

Demanda por Autopistas Concesionadas en Chile: Una Aplicación del Método SUR y Datos de Panel

Rodrigo Saens Navarrete*, Germán Lobos Andrade**

* Licenciado en Administración, Licenciado en Economía, Ingeniero Comercial y Magíster en Economía Aplicada de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Ph.D. in Economics de *University of Connecticut*, EE.UU. Profesor Asistente de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad de Talca, Chile. Correo electrónico: rsaens@utalca.cl

** Licenciado en Ciencias Económicas e Ingeniero Comercial, por la Universidad de Concepción, Chile. Magíster en Economía Agraria, de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Doctor en Ciencias de Gestión, de *Université Montpellier 1*, Francia. Profesor Asociado de la Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad de Talca, Chile. Correo electrónico: globos@utalca.cl

Resumen

Utilizando datos de panel y el método de Regresiones Aparentemente no Relacionadas (SUR), los autores estiman la elasticidad-precio (peaje) demanda por autopistas interurbanas en Chile. Las demandas por derecho a tránsito resultaron ser, en general, inelásticas al peaje. Esto podría estar explicado por el escaso número de vías alternativas de las autopistas concesionadas en Chile y la pequeña proporción que significa el peaje dentro del costo total de viaje entre ciudades.

Palabras clave: elasticidad precio demanda, regresiones aparentemente no relacionadas, autopistas concesionadas.

Abstract

Using panel data and Seemingly Unrelated Regression (SUR) models, the authors estimate the price elasticity of express toll highway demand in Chile. These demands are found to be inelastic to the toll paid by drivers. This result can be driven by the limited number of substitutes and the low proportion of the toll in the total travel cost between two cities.

Keywords: elasticity, price, demand, privately operated toll highway.

JEL Classification: C33, D11, H42.

Introducción

En los últimos años ha existido un creciente interés por establecer teórica y empíricamente cuáles son los determinantes de la demanda por autopistas concesionadas en todo el mundo. Uno de esos factores es el precio (tarifa o peaje) que cobra la sociedad concesionaria al usuario por el derecho a tránsito.

Aunque individualmente la decisión de uso de una autopista puede ser muy variable —y por lo mismo difícil de predecir— en el agregado sigue un patrón predecible: todo lo demás constante, si el precio del peaje cobrado por la concesionaria sube, la cantidad de autos que usa la autopista cae. La sensibilidad del uso a cambios en el valor del peaje se mide utilizando el concepto de elasticidad precio de la demanda, cuyo valor nos indica cuántos puntos porcentuales cae la cantidad demandada por cada punto porcentual que sube el precio del bien o servicio.

La elasticidad precio de la demanda tiene variadas aplicaciones en la política pública de transportes. Puede ser utilizado para evaluar la rentabilidad de mejoras en la infraestructura caminera, para medir el efecto de la tarificación vial sobre los niveles de congestión y contaminación vehicular o también, como señala Matas y Raymond (2003), para estimar eventuales distorsiones en la asignación del tránsito vehicular ocasionadas por la coexistencia de carreteras con y sin libre acceso.

El concepto de elasticidad precio 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 de la demanda para proyectar el efecto de cambios en el valor del peaje sobre el ingreso total de la sociedad concesionaria. Si, por ejemplo, debido a la ausencia de vías alternativas la demanda es inelástica, cualquier alza del peaje provoca una caída proporcionalmente menor en el uso de la autopista y, por tanto, un aumento en el ingreso total del concesionario.

El objetivo de este trabajo es estimar la sensibilidad del uso de autopistas interurbanas en Chile frente a cambios en el precio por derecho a tránsito (o peaje). El artículo se estructura de la siguiente forma: en la sección 1 se realiza una breve presentación de lo que se entiende por compensación por tarifas de una concesión. La sección 2 presenta evidencia internacional comparada sobre estimación de elasticidades precio de la demanda por autopistas concesionadas. En la sección 3 se describen las principales series estadísticas utilizadas. El modelo y método de estimación son presentados en la sección 4. En la sección 5 se presentan los resultados obtenidos. Finalmente, la sección 6 contiene las conclusiones del estudio.

1. Marco analítico: la compensación por tarifas

La compensación por aumento de tarifas (peajes) sólo es aconsejable si es que la demanda por uso de autopistas es inelástica. Si este es el caso, un aumento de la tarifa de $\rho\%$ provoca una caída proporcionalmente menor (a $\rho\%$) en la cantidad demandada y, por tanto, un aumento en los ingresos totales de la sociedad concesionaria. Mayor será el impacto (positivo) en los ingresos totales mientras más inelástica sea la demanda por servicios de autopistas. Lo contrario ocurre si la demanda por servicios de autopistas es elástica. Sea IT el ingreso total inicial de una sociedad concesionaria, P la tarifa real y Q el tráfico diario de vehículos de una autopista concesionada. El ingreso total considerando un aumento de $\rho\%$ en la tarifa real estará dado por la expresión:

$$IT(P, Q) = P(Q)Q + \rho P(Q)Q \quad (1)$$

El cambio en el ingreso total cuando cambia la tarifa real es:

$$\frac{\partial IT(P, Q)}{\partial P} = Q + \frac{\partial Q}{\partial P} + \rho Q + \rho \frac{\partial Q}{\partial P}. \quad (2)$$

Reagrupando términos y simplificando se tiene que finalmente se obtiene:

$$\frac{\partial IT(P, Q)}{\partial P} = Q(1 + \eta)(1 + \rho) \quad (3)$$

Donde η es la elasticidad tarifa de la demanda. Si la demanda es perfectamente inelástica, $\partial IT(P, Q)/\partial P = Q(1 + \rho)$, la cantidad demandada no cambia (impacto sobre Q es igual a cero): la compensación por tarifa funciona adecuadamente pues el aumento en el ingreso total del concesionario es proporcional al aumento de la tarifa. Si la demanda tiene una elasticidad precio, en valor absoluto, igual a uno, entonces, $\partial IT(P, Q)/\partial P = 0$; la cantidad de vehículos que transita por la autopista (Q) disminuye en la misma proporción que lo que aumenta la tarifa: la compensación no funciona, pues el aumento de la tarifa no tiene efecto alguno sobre el ingreso total del concesionario. Si la demanda es elástica, la compensación vía precios hace caer el ingreso total de la sociedad concesionaria. Por último, si la demanda es inelástica, entonces $\partial IT(P, Q)/\partial P = Q(1 + \eta)(1 + \rho)$. En este último caso, cualquier aumento de la tarifa debe ser ponderado por un factor asociado al factor $(1 + \eta)$. El aumento de la tarifa se refleja positivamente en el nuevo ingreso total y la compensación, al igual que en el caso en que la demanda es perfectamente inelástica, funciona adecuadamente. En suma, la propuesta de compensación vía aumento de la tarifa debiera funcionar en el rango en que la elasticidad peaje de la demanda es inelástica o perfectamente inelástica; esto es, en el intervalo $]-1, 0]$.

2. Evidencia empírica: estimación de elasticidades peaje

Nuestro interés se centra en aquellos trabajos que aportan evidencia empírica respecto a la elasticidad precio de la demanda por autopistas (que cobran peaje). Aún así, es difícil hacer comparaciones. Los valores de elasticidad precio se han obtenido en circunstancias muy diversas, no considerando, por ejemplo, la cantidad y la calidad de las rutas alternativas.

En el caso de puentes y túneles, la evidencia sugiere que la demanda de los usuarios es inelástica a la tarifa bajo diversas circunstancias: horas punta y no punta, tráfico de fin de semana, tráfico de lunes a viernes (tabla 1). Para este tipo de infraestructura prácticamente no hay sustitutos. Cualquier aumento de tarifa aumenta casi proporcionalmente el ingreso total de la concesionaria.

TABLA 1

Estimación de elasticidades de demanda por infraestructuras de peaje: puentes y túneles

1981	Weustefield y Regan (1981)	Puentes: entre -0,15 y -0,31	Estudio de 16 infraestructuras de peaje en EE.UU.
1984	White (1984), citado en Oum <i>et al.</i> (1992)	Horas punta: -0,21 y -0,36 Horas no punta: -0,14 y -0,29	Puente en Southampton, Reino Unido
1988	Goodwin (1988), citado en May (1992)	Valor medio: -0,45	Revisión de la literatura de estudios previos
1994	Harvey (1994)	Puentes: entre -0,05 y -0,15	Puente Golden Gate, puente de la Bahía de San Francisco
1995	Hirschman <i>et al.</i> (1995)	Entre -0,09 y -0,5 Valor medio: -0,25 (sólo los valores significativos)	Seis puentes y dos túneles en el área de la ciudad de NewYork
1996	Gifford and Talkington (1996)	Elasticidad peaje-propio de tráfico viernes-sábado: -0,18 Elasticidad peaje-cruzada de tráfico lunes a jueves con respecto a viernes: -0,09	Puente Golden Gate, San Francisco, EE.UU.

Fuente: Matas and Raymond (2003)

Las estimaciones de elasticidades de demanda por autopistas urbanas e interurbanas se muestran en la tabla 2. En general, los resultados sugieren que la demanda por autopistas urbanas e interurbanas de peaje es también inelástica a la tarifa, considerando diversas condiciones: automóviles, vehículos de carga, sentido del tránsito, corto y largo plazo.

Los estudios más recientes sobre estimación de elasticidades de demanda por autopistas urbanas e interurbanas de peaje corresponden a Nicolini (2001) y Matas y Raymond (2003). Según Matas y Raymond (2003), en el corto plazo los individuos responden a un aumento de precio con una disminución del número y frecuencia de los viajes, una reducción de la distancia recorrida o un cambio a otros medios de transporte. Un aumento del peaje permite, además, responder con un cambio hacia la carretera alternativa mientras que un precio más elevado de la gasolina se traduce en actitudes que favorecen un ahorro en su consumo. A largo plazo, son más las alternativas, y la política de precios incide en decisiones mayores como compra de vehículo o, incluso, localización geográfica de la actividad económica.

Los valores reportados en la tabla 2 muestran que la demanda es casi siempre inelástica, pero menos inelástica que en el caso de las elasticidades de demanda de puentes y túneles de la tabla 1, lo cual refleja que las autopistas urbanas e interurbanas disponen relativamente de más y mejores sustitutos que en el caso de las infraestructura de puentes y túneles. Cualquier aumento de tarifa en las rutas de peaje urbanas e interurbanas aumenta —aunque menos que en el caso de puentes y túneles— el ingreso total de la sociedad concesionaria, ya que el impacto sobre el flujo vehicular es menor.

Hirschman *et al.* (1995) concluyen que la demanda es más elástica para aquellas infraestructuras que disponen de una buena alternativa libre de peaje. Wuestefeld y Regan (1981) muestran que el valor de la elasticidad peaje de la demanda depende del motivo, frecuencia y largo del viaje (el impacto es superior en viajes cortos), además de la existencia o no de una carretera alternativa libre peaje.

TABLA 2

Estimación de elasticidades precio de la demanda por infraestructuras de peaje:

autopistas urbanas e interurbanas

1981	Weustefield y Regan (1981)	Carreteras: entre -0,03 y -0,31	Estudio de 16 infraestructuras de peaje en EE.UU.
1988	Goodwin (1988), citado en May (1992)	Valor medio: -0,45	Revisión de la literatura de estudios previos
1988	Ribas et al. (1988)	Entre -0,15 y -0,48	Tres autopistas interurbanas en España
1992	Jones y Hervik (1992)	Oslo: -0,2 Alesund: -0,5	Peajes de circunvalación en ciudades de Noruega
1994	Harvey (1994)	Carreteras: -0,1	Carretera de peaje Everett Turnpike en New Hampshire, EE.UU.
1995	Mauchan y Bonsall (1995)	Red completa autopistas: 0,4 Autopistas interurbanas: -0,5	Modelo de simulación para implementar un peaje en las autopistas de West Yorkshire, Reino Unido
1997	Inrets (1997), citado en TRACE Consortium (1998)	Entre -0,22 y -0,35	Autopistas francesas para viajes más largos que 100 km
2001	Nicolini (2001)	Elasticidad peaje para automóviles: -0,44 Elasticidad peaje para carga: -0,59	Rutas interurbanas concesionadas por peaje (Corredores Viales Nacionales), Argentina
2001	Nicolini (2001)	Elasticidad peaje para automóviles: Entre -0,119 y -0,404 dependiendo del sentido del	Autopistas del Área Metropolitana concesionadas por peaje, Autopista Illia, Argentina

		tránsito (ascendente vs. descendente)	
2003	Matas y Raymond (2003)	Elasticidad peaje de corto plazo para 4 grupos: entre -0,209 y -0,828 Elasticidad peaje de largo plazo para 4 grupos: entre -0,33 y -1,307	Resultados para la agrupación por tramos de autopistas en España, dependiendo del valor de la elasticidad precio de cada tramo (baja >-0,3; media-baja entre -0,3 y -0,4; media-alta entre -0,4 y -0,6; alta >-0,6).

Fuente: Matas and Raymond (2003)

3. Descripción de las series

Para efectos de este trabajo, 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. Seis plazas de peaje ubicadas en el tramo Santiago-La Serena, 3 plazas de peaje del tramo Santiago-V Región y 12 plazas de peaje del tramo Santiago-Puerto Montt.

Los modelos de estimación de demanda por autopistas asocian el flujo vehicular no sólo con el precio del peaje, sino que también con una variable de escala que actúa como *proxy* del ingreso y con los precios reales de los combustibles. Los precios de combustibles incluidos en este trabajo fueron los precios de gasolina sin plomo (para los autos) y petróleo diesel (para los camiones), y como variable de escala se consideró el Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC). Los valores promedio se presentan en la tabla 3.

TABLA 3

Evolución de precios de gasolina y petróleo diesel e IMACEC período 2004-2007

Año	Precios por litro (promedio anual), moneda de diciembre de 2007		IMACEC (promedio real anual)	Tasa real anual de crecimiento y promedio del período 2004-2007		
	Gasolina sin plomo ¹	Petróleo diesel ²		Gasolina sin plomo	Petróleo diesel	IMACEC
	2004	577,8		345,1	106,0	-
2005	626,0	445,5	111,9	8,3	29,1	5,6
2006	664,4	501,9	116,8	6,1	12,7	4,3
2007	652,9	531,2	122,7	-1,7	5,8	5,1
Promedio del período 2004- 2007	630,3	455,9	114,4	4,2	15,9	5,0

Fuente: Datos de la investigación.

¹Precio a consumidor en Santiago en base a información del INE

²Precio estimado a consumidor en Santiago en base a la estructura de precios de combustibles

Respecto a la distribución geográfica de los viajes, como era de esperar, los peajes ubicados cerca de la capital y en las zonas más céntricas de Chile concentran la mayor parte de los viajes. La plaza de peaje más transitada es Angostura, con un tráfico promedio diario (TD) durante el período 2004 a 2007 de 24.040 vehículos, la cual cubre los viajes que entran y salen de Santiago hacia el sur. Otras plazas altamente transitadas son Túnel Lo Prado, Túnel Zapata, Lampa, Quinta, Las Vegas y Río Claro, todas con un tráfico promedio diario superior a 10 mil vehículos. Todas estas plazas de peaje están ubicadas en las cercanías de Santiago, cubriendo los viajes desde y hacia el norte, sur y el litoral central. A medida que las plazas de peaje están más alejadas de Santiago, el tráfico vehicular es menor. Es así como las plazas con menor flujo promedio diario son Cerrillos Bajos (km 409), ubicada cerca de La Serena, y el Troncal *By Pass* Puerto Montt (km 1020). En general se observa una tasa de crecimiento promedio anual positiva del TD en todas las plazas de peaje, con excepción del Túnel El Melón y

Túnel Lo Prado, que registran una caída del 8,1 y 7,3% como promedio del período 2004 a 2007.

El TD por categoría de vehículo y el respectivo peaje real promedio del período 2004 a 2007 se presenta en la tabla 4. El mayor TD corresponde a Autos y Camionetas (categoría 1) en las plazas de peaje de Angostura, Túnel Lo Prado, Túnel Zapata y Lampa, con porcentajes que superan el 68% del tráfico total.

TABLA 4

Tráfico Diario y valor promedio de peajes de Rutas Concesionadas Interurbanas por categoría de vehículo período 2004-2007

Plaza de peaje	Tráfico diario (TD) por Categoría de vehículo ¹				Participación de cada Categoría de vehículo en el total (%)			Peaje real promedio (PR) de cada Categoría de vehículo ²		
	1	2	3	Total	1	2	3	1	2	3
Cerrillos Bajos	1.809	452	961	3.222	56,2	14,0	29,8	2.120	3.798	6.771
Angostura de Gálvez	1.924	606	1.188	3.717	51,7	16,3	32,0	2.120	3.798	6.771
Pichidangui	2.698	763	1.332	4.794	56,3	15,9	27,8	2.119	3.800	6.801
Túnel El Melón	2.625	715	759	4.099	64,0	17,4	18,5	2.094	2.613	3.301
Las Vegas	8.120	1.884	2.271	12.275	66,2	15,3	18,5	1.323	2.368	4.214
Lampa	10.016	2.328	2.247	14.591	68,6	16,0	15,4	853	1.485	2.587
Túnel Zapata	11.940	2.216	1.316	15.473	77,2	14,3	8,5	1.323	2.258	3.276
Túnel Lo Prado	13.550	2.571	1.294	17.415	77,8	14,8	7,4	1.323	2.258	3.276
Melipilla 1	6.476	811	1.006	8.293	78,1	9,8	12,1	1.824	3.483	5.974
Angostura	16.412	3.823	3.805	24.040	68,3	15,9	15,8	1.707	3.027	5.421
Quinta	7.217	2.190	3.324	12.731	56,7	17,2	26,1	1.707	3.027	5.421
Río Claro	6.480	2.095	2.788	11.363	57,0	18,4	24,5	1.735	3.108	5.530
Retiro	4.510	1.596	2.452	8.558	52,7	18,6	28,7	1.735	3.108	5.530
Santa Clara	2.963	966	1.876	5.806	51,0	16,6	32,3	1.761	3.189	5.693
Las Maicas	2.285	770	1.696	4.752	48,1	16,2	35,7	1.761	3.189	5.693
Púa	3.512	958	1.826	6.296	55,8	15,2	29,0	1.707	3.027	5.421

Quepe	6.211	1.554	1.607	9.371	66,3	16,6	17,1	1.707	3.027	5.421
Lanco	2.471	850	1.490	4.810	51,4	17,7	31,0	1.707	3.027	5.395
La Unión	2.620	796	1.348	4.764	55,0	16,7	28,3	1.761	3.027	5.395
Purranque (4 Vientos)	2.844	808	991	4.643	61,3	17,4	21,3	1.707	3.027	5.395
By Pass Puerto Montt	1.361	178	219	1.759	77,4	10,1	12,4	522	908	1.596

Fuente: Datos de la investigación.

¹TD es el tráfico promedio diario. Categoría 1: Autos y Camionetas, Categoría 2: Buses y Camiones de 2 ejes), Categoría 3 (Buses y Camiones de más de 2 ejes)

²PR está expresado en moneda de diciembre de 2007

4. Modelo y métodos alternativos de estimación

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 en el caso de autos y petróleo diesel en el caso de camiones.

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 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}):

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

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 .

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.

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 la demanda por autopistas interurbanas se estima con $N=21$ plazas de peaje, la naturaleza específica de cada una de las 21 demandas se incorpora a la constante del modelo (b_{0i}) 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 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:

$$\bar{y}_i = \beta_1 + \beta_2 \bar{x}_{2i} + \beta_3 \bar{x}_3 + \beta_4 \bar{x}_4 + \varepsilon_i + \bar{u}_i \quad (5)$$

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

$$y_{it} - y_i = \beta_2(x_{2it} - \bar{x}_{2i}) + \beta_3(x_{3it} - \bar{x}_{3i}) + \beta_4(x_{4it} - \bar{x}_{4i}) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (6)$$

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.

Método de efectos aleatorios

Otra alternativa 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 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_e^2)$ 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 $\beta_{1i} = \beta_1 + \beta + \varepsilon_i$ 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 intersecciones 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:

$$\begin{aligned} \text{Corr}(w_{it}, w_{is}) &= \frac{\text{Cov}(w_{it}, w_{is})}{\text{DS}(w_{it})\text{DS}(w_{is})} = \frac{\text{Cov}(\varepsilon_i + u_{it}, \varepsilon_i + u_{is})}{\text{DS}(w_{it})\text{DS}(w_{is})} & (7) \\ &= \frac{\text{Var}(\varepsilon_i) + \text{Cov}(\varepsilon_i, u_{is}) + \text{Cov}(\varepsilon_i, u_{it}) + \text{Cov}(u_{it}, u_{is})}{\text{DS}(w_{it})\text{DS}(w_{is})} \\ &= \frac{E(\varepsilon_i \varepsilon_i) + E(\varepsilon_i u_{is}) + E(\varepsilon_i u_{it}) + E(u_{it} u_{is})}{(\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2)^{1/2} (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \end{aligned}$$

Entonces:

$$\text{Corr}(w_{it}, w_{is}) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2} \quad (8)$$

Dada la autocorrelación mostrada en (4), 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, ¿qué procedimiento elegir? Como la naturaleza específica de cada unidad —plaza o pórtico de peaje—, ε_i , no está correlacionada con las demás variables explicativas del modelo, entre ambos el método de efectos aleatorios es el más adecuado.

Método de las regresiones aparentemente no relacionadas (SUR)

Los tres métodos anteriores suponen que los errores individuales no están correlacionados entre sí: $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j$. Pero en este trabajo dicha conjetura es —a priori— incorrecta: por ejemplo, el flujo vehicular que transita por una plaza de peaje depende —sobre todo en viajes largos donde no hay carreteras alternativas— del que pasa por otra y, además, los *shocks* macro que afectan el ingreso de la economía o el precio de los combustibles son comunes a las N demandas estimadas. Siguiendo a Araya y Muñoz (1996), considérese un set de N regresiones aparentemente no relacionadas; por ejemplo, 21 demandas por autopistas interurbanas:

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta_1 + \beta_2 x_{21} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_1 \\ y_2 &= \beta_2 + \beta_2 x_{22} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_2 \\ y_3 &= \beta_3 + \beta_2 x_{23} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_3 \\ &\vdots \\ y_N &= \beta_N + \beta_2 x_{2N} + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u_N \end{aligned} \tag{9}$$

En este sistema hay $N = 21$ variables endógenas (los flujos vehiculares de cada plaza o pórtico de peaje), representadas por N 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) .

Si se considera que cada una de las $N=21$ ecuaciones de (5) puede ser expresada como $y_i = X_i \beta_i + u_i$, la representación de (5) está dada por:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \tag{10}$$

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 expresión (6) puede ser resumida matricialmente como:

$$Y = X\beta + U \quad (11)$$

En (11), 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:

$$E(UU') = E \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 & u_2 & \dots & u_N \end{bmatrix} \quad (12)$$

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

$$E(UU') = \begin{bmatrix} E(u_1 u_1') & E(u_1 u_2') & \dots & E(u_1 u_N') \\ E(u_2 u_1') & E(u_2 u_2') & \dots & E(u_2 u_N') \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_N u_1') & E(u_N u_2') & \dots & E(u_N u_N') \end{bmatrix} \quad (13)$$

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 (9) es a su vez una matriz diagonal de orden T que puede ser expresada como $\sigma_{ij} I_T$. Luego,

$$E(UU') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} I_T & \sigma_{12} I_T & \dots & \sigma_{1T} I_T \\ \sigma_{21} I_T & \sigma_{22} I_T & \dots & \sigma_{2T} I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} I_T & \sigma_{N2} I_T & \dots & \sigma_{NT} I_T \end{bmatrix} \quad (14)$$

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

Así,

$$E(UU) = \Sigma \otimes I_T \quad (15)$$

Donde \otimes 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 $\Sigma \otimes I_T$ 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.

$$\hat{\beta} = [X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X]^{-1} X'(\Sigma^{-1} \otimes I)Y \quad (16)$$

Donde la varianza de los estimadores está dada por:

$$\text{VAR}(\hat{\beta}) = [X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X]^{-1} \quad (17)$$

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 $\hat{\sigma}_{ij}$:

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{N} \hat{u}_i \hat{u}_j \quad (18)$$

El correspondiente estimador de mínimos cuadrados generalizados *factible*, o mínimo cuadrado generalizado de Zellner (1962), toma la forma:

$$\hat{\hat{\beta}} = [X'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)X]^{-1} X'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I)Y \quad (19)$$

5. Resultados

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 autos y camionetas, precio real del peaje, IMACEC y 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) (Fisher ADF) y prueba de raíz unitaria de Fisher Phillips-Perron (1988) (Fisher PP).

Nótese que en este caso, al utilizar series temporales y transversales combinadas, los tests de raíz unitaria debieran adquirir mayor poder —de rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad cuando ésta es falsa— que cuando se les aplica sólo 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, aún 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.

La pruebas de raíz unitaria Fisher ADF y Fisher PP reportadas en la tabla 5 muestran que las variables de los modelos de demanda estimados, todas series mensuales, pueden ser adecuadamente descritas como procesos no estacionarios, integrados de orden 1.

TABLA 5. *Pruebas de raíz unitaria para flujo vehicular y peaje en autopistas interurbanas: series en niveles y diferencias*

Estadígrafos

Hipótesis Nula	Pruebas 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

Hipótesis Nula	Pruebas 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

Fuente: Datos de la investigación.

Notas:

1. La parte superior de la tabla 5 muestra el valor de los estadígrafos ADF Fisher y PP Fisher, la parte inferior de la misma reporta sus correspondientes *p-value*.
2. 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.
3. Los *p*-valores para las pruebas de Fisher se calculan conforme al supuesto de una distribución chi-cuadrada asintótica.

Pruebas de cointegración

La regresión de una serie de tiempo no estacionaria sobre otra (s) no estacionaria (s) puede eventualmente entregar resultados espurios. Pero, como indica Gujarati (2000), a pesar de ser no estacionarias a nivel individual, una combinación lineal de dos o más series de tiempo sí puede serlo. Si los residuos de la regresión son

estacionarios, es porque las variables del modelo están cointegradas; esto es, observan entre ellas una relación de equilibrio de largo plazo.

Para verificar la hipótesis de cointegración, se utilizan dos pruebas estadísticas: la de Levin, Lin y Chu (2002) y la de Breitung (2000). Ambas pruebas de raíz unitaria común son aplicadas sobre los residuos de cada una de las cuatro demandas estimadas.

Los resultados mostrados en la tabla 6 y tabla 7 rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria común; esto es, los residuos de las cuatro demandas estimadas son estacionarios y, por tanto, las variables utilizadas cointegran.

TABLA 6. *Pruebas de cointegración o estacionariedad común en los residuos: demanda por autopistas interurbanas de autos y camionetas*

Prueba Estadística	Estadígrafo	Valor p	Unidades en Corte Transversal
Levin, Lin & Chu (2002)	-2,28080	0,0113	21
Breitung (2000)	-2,06306	0,0196	21

Fuente: Datos de la investigación. Las probabilidades de ambos test asumen normalidad asintótica. Al momento de realizar las dos pruebas, no se utiliza parámetro de posición ni de tendencia.

TABLA 7. *Pruebas de cointegración o estacionariedad común en los residuos: demanda por autopistas interurbanas de camiones*

Prueba Estadística	Estadígrafo	Valor p	Unidades en Corte Transversal
Levin, Lin & Chu (2002)	-2,12036	0,0170	21
Breitung (2000)	-1,90751	0,0282	21

Fuente: Datos de la investigación. Las probabilidades de ambos test asumen normalidad asintótica. Al momento de realizar las dos pruebas, no se utiliza parámetro de posición ni de tendencia.

Elasticidades precio

Una vez probada la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, en la tabla 8 se presentan las elasticidades-precio (peaje) estimadas con el método de panel de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR). Todos los parámetros que se reportan en este trabajo son estadísticamente significativos, de signo esperable y de una magnitud acorde a lo que muestra la evidencia empírica.

TABLA 8. Elasticidades precio (peaje), ingreso y cruzada de la demanda por autopistas concesionadas interurbanas en Chile

Modelo de Demanda	Elasticidad Precio Propia	Elasticidad Ingreso	Elasticidad Precio Combustible
Autos			
Norte	-0,1780	1,5152	-0,3499
Sur	-0,1557	1,5152	-0,3499
Costa	-0,0304	1,5152	-0,3499
Camiones			
	-0,0507	1,3763	-0,1175

Fuente: Datos de la investigación

La función de demanda estimada para autos y camionetas es:

$$\ln X = 7,76 (0,61 D_E + 0,86 D_F) - (0,03 + 0,13 D_S + 0,15 D_N) \ln P_x + 1,5 \ln I - 0,35 \ln P_y$$

Donde:

X: Número de automóviles que pasa por una plaza de peaje de las autopistas interurbanas de Chile

P_x : Precio del peaje para autos

I: Índice del nivel de ingreso de la economía (en este caso, el IMACEC)

P_y : Precio real de la gasolina

D_E : Variable dicotómica que toma el valor 1 en enero y 0 en el resto del año

D_F : Variable dicotómica que toma el valor 1 en febrero y 0 en el resto del año

D_N : Variable dicotómica que toma el valor 1 cuando la plaza de peaje se ubica al norte de Santiago y 0 al poniente o al sur

D_S : Variable dicotómica que toma el valor 1 cuando la plaza de peaje se ubica al sur de Santiago y 0 al poniente o al norte

\ln : Logaritmo natural de cada variable

La función de demanda estimada para camiones es:

$$\ln X = 4,28 (0,19 D_E + 0,17 D_F) - 0,05 \ln P_x + 1,4 \ln I - 0,12 \ln P_z$$

X : Número de camiones mensual que pasa por una plaza de peaje en las autopistas interurbanas de Chile

P_x : Precio del peaje para camiones

I : Índice del nivel de ingreso de la economía (en este caso se usa el IMACEC)

P_z : Precio real del diesel

D_E : Variable dicotómica que toma el valor 1 en enero y 0 en el resto del año

D_F : Variable dicotómica que toma el valor 1 en febrero y 0 en el resto del año

\ln : Logaritmo natural de cada variable

6. Conclusiones

Los parámetros encontrados para el modelo de demanda por autopistas en Chile son estadísticamente significativos, de signo esperable y de una magnitud acorde a lo que muestra la evidencia empírica.

La demanda por autopistas en Chile es muy sensible al nivel de actividad económica. Por cada punto porcentual que crece el producto interno bruto, la demanda aumenta en 1,5 y 1,4 puntos porcentuales; para automóviles y camiones, respectivamente.

La demanda por autopistas es, en general, más elástica 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.

Debido al escaso número de vías alternativas y a la pequeña proporción que significa el peaje respecto al costo total de un viaje entre ciudades, la demanda por autopistas es, en general, inelástica a cambios en el precio del peaje. Así, cualquier aumento de tarifa se traducirá en un aumento en el ingreso total del concesionario.

La elasticidad precio es sustancialmente más baja en la demanda por autopistas de camiones que en la de autos. 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 autos.

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.

Referencias bibliográficas

- Araya, R., & Muñoz, J. E. (1996). Regresiones que aparentemente no están relacionadas (SUR). *Departamento de Investigaciones Económicas del Banco Central de Costa Rica*, NT-06-96.
- Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. In: B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, 15, JAI: Amsterdam, 161-178.
- Coeymans, J. E., & Morel, J. T. (1992). Sistemas de Demanda por Derivados de Petróleo del Sector Transporte Caminero y del Sector Comercial, Público y Residencial, Chile 1962-1988. *Documento de Trabajo del Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile*, 146.
- Dargay, J. M., & Goodwin, P. B. (1995). Evaluation of Consumer Surplus with Dynamic Demand. *Journal of Transport Economics and Policy*, 29(2), 179-193.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. (1984). Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. *J. Amer. Statistical Assoc.*, 79, 355-367.
- Fowkes, A. S., Sherwood, N., & Nash, C. A. (1993). Segmentation of the Travel Market in London: Estimates of Elasticities and Values of Travel Time". *Working Paper Institute for Transport Studies of the University of Leeds*, 345.
- Fridstrom, L. 1998. An Econometric Model of Aggregate Car Ownership and Road Use. *Working Paper presented at VIII World Conference of Transport Research*.
- García, L. (1994). Demanda por Gasolinas y Diesel para la Refinería Petrox: Una Estimación Econométrica y Proyecciones hasta el año 2005. *Economía y Administración*, 37-68.
- Gifford, J. L., & Talkington, S. W. (1996). Demand Elasticity under Time-Varying Prices: Case Study of Day-of-Week Varying Tolls on the Golden Gate Bridge. *Transportation Research Record*, 1558, 55-59.
- Goodwin, P. 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*, 26, 155-169.
- Gujarati, D. (2000). *Econometría* (3a ed.). México: McGraw-Hill.

- Harvey, G. W. (1994). Transportation Pricing and Travel Behavior. In Curbing Gridlock: Peak-Period Fees To Relieve Traffic Congestion, 2. *Transportation Research Board Special Report*, 242.
- Hirschman, I., Mcknight, C., Pucher, J., Paaswellz, R. E., & Berechman, J. (1995). Bridge and Tunnel Toll Elasticities in New York. *Transportation*, 22, 97-113.
- Johansson, O., & Shipper, L. (1997). Measuring the Long-Run Fuel Demand of Cars. *Journal of Transport Economics and Policy*, 31(3), 277-292.
- Jones, P. & Hervik, A. (1992). Restraining Car Traffic in European Cities: An Emerging Role for Road Pricing. *Transportation Research*, 26, 133-145.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. J. 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Luk, J., & Hepburn, S. (1993). New Review of Australian Travel Demand Elasticities. *ARRB Transport Research Report*, 249.
- Mahía, R. (2000). Análisis de Estacionariedad con Datos de Panel: Una Ilustración para los Tipos de Cambio, Precios y Mantenimiento de la PPA en Latinoamérica. *Instituto L.R. Klein*.
- Matas, A., & Raymond, J. L. (2003). Demand Elasticity on Tolled Motorways. *Journal of Transportation and Statistics*, 6(2/3), 91-108.
- Mauchan, A., & Bonsall, P. (1995). Model Predictions of the Effects of Motorway Charging in West Yorkshire. *Traffic, Engineering and Control*, 36, 206-212.
- May, A. D. (1992). Road Pricing: An International Perspective. *Transportation*, 19, 313-333.
- Morel, J. T. (1990). *Aplicación de un Modelo Multiecuacional en la Estimación Econométrica de la Demanda por Combustibles*. Tesis de Ingeniero Comercial. Pontificia Universidad Católica de Chile, 66.
- Nicolini, J. L. (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*.
- Oum, T. H. (1989). Alternative Demand Models and their Elasticity Estimates. *Journal of Transport Economics and Policy*, 13, 163-187.

- Oum, T. H., Waters, W. G., & Yong, J. S. (1992). Concepts of Price Elasticities of Transport Demand and Recent Empirical Estimates. *Journal of Transport Economics and Policy*, 26(2), 139-154.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Ribas, E., Raymond, J. L., & Matas, A. (1988). Estudi sobre la Elasticitat Preu de la Demanda de Tràfic per Autopista. *Departament de Política Territorial i Obres Públiques Generalitat de Catalunya*, Barcelona, Spain.
- Toro, J., & Valverde, V. (2000). *Análisis de la Demanda por Combustibles Fósiles en Chile. Caso de Estudio: Gasolinas y Petróleo Diesel en el Sector Transporte Caminero*. Tesis de Ingeniero Comercial. Universidad de Talca.
- TRACE Consortium. (1998). *Outcomes of Review on Elasticities and Values of Time*. The Hague, Netherlands.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.