

**IMPACTO DE LA AGREGACION DE ATRIBUTOS EN LA ESTIMACION  
DE MODELOS LOGIT DE PARTICION MODAL**

Juan de Dios Ortúzar S. y Ana María Ivelic Z.  
Departamento de Ingeniería de Transporte  
Pontificia Universidad Católica de Chile  
Casilla 6177, Santiago 22

**RESUMEN**

Utilizando datos recolectados en 1983 y 1985 para dos corredores en Santiago, y datos recolectados en 1986 para toda la ciudad, con atributos como el tiempo de viaje codificados a nivel individual y zonal, se estiman modelos logit simple y logit jerárquico de partición modal para el viaje al trabajo. Los modelos consideran un máximo de nueve alternativas disponibles y se dispone de información para cuatro variables de servicio.

Se realiza un análisis teórico y empírico de las diferencias esperables en la información sobre las variables de servicio al medirlas en forma detallada o como promedios zonales. También se examina el impacto de la agregación en la calidad estadística de los modelos y en los valores que toman ciertas funciones de evaluación derivables a partir de éstos, tales como el valor subjetivo del tiempo de viaje.

## 1. INTRODUCCION

El nivel de agregación de la información sobre las variables de servicio de las distintas alternativas, en el proceso de calibración de modelos desagregados de demanda, es un aspecto importante que no se ha analizado a fondo en la literatura. Aún cuando nadie discute el que valores medidos a nivel individual debieran preferirse a, por ejemplo, promedios zonales, se ha hecho notar que lo primero puede resultar sumamente costoso (especialmente en el caso de las alternativas no elegidas en el año base) y problemático, en particular al intentar predecir estos valores para el año de diseño (Tye et. al., 1982).

A pesar de que datos medidos en forma detallada puedan diferir significativamente de datos zonales obtenidos a partir de modelos de redes, su proceso de recolección más tedioso - que en cierta medida mitiga la supuesta ventaja de este tipo de modelos en términos de economías en la recolección de datos - ha hecho que muchos estudios prácticos se hayan basado en datos zonales. En nuestro país no hay una buena experiencia al respecto (ver Fernández et. al., 1983) aunque se utilizaron datos agregados de muy mala calidad. Por esto, en la mayoría de los estudios realizados en Chile con posterioridad, se ha puesto mucho cuidado en recolectar información apropiada para el propósito de estimar modelos desagregados de demanda (Ortúzar et. al., 1983).

Más recientemente sin embargo, y en el contexto del Estudio Estratégico del Gran Santiago (ESTRAUS), consultores internacionales han propuesto usar datos no detallados en la estimación de modelos desagregados, pero incorporando información respecto a la atractividad de los destinos (Daly, 1986). Esto ha motivado una investigación cuyo resultado más importante será evaluar en la práctica los efectos de esta medida. Este trabajo presenta algunos resultados preliminares obtenidos a la fecha y que, es importante aclarar, no consideran la proposición de los consultores en su totalidad. Sin embargo, son muy útiles para ilustrar con datos reales los problemas de utilizar información de distinta calidad en la estimación de este tipo de modelos.

En la sección 2 se discute brevemente porqué se debiera esperar que datos zonales produjeran resultados de menor calidad que datos medidos a nivel individual al estimar modelos desagregados de demanda. La sección 3 examina la información y explica el largo y complicado proceso efectuado para generarla en las dos formas en que fue utilizada en este trabajo. En la sección 4 discutimos los principales resultados de nuestra modelación y en la sección 5 presentamos nuestras conclusiones.

## 2. DATOS ZONALES VERSUS DATOS DETALLADOS

En la discusión que sigue, supondremos que datos sobre las variables de servicio calculados en forma individual, miden en forma correcta las características de las alternativas de viaje que enfrenta cada individuo.

Los datos zonales, que corresponden de alguna forma a promedios de las variables de servicio individuales, son utilizados como una aproximación ya que son más baratos y simples de generar a partir de modelos de redes. Cabe destacar, sin embargo, que los datos detallados también consideran normalmente algún grado de aproximación, puesto que se suele utilizar información promedio para un período dado (independiente de la hora exacta en que se realizan los viajes, como discuten Ortázar e Ivelic, 1986) y modelos de redes, aunque para generar los datos entre pares de nodos y no entre pares de zonas; esto es, cometiendo en menor medida el error de agregación espacial comentado por De Cea y Chapleau (1984).

Supongamos que la relación entre los datos detallados y zonales tiene la siguiente forma lineal:

$$D_{kiq} = a_{ki} + b_{ki} Z_{ki} + \epsilon_{kiq} \quad (1)$$

en que  $D_{kiq}$  es el valor detallado de la  $k$ -ésima variable de la alternativa  $i$ , para el individuo  $q$ ;  $Z_{ki}$  la variable zonal correspondiente;  $a_{ki}$  y  $b_{ki}$  coeficientes, y  $\epsilon_{kiq}$  un término de error.

En relación a la exactitud con que las variables detalladas son representadas por las variables zonales, idealmente sería deseable que  $a_{ki} = 0$ ,  $b_{ki} = 1$  y  $\epsilon_{kiq} = 0$ , esto es, que ambas mediciones coincidieran. Talvitie y Deghani (1979) realizaron regresiones lineales basadas en (1) para varias variables de servicio de auto, bus y BART (\*), encontrando en muchos casos bajos coeficientes de correlación y valores de los coeficientes a y b que diferían sustancialmente de 0 y 1 respectivamente; esto sugiere que los datos zonales no serían buenas aproximaciones de los datos detallados. En la sección siguiente reportaremos sobre nuestros propios hallazgos en este sentido.

Una segunda pregunta de interés está relacionada con las diferencias que se pueden producir al estimar modelos con datos detallados y zonales. Para analizar este aspecto es útil expresar a la variable observada como la suma de la variable zonal correspondiente y un término residual, esto es:

$$D_{kiq} = Z_{ki} + \gamma_{kiq} \quad (2)$$

en que:  $\gamma_{kiq} = a_{ki} + (b_{ki} - 1) Z_{ki} + \epsilon_{kiq} \quad (3)$

(\*) Bay Area Rapid Transit, el sistema de ferrocarril metropolitano de San Francisco, California

La ecuación (2) muestra que la estimación de un modelo con variables zonales reemplazando a las variables detalladas excluye a los residuos  $\mathbf{I}$ ; esta es una forma de error de especificación que debiera implicar sesgos en los coeficientes del modelo. Es interesante destacar que un análisis totalmente diferente permite llegar al mismo resultado (ver Ortázar e Ivelic, 1986).

En general, por lo tanto, el uso de datos zonales debiera resultar en coeficientes sesgados; esta afirmación es consistente con los resultados teóricos de Horowitz (1981) y Tardiff (1979), y con los resultados empíricos de Talvitie y Deghani (1979) y McFadden et. al. (1977); sin embargo, se encuentra en aparente contradicción con la proposición de McFadden y Reid (1975) en el sentido de que cuando  $b_{ki} = 1$  el uso de datos zonales no debiera sesgar los coeficientes. Tye et. al. (1982) sugieren que esta diferencia puede deberse al método de estimación (Berkson-Theil) utilizado por McFadden y Reid (1975) que puede producir coeficientes diferentes (aún para muestras grandes) con respecto al método más tradicional de máxima verosimilitud, cuando variables importantes tales como  $V_{kj}$  son excluidas del modelo. En la sección 4 de este trabajo presentamos resultados empíricos, para nuestros datos, que debieran ayudar a aclarar este problema.

### 3. ANALISIS DE LA INFORMACION

#### 3.1 Introducción

La información básica disponible para este estudio consistió en datos sobre la elección de medio de transporte para el viaje al trabajo en la hora punta de la mañana recolectados en 1983, 1985 y 1986; las dos primeras muestras corresponden a información proveniente de los corredores Las Condes Centro y San Miguel Centro, recolectada como parte de proyectos de investigación financiados por la Dirección de Investigación de la Pontificia Universidad Católica de Chile (DIUC) y el Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT); la última fue recolectada como parte de ESTRAUS, y considera viajes para todo Santiago.

Tanto los datos de los corredores, como los de ESTRAUS, estaban codificados originalmente a nivel detallado, esto es, con las variables de servicio medidas en forma muy exacta para cada individuo. Para realizar el análisis que reportamos más adelante en el trabajo, fue necesario recodificar toda la información a nivel zonal; este fue un proceso largo y complicado a pesar de contar con una serie de datos sobre zonificación, redes y variables de servicio zonales facilitados por ESTRAUS.

La Tabla 1 presenta el porcentaje que elige cada alternativa y el porcentaje de individuos que la tiene disponible en la muestra con datos detallados y zonales; estos valores difieren porque los criterios de disponibilidad empleados en ambos casos no eran exactamente los mismos.

TABLA N° 1  
Elección y disponibilidades en la muestra

Alternativa	% que la elige	% que la tiene disponible detallado	% que la tiene disponible zonal
1. Auto chofer	17,9	51,7	56,6
2. Auto acompañante	7,0	54,0	55,1
3. Taxi colectivo	4,3	68,3	100,0
4. Bus	31,1	98,2	98,1
5. Metro	23,2	30,8	65,2
6. Auto chofer Metro	5,8	36,3	29,4
7. Auto accomp. Metro	3,2	40,5	29,4
8. Taxi colec. Metro	2,5	57,7	27,0
9. Bus Metro	5,0	60,0	33,8

Las divergencias más importantes se producen en los casos de taxi colectivo, el Metro y algunas de sus combinaciones, pero no debieran afectar en forma significativa la modelación.

### 3.2 Análisis de regresión entre datos zonales y detallados

La Tabla 2 muestra los resultados de regresiones basadas en la especificación (1) para la variable Tiempo de Viaje, de acuerdo al medio de transporte elegido por cada individuo. Como se puede ver, los casos en que existe mayor divergencia son los correspondientes a las alternativas Taxi colectivo, Bus, Metro y combinaciones de Auto con Metro. Para los restantes medios el parámetro "a" no es significativamente distinto de cero, el parámetro "b" es cercano a 1 y los coeficientes R<sup>2</sup> no son tan bajos.

Tabla N° 2  
Análisis de regresión para el tiempo de viaje

Medio Elegido	Coeficientes (test t)		R <sup>2</sup>	Nº casos
	a	b		
1. Auto chofer	1,08 ( 1,90)	0,75 (26,10)	0,706	284
2. Auto accomp.	-0,06 (-0,09)	0,83 (22,63)	0,822	112
3. Taxi colec.	7,84 ( 6,74)	0,36 ( 7,14)	0,427	68
4. Bus	5,03 ( 9,17)	0,71 (28,67)	0,624	495
5. Metro	2,96 ( 9,99)	0,70 (26,19)	0,650	369
6. Auto ch. Metro	10,08 (10,66)	0,40 ( 8,99)	0,464	93
7. Auto ac. Metro	24,53 (20,23)	0,03 ( 0,35)	0,002	51
8. Taxi co. Metro	0,25 ( 0,09)	0,87 ( 6,76)	0,534	40
9. Bus Metro	1,85 ( 1,05)	0,89 (14,28)	0,722	79

La Tabla 3 presenta similar información pero para la variable Tiempo de Caminata. Como se puede ver, en este caso todas las regresiones son malas.

Tabla N° 3  
Análisis de regresión para el tiempo de caminata

Medio Elegido	Coeficientes (test t)		R <sup>2</sup>	Nº casos
	a	b		
1. Auto chofer	11,95 ( 0,38)	0,57 ( 8,79)	0,212	284
2. Auto acomp.	0,17 ( 0,46)	0,25 ( 3,28)	0,081	112
3. Taxi colec.	0,67 ( 0,29)	0,55 ( 2,54)	0,075	68
4. Bus	4,16 ( 4,92)	0,16 ( 2,12)	0,007	495
5. Metro	1,03 ( 0,81)	0,56 ( 8,71)	0,169	369
6. Auto ch. Metro	5,65 ( 1,93)	0,00 ( 0,02)	0,001	93
7. Auto ac. Metro	4,30 ( 9,36)	0,05 ( 0,79)	0,001	51
8. Taxi co. Metro	3,73 ( 0,82)	0,65 ( 2,08)	0,079	40
9. Bus Metro	8,15 ( 3,64)	-0,11 (-0,71)	0,001	79

La Tabla 4 presenta los resultados del análisis de regresión para la variable Tiempo de Espera. En este caso los coeficientes de determinación son bajos excepto para el medio Auto chofer Metro, en cuyo caso vale 1; sin embargo, los coeficientes a y b son significativamente distintos de 0 y 1 respectivamente.

Tabla N° 4  
Análisis de regresión para el tiempo de espera

Medio Elegido	Coeficientes (test t)		R <sup>2</sup>	Nº casos
	a	b		
3. Taxi colec.	0,44 ( 2,30)	0,34 ( 2,50)	0,072	68
4. Bus	1,00 (12,62)	0,13 ( 3,33)	0,020	495
5. Metro	-0,02 (-0,12)	1,29 (15,88)	0,406	369
6. Auto ch. Metro	-4,40 ( * )	4,22 ( * )	1,000	93
7. Auto ac. Metro	1,68 (12,58)	-0,06 (-0,52)	0,001	51
8. Taxi co. Metro	0,61 ( 1,37)	0,88 ( 6,04)	0,476	40
9. Bus Metro	0,61 ( 2,64)	0,82 ( 8,47)	0,475	79

(\*) Los valores de los estadígrafos t fueron -789,01 y 1035,00 respectivamente

#### 4. RESULTADOS DE LA MODELACION

Antes de presentar los resultados de la estimación de modelos logit simple (ver Domencich y McFadden, 1975) y logit jerárquico (ver Daly, 1987), conviene establecer algunas pautas que nos permitan juzgar cuán buenos, malos o simplemente distintos, son los resultados para ambos conjuntos de datos. Como parte del estudio ESTRAUS antes mencionado, se propusieron los siguientes criterios de comparación:

##### a) Calidad intrínseca del modelo

Los modelos deben tener todas sus variables relevantes de política (tiempo de viaje, tiempo de espera, etc.) con signo correcto y significativas; además deben tener razonables índices estadísticos generales. Dado que ambos conjuntos de modelos serán estimados con observaciones muy similares (de hecho, lo único que varía son los valores de ciertas variables), aquel que posea el mayor valor de la función de verosimilitud utilizada para estimar las funciones logit, será considerado preferible.

##### b) Similitud de los coeficientes

Es posible que tanto los modelos detallados como zonales satisfagan las condiciones (a); en ese caso se hará un análisis de similitud de coeficientes mediante el estadígrafo  $t^*$  utilizado por Ortízar et. al. (1986) entre otros. Si los coeficientes no resultan ser significativamente distintos, se concluirá que es razonable utilizar el modelo zonal.

##### c) Valor subjetivo del tiempo de viaje, caminata y espera

Si en el análisis anterior se concluye que los modelos producen coeficientes diferentes en términos estadísticos, se examinarán los valores subjetivos del tiempo (VST) de viaje, caminata y espera derivables de ellos (ver Jara-Díaz y Ortízar, 1986). Se considerará preferible al modelo cuyos VST sean más compatibles con los obtenidos a partir de los datos de la Universidad Católica de Chile (ver Gaudry, Jara-Díaz y Ortízar, 1987), que es la mejor información disponible hasta el momento.

La Tabla 5 describe las variables utilizadas en nuestra modelación. Las medidas de bondad de ajuste y los diferentes test estadísticos que se pueden utilizar en estos casos se describen en Ortízar (1982). La Tabla 6 presenta modelos logit simple para ambos conjuntos de datos. Como se puede ver, a simple vista los modelos parecen diferentes y claramente, los índices de bondad de ajuste para el modelo detallado son superiores.

TABLA N° 5  
Variables explicativas utilizadas en la especificación de modelos

1. TVIA : Tiempo de viaje en vehículo (min)
  2. TCAM : Tiempo de caminata (min)
  3. TESP : Tiempo de espera (min)
  4. COST : Costo de viaje (\$) dividido por ingreso familiar del viajero (\$/min)
  5. AUTLIC : Número de autos/número de licencias de conducir en el hogar, con un máximo de 1
  6. SEXO : Variable muda; vale 1 para hombres y 0 para mujeres
  7. EMU : Utilidad máxima esperada del nido inferior en el modelo logit jerárquico (ver Ortázar, 1983)
- 

TABLA N° 6  
Modelos logit simple para ambos conjuntos de datos

Variable (opción en que entra)	Coefficientes (test t) MNL-Zonal	Coefficientes (test t) MNL-Detallado
TVIA (1-9)	-0,0216 (-2,7)	-0,0768 (-6,3)
TESP (3-9)	-0,2004 (-4,8)	-0,4553 (-9,0)
TCAM (1-9)	-0,1388 (-13,2)	-0,1225 (-10,9)
COST (1-9)	-0,0231 (-6,1)	-0,0208 (-4,6)
AUTLIC (1,6)	2,0070 ( 6,8)	1,8320 ( 5,8)
SEXO (2,3,7)	-0,6249 (-3,9)	-0,7785 (-4,8)
AUTO CHOFER (1)	-0,2681 (-1,0)	-0,1521 (-0,5)
TAXI COLECTIVO (3)	-0,1183 (-0,7)	0,2820 ( 1,5)
BUS (4)	1,4482 ( 8,7)	1,7381 ( 9,7)
METRO (5)	3,0089 (12,4)	4,6212 ( 8,0)
AUTO CH. METRO (6)	0,1869 ( 0,6)	-0,1279 (-0,4)
AUTO AC. METRO (7)	0,1069 ( 0,5)	1,0423 ( 5,0)
TAXI CO. METRO (8)	1,0172 ( 3,9)	0,2101 ( 0,8)
BUS METRO (9)	1,4444 ( 6,3)	0,9214 ( 4,0)
I(θ)	1948,06	1619,11
Rho cuadrado	0,200	0,326
Tamaño muestral	1591	1591

-218-

La Tabla 7 presenta resultados equivalentes para el modelo logit jerárquico. En este caso las diferencias entre ambos casos son mucho más fuertes, ya que la estructura jerárquica postulada, con un nido transporte público (ver Figura 1), es rechazada con los datos zonales; más interesante aún, esta última estructura es la que mejor se ajusta a los datos de acuerdo al valor de su función de verosimilitud en convergencia 1(8).

Este resultado hace innecesario el cálculo del estadígrafo t\* para comparación de similitud de coeficientes, concluyéndose simplemente que se debe preferir los datos detallados puesto que con ellos se obtiene la mejor especificación para la situación en estudio. En la sección siguiente nos referiremos brevemente a las diferencias en la valoración subjetiva del tiempo que se obtienen a partir de estas funciones de partición modal.

TABLA N° 7  
Modelos logit jerárquico para ambos conjuntos de datos

Variable (opción en que entra)	Coeficientes (test t)	
	HL-Zonal	HL-Detallado
TVIA (1-9)	-0,0194 (-3,3)	-0,0951 (-6,8)
TESP (3-9)	-0,1549 (-4,0)	-0,5113 (-9,0)
TCAM (1-9)	-0,1161 (-11,5)	-0,1500 (-11,6)
COST (1-9)	-0,0321 (-7,3)	-0,0117 (-2,7)
AUTLIC (1,6)	1,9423 ( 6,1)	1,7110 ( 5,8)
SEXO (2,3,7)	-0,6560 (-4,0)	-0,7726 (-4,8)
EMU (*)	1,8771 ( 11,2)	0,6387 ( 11,0)
AUTO CHOFER (1)	0,0267 ( 0,1)	-0,1903 (-0,7)
TAXI COLECTIVO (3)	-0,2804 (-1,6)	-0,0871 (-0,3)
BUS (4)	1,1600 ( 7,8)	1,6710 ( 7,3)
METRO (5)	2,4321 ( 10,7)	5,0560 ( 15,2)
AUTO CH. METRO (6)	0,0736 ( 0,3)	-0,4254 (-1,2)
AUTO AC. METRO (7)	0,1214 ( 0,7)	0,8226 ( 3,2)
TAXI CO. METRO (8)	1,7206 ( 3,0)	-0,0141 (-0,1)
BUS METRO (9)	1,0982 ( 5,0)	0,8093 ( 2,7)
I(8)	1931,24	1605,54
Rho cuadrado	0,301	0,415
Tamaño muestral	1591	1591

(\*) Sólo aparece en la alternativa compuesta "transporte público" (ver Figura 1)

## 5. CONCLUSIONES

Un análisis teórico y práctico del problema de utilizar datos medidos a nivel zonal en la estimación de modelos desagregados de demanda, permite concluir que ésta no parece una práctica recomendable. En efecto, no sólo modelos logit simple resultan con coeficientes para algunas variables de servicio significativamente distintos (\*) y con índices de bondad de ajuste inferiores al utilizar datos zonales, sino que con éstos se rechaza una estructura jerárquica que - de acuerdo a la información medida a nivel detallado - es claramente la mejor (\*\*). Sin embargo, es preocupante notar que valores subjetivos del tiempo derivables de estos modelos crecen en forma importante, a medida que mejora la especificación funcional, como se muestra en la Tabla 8.

TABLA N° 8

Valor subjetivo del tiempo como porcentaje del ingreso familiar

Variable Tiempo	MNL Zonal	MNL Detallado	HL Detallado
En vehículo	93,5	369,6	815,7
De espera	867,5	2190,0	4385,7
De caminata	600,9	589,2	1286,5

Los valores de la tabla están expresados como porcentaje del ingreso familiar de los viajeros, por lo que claramente conducirían a precios del tiempo muy superiores a los actualmente recomendados para evaluación de proyectos. No es el propósito de este trabajo discutir este tema en detalle; los interesados en él, pueden consultar la discusión de Jara-Díaz y Ortázar (1986) y los resultados de Gaudry et. al. (1987).

## AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha contado con financiamiento parcial del International Development Research Centre (IDRC) de Canadá, de la Dirección de Investigación de la Pontificia Universidad Católica de Chile (DIUC) y del Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (FONDECYT).

(\*) TVIA y TESP con valores de  $t^*$  superiores a 3,7; para el resto de los coeficientes no se puede rechazar la hipótesis (nula del test  $t^*$ ) de que son iguales

(\*\*) Mejores índices de bondad de ajuste y EMU significativamente distinta de 0 y 1 (ver Ortázar, 1983)

REFERENCIAS

- DALY, A. (1986) Proposal for zonal model and destination choice modelling. Technical Discussion Note, Estudio Estratégico del Gran Santiago, Santiago.
- DALY, A. (1987) Estimating "tree" logit models. *Transportation Research*. Vol. 21B, No. 4, 251-268.
- DE CEA, J. y CHAPLEAU, R. (1984) MADITUC: un modelo de asignación a rutas múltiples en redes de transporte público. *Apuntes de Ingeniería* 15, 113-140.
- DOMENCICH, T.A. y McFADDEN, D. (1975) *Urban Travel Demand: A Behavioural Analysis*. North Holland, Amsterdam.
- FERNANDEZ, J.E., COEYMAN, J.E. y ORTUZAR, J. de D. (1983) Evaluating extensions to the Santiago underground system. 11th PTRC Summer Annual Meeting, University of Sussex, 4-7 Julio 1983, Brighton.
- GAUDRY, M.J.I., JARA-DIAZ, S.R. y ORTUZAR, J. de D. (1987) Value of time sensitivity to model specification. Publication #541, Centre de Recherche sur les Transports, Université de Montréal.
- HOROWITZ, J. (1981) Sources of error and uncertainty in behavioural travel demand models. En P.R. Stopher, A.H. Meyburg y W. Brog (eds.), *New Horizons in Travel Behaviour Research*. D.C. Heath and Co., Lexington.
- JARA-DIAZ, S.R. y ORTUZAR, J. de D. (1986) Valor subjetivo del tiempo y rol del ingreso en la especificación de la demanda por transporte. *Apuntes de Ingeniería* 24, 5-35.
- McFADDEN, D. y REID, F.A. (1975) Aggregate travel demand forecasting from disaggregated behavioural models. *Transportation Research Record* 534, 24-37.
- McFADDEN, D., TALVITIE, A.P. y Asociados (1977) Demand model estimation and validation. Special Report UCB-ITS-SR-77-9, Institute of Transportation Studies, University of California at Berkeley.
- ORTUZAR, J. de D. (1982) Fundamentals of discrete multimodal choice modelling. *Transport Reviews*. Vol. 2, No. 1, 47-78.
- ORTUZAR, J. de D. (1983) Nested logit models for mixed-mode travel in urban corridors. *Transportation Research*. Vol. 17A, No. 4, 283-299.
- ORTUZAR, J. de D., ACHONDO, F.J. y ESPINOSA, A. (1986) On the stability of logit mode choice models. 14th PTRC Summer Annual Meeting, University of Sussex, 14-17 Julio 1986, Brighton.

ORTUZAR, J. de D., DONOSO, P.C.F. y HUTT, G.A. (1983) Codificación, validación y evaluación de información para la estimación de modelos desagregados de elección discreta. IV Congreso Latinoamericano sobre Métodos Computacionales en Ingeniería, Universidad de Chile, 7-11 Noviembre 1983, Santiago.

ORTUZAR, J. de D. e IVELIC, A.M. (1986) Efectos de la desagregación temporal de variables de servicio en la especificación y estabilidad de funciones de demanda. IV Congreso Panamericano de Ingeniería de Tránsito y Transporte, Hotel Carrera, 1-4 Diciembre 1986, Santiago.

TALVITIE, A.P. y DEHGHANI, Y. (1979) Comparison of observed and coded network travel time and cost measurements. Transportation Research Record 723, 46-51.

TARDIFF, T.J. (1979) Specification analysis for quantal choice models. Transportation Science. Vol. 13, No. 2, 179-190.

TYE, W.B., SHERMAN, L., KINNUCAN, M., NELSON, D. y TARDIFF, T.J. (1982) Application of disaggregate travel demand models. NCHRP Report 253, National Cooperative Highway Research Program, Transportation Research Board, Washington, D.C.

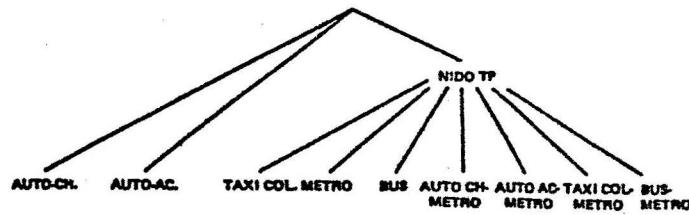


Fig. 11 Estructura jerárquica estimada