

Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Sanes, Rodrigo; Lobos, German
Elasticidad precio de la demanda por autopistas interurbanas en Chile
Lecturas de Economía, núm. 79, julio-diciembre, 2013, pp. 143-170
Universidad de Antioquia
.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155229532006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Elasticidad precio de la demanda por autopistas interurbanas en Chile

Rodrigo Saens y Germán Lobos

Rodrigo Saens y Germán Lobos

Elasticidad precio de la demanda por autopistas interurbanas en Chile

Resumen: *La efectividad de un esquema de tarificación vial para optimizar el uso de infraestructura de transporte depende de la información que se disponga respecto a la elasticidad precio de la demanda por el uso de puentes, túneles y carreteras. El objetivo de este trabajo es estimar la elasticidad precio de la demanda por el uso de autopistas interurbanas en Chile utilizando el método de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) y un panel de 48 datos mensuales obtenidos a partir de 21 plazas de peajes (48×21). Nuestros resultados muestran que, aún controlando por el precio de la gasolina y el nivel de actividad económica, la demanda por el uso de carreteras resulta ser muy inelástica al precio del peaje, con valores que oscilan entre -0,17 para automóviles y -0,05 para camiones.*

Palabras clave: *elasticidad precio de demanda por autopistas, tarificación vial, autopistas concesionadas.*

Clasificación JEL: R41

Price elasticity of demand for toll roads in Chile

Abstract: *The efficiency of a road pricing scheme to optimize the use of transport infrastructure depends on the available information regarding the price elasticity of demand for bridges, tunnels and highways. The aim of this paper is to estimate the price elasticity of demand for toll roads in Chile using the seemingly unrelated regressions (SUR) method and a panel of 48 monthly data drawn from 21 toll plazas (48×21). Our results show that, even when controlling for gasoline prices and economic activity, the demand for road use is very price inelastic, with values ranging from -0.17 for cars and -0.05 for trucks.*

Keywords: *price elasticity of demand for roads, road pricing, toll highways.*

JEL classification: R41

L'élasticité-prix de la demande pour les autoroutes interurbaines au Chili

Résumé: *Dans une analyse concernant l'efficience d'un système de tarification routière qui cherche optimiser l'utilisation des infrastructures de transport, il faut toujours déterminer l'élasticité-prix de la demande dans l'utilisation de ponts, tunnels et routes. L'objectif de cet article est d'estimer l'élasticité-prix de la demande dans l'utilisation des autoroutes interurbaines au Chili. Pour ce faire, nous utilisons la méthode des régressions apparemment non reliées (SUR) et un panneau de 48 données mensuelles obtenues à partir de 21 gares de péage (48×21). Les résultats montrent que, même en contrôlant par le prix de l'essence et par le niveau d'activité économique, la demande dans l'utilisation des routes est très inélastique par rapport au prix du péage, avec des valeurs comprises entre -0,17 pour les voitures et -0,05 pour les camions.*

Mots-clés: *élasticité-prix de la demande pour les autoroutes, péages routiers, concessions d'autoroutes.*

Classification JEL: R41

Elasticidad precio de la demanda por autopistas interurbanas en Chile

Rodrigo Saens y Germán Lobos*

–Introducción. –I. Revisión de la literatura. –II. Metodología. –III. Resultados. –Conclusiones. –Referencias

Primera versión recibida el 27 de diciembre de 2012; versión final aceptada el 4 de mayo de 2013

Introducción

En las dos últimas décadas ha existido un creciente interés académico por establecer teórica y empíricamente cuáles son los factores que determinan la demanda por infraestructura vial en todo el mundo. Aunque desde el punto de vista del individuo la decisión de usar un puente, túnel o carretera puede ser muy variable, y por lo mismo difícil de predecir, en el agregado sigue un patrón bastante previsible: si el precio del peaje aumenta, la cantidad de usuarios disminuye.

Un parámetro clave y determinante para evaluar la rentabilidad económica de cualquier tipo de infraestructura caminera es el de elasticidad precio de la demanda, cuyo valor nos indica en cuántos puntos porcentuales cae el número

* *Rodrigo Saens*: Profesor Asistente del Departamento de Economía y Finanzas de la Universidad de Talca. Dirección postal: 2 Norte 685, Talca, Chile. Teléfono: 56-71-200322. Correo Electrónico: rsaens@utalca.cl

Germán Lobos: Profesor Asociado del Departamento de Economía y Finanzas de la Universidad de Talca. Dirección postal: 2 Norte 685, Talca, Chile. Teléfono: 56-71-200330. Correo Electrónico: globos@utalca.cl

Los autores desean agradecer a la Universidad de Talca por el financiamiento otorgado al proyecto de investigación que sustenta este trabajo y también a dos árbitros anónimos cuyos importantes comentarios y sugerencias ayudaron a mejorarlo.

de vehículos que circula por una determinada vía por cada punto porcentual que sube el precio del peaje, importe o tarifa por derecho a tránsito.

La elasticidad precio de la demanda tiene variadas aplicaciones en la política pública de transportes. Además de ser utilizada como parámetro clave para evaluar la rentabilidad social y privada de cualquier tipo de infraestructura caminera, puede ser empleada para medir el efecto de la tarificación vial sobre los niveles de congestión vehicular o, incluso, como señala Matas y Raymond (2003), para estimar eventuales distorsiones del tránsito vehicular causadas por la coexistencia de carreteras con y sin libre acceso.

El concepto de elasticidad precio de la demanda adquiere aún mayor relevancia cuando parte importante de las autopistas urbanas e interurbanas es entregada, como en Chile, en concesión a empresas privadas. En estos casos la autoridad puede usar la elasticidad precio para proyectar el efecto de cambios en el precio del peaje sobre la congestión vehicular o también sobre el ingreso total de la sociedad concesionaria. Si, por ejemplo, debido a la ausencia de vías alternativas la demanda es muy inelástica, un aumento en el precio del peaje —que el Estado le cobra indirectamente al usuario a través de la sociedad concesionaria— no servirá ni para disminuir la congestión ni para mejorar el servicio, redundando solo en un aumento del ingreso total del concesionario.

Utilizando el método regresiones aparentemente no relacionadas (SUR, por su sigla en inglés) y datos de panel, el objetivo de este trabajo es dilucidar cuán sensibles son los usuarios a cambios en el precio del peaje que se paga por transitar en autopistas interurbanas concesionadas en Chile. La experiencia chilena en materia de concesiones y tarificación vial es de particular importancia, pues constituye un interesante caso de asociación público-privada donde la empresa concesionaria no solo asume el riesgo de financiamiento, construcción y operación de cada autopista, sino que también enfrenta el riesgo asociado a la disposición de los usuarios a utilizar la infraestructura o riesgo de demanda.

Al contrario de lo que sucede con un contrato tradicional de ejecución de faenas, en el que la empresa constructora recibe del Estado un pago por obra terminada, en el caso de una concesión la empresa obtiene a cambio la cesión temporal de los derechos de explotación de la obra construida. Así, la socie-

dad concesionaria recupera su inversión y obtiene una rentabilidad sobre el capital invertido cobrando a los automovilistas un peaje por usar la carretera durante el período que dura la concesión.

Consistente con otras experiencias en el mundo, los resultados reportados en este trabajo muestran que la demanda por autopistas en Chile es, en general, tanto para autos como camiones, inelástica a cambios en el precio del peaje. De hecho, nuestros resultados revelan también que la demanda por autopistas en Chile es más sensible frente a cambios en el precio de la gasolina que respecto a cambios en el precio del peaje. La mayor incidencia que tiene la gasolina en el costo total de un viaje y el escaso número de vías de uso público que sean alternativas a las autopistas concesionadas podrían explicar esta diferencia.

El resto de este artículo se estructura de la siguiente forma: la sección I presenta evidencia comparada sobre estimación de elasticidades precio de la demanda por autopistas concesionadas en el mundo. El modelo, las series utilizadas y el método de estimación son presentados en la sección II. En la sección III se presentan y discuten los resultados obtenidos. Finalmente, la última sección contiene las conclusiones de este estudio.

I. Revisión de la literatura

No es fácil hacer comparaciones de los valores de elasticidad precio que reporta la evidencia internacional: además de haberse obtenido a partir de datos agregados, los valores reportados por distintos estudios han sido estimados en circunstancias muy diversas; en la mayoría de los casos no se distingue entre motivo de viaje, período de la semana u hora del día, ni tampoco se considera la cantidad y calidad de las rutas alternativas.

En el caso de puentes y túneles, los resultados de los estudios que se muestran en la Tabla 1 indican que la demanda de los usuarios es muy inelástica a la tarifa bajo diversas circunstancias: horas punta y no punta, tráfico de fin de semana y tráfico de lunes a viernes. Como lo plantean Weustefield y Regan (1981), Harvey (1994), Loo (2003), De León et al. (2009), Hau et al. (2011), entre otros, para este tipo de infraestructura prácticamente no hay

sustitutos. Si este es el caso, cualquier aumento de tarifa solo aumenta el ingreso total de la sociedad concesionaria sin tener efectos significativos sobre el flujo vehicular.

Tabla 1. *Estimación de elasticidades de demanda por infraestructuras de peaje: puentes y túneles*

Artículo	Elasticidad Precio Estimada	Objeto de Estudio
Weustefield y Regan (1981)	Entre -0,15 y -0,31	16 infraestructuras de peaje en EE.UU.
White (1984), citado en Oum et al. (1992)	Entre -0,14 y -0,29	Puente en Southampton, Reino Unido
Goodwin (1992)	Valor medio: -0,45	Revisión de la literatura de estudios previos de puentes y túneles
Harvey (1994)	Entre -0,05 y -0,15	Puente Golden Gate de San Francisco, EE.UU.
Hirschman et al. (1995)	Entre -0,09 y -0,50	Seis puentes y dos túneles en el área de la ciudad de Nueva York, EE.UU.
Gifford and Talkington (1996)	Valor medio: -0,18	Puente Golden Gate de San Francisco, EE.UU.
Loo (2003)	Entre -0,10 y -0,29	Seis túneles en Hong Kong.
De León et al. (2009)	Entre -0,00 y -0,28	Tres puentes en El Paso-Ciudad Juárez; USA-México.
Hau et al. (2011)	Entre -0,30 y -0,43	Tres túneles en Hong Kong.

Fuente: elaboración propia

La literatura que se resume en la Tabla 2 sugiere que la demanda por autopistas, aunque inelástica a la tarifa —con valores de elasticidad precio que varían entre -0,03 y -0,81 en el corto plazo y entre -0,33 y -1,31 en el largo—, es menos inelástica que la demanda por puentes y túneles, lo que revela que las primeras disponen en general de más y mejores sustitutos que los segundos. A pesar de que ningún estudio de los presentados en la Tabla 2 indaga acerca de las causas que hay detrás de una mayor o menor elasticidad precio de la demanda, esta parece estar relacionada con la cantidad y calidad de las vías alternativas.

Tabla 2. *Estimación de elasticidades precio de la demanda por infraestructuras de peaje: autopistas urbanas e interurbanas*

Artículo	Elasticidad precio Estimada	Objeto del Estudio
Weustefield y Regan (1981)	Entre -0,03 y -0,31	16 obras de infraestructuras que cobran un peaje en los EE.UU.
Goodwin (1992)	Valor medio: -0,45	Revisión de la literatura de estudios previos.
Jones y Hervik (1992)	Valor medio: -0,2	Peajes de circunvalación en Oslo, Noruega.
Harvey (1994)	Valor medio: -0,1	Carretera de peaje en New Hampshire, EE.UU.
Mauchan y Bonsall (1995)	Valor medio: -0,4	Autopistas urbanas e interurbanas de West Yorkshire, Reino Unido
Nicolini (2001)	Entre -0,12 y -0,40	Autopistas urbanas de Argentina.
Olszewski y Xie (2005)	Corto plazo: -0,21 Largo plazo: -0,33	Autopistas urbanas en Singapur.
Matas y Raymond (2003)	Corto plazo: entre -0,21 y -0,83 Largo plazo: entre -0,33 y -1,31	Autopistas urbanas e interurbanas de España.
Arentze et al. (2004)	Entre -0,13 y -0,19	En base a experimento con 477 automovilistas en Holanda.
Odeck y Brathan (2008)	Corto plazo: -0,54 Largo plazo: -0,82	19 autopistas en Noruega
Xing et al. (2010)	Hora normal: entre -0,17 y -0,22 Hora baja: entre -0,30 y -0,72	En base a estudio efectuado en el Tōmei Expressway de Japón.

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con Wuestefield y Regan (1991), el valor de la elasticidad precio de la demanda por autopistas depende del motivo, del largo y de la frecuencia del viaje (la demanda es más elástica en viajes cortos y frecuentes). Asimismo, según Hirschman et al. (1995), la demanda resulta ser más sensible a cambios en la tarifa cuando la autopista dispone de una buena carretera pública alternativa que no cobre peaje.

Los estudios más recientes sobre estimación de elasticidades de demanda por autopistas urbanas e interurbanas que cobran peaje corresponden a

Nicolini (2001), Matas y Raymond (2003), Odeck y Brathan (2008) y Xing et al. (2010) y Litman (2012). De acuerdo con Nicolini (2001), la elasticidad precio de la demanda por rutas interurbanas –concesionadas por peaje– en Argentina es en promedio -0,44 y, según Xing et al. (2010), en Japón esta se encuentra entre -0,3 y -0,72.

Matas y Raymond (2003) muestran que la elasticidad precio de la demanda por autopistas en España fluctúa entre -0,21 y -0,83 en el corto plazo, y entre -0,33 y -1,31 en el largo plazo; asimismo, que la demanda por autopistas se encuentra relacionada en forma positiva con el nivel de actividad económica y de manera negativa con el precio de los combustibles. Para Matas y Raymond los usuarios de rutas concesionadas responden a un aumento en el precio del peaje: (a) con una disminución en el número y frecuencia de los viajes, (b) con una reducción en la distancia recorrida y (c) con un cambio a otros medios de transporte. A largo plazo son más las alternativas, y la política de precios incide en decisiones mayores como compra de vehículo o, incluso, en la localización geográfica de la actividad económica.

Odeck y Brathan (2008) estiman una elasticidad precio de la demanda con datos provenientes de 19 autopistas en Noruega. Sus resultados muestran que la actitud de los usuarios hacia las plazas de peaje, aunque negativa al comienzo, se torna más favorable cuando las personas saben en qué serán utilizados los dineros recaudados. De acuerdo con Odeck y Brathan, la elasticidad precio promedio de la demanda por autopistas en Noruega es -0,45 y -0,82, en el corto y en el largo plazo, respectivamente. Estos valores son consistentes con los encontrados por Xing et al. (2010), quienes estudian la implementación de un sistema de gestión de demanda por transporte en Japón y reportan valores de elasticidad precio de la demanda que van entre -0,30 y -0,72.

Usando datos provenientes de 130 hogares del estado de Oregon en EE.UU, Guo et al. (2011) analizan el impacto de dos estructuras de tarifas, una variable y otra plana, sobre el número de millas vehiculares recorridas (VMT, por sus siglas en inglés). Una de las implicancias de política pública de este trabajo es que el cobro de una tarifa más alta en horas punta es efectivo para alentar a los conductores a reducir sus VMT en aquellos tiempos

y lugares donde la congestión es un problema. Otra de las conclusiones del mismo estudio es que el uso de peajes urbanos promueve el uso de transporte público en el corto plazo, además de fomentar un desarrollo urbano más denso en el largo.

II. Metodología

La muestra

La muestra está compuesta por 48 observaciones mensuales de flujo vehicular –autos y camiones por separado– y precio real del peaje, correspondientes a 21 plazas troncales existentes en Chile desde La Serena a Puerto Montt, para un período que va desde enero de 2004 hasta diciembre de 2007.

Como se muestra en el mapa 1, 2 y 3 (ver Anexos) y en la Tabla 3, nuestro estudio comprende 6 plazas troncales de peaje ubicadas en el tramo Santiago-La Serena (Cerrillos Bajos, Angosturas Gálvez, Pichidanguí, Túnel El Melón, Las Vegas y Lampa), 3 plazas de peaje del tramo Santiago-V Región (Túnel Zapata, Túnel Lo Prado y Melipilla) y 12 plazas de peaje del tramo Santiago-Puerto Montt (Angostura, Quinta, Río Claro, Retiro, Santa Clara, Las Maicas, Púa, Quepe, Lanco, La Unión, Purranque y Puerto Montt)

La Tabla 3 muestra el tránsito promedio diario (TD) por categoría de vehículo y el respectivo peaje real promedio por kilómetro para el período de estudio. Los peajes ubicados cerca de Santiago (capital de Chile) concentran la mayor parte de los viajes. La plaza de peaje más transitada es Angostura, la cual cubre los viajes que entran y salen de Santiago hacia el sur, con un tráfico promedio diario durante el período 2004-2007 de 16.412 autos y 3.823 camiones.

Otras plazas altamente transitadas son Lampa, Túnel Zapata y Túnel Lo Prado, con un tráfico promedio diario superior a 10 mil vehículos. A medida que las plazas de peaje se alejan de Santiago, el tráfico vehicular es menor. Es así como las plazas con menor flujo promedio diario son Cerrillos Bajos, ubicada cerca de La Serena, y el Troncal *By Pass* Puerto Montt.

Tabla 3. *Tránsito Diario y Precio Real del Peaje Autopistas Interurbanas de Chile, período 2004-2007*

Plaza de Peaje	Tránsito diario promedio anual por tipo de vehículo		Precio real (P) y precio real por km (P/Km) por tipo de vehículo ^(a)			
	Autos	Camiones	Autos		Camiones	
			P	P/Km	P	P/Km
Cerrillos Bajos	1.809	452	2.120,4	16,8	3.798,1	30,2
Angostura Gálvez	1.924	606	2.120,4	23,7	3.798,1	42,5
Pichidangui	2.698	763	2.118,6	32,4	3.800,2	58,1
Túnel El Melón	2.625	715	2.094,4	53,7	2.613,4	67,0
Las Vegas	8.120	1.884	1.322,8	21,0	2.368,0	37,6
Lampa	10.016	2.328	852,9	32,7	1.485,3	56,9
Túnel Zapata	11.940	2.216	1.322,8	33,1	2.257,8	56,4
Túnel Lo Prado	13.550	2.571	1.322,8	69,6	2.257,8	118,8
Melipilla	6.476	811	1.824,3	27,8	3.483,1	53,0
Angostura	16.412	3.823	1.706,7	30,2	3.026,5	53,6
Quinta	7.217	2.190	1.706,7	16,0	3.026,5	28,4
Río Claro	6.480	2.095	1.734,8	30,4	3.107,8	54,5
Retiro	4.510	1.596	1.734,8	16,5	3.107,8	29,6
Santa Clara	2.963	966	1.760,8	15,2	3.189,1	27,5
Las Maicas	2.285	770	1.760,8	15,6	3.189,1	28,2
Púa	3.512	958	1.706,7	25,5	3.026,5	45,2
Quepe	6.211	1.554	1.706,7	23,7	3.026,5	42,0
Lanco	2.471	850	1.706,7	20,7	3.026,5	36,8
La Unión	2.620	796	1.761,0	17,4	3.026,5	29,8
Purranque	2.844	808	1.706,7	20,0	3.026,5	35,5
Puerto Montt	1.361	178	522,2	9,1	907,9	15,8

Fuente: elaboración propia con base a datos obtenidos de Saens y Lobos (2011).

Notas: (a) P es el precio real del peaje y P/Km es el precio real del peaje por kilómetro entre dos plazas de peaje contiguas, ambos en pesos de 2007 y como promedio del período 2004-2007.

El modelo

El modelo propuesto vincula el número mensual de vehículos que transita por una plaza con el precio real del peaje –esto es, el precio nominal deflactado por IPC–, el ingreso real de la economía (usando como *proxy* el

Índice Mensual de Actividad Económica o Imacec) y el precio real de los combustibles –gasolina sin plomo en el caso de autos y petróleo diesel en el caso de camiones–.

Los modelos de elasticidad precio de la demanda por autopistas usan como variable explicativa del número de vehículos que circula por dicha infraestructura no solo el precio del peaje, sino que también otras dos variables que son determinantes en el flujo vehicular global de la economía. La primera variable de control es el nivel de actividad económica; la segunda, el precio de los combustibles.

La Tabla 4 muestra el precio promedio anual durante el período de estudio reportado mensualmente por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile para los dos combustibles utilizados en este trabajo: el de la gasolina sin plomo para los automóviles y el del diesel para los camiones.

Tabla 4. *Evolución de Precios de Gasolina y Diesel: 2004-2007*

Año	Precio promedio anual por litro de cada combustible en Chile	
	Gasolina ^(a)	Diesel ^(b)
2004	1,002	0,599
2005	1,217	0,867
2006	1,259	0,951
2007	1,308	1,064

Notas: (a) Precio al consumidor de gasolina sin plomo en Chile, en dólares de diciembre de cada año. (b) Precio al consumidor de petróleo diesel en Chile, en dólares de diciembre de cada año.

Fuente: elaboración propia con base a datos obtenidos de Saens y Lobos (2011).

Para estimar las elasticidades-precio por el uso de autopistas urbanas de Chile se podrían correr, en principio, 21 regresiones de series de tiempo, una para cada plaza de peaje ($N=21$). Sin embargo, la escasa varianza que observa el precio real en una serie de a lo más $T=48$ datos mensuales –los peajes se reajustan una sola vez al año–, lamentablemente, lo impide.

Una forma alternativa de considerar la variabilidad real de la tarifa es agrupando las N por T observaciones (por ejemplo, 21 en corte transversal por 48 en series de tiempo) en un panel de datos, donde el valor estimado de la elasticidad responde más a la diversidad de precios por kilómetro entre las distintas plazas de peaje que a la variación mensual de los mismos para una determinada unidad. Así, por ejemplo, el flujo vehicular que transita por la i -ésima plaza de peaje en el t -ésimo mes (y_{it}) puede ser definido como una función del precio real del peaje (x_{2it}), el nivel de ingreso de la economía (x_{3t}) y el precio real de la gasolina (x_{4t}):

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + w_{it} \quad (1)$$

En la expresión (1) $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$, donde ε_i representa los efectos no observables que difieren entre las unidades de estudio —pero no en el tiempo— y u_{it} simboliza un error puramente aleatorio. Si las variables son expresadas en el logaritmo natural de cada una, los parámetros β_2 , β_3 y β_4 corresponden a las elasticidades peaje, ingreso y precio de la gasolina, respectivamente. La estimación de (1) dependerá de los supuestos que se realicen respecto al término de error ε_i .

A. Método de Coeficientes Constantes

Si $\varepsilon_i = 0$, no existe heterogeneidad no observable entre las unidades de estudio —los coeficientes de posición y pendiente, por ejemplo, son los mismos para todas las plazas de peaje— y, por tanto, los u_{it} satisfacen todos los supuestos del modelo lineal general. Si éste fuera el caso, el método de estimación de mínimos cuadrados clásicos a través de una simple regresión agrupada —apilando las 48 observaciones para cada plaza de peaje, una encima de la otra— produce los mejores estimadores lineales e insesgados.

B. Método de Efectos Fijos

La segunda posibilidad es asumir que ε_i es un efecto fijo —distinto de cero— que no varía con el tiempo, pero que sí cambia con unidad. Por ejemplo, si el modelo de elasticidades de demanda por autopistas se estima con

$N=21$ plazas de peaje, la naturaleza específica de cada una de las 21 demandas se incorpora en la constante del modelo (β_1) aplicando mínimos cuadrados ordinarios: con 20 variables dicotómicas de intersección (de valor 1 para la plaza seleccionada y 0 para las restantes), una por cada plaza diferente a aquella elegida como base. El uso de variables dicotómicas (o *dummies*), sin embargo, puede ser engorroso, en especial cuando se trabaja con un panel con muchas observaciones de corte transversal.

Una forma alternativa de aplicar este mismo método es correr el modelo utilizando las desviaciones respecto a la media de cada variable. Dado que para cada plaza el efecto fijo ε_i es constante en el tiempo, podemos escribir la ecuación (1) con la media temporal de cada variable:

$$\bar{y}_i = \beta_1 + \beta_2 \bar{x}_2 + \beta_3 \bar{x}_3 + \beta_4 \bar{x}_4 + \varepsilon_i + \bar{u}_i \quad (2)$$

Restando la ecuación (2) de la (1) se tiene:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_2 (x_{2it} - \bar{x}_{2i}) + \beta_3 (x_{3it} - \bar{x}_{3i}) + \beta_4 (x_{4it} - \bar{x}_{4i}) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (3)$$

Así, el efecto no observado ε_i desaparece. Si asumimos que las variables explicativas –precio del peaje, ingreso y precio de la gasolina– son estrictamente exógenas y que los errores u_{it} son homocedásticos y no presentan autocorrelación serial, las elasticidades peaje, ingreso y cruzada pueden ser estimadas aplicando el clásico método de mínimos cuadrados ordinarios.

C. Método de Efectos Aleatorios

Otra forma de incorporar la naturaleza específica de las N unidades de estudio es considerar ε_i como una variable aleatoria no observable que cambia entre unidades, pero no en el tiempo. Si se asume que $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ no está correlacionado con alguna de las variables explicativas, el coeficiente de posición β_1 en la ecuación (1) deja de ser fijo y se transforma en una variable aleatoria $\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i$ con un valor esperado igual a β_1 .

Nótese la diferencia entre el método de efectos fijos y el método de efectos aleatorios: mientras en el primero cada unidad tiene su propio coeficiente de intersección, en el segundo, β_0 simboliza el valor medio de las N inter-

secciones y el error ε_i representa la desviación aleatoria de cada intersección individual respecto a dicho valor medio.

El método de los efectos aleatorios asume que los errores individuales no están correlacionados transversal ni temporalmente; esto es, que $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = E(u_{it} u_{jt}) = 0 \quad \forall i \neq j$ y $E(u_{it} u_{is}) = E(u_{it} u_{js}) = 0 \quad \forall t \neq s$. Si dichos supuestos son ciertos, los errores w_{it} en (1) son homocedásticos, de varianza $\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$, aunque sí autocorrelacionados. La correlación de w_i entre un período y otro está dada por:

$$\begin{aligned} \text{Corr}(w_{it}, w_{is}) &= \frac{\text{Cov}(w_{it}, w_{is})}{\text{DS}(w_{it})\text{DS}(w_{is})} = \frac{\text{Cov}(\varepsilon_i + u_{it}, \varepsilon_i + u_{is})}{\text{DS}(w_{it})\text{DS}(w_{is})} \\ &= \frac{\text{Var}(\varepsilon_i) + \text{Cov}(\varepsilon_i, u_{is}) + \text{Cov}(\varepsilon_i, u_{it}) + \text{Cov}(u_{it}, u_{is})}{\text{DS}(w_{it})\text{DS}(w_{is})} \\ &= \frac{E(\varepsilon_i \varepsilon_i) + E(\varepsilon_i u_{is}) + E(\varepsilon_i u_{it}) + E(u_{it} u_{is})}{(\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2)^{1/2} (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \end{aligned} \quad (4)$$

Entonces:

$$\text{Corr}(w_{it}, w_{is}) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2} \quad (5)$$

Dada la autocorrelación mostrada en (5), el procedimiento más adecuado para estimar los coeficientes de la ecuación (1) —usando el método de efectos aleatorios— es el de los mínimos cuadrados generalizados. Si en este caso se insistiera en usar mínimos cuadrados ordinarios, los estimadores resultantes serían ineficientes.

Si se acepta que existe heterogeneidad no observable entre las diferentes unidades y se debe escoger entre el método de coeficientes fijos o el de coeficientes aleatorios, entonces ¿qué procedimiento elegir? Como la naturaleza específica de cada unidad (plaza o pórtico de peaje) no está correlacionada con las demás variables explicativas del modelo, entre ambos el método de efectos aleatorios es el más adecuado.

D. Método de las Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR)

Los tres métodos anteriores suponen que los errores individuales no están correlacionados entre sí: $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0; \forall i \neq j$. Pero en este trabajo dicha conjetura es, a priori, incorrecta. El flujo vehicular que pasa por una plaza de peaje eventualmente depende –sobre todo en viajes largos donde no hay carreteras alternativas– del que transita por otra. Además, los *shocks* macro que afectan el ingreso de la economía o el precio de los combustibles son comunes a los $N=21$ modelos estimados. Así, dada la relación que existe entre los términos de error de las 21 ecuaciones representadas en la expresión (6), el método econométrico elegido para estimar las elasticidades demanda es el de Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR, por sus siglas en inglés).

Siguiendo a Araya y Muñoz (1996), considérese un set de N regresiones aparentemente no relacionadas; por ejemplo, $N=21$ demandas por autopistas interurbanas:

$$\begin{aligned}
 y_1 &= \beta_1 + \beta_2 x_{21} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_1 \\
 y_2 &= \beta_2 + \beta_2 x_{22} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_2 \\
 &\vdots \\
 y_3 &= \beta_3 + \beta_2 x_{23} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_4 \\
 y_N &= \beta_N + \beta_2 x_{2N} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_N
 \end{aligned} \tag{6}$$

En este sistema hay $N=21$ ecuaciones del tipo $y_i = X_i \beta_i + u_i$. Las $N=21$ variables endógenas (los flujos vehiculares de cada plaza o pórtico de peaje) están representadas por 21 vectores y_i de $T=48$ observaciones mensuales cada uno, y 44 variables exógenas: 21 vectores de intercepto (β_i), 21 vectores de peaje (x_{2i}) y 2 vectores comunes a todas las regresiones: un vector de ingreso (x_3) y un vector de precio mensual de combustibles (x_4); todos de orden (48×1) .

Así, la expresión (6) puede ser representada como una ecuación del tipo:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \quad (7)$$

Donde X_i es una matriz de orden 48×4 ; y_i y u_i vectores columna, ambos de 48×1 , y β_i vector columna de 4×1 , con $i=1, 2, \dots, 21$. A su vez, la ecuación (7) puede ser resumida matricialmente como:

$$Y = X\beta + U \quad (8)$$

En (8), Y es un vector de $NT \times 1$; X una matriz de $TN \times NK$; y β y U vectores columna, ambos de $NT \times 1$. Asimismo, la matriz varianza-covarianza de este modelo puede ser expresada como:

$$E(UU') = E \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 & u_2 & \dots & u_N \end{bmatrix} \quad (9)$$

Donde cada u_i es un vector columna de $T \times 1$.

$$E(UU') = \begin{bmatrix} E(u_1u_1) & E(u_1u_2) & \dots & E(u_1u_N) \\ E(u_2u_1) & E(u_2u_2) & \dots & E(u_2u_N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_Nu_1) & E(u_Nu_2) & \dots & E(u_Nu_N) \end{bmatrix} \quad (10)$$

Si u_{it} es el error observado en la i -ésima demanda del t -ésimo mes, y la correlación es contemporánea –y constante– pero no serial, $E[u_{it}u_{js}] = \sigma_{ij}$ si $t=s$ y cero $\forall t \neq s$. Cada elemento de (10) es a su vez una matriz diagonal de orden T que puede ser expresada como $\sigma_{ij}I_T$. Luego,

$$E(UU') = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T & \dots & \sigma_{1T}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T & \dots & \sigma_{2T}I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}I_T & \sigma_{N2}I_T & \dots & \sigma_{NT}I_T \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1T} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \dots & \sigma_{NT} \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Así,

$$E(UU') = \Sigma \otimes I_T \quad (12)$$

Donde \otimes en (12) es el producto Kronecker y Σ la matriz de variancias y covariancias de los errores dentro de cada ecuación y entre ecuaciones. La diagonal de Σ muestra que en el método SUR los errores dentro de cada demanda estimada son, al igual que en el de los mínimos cuadrados ordinarios, homocedásticos y sin autocorrelación. Si la matriz de varianzas y covarianzas entre los errores es conocida, la estimación de los parámetros de regresión de un modelo SUR se realiza mediante el tradicional método de los mínimos cuadrados generalizados.

$$\hat{\beta} = [X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X]^{-1}X'(\Sigma^{-1} \otimes I)Y \quad (13)$$

Por el contrario, si la matriz de varianza-covarianza entre los errores es desconocida, como es habitual, se debe realizar una estimación previa de los errores mediante la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios a cada una de las ecuaciones del sistema. En este último caso se estima la matriz varianza-covarianza ($\hat{\Sigma}$) formada por las estimaciones de $\hat{\sigma}_{ij}$. Así:

$$\hat{\sigma}_{ij} = (1/N) \hat{u}_i' \hat{u}_j \quad (14)$$

Entonces, el correspondiente estimador de mínimos cuadrados generalizados *factible* o mínimo cuadrado generalizado de Zellner toma la forma:

$$\hat{\beta} = [X'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)X]^{-1} X'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)Y \quad (15)$$

III. Resultados

A. Pruebas de Estacionariedad

Una serie de tiempo es estacionaria si su media, varianza y autocovarianza (entre diferentes rezagos) son constantes a través del tiempo. Si las series de un modelo —por ejemplo, flujo de automóviles, precio real del peaje, Imacec y/o precio de la gasolina— son no estacionarias y se insiste en vincularlas causalmente, se corre el peligro de encontrar un ajuste estadístico muy elevado, aún sin existir una relación económicamente significativa entre ellas. Entonces, para evitar el fenómeno de la relación espuria, previo a la estimación de las diferentes demandas, se analiza el orden de integración de las variables utilizadas en éstas. Las pruebas de raíz unitaria a usar son dos: prueba ampliada Fisher Dickey-Fuller (1984) y prueba de raíz unitaria de Fisher Phillips-Perron (1988).

Las pruebas de raíz unitaria Fisher ADF y Fisher PP reportadas en la Tabla 5 muestran que todas las series mensuales usadas en este trabajo pueden ser adecuadamente descritas como procesos no estacionarios, integrados de orden 1.

Nótese que en este caso, al utilizar series temporales y transversales combinadas, las pruebas de raíz unitaria debieran adquirir mayor poder —de rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad cuando ésta es falsa— que cuando se les aplica solo a series de tiempo. En efecto, como señala Mahía (2000), experimentos de Monte Carlo, realizados sobre la base de distribuciones asintóticas de estos estadígrafos, permiten concluir que, aun cuando se disponga de un número muy reducido de individuos —en este estudio: plazas o pórticos de peaje—, considerar de forma simultánea series temporales y transversales conduce a una mejora importante de la potencia respecto al poder de los mismos tests en una aplicación individual.

Tabla 5. *Pruebas de Raíz unitaria para las Series Flujo Vehicular y Precio Real del Peaje: Series en Niveles y en Diferencias*

Estadígrafos ^(a)					
Hipótesis Nula	Pruebas ^(b) Estadísticas	Series			
		Flujo Autos	Flujo Camiones	Peaje Autos	Peaje Camiones
I(1)	ADF Fisher	23,0252	11,9340	17,2583	27,6961
	PP Fisher	22,5456	13,6493	10,9797	15,6713
I(2)	ADF Fisher	613,084	501.531	184.181	201,166
	PP Fisher	1.689,90	2.248,03	332,467	347,080
Valores p ^(a)					
Hipótesis Nula	Pruebas ^(b) Estadísticas	Series			
		Flujo Autos	Flujo Camiones	Peaje Autos	Peaje Camiones
I(1)	ADF Fisher	0,9924	1,0000	0,9997	0,9563
	PP Fisher	0,9939	1,0000	1,0000	0,9999
I(2)	ADF Fisher	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	PP Fisher	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Notas: (a) La parte superior de la Tabla 5 muestra el valor de los estadígrafos ADF Fisher y PP Fisher, la parte inferior reporta sus correspondientes valores p. Los valores p para las pruebas de Fisher se calculan conforme al supuesto de una distribución chi-cuadrado asintótica. (b) Todas las pruebas estadísticas aplicadas al valor real del peaje –tanto de autos y camionetas como de camiones– incluyen un parámetro de posición y otro de tendencia; por el contrario, las mismas pruebas aplicadas a las series de flujo vehicular no consideran ningún parámetro.

Fuente: elaboración propia.

Para verificar la hipótesis de cointegración, se utilizan dos pruebas estadísticas: la de Levin, Lin y Chu (2002) y la de Breitung (2001). Ambas pruebas de raíz unitaria común son aplicadas sobre los residuos de cada uno de los cuatro modelos de elasticidad de demanda. Los resultados en la Tabla 6 muestran que los residuos de los cuatro modelos estimados son estacionarios y, por tanto, que las variables usadas en dichos modelos sí cointegran.

Tabla 6. *Pruebas de Estacionariedad en los Residuos:
Modelo de Elasticidades de Demanda por Autopistas Interurbanas en Chile*

Panel A: Autos^(a)			
Prueba Estadística	Estadígrafo	Valor p	Unidades en Corte Transversal
Levin, Lin & Chu (2002)	-2,28080	0,0113	21
Breitung (2001)	-2,06306	0,0196	21
Panel B: Camiones^(b)			
Prueba Estadística	Estadígrafo	Valor p	Unidades en Corte Transversal
Levin, Lin & Chu (2002)	-2,12036	0,0170	21
Breitung (2001)	-1,90751	0,0282	21

Notas: (a) Las probabilidades de ambos test asumen normalidad asintótica. Al momento de realizar las dos pruebas, no se utiliza parámetro de posición ni de tendencia. (b) Las probabilidades de ambos test asumen normalidad asintótica. Al momento de realizar las dos pruebas, se considera un parámetro de posición.

Fuente: Elaboración propia.

B. Elasticidad Precio Demanda

Una vez probada la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, en la Tabla 7 se presentan las elasticidades-precio (peaje) estimadas con el método SUR. Todos los parámetros reportados en dicha tabla son estadísticamente significativos, de signo esperable y de una magnitud en el rango de lo que muestra la evidencia empírica comparada utilizando otros métodos estadísticos.

Los resultados en la Tabla 7 muestran que la demanda por autopistas en Chile es, en general, inelástica a cambios en el precio del peaje. El escaso número de vías alternativas de uso público, y la pequeña proporción que significa el peaje respecto al costo total de un viaje entre ciudades, son factores que podrían explicar este resultado. De hecho, los resultados en la Tabla 7 muestran también que la demanda por autopistas es más elástica en Chile respecto a cambios en el precio de la gasolina que respecto a cambios en el

precio del peaje. La mayor incidencia que tiene la gasolina en el costo total de un viaje podría explicar esta diferencia.

Tabla 7. *Elasticidades Precio, Ingreso y Cruzada de la Demanda por Autopistas Interurbanas en Chile*

Modelo de Elasticidad Demanda	Elasticidad Precio Propia ^(a)	Elasticidad Ingreso ^(a)	Elasticidad Precio Combustible ^(a)
Automóviles	-0,1670	1,5152	-0,3499
Camiones	-0,0507	1,3763	-0,1175

Notas: (a) Todos los parámetros que muestra la tabla son estadísticamente significativos al 1%. (b) Tanto en el caso de los automóviles como en el de los camiones, el modelo de estimación de elasticidades de demanda por autopistas es doble logarítmico, donde el logaritmo de la cantidad de vehículos que circula por un pórtico es explicado por una constante más el logaritmo del precio del peaje, el logaritmo del índice de actividad económica y el logaritmo del precio del respectivo combustible.

Fuente: elaboración propia.

La elasticidad precio de la demanda por autopistas es sustancialmente más baja en camiones que en automóviles. Este resultado es esperable: el pago del peaje como proporción del costo total del viaje es menor para un camión que para un automóvil. Lo mismo sucede con la elasticidad-precio de los combustibles: la demanda por petróleo diesel de los camiones es relativamente más baja que la demanda por gasolina de automóviles.

Los resultados muestran ciertas diferencias por zona geográfica. Nuestra conjetura es que, al haber en Chile menos vías alternativas de este a oeste, la demanda por autopistas hacia la costa es más inelástica que la demanda por autopistas de sur a norte.

Conclusiones

Dada la creciente importancia que ha tomado en las últimas dos décadas el sistema de concesiones en la construcción y operación de infraestructura de transporte en Latinoamérica, el objetivo de este trabajo es estimar cuán sensibles son los usuarios de la autopistas interurbanas a cambios en el precio (tarifa o peaje) cobrado por las empresas concesionarias, tomando como caso de estudio el sistema de autopistas interurbanas concesionadas de Chile.

Utilizando flujos vehiculares mensuales de 21 plazas troncales de peaje de autopistas interurbanas correspondientes al período 2004-2007 y el método SUR, nuestros resultados confirman que la demanda por autopistas interurbanas en Chile es, en general, muy inelástica a cambios en el precio del peaje. De hecho, los usuarios de autopistas se muestran menos sensibles a cambios en el precio del peaje que a cambios en el precio de los combustibles. La menor incidencia que tiene el peaje comparado con la gasolina en el costo total de un viaje entre ciudades, además del escaso número de vías alternativas de uso público en Chile, podrían explicar esta particular diferencia.

Así, en ausencia de vías públicas alternativas, la tarificación vial es una herramienta menos efectiva para gestionar la demanda. Un alza en el precio del peaje no tiene mayor efecto sobre la congestión vehicular ni, por tanto, sobre la calidad del servicio ofrecido por una autopista interurbana: solo se traduce en un aumento en el ingreso total del concesionario.

Los resultados de este artículo también revelan que la demanda por autopistas es bastante más sensible a los vaivenes del producto interno bruto que a cambios en el valor del peaje. Por cada punto porcentual que crece el producto interno bruto en Chile, la demanda por autopistas aumenta en 1,5 y 1,4 puntos porcentuales para automóviles y camiones, respectivamente.

Referencias

- ARAYA, Rigoberto y MUÑOZ Juan (1996). "Regresiones que aparentemente no están relacionadas (SUR)". *Working paper*, NT-06-96. Departamento de Investigaciones Económicas del Banco Central de Costa Rica.
- ARENTZE, Theo; HOFMAN, Frank & TIMMERMANS, Harry (2004). "Predicting multi-faceted activity-travel adjustment strategies in response to possible congestion pricing scenarios using an internet-based stated adaptation experiment", *Transport Policy*, Vol. 11 Issue 1, pp. 31-41.
- BREITUNG, Jörg (2001). "The local power of some unit root tests for panel data", *Advances in Econometrics*, Vol. 15, pp. 161-178.

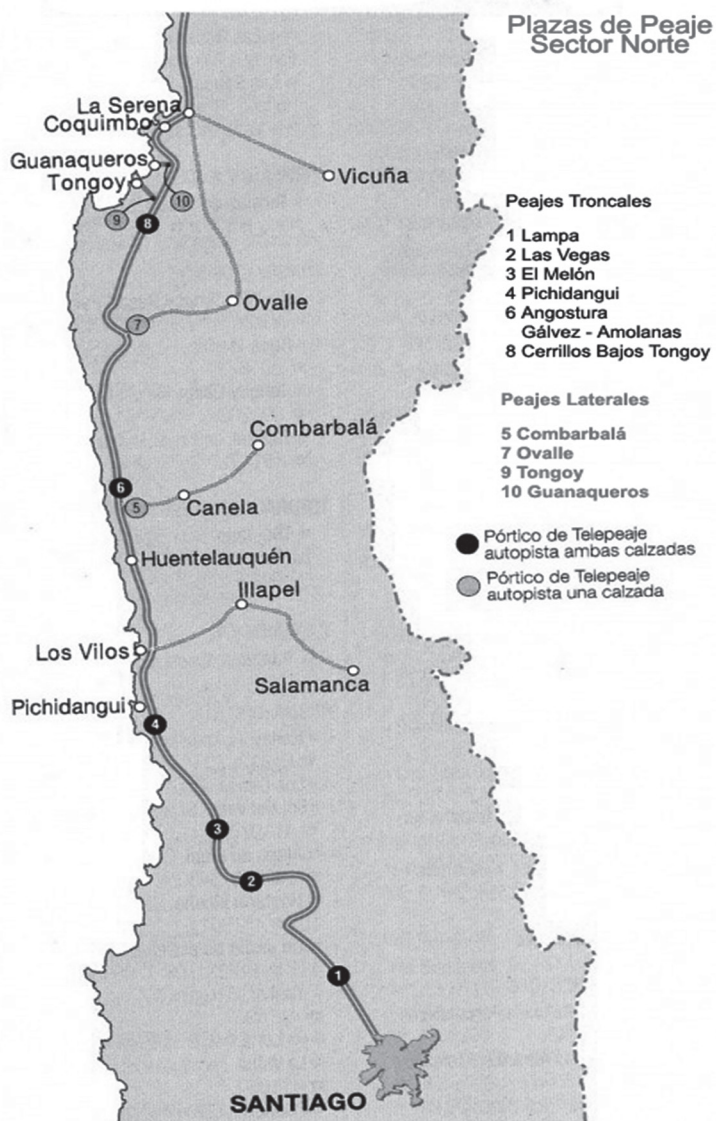
- DE LEÓN, Marcycruz; FULLERTON, Thomas & KELLEY, Brian (2009). "Tolls, Exchange Rates, and Borderplex International Bridge Traffic International Journal of Transport Economics", *International Journal of Transport Economics*, Vol. 36, pp. 223-259.
- DICKEY, David; HASZA, David & FULLER, Wayne (1984). "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 79, No. 386, pp. 355-367.
- GIFFORD, Jonathan L. & TALKINGTON, Scott W. (1996). "Demand Elasticity Under Time-Varying Prices: Case Study of Day-of-Week Varying Tolls on Golden Gate Bridge", *Transportation Research Record*, Vol. 1558, pp. 55-59.
- GOODWIN, Phil B. (1992). "A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Changes", *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 26, pp. 155-169.
- GUO, Zhan; AGRAWAL, Asha; DILL, Jennifer; QUIRK, Megan & REESE, Melissa (2011). "The Intersection of Urban Form and Mileage Fees: Findings from the Oregon Road User Fee Pilot Program", *MTI Report 10-04*, Mineta Transportation Institute. San José State University.
- HAU, Timothy; LOO, Becky; WONG, K.I. & WONG, S.C. (2011). "An Estimation of Efficient Time-Varying Tolls for Cross Harbor Tunnels in Hong Kong", *The Singapore Economic Review*, Vol. 56, Issue 4, pp. 467-488.
- HARVEY, Greig (1994). "Transportation Pricing and Travel Behavior". In: Transportation Research Board, *Curbing Gridlock: Peak-Period Fees To Relieve Traffic Congestion* (pp. 89-114). Washington D.C.: National Academic Press.
- HIRSCHMAN, Ira; MCKNIGHT, Claire; PUCHER, John; PAASWELL, Robert & BERECHMAN, Joseph (1995). "Bridge and Tunnel Toll Elasticities in New York: Some Recent Evidence", *Transportation*, Vol. 22, Issue 2, pp. 97-113.
- JONES, Peter & HERVIK, Arild (1992). "Restraining Car Traffic in European Cities: An Emerging Role for Road Pricing", *Transportation Research*, Vol. 26, Issue 2, pp. 133-145.

- LEVIN, Andrew; LIN, Chien-Fu & CHU, Chia-Shang (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No. 1, pp. 1-24.
- LITMAN, Todd (2012). "Understanding Transport Demands and Elasticities: How Prices and Other Factors Affect Travel Behavior", *Working Paper*. Victoria Transport Policy Institute. Retrieved from: <http://www.vtpi.org/elasticities.pdf>
- LOO, Becky P.Y. (2003). "Tunnel Traffic and Toll Elasticities in Hong Kong: Some Recent Evidence for International Comparisons", *Environment and Planning A*, Vol. 35, No. 2, pp. 249-276.
- MAHÍA, Ramón (2000). "Análisis de Estacionariedad con Datos de Panel: Una Ilustración para los Tipos de Cambio, Precios y Mantenimiento de la PPA en Latinoamérica", *Mimeo*. Instituto L.R. Klein. Recuperado de: <http://www.uam.es/otroscentros/klein/docjor/mahia.pdf>
- MATAS, Anna & RAYMOND, José Luis (2003). "Demand Elasticity on Tolloed Motorways", *Journal of Transportation and Statistics*, Vol. 6, No. 2-3, pp. 91-108.
- MAUCHAN, Anita J. & BONSALL, Peter (1995). "Model predictions of the effects of motorway charging in West Yorkshire", *Traffic, Engineering and Control*, Vo. 36, No. 4, pp. 206-212.
- NICOLINI, José Luis (2001). "Elasticidades en las Estaciones de Peaje en la Argentina: 1991-2000", *Anales de la XXXVI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Buenos Aires, Argentina.
- ODECK, James & BRATHAN, Svein (2008). "Travel Demand Elasticities and Users Attitudes: A Case Study of Norwegian Toll Projects", *Transportation Research A*, Vol. 42, Issue 1, pp.77-94
- OLSZEWSKI, Piotr & LITIAN, Xie (2005). "Modelling the effects of road pricing on traffic in Singapore", *Transportation Research A*, Vol. 39, Issue 7-9, pp. 755-772.

- OUM, Tae; WATERS, W. G. & YONG-SAY, Jong (1992). "Concepts of Price Elasticities of Transport Demand and Recent Empirical Estimates", *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 26, No. 2, pp. 139-154.
- PAISAJES Y DATOS DE CHILE (2012). Plazas de Peaje. Recuperado de: <http://paisajesydatosdechile.blogspot.com/> (12 de Agosto de 2012)
- PHILLIPS, Peter y PERRON, Pierre (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions", *Biometrika*, Vol. 75, Issue 2, pp. 335-346.
- SAENS, Rodrigo y LOBOS, Germán (2011). "Demanda por Autopistas Concesionadas en Chile: Una Aplicación del Método SUR y Datos de Panel". *Documento de Trabajo*, N°3. Facultad de Ciencias Empresariales. Universidad de Talca.
- WEUSTEFIELD, N.H. & REGAN, E.J. (1981). "Impact of Rate Increases on Toll Facilities", *Traffic Quarterly*, Vol. 34, No. 4, pp.639-655.
- XING, Jian; TAKAHASHI, Hideki & KAMEOKA, Hirokazu (2010). "Mitigation of Expressway Traffic Congestion through Transportation Demand Management with Toll Discount", *IET Intelligent Transport System*, Vol. 4, Issue 1, pp. 50-60

Anexos

Mapa 1: *Peajes Zona Norte*



Fuente: Paisajes y Datos de Chile (2012)

Mapa 2: Peajes Zona Centro



Fuente: Paisajes y Datos de Chile (2012)

Mapa 3: Peajes Zona Sur



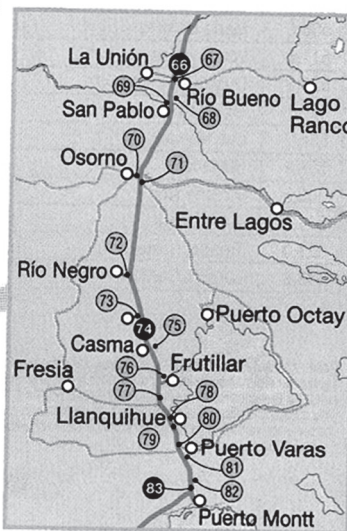
Plazas de Peajes Sur

Peajes Troncales

- 50 Las Maicas
- 54 Troncal Norte (Púa)
- 59 Troncal Sur (Quepe)
- 64 Troncal Lanco
- 66 Troncal La Unión
- 74 Troncal Purranque
- 83 Troncal Puerto Montt

Peajes Laterales

- 49 Mulchén
- 51 Mininco
- 52 Victoria Norte
- 53 Victoria Sur
- 55 Lautaro Centro
- 56 Lautaro Sur
- 57 Acceso Norte Temuco
- 58 Cunco
- 60 Pitrufquén
- 61 Loncoche - Afquintue
- 62 Loncoche - Lastarria
- 63 Lanco
- 65 Valdivia Sur
- 67 Río Bueno - La Unión
- 68 San Pablo
- 69 Pilauco
- 70 Yehue
- 71 Puerto Octay
- 72 Río Negro
- 73 Purranque
- 75 Casma
- 76 Frutillar
- 77 Fresia
- 78 Llanquihue Centro
- 79 Llanquihue Sur
- 80 Puerto Varas Norte
- 81 Puerto Varas Sur
- 82 Puerto Montt



Fuente: Paisajes y Datos de Chile (2012)