

## INGRESOS Y PREFERENCIAS DE LOS USUARIOS EN SANTIAGO.

Sergio R. Jara Díaz

Departamento de Ingeniería Civil

Universidad de Chile

### RESUMEN

La elección de modo de transporte es el resultado de la interacción entre un sistema de preferencias subjetivas y un conjunto de restricciones objetivas relacionadas con tiempo e ingreso; la forma de viajar es simplemente lo preferido dentro de lo factible. A pesar de esto, se suele confundir preferencia con frecuencia observada de elección modal en una población dada. Por otra parte, la literatura justifica el uso del ingreso en la especificación de modelos como una variable que representa gustos. Desafortunadamente, las formulaciones usuales no permiten distinguir lo uno de lo otro.

En este trabajo se desarrolla y aplica un marco teórico que facilita la distinción entre preferencias propiamente tales (gustos) y el efecto de la restricción de ingreso. Para ello, se deduce una aproximación de la función de utilidad indirecta condicional, que incluye el ingreso y mantiene explícitamente un parámetro de preferencias. El modelo se aplica a zonas de Santiago estratificadas por ingreso. Los resultados indican que el parámetro de preferencia no varía monótonamente con el ingreso y que, por lo tanto, no es correcto usar este último como indicador de gustos. Se discute cualitativamente los valores obtenidos y se sugieren caminos para mejorar el análisis de la partición modal.

## 1. INTRODUCCION

Las elecciones modales observadas son, presumiblemente, el resultado de la interacción entre una estructura de preferencias subyacente y un conjunto de restricciones (observables) relacionadas con tiempo e ingreso. Al referirse a la partición modal en una cierta población, a veces los modeladores hablan de la "preferencia" por aquellos modos más frecuentemente usados. Estrictamente hablando, sin embargo, las preferencias son un problema sólo de gusto en tanto que las elecciones observadas son lo preferido dentro de lo factible. En términos microeconómicos, la utilidad directa representa sólo preferencias y la utilidad indirecta capta tanto éstas como las restricciones. Los modelos discretos de elección modal están basados en la estimación de parámetros asociados a funciones de utilidad indirecta condicionales en la elección modal, cuyas variables explicativas son usualmente clasificadas en aquellas que reflejan características modales como tiempo de viaje, y aquellas describiendo características socio-económicas que captan las diferencias individuales, como sexo, edad o actividad.

El ingreso es una variable que ha recibido un tratamiento especial. En la derivación microeconómica de la función de utilidad indirecta condicional en el modo  $i$  ( $U_i$ ) aparece como variable el ingreso menos el costo de transporte, reflejando poder de compra condicional en el modo elegido. Si esa variable es especificada linealmente, la comparación  $U_i$  versus  $U_j$  no es afectada por el ingreso. Esto ocurre en el caso de la estructura AIRUM (additive in income random utility model) propuesta por McFadden (1981), a pesar de lo cual el ingreso ha sido mantenido como argumento en la utilidad modal usando como excusa su potencial correlación con variables socioeconómicas que representan gustos y que influyen en la elección modal. Es decir, el ingreso que usualmente aparece en los modelos no está allí en su rol de tal sino como proxy de preferencias (gusto). Tal práctica podría ser considerada razonable entendiendo que el ingreso puede reflejar estilos de vida, tipo de vecindario, amistades o valores; pero esto es algo que debe ser examinado empíricamente, particularmente debido al importante rol del ingreso en los análisis de bienestar basados en modelos de partición modal (ver, por ejemplo, Jara Díaz y Videla, 1987, 1989).

El objetivo de este trabajo es presentar un enfoque teórico que permite distinguir entre preferencias puras e ingreso, y su aplicación usando datos de Santiago. En la siguiente sección se presenta una reformulación de los modelos de tasa de gasto, introducidos por Jara Díaz y Farah (1987) y experimentados por Jara Díaz y Ortúzar (1989), en la cual se mantiene un parámetro de preferencias propiamente tal. El modelo con utilidades modales así generadas es experimentado en la sección 3 a partir de datos en dos corredores y segmentados por ingreso. Los resultados se discuten en la sección 4, en tanto que la última sección contiene una síntesis y las principales conclusiones.

## 2. EL MODELO GENERALIZADO DE TASA DE GASTO.

Un individuo cuyo ingreso  $I$  y horas de trabajo  $W$  son fijos, maximiza su utilidad  $U$  que es función de los bienes consumidos  $G$  y el tiempo "libre"  $L$ , eligiendo adecuadamente modo de transporte de un conjunto  $M$



de alternativas. Cada modo es descrito por su costo  $C_i$  y su tiempo de viaje  $t_i$ . Si  $U$  tiene forma Cobb-Douglas, el problema puede formularse como

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= A G^{1-B} L^B \\ \text{sujeto a } G, L \end{aligned} \quad (1)$$

sujeto a

$$G + C_i = I \quad (2)$$

$$W + t_i + L = T \quad (3)$$

$$i \in M$$

donde  $T$  es el período de referencia y el dinero es medido en unidades de  $G$ ;  $A$  es un factor de escala y  $B$  representa preferencia por tiempo libre ( $0 < B < 1$ ). Reemplazando las restricciones (2) y (3) en la función objetivo se obtiene directamente la función de utilidad indirecta condicional en el modo y el problema se convierte en

$$\begin{aligned} \text{Max } U_i &= A(I - C_i)^{1-B} (T - W - t_i)^B \\ i \in M \end{aligned} \quad (4)$$

Expandiendo en primer orden  $U(G, L)$  alrededor de  $(I, T - W)$  se obtiene

$$U_i = A \left[ g(T - W)^{1-B} - (1-B)g^{-B} C_i - g^{1-B} t_i \right] \quad (5)$$

donde  $g = 1/(T - W)$  es una tasa de gasto que refleja el dinero gastado por unidad de tiempo fuera del trabajo. Usando esta aproximación, el problema (4) es equivalente a escoger  $i$  tal que

$$\begin{aligned} \text{Max } -a g^{-B} C_i - b g^{1-B} t_i \\ i \in M \end{aligned} \quad (6)$$

con  $a$  y  $b$  obviamente definidos.

El desarrollo anterior sugiere especificar la utilidad modal como

$$V_i(C_i, t_i, I) = \alpha_i + \gamma g^{-B} C_i + \delta g^{1-B} t_i + \epsilon_i \quad (7)$$

donde  $\alpha_i$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  y  $\beta$  son parámetros a ser estimados;  $\epsilon_i$  es un término de error que genera un modelo de probabilidades de elección modal Logit si se supone idéntica e independientemente distribuido Gumbel. La especificación (7) sirve muy bien nuestros propósitos, ya que incluye un parámetro ( $\beta$ ) que refleja preferencias puras y una variable ( $g$ ) que contiene el ingreso como poder de compra. Es decir, gustos e ingreso están independientemente representados.

Usando software tradicional para este tipo de modelos de elección discreta, los parámetros  $\alpha_i$ ,  $\gamma$  y  $\delta$  pueden ser estimados para un valor

de  $\beta$ , tratando  $g^{-\beta}C$ , y  $g^{1-\beta}I$ , como variables. Haciendo esto para varios valores de  $\beta$  entre 0 y 1, se puede estimar el valor de  $\beta$  como aquel que arroje el modelo de mayor verosimilitud<sup>2</sup>. Se debe hacer notar que, aunque  $\gamma$  y  $\delta$  pueden parecer relacionados a través de  $\beta$  en el desarrollo teórico, problemas de dimensionalidad no considerados hacen que  $\beta$  sea sólo interpretable como relacionado con el exponente de  $g$ .

El marco teórico presentado puede ser usado para analizar empíricamente la eventual relación entre ingresos y preferencias, estimando modelos para diferentes estratos de ingreso al interior de poblaciones similares en otros aspectos (ambiente socio-económico, localización de la residencia, lugar de trabajo, etc.). La relación puede mirarse entre distintas poblaciones con el mismo nivel de ingreso, y entre distintos grupos de ingreso en la misma población. Este es precisamente el tipo de experimento controlado que será presentado en la sección siguiente. Si  $\beta$  varía monótonamente con  $I$ , se justificaría el uso de éste como proxy de gustos, debilitándose tal práctica en caso contrario. Más aún, de existir relación entre  $\beta$  e  $I$ , se esperaría directa, ya que el consumo sería considerado no-problemático para sectores de mayor ingreso. La percepción subjetiva de la importancia de  $G$  ( $\beta$  pequeño) debería crecer con la pobreza ( $I$  pequeño) si es que hubiere relación; esto aporta un elemento adicional de análisis.

### 3. DATOS Y RESULTADOS

Los datos usados se refieren a viajes al trabajo desde dos corredores de Santiago hacia el centro. La distribución del ingreso es notoriamente distinta entre corredores, como se aprecia en la Tabla 1. La información

TABLA Nº 1

Ingreso familiar promedio por deciles de hogares.  
(\$/mes; Diciembre 1985)

Deciles de Hogares	Nacional	Las Condes	San Miguel
1	4973	47569	16705
2	9333	78119	27391
3	12834	94604	35809
4	15234	113634	44074
5	18982	134568	51545
6	22489	153087	61735
7	27949	184632	74790
8	36111	218836	86336
9	53597	268394	107851
10	120248	394418	117866
Promedio	32187	168248	68164

necesaria fue obtenida a partir de encuestas a 1354 individuos entrevistados en sus lugares de trabajo, 50% con residencia en cada corredor, las encuestas fueron realizadas por la U. Católica en 1983 y 1985 (Ortúzar y Espinosa, 1986). La localización de los corredores se muestra en la



Figura 1; se aprecia allí que el corredor Las Condes (CLC) corresponde a la zona servida por la Línea 1 oriente del Metro, en tanto que el corredor San Miguel (CSM) está asociado a la Línea 2 sur. Se debe hacer notar que el ingreso familiar promedio en el CLC es 50% más alto que el promedio de las familias en el decil nacional de mayor ingreso, en tanto que 30% de los individuos en el CSM pertenecen a familias de ingreso menor que el promedio nacional.

Tomando en cuenta el número de observaciones y la distribución relativa del ingreso, se crearon cuatro sub-muestras;

- i) Las Condes, altos ingresos (LCA),  $DIF > 130$ , 398 individuos;
- ii) Las Condes, ingresos medios (LCM),  $50 < IF < 130$ , 266 individuos;
- iii) San Miguel, ingresos medios (SMM),  $50 < IF < 130$ , 297 individuos;
- iv) San Miguel, ingresos bajos (SMB),  $IF < 50$ , 317 individuos,

donde IF es ingreso familiar en miles de pesos (Diciembre 1985) al mes. Los 13 individuos con  $IF < 50$  en CLC y los 63 con  $IF > 130$  en San Miguel no fueron considerados.

Se estimaron modelos Logit multinomiales para cada submuestra, especificando la utilidad modal según la ecuación (7). Se incluyeron las componentes usuales del tiempo de viaje (en el vehículo, acceso y espera) y la posibilidad de dos variables socio-económicas representando sexo del viajante y número de autos por licencia de conducir en el hogar (AULIC), las que fueron incluidas en modos adecuados. Se consideró nueve modos en el conjunto de alternativas: auto chofer (1), auto acompañante (2), taxi colectivo (3), metro (4), bus (5) y las cuatro combinaciones con metro. La razón observada entre los porcentajes de usuarios de transporte público y privado era de 55/23 en CLC y 86/12 en CSM; el resto usó alguna forma de combinación. El ingreso familiar para el cálculo de la tasa de gasto fue especificado tanto en forma absoluta como en términos per capita; esta última forma resultó ser la más adecuada como se esperaba, ya que representa más adecuadamente el real poder adquisitivo (pero ambas especificaciones fueron usadas). Una gran cantidad de modelos paramétricos en  $\beta$  fueron estimados incluyendo todas las combinaciones de variables socio-económicas y especificaciones de ingreso. Los valores de  $\beta$  y los coeficientes en la Tabla 2 corresponden a aquellos modelos que entregaron los mejores resultados en términos de verosimilitud dentro de una clase de modelos comparables, es decir, de especificación similar.

En general, los mejores modelos fueron obtenidos con ingreso familiar per capita (IFC), exceptuando el grupo LCA donde IF dio resultados marginalmente mejores. Es importante señalar que los valores óptimos de  $\beta$  son muy robustos, en el sentido de ser prácticamente insensibles a las diversas especificaciones consideradas. Esto es particularmente claro en SMM, donde el valor de 0.4 (obtenido sin variables socio-económicas) también generó la máxima verosimilitud para la familia de modelos incluyendo SEXO y aquellos con SEXO y AULIC. Algo similar ocurre con SMB, donde el mejor valor de  $\beta(1.0)$  es independiente de la especificación del ingreso, al

TABLA N° 2

Mejores modelos para los cuatro grupos

Modelo		LCA	LCM	SMM	SMB
Valor de $\beta$		0.7	0.6	0.4	1.0
$t_i g^{1-\beta}$	EN VEHIC.	-0.0677 (4.07)	-0.0875 (2.83)	-0.0628 (1.18)	-0.0893 (1.81)
	ACCESO	-0.1175 (7.24)	-0.1750 (4.66)	-0.0857 (2.46)	-0.0640 (2.58)
	ESPERA	-0.2839 (2.12)	-0.1750 (4.66)	-0.4752 (3.47)	-0.1995 (2.03)
$c_i g^{-\beta}$	COSTO	-0.0108 (2.31)	-0.0045 (2.14)	-0.0009 (0.29)	-0.0385 (3.64)
	AULIC	2.5701 (4.65)	2.0386 (2.70)	-	-
	SEXO	-0.7383 (2.45)			
	AUTOCH	-2.1314 (3.38)	-2.1956 (2.81)	-0.9732 (2.26)	0.2184 (0.32)
	AUTOP	-1.7397 (3.49)	-2.4166 (5.21)	-1.9343 (5.25)	-3.2072 (4.72)
	TAXICOL	-1.2400 (2.68)	-1.4395 (3.47)	-2.0678 (4.62)	-1.3283 (2.18)
	METRO	3.1972 (6.26)	1.9689 (3.95)	2.3340 (5.58)	0.8034 (1.74)
	AUTOCH-M	-1.5927 (2.87)	-2.6072 (3.59)	-1.8843 (2.88)	-
	AUTOP-M	-0.4885 (1.33)	-1.7175 (5.06)	-0.9048 (1.85)	-3.1801 (3.01)
	TAXICOL-M	-1.2346 (2.48)	-1.8251 (3.95)	-0.7888 (1.80)	-0.6923 (1.38)
	BUS-M	-0.0424 (0.10)	-0.4609 (1.46)	-2.0640 (3.48)	-2.9996 (3.62)
	LL	-508.996	-370.843	-291.999	-191.39
	% Correcto	52.3	43.2	64.3	77.3



igual que en el grupo LCM ( $\beta=0.6$ ). Por último, la mejor alternativa para el valor de  $\beta$  en LCA fue 0.8, obtenido con IFC incluyendo también ambas variables socio-económicas. En síntesis, se estima como muy confiables las preferencias representadas por los valores de  $\beta$  en la Tabla 2, reflejando la importancia relativa del tiempo libre con respecto al consumo en términos de utilidad "pura".

#### 4. Discusión y extensiones.

Los resultados muestran varios aspectos interesantes en relación con las percepciones y preferencias de los grupos estudiados. En primer lugar, los gustos ( $\beta$ ) varían entre individuos que viven en el mismo corredor con diferente ingreso, y también varían entre personas con ingreso similar que viven en diferentes vecindarios. A pesar de ello, se podría hablar de una estructura de preferencias común a aquellos que viven en el área nororiente de Santiago (CLC), pero definitivamente el sur (CSM) presenta estructuras diversas representadas por valores muy diferentes de  $\beta$ . Más aún, los grupos medios asignan menor importancia al tiempo libre que los grupos de alto o bajo ingreso. Esto indicaría que, en los corredores estudiados y en términos de preferencias puras, el consumo es considerado como relativamente más importante por la "clase media". Bien podría ser el reflejo de una actitud de imitación del estilo de vida de los individuos más ricos, produciendo realmente una estructura diferente de preferencias.

Analizar las preferencias a través de  $\beta$  a partir de modelos de partición modal es, de alguna forma, un experimento en que se controla el costo modal y los tiempos de viaje. Desde este punto de vista, el análisis de las constantes modales tiene cierta similitud ya que entrega un ordenamiento de preferencias que se observarían si todos los modos tuviesen el mismo costo y tiempos de viaje. Como se sabe, lo que hacen las constantes modales es intentar captar variables no cuantificables y difíciles de identificar que influyen en la elección modal (variables omitidas); se supone que éstas son características de los modos (pero perfectamente podrían representar efectos de orden superior causados por variables especificadas linealmente) y podrían ser interpretadas como reflejando preferencias. En la Tabla 3 se muestra un ordenamiento de estas constantes para los cuatro grupos<sup>3</sup>.

TABLA Nº 3  
Ordenamiento de las constantes modales\*

LCA	LCM	SMM	SMB**
M	M	M	M
ACH-M	B	B	ACH
ACH	ACH	TC-M	B
B	B-M	AP-M	TC-M
B-M	ACH-M	ACH	TC
AP-M	TC	ACH-M	B-M
TC-M	AP-M	AP	AP-M
TC	TC-M	B-M	AP
AP	AP	TC	

\* SEXO=1, AULIC=1, donde corresponda

\*\* Auto chofer-metro no elegido.



No debería sorprender que, a igualdad de costos y tiempos de viaje, el Metro emerja como el modo preferido por todos los individuos; es extremadamente eficiente en términos operativos, ofreciendo un servicio seguro y confiable en un ambiente de limpieza (estaciones y vehículos). En términos comparativos, el resto del ordenamiento es más interesante. Se notará que la jerarquía de constantes modales en modos puros es idéntica para LCA y SMB, con auto chofer y bus siguiendo al metro. Por otra parte, el orden en SMM sugiere que la confiabilidad (entendida como el inverso de la varianza del tiempo de espera) es el atributo no considerado que realmente importa, ya que los buses no son ni particularmente limpios ni seguros en ese corredor; allí muchas líneas de taxis colectivos operan sirviendo el metro con frecuencia alta y fija, lo que refuerza la idea anterior. Lo más probable es que el pequeño valor relativo de la constante de bus-metro en SMM se deba a efectos de segundo orden de costo y tiempo, no considerados (en ese modo los valores son particularmente altos por doble tarifa y viajes largos).

El ordenamiento de las constantes modales refuerza, entonces, la impresión de similaridad en las preferencias puras entre los dos grupos extremos de ingreso. El comportamiento de los grupos de ingreso medio es menos evidente y los resultados sugieren la conveniencia de aplicar este enfoque en otros ambientes socio económicos para poder establecer conclusiones más definitivas. Debe observarse, sin embargo, que el ordenamiento de constantes en LCM se asemeja más al de LCA que al de SMM, lo que refuerza la conclusión obtenida del análisis de B, es decir, una estructura de preferencias común en la zona nor-oriental.

#### 4. SINTESIS Y CONCLUSIONES

La teoría microeconómica que sustenta los modelos discretos de elección modal muestra que los parámetros que se estiman corresponden a una función de utilidad indirecta condicional en el modo elegido. Cuando tal función es especificada aditiva en el ingreso, se postula explícitamente que la elección de un individuo es independiente de su ingreso ya que la comparación entre alternativas no es afectada por una constante. Sin embargo, tras una sugerencia de McFadden (1981), se incluye el ingreso en la especificación de la utilidad como una variable correlacionada con otras variables socio-económicas que explicarían preferencias puras (gusto). Investigaciones anteriores sugieren que, en ciertos ambientes, el ingreso debe aparecer en la utilidad indirecta en su calidad de poder adquisitivo. En este artículo se ha desarrollado y aplicado un enfoque que ha servido para mostrar que el ingreso puede no ser un buen sustituto para variables que reflejen gustos. Se dedujo una versión generalizada del modelo de tasa de gasto (Jara Díaz y Ortúzar, 1988), que incluye un coeficiente de preferencias "puras" que puede ser estimado variando su valor paramétricamente y comparando resultados. Este modelo fue aplicado a cuatro grupos de individuos pertenecientes a dos corredores de Santiago. Los resultados muestran que el parámetro de preferencias no varía monótonamente con el ingreso; un análisis de preferencias en términos de las constantes modales refuerza esta idea.



Como es evidente, no se ha intentado aquí entender completamente los motivos tras las actitudes de los individuos en su elección modal. Como se mencionara, sólo se deseaba verificar la eventual relación entre gustos e ingreso. Los resultados no apoyan la validez general de tal relación y, aún más, sugieren que en ciertos casos la pertenencia a un cierto estilo de vida (zona geográfica) podría reflejar mejor una estructura común de preferencias que el pertenecer al mismo tramo de ingreso. Los casos extremos de riqueza y pobreza parecen ser captados en forma más clara en términos de preferencias, debido probablemente al rol secundario del ingreso en el primer caso (elecciones no restringidas) y a su papel determinante en el segundo (elecciones restringidas). Esto hace del análisis de los sectores medios un claro desafío, ya que el rol de preferencias puras y restricciones en la formación de las elecciones reveladas es más difícil de distinguir.

#### NOTAS

1. Tal práctica ha sido extendida a otro tipo de problemas, en particular el de discriminación óptima de precios, en la que se requiere diferenciar a los consumidores por un parámetro de gusto. El ingreso ha sido explícitamente propuesto para ello (ver por ejemplo Brown y Sibley, 1986).
2. Este es el mismo procedimiento usado por Train y McFadden (1978) en el artículo que dio origen a los modelos con tasa salarial. El modelo con tasa de gasto en su versión más sencilla ( $c_i/g$ ) nació precisamente al cambiar los supuestos originales por estimarlos inadecuados a países en desarrollo (Jara-Díaz y Farah, 1987).
3. Como se indica en la Tabla, el ordenamiento ha sido hecho asignando un valor 1 a los variables SEXO y AULIC; esto significa que se trata de un hombre con completo acceso al auto. Tales condiciones permiten una más sencilla interpretación intuitiva.

#### Agradecimientos

Esta investigación fue parcialmente financiada por FONDECYT. Rodrigo Parra calibró los modelos y los participantes en el Proyecto Ingreso de la Sección Ingeniería de Transporte, Universidad de Chile, aportaron interesantes comentarios.

#### Referencias

- JARA DIAZ, S.R. y M. FARAH (1987). Transport demand and users' benefits with fixed income: the goods/leisure trade off revisited. *Transportation Research* 21B, pp. 165-170.
- JARA DIAZ, S.R. y J. DE D. ORTUZAR (1988). Introducing the expenditure rate in the estimation of mode choice models. *Journal of Transport Economics and Policy*, por aparecer.
- JARA DIAZ, S.R. y J. VIDELA (1987). On the role of income in the evaluation of users' benefits from mode choice models. *Proceedings of the Fifth*

**International Conference on Travel Behaviour, Aix-en-Provence, Gower, London, por aparecer.**

JARA DIAZ, S.R. y J. VIDELA (1989). Welfare implications of income effect omission in mode choice models. **Journal of Transport Economics and Policy**, por aparecer.

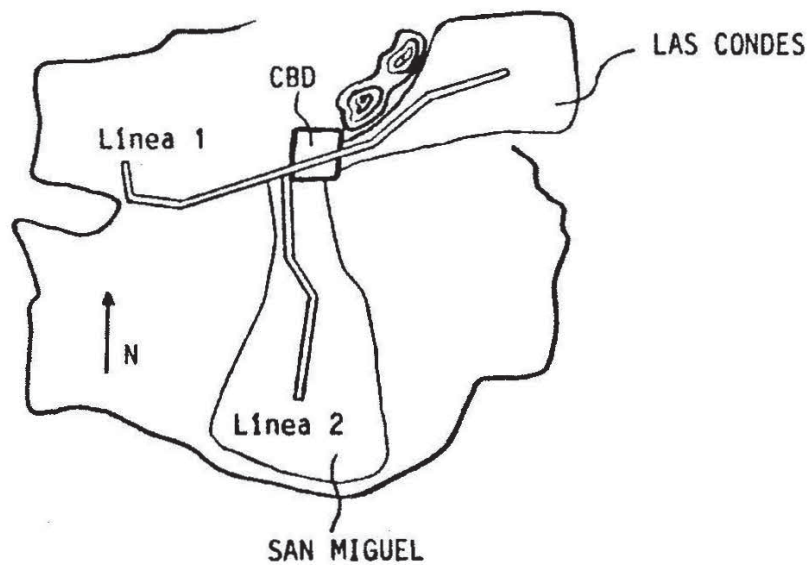
MCFADDEN, D. (1981). Econometric models of probabilistic choice. In **Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications**, Ch. Manski and D. McFadden, editores. MIT Press, Cambridge, MA.

ORTUZAR, J. DE D. y A. ESPINOSA (1986). Influencia del ingreso y la tasa de motorización en la partición modal para el viaje al trabajo. **Tercer Congreso Latino-Iberoamericano de Investigación Operativa en Ingeniería de Sistemas**, Santiago, Agosto.

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

BROWN, S.J. y D.S. SIBLEY (1986). **The theory of public utility pricing**. Cambridge University Press, New York.





**FIGURA 1. Localización de ambos corredores.**