
INTERVALOS DE CONFIANZA PARA DELIMITAR EL VALOR DEL TIEMPO DE VIAJE

Paula Armstrong K. y Juan de Dios Ortúzar S.

Departamento de Ingeniería de Transporte

Pontificia Universidad Católica de Chile

Casilla 306, Código 105, Santiago 22, Chile

Fono: (56-2) 686 4822; Fax: (56-2) 552 4054; E-mail: jos@ing.puc.cl

RESUMEN

Los beneficios por concepto de ahorro de tiempo constituyen normalmente la componente más importante de los beneficios totales de proyectos de inversión en infraestructura de transporte. Para determinar un valor social del tiempo es previamente necesario conocer cuál es el valor que implícitamente asignan a este recurso los usuarios de distintos medios de transporte, que se conoce como Valor Subjetivo del Tiempo (VST). Este se estima como la razón entre los coeficientes de las variables tiempo y costo de viaje en modelos de elección discreta con utilidad lineal. Sin embargo, dado que la calibración de estos modelos no entrega el *verdadero* valor de los parámetros, sino sólo un estimador, la razón entre los dos coeficientes anteriores es también un estimador del *verdadero* VST.

En este trabajo se reemplaza la estimación puntual del VST por la construcción de un intervalo de confianza, dado un cierto nivel de significancia. Para esto se ingresa una restricción lineal en el proceso de estimación, lo que permite mejorar la eficiencia estadística de la estimación con respecto al caso no restringido. Se proponen dos formas prácticas para construir los intervalos: el *test t asintótico* y el *test de razón de verosimilitud*, basados en una hipótesis nula de forma lineal.

La principal información empírica que se utiliza consiste en viajes con propósito trabajo efectuados en un corredor del Gran Santiago, usando información proveniente de una encuesta realizada en 1983. El trabajo discute la construcción de intervalos de confianza para el VST

1. INTRODUCCION

El valor social del tiempo se deriva normalmente a partir del valor que implicitamente asignan a este recurso los usuarios de distintos medios de transporte. Este, que se conoce como Valor Subjetivo del Tiempo (VST), se estima como la razón entre los coeficientes de las variables Tiempo y Costo de viaje en modelos de elección discreta con utilidad lineal (Gaudry *et al*, 1989). Sin embargo, dado que la calibración de los modelos no entrega el *verdadero* valor de los parámetros, sino que sólo un estimador, el VST calculado es también un estimador del *verdadero* valor del VST.

El objetivo central de este trabajo es introducir una forma práctica de encontrar intervalos de confianza para delimitar el VST, que incorporen la aleatoriedad de los parámetros estimados. De este modo se podrían realizar mejores análisis de sensibilidad en el cálculo de la rentabilidad de proyectos de infraestructura de transporte, donde el valor de los ahorros de tiempo toma una importancia considerable.

Para probar empíricamente nuestra proposición, se considera el mercado de viajes al trabajo en áreas urbanas. La información utilizada fue extraída de una muestra recolectada en Santiago, en el año 1983, para el corredor Las Condes-Centro (ver Ortúzar e Ivelic, 1987). Los datos se codificaron a nivel individual y los atributos de nivel de servicio de las distintas alternativas (elegida y disponibles a cada individuo) fueron calculados mediante modelos de asignación en redes previamente calibradas para la ciudad. Se cuenta además con una batería de variables socioeconómicas de los individuos, que permite realizar análisis y comparaciones para diversos estratos.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se plantea el problema central y se presentan dos métodos alternativos para encontrar los intervalos de confianza; en la sección 3 se describe la información disponible y en la sección 4 se presentan los resultados más importantes de nuestra modelación. Finalmente la sección 5 discute nuestras principales conclusiones.

2. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

El VST se define como la tasa marginal de sustitución entre tiempo y costo de viaje, y suele ser evaluado a partir de modelos desagregados de elección discreta basados en la teoría de la utilidad aleatoria (McFadden, 1974). Para funciones de utilidad lineal el VST simplemente corresponde a la razón entre los coeficientes de tiempo y costo de viaje (Gaudry *et al*, 1989):

$$ST = \frac{\theta_t}{\theta_c} \quad (2.1)$$

donde θ_t representa el parámetro del tiempo de viaje (en vehículo, de espera o caminata) y θ_c el parámetro del costo.



En cambio, si las funciones de utilidad son lineales con transformada Box - Cox en algunas de las variables, se obtiene la siguiente expresión:

$$ST = \frac{\theta_t t_i^{(\lambda_t - 1)}}{\theta_c C_i^{(\lambda_c - 1)}} \quad (2.2)$$

donde t_i y C_i son el tiempo de viaje, caminata o espera, y el costo de la alternativa i , respectivamente.

Como se señaló anteriormente, este trabajo propone reemplazar esta estimación puntual del VST por la construcción de intervalos de confianza dado un cierto nivel de significancia. En general, puede resultar útil incorporar información previa directamente en la estimación de los intervalos; además al ingresar una restricción en el proceso es posible mejorar la eficiencia estadística de la estimación con respecto al caso no restringido. El tipo de restricción más frecuente es la lineal, debido a su facilidad de implementación computacional. Además éstas son particularmente útiles en casos que involucren relaciones entre variables, tales como razones o porcentajes (ver Ben-Akiva y Lerman, 1985). Siguiendo este razonamiento, se proponen dos formas para construir los intervalos: el test t asintótico y el test de razón de verosimilitud, basados en una hipótesis nula de forma lineal (Ortúzar y Willumsen, 1994).

2.1 El Test t Asintótico

Corresponde a la dócima utilizada habitualmente para probar si un parámetro cualquiera es significativamente distinto de una constante, generalmente cero. Ben-Akiva y Lerman (1985) presentan una extensión de la prueba para una relación lineal entre los parámetros. Así, es posible realizar el siguiente test de hipótesis:

$$H_0: \theta_t - V \cdot \theta_c = 0 \quad (2.3)$$

en que V representa el VST que se desea probar. Claramente, si se reemplaza en V el valor correspondiente a la razón entre los parámetros, la igualdad se satisface por definición. Sin embargo, el intervalo se construye encontrando todo el rango de valores de V para los cuales no es posible rechazar H_0 . El estadígrafo asociado es:

$$t = \frac{\theta_t - V \cdot \theta_c}{\sqrt{VAR(\theta_t - V \cdot \theta_c)}} \quad (2.4)$$

donde VAR representa la varianza. Este estadístico distribuye Normal para modelos lineales y asintóticamente Normal en modelos no lineales tales como el Logit Simple (Mc Fadden, 1974). Desarrollando algebraicamente (2.4), se deriva una expresión en términos de V .

$$f(V) = V^2 \left(\frac{t^2}{t_c^2} - 1 \right) + V \cdot 2 \cdot V^* \left(1 - \rho \frac{t^2}{t_t t_c} \right) + V^{*2} \left(\frac{t^2}{t_t^2} - 1 \right) \quad (2.5)$$

La ecuación para los límites del intervalo se construye haciendo $f(V)$ igual a cero (ver Figura 1).

$$= -V^* \frac{t_c \cdot t_t}{(-t^2 + t_c^2)} \left[(\rho t^2 - t_t t_c) \pm \sqrt{(\rho t^2 - t_t t_c)^2 - (t^2 - t_t^2)(t^2 - t_c^2)} \right] \quad (2.6)$$

donde t es el valor de la Normal dado un cierto nivel de significancia, t_t y t_c son los valores del estadístico t para las variables tiempo y costo respectivamente, ρ es el coeficiente de la correlación entre θ_t y θ_c , y V^* es igual a θ_t/θ_c .

Los límites del intervalo pueden ser negativos, lo que no tiene un significado teórico razonable. Para lograr valores positivos, se debe imponer la condición que t sea igual al menor valor entre t_c , t_t y el valor de la Normal correspondiente al nivel de significancia que se desee obtener. Lamentablemente, esto rompe la aleatoriedad del test en cuestión.

Se debe notar que el intervalo derivado no es simétrico con respecto al VST, presentando un valor medio mayor que el Valor Subjetivo del Tiempo calculado en forma puntual. Para entender mejor como influyen los distintos parámetros en el tamaño y límites del intervalo se puede derivar la ecuación (2.6) con respecto a la correlación ρ y al t estadístico del coeficiente del tiempo:

$$\frac{\partial V}{\partial \rho} = V^* \frac{t_c}{t_t} \frac{t^2}{(t^2 - t_c^2)} \left[1 \pm \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{(t^2 - t_t^2)(t^2 - t_c^2)}{(\rho t^2 - t_t t_c)^2}}} \right] \quad (2.7)$$

$$\frac{\partial V}{\partial t_t} = V^* \frac{t_c}{t_t^2} \frac{1}{(t^2 - t_c^2)} \left[-1 \pm \frac{pt_c t_t t^2 - (p^2 - 1)t^4 - t^2 t_c^2}{\sqrt{(pt^2 - t_t t_c)^2 - (t^2 - t_t^2)(t^2 - t_c^2)}} \right] \quad (2.8)$$

Se observa que el valor de la correlación entre los coeficientes de tiempo y costo modal influye fuertemente en el tamaño del intervalo; por ejemplo, a medida que aumenta el valor absoluto de la correlación el tamaño del intervalo (rango) crece. Además, el VST se hace inestable para correlaciones negativas, puesto que al aumentar el valor del coeficiente del tiempo disminuye el del costo, aumentando entonces el tamaño del intervalo.

Por otro lado (2.8) permite ver que la obtención de parámetros más significativos (mayores t) implica intervalos con un rango menor.

2.2 El Test de Razón de Verosimilitud

Esta prueba corresponde exactamente a la empleada para comparar modelos con especificaciones restringidas. En este caso se trata de aplicarla sobre la restricción lineal representada por la ecuación (2.1).



Así, se deberá encontrar el rango de valores de V para los cuales es válida la restricción, de acuerdo al siguiente estadígrafo:

$$LR = -2 \cdot [I(\theta_r) - I(\theta)] \quad (2.9)$$

donde $I(\theta)$ y $I(\theta_r)$ corresponden al logaritmo de la verosimilitud de los modelos sin restringir y restringido respectivamente (Ortúzar y Willumsen, 1994). LR distribuye χ^2 con un grado de libertad (que corresponde a la única restricción impuesta). El proceso de construcción del intervalo es análogo, aunque algo más tedioso, que en el primer caso.

Ambos procedimientos se utilizaron para el cálculo de los intervalos del VST para: tiempo de viaje, tiempo de caminata y tiempo de espera, como se reporta más adelante.

2.3 Relación Matemática entre Intervalos

Numerosos especialistas (ver por ejemplo, Hogg y Craig, 1967) han estudiado las ventajas y desventajas relativas de ambos tests, sin llegar a probar la superioridad de ninguno de ellos.

Con el fin de entender las posibles diferencias o similitudes entre los intervalos derivados, se realizó un análisis teórico-estadístico de la relación entre ambas formulaciones. Se llegó a la conclusión que ambos métodos coinciden para muestras muy grandes, pero entregan distintos resultados al utilizar muestras más pequeñas como las usadas usualmente en la práctica. El test t es un enfoque que impone la Normalidad de la distribución de las observaciones en la construcción de los intervalos. En cambio, el test de Razón de Verosimilitud (LR), a pesar de suponer cierta Normalidad (puesto que utiliza una distribución χ^2 , que es la distribución de observaciones Normales al cuadrado), permite que la distribución de la muestra sea distinta de la Normal (y por lo tanto no simétrica), lo que parece un supuesto más apropiado. Sin embargo, una desventaja del método LR propuesto, es que se trata de un enfoque iterativo que puede presentar irregularidades en su nivel de exactitud debido a problemas de convergencia del algoritmo computacional en el programa ALOGIT (Daly, 1992). Para eliminar este sesgo se debe imponer una condición de término igual al error con que se estime el modelo no restringido.

3. INFORMACION DISPONIBLE

Se entiende como corredor a un sector de la ciudad que incluye los orígenes, rutas o vías de acceso y los destinos para los viajes de un determinado grupo de individuos. Generalmente se conforman en torno a un eje vial o infraestructura de transporte importante, por ejemplo una línea de Metro. En nuestro caso se dispone de una muestra tomada en 1983, que consta de 699 observaciones correspondientes a individuos que utilizan el corredor Las Condes-Centro para viajar al trabajo durante la hora punta de la mañana. Una encuesta de preferencias reveladas entregó información acerca de: alternativa elegida y conjunto de opciones disponibles, variables

de servicio de los distintos medios de transporte, e información socioeconómica para este conjunto de viajeros (ver Ortúzar e Ivelic, 1987).

En la muestra se consideraron como disponibles los siguientes medios de transporte:

- | | |
|----------------------------|--|
| 1. Auto chofer: | conduce automóvil de su casa al trabajo. |
| 2. Auto acompañante: | lo lleva un familiar o lo pasa a buscar un amigo a su casa. |
| 3. Taxi colectivo: | realiza todo el viaje en taxi colectivo. |
| 4. Metro: | llega caminando al metro y de ahí continua en este medio. |
| 5. Bus: | realiza todo el viaje en este medio. |
| 6. Auto chofer-Metro: | conduce automóvil hasta una estación de Metro, lo estaciona y aborda el Metro hasta su lugar de trabajo. |
| 7. Auto acompañante-Metro: | lo llevan en auto a una estación de Metro, donde aborda este medio hasta su lugar de trabajo. |
| 8. Taxi colectivo-Metro: | toma un taxi colectivo hasta la estación de Metro y de ahí prosigue su viaje en este medio. |
| 9. Bus-Metro: | llega al Metro en bus y luego se traslada en Metro hasta su destino. |

Una somera descripción estadística de los datos permite destacar algunas características importantes. Por ejemplo, se encontró que los modos más elegidos eran: Auto chofer, Metro (cercano, cómodo, eficiente) y Auto chofer-Metro (no existe problema de estacionamiento en la zona céntrica), siendo siete el número promedio de alternativas disponibles para cada individuo. También se observó que la muestra era bastante homogénea (53,5% mujeres y 46,5% de hombres). Los hombres eligen en mayor proporción los medios: Auto chofer, Auto chofer-Metro y Bus-Metro, mientras que las mujeres escogen con prioridad: Auto acompañante, Taxi colectivo y las combinaciones de ambos con Metro. Una detallada descripción de esta muestra puede encontrarse en Parra (1988).

4. PRINCIPALES RESULTADOS DE LA MODELACION

Las variables a considerar en un modelo dependen de las hipótesis efectuadas durante su proceso de especificación. En este trabajo nos basaremos en los supuestos del enfoque tradicional (Train y McFadden, 1978), donde la función de utilidad incluye una variable que representa el costo modal dividido por la tasa salarial (*w*). En nuestro caso, la tasa salarial se definió como:

$$w = \frac{ILM}{60 \cdot W} \quad (\$/min) \quad (4.1)$$

donde *ILM* es el ingreso personal líquido mensual del individuo (\$/mes) y *W* sus horas de trabajo mensual.



4.1 Variables Consideradas en la Modelación

Variables de nivel de servicio:

- TDVi : tiempo de viaje en el modo i (min).
- TCAMI: tiempo de caminata del modo i (min).
- TESPi : tiempo de espera del modo i (min).
- Ci/w : costo dividido por la tasa salarial (min).

Variables socioeconómicas:

- SEXO : sexo del individuo encuestado (vale 1 para mujeres y 0 para hombres).
- AUTLIC: competencia por automóvil (número de autos dividido por el número de licencias de conducir en el hogar).

AUTLIC se incluirá en los modos Auto chofer y Auto chofer-Metro, esperándose un signo positivo en su coeficiente, mientras que SEXO se incluirá en los modos Auto-acompañante y Taxi colectivo, esperándose que su signo sea negativo.

4.2 Resultados Obtenidos

En las tablas 1 a 4 se presentan los resultados de calibrar modelos de tipo Logit Simple (LS) y jerárquico (LJ), para analizar el efecto que produce el tipo de estructura en el tamaño del intervalo; una representación gráfica de estos modelos, estimados con el programa ALOGIT (Daly, 1992), se presenta en la Figura 2. Además se utilizó un modelo Logit Box - Cox (LBC) estimado por Velasco (1994) mediante el paquete computacional TRIO (Gaudry *et al.*, 1993). Se probaron especificaciones con variables específicas por modo para los atributos tiempo y costo de viaje, pero fueron rechazadas en favor de las especificaciones genéricas presentadas.

Se ha postulado que un modelo Logit Box - Cox podría reemplazar la estimación de un modelo de estructura jerárquica para resolver el problema de correlación. Para refutar esta hipótesis sería necesario estimar un modelo con estructura jerárquica y forma funcional Box - Cox. Sin embargo, hasta la fecha no se ha desarrollado un programa que permita calibrar un modelo con estas características en forma simultánea.

Para examinar este tema se intentó un enfoque secuencial. Para esto, se aplicaron los valores de los parámetros de transformación (λ) obtenidos del modelo Logit Box - Cox a los datos y se calibró posteriormente un modelo con estructura jerárquica (LJ-BC). Los resultados entregaron un $I(\theta)$ igual a -961,804, parámetros con signos adecuados y significativos. Pero, y lo que es muy interesante, el valor de EMU del nido transporte público (ver Figura 2) resultó ser distinto de uno (0,62). Esto significa que el modelo Logit Box - Cox aparentemente no logra recoger el efecto de la dependencia entre alternativas, por lo que parece recomendable utilizar estructuras jerárquicas cuando sea necesario.

Es importante hacer notar que para obtener un modelo Logit Box - Cox consistente con la teoría económica, los valores de los parámetros λ deben estar entre cero y uno. Aquellos valores que no cumplieron con esta condición, fueron fijados en uno.

Tabla N°1: Modelo: LS

Modelo	Parámetro (t)
TDVi	-0.0832 (-4.80)
TCAMi	-0.1608 (-8.30)
TESPi	-0.2389 (-2.10)
Ci/w	-0.0209 (-2.80)
SEXO	-0.6419 (-1.80)*
AUTLIC	2.317 (5.50)
L(C)	-1084.3243
L(θ)	-951.3084
ρ^2	0.1227
$\chi^2(6.95\%)$	12.5920

* indica no significativo al 95% (1.96)

Tabla N°2: Modelo: LJ-1

Modelo	Parámetro (t)
TDVi	-0.1011 (-5.60)
TCAMi	-0.1964 (-9.10)
TESPi	-0.3250 (-2.60)
Ci/w	-0.0158 (-2.20)
SEXO	-0.7226 (-2.10)
AUTLIC	2.1640 (5.60)
L(C)	-1084.3243
L(θ)	-938.5768
ρ^2	0.1344
$\chi^2(6.95\%)$	12.5920

Tabla N°3: Modelo: LJ-2

Modelo	Parámetro (t)
TDVi	-0.1031 (-5.50)
TCAMi	-0.2014 (-8.20)
TESPi	-0.3268 (-2.60)
Ci/w	-0.0163 (-2.20)
SEXO	-0.7412 (-2.10)
AUTLIC	2.2210 (5.40)
L(C)	-1084.3243
L(θ)	-965.6400
ρ^2	0.1345
$\chi^2(6.95\%)$	12.5920

* indica no significativo al 95% (1.96)

Tabla N°4: Modelo: LBC

Modelo	Parámetro (t)	Lambda (t)
TDVi	-0.094 (-4.12)	1.000 no tiene
TCAMi	-0.820 (-8.25)	0.012 (0.06)
TESPi	-0.36 (-2.33)	0.057 (0.09)
Ci/w	-0.20 (-3.00)	0.330 (1.45)
SEXO	-0.29 (-1.36)*	1.000 no tiene
AUTLIC	2.3 (5.38)	1.000 no tiene
L(C)	-1027.94	
L(θ)	-930.102	
ρ^2	0.095	
$\chi^2(6.95\%)$	12.5920	

* indica no significativo al 95% (1.96)



4.3 Intervalos Obtenidos

A partir de la información entregada por los modelos presentados en las tablas anteriores, se calcularon los intervalos para el VST con las dos metodologías propuestas. Los valores se expresan en \$ de 1985 por minuto.

Tabla N° 5: Intervalos para el VST (t asintótico) Modelo: LS

Variable	Tiempo de Viaje (\$/min.)	Tiempo de Caminata (\$/min.)	Tiempo de Espera (\$/min.)
Cota superior	14,224	26,964	45,709
Cota inferior	1,886	4,187	0,571
VST	3,980	7,698	11,436
t(VST)	2,418	2,653	1,680

Tabla N° 6: Intervalos para el VST (LR) Modelo: LS

Variable	Tiempo de Viaje (\$/min.)	Tiempo de Caminata (\$/min.)	Tiempo de Espera (\$/min.)
Cota superior	13,1	25,5	42,40
Cota inferior	1,9	4,1	0,95
VST	3,980	7,698	11,436
t(VST)	2,418	2,653	1,680

Tabla N° 7: Intervalos para el VST (t asintótico) Modelo: LJ-1

Variable	Tiempo de Viaje (\$/min.)	Tiempo de Caminata (\$/min.)	Tiempo de Espera (\$/min.)
Cota superior	53,841	104,072	177,917
Cota inferior	2,955	6,262	4,660
VST	6,403	12,438	20,583
t(VST)	2,048	2,138	1,679

Tabla N° 8: Intervalos para el VST (t asintótico) Modelo: LJ-2

Variable	Tiempo de Viaje (\$/min.)	Tiempo de Caminata (\$/min.)	Tiempo de Espera (\$/min.)
Cota superior	55,108	108,967	182,072
Cota inferior	3,815	6,135	4,538
VST	6,317	12,340	20,025
t(VST)	2,043	2,125	1,679

Tabla N° 9: Intervalos para el VST (t asintótico) Modelo: LJ-BC

Variable	Tiempo de Viaje (\$/min.)	Tiempo de Caminata (\$/min.)	Tiempo de Espera (\$/min.)
Cota superior	1,986	64,331	219,750
Cota inferior	0,393	13,191	24,403
VST	0,819	25,829	84,962
t(VST)	2,40	2,74	1,58

Para interpretar en mejor forma estos resultados, vale la pena señalar que la tasa salarial promedio de la muestra (esto es, el ingreso horario) es 8,057 \$/min. Entonces es fácil ver que la gran mayoría de los VST estimados son inusualmente altos en relación a los valores aceptados tradicionalmente. Sin embargo, es necesario recordar que en nuestro país se han obtenido normalmente valores muy altos en este sentido (ver Gaudry *et al*, 1989). La excepción es el VST de viaje en el modelo LJ-BC, cuyo intervalo de confianza es también más pequeño. No obstante, este "buen comportamiento" no se repite para los VST de caminata y espera.

5. CONCLUSIONES Y COMPARACIONES

En las siguientes tablas se comparan los resultados derivados de cada una de las metodologías propuestas con el objeto analizar la influencia que pueden tener las correlaciones (entre tiempo y costo), t estadísticos de cada coeficiente y tamaño del intervalo, sobre las estimaciones obtenidas.

Tabla N° 10: Comparación entre t y LR Modelo: LS

Variable	Tiempo de Viaje	Tiempo de Caminata	Tiempo de Espera
Rango t	12,338	22,777	45,138
Rango LR	11,200	21,400	41,450
p	0,033	-0,070	0,037
t	-4,800	-8,300	-2,100



Tabla N° 11: Comparación entre LS, LJ-1, LJ-2 y LJ-BC Test: t asintótico

Variable	Tiempo de Viaje	Tiempo de Caminata	Tiempo de Espera
Rango t LS	12,338	22,777	45,138
Rango t LJ-1	50,886	97,810	173,257
Rango t LJ-2	51,293	102,832	177,534
Rango t LJ-BC	1,593	51,139	195,346
ρ LS	0,033	-0,070	0,037
ρ LJ-1	-0,019	-0,109	0,009
ρ LJ-2	0,018	-0,027	0,015
ρ LJ-BC	0,002	-0,15	0,035
t est LS	-4,800	-8,300	-2,100
t est LJ-1	-5,600	-9,100	-2,600
t est LJ-2	-5,500	-8,200	-2,600
t est LJ-BC	-4,500	-5,500	-2,800

En base a estos resultados y dada la limitación de espacio, nuestras principales conclusiones son:

- Aunque no se ha encontrado relación directa entre las dos formulaciones (t asintótico y LR), se puede ver que los intervalos derivados a partir del estadígrafo t tienen un tamaño mayor, y que sus cotas (inferior y superior) generalmente contienen al intervalo derivado con la formulación LR.
- En la Tabla 11 se puede observar un desplazamiento de los límites de los intervalos, aumentando (positivamente) ambas cotas en los modelos LJ, pero siendo la cota superior la que más varía. Puede demostrarse que el intervalo derivado de la formulación t asintótico no es simétrico con respecto al VST puntual, y ciertamente el valor medio del intervalo es mayor que el VST. Por lo tanto, la variación de los parámetros debiera tener mayor influencia en la cota superior.
- El modelo Logit Box-Cox entrega valores para los intervalos de confianza que difieren mucho de los obtenidos con los otros modelos. Por esto no parece adecuado extraer conclusiones generales hasta derivar una mayor cantidad de modelos de este tipo. A estas alturas sólo es posible señalar que efectivamente se observa el efecto de ρ y del t estadístico en el mismo sentido que el esperado.

- Finalmente, se desea destacar que los modelos de estructura simple con forma funcional Box - Cox no parecen resolver el problema de dependencia entre alternativas, por lo que se recomienda continuar la práctica de probar modelos con estructura jerárquica cuando se sospeche la existencia de este problema.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean agradecer en forma especial a Rodrigo Garrido, por proponer la idea original de este proyecto, y por sus valiosos aportes tanto teóricos como metodológicos. Además, queremos agradecer a los Drs. Marisa Yadlin y Guido del Pino, del Instituto de Estadística de nuestra universidad por el apoyo prestado en el análisis matemático-estadístico realizado en el trabajo. También se desea agradecer a Andrés Velasco por facilitarnos información con respecto a modelos de tipo Logit Box - Cox.

Esta investigación ha contado con el financiamiento de la Dirección de Investigación de la Pontificia Universidad Católica de Chile (DIUC) y del Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT).



REFERENCIAS

- BEN-AKIVA, M. y LERMAN, S.R. (1985) **Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand**. The MIT Press, Cambridge, Mass.
- DALY, A.J. (1992) **ALOGIT 3.2 User's Guide**. Hague Consulting Group, La Haya.
- GARRIDO, R.A. (1993) Intervalos de Confianza para Delimitar el Valor del Tiempo. **Informe Final al DIUC**. Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago.
- GAUDRY, M.J.I., DUCLOS, L.P., DUFORT, F y LIEM, T. (1993) TRIO Reference Manual. **Publication 903, Centre de Recherche sur les Transports**, Université de Montréal.
- GAUDRY, M.J.L., JARA-DIAZ, S.R. y ORTUZAR, J. de D. (1989) Value of time sensitivity to model specification. **Transportation Research 23B**, 151-158.
- HOGG, R.V. y CRAIG, A.T. (1967) **Introduction to Mathematical Statistics**. The Macmillan Company, Londres.
- McFADDEN, D. (1974) Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. En P. Zarembka (ed.), **Frontiers in Econometrics**. Academic Press, Nueva York.
- ORTUZAR, J. de D. e IVELIC, A.M. (1987) Effects of using more accurately measured levels-of-service variables on the specification and stability of mode choice models. **Proceedings 15th PTRC Summer Annual Meeting**, University of Bath, 7-11 Septiembre 1987, Inglaterra.
- ORTUZAR, J. de D. y WILLUMSEN, L.G. (1994) **Modelling Transport**. 2^a Edición, John Wiley & Sons, Chichester.
- PARRA, R.S. (1988) **Valor Subjetivo del Tiempo en Modelos de Partición Modal con Efecto Ingreso**. Memoria de Título, Departamento de Ingeniería Civil, Universidad de Chile, Santiago.
- TRAIN, K.E. y McFADDEN, D. (1978) The goods/leisure trade-off and disaggregate work trip mode choice models. **Transportation Research 12**, 349-353.
- VELASCO, A. (1994) **Estimación del Valor Subjetivo del Tiempo con Modelos del Tipo Box - Cox**. Memoria de Título, Departamento de Ingeniería de Transporte, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago.

Figura N° 1: Ecuación para obtener los límites del intervalo para VST

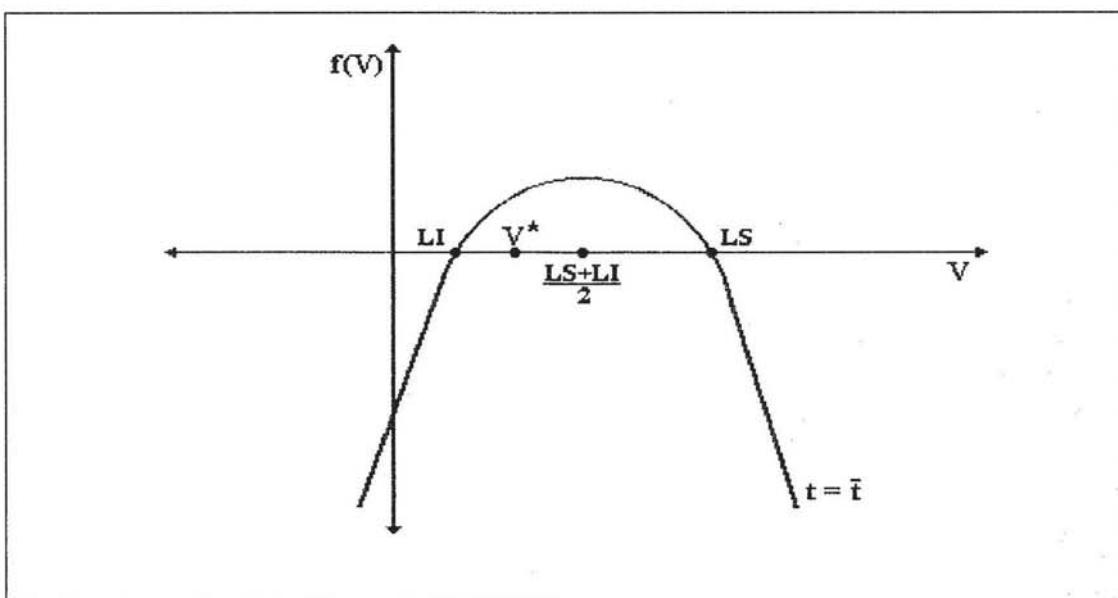


Figura N° 2: Estructuras Jerárquicas Analizadas

