0,4296	0,0000	0,0619
CONS2	0,1505	0,0000	0,2942	0,0000	-0,2847	0,0721	-0,1563	0,4344	-0,0038	0,0024
CONS3	0,1459	0,0000	0,3866	0,0000	-0,2654	0,3697	-0,2566	0,3120	-0,0106	0,0006
CONS4	0,2497	0,0000	0,2585	0,0000	-0,3672	0,0052	-0,1383	0,4610	-0,0027	0,0031
HERED	0,0462	0,0000	0,1856	0,0000	-0,1157	0,1963	-0,1128	0,4968	-0,0034	0,0077
CONTAB	-0,0412	0,0407	-0,1308	0,0000	0,1023	0,6223	0,0682	0,0000	0,0015	0,0000
EROG1	0,0543	0,0000	0,1472	0,0000	-0,1275	0,0000	-0,0725	0,5729	-0,0015	0,0178
EROG2	0,0094	0,0418	0,0407	0,1729	-0,0253	0,6048	-0,0241	0,8081	-0,0007	0,3189
CONTIN	-0,0699	0,0116	-0,2083	0,0000	0,1637	0,5363	0,1117	0,0001	0,0027	0,0000
LEE	-0,0236	0,1036	-0,0906	0,0050	0,0618	0,7160	0,0511	0,1535	0,0013	0,0000
LADER	-0,1874	0,0003	-0,2392	0,0000	0,3087	0,2657	0,1159	0,0787	0,0020	0,0000
TRAB2	-0,0045	0,5938	-0,0196	0,5385	0,0121	0,9059	0,0116	0,8717	0,0003	0,5252
TRAB3	-0,0249	0,0623	-0,1316	0,0004	0,0626	0,7390	0,0907	0,0066	0,0032	0,0000
TRAB4	-0,0284	0,0382	-0,1894	0,0000	0,0525	0,8157	0,1576	0,0000	0,0078	0,0000
PARTIC	-0,0754	0,0103	-0,1940	0,0000	0,1703	0,5044	0,0971	0,0002	0,0021	0,0000

Modelo probit binomial de "participación en el programa agroambiental"

La Tabla 6 muestra que la probabilidad de participar en el programa agroambiental aumenta con las siguientes variables: la situación de la finca en ladera, llevar contabilidad, un nivel de conservación del suelo "bueno" frente a "muy bueno", tener un

mínimo de formación agraria, con una actitud amante del riesgo y una opinión favorable sobre la necesidad de más asesoramiento acerca del plan agroambiental. Entre estas variables la literatura destaca la importancia de la actitud ante el riesgo, factor determinante tanto en la participación como en la adopción de prácticas de conservación del suelo (Benítez *et al.*, 2006).

Tabla 6. Modelo probit de participación en el programa agroambiental
Table 6. Probit model of participation in the EU agri-environmental programme

Variable explicativa	Coefficiente	t-valor	p-valor
CONSTANTE	-11,2413	-3,846	0,0001
HAOLIV	0,0044	0,132	0,8947
LADER	4,3529	3,226	0,0013
CONSERV2	2,2688	2,450	0,0143
CONSERV3	0,3394	0,464	0,6430
CONSERV4	-0,5456	-0,630	0,5289
CONTAB	1,4462	2,615	0,0089
CONTIN	0,5183	0,829	0,4070
EROG2	0,8089	1,150	0,2501
EROG3	2,9513	2,712	0,0067
RIESG10	0,3871	1,994	0,0462
FORAGR	1,4706	2,040	0,0414
PAGOS	-4,2727	-4,240	0,0000
ASESOR	1,4719	2,357	0,0184
Razón de verosimilitud		172,52	
Observaciones		215	
Pseudo R ² de McFadden		0,80	
Predicciones correctas (%)		96,28	

Por el contrario, la probabilidad disminuye cuando el agricultor opina que los pagos del plan son insuficientes –en línea con el análisis de Cooper (2003)–, cuando el nivel de conservación del suelo es "malo" frente a que sea

"bueno", y cuando el nivel de percepción de la gravedad de la erosión es "muy grave". Con respecto a esta última variable la evidencia no es concluyente, como señalan Wynn *et al.* (2001) o Vanslembrouck *et al.* (2002).

Otras variables, típicas en los estudios con modelos de elección discreta sobre la participación en programas agroambientales, no han sido significativas, como la continuidad de la actividad agraria (Vanslebrouck *et al.*, 2002; Wossink y Wenum, 2003). Tampoco la superficie ha resultado significativa, como en los trabajos de Cooper (2003), Wossink y Wenum (2003) y Defrancesco *et al.* (2008).

El modelo presenta un buen ajuste (pseudor² de McFadden igual a 0,8018), concretamente el porcentaje de predicciones correctas es elevado (96,28%), prediciendo correctamente el 88,37% de los valores "0" y el 98,26% de los valores "1" (Tabla 7).

De los resultados de este modelo no se puede inferir de manera concluyente que los agricultores que participan en el programa

Tabla 7. Proporción de clasificación correcta del modelo de participación en el programa agroambiental

Table 7. Proportion of correct classification of the participation model in the EU agri-environmental programme

Observado	Predicción		
	Y = 0	Y = 1	Total
Y = 0	38	5	43
Y = 1	3	169	172
Total	41	174	215
% predicciones correctas			96,28

Nota: El análisis de las predicciones se basa en un umbral $c = 0,5$.

agroambiental son los más concienciados con los objetivos de control de la erosión. Así, hay autores que argumentan que los avances tecnológicos desincentivan la conservación del suelo ya que tales innovaciones incrementan la productividad incluso en suelos degradados (Van Kooten *et al.*, 1989). Por otro lado, Giannakas y Kaplan (2005) muestran que los programas públicos basados en la concesión condicionada de ayudas para la adopción de prácticas conservacionistas (donde el incumplimiento se penaliza con la pérdida de las subvenciones) generan incentivos económicos para que los agricultores no-adoptantes se enmascaren como adoptantes (solicitando las ayudas) y así adquirir el derecho a recibir pagos públicos. Además,

la extensión del comportamiento incumplidor es directamente proporcional al aumento de los costes de la adopción, mientras que es inversamente proporcional al nivel de control y cuantía de los pagos públicos. Específicamente, las subvenciones públicas presentan un doble efecto, directo e indirecto, sobre la decisión de incumplimiento. El efecto directo implica que un incremento de las subvenciones incentiva el incumplimiento puesto que aumentan los beneficios esperados. El efecto indirecto implica que dicho aumento de las ayudas desincentiva el incumplimiento porque aumenta su coste de oportunidad, es decir, la oportunidad de obtener beneficios derivados de la adopción inmediata de prácticas conservacionistas.

Conclusiones

Del análisis realizado se desprenden algunas consideraciones finales de interés en relación al impacto de las políticas agroambientales en el olivar desde un enfoque de bienes públicos. En particular, se constata la existencia de un conjunto de factores que determinan tanto la adopción de prácticas de conservación del suelo como la participación en los programas agroambientales de control de la erosión. Factores relacionados con las características de la explotación (superficie, edad de la plantación, régimen productivo, conservación del suelo) y de la gestión y profesionalización del agricultor (contabilidad, continuidad de la explotación, percepción de la erosión). Una actitud neutral ante el riesgo también contribuye a incrementar la probabilidad de participar. En cambio, conforme aumenta la percepción del nivel de gravedad de la erosión, menor es la probabilidad de participar, como consecuencia de unos mayores costes de oportunidad e incertidumbre asociados al incumplimiento de los requisitos y compromisos exigidos en el programa. Todo esto implica la necesidad de un mejor diseño de los planes agroambientales, atendiendo no sólo a cuestiones como la cuantía de los pagos o el grado de asesoramiento que recibe el agricultor, también es necesario incorporar las características de los agricultores y de las explotaciones. En concreto, sería conveniente redefinir el esquema actual basado en ayudas o subvenciones, que dificulta conocer el grado de internalización o concienciación que los agricultores tienen de los objetivos agroambientales de los planes. Desde la óptica de bienes públicos sería recomendable diseñar planes basados en la medición de indicadores económicos y biofísicos (Franco *et al.*, 2010) que permitieran determinar individual o regionalmente el servicio agroambiental que aporta cada explotación, pudiéndose estimar así el precio de mercado

de tales servicios. La fijación de estándares a partir de un conjunto de indicadores económicos y biofísicos contribuiría al diseño de dos tipos de políticas agroambientales complementarias entre sí: políticas basadas en impuestos y políticas de generación de ingresos mediante el intercambio en el mercado de los excedentes alcanzados en los indicadores previamente definidos.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido financiado por el INIA mediante el proyecto RTA01-128.

Bibliografía

- Baylis K, Peplow S, Rausser G y Simon L, 2008. "Agri-environmental policies in the EU and United States: A comparison". *Ecological Economics* 65(4): 753-764.
- Benítez PC, Kuosmanen T, Olschewski R y Van Kooten GC, 2006. "Conservation payments under risk: a stochastic dominant approach". *American Journal of Agricultural Economics* 88(1): 1-15.
- Bonnieux F, Rainelly P y Vermersch D, 1998. "Estimating the supply of environmental benefits by agriculture: a French case study". *Environmental and Resource Economics* 11: 135-153.
- Bosch DJ y Pease JW, 2000. "Economic risk and water quality protection in agriculture". *Review of Agricultural Economics* 22(2): 438-463.
- Calatrava-Leyva J, Franco JA y González MC, 2007. "Analysis of the adoption of soil conservation practices in olive groves: the case of mountainous areas in southern Spain". *Spanish Journal Agricultural Research* 5(3): 249-258.
- Canton J, De Cara S y Jayet P, 2009. "Agri-environmental schemes: Adverse selection, information structure and delegation". *Ecological Economics* 68(7): 2114-2121.

- Cárcamo JA, Alwang J y Norton GW, 1994. "On-site economic evaluation of soil conservation practices in Honduras". *Agricultural Economics* 11: 257-269.
- Consejería de Agricultura y Pesca, 2000. Censo Agrario de Andalucía 1999. Junta de Andalucía. Sevilla.
- Consejería de Agricultura y Pesca, 2002. Manual de estadísticas agrarias y pesqueras de Andalucía 1999. Junta de Andalucía. Sevilla.
- Consejería de Agricultura y Pesca, 2004. Resultados de la encuesta sobre superficies 2004 de Andalucía. Junta de Andalucía. Sevilla.
- Consejería de Agricultura y Pesca, 2007. Orden de 20 de noviembre, por la que se establecen las bases reguladoras para la concesión de subvenciones a las submedidas agroambientales en el marco del PDR de Andalucía 2007-2013. BOJA nº 234, de 28 de noviembre de 2007.
- Consejo de la UE, 1992. Reglamento 2078/1992 de 30 de junio, sobre métodos de producción agraria compatibles con las exigencias de la protección del medioambiente y la conservación del espacio natural. Diario Oficial de las Comunidades Europeas 215/L. Bruselas.
- Cooper J, 2003. "A joint framework for analysis of agri-environmental payment programmes". *American Journal Agricultural Economics* 85(4): 976-987.
- Defrancesco E, Gatto P, Runge F y Trestini S, 2008. "Factors affecting farmers' participation in agri-environmental measures: A northern Italian perspective". *Journal Agricultural Economics* 59(1): 114-131.
- Dupraz P, Vermersch D, Henry de Frahan B y Delvaux L, 2003. "The environmental supply of farm households. A flexible willingness to accept". *Environmental and Resource Economics* 25: 171-189.
- Engel S, Pagiola S y Wunder S, 2008. "Designing payments for environmental services in theory and practice: An overview of the issues". *Ecological Economics* 65(4): 663-674.
- Fleskens L y Graaff J, 2010. "Conserving natural resources in olive orchards on sloping land: Alternative goal programming approaches towards effective design of cross-compliance and agri-environmental measures". *Agricultural Systems* 103(8): 521-534.
- Franco JA, 2009. "Análisis económico de la erosión de suelos agrarios en el olivar del alto Genil granadino". Tesis Doctoral. Universidad de Córdoba. Córdoba.
- Franco JA, Gaspar P y Mesías FJ, 2010. "Criterios de sostenibilidad en el sistema de condicionalidad de la PAC". VIII Coloquio Ibérico de Estudios Rurales. Cáceres, 21-22 octubre 2010.
- Fraser R, 2002. "Moral hazard and risk management in agri-environmental policy". *Journal Agricultural Economics* 53(3): 457-487.
- Fraser R, 2004. "On the use of targeting to reduce moral hazard in agri-environmental schemes". *Journal Agricultural Economics* 55(3): 525-540.
- Giannakas K y Kaplan JD, 2005. "Policy design and conservation compliance on highly erodible lands". *Land Economics* 81(1): 20-33.
- Glebe T y Salhofer K, 2007. "EU agri-environmental programs and the restaurant table effect". *Agricultural Economics* 37(2-3): 211-218.
- Horst D, 2011. "Adoption of payments for ecosystem services: An application of the Hägerstrand model". *Applied Geography* 31(2): 668-676.
- MAPA, 2006. Condicionalidad Ayudas PAC. Disponible en <http://www.mapa.es> (Fecha de consulta: 14/04/2006).
- Mettepenningen E, Beckmann V y Eggers J, 2011. "Public transaction costs of agri-environmental schemes and their determinants. Analysing stakeholders' involvement and perceptions". *Ecological Economics* 70(4): 641-650.
- Morris C y Potter C, 1995. "Recruiting the new conservationists: Farmers' adoption of agri-environmental schemes in the UK". *Journal Rural Studies* 11(1): 51-63.
- Moxey A, White B y Ozanne A, 1999. "Efficient contract design for agri-environmental policy". *Journal Agricultural Economics* 50(2): 187-202.

- Oñate J, Malo J, Suárez F y Peco B, 1998. "Regional and environmental aspects in the implementation of Spanish agri-environmental schemes". *Journal Environmental Management* 52(3): 227-240.
- Pattanayak SK y Mercer DE, 1998. "Valuing soil conservation benefits of agroforestry: contour hedgerows in the Eastern Visayas, Philippines". *Agricultural Economics* 18(1): 31-46.
- Pattanayak SK, Mercer DE, Sills E y Yang J, 2003. "Taking stock of agroforestry adoption studies". *Agroforestry Systems* 57: 173-186.
- Prager K y Freese J, 2009. "Stakeholder involvement in agri-environmental policy making. Learning from a local and a state-level approach in Germany". *Journal of Environmental Management* 90(2): 1154-1167.
- Ramajo J, Márquez MA y Nogales L, 2002. *Econometría aplicada: técnicas y modelos básicos*. ICE, Universitas Editorial. Badajoz.
- SIMA, 1999. Atlas estadístico interactivo de Andalucía. Sistema de Información Multiterritorial de Andalucía. Instituto de Estadística de Andalucía, Junta de Andalucía, versión 2.20.162. Sevilla.
- Stobbelaar D, Groot JCJ, Bishop C, Hall J y Pretty J, 2009. "Internalization of agri-environmental policies and the role of institutions". *Journal of Environmental Management* 90(2): 175-184.
- Valentin L, Bernardo DJ y Kastens TL, 2004. "Testing the empirical relationship between Best Management Practice Adoption and Farm Profitability". *Review of Agricultural Economics* 26(4): 489-504.
- Van Kooten GC, Weisensel WP y Jong E, 1989. "Estimating the costs of soil erosion in Saskatchewan". *Canadian Journal of Agricultural Economics* 37: 63-75.
- Vanslebrouck I, Van Huylbroeck G y Verbeke W, 2002. "Determinants of the willingness of Belgian farmers to participate in agri-environmental measures". *Journal Agricultural Economics* 53(3): 489-511.
- Walker DJ, 1982. "A Damage Function to Evaluate Erosion Control Economics". *American Journal of Agricultural Economics* 64(4): 690-698.
- Willock J, Deary IJ, Edwards-Jones G, Gibson GJ, McGregor MJ, Sutherland A, Dent B, Morgan O y Grieve R, 1999. "The role of attitudes and objectives in farmer decision-making: business and environmentally orientated behaviour in Scotland". *Journal Agricultural Economics* 50(2): 286-303.
- Wilson G, 1997. "Factors influencing farmer participation in the environmentally sensitive area scheme". *Journal Environmental Management* 50(1): 67-93.
- Woodhouse A, 2006. "Social capital and economic development in regional Australia: A case study". *Journal Rural Studies* 22(1): 83-94.
- Wossink G y Wenum J, 2003. "Biodiversity conservation by farmers: analysis of actual and contingent participation". *European Review Agricultural Economics* 30(4): 461-485.
- Wynn G, Crabtree B y Potts J, 2001. "Modelling farmer entry into environmentally sensitive area schemes in Scotland". *Journal Agricultural Economics* 51(1): 65-82.

(Aceptado para publicación el 8 de marzo de 2011)