9.

Aplicaciones de la teoría del consumidor al medio ambiente

En los últimos años, el desarrollo de la legislación medioambiental en países como el nuestro[26], ha despertado un creciente interés en estimar los cambios en el bienestar de los individuos ante cambios en las provisiones de bienes naturales como el medio ambiente, esto es, el efecto de una modificación por ejemplo en la calidad del aire, o en la calidad de zonas naturales como parques, lagos, paisajes, etc.

En este capítulo se presentarán los siguientes métodos de valoración ambiental: el método de coste de viaje, el método de los precios hedónicos y el método de la valoración contingente. El objetivo fundamental de este capítulo es ampliar el horizonte de pensamiento de aquel lector que ha seguido los capítulos anteriores. En este sentido, una revisión de los capítulos 1-3 de este libro y luego una lectura al libro de Azqueta (1994), Pearce y Turner (1990) y al libro de Freeman III (1993) podrán brindar una idea más general de los métodos de valoración ambiental.

9.1. El método de coste de viaje

Para ilustrar el método de coste de viaje, se usarán dos aproximaciones: La primera parte consiste en el modelo tradicional de coste de viaje adicionando el uso de variables latentes [Mora (1997)]. La segunda parte consiste en el modelo de utilidad aleatorio para el número de visitas.

26. Especialmente con la expedición de la ley 99 de 1993 se reglamenta el cobro por uso de los recursos ambientales. A partir de la expedición de esta ley, diferentes modificaciones se han realizado, una de las últimas, el decreto 901 de abril de 1997, reglamenta las tasas retributivas por uso directo o indirecto del agua como receptor de vertimientos puntuales.

9.1.1. El uso de variables latentes

Considere una serie de consumidores que deciden visitar un paisaje específico, el cual es considerado como un bien. Los agentes económicos toman la decisión de visitar dicho paisaje, de acuerdo con los "precios" del paisaje, y aunque no existe un precio explícito por el bien paisaje, esto no quiere decir que este precio no exista, ya que el consumidor realiza una serie de gastos cuando visita un lugar determinado, y a través de estos gastos se puede estimar una función de demanda por paisaje. Los gastos dependen del coste del viaje en cualquier tipo de transporte (Pt), del gasto derivado de estar en un lugar determinado (incluyendo alimentación, etc.) (PA), y del coste de oportunidad del salario (PW).

Dado que cada visita tiene un gasto, el consumidor buscará minimizar el gasto de cada visita manteniendo su utilidad. Así el problema se plantea como:

$$(9.1) \quad MinC(u,p): Y = (P_t + P_A + P_W)Z ; St: \nu(z) = u$$

Donde c(u,p) es la función de gasto e Y el ingreso. De esta forma, un consumidor planea una serie de actividades derivadas de contemplar un paisaje, pasear por un lugar, etc. y elige un bien Z, la cantidad de viajes a ese lugar. El problema planteado de la anterior forma, es el simple modelo de coste de viaje utilizado por Bockstael et-al (1987), Smith y Kouru (1990). Siguiendo a Kealy y Bishop (1986) y asumiendo una función de utilidad cuadrática (cuasilineal) de la forma:

$$(9.2) \quad \nu = A_0 Z + \frac{A_1}{2} Z^2 + A_2 Z$$

Donde A_0, A_1 y A_2 son los parámetros de la función de utilidad. A_0 depende de las características individuales S(Sexo, Edad, Ingreso), Pollak y Walles (1969), Pollak (1969,1970)[27] y A_2 depende de las características paisajísticas P_j. Siendo A_0 y A_2 lineales, el problema se puede también plantear como:

$$(9.3) \quad Max(Z): Y - (P_t + P_a + P_W)Z - (\alpha_0 + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k S_k)Z - \frac{A_1}{2} Z^2 - (\alpha_2 + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j P_j)Z$$

Solucionando la anterior ecuación, para el problema de maximización en Z, bajo una solución interior obtenemos:

$$(9.4) \quad Z = -\frac{1}{A_1}(\alpha_0 + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k S_k) - \frac{1}{A_1} P - \frac{1}{A_1}(\alpha_2 + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j P_j) + \varepsilon$$

27. En Deaton y Muellbauer (1980).

Donde $P = P_t + P_A + P_W$ y $\varepsilon \approx (0, \sigma^2_\varepsilon)$. La función de demanda anterior requiere una solución interior para el mercado de trabajo, dependiendo la misma del tiempo cuando este es exógeno o endógeno McConell (1992), Bockstael, Hanemann y Strand (1987). Si se asume como en Bockstael et-al que la tasa de salario refleja el valor del tiempo individual, dado que trabajo y ocio se intercambia marginalmente, obtenemos un valor real para el parámetro asociado al coste de oportunidad. En caso contrario el valor marginal del tiempo individual en otros usos, no es igual a la tasa de salario y el coste de oportunidad no es igual al valor del parámetro obtenido.

Balkan y Kahn (1988), Willis y Garrod (1991), Kealy y Bishop (1986), Bokstael, Strand y Hanemman (1987) entre otros, muestran lo inapropiado de utilizar mínimos cuadrados ordinarios para estimar (9.1.4) cuando se usan encuestas debido al sesgo obtenido cuando no se tiene en cuenta a toda la población. Los resultados muestran que bajo mínimos cuadrados ordinarios se sobrestima la verdadera magnitud del excedente del consumidor. Esta es una consecuencia del sesgo de truncamiento asociado con la colección de datos cuando se estima sólo una parte de la población real o cuando existen sesgos de información en la misma encuesta. De esta forma, asumiendo que la demanda por paisaje, derivada de una encuesta, provee la información sobre la parte de la población que elige un determinado sitio por visitar, pero no toma en cuenta la información sobre otros grupos que demandan paisaje como serian los ganaderos, los pastores, etc.,[28] o sobre los que no viajan aun cuando pudieran demandar paisaje, cualquier estimación bajo mínimos cuadrados ordinarios mostraría sesgos de truncamiento. Siguiendo la especificación de Englin y Schonkwiler (1995) la función de demanda tiene la siguiente forma semilogarítmica:

$$(9.5)\quad E(Z_i, X_i) = u_i = e^{X^*_i B} \text{ donde } X^*_i = [P^*_i | X_i] = \left[\phi' \Lambda'_p \sum^{-1} P_i \middle| X_i \right]$$

Esto significa que una de las variables independientes se construye a partir de un modelo Latente P^*_i, y de las variables X_i definidas en la ecuación de demanda (9.4). Teniendo en cuenta que un estimador es consistente, si los términos de los errores son normales, [Grogger y Carson (1989)], y obteniendo una función de verosimilitud conjunta para un modelo de variables latentes y truncado, obtenemos un estimador máximo verosímil basado en la función de densidad de Z_{ji} la cual es truncada a una normal[29].

28. Willis y Garrod (1991) justifican su uso, ya que se sobrestima la verdadera magnitud del excedente del consumidor de la siguiente forma: "Esta una consecuencia de los sesgos de truncar asociados con la colección de datos, los cuales surgen porque en el modelo de demanda estimado sobre encuestas existen sesgos conducidos en cada lugar de recreación, si bien, tales encuestas son usadas comúnmente en estudios de demanda por recursos, ellos no proveen información sobre los individuos que no eligen usar un lugar" Pág. 39.

29. Englin y Schonkwiler (1995), utilizan una binomial negativa truncada con variables latentes, el hecho de que el parámetro de sobredispersión diera mayor que cinco, muestra la existencia de sesgos al 95% según Grogger y Carson (1989, pag32), siendo de esta forma los resultados inconsistentes. Por esta razón, y con base en los resultados de Grogger y Carson (1989) se propuso una función truncada a una normal con variables latentes.

$$(9.6)\quad LLikelih = -\frac{N}{2} Ln \sum(\theta) - \frac{N}{2} Traza\left[S_{WW} \sum^{-1}(\theta) \right] + \sum_{i=1}^{N} \left[\frac{1}{\sigma} \psi \left[V_{ji} - \beta_j X_{ji}^{*} \right] \sigma^{-1} \left[1 - \beta_j X_{ji}^{*} \right] \sigma^{-1} \right]$$

La ecuación (9.6) representa la función de demanda por paisaje, en donde la variación compensatoria y la equivalente son iguales al excedente del consumidor, que a su vez viene definido como:

$$(9.7)\quad CS \approx \int_{Pmin}^{Pmax} Z(P)dp = -\frac{Z^2}{2(\frac{1}{A_1})}$$

Donde A1 es el valor estimado del parámetro en P, y Z el número de viajes. De Kealy y Bishop (1986), Bockstael, Hanemman y Strand (1987) se conoce que C_s es sesgado y de la forma $\approx \sigma^2 \left(\frac{1}{A_1} \right) * \left(\frac{1}{A_1} \right)^2$ ó (1/ (t-ratio) ^ 2), y el excedente agregado del consumidor será:

$$(9.8)\quad \sum_{j=1}^{n} Z_j Cs$$

Donde n es la población total de visitantes, Z el número de viajes por persona y Cs el excedente del consumidor por viaje definido en (9.7).

Para estimar (9.7) y (9.8) se realizó una encuesta aleatoria en la zona de Alameda del Valle (España), situada a 92 Kilómetros al norte de Madrid. El lugar tiene 2520,8 Ha de zonas especialmente protegidas y 20,2 Ha de suelo urbano. La configuración del paisaje depende de una serie de características particulares como la presencia de pinos y robles sembrados en Montes de propiedad pública, la utilización de cercas de piedra para encerrar al ganado y que hoy día tiene poca función, pues la actividad ganadera viene decayendo a raíz de las medidas tomadas por el gobierno español para la inserción de España a la Comunidad Económica Europea. Esta serie de características muestran un paisaje rural, donde la actividad del hombre ha sido decisiva en la configuración de dicho paisaje. El tamaño de la encuesta es de 70 personas a quienes se les preguntó acerca de características como la vegetación anteriormente descrita, las cercas de piedra, el aspecto rural, y la relación entre el hombre y la naturaleza. Se preguntó además características individuales como sexo, edad, ingresos, profesión, años de educación, el tamaño del grupo con que se desplazaba y el tipo de transporte utilizado. De a cuerdo con estas preguntas se obtuvo que el 68.58% de las personas que visitaban Alameda del Valle eran hombres, el 77.15% le gustan los paisajes con pino, el 70% las cercas de piedra, el 67.72% los paisajes con roble, el 75.72% le gustan los paisajes con aspectos rurales, el 64.25% le gusta la relación entre el hombre y la naturaleza, el 54.29% le gusta el paisaje de la zona por su valor histórico, el 78.58% los espacios libres, el 87.15% de las personas había visitado antes la zona, el 70% de las personas tiene como único motivo visitar la zona. En relación con preferencias por zonas aledañas, el 34.28% prefiere además de Alameda del Valle, la zona de Presa Pinilla y el 31.42% prefiere además el Paular. También se encontró que el 62.85% de las personas no pertenecen a grupos relacionados con el medioambiente. Con relación a las variables de respuesta cuantitativa se obtuvieron los siguientes datos:

Variable	Observaciones	Media	Mínimo	Máximo
Educación	70	15.17143	0	19
Años	70	34.97143	18	70
Ingreso	70	161.4286	20	500
Numero de visitas	70	9.357143	1	45
Costo implícito	70	7.133857	4.98	10.98
Costo total	70	11.3035	6.3217	25.605

TABLA 9.1. Resumen estadístico de las variables.

De la encuesta realizada, se procedió a estimar (9.6) por máxima verosimilitud usando los costos implícitos, esto es, los costos de desplazamiento que se construyen como 2*92 km*0,026 mil pesetas más los gastos en el día reportados en la encuesta. Por otro lado, 0.026 son los costos de desplazarse en automóvil por Km. (incluye Gasolina, gastos de depreciación, aceite, etc.) y 92 es la distancia desde Madrid a Alameda del Valle, a este valor se le suman los costos de estar en el lugar(alimentación, etc. que fueron reportados en la encuesta). Cuando se le suman a los costos implícitos, el costo de oportunidad del tiempo se obtiene el costo total. Los resultados se pueden observar en la tabla (9.2).

Variable dependiente[30] : Número de viajes
Número de observaciones: 70

Variables	Modelo 1	Modelo 2
Sexo[31]/	-1.02807	0.69317
	(-0.916)	(0.596)
Educación	-0.840202	-0.984842
	(-1.805)	(-1.960)
Años	0.240119	-0.001238
	(0.462)	(-0.023)
Ingreso	0.0000132	0.154519
	(1.803)	(1.674)
Latpaisa[32]/	0.1765821	0.1757131
	(1.681)	(1.484)
Costo implícito	-0.4963451	
	(-1.849)	
Costo total		-0.1943029
		(-4.226)
Constante	17.4997	16.9545
	(2.186)	(1.973)
σ	2.6444	2.800848
	(0.592606)*	(0.6312835)*
χ^2 (6)=16.37 Prob>χ^2 =0.119		χ^2 (6)=12.80 Prob>χ^2 =0.0464
Pseudo R^2=0.1403		Pseudo R^2=0.1097
Log Likelihood=-50.153017		Log Likelihood=-51.93669
Likelihood Ratio Test[33]		
χ^2 (5) = 13.43		χ^2 (5) = 12.49
Prob>χ^2 = 0.0197		Prob>c2 = 0.028
Information Matrix		
F(5,64)=1.67		F(5,64)=1.30
Prob>F=0.1545		Prob>F=0.2737

TABLA 9.2. Demanda estimada del modelo de coste de viaje

Para el primer modelo se tuvieron en cuenta los costos implícitos. El coeficiente del precio es negativo y diferente de cero al 6%, igualmente resultaron significativas las variables educación, ingreso, la variable latente paisaje y la constante. Sin embargo,

30. t entre paréntesis a excepción de (*) errores estandar.
31. El resultado poco significativo en las variables de sexo y educación contrasta con los resultados obtenidos cuando se usaron los indicadores del paisaje, pues usando estos indicadores dichas variables fueron significativas.
32. Esta variable se construyo a partir del modelo de variables latentes descrito en él capitulo 6.
33. Maddala (1995) conjetura que Score Test es más eficiente que Lr-test, sin embargo Maddala no presenta resultados que invaliden Lr-test. Dado que $\chi^2_{(5)}$ al 99% = 15,09 y al 99.5% = 16.75 no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad.

las variables sexo y edad no resultaron significativas[34]. En cuanto a la variable latente del paisaje (Latpaisa) su valor se aproxima al verdadero valor del paisaje[35]. En relación con el excedente del consumidor, éste fue de 1007.36 pesetas con un sesgo de $\pm$ 29.25%. En el segundo modelo se usó el costo total que es igual al costo implícito más el coste de oportunidad del tiempo[36], de aquí se observa que el coeficiente del precio es negativo y significativamente diferente de cero, y las otras variables conservan sus signos y significancia. El excedente del consumidor es de 5302.06 pesetas, con un sesgo del 5.5999%, de donde se observa que los resultados no son significativamente diferentes con relación a los costos en su conjunto, usando variables latentes:

Diferencia entre modelos	Costo implícito	Costo total
Paisaje como variable latente.	1007.36	5302.06
Paisaje como variable normal[37].	1398,81	5318,18
Variación del excedente del consumidor.	38.82%	3.5%

TABLA 9.3. Excedente del consumidor por viaje.

Si se toma el costo implícito, los resultados de modelar el paisaje como una variable latente, o usar los indicadores del mismo tiene grandes efectos sobre el excedente del consumidor. Si se toman los costos totales, el efecto sobre el excedente del consumidor no es muy significativo.

El excedente del consumidor se grafica a través de la curva de demanda de la siguiente forma: Siguiendo a Balkan y kahn (1988)[38], y usando el coste mínimo, se despeja el número óptimo de visitas (z) de la ecuación de demanda. Por otro lado, la ecuación de demanda en la gráfica (9.1) se calculó teniendo en cuenta que si la función de utilidad es lineal en el ingreso, la utilidad marginal del ingreso es constante y por lo tanto igual a 1. Con respecto a la variable Latpaisa su valor es de 1 mientras para las otras variables su valor será de cero.

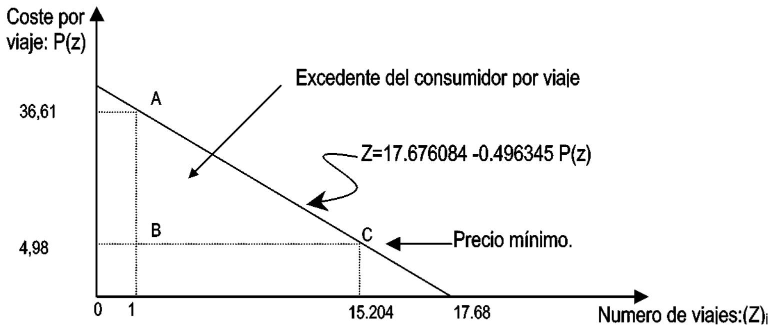
34. Este resultado se debe a la especificación del paisaje como variable latente. En el modelo tradicional (usando los indicadores del paisaje) esta variables resultaron significativas.

35. Cuando se usaron los indicadores del paisaje (pino, roble, cercas de piedra, aspecto histórico) los resultados para estos valores eran inconsistentes. Con la nueva especificación se obtiene (1/0.49645)*(0.17499) = 0.3557647, es decir, 35,6% de cambio en el número de visitas ante una visión unidimensional del paisaje.

36. El coste de oportunidad del tiempo se calculó como el tiempo de viaje por 2 por (1/4) del salario del momento más el salario por (3/4) si el bienestar es mayor del 50%. El tiempo de viaje por 2 por (1/4) del salario del momento más el salario por (1/2) sí el bienestar es igual al 50% y, el tiempo de viaje por 2 por (1/4) del salario del momento más el salario por (1/4) si el bienestar es inferior al 50%. Donde la variable bienestar proviene de la encuesta y capta qué tanto consideran los agentes que le reporta beneficios el viaje a la zona de Alameda del Valle.

37. Esta regresión se calculó usando los indicadores del paisaje, esto es, cercas de piedra, pino, roble y aspectos históricos junto a las variables de costo.

38. Balkan y kahn (1988) usan el coste promedio.



GRÁFICA 9.1. Demanda estimada y excedente del consumidor.

Si tenemos en cuenta el número de viajes óptimo derivado de la primera regresión, de acuerdo con la gráfica (9.1) el excedente del consumidor estimado por (9.7) sería de (15.20485) ^ 2/2*(0.496345) el cual es 232.889 pesetas que es aproximadamente el área ABC. El excedente agregado sería de 16'302.292(232.889*70); si incorporamos el sesgo (29,5%), su valor sería de 11'574.627 el cual es aproximadamente igual al valor obtenido a través de (9.7), esto es, de 11'982.590. Por otro lado, la valoración social del paisaje a través del excedente agregado del consumidor es de 63'068.049 pesetas usando el costo total en el modelo de variables latentes y la ecuación (9.8).

9.1.2. El modelo de utilidad aleatorio

Parsons y Kealy (1992) consideran que un individuo toma el número total de viajes a un lago como predeterminado y decide cuál lago visitar en cada viaje. El o ella, tiene una utilidad cuando viaja al lago (a_i) de la siguiente forma:

(9.9) $\mu_{ai} = V_a + V_{ai} - \varepsilon_{ai} - \varepsilon_a$

V_a es un componente sistemático de utilidad común a todos los lagos en el área de Wisconsin (a = 1 si el lago se localiza en el norte y a = 0 si se localiza en el sur). V_{ai} es un componente sistemático para el lago i en el área a (i=1,…,N si está en el norte; e i=1,…,S si está en el sur). El término $\varepsilon_{ai} + \varepsilon_a$ es un elemento aleatorio que captura las características excluidas del lago. La parte ε_a incorpora las características excluidas comunes a todos los lagos en el área a. Definiendo $V_a = V(X_{ai}, p_{ai})$ donde X_{ai} es un vector de las características del lago como el tamaño, facilidades comerciales, calidad del agua del lago y p_{ai} es el precio de visitar el lago incluyendo el costo de oportunidad del tiempo y los costos de viaje. Parsons y Kealy (1992) usan una función de utilidad lineal de la forma:

(9.10) $V_{ai} = \beta Z_{ai}$ donde $Z_{ai} = (X_{ai}, p_{ai})$

Dado que los lagos del noroeste de Wisconsin tienen substanciales diferencias con respecto a los del sur, Parsons y Kealy definen $V_a = \alpha' d_a$ donde $d_a = 1$ cuando el lago se encuentra en el norte y $d_a=0$ cuando se encuentra en el sur. V_a captura una contribución "promedio" a la utilidad para un viaje tomado en el norte en relación con un viaje en el sur. De esta forma, la utilidad aleatoria para una visita a un lago (a_i) es:

(9.11) $\mu_{ai} = \alpha' d_a + \beta Z_{ai} + \varepsilon_{ai} + \varepsilon_a$

Dado que un individuo decide cuándo visitar un lago en el norte o en el sur, se asume que ε_{ai} es una variable aleatoria idéntica e independientemente distribuida con un parámetro de escala $\delta' = 1$. De esto se sigue que la probabilidad individual de visitar el lago i´, dado que él o ella realizan un viaje al norte o al sur, viene definida por el Logit:

(9.12)
$$P(i' \mid a=1) = \frac{e^{\beta Z_{1i}}}{\sum_{1i \in N} e^{\beta Z_{1i}}}$$
$$P(i' \mid a=0) = \frac{e^{\beta Z_{0i}}}{\sum_{0i \in S} e^{\beta Z_{0i}}}$$

Donde N es el conjunto de lagos que entra en el conjunto de elección cuando el individuo se desplaza al norte y S es el conjunto de lagos que entra en el conjunto de elección cuando el individuo se desplaza al sur. De aquí se sigue que:

(9.13) $\text{Max}(\beta Z_{11} + \varepsilon_{11}, \ldots, \beta Z_{1N} + \varepsilon_{1N})$

(9.14) $\text{Max}(\beta Z_{01} + \varepsilon_{01}, \ldots, \beta Z_{0N} + \varepsilon_{0N})$

Son variables aleatorias con

(9.15) $E(\text{Max}(\beta Z_{11} + \varepsilon_{11}, \ldots, bZ_{1N} + \varepsilon_{1N})) = I_1 = \text{Ln}\left[\sum_{1i \in N} e^{\beta Z_{1i}}\right] + 0.577$

(9.16) $E(\text{Max}(\beta Z_{01} + \varepsilon_{01}, \ldots, \beta Z_{0N} + \varepsilon_{0N})) = I_0 = \text{Ln}\left[\sum_{0i \in S} e^{\beta Z_{0i}}\right] + 0.577$

Definiendo $\bar{\varepsilon}_1$ = $\text{Max}(\beta Z_{11} + \varepsilon_{11}, \ldots, \beta Z_{1N} + \varepsilon_{1N})$)-$I_1$ y = $\text{Max}(\beta Z_{01} + \varepsilon_{01}, \ldots, \beta Z_{0N} + \varepsilon_{0N})$)- I_0 y, asumiendo que $\bar{\varepsilon}_1$ + ε_1 y + ε_0 son i.i.d variables aleatorias con un parámetro de escala δ, entonces la probabilidad de elegir un lago en el norte o en el sur, será:

(9.17)
$$P(a=1) = \frac{e^{\alpha - \delta I_1}}{e^{\alpha + \delta I_1} - e^{\alpha - \delta I_0}}$$
$$P(a=0) = \frac{e^{\delta I_0}}{e^{\alpha - \delta I_1} - e^{\delta I_0}}$$

Dado que $\delta' = 1$ en el lugar de elección, entonces $\delta/\delta' = \delta$ en el área de elección. También se asume que $\alpha = \alpha' \delta$ en el modelo. Si un individuo visita el lugar (ai) un total de T_{ai} veces durante el año, la probabilidad es $[P(ai)]^{T_{ai}}$. Si el individuo visita más de un lugar, la probabilidad de las visitas será $\Pi_a \Pi_i [P(ai)]^{T_{ai}}$. La función de verosimilitud para el Logit vendrá dada por:

$$(9.18)\ L = \Pi_n \Pi_a \Pi_i [P_n(i|a) \times P_n(a)]^{T_{ai}}$$

Donde $Pr_n(i|a)$ proviene de la ecuación (9.12) y Pr(a) de la ecuación (9.17) y n denota el n-ésimo individuo.

La variación equivalente y compensatoria para (9.18) ante un cambio en la calidad del agua, viene determinada por:

$$(9.19)\ \nabla w = \left[\frac{1}{\delta\beta_y}\right][Ln[e^{\alpha+\delta\bar{I}_1} + e^{\delta\bar{I}_0}] - Ln\left(e^{\alpha+\delta I_1} + e^{\delta I_0}\right)]$$

Donde $\bar{I}_0$ y $\bar{I}_1$ se refiere a los valores de I_0 e I_1 con mejoramientos en la calidad del agua y, β_y es la utilidad marginal del ingreso, esto es, el coeficiente sobre P_{ai} en el modelo de utilidad aleatoria.

Dado que Wisconsin tiene una gran variedad de lagos, los autores proponen estimar el modelo de la siguiente forma: todos los sitios entran en el conjunto de oportunidades de la persona, pero el modelo se estima usando un subconjunto aleatorio extraído del conjunto total. De esta forma, cuando un individuo visita un lago en el norte, 23 lagos son extraídos aleatoriamente del conjunto de lagos (esto significa incluir todos aquellos en un radio de 180 millas desde el hogar) y se le adiciona al subconjunto el lago que visita actualmente. Este método también se usó para el sur. Los autores usan conjuntos de oportunidades aleatorias de 3,6,12 y 24 lagos.

MacFadden (1978) muestra que considerar, el modelo de esta forma, da estimadores insesgados del modelo cuando se usa el conjunto de alternativas total. El resultado encontrado por Parsons y Kealy (1992) se puede observar en la siguiente Tabla 9.4.

Donde la variable PRICE es el costo de oportunidad del viaje, esto es, 1/3*[Ingreso anual/2080]*Tiempo de Viaje más [0.10*2*distancia al lago]. LNACRES es el logaritmo de los acres que tiene el lago. CF, que es igual a 1 si el lago tiene facilidades comerciales y cero si no. REMOTE, que es igual a 1 si el lago es navegable y cero si no. NORTH si el lago está en el norte y cero si no. LNMXD, que es el logaritmo de la máxima profundidad del lago. BR, que es igual a 1 si existen rampas para botes y cero si no. INLET, que es igual a 1si el lago tiene ensenadas y cero si no. DONO, que es igual a 1 si el hypolimnion está vacío de oxígeno y cero si no. DOYES, que es igual a 1 si el oxígeno disuelto en el hypolimnion es mayor que 5 ppm y cero de otra forma. CLEAR, que es igual a 1 si la profundidad promedio es al menos de 3 metros y cero

DATOS PARA PESCA

Número de lagos extraídos del conjunto de oportunidades

Variables	3	6	12	24	24 (visitados)
PRICE	-.20(24.8)	-.27(33.8)	-.25(45.5)	-.23(52.4)	-.24(55.1)
LNACRES	.69(15.3)	.61(21.1)	.55(24.0)	.56(30.0)	.38(22.6)
CF	-.22(1.7)	.19(1.9)	.18(2.4)	.31(4.5	.20(2.9)
REMOTE	.34(1.6)	-.47(3.4)	-.33(2.7)	-.48(4.3)	-.11(1.1)
LNMXD	.45(5.6)	.54(8.8)	.44(9.9)	.38(10.5)	.26(7.0)
BR	-.43(3.0)	-.61(6.9)	-.46(6.1)	-.28(4.3)	-.22(3.5)
INLET	.86(5.2)	.90(6.3)	93(8.7)	.63(7.0)	.64(7.0)
DONO	-.85(4.7)	-.88(6.7)	-.84(8.2)	-.79(8.8)	-.82(10.0)
DOYES	-.15(0.8)	-1.02(6.5)	.30(2.5)	.11(1.0)	.33(4.0)
CLEAR	—	—	—	—	—
INC VALUE (δ)	.20(9.9)	.16(9.8)	.17(9.9)	.18(9.9)	.18(9.6)
NORTH	.54(3.5)	.53(3.6)	.52(3.5)	.53(3.5)	.59(3.8)
Número de Visitas	3.598	3.598	3.598	3.598	3.598
Número de Individuos	239	239	239	239	239
Primer estado: Log Likelihood	-790	-1,599	-2,670	-4,154	-5,162
Pendiente = 0 Log-L	-3.954	-6,448	-8,943	-11,437	-11,437
Segundo estado: Log Likelihood	-338	-338	-338	-338	-337
Pendiente = 0 Log-L	-438	-438	-438	-438	-401

TABLA 9.4. Demanda estimada del modelo de coste de viaje usando Máxima Verosimilitud para un Logit.

de otra forma. Como puede observarse, la mayoría de las variables fueron significativas dados sus valores t (entre paréntesis). Parsons y Kealy consideraron para el análisis de cambio en el bienestar las variables DONO y DOYES que median el cambio en la calidad del agua como se mencionó anteriormente. Específicamente cuando el número de lagos es de 24, se encontró que el valor fue de US$0.50 para la pesca, manteniéndose el patrón en todas las alternativas[39].

39. Los autores estiman el modelo también cuando los visitantes usan el lago para natación, pesca, vela, y por paisaje. Los resultados aquí presentados son específicamente para pesca, el excedente para natación es de US$0.83, para vela de US$0.19 y para paisaje de US$0.15.

9.2. El método de los precios hedónicos

Cuando los individuos adquieren un bien en el mercado, su adquisición se realiza en tanto tiene una serie de atributos que el consumidor desea[40]. Sin embargo, como se observó en capítulos anteriores, algunos bienes podrían tener más de un atributo ¿Quién usa el tiempo de ocio sólo para ver televisión? Como bien lo plantean Atkinson y Halvorsen (1984), muchos bienes pueden ser vistos como canastas de atributos individuales que tienen mercados explícitos. En el capítulo 5 se encontró que los atributos de los bienes entraban directamente en la función de producción de hogares, que en adelante será nuestra función de utilidad, aunque no tenían un mercado explícito pues lo que observaban los agentes eran los precios de los bienes. En esta sección, se presentará una línea de investigación que pretende avanzar en algunas de las ideas planteadas en dicho capítulo.

Rosen (1974), propone una técnica de estimación de atributos en dos etapas: Primero, el precio de un bien se regresa en términos de sus atributos. Y la derivada parcial del precio del bien con respecto a un atributo se interpreta como el precio marginal implícito. En la segunda etapa los precios implícitos estimados son usados para estimar las demandas inversas de los atributos.

La segunda etapa de Rosen, puede producir algunos "riesgos" como la multicolinealidad entre los atributos, generando un cambio en los signos esperados [Hogarty(1975), Deaton y Muelbauer (1980), Atkinson y Halvorsen (1984)].

El modelo de Precios hedónicos puede plantearse de la siguiente forma: Supongamos un consumidor con un vector de características socioeconómicas a que deriva su utilidad de consumir varias características de un bien g que tiene una serie de atributos z_1, z_2,.., z_n (por supuesto, algunos atributos son medioambientales como la polución, etc.) y de un bien numerario x. Sea la función de utilidad:

(9.20) $\mu = \mu\,(z_1, z_2, \ldots, z_n\,, x, \alpha\,)$

Que se maximiza con respecto a la restricción presupuestal:

(9.21) $Y = x + P(z_1, z_2, \ldots, z_n\,)$

De las ecuaciones anteriores deberá quedar claro que la función de utilidad es débilmente separable en el sentido de Maler (ver Capítulo 5), esto es, los atributos $Z_{i's}$ son débilmente separables de los otros bienes. Dada la débil separabilidad una elección por los atributos puede ser analizada de maximizar la función de subutilidad sujeta a las restricciones de gasto del bien en cuestión:

(9.24) $Y_g = C(g) + \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+r)^t} Pg$

40. Ver al respecto el capítulo 7.

Se supone que Y_g es la parte del gasto asignada al bien g. Además, existen unos costes fijos de consumir g, C(g). Y el bien se deprecia a una tasa de descuento de r, una mejor formalización podría incluir una tasa de preferencia r en la especificación. El lagrangiano para este problema de maximización será:

$$(9.25)\ L = \mu\,(g,x) + l[Yg - C(g) - \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+r)^t} P_t g_t\,]$$

De las condiciones de primer orden, encontramos que la demanda para el bien g depende de las características socioeconómicas y que $\frac{\partial P_g}{\partial z_{gj}}$ indicaría la disposición marginal a pagar por una unidad adicional de la misma, esto es, su precio implícito.

Por otro lado, la existencia de restricciones lineales o no lineales, podría volver algo complejo el problema como en Palmquist (1984). En últimas, una función lineal implicaría que los precios implícitos de los diferentes atributos permanecieran constantes cualquiera que fuese el nivel de partida, implicando una combinación aditiva entre estos. En cuanto a las restricciones no lineales, el precio implícito cambiará en tanto cambien las características con relación a la cantidad consumida, esto significa que la importancia marginal del atributo cambiará de acuerdo con el tipo de especificación (Logarítmica, Semilogaritmica, Cuadrática, Exponencial o Box-cox) [Ver Azqueta p.138].

Un problema adicional surge en la estimación: debido a que no se conoce la forma funcional correcta y si además algunos atributos no son incluidos, obviamente existe un problema de identificación. Atkinson y Halvorsen (1984) asumen funciones de utilidad Homotéticas y, de este forma, ecuaciones hedónicas no lineales darían los cambios en los precios marginales. La homoteticidad asignada escala las compras de los individuos con diferentes ingresos, lo que da el número de observaciones necesarias sobre la curva de indiferencia. Brown y Mendelsohn (1984), Brown y Rosen (1982) y Palmsquist (1984) presentan como método alternativo usar datos de mercados espacial o temporalmente diferentes, de esta forma, separan las ecuaciones hedónicas a ser estimadas en cada mercado. La variación entre los precios de mercado en los diferentes mercados permite identificar las funciones de demanda. A continuación, se presentará el procedimiento realizado por Atkinson y Halvorsen (1984).

Sea W = w(a, X) la función de utilidad, donde a es un vector con n componentes de atributos de un automóvil además de la eficiencia del mismo, X es un vector de los otros bienes. Asumiendo separabilidad débil en W = W[μ(a),X] donde μ(a) es la función de subutilidad del vehículo. En cumplimiento de la separabilidad débil, la restricción sobre el gasto en un automóvil vendrá definida por:

$$(9.26)\ Z = C(a) + \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+r)^t} \frac{P_t M_t}{E(a)}$$

Donde Z es el valor presente de los gastos de los servicios que presta el automóvil sobre la vida del automóvil, C(a) son los costos del capital del automóvil, r es una tasa de descuento, P_t es el precio esperado de la gasolina en el año t, M es el número de millas conducidas en el año t, E(a) es la eficiencia del automóvil expresada en millas por galón, y T es la vida esperada del automóvil. El lagrangiano para este problema de maximizacion de la subutilidad del automóvil será:

(9.27) $L = U(a) + \mu \left[Z - C(a) - \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+r)^t} \frac{P_t M_t}{E(a)}\right]$

Las condiciones de primer orden implican:

(9.28) $\frac{\partial U}{\partial a_i} = \mu \left[\frac{\partial C}{\partial a_i} - \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+r)^t} P_t M_t \frac{\partial E}{\partial a_i} E^{-2}\right]$

(9.29) $Z = C + \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+r)^t} P_t M_t E^{-1}$

En (9.28) se muestra que la utilidad marginal de cada atributo deberá ser igual al costo marginal del capital más los costos marginales de los gastos en la gasolina. Los autores asumen que la eficiencia de la gasolina puede incrementarse solamente cuando decrecen algunos de los atributos deseados por los consumidores. Las elecciones tecnológicas que incrementan la eficiencia de la gasolina sin que decrezcan los otros atributos, formalmente pueden definirse de acuerdo con la siguiente relación c = c(a,F) y E = E(a,f), donde F representa la extensión del ahorro de gasolina por la tecnología incorporada en el automóvil. En últimas, las millas recorridas son una función de los atributos del automóvil y de la eficiencia en la gasolina, M= M[a,E(a)]. Diferenciando totalmente, se encuentra:

(9.30) $\frac{\partial M}{\partial a_i} = \frac{\partial M}{\partial a_i} + \frac{\partial M}{\partial E} \frac{\partial E}{\partial a_i}; \frac{\partial M}{\partial E} > 0, \frac{\partial E}{\partial a_i} < 0$

Los cambios en las cantidades óptimas de los atributos como resultados de cambios en los precios de la gasolina, se analizan a través de estática comparativa de la siguiente forma:

(9.31) $$\begin{bmatrix} A_{11} & \dots & A_{1n} & \theta E_1 - C_1 \\ \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & & \cdot & \cdot \\ A_{n1} & \dots & A_{nn}. & \theta E_n - C_n \\ \theta E_1 - C_1 & \dots & \theta E_n - C_n & 0 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \frac{\partial a_1}{\partial P_0} \\ \cdot \\ \cdot \\ \frac{\partial a_n}{\partial P_n} \\ \frac{\partial \mu}{\partial P_0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\mu E_1 \frac{\partial \theta}{\partial P_0} \\ \cdot \\ \cdot \\ -\mu E_n \frac{\partial \theta}{\partial P_0} \\ E \frac{\partial \theta}{\partial P_0} \end{bmatrix}$$

Siendo P_o el período base del precio de la gasolina, $A_{ij} = U_{ij} - \mu(C_{ij} - \theta E_{ij} + 2\theta E^{-1}E_iE)_j$ con i,j = 1,…..,N, y los subíndices representan las primeras y segundas derivadas parciales con respecto a los atributos, esto es, $C_{ij} = \partial^2 C/a_ia_j$ y $\theta = \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+r)^t} P_t M_t E^{-2}$.

De esta forma, q es igual a la derivada parcial negativa del valor total de los gastos de la gasolina con respecto a la eficiencia, y también puede interpretarse como el beneficio marginal de un incremento en la eficiencia de la gasolina ante un cambio en el precio del período base de la gasolina. Por lo tanto, la magnitud del efecto sobre los atributos, y de aquí sobre la eficiencia, podría depender sobre el nivel esperado de los precios.

Para estimar el anterior modelo, los autores seleccionan una serie de atributos que explican la variación en el costo de capital, la eficiencia en el combustible como la aceleración A, el confort de un paseo R, su estilo tradicional S, y el confort de los asientos delanteros C. Atributos como el prestigio del propietario y la calidad del trabajador podrían afectar el costo de capital sin tener efecto directo sobre la eficiencia del combustible. Como proxis de estas variables, los autores proponen incluir las siguientes variables falsas: si es un carro importado, I; si es un carro de lujo, L; y si es un carro especial, H. Estas variables falsas fueron incluidas en la ecuación de costos.

Los datos tomados incluyen 158 automóviles nuevos en 1978. Se propone entonces, especificar una función de subutilidad tipo Cobb-Douglas de la forma:

(9.32) $Ln\ U = \gamma_0 + \sum_i \gamma_i Lna_i$; i=A,R,S,C; $\sum_i \gamma_i = 1$

La forma funcional para el costo de capital y la eficiencia del combustible se desarrolla a partir de la metodología Box-Cox. La forma estimada fue:

(9.33) $C^{(\psi)} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i a_i^{(\lambda)} + \sum_j \alpha_j D_j$

(9.34) $E_{(\phi)} = \beta_0 + \sum_i \beta_i a_i^{(\gamma)}$; i = A , R, S, C; j = I, L, H.

Las transformaciones Box-Cox $C^{(\psi)}$, $a_i^{(\lambda)}$, $E^{(\phi)}$, $a_i^{(\gamma)}$, tienen la forma $V^{(\delta)} = (V^{\delta} - 1)/\delta$ con $\delta \neq 0$ y $V^{(\delta)} = Ln\ V$ con $\delta = 0$. Estas transformaciones son continuas alrededor de $\delta = 0$ dado que el límite en el caso de que $\delta \neq 0$ cuando $\delta \to 0$ es Ln V. La forma funcional Box-Cox tiene varios casos especiales, el log-lineal cuando $\psi = \lambda = 0$, el lineal cuando $\psi = \lambda = 1$, la forma semi-log cuando $\psi = 0$ y $\lambda = 1$, y la inversa semi-log cuando $\psi = 1$ y $\lambda = 0$. Los autores eligieron la forma Log-Lineal después de desechar las otras formas a través de los valores de las funciones de verosimilitud.

Variables	Función de costo de capital	Función de eficiencia del combustible	Función de subutilidad del automóvil
Intercepto	4.5215	7.0532	
	(11.0998)	(28.8119)	
Estilo tradicional	0.7040	-1.2678	0.3123
	(2.5056)	(6.8549)	
Aceleración	0.5638	-0.2940	0.2501
	(5.4632)	(3.6804)	
Confort del asiento delantero	0.8364	-0.6783	0.3710
	(3.2849)	(3.3822	
Confort del viaje	0.1502	-0.0996	0.0666
	(1.7098)	(1.5615)	
Hecho en el extranjero	0.3079	——	
	(7.4093)		
Carro especial	0.1458	——	
	(2.9509)		
Carro lujo	0.5597		
	(10.1551)		
Núm. observaciones	158	158	
R^2	0.71	0.71	
(Razones t entre paréntesis)			

TABLA 9.5. Parámetros estimados del modelo de precios hedónicos.

Los coeficientes de las variables estilo tradicional, aceleración, confort del asiento delantero, el intercepto, hecho en el extranjero, carro especial y carro de lujo son significativos al 99% mientras la variable confort del viaje es significativa al 90%. Los coeficientes de los atributos en la función de subutilidad son iguales a las partes de los gastos. Estos valores fueron calculados a partir de la función de costo de capital imponiendo la restricción de homogeneidad $\gamma = \frac{\alpha_i}{\sum_i \alpha_i}$. Diferenciando la ecuación estimada del costo del capital, la ecuación de eficiencia del combustible y la función de subutilidad, se encuentra una aproximación a (9.31), esto es:

(9.32) $$C_i \equiv \frac{\partial C}{\partial a_i} = \frac{\partial LnC}{\partial Lna_i}\frac{C}{a_i} = \frac{\alpha_i C}{a_i}$$

$$(9.33)\quad C_{ij} \equiv \frac{\partial^2 C}{\partial a_i \partial a_j} = -\frac{\alpha_i C}{a^2{}_i}; \forall i = j$$
$$= 0; \forall i \neq j$$

$$(9.34)\quad E_i \equiv \frac{\partial E}{\partial a_i} = \frac{\partial LnE}{\partial Lna_i}\frac{E}{a_i} = \frac{\beta_i E}{a_i}$$

$$(9.35)\quad E_{ij} \equiv \frac{\partial^2 E}{\partial a_i \partial a_j} = -\frac{\beta_i E}{a^2{}_i}; \forall i = j$$
$$= 0; \forall i \neq j$$

$$(9.36)\quad U_{ij} = \frac{\partial^2 LnU}{\partial a_i \partial a_j} = \frac{\gamma_i}{a^2{}_i}; \forall i = j$$
$$= 0; \forall i \neq j$$

Para calcular el valor del beneficio marginal de la eficiencia del combustible q, se debe especificar las relaciones entre los precios esperados de la gasolina y el precio del período base. Los autores eligen una especificación que implica una elasticidad unitaria gasolina-precios esperados con respecto al período de base, de la forma siguiente:

$$(9.37)\quad P_t = P_0(1+f)^t$$

Donde P_0 es el precio del período de base y f es la tasa esperada de un incremento en el precio real de la gasolina. Sustituyendo P_t en θ, se obtiene la expresión

$$(9.38)\quad \theta = \sum_{t=1}^{T} P_0(1+b)^t M_t E^{-2}$$

Siendo $(1+b) = (1+f)/(1+r)$. Con el fin de calcular θ se asumió que P_0 = U\$0.70 y $b = 0.2$. Por otro lado, el valor de μ es calculado usando la fórmula:

$$(9.39)\quad \mu = \frac{\sum_i \frac{\gamma_i}{a_i}}{\sum_i \left[\frac{\alpha_i C}{a_i} - \theta\frac{\beta_i E}{a_i}\right]}$$

Esta ecuación es simplemente la suma de la ecuación (9.28) sobre i y luego se despeja μ. Dados los valores estimados de (9.31) el sistema de ecuaciones se soluciona para las derivadas parciales de los atributos con respecto al período de base de la gasolina. De esta forma, la elasticidad de demanda para el atributo i respecto al precio de período de base se calcula como:

$$(9.40)\quad \frac{\partial a_i}{\partial P_0}\frac{P_0}{a_i};i = A,R,S,C$$

Los resultados encontrados, se muestran en la siguiente tabla:

Elasticidades de demanda para los atributos

Modelo	Eficiencia gasolina (Km/galón)	Estilo tradicional	Aceleración	Confort del asiento delantero	Confort del viaje	Elasticidad de demanda para la eficiencia del combustible
Cadillac El Dorado	11	-2.19	0.05	1.97	0.60	1.36
Oldsmobile Tornado	15	-1.90	0.06	1.64	0.52	1.23
Ford Fairmont	19	-2.22	0.25	1.96	0.77	1.33
Mercury Bobcat	24	-3.32	0.28	3.24	1.13	1.82
Chevrolet Chevette	28	-2.01	0.13	1.74	0.61	1.27
Plymouth Arrow	33	-2.22	0.06	2.00	0.61	1.38
Toyota Corolla	39	-1.94	0.07	1.68	0.54	1.25

TABLA 9.6. Elasticidades precio-gasolina de las demandas estimadas.

Como se puede observar, un incremento en el precio de la gasolina decrece la demanda por estilo tradicional e incrementa la demanda por confort en los asientos delanteros y en el viaje. El efecto neto de un cambio inducido en los atributos de los automóviles será un incremento en la eficiencia del combustible. Dados los valores de la elasticidad de la eficiencia del combustible, es posible pensar que en el largo plazo la elasticidad propia de la demanda por gasolina es mayor que uno, esto significa que responde más que proporcionalmente a un cambio en los precios esperados del combustible.

9.3. El método de la valoración contingente

El método de la valoración contingente busca obtener la valoración que otorga un individuo ante un cambio en el bienestar, como producto de una modificación en las condiciones de oferta de un bien, como podría ser el bien ambiental. Es un método directo, ya que la única forma posible de encontrar dicha valoración es preguntándosela al individuo. En este sentido, el método de la valoración contingente busca que el individuo revele lo que estaría dispuesto a pagar por una mejora (o por evitar un empeoramiento), o la cantidad exigida como compensación por un daño(o a renunciar a una mejora). El mecanismo de encuesta, como ya han mencionado Azqueta (1995), Mitchel y Carson (1989) tiene, entre otros problemas, el punto de partida, el problema del tiempo, el tipo de sesgo generado en la respuesta, el sesgo de información y el sesgo de hipótesis. Sin embargo, a partir de los informes presentados por Kenneth Arrow y Robert Solow (1993) a la National Ocean and Atmospheric Administration (NOAA), se concluye que el método proporciona una estimación confiable, siempre y cuando se pregunte por la disposición a pagar, se use el formato binario (o de referéndum) y se recuerde constantemente al entrevistado la gran cantidad de mejoras al medioambiente que compiten por una serie de recursos financieros escasos, dada la limitación presupuestaria.

Dadas las diferencias entre las disponibilidad a pagar o la compensación exigida, los modelos de valoración contingente se centran en las funciones de utilidad indirectas o las funciones de gasto. Aquí se presentarán ambas versiones, desarrolladas por Hanemann (1984) y Cameron (1987) y luego la versión presentada por MacConell (1988).

9.3.1. La función de gasto y la función de utilidad

El modelo de referéndum se basa en respuestas binarias (sí o no) de los individuos y es usado como una medida del cambio de riqueza. El supuesto implícito consiste en que las respuestas individuales, en forma discreta, provienen de la maximización de la utilidad. Dicha maximización implica una respuesta acorde con la función de utilidad típica. Considere la respuesta a la pregunta ¿Aceptaría usted un cheque por $ X para renunciar a los derechos de uso de este recurso durante un año? Suponga que la función de utilidad es la siguiente:

(9.41) $u = v_j(y) + \varepsilon_j$

Sea $j = 1$ para la situación inicial, cuando existe acceso al bien, y $j = 0$ para la situación cuando no existe acceso al bien. Sea y el ingreso y ε_j el término aleatorio de error. Un individuo (i) podría responder sí, a la pregunta, cuando:

(9.42) $v_1(y+x) \geq v_0(y) + \varepsilon_1 - \varepsilon_0$

Para Hanemann, la respuesta depende del nivel de utilidad indirecta en ambos estados, y de esta forma, la función de respuesta es la diferencia en las funciones indirectas de utilidad.

La interpretación de Cameron de la respuesta, parte de la función de gasto: Sea $m_j(u_0 + \eta_j)$, η la cantidad de dinero necesaria para que un individuo alcance el nivel de utilidad corriente (u_0), y sea η el término aleatorio de error; $j = 1$ en la situación corriente y $J = 1$ para la situación sin acceso al recurso. Una respuesta sí, implica:

(9.43) $X > m_1(u_0) - m_0(u_0) + \eta_1 - \eta_0$

A partir de (9.43) MacConnell define la función de variación, como:

(9.44) $s(m_i, u_i) = m_1(u_0) - m_0(u_0)$

La función (9.44) se denomina función de variación debido a que puede ser considerada como la variación equivalente o compensatoria dependiendo de la pregunta realizada. Sin el elemento aleatorio η, los modelos que parten de la función de utilidad indirecta o del gasto serán idénticos, esto es, estrictamente serían iguales si las partes estocásticas fuesen cero, entonces m será igual a u. Por lo tanto, cuando la utilidad marginal del ingreso es constante e independiente en todos los estados $\left[\frac{\partial u_1}{\partial y} = \frac{\partial u_0}{\partial y}\right]$, y constante a través de todos los individuos en la muestra $[u_{rl} = u_{sl} = 0]$, las distribuciones $\eta_1 - \eta_0$ y $\varepsilon_1 - \varepsilon_0$ son transformaciones lineales entre sí. Sin embargo, cuando no existe una utilidad marginal del ingreso constante y cuando se adicionan los términos de error, m y u no son iguales.

Suponga que la pregunta de partida consiste en ¿Estaría usted dispuesto a aceptar $X por renunciar al uso de un recurso por un año? Entonces el valor del acceso al recurso, consistiría en la variación compensatoria para un cambio en los precios, entre la situación inicial y un precio de choque para aquel bien cuyo acceso ha sido eliminado o restringido. Si el consumidor responde que no, entonces es lógico pensar que la variación compensatoria sería superior a la cantidad $ X propuesta. Como la variación compensatoria se puede calcular directamente de la función de gasto (Cap. 3), entonces necesariamente:

(9.45) $m(p^*, q, u) - m(p, q, u) > X$

$u(p, q, y) > u(p^*, q, y + X)$

Siendo p* el vector de precios de choque, q un vector de calidad de los bienes consumidos. Dado que la función de utilidad no es observable y varía entre los individuos con diferentes ingresos, se puede hacer que la variación compensatoria sea igual a (9.44), esto es, igual a la función de variación. Asumiendo que ésta es estocástica, entonces:

(9.46) $CV = s(p, q, y) + \eta$

De esta forma, la probabilidad de responder Sí será:

(9.47) Probabilidad [aceptar X] $=$ Probabilidad $[X > s(p, q, y) + \eta_j]$
$=$ Probabilidad $[X - s(p, q, y) \geq \eta_y]$

De igual forma se podría estimar $[s(p, q, y) – X]$ a través de estimar la probabilidad de responder No. Por otro lado, $\frac{\partial s}{\partial y}$ será mayor que cero cuando se trata de un bien normal; igual a cero cuando sea un bien neutral, y menor que cero en un bien inferior. Es de esperar que cuando se refiere a un bien superior, $\frac{\partial s}{\partial q}$ sea mayor que cero, ya que el valor marginal de un incremento en la calidad del bien será positivo.

9.3.2. Estimación por máxima verosimilitud con datos de "referéndum"

Gran parte de los trabajos de valoración contingente usan modelos de elección dicotómica tipo Logit con datos de referéndum, y luego se integra el área bajo la curva [Cameron (1987a,b), Bishop y Heberlein (1979), Haneman (1984)]. Cameron y Huppert (1991) proponen que el modelo de regresión sea censurado normalmente. Suponga que la verdadera valoración de aquel individuo que responde es Y_i y que $\text{Log } Y_i = X'_i\beta + ui$, siendo u_i normalmente distribuido con media cero y varianza σ. Bajo un escenario de disponibilidad a pagar, al individuo se le ofrece un valor singular de umbral t_i. Si el individuo está dispuesto a pagar esta cantidad, entonces la disponibilidad a pagar, Dp_i, será igual a 1 y cero en caso contrario. De esta forma, se puede asumir:

$$(9.48)\quad \text{Probabilidad } (Dp_i = 1)$$
$$= \text{Probabilidad } (\text{Log } Y_i > \text{Log} t_i) = \text{Probabilidad}(u_i > \text{Log} t_i - X'_i\beta)$$
$$= \text{Probabilidad } (u_i / \sigma > (\text{Log} t_i - X'_i\beta) / \sigma)$$
$$= 1 - \Phi[(\text{Log} t_i - X'_i\beta) / \sigma]$$

De donde se deduce que la función de verosimilitud viene definida por:

$$(9.49)\ \text{LogL} = \sum_{i=1}^{n}\left\{ Dp_i Log\left[Dp - \Phi\left(\frac{Logt_i - X'_i\beta}{\sigma}\right)\right] + (1 - Dp_i) Log\left[\Phi\left(\frac{Logt_i - X'_i\beta}{\sigma}\right)\right]\right\}$$

Cuando los datos provienen de un tipo de encuesta que pregunta sobre intervalos, generalmente se asigna un punto medio del intervalo relevante como proxi de la variable sobre el intervalo, de esta forma se usan mínimos cuadrados ordinarios donde dichos puntos medios son la variable dependiente. Cameron y Huppert (1991) encuentran la función de máxima verosimilitud para dichos intervalos, eliminando la subvaluación o sobrevaluación que proviene de escoger este punto medio; veamos:

Dado que Y_i se conoce que pertenece al intervalo (t_{Bi}, t_{Ai}), entonces el $\text{Log } Y_i$ se encontrará entre $\text{Log } t_{Bi}$ y $\text{Log } t_{Ai}$. Si $\text{Log } Y_i = X'_i\beta + u_i$ y si u_i tiene una distribución normal con media cero y varianza σ, entonces se puede estandarizar el rango de valores del $\text{Log } Y_i$ de tal forma que:

$$(9.50)\ \text{Probabilidad } (Y_i \subseteq (t_{Bi}, t_{Ai})) = \text{Probabilidad } [(\text{Log} t_{Bi} - X'_i\beta) / \sigma < z_i < (\text{Log} t_{Ai} - X'_i\beta) / \sigma]$$

$$= \left[\Phi\left(\frac{Logt_{Bi} - X'_i\beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{Logt_{Ai} - X'_i\beta}{\sigma}\right)\right]$$

Dado que z_i es la normal estándar y que Φ es la función normal de densidad acumulada, y que z_{Bi} y z_{Ai} son respectivamente la normal para los límites bajos y altos, la correspondiente función de Log-verosimilitud para una muestra de n observaciones independientes viene definida como:

(9.51) $$LogL(\beta,\sigma \mid t_{Bi},t_{Ai},x_i) = \sum_{i=1}^{n} Log\left[\Phi(z_{Bi}) - \Phi(z_{Ai})\right]$$

Cameron y Hupper (1991) usan el siguiente tipo de pregunta, para realizar la valoración contingente: ¿Cuánto es lo máximo que usted estaría dispuesto a pagar cada año para apoyar las actividades de restauración del hábitat cuyo resultado duplicase las tasas de captura del salmón y del pescado rayado en la bahía de San francisco y el área de océano, de tal forma que sin estos esfuerzos usted esperaría en esta área que los niveles de captura permanecieren en los niveles corrientes? (coloque un circulo en la cantidad). La lista de los valores es $0, $5, $10, $15, $20, $25, $50, $75, $100, $150, $200, $250, $300, $350, $400, $450, $500, $550, $600 y "$750 o más". Se usaron 342 observaciones y las estadísticas son las siguientes:

Variable	Descripción	Media y Desviación Estándar
MIDPT	Punto medio del intervalo de respuestas.	57.98 (132.96)
Log(MIDPT)	Logaritmo de MIDPT.	3.115 (1.371)
TRIPS	Número de viajes para capturar salmón y pescado rayado en los 12 meses anteriores.	4.416 (5.449)
Log(INC)	Logaritmo del ingreso del hogar en miles de dólares usando el punto medio del intervalo reportado.	3.602 (0.6544)
S-TRIP	1 si todos los viajes fueron para pescar salmón, 0 de otra forma.	0.4188
B-TRIP	1 si todos los viajes fueron para pescar pescado rayado, 0 de otra forma.	0.3339
ADVCD	1 si tiene habilidades avanzadas de pesca, 0 de otra forma.	0.2812
OWNBOAT	1 si es el propietario del bote, 0 de otra forma.	0.3317
S-TARG	Número de Salmones/ Número de Viajes cuya finalidad es capturar salmón.	0.7341 (1.046)

TABLA 9.7. Estadísticas descriptivas.

De acuerdo con los anteriores datos se estimó (9.51) por máxima verosimilitud. Los autores realizaron una serie de réplicas de la muestra, encontrando que mientras el promedio de la disponibilidad a pagar era de $58.50 con una desviación estándar de (34.78), en el límite bajo los valores estaban entre $28.42 y $384.54, y en el límite alto los valores se encontraban entre $200 y $32.30. Como bien lo señalan los autores, las discrepancias encontradas se deben a la estrategia en los incentivos, a las interpretaciones de las preguntas y a la selección de la muestra. Este resultado no es sorprendente, si se tiene en cuenta que Bishop, Heberlein y Kealy (1983) ya habían

Estimación por máxima verosimilitud. Variable dependiente: Log(Disponibilidad a pagar [definida en intervalos]). Número de observaciones: 200.

		Límite bajo		Límite alto	
Variable	Estimación puntual	Media	Máximo mínimo	Media	Máximo Mínimo
Constante	2.207	2.415	5.097	2.165	3.878
	(5.151)	(2.762)	-0.3835	(2.752)	-1.351
TRIPS	0.03008	0.03802	0.1024	0.03430	0.1028
	(2.023)	(1.806)	-0.01193	(1.783)	-0.02676
Log(INC)	0.3537	0.2804	0.9979	0.3414	1.160
	(3.177)	(1.404)	-0.2457	(1.769)	-0.1092
S-TRIP	-0.4753	-0.2653	0.6333	-0.3460	0.3893
	(-2.511)	(-0.7022)	-1.313	(-1.048)	-1.247
B-TRIP	-0.5884	-0.6132	0.4971	-0.5908	0.3826
	(-2.956)	(-1.524)	-2.171	(-1.759)	-.1580
ADVCD	0.5824	0.4121	1.449	0.4664	1.220
	(3.355)	(1.405)	-0.4570	(1.835)	-0.2779
OWNBOAT	0.4770	-0.2873	0.3374	-0.3615	0.4177
	(2.982)	(1.073)	-1.082	(-1.290)	-1.166
S-TARG	-0.1798	-0.1590	0.1157	-0.1867	0.05930
	(-2.175)	(-1.246)	-0.5174	(-1.553)	-0.5460
σ	1.292	1.166	2.214	1.197	2.091
	(22.13)	(4.572)	0.7080	(5.302)	0.7435
Max Log L		-150.70		-157.16	
	(14.88)		(17.09)		

TABLA 9.8. Parámetros estimados del modelo de valoración contingente.

mencionado las diferencias que se podían encontrar usando diferentes estimadores de esta valoración. Por otro lado, Alberini (1995) muestra que el investigador deberá hacer supuestos fuertes en torno a la distribución de la disponibilidad a pagar, y por lo tanto supuestos distribucionales incorrectos generan funciones asimétricas de disponibilidad a pagar. Las simulaciones de Alberini muestran que el test de la chi-cuadrada (χ^2) tiene bajo poder a no ser que se tengan muestras grandes, incluso con mil observaciones el poder no es mayor del 30%. Por lo cual una prueba de significancia del modelo (Probit en el trabajo de Alberini) podría rechazar la hipótesis nula solamente una tercera parte de las veces. Y podría llevar al investigador a concluir que la valoración contingente es un modelo razonable cuando la verdadera disponibilidad a pagar es muy diferente de la que se ha asumido (pag. 92).

Bibliografía

AIGNER, D AND GOLDBERGER, J. (1977). Latent variables in socioeconomic models. North Holland.

ALBERINI, A. (1995). "Testing willingness-to-pay models of discrete choice contingent valuation survey data", Land economics, vól.71, núm.1, pp.83-95.

ATKINSON, S.E Y R, HALVORSEN. (1984). "A new hedonic technique for estimating attribute demand: an application to the demand for automobile fuel efficiency",The review of economics and statistics, vól.66, núm.3, pp.417-426.

AZQUETA, D. A. (1994). Valoración económica de la calidad ambiental, McGraw-Hill, España.

BALKAN, E AND J.R, KAHN. (1988). "The value of changes in deer hunting quality: travel cost approach", Applied economics, 20, pp. 533-39.

BISHOP, R.C AND T.A, HEBERLEIN. (1979). "Measuring values of extra-market goods: are indirect measures biased", American journal of agricultural economics, núm.61, pp.926-930.

BOCKSTAEL,N.E., STRAND,I.E AND M, HANEMANN. (1987). "Time and recreational demand model", American journal of agricultural economics, 69, pp. 293-302.

BROWN, G.JR AND R, MENDELSOHN. (1984). "The hedonic travel cost method", The review of economics and statistics, núm. 6, August.

BROWN, G.JR AND H.S, ROSEN.(1982). "On the estimation of structural hedonic price models", Econometrica, núm.50, May, pp.765-768.

CAMERON, T.A AND D.D, HUPPERT. (1991). "Referendum contingent valuation estimates: sensitivity to the assignment of offered values", Journal of the american statistical association, vól.86, núm.416, pp.910-920.

CAMERON, T.A AND M.D, JAMES. (1987). "Efficient estimation methods for use with ´closed-ended´ contingent valuation survey data", The review of economics and statistic, núm.69, pp.269-276.

CAMERON, T.A.(1987). "The impact of grouping coarseness in alternative grouped-data regression models", Journal of econometrics, (annals), núm.35, pp.37-57.

DEATON, A AND J, MUELLBAUER. (1980). Economics and consumer behavior, Cambridge, Cambridge University Press, quinta edición (1989).

ENGLIN, J AND J.S, SHONKWILER. (1995). "Modeling recreation demand in the presence of unobservable travel cost: toward a travel price model", Journal of environmental economics and management, 29, pp. 368-77.

FREEMAN III, A.M. (1993). The measurement of environmental and resource values: theory and methods, Resources for the future.

GROGGER, J.T AND R.T, CARSON. (1991), "Model for truncated counts", Journal of applied econometrics, vol. 6, pp. 225-38.

HANEMANN, W.M. (1984). "Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses", American journal of agricultural economics, núm.66, pp.332-341.

HOGARTY, T.F. (1975). "Price quality for automobiles: a new approach", Applied economics, vól. 7, march, pp.42-51.

KEALY, M.J AND R.C, BISHOP. (1986) "Theoretical and empirical specifications issues in travel cost demand studies", American journal of agricultural economics, 68, pp.660-67.

MACFADDEN, D. (1978). "Modeling the choice of residential location" en A, Karlqvis (comp.), Spatial interaction theory and planning models, Amsterdam, North-Holland.

MACCONELL, K.E. (1988). "Models for referendum data: the structure of discrete choice models for contingent valuation", Journal of environmental economics and management, núm.18, pp.19-34.

MCCONELL, K.E. (1992). "On site time in the demand for recreation", American journal of agricultural economics, 74, pp.918-25.

MITCHEL, R.C AND R.T, CARSON. (1989). Using surveys to value public goods: the contingent valuation method, Resources for the future, Washington.D.C.

MORA, J. J. (1997). "Aspectos microeconómicos del paisaje", Boletín socioeconómico, núm.30, pp.81-97.

PALMSQUIST, R.B. (1984). "Estimating the demand for the characteristic of housing", The review of economics and statistics, vól.66, núm.3, pp.394-404.

PARSONS, G. R AND M.J, KEALY. (1992). "Randomly drawn opportunity sets in a random utility model of lake recreation", Land economics, vól 68, núm 1, pp 93-106.

PEARCE, D.W AND R.K, TURNER. (1990). Economics of natural resources and the environment. Harverster, Londres.

POLLAK, R.A AND T.J, WALES. (1969). "Estimation of the linear expenditure system", Econometrica, 37, pp. 611-28.

ROSEN, S. (1974). "Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition", Journal of political economic, núm 82, pp.34-55.

SMITH, K.V AND Y, KAURU. (1990). "Signals or noise? Explaining the variation in recreation,". American journal of agricultural economics, 72, pp. 419-450.

SMITH,V.K., DESVOGES, W.H AND M.P, MCGIVENES. (1983). "The opportunity cost of travel time in recreation demand models", Land economics, 59, pp. 59-77.

WILLIS, K.G AND G.D, GARROD. (1991). " An individual travel cost method of evaluating forest recreation", American journal of agricultural economics, vól 42, pp. 33-42.