



SERIE INFORME **ECONÓMICO**

Evasión en Transantiago: Un análisis de cointegración

Rodrigo Troncoso / Louis de Grange

**SERIE
INFORME
ECONÓMICO**
ISSN 0717 - 1536

Septiembre 2016

260

RODRIGO TRONCOSO

es Ingeniero comercial y doctor en Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Director del Centro de Datos de LyD y Director del Magister en Políticas Públicas de la Universidad del Desarrollo.

LOUIS DE GRANGE

PhD y MSc e Ingeniero Civil de Industrias (mención transporte) de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Docente e investigador de la Universidad Diego Portales.

CONTENIDOS

RESUMEN EJECUTIVO **05**

1. INTRODUCCIÓN **06**

2. REVISIÓN **BIBLIOGRÁFICA** **07**

3. DATOS, MODELO Y **RESULTADOS** **09**

4. CONCLUSIONES **14**

REFERENCIAS **BIBLIOGRÁFICAS** **15**

4. ANEXOS **16**

3.1 Datos utilizados	09
3.2 Descripción del Modelo	10
3.3 Principales resultados	12

Resumen Ejecutivo

En este trabajo presentamos un modelo econométrico que, mediante un enfoque de cointegración, permite identificar algunas de las principales variables que explicarían la evasión en un sistema de transporte público. Los datos usados corresponden al sistema de transporte público de Santiago (Transantiago), cuyo nivel de evasión se acerca al 28% en los buses. Los principales resultados que obtuvimos indicarían que un aumento de un 10% en la tarifa se traduciría en un aumento de 2 puntos porcentuales en la evasión, mientras que un aumento en la fiscalización de 10%, implicaría una disminución de 0,8 puntos en la evasión. Una baja en el desempleo podría inducir un aumento en la evasión, resultado que se entendería como que los más propensos a caer en la condición de desempleados tienden a evadir más que el promedio de los viajeros.

1. INTRODUCCIÓN

La evasión en el pago del pasaje de sistemas de transporte público es un problema importante en algunos sistemas de buses o de tranvías, en los cuales no existe un control efectivo que permita garantizar que todos los pasajeros paguen su pasaje. En el caso de Santiago de Chile, el problema es especialmente grave en el caso de los buses, donde la evasión en el pago del pasaje alcanza cifras cercanas al 28%; es decir, uno de cada cuatro viajeros que usan los buses en Santiago no paga su pasaje. En el caso del Metro de Santiago, la evasión no supera el 0,2%.

En este trabajo presentamos un modelo econométrico que busca entender la relación entre la evasión y variables como la tarifa, el desempleo y el nivel de fiscalización efectuado por las autoridades. También consideramos los cambios (además del nivel) de las variables explicativas como variables explicativas. Los datos corresponden a series temporales, las cuales pueden comportarse como no estacionarias en la muestra, por lo que la estimación requiere verificar que las variables consideradas cointegren, evitando el problema de regresión espuria.

La especificación de los distintos modelos estimados consideró a la evasión mensual (porcentaje de viajeros que no pagan su pasaje) como variable explicada, mientras que las variables explicativas fueron las tarifas en logaritmos, el número de fiscalizaciones en logaritmos, y la tasa de desempleo (porcentaje de desempleo) para el respectivo mes. En la especificación del modelo consideramos errores con estructuras autorregresivas y con medias móviles (ARMA). La estimación de los parámetros de los modelos la efectuamos mediante máxima verosimilitud, pero considerando matrices de varianzas y covarianzas robustas frente a la heterocedasticidad.

El modelo econométrico es para estimar relaciones agregadas entre las variables mencionadas, que sirven de insumo para las autoridades de transporte en la gestión de la fiscalización. Los principales resultados obtenidos indicarían que un aumento en la tarifa de los buses redundaría en un aumento en el nivel de evasión, mientras que un aumento en el nivel de fiscalización generaría una leve reducción en la evasión. También estimamos una relación positiva entre evasión y desempleo, la que interpretamos como que aquellos individuos más propensos a enfrentar una situación de desempleo, podrían tender a evadir el pago del pasaje más que el promedio de los otros viajeros.

El artículo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 presentamos una revisión bibliográfica sobre trabajos relacionados sobre la evasión en el pago del pasaje en sistemas de transporte público. En la sección 3 describimos los datos utilizados, los modelos econométricos estimados y los principales resultados obtenidos. Finalmente, en la sección 4 resumimos las principales conclusiones obtenidas, mencionando su implicancia en lo que respecta al diseño de políticas públicas asociadas al uso o subsidio de sistemas de transporte público.

2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Si bien la evasión en el pago del pasaje de los sistemas de transporte público es un tema relevante desde el punto de vista de financiamiento del sistema y también político, la literatura especializada es más bien escasa. En la Tabla 1 reportamos una revisión de los niveles de evasión en el transporte público estimados para diferentes ciudades en el mundo.

De la Tabla 1 es posible constatar que, a excepción de la ciudad de Reggio Emilia, al norte de Italia, las ciudades europeas presentan menores tasas de evasión en el transporte público que las ciudades latinoamericanas. Santiago, que es nuestro caso de estudio, encabeza la evasión en Latinoamérica con un 27,6%.

Al respecto, muchos de los estudios se han centrado en tratar de explicar las causas que motivan a algunos viajeros a evadir el pago del pasaje, centrándose en atributos específicos tanto de los viajeros como de los servicios de transporte público que presentan mayores tasas de evasión.

En general, la literatura especializada se refiere a aspectos de comportamiento individual y social que podrían ser causantes de la evasión del pago del pasaje. La evasión pareciera ser explicada por la combinación de múltiples factores, como el nivel de ingreso de los pasajeros, la percepción de calidad del servicio de transporte público, el mecanismo de pago del pasaje, comportamiento de los otros pasajeros, entre otros (Reddy et al., 2011; Bucciol et al., 2013).

Smith y Clarke (2000) afirman que la evasión del pago del pasaje en transporte público es un fenómeno que tiene repercusiones legales, similar a muchos otros delitos o actos deshonestos que tienen lugar en el transporte público, cuyas víctimas pueden ser tanto los pasajeros, como los conductores, o el mismo sistema en su conjunto en el caso de la evasión en el pago.

Un trabajo reciente al respecto es el de Guarda et al. (2016), en el que presentan un análisis econométrico desagregado con datos de corte transversal (modelo binomial negativo)

Tabla 1
**TASA DE EVASIÓN ESTIMADA EN
TRANSPORTE PÚBLICO (*)**

*Fuente: elaboración propia sobre la base de diferentes fuentes disponibles. La fuente de cada cifra puede ser consultada en los Anexos.

Ciudad	Tasa de Evasión	Año
Melbourne	12,0%	2011
Victoria	5,0%	2015
King County	4,8%	2010
Londres	1,3%	2013
Vancouver	2,5%	2007
Sidney	2,3%	2006
Viena	3,0%	2010
Colonia	4,7%	2012
Berlin	4,0%	2012
Bonn	3,9%	2012
Hamburgo	3,5%	2012
Munich	3,0%	2012
Auckland	6,4%	2013
San Francisco	8,0%	2014
Reggio Emilia	43,0%	2012
Lima	10,0%	2016
Buenos Aires	12,0%	2016
Bogotá	15,0%	2016
Santiago	27,6%	2016

para tratar de identificar factores operacionales del sistema de buses de Santiago que pueden incidir en la existencia de evasión en el pago del pasaje. Sobre la base de su modelo, Guarda et al (2016) estiman que la evasión aumentaría en los siguientes casos: cuando hay más pasajeros a bordo del vehículo, cuando hay más pasajeros ingresando por una misma puerta, cuando la tasa de ocupación es más elevada, y cuando los tiempos de espera de los viajeros en el paradero son mayores.

En el trabajo de Delbosc and Currie (2016) se presenta un análisis cuantitativo realizado a partir de una encuesta a 1.561 individuos en Melbourne, Australia, para caracterizar a diferentes tipos o *clusters* de evasores. Identifican tres tipos: el evasor "accidental" (por ejemplo, quien tenía la intención de pagar, pero las máquinas no funcionaban), el evasor "no intencional" (por ejemplo, individuo que no validó su pasaje porque iba de prisa o se le olvidó validar) y el evasor "deliberado" (por ejemplo, el que decidió no pagar porque viajaba una muy corta distancia). También presentan alguna discusión respecto del impacto que estos tres tipos de evasores podría tener frente a diferentes medidas anti-evasión que se pretendan tomar.

Trabajos teóricos, basados en modelamiento microeconómico, corresponden a los desarrollados por Polinsky y Shavell (1979), Boyd et al (1989) y Kooreman (1993), los cuales suponen que los evasores son actores racionales que ponderan únicamente los costos del pasaje y la probabilidad de ser atrapados, pero no consideran el contexto social donde la evasión tiene lugar, o sanciones no pecuniarias como una sanción social (e.g. hacer públicas listas de evasores).

Por otra parte, desde la perspectiva del control de la evasión (que es un tema que se aleja del ámbito del análisis que nosotros presentamos en este trabajo), es posible consultar el trabajo de Barabino et al. (2013), que propone esquemas eficientes de fiscalización considerando aspectos como la proporción de pasajeros fiscalizados, el monto de la evasión y las utilidades de las empresas de transporte público, entre otros. Complementariamente, tanto el método de recolección de multas y la magnitud de éstas, también determinan el nivel de costo-efectividad del sistema de fiscalización. No obstante, y según Clarke et al. (2010), no es claro cuál debe ser la relación óptima entre el nivel de fiscalización y el monto de la multa para reducir la evasión al máximo, ni tampoco cuál sería el valor mínimo deseable para la evasión.

En esta misma línea, Killias et al (2009) reportan que la mayoría de los sistemas de transporte público basan sus estrategias anti-evasión en la fiscalización y recaudación de multas a los evasores. En el trabajo de Bonfanti y Wagenknecht (2010), se recomienda que las organizaciones generen condiciones laborales adecuadas para que los conductores puedan cumplir un rol fiscalizador, tema que puede no ser compartido por los mismos conductores o

grupos políticos. En esta línea, Gino et al. (2009) describen la influencia de dinámicas grupales, de las emociones o del contexto situacional para entender de mejor manera los comportamientos no éticos como la evasión.

Barabino et al (2015) profundiza el tema de la evasión en el transporte público para el caso italiano, debido a su impacto en las pérdidas económicas para las compañías de transporte, la desigualdad social y el aumento de los niveles de violencia que afectan a la seguridad personal tanto de viajeros como conductores.

Otro trabajo reciente es el publicado por Tirachini y Quiroz (2016), en el que se describe una amplia revisión bibliográfica respecto de las causas de la evasión, y adicionalmente, plantea una serie de recomendaciones y sugerencias de medidas que tenderían a reducir este problema.

El análisis que nosotros presentamos en este artículo corresponde a un complemento de los trabajos ya reportados en la literatura, y considera una perspectiva agregada del problema de la evasión en el transporte público, basándose en enfoque de series de tiempo para determinar si existen relaciones económicas de largo plazo entre algunas variables relevantes, como el desempleo, niveles de fiscalización y las tarifas. Enfoques de este tipo no hemos encontrado en la literatura especializada, por lo que consideramos que nuestro análisis ayuda a entender de mejor manera el problema y puede ser un antecedente relevante al momento de diseñar mecanismos para enfrentar el problema de la evasión en el transporte público.

3. DATOS, MODELO Y RESULTADOS

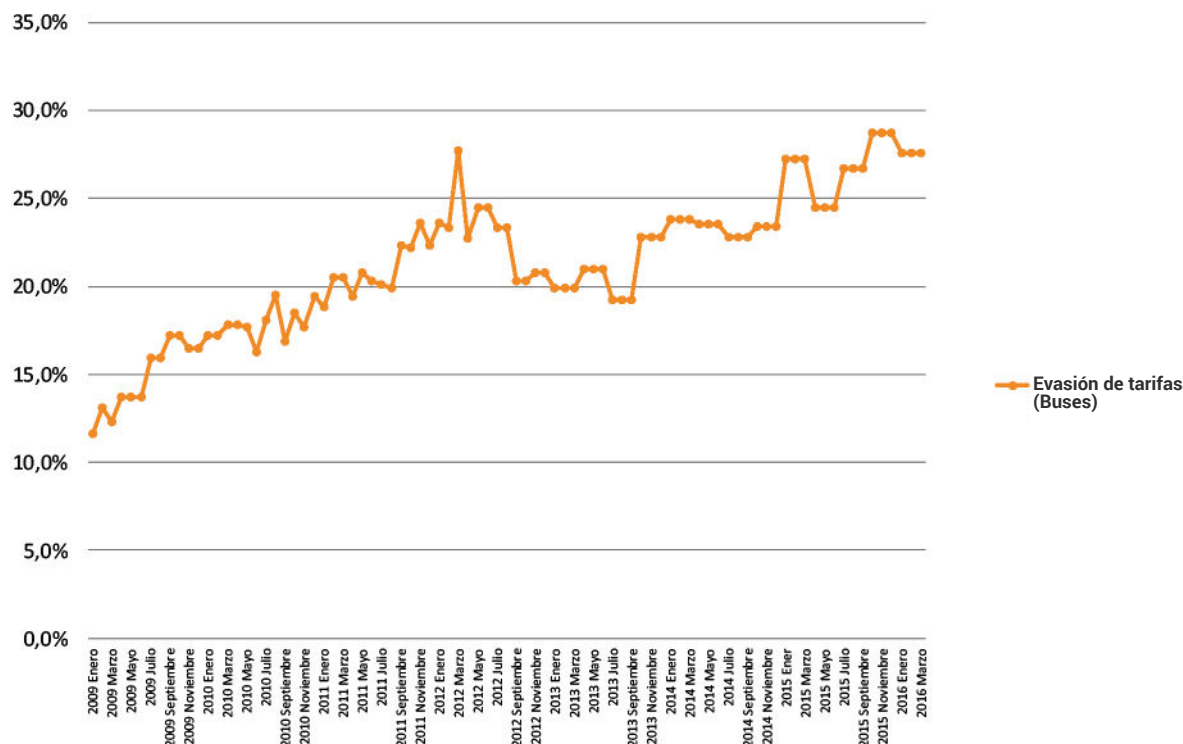
3.1 Datos utilizados

Desde su puesta en marcha en el año 2007, el sistema integrado de transporte público de Santiago, denominado Transantiago, ha estado bajo constante fiscalización tanto por la clase política como por la ciudadanía, entre otras cosas, debido a uno de sus grandes errores de diseño original, que fue suponer que el sistema iba a poder funcionar sin subsidios fiscales (Muñoz y De Grange, 2010). En la actualidad, Transantiago funciona con un subsidio fiscal cercano al 40% de su costo de operación de largo plazo (subsidio que incluye, además, parte de infraestructura de nuevas líneas de Metro y la totalidad de los terminales de buses).

Por presiones políticas, estos recursos han sido entregados a cambio de compromisos de transparencia, lo que se ha traducido en la existencia de una serie de estimaciones frecuentemente actualizadas de los niveles de evasión en los buses. La serie de evasión estimada tiene frecuencia mensual entre mayo de 2007 y diciembre de 2012. A partir de 2013, las autoridades han estimado la evasión trimestralmente.

Gráfico 1
EVASIÓN DEL PASAJE EN BUSES DE TRANSANTIAGO

Fuente: elaboración propia.



En cuanto a las variables económicas que consideramos que podrían influenciar la evasión en el pago del pasaje incluimos primero la magnitud de tarifa del transporte público, cuyas alzas han sido siempre polémicas, y con costos políticos para las autoridades de turno. Es razonable suponer que aumentos de tarifa pueden desincentivar el pago por usar el servicio, más aún cuando la capacidad fiscalizadora es baja.

Una segunda variable que consideramos que podría influir en la evasión, es el nivel de desempleo en la Región Metropolitana de Santiago, que es publicado por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) con frecuencia mensual. Como el desempleo se publica como promedio móvil de tres meses, consideramos como mejor estimación del desempleo mensual el valor central del promedio móvil.

Una tercera variable de interés fue la cantidad de fiscalizaciones realizadas durante cada mes, información que es publicada por las autoridades de transporte. Existe un Programa de Fiscalización para el transporte público de Santiago, que publica desde agosto de 2008 el número mensual de fiscalizaciones realizadas para controlar la evasión en Transantiago.

Sobre la base de estas tres variables explicativas (tarifa, desempleo y fiscalización), es posible construir diferentes

especificaciones de modelos econométricos, incluyendo, por ejemplo, rezagos o diferencias temporales. Analizamos también la posibilidad de incluir como variable explicativa la evaluación mensual de la población respecto a la gestión del sistema de transporte público de Santiago; sin embargo, dicha variable nunca mostró ser significativa en ninguno de los modelos considerados, razón por la que finalmente la excluimos del análisis.

Para las estimaciones, usamos datos con frecuencia mensual a partir del año 2009 (año a partir del cual consideramos que se normaliza la operación del sistema de transportes y se dispone, por ley, de un subsidio para el financiamiento del sistema) hasta febrero de 2016. Para el período con estimaciones trimestrales de la evasión, consideramos la estimación trimestral como la mejor estimación de la evasión durante cada mes del trimestre correspondiente.

Tabla 2
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS
(N = 86)

Fuente: Elaboración propia.

Variable	Media	Desv. Estándar	Min	Max
Evasión (%)	21.19	3.99	11.6	28.7
Fiscalización (N°)	101,207.9	44,972.46	15,447	191,184
Tarifa (\$)	547.9	83.92	380	640
Desempleo (%)	7.13	1.38	5.14	10.93

3.2 Descripción del Modelo

Nuestro enfoque econométrico consistió en estimar una relación entre variables agregadas como determinantes de la evasión. Este enfoque es distinto al de otros trabajos que evalúan la efectividad en contextos más específicos. El modelo econométrico base es:

$$E_t = \alpha_0 + \alpha_F \ln(F_t) + \alpha_T \ln(T_t) + \alpha_D \ln(D_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde E_t es la evasión en los buses estimada para el mes t ; F_t es el número de fiscalizaciones efectuadas por la autoridad, T_t es la tarifa de los buses, y D_t es la tasa de desempleo. Permitimos que los errores ε_t sigan un proceso

ARMA; esta es una forma habitual de modelar la estructura de los errores en modelos para datos de series temporales. La especificación del ARMA la elegimos usando el mejor ajuste del modelo, de acuerdo con el criterio de información de Akaike.

Como una especificación alternativa al modelo (1), consideramos el valor rezagado de la fiscalización como variable explicativa (F_{t-1}), debido a que es esperable que los niveles de fiscalización actúen con algún grado de rezago sobre la evasión. El supuesto es que el nivel de fiscalización no sería observable directamente por los usuarios en forma contemporánea, pero sí después de un mes.

Además, consideramos la incorporación de los cambios en las variables (primeras diferencias) sobre el nivel de evasión. Así, una segunda especificación de modelo es la siguiente:

$$F_t = \alpha + \beta_1 \ln(F_{t-1}) + \beta_2 \ln(F_{t-2}) + \gamma_1 \ln(T_t) + \gamma_2 \ln(T_{t-1}) + \delta_1 \ln(D_t) + \delta_2 \ln(D_{t-1}) + \epsilon_t \quad (2)$$

Por otra parte, como se trata de una estimación con datos de series temporales, es importante evaluar la estacionariedad de las series, así como la cointegración en caso de estimar modelos como los de las ecuaciones (1) y (2) con series temporales no estacionarias, para evitar el problema de correlación espuria (Granger and Newbold, 1974).

Para evaluar la presencia de posibles raíces unitarias en las series, usamos el test de Dickey-Fuller Aumentado, considerando el modelo con pendiente y sin tendencia determinística, e incluyendo tres rezagos. Estructuras de rezagos más largas no cambian los resultados. La Tabla N° 3 muestra los resultados de los test de raíces unitarias para las series consideradas.

Variable	Z(t)	Valor crítico al 5%	Valor-p aproximado
Evasión	-1.586	-2.904	0.4908
ln(fiscalización)	-2.734	-2.904	0.0683
ln(tarifa)	-2.099	-2.904	0.2449
Desempleo	-2.183	-2.904	0.2126

Tabla 3
TEST DE RAÍCES UNITARIAS

De acuerdo a la Tabla 3, tres de las cuatro series tendrían un comportamiento consistente con la presencia de una raíz unitaria al 5% de significancia. El número de fiscalizaciones (en logaritmos) habría rechazado la presencia de raíz unitaria al 10% de significancia.

Una de las características de las series con raíces unitarias es que sus varianzas crecen infinitamente con el horizonte de predicción, lo que no parece razonable para variables como la evasión y el desempleo que, por construcción, sólo pueden tomar valores entre 0 y 1. Sin embargo, Campbell y Perron (1991) recomiendan tratar a las series según su comportamiento en la muestra finita las que, en este caso, se comportan como si tuvieran raíces unitarias.

Para evaluar si las variables del modelo (1) cointegran, usamos el test de Johansen (Johansen, 1991) también

conocido como *trace test*. Este test se basa en la estimación por máxima verosimilitud de un VAR. Para la especificación del VAR consideramos el término constante y tres rezagos de las variables endógenas. El test lo realizamos considerando las cuatro variables del modelo (1), y lo repetimos usando sólo las tres variables con raíz unitaria al 10% de significancia de acuerdo al test de Dickey y Fuller Aumentado de la Tabla 3. Los resultados se muestran en la Tabla 4.

En el panel (a) de la Tabla 4 se muestra el resultado del *trace test* considerando todas las variables de la ecuación (1). Como se trata de cuatro variables, podrían existir hasta tres vectores de cointegración. En este caso, se rechaza la hipótesis nula de que habría a lo más dos vectores de cointegración, lo que sería evidencia de cointegración. En rigor, lo que rechaza el test de la traza es que no exista un eventual tercer vector de cointegración. Como regla para estimar el número de vectores de cointegración se toma como referencia el momento en que se rechaza la hipótesis nula del test de la traza. En este caso, se habrían encontrado dos vectores de cointegración. En forma similar, en el panel (b) se muestra que habría un vector de cointegración al considerar las tres variables con raíz unitaria al 10% de significancia.

Tabla 4
PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE LA TRAZA

* indica rechazo de la hipótesis nula.

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de Traza	Valor crítico
Panel (a) Variables: Evasión, ln(tarifas), ln(fiscalización), desempleo			
Ninguna	.	61.4901	47.21
A lo más 1	0.31851	30.0456	29.68
A lo más 2	0.21438	10.2603*	15.41
A lo más 3	0.08966	2.557	3.76
Panel (b) Variables: Evasión, ln(tarifas), desempleo			
Ninguna	.	35.513	29.68
A lo más 1	0.2627	10.2180*	15.41
A lo más 2	0.07014	4.1823	3.76

3.3 Principales resultados

La Tabla 5 muestra los resultados de la estimación de las ecuaciones (1) y (2). En ambos casos, el mejor ajuste se logró considerando un proceso AR(2) para el término ε_t , aunque otras especificaciones ARMA para el error no cambian significativamente los resultados. Las raíces del proceso Autorregresivo son invertibles, lo que es consistente con los resultados del test de cointegración. La estimación de los modelos la realizamos por Máxima Verosimilitud, y los errores estándar fueron estimados usando una matriz robusta a la presencia de heteroscedasticidad.

Los Modelos 1 y 2 de la Tabla 5 corresponden a la estimación de las ecuaciones (1) y (2), mientras que los modelos 3, 4 y 5 incluyen las variables en primeras diferencias por separado, para verificar la estabilidad de las estimaciones (robustez).

Tabla 5
ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS β DE LOS MODELOS

Var. Dependiente: Evasión	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Ln(Tarifa)	0.21*** (0.047)	0.24*** (0.057)	0.212*** (0.045)	0.203*** (0.052)	0.24*** (0.05)
Ln(Tarifa)		-0.061 (0.165)	-0.054 (0.133)		
Ln(Fiscalización)	-0.008*** (0.003)	-0.007 (0.005)	-0.008*** (0.003)	-0.006 (0.005)	-0.009*** (0.003)
Ln(Fiscalización)		-0.002 (0.004)		-0.002 (0.004)	
Desempleo	-0.259 (0.328)	0.159 (0.414)	-0.273 (0.332)	-0.257 (0.317)	0.138 (0.398)
Desempleo		-0.649* (0.34)			-0.662** (0.331)
Constante	-1.001*** (0.3)	-1.229*** (0.355)	-1.009*** (0.282)	-0.976*** (0.32)	-1.208*** (0.32)
AR					
Lag 1	0.58*** (0.116)	0.606*** (0.132)	0.592*** (0.123)	0.573*** (0.118)	0.591*** (0.11)
Lag 2	0.284*** (0.107)	0.243** (0.121)	0.27** (0.114)	0.286*** (0.107)	0.264*** (0.101)
Observaciones	85	84	85	84	85

En el Modelo 1 de la Tabla 5 estimamos efectos marginales significativos de la tarifa y del número de fiscalizaciones sobre la evasión. Los coeficientes que acompañan a las variables en logaritmos corresponden a semi-elasticidades. De esta forma, nuestra estimación indica que un aumento de un 10% en la tarifa se traduciría en un aumento de 2 puntos porcentuales en la evasión, mientras que un aumento en la fiscalización de 100%, significaría una disminución de 0,8 puntos porcentuales en la evasión. Estas estimaciones son consistentes con la situación de Transantiago, en el sentido que los niveles de fiscalización son relativamente bajos. Es decir, la estimación no se puede interpretar como que la fiscalización no sea efectiva, sino más bien, que ésta es muy escasa. A esto se puede agregar que, en la mayoría de los casos, no viene asociada a una sanción alta e inmediata para el evasor. En cuanto al desempleo, la estimación es negativa, pero no significativa desde un punto de vista estadístico.

Para el Modelo 2, que corresponde a la estimación de la ecuación (2), e incluye no sólo las variables en niveles como variables explicativas, sino también sus primeras diferencias como variables explicativas, el principal cambio en relación a la estimación anterior es que ahora el desempleo afectaría (significativo al 6% de confianza) a la evasión, pero negativamente. Esto indicaría que los más propensos a caer en la condición de desempleados, habrían sido más evasores que el promedio de los usuarios, lo que era esperable.

La estimación de la ecuación (2) sugiere que el aumento en un punto porcentual en la tasa de desempleo disminuiría en 0,65 puntos porcentuales la tasa de evasión. Esta variable es exógena al modelo y su evolución podría ser incorporada como un insumo al momento de definir políticas contra la evasión.

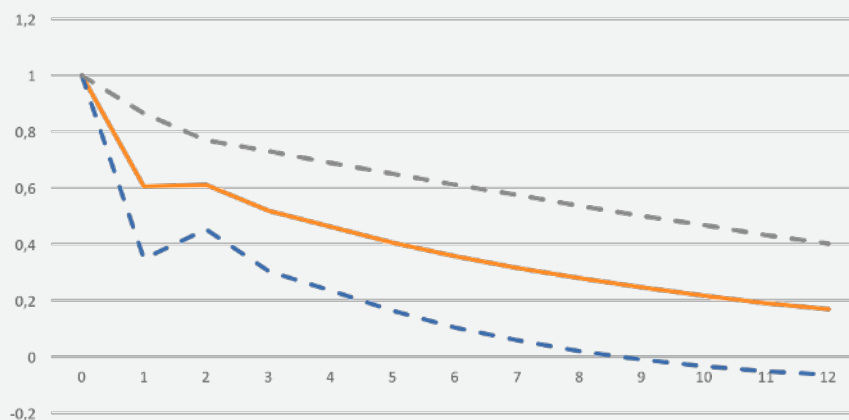


Gráfico 2
**FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
 ANTE UN CAMBIO DE UNA
 DESVIACIÓN ESTÁNDAR EN EVASIÓN**

Por otro lado, el efecto de la fiscalización dejó de aparecer como estadísticamente significativo en el Modelo 2. Sin embargo, el test conjunto de que, tanto el nivel como el cambio en fiscalización, reducen la evasión, sigue siendo significativo al 5%. Nuestra interpretación es que al incluir tanto el nivel de fiscalización como el cambio en ésta, la colinealidad entre estas variables hayan reducido el poder del test individual¹. Los modelos 3, 4 y 5 de la Tabla 5 confirman los resultados de las estimaciones de los modelos 1 y 2 recién explicadas.

En resumen, y de acuerdo a nuestras estimaciones, mayores tarifas aumentarían la evasión; mayor fiscalización ayudaría a reducirla, aunque en forma limitada, considerando los bajos niveles de fiscalización actuales y sus bajas penas; y los aumentos en desempleos podrían estar acompañados de una evasión ligeramente menor.

Por otra parte, como el modelo estimado se trata de un modelo dinámico por la estructura del error (Autorregresivo de orden 2), un cambio en cualquiera de las variables explicativas tendría un efecto en el tiempo y no sólo en el período inmediato. El Gráfico 2 muestra cómo sería la evolución de un shock de una desviación estándar en el nivel de evasión, donde se aprecia que la persistencia del shock sería de entre 8 y 9 meses.

¹ Si bien una variable integrada que se comporta como un random walk no tendría correlación entre su nivel y su primera diferencia, este no es el caso de la variable $\ln(\text{fiscalización})$. Los rezagos incluidos en el test de raíz unitaria son significativamente distintos de cero. De hecho, la correlación entre esta variable y su primera diferencia es de 0,33, y fue la que mostró mayor reversión a la media en los tests de raíz unitaria.

4. CONCLUSIONES

La evasión en el pago del pasaje de los sistemas de transporte público, especialmente en los sistemas de superficie, representa un creciente problema para las autoridades y empresas que proveen este tipo de servicio. En primer lugar, puede ser una importante causa de déficit financiero de los sistemas, aspecto que puede redundar directamente en una menor calidad de servicio. En segundo lugar, es un comportamiento considerado como poco ético, frente al cual las autoridades locales deben tomar medidas.

Son múltiples los factores y causas que pueden incidir en los niveles de evasión, así como también han sido diferentes los procedimientos que autoridades y empresas de transporte han implementado para enfrentar este problema.

Para complementar los trabajos y análisis que se han reportado hasta el momento en la literatura especializada, nosotros realizamos un análisis de cointegración que pretende identificar relaciones económicas de largo plazo entre factores como el desempleo, la tarifa y los niveles de fiscalización, con los niveles de evasión en el pago de tarifa en el transporte público. Los datos utilizados corresponden al sistema de buses de Santiago.

Una primera conclusión de nuestro análisis es que sí existiría una correlación positiva entre tarifa y evasión; estimamos que un aumento de 10% de la tarifa podría inducir un aumento de dos puntos porcentuales en la evasión (semi-elasticidad).

Una segunda conclusión es que la fiscalización sería insuficiente (o poco efectiva) para reducir los niveles de evasión en el caso de Santiago. Estimamos que si se duplicara el número de fiscalización, su impacto disuasivo sobre el nivel de evasión sería de apenas 0,8 puntos porcentuales (semi-elasticidad también).

Finalmente, nuestra última conclusión fue que existiría una correlación negativa entre desempleo y nivel de evasión. Este resultado se explicaría porque aquellos individuos más

vulnerables a los ciclos económicos, y que podrían perder su empleo con mayor probabilidad, serían en promedio más evasores que el resto de la población, ya que así reducirían su nivel de gasto.

Otra variable que inspeccionamos, pero que finalmente omitimos del modelo por ser poco significativa, fue la aprobación mensual que recibía la gestión de las autoridades sobre el sistema de transporte público de Santiago.

Resultados como los recién expuestos podrían dar luces a los tomadores de decisiones respecto del impacto que tendrían algunas de las políticas que puedan considerar a futuro como mecanismo de reducción de la evasión en el pago del pasaje en sistemas de transporte público en las ciudades.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Barabino, B., Salis, S. and Useli, B. (2013). *A modified model to curb fare evasion and enforce compliance: empirical evidence and implications.* Transportation Research Part A, 58, 29-39.

Barabino, B.; Salis, S. and Useli, B. (2015). *What are the determinants in making people free riders in proof-of-payment transit systems? Evidence from Italy.* Transportation Research Part A, 80, 184-196.

Bonfanti, G. and Wagenknecht, T. (2010). *Human factors reduce aggression and fare evasion.* Public Transport International, 59, 28-32.

Boyd, C., Martini, C., Rickard, J. y Russell, A.R. (1989). *Fare evasion and noncompliance.* Journal of Transport Economics and Policy, 23, 189-197.

Buccioli, A.; Landini, F. and Piovesan, M. (2013). *Unethical behavior in the field: demographic characteristics and beliefs of the cheater.* Journal of Economic Behavior & Organization, 93, 248-257.

Campbell, J. Y. and Perron, P. (1991). *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots.* In NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6 (pp. 141-220). MIT press.

Clarke, R. V, Contre, S. y Petrossian, G. (2010). *Deterrence and fare evasion: Results of a natural experiment.* Security Journal, 23, 5-17.

Delbosc, A. and Currie, G. (2016). *Cluster analysis of fare evasion behaviours in Melbourne, Australia.* Transport Policy, 50, 29-36.

Gino, F.; Ayal, S. and Ariely, D. (2009). *Contagion and differentiation in unethical behavior: the effect of one bad apple on the barrel.* Psychological Science, 20, 393-398.

Granger, C. W., and Newbold, P. (1974). *Spurious regressions in econometrics.* Journal of Econometrics, 2, 111-120.

Guarda, P.; Galilea, P.; Paget-Seekins, L. and Ortúzar, J.D. (2016). *What is behind fare evasion in urban bus systems? An econometric approach.* Transportation Research Part A, 84, 55-71.

Johansen, S. (1991). *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models.* Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1551-1580.

Killias, M.; Scheidegger, D. and Nordenson, P. (2009). *The effects of increasing the certainty of punishment: a field experiment on public transportation.* European Journal of Criminology, 6, 387-400.

Kooreman, P. (1993). *Fare evasion as a result of expected utility maximisation: some empirical support.* Journal of Transport Economics and Policy, 27, 69-74.

Muñoz, J. C. and De Grange, L. (2010). *On the development of public transit in large cities.* Research in Transportation Economics, 29, 379-386.

Polinsky, M. y Shavell, S. (1979). *The optimal tradeoff between the probability and magnitude of fines.* American Economic Review, 69, 880-891.

Reddy, A.; Kuhls, J. and Lu, A. (2011). *Measuring and controlling subway fare evasion: improving safety and security at New York city transit authority.* Transportation Research Record, 2216, 85-99.

Smith, M. and Clarke, R. (2000). *Crime and Public Transport,* The University of Chicago Press, Crime and Justice, 27, 169-233.

Tirachini, A. and Quiroz, M. (2016). *Evasión del pago en transporte público: evidencia internacional y lecciones para Santiago.* Documento de Trabajo, Departamento de Ingeniería Civil, Universidad de Chile, DOI: 10.13140/RG.2.1.4212.8884.

4. ANEXOS

Ciudad	Tasa de Evasión	Año	Fuente
Melbourne	12,0%	2011	http://publictransportresearchgroup.info/portfolio-item/understanding-the-psychology-of-fare-evasion/
Victoria	5,0%	2015	http://ptv.vic.gov.au/news-and-events/news/public-transport-fare-evasion-at-lowest-level-on-record/
King County	4,8%	2010	http://metro.kingcounty.gov/am/reports/2010/FareEvasion04-10.pdf
Londres	1,3%	2013	http://content.tfl.gov.uk/STP-20131022-Open-Item07-Fare-Evasion-on-London-Buses.pdf
Vancouver	2,5%	2007	http://www.cbc.ca/bc/news/bc-080723-Fare-Evasion-pwc.pdf
Sindney	2,3%	2006	http://www.audit.nsw.gov.au/ArticleDocuments/138/150_Fare-Evasion.pdf.aspx?Embed=Y
Viena	3,0%	2010	Wiener Linien (2010) Mehr Fahrscheinkontrollen, sinkende Schwarzfahrerquote, in: http://www.wienerlinien.at/eportal/ep/contentView.do/contentTypeld/1001/channelId/-8615/programId/22534/pageTypeld/9320/contentId/25239 (22.08.2012).
Colonia	4,7%	2012	Schlesiger, C. (2012) Undercover-Einsatz: Nahverkehr Bus- und Bahnbetreiber erleiden hohe Einnahmeverluste durch Schwarzfahrer. Nun leisten die Städte Gegenwehr, WirtschaftsWoche 2012 (16), 16.04.2012, 58-59.)
Berlin	4,0%		
Bonn	3,9%		
Hamburgo	3,5%		
Munich	3,0%		
Auckland	6,4%	2013	https://at.govt.nz/media/196871/agenda-item-9i-attachment.pdf
San Francisco	8,0%	2014	http://www.streetsblog.org/2016/06/21/mta-says-proof-of-payment-may-increase-fare-evasion-history-says-otherwise/
Reggio Emilia	43,0%	2012	http://dse.univr.it/workingpapers/wp2012n24.pdf
Lima	10,0%	2016	http://www.plataformaurbana.cl/archive/2016/05/09/santiago-presenta-la-mayor-evasion-de-latinoamerica-y-un-debil-sistema-de-multas-para-controlarla/
Buenos Aires	12,0%	2016	http://www.plataformaurbana.cl/archive/2016/05/09/santiago-presenta-la-mayor-evasion-de-latinoamerica-y-un-debil-sistema-de-multas-para-controlarla/
Bogotá	15,0%	2016	http://www.plataformaurbana.cl/archive/2016/05/09/santiago-presenta-la-mayor-evasion-de-latinoamerica-y-un-debil-sistema-de-multas-para-controlarla/
Santiago	27,6%	2016	Ministerio de Transportes y Telecomunicaciones, Gobierno de Chile

