

La Influencia de la Etnicidad y el Lenguaje Sobre los Beneficios de la Prevención de Incendios Forestales Derivados de los Métodos de Quema Prescrita y de Reducción Mecánica de Combustible¹

John Loomis,² Lindsey Ellingson,² Armando González-Cabán,³ Hayley Hesseln⁴

Resumen

Esta ponencia compara los beneficios ajenos al mercado que se han derivado para varios grupos étnicos de programas de quema prescrita y de reducción mecánica de combustible en California. Para obtener las respuestas se utilizó un folleto enviado por correo. Blancos, afro-americanos y la mitad de los hispanos recibieron la encuesta en inglés y la otra mitad de la muestra hispana la recibió en español. Las estadísticas de prueba de una variable con la etnicidad y el lenguaje indicaban que había diferencias significativas en el índice de respuesta a la entrevista entre los blancos, afro-americanos e hispanos (utilizando las versiones en inglés y en español). No encontramos diferencia estadística en los coeficientes de regresión logística de la disposición a pagar por el programa de quema prescrita de los hispanos, blancos y afro-americanos, pero sí hallamos diferencias significativas entre los diferentes grupos en la disposición a pagar por el programa de reducción mecánica del combustible. La disposición a pagar media por la quema prescrita era de 100\$ anuales menos en el caso de los blancos (400\$) que en el de los afro-americanos (505\$), pero esa diferencia no es significativa. La disposición a pagar de los blancos (\$437) por el programa de reducción mecánica de combustible era la mitad de la de los hispanos a quienes se administró la encuesta en español (863\$), pero el gran intervalo de confianza sugiere que las diferencias no son estadísticamente significativas. El coeficiente del precio propuesto para los afro-americanos era insignificante para el programa de reducción mecánica, mientras que para los hispanos era insignificante para el programa de quema prescrita. Es interesante que grupos étnicos distintos respondan de diferente modo a los dos modos de tratamiento del combustible. Aun así, en California existe un considerable respaldo y disposición a pagar por los programas de quema prescrita por parte de los blancos y afro-americanos y por la reducción mecánica de combustible por parte de los blancos y los hispanos.

¹ Una versión abreviada de esta ponencia se presentó en el segundo simposio internacional sobre políticas planificación y economía de los programas de protección contra los incendios forestales, 19-22 Abril 2004, Córdoba, España.

² Profesor e investigador (*Research Assistant*), Departamento de Economía agrícola y de recursos, (Department of Agricultural and Resource Economics), Colorado State University, Fort Collins, CO 80523.

³ Economista, Forest Fire Lab, Pacific Southwest Research Station, USDA Forest Service, Riverside, CA 92507.

⁴ Profesor, Departamento de economía agrícola (Department of Agricultural Economics), 51 Campus Drive, University of Saskatchewan, Saskatoon, Canada, SK S7K 5A8.

Introducción

El número creciente de incendios en zonas silvestres cada verano ha dado lugar a propuestas de ampliación de los programas de quema prescrita y de reducción mecánica de combustible. A la política de aumentar la cantidad de terreno al que se aplica el aclareo mecánico o la quema prescrita no le faltan opositores. La quema prescrita puede generar cantidades significativas de humo que afecta a la visibilidad y causa problemas de salud para las personas con problemas respiratorios. Los intentos ya realizados de aumentar la quema prescrita en estados como Florida y Washington se han visto limitados por la oposición de los ciudadanos debido al humo y a las consecuencias para la salud. El programa de quema prescrita además es caro, ya que puede llegar a costar hasta 250\$ por acre, (0'405 hectáreas). Por eso es necesario saber si esta vez existirá respaldo público suficiente para llevar a cabo un programa activo de quema prescrita. Esta ponencia amplía nuestro trabajo anterior en Florida (Loomis y otros 2002) sobre el resultado del método de valoración contingente (MVC) para representar la opinión de los hispanos hispanohablantes y los hispanos angloparlantes residentes en Florida sobre la quema prescrita y la reducción mecánica de combustible en dos direcciones. En primer lugar añadimos una muestra objetivo, un tercer grupo minoritario (afro-americanos). En segundo lugar investigamos si hay diferencias en las respuestas MVC de los hispanos a quienes se pidió que contestaran la encuesta en inglés (como suele hacerse) frente al español, que suele ser un idioma más propio de los hispanos. Eso nos permite aislar mejor el efecto del lenguaje (español frente a inglés) de la etnicidad (hispanos, blancos y afro-americanos). Los resultados proporcionan la evaluación más exhaustiva del rendimiento del MVC en una sociedad multi-racial y multilingüe como es California.

La importancia de la comprensión de las diferencias étnicas y de idioma para la toma de decisiones en política es cada vez mayor. En muchos estados de Estados Unidos el bloque de las minorías está cerca de convertirse en el grupo mayoritario. Muchos de esos grupos minoritarios hablan idiomas diferentes del inglés. Los datos del Censo de Estados Unidos indican que en Estados Unidos hay 32 millones de adultos que hablan en su casa un idioma que no es el inglés. Los datos del censo de 1990 a 1999 mostraban que la media del crecimiento de la población hispana es del 39% en Estados Unidos, y hay estados como Arizona, California, Florida, Nuevo Méjico y Tejas que tienen un crecimiento de la población hispana todavía más rápido. En la zona de nuestro estudio en California, casi un tercio de la población (11 millones de personas) son hispanas o de origen latino. Otro grupo racial o étnico en California son los negros o afro-americanos, que representan el 7,5% de la población de California (2,5 millones de personas).

La metodología de las encuestas se guía por el "supuesto" de que la similitud entre los encuestadores y los encuestados influye algo sobre las respuestas de la encuesta (Reese y otros 1986), y dicha similitud puede aumentar la validez de las respuestas de la encuesta (Hurtado 1994). Sin embargo, no se ha investigado mucho el efecto de la raza/etnia del encuestador en encuestas telefónicas (Cotter y otros 1982). Nosotros sospechamos que también habría diferencias de índice de respuesta a las encuestas por correo y teléfono debidas a la raza y a la etnicidad. Además de las dificultades obvias con el idioma, muchas culturas minoritarias se sienten marginadas por las instituciones públicas dominantes tales como los organismos del gobierno y

las universidades. Por esa razón suelen tener una participación baja en las elecciones. Es plausible que ese desinterés afecte también a la respuesta de encuestas de valoración contingente de formato tipo referéndum, especialmente si las patrocinan instituciones de la cultura dominante como la administración o las universidades.

La omisión de quienes no hablan inglés de la muestra, ya sea de modo explícito, o de modo implícito debido a los efectos del idioma elegido, podría dar lugar a muestras no representativas que limitan la posibilidad de generalizar los resultados empíricos o subestiman los beneficios al omitir los beneficios recibidos por hogares en los que no se hable inglés. Hasta la fecha no hay ningún estudio que haya comparado concretamente las respuestas MVC de hogares blancos, afro-americano e hispanos.

El objetivo de este estudio es determinar si existen diferencias en los índices de respuesta de las encuestas, en las repuestas consideradas "protesta" a la pregunta sobre disposición a pagar (DAP) y diferencias en la estimación de DAP entre hogares blancos, afro-americanos e hispanos (la mitad de los cuales contestó la encuesta en español, su lengua materna). Los dos programas de reducción de combustible considerados son bastante importantes para quienes viven en California debido a la frecuencia de incendios forestales que se producen en el estado. La característica exclusiva del diseño de este experimento, es decir el hecho de que la mitad de los hispanos realice la encuesta en inglés y la otra mitad en español ayudará a comprender cómo puede influir el uso de la lengua materna del encuestado en su participación y respuesta en encuestas MVC. Si se encuentran diferencias culturales, habría que plantearse la necesidad de adaptar el material de la encuesta MVC para comunicar mejor con cada cultura. Esta investigación nos permitirá además evaluar el funcionamiento de métodos tradicionales de valoración contingente de bienes ajenos al mercado tales como el MVC con distintos grupos étnicos. La metodología aplicada aquí puede tener un amplio ámbito de aplicación en otros estados propensos a los incendios con una gran población hispana, tales como Arizona y Nuevo Méjico.

Prueba de hipótesis

Índice de respuestas y rechazo del pago

Para realizar nuestra encuesta hacemos una primera llamada telefónica mediante marcación aleatoria de dígitos y una primera entrevista breve (5 minutos). Seguidamente solicitamos el nombre y la dirección para enviar un folleto de encuesta y acordar una cita para una entrevista más larga (20 minutos). Así, la primera comparación que establecemos es si los tres grupos: población afro-americana, hispana y blanca responden igualmente a la llamada telefónica inicial y pasan a la segunda entrevista más larga. Como los encuestadores se identifican diciendo que están con una universidad de California, existe la hipótesis de que esos tres grupos podrían reaccionar de modo distinto a una petición de una universidad. Por lo tanto pueden no ser igual de receptivos a la petición de una entrevista inicial y a una entrevista de seguimiento más amplia. Una diferencia de ese tipo en el índice de respuesta dificultaría la generalización de los valores/precios económicos de la muestra de la encuesta a la población. La hipótesis nula es que el índice de respuesta global (R) a la encuesta MVC es independiente del idioma o de la etnicidad:

$$H_0: R_{\text{Afro-americanos}} = R_{\text{Hispano-español}} = R_{\text{Hispano-Inglés}} = R_{\text{blancos}}$$

Dicha hipótesis se comprobará utilizando tablas de contingencia separadas cuatro por dos y una prueba χ^2 para la primera y la segunda entrevistas.

Analizaremos principalmente las respuestas a las preguntas sobre la DAP obtenidas en la entrevista más larga. En primer lugar se comparan las razones de los cuatro grupos para negarse a pagar. Algunos rechazos del pago son expresión válida de DAP cero, ya que reflejan falta de valor del bien o ingresos escasos (es decir, incapacidad de pagar). Las repuestas de otros encuestados que dan una valoración cero o se niegan a pagar porque rechazan el escenario o el razonamiento de que los ciudadanos deban pagar este programa suelen denominarse respuestas protesta (Mitchell y Carson; Halstead y otros). Esos encuestados no suelen aceptar la premisa de que es responsabilidad suya pagar por la solución, o no están convencidos de que la solución funcione de verdad, o creen que la administración no gastará el dinero recaudado en ese programa concreto. También en este caso las diferencias culturales entre la cultura mayoritaria y una cultura minoritaria puede producir respuestas sistemáticamente diferentes, con más respuestas protesta en la cultura minoritaria más desconfiada.

Para determinar qué podría ser potencialmente una respuesta protesta se recurrió a la siguiente estrategia en la secuencia de la pregunta MVC formato referéndum. En primer lugar si la persona encuestada indicaba que votaría contra el programa con el precio que se le había asignado inicialmente, se les preguntaba si pagarían 1\$. Si decían que no pagarían 1\$ se les hacía una pregunta abierta "¿Por qué votó eso?". El encuestador tenía instrucciones de escribir las palabras exactas del encuestado. Una vez terminadas todas las encuestas, se analizaron las razones según su contenido para clasificarlas en grupos de razones similares ofrecidas por el encuestado. Este método de respuesta abierta evita que los encuestados tengan que encajarse en alguna de las categorías previamente definidas, o que el entrevistador tenga que encajarles en alguna de las categorías predefinidas.

Comparando el conjunto de las razones de las respuestas consideradas protesta, probaremos la hipótesis nula de que no hay diferencia entre los cuatro grupos en lo que atañe a la aceptación de la premisa y la credibilidad de la encuesta MVC. La hipótesis nula es que la distribución de rechazos del pago y las respuestas protesta a la encuesta MVC son independientes de la etnicidad y del idioma:

$$H_0: \text{Protesta}_{\text{Afro-americanos}} = \text{Protesta}_{\text{Hispano-inglés}} = \text{Protesta}_{\text{Hispano-español}} = \text{Protesta}_{\text{blanco}}$$

Comprobaremos la hipótesis utilizando una tabla de contingente de cuatro por dos. La prueba de significación se realizará mediante la prueba de χ^2 .

Modelo DAP y prueba de hipótesis relacionadas

Tal y como sugirió el panel de NOAA en relación con la valoración contingente, se utilizó el formato de pregunta en un referéndum a los votantes sobre la disposición a pagar (Arrow, et al., 1993). Hanemann (1984) sugiere cómo puede responder un encuestado una pregunta MVC de elección dicótoma. Hanemann considera que el encuestado evalúa la diferencia de utilidad asociada al status quo frente al pago de un precio (X\$) para que se aplique el programa. Si la diferencia de utilidad es positiva para el programa, la persona responderá "Si". Si la diferencia de utilidad se distribuye logísticamente, puede utilizarse un modelo logit para estimar los parámetros y

poder calcular la DAP. El efecto del idioma y de la etnicidad se comprobarán utilizando un modelo logit principalmente de dos modos. En primer lugar podemos comprobar si la etnicidad o el idioma desplazan sin más la función logit hacia arriba o hacia abajo mediante un modificador de la ordenada en origen (o modificador del *intercept*)(por ejemplo, B2, B4, B6) o si afecta a la pendiente del precio (*bid*) de la función logit (por ejemplo, B3, B5, B7) en ecuación (1): $\ln(\pi/1-\pi)=B_0+B_1\text{Precio}+B_2 \text{ Afro-americanos}$

+B3 Precio*(Afro-americanos) + B4 Hispano-españoles

+ B5 Precio*(Hispano-español) + B6 Hispano-inglés

+ B7 Precio*(Hispano-inglés) + ..BnXn

donde: Precio es importe en dólares que se le pide al encuestado que abone, Afro-americano es uno para afro-americanos, y cero para blancos e hispanos, Hispano-español es uno para los hispanos contestando la encuesta en español, Hispano-inglés es uno para los hispanos contestando la encuesta en inglés

Las hipótesis nulas son:

Ho: B2 = 0; Ho: B3 = 0; Ho: B4 = 0; Ho: B5 = 0; Ho: B6 = 0; Ho: B7 = 0

Las hipótesis se comprueban mediante la evaluación de la estadística-t con los coeficientes respectivos.

Una prueba más general consiste en evaluar si todos los coeficientes en la ecuación logit variarían con la etnicidad y el idioma. Se calculan así cuatro ecuaciones logit separadas, una para blancos (B), otra para afro-americanos (AA), otra para hispano-españoles (HE) y otra para hispano-ingleses (HI), con la forma:

$$(2a) \quad \ln(\pi/1-\pi) = B_0 + B_1 \text{ Precio} + B_2 X_2 + B_3 X_3 + \dots + B_n X_n$$

$$(2b) \quad \ln(\pi/1-\pi) = AA_0 + AA_1 \text{ Precio} + AA_2 X_2 + AA_3 X_3 + \dots + AA_n X_n$$

$$(2c) \quad \ln(\pi/1-\pi) = HE_0 + HE_1 \text{ Precio} + HE_2 X_2 + HE_3 X_3 + \dots + HE_n X_n$$

$$(2d) \quad \ln(\pi/1-\pi) = HI_0 + HI_1 \text{ Precio} + HI_2 X_2 + HI_3 X_3 + \dots + HI_n X_n$$

La hipótesis nula es de igualdad de coeficiente en los cuatro grupos:

Ho :B0=AA0 =HE0=HI0; B1=AA1=HE1=HI1;...Bn=AA_n= HE_n = HI_n

La hipótesis nula se comprueba utilizando una prueba de razón de verosimilitud comparando las ecuaciones logit separadas con una ecuación logit conjunta para los cuatro grupos. La prueba de significación se realiza evaluando la estadística ji-cuadrado. Si se rechaza la hipótesis nula, entonces es razonable investigar que tratamientos de etnicidad e idioma son estadísticamente diferentes de los demás, y cuales, si los hay, no muestran una diferencia estadística con los demás. Así, y en caso de ser necesario, realizaremos una serie de pruebas por pares.

Las comparaciones de las estimaciones de DAP media entre los grupos étnicos y de idioma se utilizarán para establecer si existen diferencias en los beneficios del programa público para cada grupo. La hipótesis nula comprueba si la estimación de DAP por etnia e idioma es igual:

Ho: DAPBlanco-inglés = DAPHispano-español = DAPAfro-americano

Los resultados dependen de si se solapan o no los intervalos de confianza.

Diseño de la encuesta

El folleto de la encuesta se preparó en colaboración con personal forestal de California. Describe la superficie quemada anualmente por incendios forestales, así como la media de casas que sucumben a los incendios forestales cada año. A continuación se describía un programa que aumentaba el uso de la quema prescrita o quema controlada en California. Concretamente se indicaba a los encuestados que el programa de reducción de combustible mediante quema prescrita reduciría los combustibles potenciales de incendios forestales mediante quemas controladas periódicas. Se reconocía que las quemas controladas generan algo de humo, aunque mucho menos que un incendio destructivo. Seguidamente el folleto de la encuesta proporcionaba información adicional y dibujos que contrastaban los incendios descontrolados con las quemas controladas. En lo relativo a la financiación se describía el programa de quema controlada como un programa de costes compartidos entre el Estado de California y el condado en que vivía la persona.

La redacción del párrafo con que se trataba de averiguar la DAP era la siguiente:

" California está considerando utilizar parte de los ingresos del estado como aportación que iguale la que hagan los condados para ayudarles a financiar programas de prevención. Si la mayoría de los residentes votan a favor de pagar la parte del condado de este programa, su condado aplicaría el Programa ampliado de quema prescrita de California en bosques y praderas federales, estatales y privados. La financiación del Programa requeriría que todos los usuarios del bosque y las praderas de California abonaran los costes adicionales de este programa. ...Si se aplicara el Programa se prevé reducir la superficie quemada por incendios forestales de la media anual actual de 362.000 acres (unas 146.610 hectáreas) a unos 272.500 acres, (110.360 hectáreas), una reducción del 25%. Se calcula que el número de casas destruidas por incendios forestales se reduciría de la media anual actual de 30 a unas 12. Su aportación al Programa ampliado de quema prescrita sería de _\$ al año por su vivienda. Si se incluyera el Programa ampliado de quema prescrita en las próximas elecciones, ¿votaría usted __ a favor__ en contra? "

El programa de reducción mecánica de combustible se definió en el folleto del siguiente modo: *Otro método para reducir la acumulación de combustible en los bosques es segar o triturar mecánicamente los arbustos y los árboles pequeños y medianos hasta convertirlos en mantillo. Este método es especialmente eficaz en la reducción de la altura de la vegetación, lo que reduce la capacidad del fuego de trepar desde el suelo hasta las copas de los árboles. Además, la "siega" ralentiza el crecimiento de nueva vegetación, ya que el matillo actúa como barrera.*

Se especificaba que el programa de reducción mecánica de combustible, a diferencia del método de quema prescrita, no producía humo alguno, para no deteriorar la calidad del aire. El folleto de la encuesta detallaba las hectáreas de superficie y las casas que se queman anualmente en California a causa de los incendios forestales y especificaba que sólo se aplicaría uno de los dos programas. La pregunta de elección dicótoma sobre la disposición a pagar por un programa de reducción mecánica de combustible de incendios se redactó del siguiente modo:

...Si se aplicara el Programa de reducción mecánica de combustible en lugar del programa ampliado de quema prescrita, se prevé reducir la superficie de incendios

forestales de la media anual actual de 362.000 acres (unas 146.610 hectáreas) a unos 272.500 acres, (110.360 hectáreas), una reducción del 25%. Se calcula que el número de casas destruidas por incendios forestales se reduciría de la media anual actual de 30 a unas 12. Su aportación al Programa de reducción mecánica de combustible sería de _\$ al año por su vivienda. Si se incluyera el Programa ampliado de quema prescrita en las próximas elecciones, ¿votaría usted__ a favor__ en contra?“

Se explicaba que la financiación de ambos programas de tratamiento de combustible se realiza condado por condado, de manera que si la mayoría de los residentes votaban a favor del programa, el estado de California aportaría una suma equivalente a la recaudada por el condado en que se hubiera aprobado el programa y todos los habitantes del condado tendrían que abonar por su condado el precio adicional indicado. El precio, expresado en dólares, variaba entre los encuestados y presentaba los siguientes valores: 15\$, 25\$, 45\$, 65\$, 95\$, 125\$, 175\$, 260\$, 360\$, y 480\$.

Recopilación de datos y modo de realización de la encuesta

La encuesta se realizó mediante un proceso telefónico y por correo. Para obtener una muestra representativa de viviendas, se realizó una marcación aleatoria de dígitos de entre los hogares de una muestra de los condados de California. Se seleccionaron los condados de manera que hubiera una mezcla de condados que experimentan incendios con frecuencia, condados que experimentan incendios de vez en cuando y condados que casi nunca experimentan incendios. Una vez establecido el contacto inicial, se verificaba el idioma al tiempo que se obtenía la actitud inicial y el conocimiento inicial sobre los incendios destructivos y de los incendios controlados. Seguidamente se concretaba una cita con esas personas para una entrevista más larga tras la recepción del folleto a color de la encuesta que se procedía a enviar por correo. Las entrevistas se realizaron con la ayuda de dicho folleto a color. El folleto se envió en inglés a los blancos, afro-americanos y aproximadamente a la mitad de los hogares hispanos. La otra mitad de los hogares hispanos recibieron el folleto en español. Se pidió a los participantes que leyeran el folleto antes de la entrevista telefónica. Las entrevistas telefónicas se realizaron en inglés o en español según el idioma del folleto recibido.

Resultados

Comparación de los índices de respuesta

Como la encuesta se realizó en dos fases, en la tabla 1 se comparan por separado los índices de respuesta de los grupos étnicos a la llamada telefónica inicial mediante marcación aleatoria de dígitos y a la entrevista de seguimiento más larga. Aunque los índices de respuesta a las llamadas iniciales fueron todos superiores al 40%, hay una diferencia estadísticamente significativa de respuesta a la primera llamada entre los cuatro grupos. El mayor índice de respuesta (75,5%) es el de hispanos a quienes telefoneó un encuestador de habla española. El esfuerzo adicional para ponerse en contacto con los encuestados en su lengua materna mereció claramente la pena en la entrevista inicial. Concretamente se obtuvo un índice de respuesta significativamente

superior (según la estadística de ji-cuadrado de 9,98) realizando la entrevista inicial con los hispanos en español en lugar de en inglés.

Tabla 1—Comparación de índices de respuesta por etnicidad e idioma

Primera fase - Cribador	Caucásico	Afro americano	Hispano inglés	Hispano español	Total
Muestra inicial contactada total	794	708	733	620	2855
Inicial terminada	328	308	421	468	1525
Índice respuesta 1ª fase	41,3%	43,5%	57,4%	75,5%	53,4%
Ji-cuadrado total					58,61**
Ji-cuadrado (AA contra C)					0,298
Ji-cuadrado (HI contra HE)					9,98**
Segunda fase- entrevista más larga					
Se negaron a dar la dirección	4	4	9	1	18
Teléfono desconectado, trasladado, no disponible	16	25	37	47	125
No se les llamó	51	3	0	0	54
Muestra neta para la 2ª fase	257	276	375	420	1328
Entrevistas terminadas	187	126	170	139	622
Índice respuesta 2ª fase	72,8%	45,7%	45,3%	33,1%	46,8%
Ji-cuadrado total					34,25**
Ji-cuadrado (AA contra C)					10,51**
Ji-Cuadrado (HI contra HE)					5,48*

*Significación del 5%

**Significación del 1%

Desgraciadamente en las entrevistas más amplias se produce el efecto contrario. Tras el envío del folleto en español a los hogares hispanos, en esta segunda fase se obtuvo un índice relativamente bajo, del 33%, significativamente/considerablemente menor que el de los hispanos a quienes se envió el folleto en inglés. Inicialmente parecía poco lógico, ya que podía esperarse que el hecho de que la llamada se realizara en español hubiera dado lugar a un índice de respuesta más elevado en la fase de la entrevista más larga. Sin embargo, el uso del español en la llamada inicial produjo un índice de respuesta tan elevado, (75%), que puede que hayamos reclutado personas que normalmente no contestarían encuestas. Cuando recibieron el folleto y vieron que era largo (7 páginas), declinaron participar en la entrevista. Por otra parte en las llamadas iniciales a hispanos en inglés, el índice de respuesta inicial fue menor

(57%) pero es posible que se tratara de personas que estaban más dispuestas a terminar todo el proceso de la encuesta. El índice de respuesta de los blancos en las entrevistas más amplias fue el más elevado. En conjunto la estadística ji-cuadrado sugiere que hay una diferencia estadísticamente significativa en los índices de respuesta a la entrevista inicial entre las cuatro muestras (ji-cuadrado = 58,61) y a la entrevista telefónica larga (ji-cuadrado 34,25). Sin embargo, en las entrevistas largas los blancos tienen un índice de respuesta más elevado que los afro-americanos, a pesar de que no presentaban diferencias en la entrevista inicial.

Razones por las que los hogares rechazaban pagar por el programa

La tabla 2 presenta la categorización de los rechazos del pago, es decir, las personas que indicaron que estaban a favor del programa de quema prescrita o de reducción mecánica de combustible si no les costaba nada, pero sin embargo ni abonarían el precio que se les había propuesto inicialmente ni pagarían 1 \$ en la siguiente pregunta sobre disposición a pagar. Estas personas parecen a favor del programa pero básicamente tienen una DAP de cero. La tabla 2 enumera las razones por las que los encuestados no pagarían 1\$ por el programa de quema prescrita. Las primeras tres razones en la tabla 2 no se han considerado respuestas protesta porque no apreciar ningún valor en el programa o no beneficiarse del programa, así como el no poder pagar, son razones válidas para una DAP de cero. Sin embargo, las otras tres categorías de respuestas se consideran respuestas protesta porque con frecuencia empiezan diciendo "estoy a favor del programa" o "lo apoyo totalmente, pero creo que deberían pagarlo quienes viven en el bosque o con los impuestos ya existentes."

Tabla 2—Razones por las que los encuestados no pagarían 1\$ por la quema prescrita

Razón	Afro-americanos	Hispano-ingleses	Hispano-españoles	Blancos	Total
Respuestas No Protesta					
No Valor/No Beneficios	0	3	0	1	4
No me lo puedo permitir	1	1	0	3	5
Ya demasiados impuest.	0	0	0	2	2
Total no protesta	1	4	0	6	11
Respuestas protesta					
Debería pagarse con los impuestos existentes	2	0	0	4	6
Deberían pagar quienes viven en el bosque	1	0	0	0	1
Otros	1	3	0	1	5
Total protesta	4	3	0	5	12

Debido a la frecuencia de celdas vacías para algunos grupos étnicos en respuestas protesta concretas, sólo puede computarse un ji-cuadrado global de repuestas protesta frente a repuestas no protesta. El valor calculado de ji-cuadrado de 1,994 indica que no hay una diferencia estadísticamente significativa entre los grupos étnicos en el patrón de razones protesta y no protesta para rechazar el pago. Sin embargo, merece la pena señalar que no hubo ningún rechazo del pago en los hogares donde se realizó la encuesta en español. En los cuatro grupos hay un respaldo global considerable de la quema prescrita como medio de reducir los incendios forestales. Hubo únicamente 23 hogares de 622 (3,7%) que no pagarían 1\$, y sólo 12 de ellos fueron considerados respuestas protesta. Hubo 116 personas que dijeron NO al precio propuesto inicial, pero 92 de ellas dijeron SÍ al pago de 1\$.

Tabla 3--Razones por las que el encuestado no pagaría 1\$ por el programa de reducción mecánica de combustible

Razón	blancos	afro americanos	hispano-inglés	hispano- español	Total
Respuestas no protesta					
No Valor/Beneficio donde yo vivo	1	2	2	1	6
No se lo puede permitir	1	2	0	0	3
Reduce alimento/Vegetación para la vida silvestre	4	7	4	1	16
Método antinatural / Dejemos en paz a la naturaleza	3	6	2	0	11
No le gusta el programa de reducción mecánica combusti.	3	4	3	1	11
Total repuestas no protesta	12	21	11	3	47
Respuestas protesta					
Prefiere método quema prescrita	5	2	2	0	9
Deberían pagarlo otros	1	3	1	0	5
No hace falta financiación adicional	2	2	0	0	4
Quiere más información sobre el programa	1	1	0	0	2
No confía en el estado	0	1	0	0	1
Perjudica a sus negocios	0	1	0	0	1
Otros	1	4	1	1	7
Total Protesta	10	14	4	1	29
Total	22	35	15	4	76

La tabla 3 presenta el resultado de rechazos del pago por la reducción mecánica de combustible. La mitad superior de la tabla refleja rechazos del pago sin protesta, mientras que la mitad inferior refleja protestas o rechazos de la premisa del mercado construido con el MVC. Los hispanos fueron los que menos respuestas protesta tuvieron (5), y los afro-americanos los que tuvieron más (14). Se utilizó una prueba de ji-cuadrado para determinar si hay diferencias en las razones para el rechazo del pago entre etnias. Para tres grados de libertad, el valor calculado de ji-cuadrado era de 1,68 y el valor crítico de ji-cuadrado 7,815. Como el valor calculado de ji-cuadrado era inferior al ji-cuadrado crítico, aceptamos nuestra hipótesis nula de que no había diferencia estadística entre etnicidades en las razones protesta o sin protesta para no pagar por lo menos 1\$ por el programa de reducción mecánica de combustible.

Resultados de las regresiones logit

La tabla 4 muestra los resultados del modelo logit "completo" que incluye no sólo las variables de etnicidad e idioma, sino también otras variables demográficas (edad, nivel de estudios, valor de la vivienda, sexo, renta, número de personas en la vivienda y si son propietarios de la misma), actitudes (la quema prescrita causa problemas de salud- problemas de salud causados por la quema prescrita), si han visto personalmente un incendio forestal (testigo de incendio) y si han visto quemarse la casa de algún vecino (casavecinoquemada). En el análisis de la quema prescrita, incluimos también una variable (población incendio) que refleja si los habitantes de ese hogar viven en una población que haya tenido un incendio en el pasado reciente (por ejemplo, Oakland) o próxima a bosques que se incendien con frecuencia. Esas otras variables no étnicas se incluyeron para tratar de controlar tantos factores de esa naturaleza como fuera posible, e impedir que la comprobación de nuestra hipótesis sobre la etnicidad y el idioma se viera influida por sesgos de variables omitidas.

En conjunto el coeficiente del precio es negativo y estadísticamente significativo para ambos programas, el de quema prescrita y el de reducción mecánica de combustible. El nivel de estudios y si los encuestados consideraban que la quema prescrita causaba problemas de salud debido al humo eran variables significativas al nivel del 0.05 (at the 0.05) level para el programa de quema prescrita. En cuanto a nuestra hipótesis relativa a la etnicidad y al lenguaje, la tabla 4 indica que ninguna de las variables modificadoras de la ordenada en origen (*intercept*) logit o términos de interacción con la pendiente del precio de la etnicidad o del idioma son estadísticamente significativas para niveles convencionales en cuanto al programa de quema prescrita. Sin embargo, para el programa de reducción mecánica de combustible, el término de interacción con la pendiente hispano-inglés (precio HI) y el intercept shifter hispano-español (HE) fueron significativamente diferentes de cero al nivel de 10% y 2% respectivamente. Eso sugiere una demanda menos sensible al precio del programa de reducción mecánica de combustible entre los hispanos a quienes se administró la encuesta en inglés, y un respaldo general mayor por parte de los hispanos a quienes se administró la encuesta en español.

En conjunto, los resultados de la tabla 4 sugieren que si hay otras diferencias en etnicidad e idioma, pueden no tener una explicación adecuada únicamente con un simple término modificador de ordenada en origen y de interacción de pendiente del precio. En ese caso las diferencias podrían ser más generales, y afectar a diferencias en todos los coeficientes. Utilizando una especificación centrada únicamente en las

variables de la tabla 4 con estadística t mayor que uno, estimamos un modelo para cada uno de los cuatro grupos por separado, por supuesto sin las variables de etnicidad e idioma. Por cuestión de espacio no se explican aquí. (Véase Ellingson, 2003 para obtener los detalles de los modelos logit de reducción mecánica de combustible).

Tabla 4--Función logit con intercept de etnicidad e interacciones de pendiente del precio

Variable	Quema prescrita			Reducción mecánica de combustible		
	Coefficiente	Estadís. t	Prob.	Coefficiente	Estadís. t	Prob.
Constante	2,5123	3,030	0,002	1,0525	1,24	0,212
Precio	-0,0052	-3,523	0,000	-0,0024	-1,93	0,052
afro-americano (AA)						
Precio AA	-0,0489	-0,089	0,928	-0,0984	-0,251	0,801
hispano-inglés (HI)						
Precio HI	0,0010	0,464	0,642	0,0015	0,808	0,418
hispano-español (HE)						
Precio HE	-0,0995	-0,186	0,852	-0,1124	-0,291	0,771
Sexo	0,0029	1,387	0,165	0,0027	1,641	0,100
Valor vivienda	0,4861	0,717	0,473	1,1234	2,272	0,023
Problemas de salud por quema prescrita	0,0029	1,154	0,248	-0,0008	-0,424	0,671
Testigo d. incendio	-0,3114	-1,211	0,225	-0,3284	-1,694	0,090
Casa vecino quemada	4,17E-07	0,767	0,442			
Renta	-0,8459	-2,572	0,010	-0,2540	-1,038	0,299
Renta ²	0,1649	0,585	0,558			
edad	0,5292	1,057	0,290	-1,50E-05	-1,571	0,116
Personas en el hogar				1,07E-10	1,943	0,052
Estudios	-0,0022	-0,245	0,806	0,0099	1,361	0,173
Experiencia humo	0,1115	1,262	0,206	0,0447	0,687	0,491
Vivienda en propiedad	-0,0982	-2,033	0,042	-0,0329	-0,712	0,475
Población incendio				-0,0296	-0,147	0,883
Variable dependiente media	0,2375	0,690	0,489	-0,1228	-0,537	0,591
McFadden R ²	0,79					,63
estadística RV (17 df)	0,096					,060
Probabilidad (estat RV)	45,787					42,14
Tamaño muestra	0,0001					0,0004
	474					536

Antes de informar de los resultados de la prueba de la razón de verosimilitud a igualdad de coeficientes resumimos los resultados de las ecuaciones logit individuales. Para el programa de quema prescrita los coeficientes de pendiente de precio son estadísticamente diferentes de cero al 1% para los blancos y los afro-americanos, pero no para ninguno de los grupos hispanos. Anima comprobar que el signo es negativo en ambas regresiones de hispanos, pero es infrecuente que el coeficiente del precio sea insignificante en respuestas de MVC de elección dicótoma. Esto es contrario a lo que encontraron Loomis y otros (2002) para hispanos residentes en Florida para un programa de quema prescrita allí, una diferencia puede ser que los hispanos que viven en Florida proceden sobretodo del área caribeña, mientras que los hispanos en California proceden de Méjico y Centroamérica. Para el programa de reducción mecánica el precio es estadísticamente significativo al nivel del 5% para los blancos y los hispanos a quienes se administró la encuesta en español, pero no para los hispanos a quienes se administró en inglés o para los afro-americanos.

Para comprobar si los coeficientes de disposición a pagar logit son diferentes entre los cuatro tratamientos, se realizaron pruebas de razón de verosimilitud, que se muestran en la tabla 5. Para el programa de quema prescrita no parece haber diferencia estadística en el conjunto de coeficientes entre los cuatro modelos (valor calculado del ji-cuadrado =33,34 siendo el valor crítico de 36,15 al nivel del .05) Estos resultados coinciden con los hallazgos de Loomis y otros (2002) en Florida cuando compararon también modelos logit de muestras españolas e inglesas. Sin embargo, para los modelos de reducción mecánica, esta misma prueba indica que hay una diferencia estadísticamente significativa al nivel del 5% entre los coeficientes de la disposición a pagar de los cuatro grupos logit. En la conclusión presentamos nuestra hipótesis de por qué son diferentes los resultados para los dos programas.

Tabla 5.--Pruebas de razón de verosimilitud de igualdad de coeficiente entre los distintos grupos étnicos

	Quema prescrita	Reducción mecánica de combustible
<u>Grupos</u>	<u>Verosimilitud Log</u>	<u>Verosimilitud Log</u>
Blanco	-70,91	-103,95
Afro-americanos	-46,35	-71,70
Hispano-ingleses	-62,19	-101,51
Hispano-españoles	-33,48	-54,79
Suma de sin restric.	-212.93	-331,95
Conjunto-con restric.	-229.61	-349,13
Valor cal. ji-cuadr.	33,34	34,36
Ji-cuadr. crít. @5%	36.15	28,87
Significativamente diferente?	No	Si

Resultados de disposición a pagar

La tabla 6 muestra la disposición a pagar media de los blancos, afro-americanos e hispanos a quienes se administró la encuesta en español con los intervalos de confianza correspondientes. Utilizamos las siguientes fórmulas (Hanneman 1989) para calcular la disposición a pagar media:

$$\text{DAP media} = (\ln(1 + \exp(\alpha))) / \beta$$

Donde α representa el producto del coeficiente y los valores medios de todas las variables independientes excluyendo el coeficiente del precio, β es el valor absoluto del coeficiente del precio (Park y otros 1991).

La disposición a pagar media por la quema prescrita era 100\$ anuales menos para los blancos (400\$) que para los afro-americanos (505\$), pero esas diferencias no son significativas. Es interesante que si utilizamos los coeficientes logit de los afro-americanos con la demografía de los blancos, la diferencia de la DAP se reduce a la mitad, lo cual sugiere que las diferencias demográficas tienen una influencia considerable en la diferencia de DAP. En cuanto al programa de reducción mecánica de combustible, la disposición a pagar de los blancos (437\$) es la mitad que la de los hispanos a quienes se administró la encuesta en español (863\$), pero el tamaño de los intervalos de confianza sugiere que esas diferencias no son estadísticamente significativas. El coeficiente del precio de los afro-americanos era insignificante para el programa de reducción mecánica de combustible, mientras que para los hispanos era insignificante para el programa de quema prescrita, con lo que se descartaba el cálculo de estimaciones estadísticamente significativas de DAP media. Es interesante el hecho de que los distintos grupos étnicos respondan de un modo diferente a la quema prescrita y a la reducción mecánica de combustible. Sin embargo hay un respaldo considerable y una disposición a pagar en California por parte de los blancos y de los afro-americanos para el uso de la quema prescrita, y por parte de los blancos y los hispanos para el uso de la reducción mecánica de combustible. La disposición a pagar media de los blancos es similar para el programa de quema prescrita y para el de reducción mecánica de combustible.

Tabla 6—DAP media e intervalos de confianza de 90% para el programa de quema prescrita y para la reducción mecánica de combustible en California

	Media	Intervalo de confianza 90%
Quema prescrita		
Blancos	\$400	\$312 - \$ 608
Afro-americanos	\$505	\$363 - \$1,126
Reducción mecánica combustible		
Blancos	\$437	\$278 - \$1,813
Hispano-españoles	\$863	\$494 - \$2,124

Conclusiones

Esta ponencia trataba de averiguar si había diferencias en los índices de respuesta de las encuestas, en las razones para negarse a pagar, y en la disposición a pagar por políticas de gestión de incendios forestales. Utilizando una prueba de una variable

(ji-cuadrado), hallamos una diferencia estadística en los índices de respuesta entre afro-americanos, blancos e hispanos tanto para las entrevistas iniciales mediante marcación aleatoria de dígitos como para las entrevistas telefónicas de MVC de seguimiento. El uso de la lengua materna de los hispanos (español) mejoró el índice de respuesta de las entrevistas iniciales, pero esta mejora no se transfirió a las entrevistas de MVC de seguimiento con el folleto de la encuesta. Las razones para no estar dispuesto a pagar ni un dólar por los programas de quema prescrita y los de reducción mecánica de combustible eran similares entre los afro-americanos, los blancos y los hispanos a quienes se administró la encuesta en inglés o en español. Una regresión logit que reunió las respuestas de los cuatro grupos al programa de quema prescrita, limitándose a controlar la etnicidad y el idioma utilizando una variable modificadora de la ordenada en origen y un término de interacción de pendiente de precio no indicó ninguna diferencia estadística entre los cuatro grupos. Una prueba de razón de verosimilitud para los cuatro modelos logit de idioma y etnicidad confirmó que los coeficientes en las ecuaciones logit no son estadísticamente diferentes para el programa de quema prescrita.

Los hispanos tenían un coeficiente insignificante sobre el precio para el programa de quema prescrita, un hallazgo robusto independiente de si la encuesta se había administrado en inglés o en español. Por otra parte, los blancos y los afro-americanos tenían un coeficiente negativo y estadísticamente significativo en el precio para la quema prescrita, lo que nos permitió calcular la media de su disposición a pagar pro este programa. La disposición a pagar por el programa de quema prescrita de los blancos era de 400\$ mientras en los afro-americanos era de 505\$, pero esas diferencias no son significativamente distintas. Si utilizamos los coeficientes logit de los afro-americanos con la demografía de los blancos, la diferencia de DAP se reduce a la mitad, lo que sugiere que las diferencias demográficas desempeñan una importante función en la DAP.

Para el programa de reducción mecánica de combustible encontramos diferencias significativas en el coeficiente de la pendiente del precio para los hispanos a quienes se administró la encuesta en inglés, siendo este grupo menos sensible al precio del coste del programa que los blancos y los afro-americanos. Los hispanos a quienes se administró la encuesta en español también votaron en mayor proporción que cualquiera de los otros tres grupos a favor del programa de reducción mecánica del combustible. Los hispanos a quienes se administró la encuesta en español tenían una disposición anual a pagar de 863\$, el doble que los blancos (437\$). Una posible razón para diferencias estadísticamente significativas en el coeficiente logit de disposición a pagar de los hispanos y para una mayor disposición a pagar de los hispanos es que el programa de reducción mecánica requiere bastante más mano de obra que la quema prescrita. Siendo eso así, los hispanos pueden pensar que el programa de reducción mecánica de combustible les proporcionará más oportunidades de empleo, lo que provocaría ese mayor respaldo de este programa.

En conjunto nuestros resultados indican una disposición a pagar considerable en los hogares de California por un programa de quema prescrita o reducción mecánica de combustible que redujera en un 25% la superficie quemada por los incendios y lograra que se quemaran 18 casas menos al año. Los afro-americanos parecen inclinarse más a favor de la quema prescrita, y los hispanos parecen preferir la reducción mecánica de combustible. Los blancos tienen una disposición a pagar equivalente en ambos programas.

Con una disposición a pagar media de por lo menos 400\$, y más de 12 millones

de hogares en California, la disposición a pagar por cualquiera de los programas es de unos 5.000 millones de dólares. Nótese que la encuesta indicaba de forma explícita que sólo se aplicaría uno de los programas, de modo que sería incorrecto sumar los valores de los dos programas de reducción de combustible. Por último, esta encuesta se realizó antes de los grandes incendios que azotaron el sur de California durante el otoño de 2003. Es de suponer que los valores de disposición a pagar habrían aumentado considerablemente si hubiéramos realizado la encuesta después de aquellos incendios. Una comparación de los valores posteriores al otoño de 2003 con los valores previos produciría información muy interesante sobre la sensibilidad de la disposición a pagar a esos incendios recientes en el sur de California.

Referencias

- Arrow, K., Solow, R., Portney, P., Leamer, E., Radner, R. and Schuman, H. 1993. Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation. U.S. Department of Commerce, Federal Register 58(10): 4602-4614.
- Cotter, P., Cohen, J. and Coulter, P. 1982. **Race-of-Interviewer effects in telephone interviews.** Public Opinion Quarterly, 46(2): 278-284.
- Ellingson, Lindsey. 2003. **The Role of Ethnicity and Language in Contingent Valuation Analysis.** Fort Collins: Colorado State University. 58p. Tesina de Máster en Ciencias.
- Halstead, J., Luloff, A., and Stevens, T. 1992. **Protest bidders in contingent valuation.** Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics 21:160-169.
- Hanemann, M. 1984. **Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses.** American Journal of Agricultural Economics 67(3): 332-341
- Hurtado, A. 1994. **Does similarity breed respect: interviewer evaluations of Mexican-Descent respondents in a bilingual survey.** Public Opinion Quarterly 58(1): 77-95.
- Lenski, G. and, Leggett, J. 1960. **Caste, class, and deference in the research interview.** American Journal of Sociology 65(5): 463-467.
- Loomis, John, Bair, Lucas, and Gonzalez-Caban, Armando. 2002. **Language related differences in a contingent valuation study: English versus Spanish.** American Journal of Agricultural Economics. 84(4): 1091-1102.
- Mitchell, R., and Carson, R. 1989. **Using surveys to value public goods: the contingent valuation method.** Washington D.C.: Resources for the Future. 463 p.
- Park, T., Loomis, J., and Creel, M. 1991. **Confidence intervals for evaluating benefit estimates from dichotomous choice contingent valuation studies.** Land Economics 67(1): 64-73.
- Reese, S., Danielson, W., Shoemaker, P., Chang, T., Hsu, H. 1986. **Ethnicity of interviewer effects among Mexican-Americans and Anglos.** Public Opinion Quarterly 50(4): 563-572.
- Tindigarukayao, J. 2001. **Challenges in Conducting Sample Surveys in the Caribbean.** Social and Economics Studies 50(2): 167-178.
- Weeks, M. and Moore, P. 1981. **Ethnicity-of-interviewer effects on ethnic respondents.** Public Opinion Quarterly 45(2): 245-249.