
USO DE ENCUESTAS DE VALORACIÓN CONTINGENTE PARA MEDIR DISPOSICIÓN A PAGAR POR AHORROS DE TIEMPO DE VIAJE: UNA EXPERIENCIA PILOTO

Marco Batarce M.
Secretaría Interministerial de Planificación de Transporte
Teatinos 950, Piso 16, Santiago, Chile. Cod. postal 834-0084
Fax: (562) 6966477
E-mail: mbatarce@sectra.cl

RESUMEN

Este trabajo analiza los resultados de una experiencia piloto en la cual se valora los ahorros de tiempo de viaje, derivados de aplicar una política de tarificación vial en el centro de la ciudad de Santiago, mediante el método de valoración contingente (MVC). De esta manera, se muestra cómo tratar algunos de los problemas de la metodología e intentar reducir los sesgos para obtener estimaciones confiables. Los resultados del cálculo de la disposición a pagar (DAP) y los tests de consistencia muestran que el MVC puede ser una alternativa válida para evaluar políticas de transporte, pero es necesario un experimento a escala real para ratificar estos resultados. Dos conclusiones relevantes son que la opinión del encuestado influye en la DAP declarada y que las restricciones microeconómicas que debe cumplir la forma funcional adoptada para la DAP afecta los resultados.

1. INTRODUCCIÓN

En general, las encuestas de valoración contingente no han sido utilizadas en el análisis de proyectos o políticas de transporte, salvo en la estimación de la disposición a pagar por reducciones del riesgo de accidentes en las carreteras (Blaeijs et al., 2000). Esto fundamentalmente se debe a la gran cantidad de críticas de que ha sido objeto el método de valoración contingente (MVC), a la conveniencia de las preferencias declaradas para determinar *trade-off* entre los atributos relevantes en las decisiones sobre transporte, y probablemente también al desconocimiento de esta técnica por parte de los planificadores y evaluadores de proyectos de transporte.

El método de valoración contingente es una técnica basada en cuestionarios, donde la disposición a pagar o la disposición a aceptar respecto a un bien específico es obtenida directamente de los encuestados. Este tipo de encuesta se ha utilizado principalmente en la valoración de bienes públicos y medioambientales. En este contexto, se define un mercado hipotético para el bien y se pide al encuestado declarar su máxima disposición a pagar (o mínima disposición a aceptar) (Holvad, 1999). El término valoración contingente se deriva de la naturaleza del método: las respuestas se solicitan a los individuos respecto de sus acciones *contingentes* a la ocurrencia de una situación hipotética particular (Garrod y Willis, 1999).

Dentro del MVC existen varias formas de extraer las valoraciones, sin embargo la más usada es la respuesta cerrada, introducida por Bishop y Heberlein (1979), que consiste en que el encuestado debe responder si está dispuesto a pagar una cantidad específica de dinero para obtener el bien ofrecido.

En este trabajo se analiza los resultados de una experiencia piloto, en la cual se valora los ahorros de tiempo de viaje derivados de aplicar una política de tarificación vial en el centro de la ciudad de Santiago mediante el MVC. De esta manera, se muestra cómo es posible tratar algunos de los problemas de la metodología y reducir los sesgos para obtener estimaciones confiables.

En la siguiente sección se describe la encuesta realizada como experiencia piloto. En la sección 3 se reporta la metodología de análisis de la encuesta y los resultados de éste. En la sección 4 se analiza la validez de los resultados. Finalmente, en la quinta sección se entregan algunos comentarios y las sugerencias para futuras investigaciones en el tema.

2. EXPERIENCIA PILOTO

La encuesta fue aplicada como parte de un estudio encargado por Sectra (2000) que tenía como objetivo estudiar las actitudes de los usuarios hacia políticas para reducir la congestión y contaminación de la ciudad. La recolección de datos se concentró en los individuos que realizaban viajes en automóvil (como chofer) con propósito trabajo en las horas punta, con origen o destino en el centro de la ciudad, por ser éstos quienes percibirían los efectos de la aplicación de una tarificación del área céntrica. El levantamiento de información se realizó durante el año 2000, entrevistando a los individuos seleccionados en sus hogares y lugares de trabajo. Finalmente, se obtuvo 71 encuestas válidas.

Esta encuesta fue aplicada a una submuestra de individuos que respondieron previamente una encuesta de opinión sobre diversas medidas contra la congestión. Así fue posible contrastar las respuestas de los individuos cuando son enfrentados a una encuesta de opinión y cuando deben elegir en un escenario hipotético que plantea explícitamente los beneficios y costos de una medida.

El procedimiento utilizado consistió en la exposición del escenario hipotético en el que se ha implementado la tarificación del área céntrica de la ciudad y para dicho escenario se presenta el ahorro de tiempo de viaje que percibiría el usuario y el costo en dinero que debería pagar si se aplicara la medida. Para indicar al encuestado el sector a tarificar se utilizó un plano detallado en el cual se señalaban claramente los límites. La reducción de tiempo ofrecida a los usuarios fue de 3 minutos para quienes recorrían menos de 3,5 km y de 5 minutos para quienes recorrían más de 3,5 km. La forma en que se realizaría el pago no se planteó explícitamente en la encuesta, pero se indicó que se trataría de un sistema sin costo de instalación que permitiría cobrar sólo cuando los usuarios ingresan a la zona tarifada.

El formato de las preguntas para extraer la valoración correspondió a una elección dicotómica con dos cotas (DBDC por el nombre en inglés *double bound dichotomous choice*) (Hanemann et al., 1991), que consiste en hacer una segunda pregunta, dependiendo de la respuesta de la primera. Esta segunda pregunta es igual a la inicial, pero con un monto diferente: más alto si la respuesta a la primera pregunta fue “sí” o más bajo si la respuesta fue “no”. En este caso, los montos presentados fueron \$ 300 en la primera pregunta, y \$450 o \$150 para la segunda.

El formulario estaba constituido por cuatro secciones que se presentaban al encuestado en forma consecutiva. La primera tenía como objetivo confirmar y complementar la información sobre el viaje de interés que el encuestado entregó en la encuesta de opinión aplicada previamente. Los datos que se obtuvo en esta etapa permitieron precisar el escenario que fue descrito al encuestado en la tercera sección de la encuesta. En la segunda parte se buscaba conocer la percepción que tienen los usuarios acerca de quiénes serían los principales causantes de dos grandes problemas urbanos en Santiago: la congestión de tránsito y la contaminación del aire. En la siguiente sección se presentaba el escenario con la tarificación vial implementada. En la última sección de la encuesta se consultó al encuestado si el procedimiento lo incomodó o se sintió presionado a responder de alguna manera. También se consultó por el motivo para no pagar cuando su respuesta fue negativa en los dos niveles de costo planteados.

3. METODOLOGÍA DE ANÁLISIS

La estimación de la DAP requiere hacer un supuesto sobre su forma funcional, la que debe ser consistente con la teoría microeconómica. Para esto se utilizó el enfoque del compromiso entre consumo de bienes y tiempo de ocio (*goods-leisure trade off*) desarrollado originalmente por Train y McFadden (1978) y revisado por Jara-Díaz y Farah (1987). La principal diferencia entre estos autores es que el enfoque revisado —conocido como de tasa de gasto— considera explícitamente que el número de horas de trabajo es fijo, y no variable como asumen Train y McFadden, lo que implica una dimensión menos en el proceso de elección de alternativas de transporte. Dado que representa de mejor forma la realidad de Chile, en este trabajo se utilizó el modelo de tasa de gasto.

El enfoque de Jara-Díaz y Farah establece que un individuo cuyo ingreso (y) es fijo, con un tiempo de trabajo pagado (w) también fijo, maximiza su utilidad que depende de los bienes consumidos y su tiempo de ocio, a través de la elección de alternativas de transporte caracterizadas por un costo (c) y tiempo de viaje (t). Asumiendo que la función de utilidad se puede representar por una forma Cobb-Douglas generalizada y el tiempo total disponible por un individuo es T , entonces la utilidad indirecta condicional en la decisión de transporte es

$$V(y-c, T-w-t) = k(y-c)^\alpha (T-w-t)^\beta \quad (1)$$

Para estimar la DAP se adoptó el enfoque de la teoría de la utilidad aleatoria (Hanemann, 1984). Con esto se supone que la función de utilidad de cada individuo está compuesta de una parte determinística y una parte aleatoria que representa la heterogeneidad de la población y que es la responsable de que dos individuos con iguales características tengan preferencias diferentes. Así, la utilidad de los individuos está dada por $V=V(y-c, T-w-t, \varepsilon)$, donde ε es la componente aleatoria.

Por otro lado, utilizando el concepto de variación compensatoria se puede definir la máxima disposición a pagar por un ahorro de tiempo de viaje, Δt , como la cantidad C tal que

$$V(y-c-C, L-t+\Delta t, \varepsilon) = V(y-c, L-t, \varepsilon) \quad (2)$$

De manera que $C=C(y-c, L-t, \Delta t, \varepsilon)$ también es una variable aleatoria y la probabilidad de respuesta frente a un monto de \$A, se puede expresar como

$$\Pr\{s_i^t\} = \Pr\{C(y-c, L-t, \Delta t, \varepsilon) \geq A\} \quad (3)$$

A partir del enfoque de la utilidad aleatoria existen diversas alternativas para estimar la DAP. La alternativa adoptada en este estudio corresponde a deducir una forma funcional para la DAP a partir de la utilidad indirecta anterior y luego asumir que existen factores no observados, debido a la heterogeneidad de los individuos, que inducen una componente aleatoria. Si esta componente, ε , es aditiva y la utilidad tiene una forma Cobb-Douglas entonces la DAP por una reducción de tiempo de viaje, Δt , es

$$C = (y-c) \left[1 - \left(\frac{L-t}{L-t+\Delta t} \right)^{\beta/\alpha} \right] + \varepsilon \quad (4)$$

y si se considera que la función de utilidad es lineal, la DAP es

$$C = \frac{\beta}{\alpha} \cdot \Delta t + \varepsilon \quad (5)$$

Si G_ε es la distribución de ε , entonces la probabilidad de respuesta en ambos casos sería

$$\Pr\{s_i^t\} = \Pr\{\varepsilon \geq A - C(y-c, L-t, \Delta t)\} = 1 - G_\varepsilon(A - C) \quad (6)$$

De esta forma la distribución de la disposición a pagar es la misma distribución de ε , pero desplazada en un valor igual a $E\{C\}$.

Adicionalmente, la DAP debe cumplir con ciertas condiciones para mantener su consistencia teórica (Hanemann y Kanninen, 1999): no puede ser mayor que el ingreso disponible del individuo ni puede ser negativa, si el cambio en la provisión del bien es percibido como algo positivo. Estas condiciones se traducen a una probabilidad de respuesta de la siguiente forma

$$\Pr\{s^m\} = 1 \quad \text{si } A = 0 \quad (7)$$

$$\Pr\{s^m\} = 0 \quad \text{si } A \geq y \quad (8)$$

Para que se cumpla con estas condiciones es necesario imponer restricciones al término de error del modelo de manera que

$$0 \leq C(y - c, L - t, \Delta t, \varepsilon) \leq y - c \quad (9)$$

Una posibilidad es usar una distribución para ε definida en el intervalo $[\varepsilon_{\min}, \varepsilon_{\max}]$. Esto se puede hacer truncando la distribución en ambos extremos, censurándola en ambos extremos, o una mezcla de truncado en un extremo y censura en el otro (Hanemann y Kanninen, 1999). En el análisis presentado más adelante utilizó una distribución truncada en cero¹ de la forma

$$\hat{G}_C(A) = \begin{cases} \frac{G_C(A) - G_C(0)}{1 - G_C(0)} & \text{si } A \geq 0 \\ 0 & \text{si } A < 0 \end{cases} \quad (10)$$

Sin embargo, la función de distribución anterior no considera la existencia de individuos indiferentes al ahorro de tiempo ofrecido. Para captar este efecto se puede introducir una probabilidad de masa en $C=0$, combinando el modelo anterior con una distribución degenerada en cero y formando un *modelo mezclado* (An y Ayala, 1996). De esta forma la distribución de C será

$$\bar{G}_C(A) = \begin{cases} 0 & \text{si } A < 0 \\ \gamma & \text{si } A = 0 \\ \gamma + (1 - \gamma)\hat{G}_C(A) & \text{si } A > 0 \end{cases} \quad (11)$$

Esta formulación se puede interpretar como la representación de una población que consiste en dos grupos: uno de individuos que son indiferentes al ahorro de tiempo y corresponden al 100% de la población, y otro grupo compuesto por individuos con una disposición a pagar positiva que varía con el nivel de ahorro de tiempo.

Finalmente, el método de estimación de los parámetros de la función $C(\cdot)$ fue máxima verosimilitud. Los detalles de este método se pueden ver en Train (2002).

¹ También se estimó un modelo truncado en cero y en el ingreso disponible, pero la restricción de ingreso se cumple siempre ya que los montos ofrecidos en la encuesta son bajos en relación con el ingreso y los parámetros estimados no son afectados. Por limitaciones de espacio no se presentarán dichos resultados.

4. RESULTADOS

4.1 Estimación de la DAP

Como la información socioeconómica de los encuestados no estaba disponible para toda la muestra, se analizaron dos grupos: el total y aquellos que disponen de información de ingreso y duración de la jornada laboral (obtenida en la encuesta de opinión). Para el primer grupo de datos se utilizó la forma funcional lineal para la DAP, ya que para estimar los parámetros basta con la información obtenida directamente de la encuesta valoración contingente: el ahorro de tiempo ofrecido y el costo. En el caso de las respuestas para las que se dispone de la información de ingreso y jornada se utilizó una función no lineal basada en el modelo de tasa de gasto.

En el Tabla 1 se muestran los resultados obtenidos con la forma lineal de la ecuación (5) y distintas especificaciones para el término de error. En la primera columna se muestran los resultados con la distribución normal, en la segunda columna los resultados con la distribución truncada en cero (ec. 10) y en la tercera los obtenidos con la distribución mezclada (ec. 11).

En el caso de la distribución normal, los resultados son correctos en signo y estadísticamente significativos. Además, el valor subjetivo del tiempo (VST) también resulta razonable (37 \$/min). Sin embargo, estos valores implican una alta probabilidad de disposición a pagar negativa, cuando los ahorros de tiempo son 3 y 5 minutos, tal probabilidad es 0,35 y 0,27 respectivamente.

Tabla 1: Estimación de la DAP considerando una función lineal (71 individuos)

Parámetros	Distr. Normal	Distr. Truncada	Distr. Mezclada
β/α	36,991 (3,205)	-18,557 (-0,407)	91,002 (11,696)
σ	295,615 (7,354)	325,318 (5,535)	136,390 (5,327)
γ			0,477 (7,055)
Log-Likelihood	-87,5198	-92,4714	-83,1647

Nota : Test t entre paréntesis

En el caso de la distribución truncada el parámetro β/α es inaceptable tanto económica como estadísticamente. Por un lado, es negativo, lo que significa que la disposición a pagar se reduce con el aumento del ahorro de tiempo, y por otro lado, no se rechaza la hipótesis de nulidad, por lo que la DAP sería constante para cualquier nivel de reducción en el tiempo de viaje.

Para el modelo mezclado los estimadores son más robustos que en los dos casos anteriores, tanto en test t como en ajuste, medido según el logaritmo de la verosimilitud. En este caso la DAP media, su varianza y el VST, calculado como el efecto marginal de ahorro de tiempo en la DAP, dependen del punto donde se trunca la distribución (Greene, 1998) y de la distribución degenerada en cero. Considerando estos efectos, la disposición a pagar por 3 minutos de ahorro de tiempo de viaje es \$150 y por 5 minutos es \$238. El VST no es constante, ya que depende del punto de truncamiento, que a su vez depende del ahorro de tiempo. De esta forma se tiene que el VST es 42,2 \$/min y 47,4 \$/min por ahorros de 3 y de 5 minutos, respectivamente.

En el Tabla 2 se presentan los resultados obtenidos considerando la forma funcional no lineal (ec. 4). En este caso fue necesario hacer un supuesto sobre el costo del viaje, ya que no se consultó en la encuesta. Para aproximar del costo se asumió que era proporcional al tiempo de viaje y se calculó basándose en una velocidad media de viaje (25 km/hr) y a un consumo de combustible (8 lt/km)². También fue necesario definir el tiempo total disponible en el periodo de análisis, para esto se supuso que en general se dispone de dieciocho horas diarias para actividades de ocio, trabajo, viajes y consumo de bienes, las otras seis horas estaban dedicadas a actividades de subsistencia (dormir, comer, etc.). El resto de las variables de la DAP fueron obtenidas de las encuestas de opinión y de valoración contingente.

Para fines de comparación, en el Tabla 2 se ha incluido los resultados de un modelo lineal, estimado con la misma muestra que el modelo no lineal. Las primeras dos columnas reportan los modelos sin restricciones en el término de error. Se observa que los modelos son estadísticamente idénticos y que no hay mejoras de capacidad explicativa en el modelo no lineal. La principal diferencia es que el VST de viaje es en promedio menor y depende de las características del individuo (ingreso, horas de jornada laboral, tiempo de viaje al trabajo).

Tabla 2: Estimación de la DAP considerando una función no lineal (37 individuos)

Parámetros	Distr. normal		Distr. Truncada		Distr. mezclada	
	No lineal	Lineal	No lineal	Lineal	No lineal	Lineal
β/α	0,511 (1,325)	29,988 (1,446)	0,014 (0,021)	-10,578 (-0,469)	1,701 (4,979)	103,559 (9,819)
σ	390,742 (5,277)	371,995 (4,748)	314,043 (5,593)	437,503 (4,804)	257,886 (5,196)	134,089 (3,275)
γ					0,441 (4,412)	0,518 (5,892)
Log-Likelihood	-45,0607	-45,0196	-48,8652	-45,2622	-43,4128	-41,8449

Nota : Test t entre paréntesis

En la tercera y cuarta columna del Tabla 2 se muestran los resultados del modelo truncado (ec. 10) para el caso no lineal y lineal, respectivamente. Se observa que el parámetro β/α no es estadísticamente distinto de cero en ninguno de los dos casos e incluso es negativo cuando la función de utilidad es lineal. Así, los resultados no son consistentes con la teoría económica.

En las columnas quinta y sexta del Tabla 2 se presentan los resultados del modelo mezclado (ec. 11), que considera que existen individuos indiferentes al ahorro de tiempo. Se ve que estos resultados mejoran en relación con los presentados en las columnas 1 y 3 tanto en consistencia económica como en robustez estadística. La DAP media y el VST se calculan tomando en cuenta los efectos del truncamiento y la mezcla de distribuciones. De esta forma la disposición a pagar por 3 minutos de ahorro es de \$178 y por 5 minutos es de \$238. El VST es 59,8 \$/min y 48,3 \$/min cuando se ofrecen 3 y 5 minutos de ahorro de tiempo de viaje, respectivamente.

² Al realizar estimaciones con otros valores, se observó que los resultados son poco sensibles a cambios en torno a éstos.

4.2 Influencia de las opiniones y análisis de posibles sesgos

El análisis de sesgos en las respuestas de los encuestados se puede hacer de dos formas: a través de la opinión del encuestado sobre la medida, recogida en la encuesta previa, y a través de las preguntas finales de la encuesta de valoración contingente. En el primer caso, se considera que los individuos en contra de la medida, respondían negativamente en cualquier nivel de costo y ahorro de tiempo, aunque su disposición a pagar fuera mayor. Por lo tanto, su respuesta no refleja su verdadero comportamiento, sino que una actitud frente a la medida. Esto sería un sesgo estratégico o de política.

Para el otro caso, fue posible distinguir diversos grupos entre los individuos que no estaban dispuestos a pagar en ningún nivel de costo, de acuerdo a los motivos que declararon. Esta pregunta tuvo las siguientes alternativas de respuesta: a) prefiero usar el dinero en otra cosa; b) no me corresponde pagar por usar las calles; c) no hay tanta congestión, y d) otra razón.

La segunda alternativa corresponde claramente a personas que podrían responder a la encuesta de manera sesgada, donde lo que declaraban no reflejaba su posible comportamiento frente a la tarificación, sino que es una reacción negativa a cualquier medida que signifique pago por el uso de las vías. La primera y tercera alternativa son consistentes con el comportamiento económico, una podría estar asociada a la restricción presupuestaria y la otra a la disponibilidad de tiempo de ocio y a una baja valoración del tiempo. De acuerdo a esto, se consideró en el análisis que las personas que respondieron que no les correspondía pagar por utilizar las calles inducen un sesgo en la muestra.

Se estimó un modelo con la DAP lineal diferenciada según la opinión. Los resultados indicaron que el VST para los individuos que están en contra de la medida no es significativamente distinto de cero. El test de razón de verosimilitud que indica que los parámetros diferenciados según la opinión son estadísticamente distintos al del modelo que no los diferencia ($LRT = 5,995$), revelando la existencia de sesgo en las respuestas. Esto muestra que la DAP está influida de manera importante por las actitudes, por lo menos cuando se estima independiente de las características de los individuos.

Además, se estimó un modelo con DAP no lineal y diferenciada según opinión del encuestado. Igual que en el caso lineal, el VST de los individuos que se oponen a la medida no es estadísticamente distinto de cero. También se observó que el VST obtenido con este modelo (28 \$/min) es muy similar al que se obtuvo sin distinguir por la opinión, aunque el parámetro β/α sí es muy diferente; esto podría ser un indicador de que el sesgo se reduce al considerar un modelo de comportamiento adecuado para explicar las respuestas de los individuos.

Para analizar la influencia de las razones para no pagar se estimó un modelo basado en una función de utilidad lineal, en el cual el parámetro β/α se diferenció de acuerdo a la razón declarada por el encuestado. El parámetro que mide el efecto marginal del ahorro de tiempo ofrecido (β/α) es negativo en el caso de los individuos que están en contra de pagar por usar las calles. Esto no puede interpretarse como el VST de este grupo, ya que la respuesta entregada durante la encuesta no releva su real disposición a pagar, sino más bien una actitud hacia la medida. Por otro lado, destaca que el VST de quienes no se oponen es similar al obtenido sin

distinguir por la razón para no pagar. También el valor de la función de verosimilitud es casi el mismo en ambos casos y según el test de razón de verosimilitud no es posible establecer que los parámetros diferenciados sean distintos. Esto se podría interpretar como que las respuestas segadas no afectaron el resultado global del VST.

5. ANÁLISIS DE VALIDEZ DE LOS RESULTADOS

En las encuestas de valoración contingente se distinguen cuatro tipos principales de validez: de contenido, de constructo, de criterio y concurrente. En este trabajo sólo se considera las tres primeras, pues para última es necesario contrastar la misma medida obtenida con un método distinto, el cual no se dispone.

5.1 Validez de contenido

El contenido de la encuesta es difícil de validar y generalmente se hace apoyándose en el juicio de los investigadores y en la experiencia con otros estudios similares. Sin embargo, también es necesario considerar otros aspectos específicos que son relevantes como la descripción del bien o del beneficio generado por las medidas; el efecto del vehículo de pago en los encuestados; el formato de extracción de la disposición a pagar; la restricción de ingreso, y la disponibilidad de sustitutos.

En este caso la descripción del bien fue facilitada por el uso de material gráfico que mostraba el área tarifada. Además, como el beneficio ofrecido es ahorrar tiempo de viaje, éste no resulta extraño para los encuestados y todos tienen experiencia en el "consumo" de este bien. De esta manera, el bien está correctamente descrito y no resulta ambiguo para los encuestados.

El vehículo de pago considerado resulta adecuado por cuanto no corresponde a un impuesto que pueda crear incentivos para que los encuestados reaccionen sesgando sus respuestas estratégicamente. De hecho, el vehículo de pago implica que el que hace uso del beneficio paga, lo que se asemeja a las transacciones de mercado. Por otro lado, el mecanismo por el cual se registra cuánto debería pagar el usuario no tiene costo, por lo tanto no debiera generar rechazo por costos adicionales. Finalmente, durante la aplicación de la encuesta los encuestados no manifestaron dudas o cuestionamientos al método de cobro.

El formato de extracción de la disposición a pagar es ampliamente utilizado y se caracteriza por ser incentivo compatible. Sin embargo, puede generar sesgos como el anclaje. En este estudio no fue posible verificar si existe tal efecto, ya que se presentó un único costo en la pregunta inicial. Pero a diferencia de los estudios de bienes medioambientales, donde ni el investigador ni el encuestado tienen una clara idea de cual es el valor del bien, para fijar el monto de la pregunta inicial se utilizó información disponible de estudios basados en preferencias reveladas. Esto permitiría reducir el efecto del anclaje, ya que los encuestados se enfrentaron con montos que deberían representar transacciones familiares para ellos.

Finalmente, la disponibilidad de sustitutos no es un aspecto de preocupación, porque los encuestados están enfrentados a una situación de elección similar a las que enfrentan diariamente

de elección de modo y, por lo tanto, están en conocimiento de los sustitutos o las alternativas del al bien ofrecido en la encuesta.

De esta forma, la encuesta de disposición a pagar parece valida desde el punto de vista del contenido. Sin embargo, debe tener presente que este tipo de validez es difícil de evaluar.

5.2 Validez de constructo

La validez de constructo se puede analizar desde el punto de vista la validez teórica. Para esto es necesario evaluar si el resultado del modelo estimado es consistente con la teoría de la utilidad, es decir, si los parámetros tienen un valor, signo y significación estadística esperados. Así se puede comprobar de los resultados de la sección 3, en los casos en que se logra el mejor ajuste de los datos (cuando se usa un modelo mezclado), tanto de la DAP como del VST son razonables y consistentes teóricamente en valor, signo y magnitud.

Además, para asegurar la validez teórica se debe analizar la presencia del efecto alcance (Carson, 1997). Para esto se estimó la DAP por 3 y 5 minutos como una constante en cada caso y como una constante independiente del ahorro de tiempo, y se utilizó el test de razón de verosimilitud para contrastar la hipótesis igualdad entre las tres DAPs. El resultado indica que existe efecto alcance y los encuestados no son sensibles a los distintos niveles de ahorro de tiempo ofrecido.

Sin embargo, al considerar una especificación consistente con la teoría económica el resultado anterior se invierte y la encuesta entrega resultados válidos desde el punto de vista de la consistencia económica. En efecto, al estimar la DAP con el modelo mezclado el test de razón de verosimilitud rechaza la hipótesis de igualdad de los parámetros. Con esto se puede decir que los encuestados sí son sensibles a los niveles de ahorro de tiempo.

Otro aspecto que permite verificar la validez de constructo es la consistencia de los resultados con otras variables. En este caso la relación del VST con la opinión hacia la tarificación vial es la esperada, siendo estadísticamente no distinta de cero para los individuos que se oponen a la medida para los dos tipos de especificación probada, lineal y no lineal.

5.3 Validez de criterio

La validez de criterio se basa en contrastar los resultados obtenidos en el escenario hipotético de la encuesta de valoración contingente y los obtenidos en una situación de elección real. Para este contraste es posible utilizar resultados de modelos de elección de modo para viajes al trabajo en el periodo punta mañana, estimados con datos de preferencias reveladas.

Existe poca información disponible que reúna las características necesarias para comparar los resultados de un mercado observado y el escenario de la encuesta de valoración contingente. Sin embargo, diversos trabajos de investigación han utilizado una muestra de elecciones de modo de transporte para viajes al trabajo en la punta mañana, con destino en el centro de la ciudad. En el trabajo de Armstrong et al. (1999) se reportan valores subjetivos del tiempo de viaje basados en modelos logit (24 \$/min) y logit anidado (38 \$/min).

Aunque los resultados obtenidos con el MVC son mayores a los obtenidos con los datos de preferencias reveladas, se debe tener en cuenta que las características socioeconómicas de las muestras son diferentes y el nivel de ingreso de los encuestados con el MVC es mayor, dado que todos utilizan automóvil para ir al trabajo. Si se considera el VST calculado por nivel de ingreso que reportan Armstrong et al. (1999), la diferencia se invierte, a pesar de que el valor medio del estrato (\$ 580.000) es menor que el ingreso medio de la muestra de valoración contingente (\$ 667.000). En este caso el VST del escenario observado es de 85 \$/min., mientras que en el escenario hipotético varía entre 42 y 60 \$/min., dependiendo del modelo y ahorro de tiempo ofrecido.

En resumen, de acuerdo al nivel de variación del VST basado en los datos de preferencias reveladas y a los rangos de los intervalos de confianza reportados por Armstrong et al. (1999), se puede afirmar que los resultados del MVC son válidos y se encuentran en rangos aceptables.

5.4 Efecto del formato de pregunta

El principal efecto del formato DBDC es cambio de la DAP entre una pregunta y la siguiente. Este efecto se estudió mediante el modelo probit bivariado, tratando de establecer cuál es la correlación entre las dos preguntas, y mediante la inclusión de un parámetro que represente el cambio estructural en la DAP entre la primera y la segunda respuesta (Cameron y Quiggin, 1994; Alberini et al., 1997; Haab, 1997, Whitehead, 2000).

El modelo probit de efectos aleatorios es adecuado para detectar el sesgo por cambio y por punto de partida. Este modelo asume que el error ε está compuesto por dos términos aleatorios: una perturbación transitoria que está asociada a cada pregunta de valoración particular, y una perturbación que es permanente sobre preguntas repetidas y común al individuo, debida a características no observables de él. Cada encuestado responde ambas preguntas con un valor de la DAP que tiene una media que es igual a su verdadera disposición a pagar, pero el monto usado para responder una pregunta sobre valoración está sujeto a un error aleatorio. Así por ejemplo, un encuestado puede ser incapaz de determinar la exacta disposición a pagar por un bien en cuestión y responder a la primera y la segunda pregunta basado en montos diferentes.

Con este enfoque la DAP del individuo i a la pregunta k sería $C_{ik} = \beta/\alpha \Delta t_i + \varepsilon_i + v_{ik}$, donde el término v_{ik} es la componente transitoria y ε_i es la componente permanente del error aleatorio. ε_i varía entre los individuos, pero permanece fijo para las respuestas de cada individuo a las diferentes preguntas, así se introduce correlación entre los montos de las disposiciones a pagar. Los supuestos de este modelo son (suprimiendo el índice i) ε , v_1 y v_2 son independientes entre sí y siguen distribuciones normales: $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ y $v_k \sim N(0, \sigma_v^2)$, $k = 1, 2$. De esta forma la correlación está dada por $\rho = \sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2)$. Según Alberini et al. (1997), no considerar la heterogeneidad individual, representada por v , puede resultar en estimaciones inconsistentes de los parámetros del modelo.

El cambio estructural de la DAP puede ser tomado en cuenta por el modelo de efectos aleatorios considerando que la media cambia entre la primera pregunta y la siguiente a través de diferentes valoraciones marginales del ahorro de tiempo (parámetro α/β) o también a través de la inclusión de un parámetro constante, δ , represente el cambio en el monto de la DAP.

Otro efecto del formato DBDC es la heterocedasticidad, que puede aparecer cuando un encuestado muestra diferentes niveles de variación en las dos preguntas que plantean diferentes niveles de pago. Las posibles causas de este efecto son el aumento de la concentración del encuestado en sus preferencias a medida que avanza la encuesta, confusión respecto a cuánto tendría que pagar o qué es el bien que obtendría (Alberini et al., 1997).

Para analizar estos efectos se estimaron diez modelos distintos dependiendo de las restricciones impuestas al probit bivariado más general, pero por restricciones de espacio no se presentará el detalle de estas estimaciones (se pueden ver en Batarce, 2003). Sin embargo, a partir de los resultados se puede decir que el efecto del formato de pregunta sólo distorsionó las respuestas introduciendo heterocedasticidad entre éstas, el efecto de imperfecta correlación parece ausente en este caso y el de cambio en la DAP podría estar presente, pero parece más un efecto de enmascaramiento de la heterocedasticidad por una mala especificación del modelo, de forma similar a un resultado reportado por Alberini et al. (1997).

6. COMENTARIOS FINALES

Desde el punto de vista del diseño de la encuesta utilizada en este estudio, hay un problema en la baja variabilidad que presentan los valores ofrecidos, lo que implica una alta varianza de los estimadores. En general, debe utilizarse más de un monto para la oferta en la pregunta inicial –elegido aleatoriamente de un conjunto definido– y, como la segunda oferta depende del primer monto, generar un mayor número de diferentes intervalos de DAP, aumentando la eficiencia del estimador. Con esto además es posible estudiar la presencia de sesgo por punto de partida y anclaje, aspectos muy relevantes que han generado importantes dudas respecto a la validez de la valoración contingente (Batarce, 2003).

El análisis de la DAP según la razón del encuestado para no pagar, entregada en las preguntas finales de la encuesta, tiene como real utilidad diferenciar a los individuos entre aquellos que tienen una DAP menor a los montos presentados y aquellos cuya respuesta es una protesta a la medida o al procedimiento de la encuesta. Estos últimos deben ser identificados para evitar que induzcan un sesgo estratégico en los resultados, pero no se deben eliminar de la muestra ya que podría introducirse un sesgo de muestreo. Así, el procedimiento más adecuado sería considerar un modelo de selección de muestra (Calia y Strazzera, 1999b; Strazzera et al., 2000) que recoja el efecto de separar la muestra en dos tipos de individuos, asumiendo que existe algún grado de correlación entre ambos grupos. Además, la función de selección de muestra debería utilizar como variables las características socioeconómicas de los individuos. En el caso de este trabajo no se contaba con una muestra con características socioeconómicas de tamaño suficiente para hacer una estimación confiable de un modelo de este tipo, por lo que este análisis no se realizó. Sin embargo, parece no haber un sesgo importante por efecto de los individuos que protestan con su respuesta, ya que tanto el modelo que distingue los grupos y como el que no lo hace entregan un valor del tiempo similar y estadísticamente no son distinguibles.

Dada la influencia de las opiniones en la disposición a pagar declarada en la encuesta, parece necesario analizar la utilidad de incluir preguntas que puedan revelar actitudes contrarias o favorables a la medida en estudio, que podrían traducirse en sesgos en las repuestas.

Aunque los resultados del cálculo de la disposición a pagar y los tests de consistencia muestran que el MVC podría ser una alternativa válida para evaluar políticas de transporte, cuyo principal beneficio son los ahorros de tiempo de viaje, es necesario contar con una muestra de mayor tamaño para ratificar este resultado. La falta de información no permite extraer conclusiones definitivas, pero entrega indicios de algunos problemas que pueden surgir en este tipo de encuestas y de aspectos relevantes que deben ser considerados en futuras aplicaciones.

Uno de los aspectos más relevantes es la influencia de las restricciones microeconómicas que debe cumplir la DAP sobre los resultados. Así, imponer la restricción de no negatividad de la DAP no fue suficiente para conseguir consistencia en los resultados, de hecho empeoraron respecto al modelo no restringido, pero cuando se consideró posible la indiferencia de los individuos al bien ofrecido los resultados obtenidos fueron más robustos y consistentes que en los otros dos casos. Esto sucedió tanto para la función de la DAP lineal como para la no lineal.

Finalmente, dado el gran número de problemas que puede presentar el MVC, es fundamental asegurar la validez de los resultados con test y análisis como los utilizados en este estudio.

REFERENCIAS

- Alberini, A., B. Kanninen y R. Carson (1997) Modeling response incentive effects in dichotomous choice contingent valuation data. Discussion Paper 97-07, Department of Economics, University of California, San Diego.
- An, M.Y. y Ayala, R.A., (1996) A Mixture Model of Willingness to Pay Distributions. Working Paper, Department of Economics, Duke University.
- Armstrong, P., R. Garrido y J. de D. Ortúzar (1999) Intervalos de confianza para delimitar el valor del tiempo. **Actas del X Congreso Chileno de Ingeniería de Transporte**, Santiago, 18-22 de octubre del 1999.
- Batarce, M. (2003) Análisis de Herramientas Metodológicas para el Estudio de las Actitudes de los Viajeros. Tesis de Magíster, Departamento de Ingeniería Civil, Universidad de Chile.
- Bishop, R.C. y T.A. Heberlein (1979) Measuring values of extramarket goods: are indirect measures biased? **American Journal of Agricultural Economics** 61.
- Blaeijs, A., R. Florax, P. Rietveld y E. Verhoef (2002) The value of statistical life in road safety: A meta-analysis. Discussion Paper, Tinbergen Institute.
- Calia, P. y E. Strazzerà (1999) A Sample Selection Model for Protest Responses in Contingent Valuation Analyses, Note di Lavoro, **Economics Energy Environment**, Fondazione Eni Enrico Mattei.
- Cameron, T.A. y J. Quiggin (1994) Estimation using contingent valuation data from a "dichotomous choice with follow-up" questionnaire. **Journal of Environmental Economics and Management** 27.

Carson, R.T. (1997) Contingent Valuation Surveys and Tests of Insensitivity to Scope. En R.J. Kopp, W. Pommerhene y N. Schwartz (eds.) **Determining the Value of Non-Marketed Goods: Economic, Psychological, and Policy Relevant Aspects of Contingent Valuation Methods**. Kluwer, Boston.

Garrod, G. y K. Willis (1999) **Economic valuation of the environment methods and case studies**. Edward Elgar, UK.

Greene, W. H. (1998) **Econometric analysis**. Prentice Hall, N.Y.

Haab, T. (1997) Analyzing multiple question contingent valuation surveys: a reconsideration of the bivariate probit. Working Paper, Department of Economics, East Carolina University.

Hanemann, M. (1984) Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. **American Journal of Agricultural Economics** 66.

Hanemann, M y B. Kanninen (1999) En I.J. Bateman y K.G. Willis (eds.), **Valuing environmental preferences: Theory and practice of the contingent valuation method in the USA, EC, and developing countries**. Oxford University Press, New York.

Hanemann, M., J. Loomis y B. Kanninen (1991) Statistical efficiency of double-bounded dichotomous choice contingent valuation. **American Journal of Agricultural Economics** 73.

Holvad, T. (1999) Contingent valuation methods: possibilities and problems. Transport Research and Consultancy, University of North London.

Jara-Díaz, S. y M. Farah (1987) Transport demand and users' benefits with fixed income: the good/leisure trade-off revisited. **Transportation Research** 21B.

Sectra (2000) **Análisis de la Actitud de las Personas hacia el Automóvil: Implicancias en Políticas de Congestión y Medio Ambiente**. Secretaría Interministerial de Planificación de Transporte, Santiago, Chile.

Strazzera, E., R. Scarpa, P. Calia, G. Garrod y K. Willis (2000) Modelling zero bids in contingent valuation surveys. *Note di Lavoro*, **Economics Energy Environment**, Fondazione Eni Enrico Mattei.

Train, K.E. (2002) **Discrete Choice Methods with Simulation**. Cambridge University Press

Train, K.E. y D. McFadden (1978) The goods/leisure trade-off and disaggregate work trip mode choice models. **Transportation Research** 12, 349-353.

Whitehead, J. (2000) Anchoring and shift in multiple bound contingent valuation. *Working Paper*, Department of Economics, East Carolina University.