

LA ESTABILIDAD TEMPORAL DE MODELOS
DESAGREGADOS DE PARTICION MODAL

J. de D. Ortúzar y F. J. Achondo
Departamento Ingeniería de Transporte
Pontificia Universidad Católica de Chile

Resumen

El análisis de la estabilidad o propiedades de transferencia temporal de modelos de demanda, tiene importancia por dos razones básicas. La primera es que si se comprueba que un modelo no es estable en el tiempo, es poco probable que tenga mucha credibilidad como predictor; la segunda es que la factibilidad de incorporar información sobre funciones ya existentes en modelos para situaciones nuevas (transferencia), puede conducir a mejores especificaciones dado un cierto presupuesto, o requerir menor cantidad de recursos para estimar un modelo de similar calidad.

En este trabajo se analiza la estabilidad temporal de modelos logit múltiple calibrados con datos sobre la elección de medio de transporte para el viaje al trabajo en el Corredor Las Condes-Centro de Santiago, recolectados en 1981 y 1983.

1. Introducción

Los modelos desagregados de demanda, o de elección discreta, sólo se empezaron a considerar en forma seria en estudios de planificación de transporte a fines de la década del 70 (Domencich y Mc Fadden, 1975, Spear, 1977). Desde el comienzo se planteó que una de sus ventajas más importantes, en comparación con técnicas agregadas más convencionales (ver Williams y Ortúzar, 1982b), era que por su característica de buscar causalidad a nivel individual, es razonable esperar que las funciones estimadas exhiban mayor tendencia a ser, no sólo estables en el tiempo, si no que también transferibles a otros lugares y/o culturas.

Los conceptos de estabilidad y transferencia de modelos han sido discutidos en bastante profundidad últimamente en la literatura (ver por ejemplo, Ben Akiva, 1981; Wilmot, 1983; Rose y Koppelman, 1984). Así se ha sostenido que un modelo es transferible, si al ser calibrado con distintos conjuntos de datos (áreas diferentes, épocas distintas), resulta invariante o estable respecto de sus parámetros. Es claro que bajo esta conceptualización sería muy difícil encontrar un modelo estable en ciencias sociales. Por este motivo Lerman (1981) ha propuesto una definición menos estricta, basada en la noción de modelos "suficientemente cercanos", en el sentido de ser sólo sustituibles para un cierto propósito específico. Es interesante destacar que esta concepción, que ya fue

utilizada en una investigación anterior (Ortúzar, 1984), probablemente ayudaría a interpretar ciertos resultados contradictorios reportados en la literatura (Atherton y Ben Akiva, 1976; Talvitie y Kirshner, 1978).

La estabilidad de un modelo está claramente relacionada con el problema de validación (ver Williams y Ortúzar, 1982a), ya que un modelo estable en el tiempo debiera ser un buen predictor; además, si es posible transferir un modelo, esto es, utilizar información funcional existente, en la modelación de una situación nueva (ver Daly et al, 1983; Dehghani y Talvitie, 1983), se puede lograr un importante ahorro de recursos en términos de recolección y análisis de información. Lamentablemente, hasta ahora la mayoría de los intentos por medir estabilidad se han visto dañados por la falta de estandarización de las situaciones y datos (ver Louviere, 1981); en esta investigación este problema no existe, ya que la única diferencia entre las dos muestras analizadas es el año en que fueron tomadas.

El resto del trabajo tiene la siguiente estructura. En la sección 2 se analizan someramente las bases de datos utilizadas. En la sección 3 se describen los estadígrafos de comparación y análisis; en la sección 4 se presentan los resultados experimentales del trabajo y en la sección 5 se resumen nuestras principales conclusiones.

2. Datos Utilizados

Los datos disponibles para el estudio corresponden a información sobre elección de medio de transporte para el viaje al trabajo en hora punta de la mañana, en el Corredor Las Condes- Centro de Santiago en 1981 y 1983 (Ortúzar y Fernández, 1983; Ortúzar, Donoso y de Cea, 1985). Es interesante recordar que en 1981 el país estaba en pleno boom económico y que en 1983 ya se experimentaba la fuerte recesión que nos acompaña hasta hoy. Además, en 1982 la Municipalidad de Santiago revocó los permisos de la mayoría de los parques de estacionamiento públicos que operaban en sitios eriazos en el Centro; esto y lo anterior representaron un cambio significativo de condiciones, que hacen que los datos disponibles constituyan un interesante laboratorio para examinar la estabilidad temporal de modelos de predicción de demanda.

La Tabla 1 muestra la variación nominal en los precios de una serie de factores relevantes entre julio de 1981 (época en que se recolectó la primera muestra y julio de 1983 (en que se tomó la segunda); en las tablas siguientes los valores monetarios se expresan en moneda de julio de 1983.

La Tabla 2 compara la elección y disponibilidad de alternativas en ambas muestras y la Tabla 3 compara sus distribuciones de salario. En la primera lo más destacable es el aumento relativo de las alternativas bus y bus-Metro y el descenso de las opciones. Auto Chofer, Metro y Auto Chofer-Metro; en la segunda se pueden apreciar claramente los efectos de la recesión económica.

Factor	1981	1983	Variación
IPC (julio)	193,49	270,40	1,3975
Bencina (\$/Litro)	19,80	34,00	1,7172
Tarifa Bus (\$)	9,00	20,00	2,2222
Tarifa Taxi Colectivo (\$)	40,00	55,00	1,3750
Tarifa Metro (\$)	9,00	13,50	1,5000

TABLA 1: Variación de precios entre 1981 y 1983

Alternativa	% que la elige		% que la tiene disponible	
	1981	1983	1981	1983
1. Auto Chofer	21,7	17,9	77,7	65,8
2. Auto Acompañante	6,2	5,9	87,0	73,9
3. Taxi Colectivo	5,6	6,7	85,3	90,1
4. Metro	21,0	17,9	29,7	22,8
5. Bus	10,3	15,4	77,5	98,3
6. Auto Ch.-Metro	18,3	16,0	58,9	59,9
7. Auto Ac.-Metro	4,2	5,6	64,1	68,3
8. Taxi Colec.-Metro	5,1	3,6	43,7	70,1
9. Bus - Metro	7,6	11,0	42,1	73,6

TABLA 2: Elección y disponibilidades en ambas muestras

Rango (\$/mín de 1983)	Frecuencia Relativa	
	1981	1983
0 - 3	19,7	28,9
3 - 4	16,6	11,0
4 - 5	12,5	12,1
5 - 7	18,8	20,5
7 - 9	10,0	15,0
9 ó +	22,5	12,5

TABLA 3: Distribución de salarios en ambas muestras

3. Métodos para Evaluar la Estabilidad de Modelos

Estudios anteriores sobre el tema (para una revisión ver Galbraith y Hensher, 1982; Wilmot, 1983) han permitido llegar a la conclusión de que las medidas de evaluación más adecuadas son las que se describen a continuación.

a) Comparación de pares de coeficientes

Las diferencias entre coeficientes individuales pueden evaluarse mediante el estadígrafo \tilde{t} para la diferencia absoluta entre los coeficientes del modelo original y los de esa especificación al ser estimada en un nuevo contexto. Así, si

$$\tilde{t}_i = \frac{\theta_i - \hat{\theta}_i}{\sqrt{\left(\frac{\theta_i}{t_i}\right)^2 + \left(\frac{\hat{\theta}_i}{\hat{t}_i}\right)^2}} < 1,96 \quad (1)$$

en que: θ_i = coeficiente del modelo original con estadígrafo $t=t_i$

$\hat{\theta}_i$ = coeficiente obtenido al calibrar la especificación del modelo original en el nuevo contexto (estadígrafo $t = \hat{t}_i$).

entonces no se puede rechazar la hipótesis nula de que el par de coeficientes son iguales, al nivel de significancia del 5%. Galbraith y Hensher (1982) recomiendan aplicar este test sólo a parámetros con bajo error estándar (alto t), ya que el estadígrafo \tilde{t} (al depender no sólo de las diferencias de tamaño entre coeficientes sino que de sus errores) puede rechazar la hipótesis alternativa de que los parámetros son estadísticamente distintos, a pesar de que exhiban diferencias de magnitud sustanciales.

b) Medidas de predicción desagregada

Estas buscan medir la habilidad (predictiva) de un modelo estimado en un contexto, para describir las elecciones observadas en otro. Las medidas se basan en el conocido logaritmo de la función de verosimilitud y pueden ser formuladas tanto en términos absolutos como relativos (Koppelman y Wilmot, 1982); en el primer caso se compara el comportamiento observado con la predicción del modelo; en el segundo se busca ajustar estas comparaciones tomando en cuenta la exactitud predictiva que se obtendría con un modelo especialmente calibrado para el nuevo contexto. Consideraremos las siguientes funciones:

$L_i(\theta_j)$ = logaritmo de la verosimilitud que los datos observados en el contexto i fueran generados por el modelo estimado en el contexto j .

$L_i(0)$ = logaritmo de la verosimilitud del modelo equi-probable para el contexto i

$L_i(C)$ = logaritmo de la verosimilitud del modelo con sólo constantes para el contexto i .

$L_i(\theta_i)$ = logaritmo de la verosimilitud de un modelo estimado en el contexto i

L_i^* = logaritmo de la verosimilitud de un modelo perfecto, que es igual a cero.

La relación entre estas medidas se muestra en la Figura 1a. Una medida natural de la estabilidad del modelo estimado en el contexto j al ser aplicados en el contexto i , es la razón de verosimilitud dada por $\Delta L = -[L_i(\theta_j) - L_i(\theta_i)]$, que se utiliza para formular tres índices específicos:

i) Test de transferencia estadística (TTE)

$$TTE_i(\theta_j) = -2 [L_i(\theta_j) - L_i(\theta_i)] \quad (2)$$

Este estadígrafo se distribuye chi-cuadrado con grados de libertad iguales al número de parámetros del modelo (ver Koppelman y Wilmut, 1982). Este test fue usado por Atherton y Ben-Akiva (1976) en su estudio de transferencia espacial entre Washington, D.C. y New Bedford en EE.UU. El test TTE no es simétrico, así que no sólo es posible sino razonable, aceptar estabilidad en una dirección y rechazarla en la otra.

ii) Índice de transferencia (IT)

$$IT_i(\theta_j) = [L_i(\theta_j) - L_i(C)] / [L_i(\theta_i) - L_i(C)] \quad (3)$$

Este estadígrafo describe el grado de superación del modelo estudiado sobre un modelo nulo o de referencia (se suele utilizar el de sólo constantes), relativo a la mejoría que ofrece sobre este último un modelo desarrollado especialmente para el nuevo contexto. IT tiene un límite superior de 1 (cuando el modelo estudiado es tan exacto como el estimado localmente), pero no tiene límite inferior; valores negativos sólo implican que el modelo es peor que el de sólo constantes.

iii) Rho-cuadrado de transferencia (ρ^2_i)

$$\begin{aligned} \rho^2_i(\theta_j) &= [L_i(\theta_j) - L_i(C)] / [L_i^* - L_i(C)] \\ &= 1 - L_i(\theta_j) / L_i(C) \end{aligned} \quad (4)$$

Esta medida es conceptualmente análoga al índice $\rho^2 = \rho^2_i(\theta_i)$ (ver Domencich y Mc Fadden, 1976; Ortúzar, 1982) y está relacionada con IT por:

$$\rho^2_i(\theta_j) = IT_i(\theta_j) \cdot \rho^2_i(\theta_i) \quad (5)$$

De esta forma su límite superior es el índice ρ^2 del modelo local, no tiene límite inferior y sus valores negativos deben interpretarse como en el caso del índice de transferencia. A pesar de que las tres medidas definidas anteriormente están interrelacionadas por su dependencia con la razón de verosimilitud ΔL , ellas ofrecen distintas perspectivas sobre el problema de estabilidad de modelos; ρ^2 es una medida de estabilidad (o transferencia) absoluta, IT es una medida relativa y TTE permite realizar un test estadístico (Koppelman y Wilmot, 1932).

4. Resultados Experimentales

En este trabajo se estudió la estabilidad temporal del modelo logit múltiple (Domencich y Mc Fadden, 1975):

$$P_i^q = \frac{\exp(\bar{U}_i^q)}{\sum_{A_k \in A(q)} \exp(\bar{U}_k^q)} \quad (6)$$

en que: P_i^q = probabilidad de que el individuo q escoja la alternativa A_i

$A(q)$ = conjunto de alternativas disponibles al individuo q

y la utilidad representativa \bar{U}_i^q de cada alternativa, se expresa típicamente como:

$$\bar{U}_i^q = \sum_j \theta_j \cdot Z_{ij}^q \quad (7)$$

en que: θ_j = parámetros a estimar a partir de la información acerca de elección observadas.

Z_{ij}^q = atributos (variables de servicio de cada opción y/o características socio-económicas del individuo) de la alternativa.

Las variables (atributos) que resultaron finalmente escogidas en la búsqueda de la mejor especificación, tanto para 1981 como para 1983, se presentan en la Tabla 4. El procedimiento de búsqueda se llevó a cabo a través de una secuencia del tipo "step-wise"; esto es, a fin de aislar el efecto de cada variable y no confundirlo con el de otras variables, nunca se realizó más de un cambio a la vez en la especificación de los modelos. El criterio básico para la eliminación de variables fue la obtención de parámetros con signo contrario al esperado; también se eliminaron variables socio-económicas consideradas a priori como de escasa relevancia si sus coeficientes presentaban valores poco significativos (esto es, con un valor de la razón t inferior al valor crítico 1,96 correspondiente al nivel de confianza de 95%), y se aceptaba la hipótesis

a) Variables de Nivel de Servicio

1. TVIA : Tiempo de viaje (min) en vehículo. Se supone que tiene un efecto negativo en todas las alternativas; desagregada en TVB (bus); TVM (Metro) y TVTP (transporte público; esto es, bus, Metro y taxi-colectivo); TVA (auto) resultó con signo contrario en los modelos para 1981.
2. TACC : Tiempo de acceso (caminata y espera) en min. Se supone que tiene un efecto negativo en todas las alternativas; desagregada en TESP (tiempo de espera total, incluyendo transbordos) que no aparece en las opciones Auto Chofer ni Auto Acompañante, y TCAM (tiempo de caminata incluyendo transbordos) que no resultó con signo correcto en los modelos 1981.
3. COSTO : Costo de viaje (\$) dividido por ingreso líquido por minuto del viajero (\$/min). Se supone que tiene un efecto negativo en todas las alternativas.

b) Variables Socio-económicas.

1. COMP : Número de autos/número de licencias de conducir en el hogar, con un máximo de 1. Se le supone un efecto positivo en las alternativas Auto Chofer y Auto Chofer-Metro.
2. SEXO : Variable muda que vale 1 si el encuestado es hombre y 0 si es mujer. Se le supone un efecto negativo en las alternativas Auto Acompañante, Taxi Colectivo y Auto Acompañante-Metro.
3. ILIQ : Ingreso líquido (\$/min) del viajero. Se le supone un efecto positivo en las alternativas Auto Chofer, Taxi Colectivo y Auto Chofer-Metro; las variables mudas I1 (vale 1 si ingreso está entre \$ 3 y \$ 9 por minuto y 0 en otros casos) e I2 (vale 1 si ingreso es superior a \$ 9 por minuto y 0 en otros casos), dan la posibilidad de que el efecto de esta variable se exprese en forma no lineal.

TABLA 4 : Variables explicativas utilizadas y su efecto esperado en la utilidad de las alternativas

nula de que el modelo sin la variable en cuestión era estadísticamente equivalente al modelo más general. Para esto se aplicó el conocido criterio de razón de verosimilitud que se describe en Ortúzar (1982), junto con el resto de los estadígrafos e índices de bondad de ajuste utilizados en la etapa de calibración de los modelos. Los mejores modelos encontrados se presentan en las Tablas 5 y 6.

Aun antes de realizar un análisis formal de estabilidad, un examen acucioso de estas tablas permite concluir que el modelo no parece ser estable. En primer lugar es claro que el modelo para 1983 es muy superior a los modelos para 1981, ya que permite incorporar los efectos de las variables de nivel de servicio correctamente en todos los medios de transporte disponibles; en segundo lugar, solo la variable COMP tiene un

VARIABLE (alternativa en que entra)	COEFICIENTES (razón t)		
	MNL-C	MNL-81A	MNL-81B
TESP (3-9)	0	-0,2770 (-2,37)	-0,2311 (-1,98)
TVB (5, 9)	0	0	-0,1077 (-4,98)
TVM (4, 6-9)	0	0	-0,0943 (-2,36)
TVTP (3-9)	0	-0,0801 (-4,03)	0
COMP (1, 6)	0	1,7756 (4,21)	1,7638 (4,19)
SEXO (2, 3, 7,8)	0	-0,8760 (-3,80)	-0,9155 (-3,90)
ILIQ (1, 3, 6)	0	0,0364 (1,03)	0
I1 (1, 3, 6)	0	0	0,3599 (0,85)
I2 (1, 3, 6)	0	0	0,4342 (0,97)
Auto Chofer (1)	1,55 (8,15)	-0,3824 (-0,90)	-0,5787 (-1,05)
Taxi Colectivo (3)	-0,11 (-0,48)	1,1988 (3,03)	-0,1756 (-0,37)
Metro (4)	2,81 (12,42)	3,7062 (10,06)	3,7190 (8,50)
Bus (5)	0,57 (2,73)	2,7897 (5,07)	3,2791 (5,89)
Auto Ch-Metro (6)	1,61 (8,22)	0,7765 (1,65)	0,6386 (0,95)
Auto. Ac.-Metro (7)	-0,13 (-0,49)	0,9464 (2,82)	1,0049 (2,18)
Taxi Colect.-Metro (8)	0,42 (1,67)	1,9750 (4,38)	1,9654 (3,45)
Bus-Metro (9)	0,88 (3,87)	2,9760 (5,02)	3,0889 (4,70)
L(0)	-1.038,03	-1.038,03	-1.038,03
L(C)	-845,07	-845,07	-845,07
L(8)	-845,07	-813,68	-807,99
ρ^2	0	0,0371	0,0439
FPR (%)	42,09	46,82	47,31
Tamaño Muestral	613	613	613

TABLA 5: Modelos logit múltiple para 1981

VARIABLE (alternativa en que entra)	COEFICIENTES (razón t)	
	MNL - C	MNL-83
TVIA (1 - 9)	0	-0,0801 (-3,70)
TACC (1 - 9)	0	-0,1607 (-8,07)
COSTO (1- 9)	0	-0,0244 (-2,94)
COMP (1, 6)	0	2,1671 (4,94)
Auto Chofer (1)	1,43 (7,31)	0,2637 (0,64)
Taxi Colectivo (3)	-0,10 (-0,46)	0,6815 (2,56)
Metro (4)	3,10 (11,83)	4,4953 (13,03)
Bus (5)	0,62 (3,17)	2,2307 (6,97)
Auto Ch.-Metro (6)	1,26 (6,26)	0,1192 (0,30)
Auto Ac.-Metro (7)	-0,14 (-0,58)	0,2298 (0,91)
Taxi Col.-Metro (8)	-0,55 (-2,05)	0,4353 (1,42)
Bus - Metro (9)	0,48 (2,28)	1,7824 (6,93)
L(0)	-1110,71	-1110,71
L(C)	-924,69	-924,69
L(8)	-924,69	-857,11
ρ^2	0	0,0731
FPR (%)	42,44	47,27
Tamaño Muestral	622	622

coeficiente de magnitud similar en 1981 y 1983. Sin embargo, es alentador constatar que el coeficiente de las variables relacionadas con el tiempo de viaje, en general, es bastante similar en ambos casos.

a) Análisis de pares de coeficientes

Los resultados de aplicar el test t, descrito en la sección 3, se presentan en la Tabla 7. Como se puede ver en el caso del modelo MNL-81A sólo es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de coeficientes en el caso de la variable SEXO. Para el modelo MNL-81B ésta sólo se rechaza además en el caso del parámetro TVM. Por otro lado, en el caso del modelo MNL-83, la hipótesis nula sólo se acepta para la variable socioeconómica COMP.

b) Análisis de predicción desagregada

La relación entre los logaritmos de las funciones de verosimilitud de los modelos estudiados se muestran en la Figura 1. Los resultados del test de transferencia estadística (ecuación 2) se presentan en la Tabla 8.

Estimación basada en	Predicción basada en		
	1981A	1981B	1983
1981A (g. de 1)	-	-	235,72 (13)
1981B (g. de 1.)	-	-	227,44 (15)
1983 (g. de 1.)	255,64 (13)	267,02 (13)	-

TABLA 8: Test de transferencia estadística

Estos valores deben compararse con el valor de χ^2 al nivel de significación deseado (5%) y grados de libertad que correspondan (13 y 15 respectivamente); de tablas estadísticas éstos son 22,4 y 25,0 respectivamente, por lo tanto estos resultados rechazan firmemente la hipótesis nula de estabilidad temporal usada en esta aplicación. Otra observación interesante respecto de esta tabla es que, como se esperaba (ver Koppelman y Wilmot, 1982), el test no tiene resultados simétricos; sin embargo, curiosamente se rechaza en forma relativamente más fuerte la estabilidad del modelo de 1983 que la de los modelos de 1981.

Los valores del índice de transferencia, que se muestran en la Tabla 9, son negativos debido a que en todos los casos $L_i(\theta_j)$ resultó menor que $L_i(C)$, como se muestra en la Figura 1.

	MNL 81A				MNL 81A (83)				MNL 81B				MNL 81B (83)				MNL 83				MNL 83(81)			
	θ	τ	β	γ	θ	τ	β	γ	θ	τ	β	γ	θ	τ	β	γ	θ	τ	β	γ	θ	τ	β	γ
TVIA	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,0801	-3,70	-0,0035	-0,15	2,41*	-	-	-
TVB	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,1077	-4,98	-0,0837	-4,13	0,81	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TVM	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,0943	-2,36	0,0267	0,68	2,16*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TVTP	-0,0801	-4,03	-0,0375	-1,91	1,52	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
TACC	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,1607	-8,07	-0,0034	-0,23	6,34*	-	-	-
TESP	-0,2770	-2,37	-0,1621	-1,68	0,76	-1,98	-0,2311	-1,98	-	-	0,0142	0,14	1,59	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
COSTO	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,0244	-2,94	0,0045	0,67	2,71*	-	-	-
COMP	1,7756	4,21	2,1900	4,98	0,68	4,19	1,7638	4,19	2,2772	5,20	0,85	5,20	0,85	2,1671	4,94	1,6370	4,06	0,89	-	-	-	-	-	-
SEXO	-0,8760	-3,80	-0,1387	-0,65	2,35*	-3,90	-0,9155	-3,90	-0,1941	-0,91	2,27*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
LIQ	0,0364	1,03	0,1257	3,93	1,87	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
I1	-	-	-	-	-	-	0,3599	0,85	0,3701	0,66	0,02	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
I2	-	-	-	-	-	-	0,4342	0,97	0,7193	1,28	0,40	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

(*) Se rechaza la hipótesis nula de que la diferencia entre los parámetros es cero al 5% de significación.

TABLA 7: Comparación de pares de coeficientes.

Estimación basada en	1981A	Predicción basada en 1981B	en 1983
1981A	1,00	-	- 0,74
1981B	-	1,00	- 0,68
1983	- 2,60	- 3,07	- 1,00



TABLA 9: Índice de transferencia

Como se puede ver, nuevamente el modelo para 1983 emerge en este sentido, como menos estable que los de 1981. Los valores para el índice Rho cuadrado de transferencia, se pueden obtener a partir de los valores de ρ^2 de las Tablas 5 y 6 y del índice de transferencia de la Tabla 9 mediante la ecuación (5).

Finalmente cabe señalar que estos resultados no están sujetos a variaciones importantes por concepto de tamaño muestral, ya que Koppelman y Chu (1983) han demostrado que TTE deja de depender del número de observaciones cuando este supera los 500 casos.

5. Conclusiones

En este trabajo hemos presentado una revisión de las principales medidas usadas en la literatura para estudiar la estabilidad y/o transferencia de modelos de elección discreta.

También hemos presentado los resultados de estimar modelos logit múltiple para elección de medio de transporte al trabajo en hora punta, en el Corredor Las Condes-Centro en 1981 y 1983. Esto permitió comprobar de inmediato que los modelos no parecían estables, ya que las mejores especificaciones obtenidas en cada caso presentaban diferencias notables.

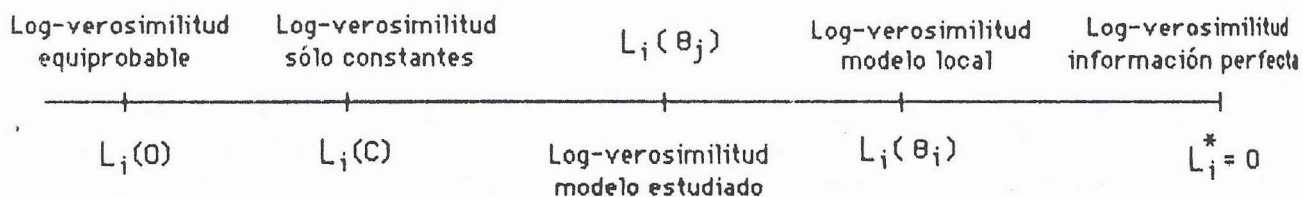
Finalmente presentamos los resultados de aplicar las medidas descritas en el trabajo a los distintos modelos estimados, llegando a la conclusión, esta vez formal, que éstas permiten rechazar la hipótesis nula de estabilidad en ambas direcciones.

El siguiente paso en esta investigación consistirá en estudiar la estabilidad temporal del modelo logit jerárquico, que ya se ha comprobado mejor especificado y más estable en el espacio (Ortúzar, 1984) que el modelo logit múltiple.

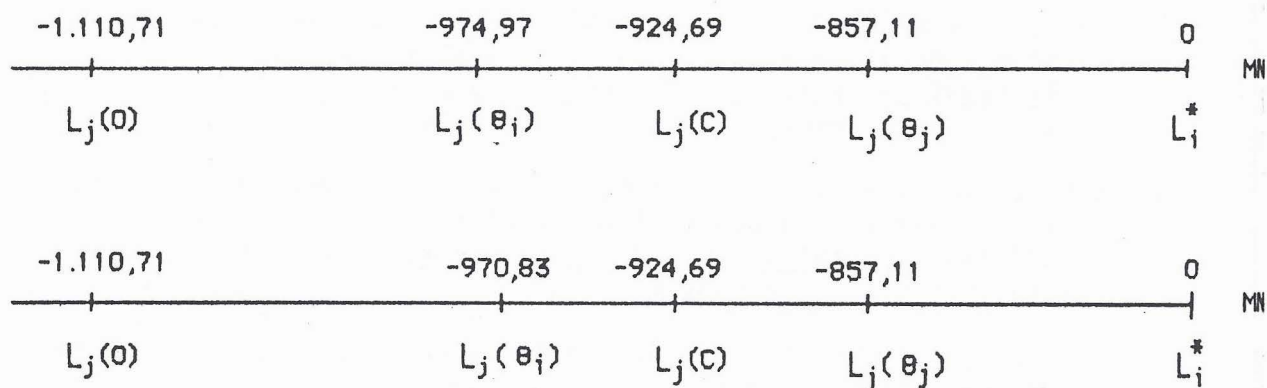
Referencias

1. ATHERTON, T.J. y BEN AKIVA, M.E. (1976) Transferability and updating of disaggregate travel demand models. Transportation Research Record 610, 12-18.
2. BEN AKIVA, M.E. (1981) Issues in transferring and updating travel behaviour models. En P.R. Stopher, A.H. Meyburg y W. Brog (eds.) New Horizons in Travel Behaviour Research. D.C. Heath and Co., Lexington.
3. DALY, A., GUNN, H., BARKEY, P. y POL, H. (1983) Model transfer using data from several sources. 11th PTRC Summer Annual Meeting, University of Sussex, 4-7 Julio 1983, Brighton.
4. DEGHANI, Y y TALVITIE, A. (1983) Forecasting accuracy, transferability and updating of modal constants in disaggregate mode choice models with simple and complex specifications. 11th PTRC Summer Annual Meeting, University of Sussex, 4-7 Julio 1983, Brighton.
5. DOMENCICH, T.A. y Mc FADDEN, D. (1975) Urban Travel Demand: A Behavioural Analysis. North Holland, Amsterdam.
6. GALBRAITH, R.A. y HENSHER, D.A. (1982) Intra-metropolitan transferability of mode choice models. Journal of Transport Economics and Policy, Vol XVI, N° 1, 7-29.
7. KOPPELMAN, F.S. y CHU, C. (1983) Sample size effect on disaggregate choice model estimation and prediction. 62nd TRB Annual Meeting, Shorenham Hotel, 17-21 Enero 1983, Washington, D.C.
8. KOPPELMAN, F.S. y WILMOT, C.G. (1982) Transferability analysis of disaggregate choice models. Transportation Research Record 895, 18-24.
9. LERMAN, S.R. (1981) A comment on interspatial, intraspatial and temporal transferability. En P.R. Stopher, A.H. Meyburg y W. Brog (eds.), op. cit.
10. LOUVIERE, J.J. (1981) Some comments on premature expectations regarding spatial, temporal and cultural transferability of travel-choice models. En P.R. Stopher, A. H. Meyburg y W. Brog (eds.), op. cit.
11. ORTUZAR, J. de D. (1982) Fundamentals of discrete multinomial choice modelling. Transport Reviews, Vol. 2, N° 1, 47-78.
12. ORTUZAR, J. de D. (1984) La estabilidad cultural de modelos desagregados de elección discreta. Apuntes de Ingeniería 15, 51-84.

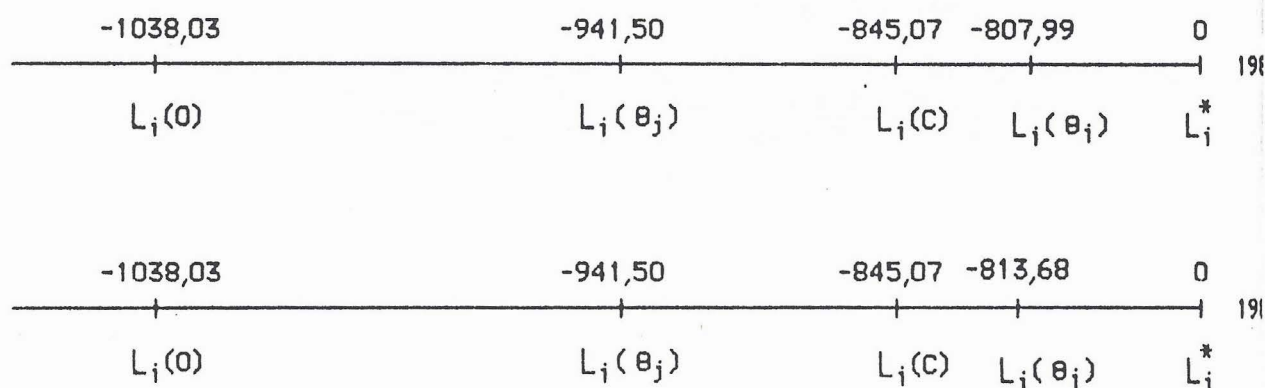
13. ORTUZAR, J. de D., DONOSO, P.C.F. y DE CEA, J. (1985) Analysis of the Cross-Cultural and Temporal Stability of Disaggregate Choice Models for Several Alternatives . Informe Final Proyecto de Investigación DIUC 63/83, Departamento de Ingeniería de Transporte, Pontificia Universidad Católica de Chile.
14. ORTUZAR, J. de D. y FERNANDEZ, J.E., (1983) Estimación de Modelos Desagregados de Demanda de Transporte para más de Dos Alternativas para Santiago. Informe Final Proyecto de Investigación DIUC 153/81, Departamento de Ingeniería de Transporte, Pontificia Universidad Católica de Chile.
15. ROSE, G. y KOPPELMAN, F.S. (1984) Transferability of disaggregate trip generation models. En J. Volmuller y R. Hamerslag (eds), Proceedings of the Ninth International Symposium on Transportation and Traffic Theory. VNU Science Press, Uthrech.
16. SPEAR, B.D. (1977) Applications of New Travel Demand Forecasting Techniques to Transportation Planning: A Study of Individual Choice Models. Federal Highway Administration, U.S. Department of Transportation, Washington, D.C.
17. TALVITIE, A.P. y KIRSHNER, D. (1978) Specification, transferability and the effect of data outliers in modelling the choice of mode in urban travel. Transportation, Vol. 7, N°3, 311-332
18. WILLIAMS, H.C.W.L. y ORTUZAR, J. de D. (1982a) Behavioural theories of dispersion and the mis-specification of travel demand models. Transportation Research, Vol. 16B, N°3, 167-219.
19. WILLIAMS, H.C.W.L. y ORTUZAR, J. de D. (1982b) Travel demand and response analysis: some integrating themes. Transportation Research Vol, 16A, N°5/6, 345-362.
20. WILMOT, C.G. (1983) The Impact of Market Segmentation on the Transferability of Discrete Choice Models. Ph.D. Thesis, Transportation Center, Northwestern University, EE.UU.



a) Relación general entre medidas de log-verosimilitud.



b) Resultados para los modelos MNL-81A y MNL-81B



c) Resultados para el modelo MNL-83

FIGURA 1 : Logaritmo de la verosimilitud.