

Elasticidad-precio de la demanda del transporte público urbano: un análisis para los servicios de ómnibus y subterráneo de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires*

Price elasticity of demand for urban public transport:
An analysis for bus and underground services of the Autonomous City of Buenos Aires

Jerónimo Montalvo**

jeromontalvo@gmail.com

Resumen

En este trabajo se estiman distintas elasticidades de la demanda del transporte público urbano, específicamente de los servicios de subterráneo y ómnibus que realizan su recorrido dentro de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA). Para ello se utiliza una base de datos con periodicidad mensual entre los años 1993-2013 y, mediante el uso de dos metodologías diferentes –modelos dinámicos y el de cointegración y modelos de corrección de errores, se estiman– los coeficientes de corto y largo plazo, haciendo hincapié en las elasticidades-precio de la demanda de cada servicio. En línea con estudios existentes, se encuentran demandas inelásticas con coeficientes de largo plazo mayores a los corto plazo. En el caso del subte, donde fue posible utilizar más variables explicativas, ambos métodos de estimación arrojan valores que rondan una elasticidad-precio negativa entre 0,1 y 0,2. Por su parte, en relación al ómnibus, con más dificultades de estimación, la velocidad de ajuste de la demanda a su propio precio es mucho menor, implicando mayores diferencias entre las elasticidades de corto y largo plazo, si bien los valores estimados de estas últimas son cercanos a los estimados en la experiencia internacional (-0,5).

Clasificación JEL: C5, R40.

Palabras claves: elasticidad, demanda, transporte público, Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Recibido: 15/10/2015 Aceptado: 19/04/2016

Abstract

This paper estimates the demand elasticity of two urban public transport services within the limits of the City of Buenos Aires, i.e., underground subway services and buses whose entire route runs within the boundaries of the city. I use a monthly database from 1993 until 2013 and, by using two different methodologies –dynamic models and cointegration and error correction models–, different regressions are analyzed to find the short and long-term coefficients, with particular emphasis on price-elasticities of the two demands. Consistent with the literature review, I find inelastic demands with long-term coefficients higher than short ones. In the case of the subway, where more explanatory variables are available, both econometric methods generate negative own price-elasticities between 0.1 and 0.2. Meanwhile, regarding buses, where the estimation is more difficult, the demand reacts more slowly to changes in prices, which is shown by larger differences between short and long-term estimates, even though the latter are close to what international experience shows (-0.5).

JEL Classification: C5, R40.

Key words: Elasticity, demand, public transport, City of Buenos Aires.

*. Este trabajo es la tesis final de la Maestría en Economía (UNLP). Especial agradecimiento a mi director, Santiago Urbiztondo, por sus valiosísimos aportes y comentarios durante el proceso de construcción de esta tesis. Todos los

errores u omisiones que puedan llegar a haber son de mi entera responsabilidad.

** . Licenciado en Economía y Magíster en Economía (UNLP).

1. Introducción

Entender el comportamiento de la demanda del transporte público es una cuestión muy importante. Con una tendencia cada vez mayor de migración de la población hacia las grandes urbes, éste sector tiene implicancias en la vida de los ciudadanos, siendo muchas veces determinante de la calidad de vida de los individuos. Las políticas públicas en referencia al transporte público son discutidas alrededor del mundo y, en particular, la fijación de tarifas.

En la Argentina, la determinación de las tarifas de los servicios ha experimentado diferentes modelos. En la actualidad, el esquema vigente durante los últimos años se encuentra bajo discusión y en proceso de cambio. En este sentido, la estimación de elasticidades ofrece información valiosa que enriquece el debate, permitiendo hacer diferentes tipos de análisis:

- *proyecciones de la demanda*: estimaciones ante variaciones en variables tales como el nivel de actividad económica, el aumento de la población o densidad, etc.

- *decisiones empresariales*: ligadas a la gestión del transporte público, dando una gran importancia al grado de elasticidad de la demanda ante cambios en las tarifas para poder determinar si el ingreso total aumenta o disminuye.

- *políticas públicas*: los problemas de congestión en las grandes urbes comprometen a mejorar las políticas de movilidad urbana y en ese sentido el transporte público juega un rol muy importante. La herramienta más directa del hacedor de política, la tarifa del servicio, junto con otras cuestiones muy importantes como la calidad y confort del mismo, son determinantes para incentivar a los individuos a utilizar los medios de transporte colectivo.

El Área Metropolitana de Buenos Aires (AMBA) posee una población de aproximadamente 16,5 millones de personas, algo más que la tercera parte del total de los habitantes de Argentina, concentrados en una superficie que apenas abarca el 0,1% de la superficie total del país (5.045 hab/km²). Esta alta densidad poblacional se exagera cuando se tienen en cuenta los datos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires

(CABA), donde unas 3 millones de personas viven en un área de 202 kilómetros cuadrados, alcanzando los 14.851 hab/km². La CABA es el centro de toda esta área y la zona donde confluyen la mayoría de los recorridos del transporte público. De esta manera, por sus características propias, esta estructura conlleva problemas importantes de congestión, siendo el rol de las políticas públicas enfrentar esta problemática y generar sensibles mejoras en la calidad de vida de las personas.

El AMBA cuenta con distintos tipos de transporte público disponibles para que las personas puedan trasladarse entre distintos puntos del área, teniendo como foco o destino principal la CABA: ferrocarril, subterráneo y ómnibus. Este último se puede desagregar entre aquellos servicios que realizan todo su recorrido dentro de la CABA (ómnibus tipo I) y los que tienen solo una de las cabeceras allí (ómnibus tipo II). En relación a los ferrocarriles, se cuenta con 7 ramales que también poseen cabecera en la CABA iniciando / finalizando sus recorridos en distintas zonas de la provincia de Buenos Aires. Por último, el servicio de subterráneo tiene su recorrido completo dentro de los límites de la Capital Federal. Esta configuración hace que estos diferentes medios sean tanto complementarios como sustitutos entre unos y otros.¹

El objetivo de este trabajo es concentrarse en dos medios de transporte público ² que realizan todo su recorrido dentro de la CABA y estimar cómo varía la demanda de los mismos ante cambios en las tarifas –tanto propias como

1. Naturalmente, todos estos medios de transporte público coexisten, y compiten de distinta manera, con medios individuales alternativos –taxis, automóvil, bicicleta, etc.

2. Claramente, los medios de transporte privado son alternativas que compiten con los medios públicos colectivos considerados en este estudio, y en tal sentido sería deseable testear el impacto de (y controlarlo) diversos indicadores de costos de los primeros sobre estos últimos. En tal sentido, dos variables salientes del costo del transporte privado son el precio de la nafta y del estacionamiento en el micro-centro de CABA. Sin embargo, estas dos variables fueron excluidas del trabajo. En el primer caso, la variable no aportó coeficientes intuitivos y además desconfiguró otros resultados, mientras que en el segundo caso no fue posible conseguir una serie mensual anterior al año 2009.

de las alternativas de transporte público—, controlando con otros determinantes tales como el nivel de actividad económica y la calidad del servicio. Además, al observar solamente la CABA se reduce fuertemente la heterogeneidad en la cobertura de los distintos tipos de servicio, facilitando la identificación de la posible competencia o sustitución entre ambos.³ Para ello se tiene en cuenta el servicio de subterráneo y los ómnibus que se encargan de transportar a los pasajeros dentro de los límites de la capital del país. En primer lugar se tratará de evidenciar si los cambios en los determinantes de los distintos medios son significativos en las demandas de transporte, para luego —de ser así— estimar cuál es la elasticidad-precio de la demanda de cada uno.

Los cambios porcentuales en la cantidad demandada ante cambios porcentuales en factores determinantes de la misma se conocen como elasticidades de la demanda:

$$E = \frac{\text{cambio porcentual de la cantidad demandada}}{\text{cambio porcentual de un factor determinante}}$$

Estas pueden tomar valores positivos o negativos, dependiendo de la dirección de cambio de la cantidad demandada ante los cambios en el factor específico considerado. Es decir, una elasticidad positiva refleja una situación en la cual el cambio en la cantidad demandada sea en la misma dirección que el cambio en el factor examinado, por ejemplo ambos aumentan, mientras que la elasticidad negativa representa el caso contrario. Además, la elasticidad de la demanda se puede clasificar según sea su magnitud como inelástica, unitaria o elástica, dependiendo si el valor absoluto de la elasticidad es menor a uno, igual a uno o mayor a uno, respectivamente. Por último, las elasticidades pueden ser estables durante toda la curva de demanda o crecer o decrecer según tramos de la misma. En el presente trabajo, debido a las formas funcionales supuestas (en particular, la

expresión de las variables en logaritmos), se va a estimar una elasticidad constante.

En relación a los posibles factores determinantes de la demanda del transporte público urbano, usualmente se tienen en cuenta distintos tipos de precios (incluyendo la tarifa propia y la tarifa o precio del medio de transporte alternativo en cuestión), el nivel de actividad económica del lugar de estudio, el nivel de ingresos de población, el nivel de confort y calidad del servicio prestado, el tiempo de viaje, etc. Como se dijo, se focalizará en las elasticidades-precio de las demandas de ambos servicios, es decir la medición de los cambios porcentuales en las cantidades demandadas ante cambios porcentuales en las tarifas de ambos servicios, resultando en elasticidades-precio directas (cuando varía la tarifa propia) y cruzadas (cuando varía la tarifa del medio de transporte alternativo). Los factores a considerar dependerán también del tipo de datos que se utilicen, en particular cuán agregados son los mismos para alcanzar más o menos nivel de detalle.

2. Revisión bibliográfica

Hay una vasta bibliografía abocada a la estimación de la demanda de transporte público colectivo de pasajeros, fundamentalmente desarrollada en el exterior del país, en donde se aplican diferentes tipos de metodologías y se exploran distintas bases de datos. Se utilizan tanto datos agregados, como es el caso de series temporales, *cross section*, panel, entre otros, y datos desagregados, como puede ser el uso de encuestas, métodos *before and after*, precios de transferencia, etc. En general, los análisis se centran en estimar la elasticidad-precio de la demanda, es decir el efecto del cambio en la tarifa del servicio en cuestión sobre la cantidad de pasajeros transportados. En este trabajo se tiene especial foco sobre esta elasticidad.

Los estudios evidencian en su mayoría que la demanda de transporte público es precio-inelástica (esto es, que cambios en las cantidades demandadas son menos que proporcionales al cambio en la tarifa), y mayor (en términos absolutos) en el largo plazo que en el corto plazo, implicando que en el horizonte más lejano el consumidor realiza todos los ajustes necesarios en sus decisiones de consumo al evaluar las alternativas disponibles.

3. Debe señalarse que en términos estrictos, no todos los habitantes de CABA tienen la posibilidad de elegir entre los distintos medios de transporte público —colectivos y trenes/subtes— para satisfacer sus necesidades individuales, según sea su localización y su destino. En tal sentido, como es cierto para cualquier producto o servicio cuyos consumidores son heterogéneos en sus preferencias, las elasticidades-precio computadas corresponden a la población en su conjunto y no a cada uno de los habitantes de CABA.

Una revisión de estudios en Gran Bretaña llevada a cabo por Wardman y Shires (2003) exhibe la media de la elasticidad-precio de la demanda para distintos servicios de transporte público. En el caso del ómnibus, sobre un total de 305 elasticidades, se deduce que el promedio asciende a $-0,5$, mientras que en el caso del subterráneo, sobre 42 valores estimados, la media se eleva a $-0,3$.

Como antecedentes a las metodologías y uso de datos propuestas en este trabajo, Dargay y Hanly (2002) estiman la elasticidad-precio de la demanda de para los servicios de ómnibus urbanos de Londres utilizando un modelos de regresiones dinámicas, mientras que Wijeweera y Charles (2013) estudian los determinantes de la demanda de pasajeros de trenes en Perth con la aplicación de un modelo de cointegración y corrección de errores.

En tanto, en el ámbito nacional la bibliografía es escasa como consecuencia en parte de la falta de datos públicos, tanto agregados como desagregados (encuestas). En el interior del país, se cuenta con estudios en Salta-Posadas (Liendro, 2003) y Gran Mendoza (Reta, 2006), los cuales mediante el uso de encuestas pertinentes aplicaron un modelo de elección discreta para estimar los distintos determinantes de la demanda.

Para la región metropolitana, más específicamente la CABA, García (2002), también bajo la teoría de la preferencia revelada, utiliza distintas encuestas para estudiar las reacciones de los consumidores ante cambios en los determinantes de la demanda.

Finalmente, como antecedente del uso de series temporales, Sartori (2003) presenta una estimación de elasticidades de demanda para el transporte urbano de pasajeros por ómnibus de la ciudad de Córdoba, utilizando datos para el período 1993 – 2000. No obstante, este último trabajo no estudia relaciones de corto y largo plazo ni tampoco aborda la estacionariedad de las series, de manera tal que no puede descartarse que las estimaciones sean inconsistentes/sesgadas.

3. Datos

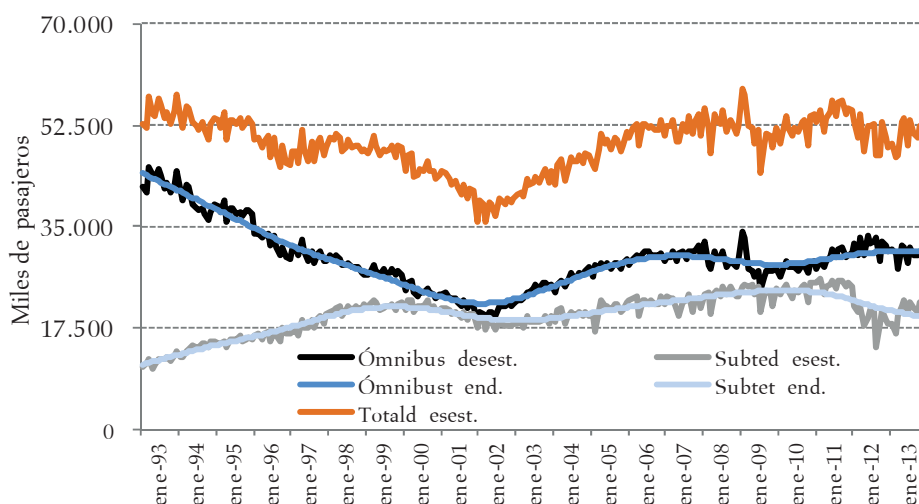
Para la confección del estudio se utilizaron datos con periodicidad mensual entre los años 1993 y 2013. La cantidad de pasajeros transpor-

tados en el servicio de subterráneo y ómnibus de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA), ambas series tratadas como variables dependientes en sus respectivos modelos, se revelan del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Como se explicó, en el caso del ómnibus los servicios incluidos son aquéllos prestados con ambas cabeceras dentro de la CABA, dejando de lado las líneas que operan con una o ambas cabeceras en la provincia de Buenos Aires. Por este motivo, si bien hay una importante cantidad de pasajeros que utilizan los servicios que poseen una cabecera fuera de la CABA para transportarse dentro de la propia ciudad, que no son contemplados en las estadísticas utilizadas aquí, esta omisión a priori no es relevante producto de que la tarifa de ambos servicios se mueve exactamente de la misma manera y por lo tanto es natural suponer una proporcionalidad en la evolución del uso de colectivos con cabeceras intra-CABA y extra-CABA para transportarse dentro de la CABA. Además, se observó para el período seleccionado que no hubo diferencias relevantes de otro tipo tales como la calidad de los servicios, con ómnibus urbanos muy similares. En relación al subterráneo, vale mencionar que los datos de los pasajeros totales transportados excluyen aquellos de la línea H (inaugurada en 2007), para que este efecto no distorsione los resultados.⁴

Se observa en el gráfico 1 que durante todo el período es mayor el número de pasajeros transportados en ómnibus que en subte, aunque la brecha se redujo sensiblemente a lo largo del mismo. En efecto, en el año 1993 el transporte de superficie transportaba casi 4 veces más que el subterráneo, pero esta brecha se fue achicando para alcanzar en el año 2001 una diferencia de sólo un 10% luego del sostenido incremento de la cantidad pasajeros del subte y reducción de la cantidad transportada en ómnibus. Posteriormente, finalizado el período de crisis desatado a fines de 2001, donde se observa una caída de la cantidad de pasajeros transportados totales, arranca un período de recuperación para ambos, más allá de una destacada merma en el caso del subte a fines de 2011 coincidente con el nuevo cuadro tarifario aplicado al transferirse la regu-

4. De todas maneras, se analizó teniendo en cuenta la incorporación de la línea H para observar si los resultados del ómnibus o subterráneo se modificaban, no habiendo cambios significativos.

Grafico 1: Cantidad de pasajeros en ambos servicios y el total, en términos desestacionalizados (enero 1993 – diciembre 2013)



lación del mismo desde el gobierno nacional al de la CABA.

Para explicar la evolución de las variables dependientes, en ambos casos se utiliza la tarifa de cada servicio. En el caso del subterráneo, la misma fue provista por la Dirección General de Estadística y Censos del Ministerio de Hacienda GCBA sobre la base de datos de la Comisión Nacional de Regulación del Transporte (CNRT), y ésta se deflacta por un índice de precios de elaboración propia (conformado por el IPC-GBA INDEC hasta 2007, luego IPC 7 provincias entre 2008 y 2010, y finalmente, desde 2011, IPC Congreso). Por su parte, en el caso del ómnibus la tarifa media para los servicios dentro de Capital

Federal proviene del INDEC y es deflactada por el mismo índice de precios.

Del Gráfico 2 se desprende que, con excepción del inicio del período y sobre el final, la tarifa real del ómnibus ha sido siempre superior a la del subterráneo, con una mayor brecha entre ambas en la segunda mitad de la década del 90. Se desprende del Gráfico n°2 que hasta el año 2001 se contemplaba una etapa ascendente de tarifas, para que a partir del año 2002 las mismas caigan de manera sostenida (con excepción de algunos aumentos posteriores al año 2008).

También se tiene en cuenta un indicador de actividad, haciendo uso del Estimador Mensual

Gráfico 2: Tarifas reales para los servicios de ómnibus y subterráneo (enero 1993 – diciembre 2013. Tarifas reales Abr 2008=100)

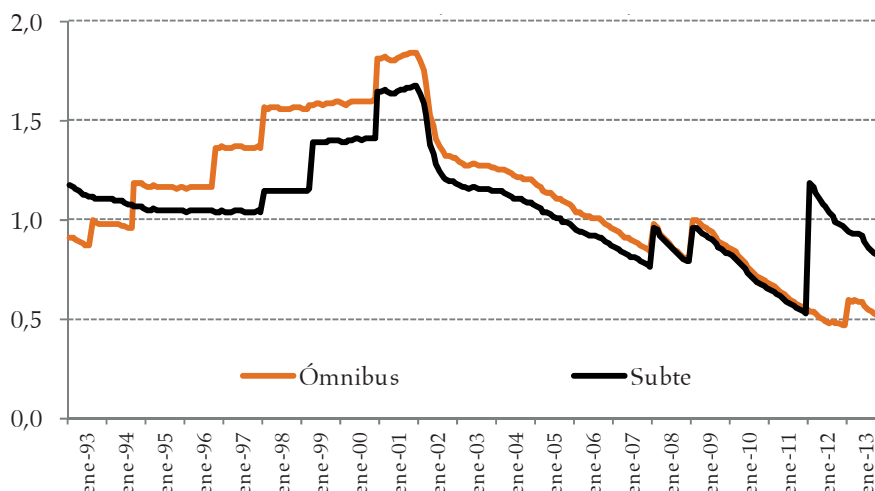
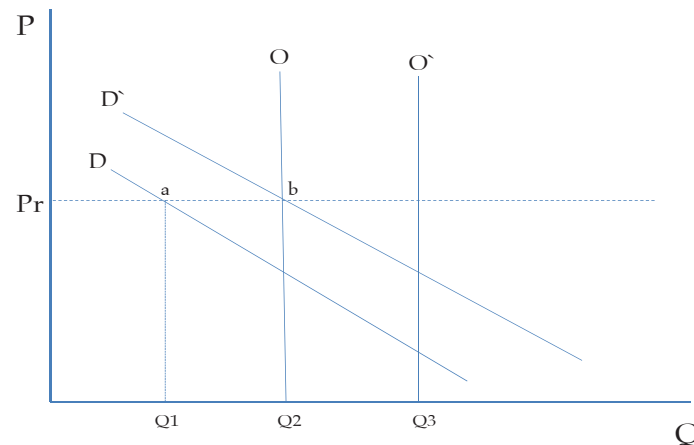


Gráfico 3: Oferta, demanda y punto de equilibrio del transporte público



de Actividad Económica (EMAE) que publica el INDEC. Este indicador es para el total del país, y debe utilizarse aquí por falta de un indicador de frecuencia mensual propio para la CABA. Sin embargo, la limitación emergente parece menor dado que el EMAE contiene una fuerte ponderación de CABA dentro del cálculo del mismo, mientras que la correlación de la actividad de la CABA con la del resto del país no difiere significativamente considerando series anuales por ejemplo.

Finalmente, con propósito de encontrar un indicador de calidad o confort del servicio, en el caso del subterráneo se utiliza una serie que mide la cantidad de coches por kilómetro en funcionamiento (fuente: Observatorio Nacional de Datos de Transporte, Universidad Tecnológica Nacional), representativa del producto del número de vagones utilizados y las distancias recorridas, que de alguna manera refleja la frecuencia del servicio (dado que la cobertura geográfica no sufrió modificaciones relevantes en el período). En tal sentido, podría pensarse que un incremento de los coches por kilómetro representa una expansión de la oferta, por lo que estaríamos ante el inconveniente de tener una oferta endógena y la necesidad de estimar un sistema de ecuaciones para encontrar el equilibrio. Sin embargo, es importante recalcar en este caso que este indicador actúa como una mejora de la calidad del servicio (dado que la restricción de oferta nunca opera en sentido estricto sino incrementando la incomodidad por viajar con mayores demoras, menor comodidad, etc.), representando un desplazamiento de la (función de) demanda para combinación de tarifas (propia y alternativa) e ingresos de los distintos pasajeros potenciales. Así, suponiendo que estamos en

presencia siempre de un escenario donde no se registra exceso de oferta del servicio, podemos interpretar este aumento de los coches por kilómetro como una menor congestión dentro del servicio, lo que implicaría una mejora del mismo y un aumento de la cantidad de pasajeros resultante de un corrimiento de la función de demanda.

En el gráfico 3 de oferta y demanda (siendo el precio o tarifa P y la cantidad agregada de viajes Q) se expresa con mayor claridad la idea.

Considérese un punto de equilibrio inicial "a", donde se cruza la demanda D y el precio regulado (P_r), en el cual existe un "exceso de oferta" representado por la diferencia entre Q2 (nivel de oferta inicial dado) y Q1. Tal situación se interpreta aquí de la siguiente manera: el exceso de oferta está definido respecto del caso en el cual todos los kilómetros-vagones (o kilómetros-colectivos) disponibles son utilizados en su plenitud (ocupando tanto los asientos como el espacio de circulación de cada coche), definido como la oferta inicial O, de manera tal que Q1 puede interpretarse como un nivel de oferta en el cual la comodidad de los viajes (por sub-utilizar la oferta máxima disponible) es mayor; en consecuencia, dado el precio P_r y la oferta máxima inicial O, la demanda D tiene como factor determinante la comodidad de los viajes para tal "exceso de oferta", e incorpora los distintos grados de comodidad resultantes a distintos precios posibles. Así, dada la oferta máxima inicial O, se entiende que la demanda al precio P_r no enfrenta una restricción de oferta estricta sino la posibilidad de aumentar o disminuir la utilización del servicio ajustando el grado de comodidad de los viajes. En consecuencia, en caso de ocurrir un

desplazamiento de la oferta máxima disponible de O a O' (es decir, un aumento en la cantidad de coches por kilómetro), el nuevo equilibrio –dado Pr – está caracterizado por un desplazamiento de la función de demanda de D a D' (con un nuevo equilibrio en el punto b), ya que el mismo representa una mejora en la calidad de los viajes iniciales y permite utilizar en mayor medida ese medio de transporte sin incrementar el grado de congestión inicial.

En síntesis, el desplazamiento de la oferta conlleva a un desplazamiento proporcional en la demanda (siendo el grado de congestión final presumiblemente menor o igual que el inicial), y tal desplazamiento en la demanda producto de un aumento en la cantidad de coches-kilómetro es el que se modela aquí.⁵

Por su parte, en el caso del ómnibus no fue posible conseguir un buen medidor o proxy de la calidad o confort del mismo, quedando como una inquietud para un próximo trabajo.

4. Metodología

Para la estimación de las demandas de transporte público urbano en la CABA, en relación a los servicios de ómnibus y subterráneo, se utilizan dos modelos alternativos, controlando de esta manera la robustez de los resultados. Los dos métodos son: por un lado, modelos de regresiones dinámicas, y por otro lado cointegración y modelo de corrección de errores.

Inicialmente se plantea una regresión para ambos medios de transporte teniendo como variable dependiente a la cantidad de pasajeros transportados. Además de las ya mencionadas variables independientes, se generan dummies mensuales con fin de controlar por estacionalidad. Por último, todas las variables son expresadas en logaritmos naturales, debido a que los modelos doble-logarítmicos permiten interpretar los

5. Simétricamente, podría pensarse un escenario inicial con un equilibrio en el punto “b” con el nivel de oferta inicial O' , lo que equivaldría a la existencia de un exceso de oferta en el servicio respecto de su utilización plena igual a $Q3-Q2$. En este caso, una reducción en el número de coches por kilómetro desplazando la oferta de O' hasta O provocaría un incremento en la congestión, afectando negativamente la demanda y contrayéndola desde D' hasta D .

coeficientes de las variables respectivas como elasticidades, es decir cambios porcentuales de la cantidad demandada de transporte ante cambios porcentuales de dichas variables.

Específicamente:

$$\ln PT_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln TP_t + \beta_2 \ln IA_t + \beta_3 \ln TA_t + \beta_4 \ln IC_t + \Phi_t + \varepsilon_t$$

donde PT_t son los pasajeros transportados en el período t , TP_t es la tarifa propia en el período t , IA_t es el índice de actividad en el período t , TA_t es la tarifa alternativa en el período t , IC_t es el índice de calidad en el período t y Φ_t hace referencia a las dummies mensuales creadas.

4.1 Modelos de regresiones dinámicas

Siguiendo la explicación de Sosa-Escudero (2009), los modelos de regresiones dinámicas hacen alusión a que las observaciones de un período están relacionadas con aquéllas de otros períodos. Es decir, tanto la variable dependiente como las independientes pueden tener explicación en los rezagos de ellas mismas.

Para este caso particular, lo que se hace es considerar un modelo de ajuste parcial, lo que implica que solo se incluye en el modelo rezagos de la variable dependiente, como devela la siguiente ecuación:

$$Y_t = a + \beta_0 X_t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

En este modelo, el efecto de aumentar X en el período t en una unidad estará dado por:

- En t el incremento será β_0 (efecto de corto plazo)
- En $t+1$ continuará incrementándose, ya que el primer aumento tiene un efecto positivo rezagado: $\gamma\beta_0$
- En $t+2$ tendremos otro efecto rezagado adicional: $\gamma\gamma\beta_0 = \gamma^2\beta_0$
- Y así sucesivamente...

Finalmente, se puede demostrar fácilmente que la sumatoria de estos efectos luego del cambio en X es:

$$\beta_0 + \gamma\beta_0 + \gamma^2\beta_0 + \gamma^3\beta_0 + \dots = \beta_0 / (1 - \gamma)$$

Como se observa, el coeficiente de largo plazo estará dado por el coeficiente de corto plazo dividido por la expresión , siendo $(1 - \gamma)$ el coeficiente del rezago de la variable dependiente.

A manera de intuición, supongamos un aumento de la actividad económica, la cual motiva al mayor uso del transporte público. Habrá en una primera instancia un efecto positivo en la cantidad demandada de transporte público, pero, debido a costos de ajuste enfrentado por los usuarios, parte del aumento será pospuesto para el próximo período, y el otro, etc. Entonces se tiene un efecto de corto plazo y un efecto retrasado adicional para el resto de los períodos, siendo el agregado de estos efectos el de largo plazo.

De esta manera, el modelo a emplear para el cálculo de las elasticidades de la demanda de transporte público de corto y largo plazo será el siguiente:

$$\ln PT_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln TP_t + \beta_2 \ln IA_t + \beta_3 \ln TA_t + \beta_4 \ln IC_t + \Phi_t + \gamma \ln PT_{t-1} + \varepsilon_t$$

La ecuación anterior es la inicial, con la incorporación como variable explicativa del primer rezago de los pasajeros transportados para cada uno de los servicios.

4.3 Cointegración y modelo de corrección de errores

Como explica Montero (2013) en "Variables no estacionarias y cointegración", la econometría de series temporales se encuentra con el problema de medir relaciones entre aquellas variables que tienen una tendencia temporal, lo que puede llevar a que se consideren significativas relaciones completamente espurias. Estas variables que poseen una tendencia temporal definida son las que se denominan "no estacionarias", en el sentido de que su valor medio, varianza y covarianza no son estables y crecen o disminuyen sistemáticamente en el tiempo, y estimaciones con las mismas pueden ser espurias, salvo que estén cointegradas.

Formalmente, se dice que una serie temporal es integrada de orden d ($Y_t \sim I(d)$), cuando Y_t se transforma en una serie estacionaria al ser diferenciada d veces. Es decir, una serie es $I(1)$ cuando es necesario diferenciarla una vez para alcanzar la estacionariedad.

De esta manera, dos variables no estacionarias cointegradas son aquéllas cuyos residuos en el modelo empleado son estacionarios, habiendo comprobado primeramente que las series son integradas del mismo orden. En este caso las estimaciones son superconsistentes y se pueden inferir efectos de largo plazo. Luego, con el modelo de corrección de errores se estiman efectos a corto plazo.

Engle y Granger (1987) establecen una metodología en tres etapas:

- Estimación de la estacionariedad de las series: en esta etapa, mediante diferentes pruebas de estacionariedad se establece si las series temporales a utilizar son o no estacionarias. A su vez, se establece el orden de integración de las mismas.

- Pruebas de Cointegración: los requisitos para definir la Cointegración son dos. El primero exige que las variables sea integradas del mismo orden y el segundo que exista una combinación lineal de ambas que sea estacionaria de orden 0 que es, en definitiva, probar la estacionariedad de los residuos.

- Modelo de corrección de errores: como extensión, si las variables están cointegradas se pueden utilizar los residuos para corregir los errores y estimar los efectos de corto plazo de las variables. Este modelo a estimar se denomina de corrección de errores y su especificación es:

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta (x_t - x_{t-1}) + \gamma (Y_{t-1} - a - b \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Como se observa en (5), el modelo opera con primeras diferencias y adiciona el segundo término que representa el rezago de los residuos del modelo inicial.

Así, el modelo a emplear para obtener los efectos de corto plazo es:

$$\ln PT_t D1 = \alpha_0 + \beta_1 \ln TP_t D1 + \beta_2 \ln IA_t D1 + \beta_3 \ln TA_t D1 + \beta_4 \ln IC_t D1 + \Phi_t + \delta \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

siendo ε_{t-1} el primer rezago de los residuos estimados del modelo de largo plazo y D1 indicando que es la primer diferencia de cada variable. Aquí el coeficiente del mismo (δ en la ecuación (5)) debe ser negativo y significativo para darle validez al modelo.

5. Resultados

5.1 Regresiones dinámicas - Subterráneo

Comenzando con el servicio de transporte subterráneo, en el modelo de regresiones dinámicas se estima la siguiente ecuación:

$$\ln PT_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln TP_t + \beta_2 \ln EMAE_t + \beta_3 \ln TA_t + \beta_4 \ln L3_{cochexKM_t} + \Phi_t + \gamma \ln PT_{t-1} + \varepsilon_t$$

Como se observa, se estima la ecuación (4), aquí explicitándose el índice de actividad como EMAE y la variable que se utiliza como *proxy* de calidad, que son los coches por kilómetro. Vale mencionar respecto de esta última variable que la misma se toma en su tercer rezago, implicando que los cambios en la demanda de transporte son afectados tardíamente ante cambios en el indicador de calidad. En el cuadro 1 se develan los resultados.

Cuadro 1: Modelo de regresiones dinámicas. Subterráneo. Corto y largo plazo

Variables	Pasajeros subte	
	Corto plazo	Largo plazo
Tarifa subte	-0,132*** (0,033)	-0,181
EMAE	0,481*** (0,058)	0,658
Tarifa ómnibus	0,207*** (0,033)	0,283
Lag3 Coches x Km	0,358*** (0,051)	0,49
Lag Pasajeros subte	0,269*** (0,059)	
Constante	-0,5 (0,455)	
Observaciones	216	
R-cuadrado	0,939	

Errores estándar entre paréntesis. *, **, ***, nivel de significatividad del 90%, 95% y 99%, respectivamente.

Se menciona primeramente que todos los coeficientes son altamente significativos (al 99%), con excepción de la constante. La primer variable explicitada, referente a la tarifa propia del servicio, tiene un coeficiente de -0,132, esto es, muestra una demanda con pendiente negativa e inelástica, consistente con la evidencia emergente de los estudios previos, e indica que ante un aumento del 10% en la tarifa hay una caída del 1,3% en la cantidad de pasajeros transpor-

tados en el corto plazo. Cuando se computa la elasticidad de largo plazo gracias al coeficiente obtenido del rezago de la variable dependiente (0,269), el descenso de pasajeros alcanza el 1,8%. Así, se deduce que la elasticidad-precio de la demanda del subterráneo de la CABA se ubica en los valores -0,1 y -0,2, muy cercanos a trabajos previos.

Por otro lado, cuando se analiza el coeficiente de la tarifa alternativa se observa que la correspondiente al ómnibus es significativa y positiva, indicando que el servicio de transporte colectivo urbano es sustituto del subte. Concretamente, un aumento de la tarifa del ómnibus del 10% genera un aumento de los pasajeros transportados en el subte del 2,1% en el corto plazo y de 2,8% en el largo plazo.

Continuando con las demás elasticidades, se encuentra que un aumento del 10% en el nivel de actividad, estimado mediante el EMAE, da lugar a un aumento del 4,8% en la cantidad de pasajeros transportados en el corto plazo y de 6,6% en el largo plazo, siendo este el factor más influyente. Por último, en referencia al indicador de calidad del servicio, en este caso denotado por la variable coches-kilómetros, se exhibe que el incremento del mismo es altamente relevante, con elasticidades positivas de corto y largo plazo entre 0,35 y 0,5.

5.2 Cointegración y modelos de corrección de errores - Subterráneo

En este segundo modelo se analiza la cointegración y el modelo de corrección de errores (MCE). Como primera medida, para estimar los efectos de largo plazo se plantea la ecuación inicial, testeándose la estacionariedad de los residuos:

$$\ln PT_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln TP_t + \beta_2 \ln EMAE_t + \beta_3 \ln TA_t + \beta_4 \ln L3_{cochexKM_t} + \Phi_t + \varepsilon_t$$

Luego, utilizando el rezago de los residuos de la ecuación anterior y las variables en primeras diferencias se estima el MCE:

$$\ln PT_t D1 = \alpha_0 + \beta_1 \ln TP_t D1 + \beta_2 \ln EMAE_t D1 + \beta_3 \ln TA_t D1 + \beta_4 \ln L3_{cochexKM_t} D1 + \Phi_t + \delta \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

Así, estimado el modelo original y comprobada la cointegración entre las variables se desprende la relación de largo plazo expuesta en el Cuadro n°2. Una vez más, los coeficientes son todos significativos a un nivel de significatividad del 99%, con excepción de la constante.

Cuadro 2: Cointegración (largo plazo)

Variables	Pasajeros subte Largo Plazo
Tarifa subte	-0,161*** (0,000)
EMAE	0,648*** (0,000)
Tarifa ómnibus	0,262*** (0,000)
Lag3 Coches x Km	0,501*** (0,000)
Constante	-0,762 (0,109)
Observaciones	216
R-cuadrado	0,932

Errores estándar entre paréntesis. *, **, ***, nivel de significatividad del 90%, 95% y 99%, respectivamente.

Por su parte, en el Cuadro 3 se observan las elasticidades de corto plazo estimadas por el modelo de corrección de errores. En este último se destaca también la alta significatividad en todos los casos y en particular cabe destacar el signo negativo del coeficiente del término de corrección al error (TCE), necesario para que el modelo sea válido.

Cuadro 3: MCE (corto plazo)

Variables	Pasajeros subte Corto Plazo
D1 Tarifa subte	-0,194*** (0,000)
D1 EMAE	1,295*** (0,000)
D1 Tarifa ómnibus	0,303*** (0,000)
D1 Lag3 Coches x Km	0,245*** (0,000)
TCE	-0,590*** (0,000)
Constante	-0,105*** (0,000)
Observaciones	216
R-cuadrado	0,859

Errores estándar entre paréntesis. *, **, ***, nivel de significatividad del 90%, 95% y 99%, respectivamente.

Respecto a la elasticidad-precio de la demanda, se desprende que la misma nuevamente es negativa y se ubica en valores cercanos a los encontrados previamente en el modelo de regresiones dinámicas. Específicamente, un aumento de la tarifa del subte del 10% tiene su correlato en una caída en la cantidad demandada del 1,6% y 1,9% para el largo y corto plazo, respectivamente. Si bien la diferencia entre corto y largo plazo vuelve a no ser sustancial, en este caso es llamativa la mayor reacción de los pasajeros en el corto plazo, generándose una especie de efecto de *overshooting* o sobre-reacción en un primer momento para luego acomodarse completamente.

Esta sobre-reacción en el corto plazo vuelve a darse en el caso de la elasticidad de la demanda del subte con respecto a la actividad y a la tarifa del ómnibus. En el primer caso, el coeficiente para el EMAE se eleva a 0,64 en el largo plazo, implicando un incremento del 6,4% en la cantidad de pasajeros transportados ante un incremento del 10% en el nivel de actividad. No obstante, cuando se analiza el corto plazo este coeficiente es sensiblemente mayor, explicitando un aumento del 13% para la misma simulación y convirtiéndose la demanda en elástica. De la misma manera, pero con una diferencia notablemente menor, el coeficiente de la tarifa del ómnibus exhibe un valor menor en el largo plazo, ubicándose también en valores muy cercanos a los exhibidos en el modelo de regresiones dinámicas, entre los -0,25 y -0,3.

5.3 Regresiones dinámicas - Ómnibus

Se analiza ahora la demanda del servicio de ómnibus para la CABA, comenzando con el modelo de regresiones dinámicas. Para ello, se estima la siguiente ecuación:

$$\ln PT_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln TP_t + \beta_2 \ln EMAE_t + \beta_3 \ln TA_t + \Phi_t + \gamma \ln PT_{t-1} + \varepsilon_t$$

claramente coincidente con la función estimada para el servicio de subterráneo salvo en cuanto a que en este caso no se cuenta con una variable explicativa que aproxime la calidad (velocidad, frecuencia, comodidad, etc.) del servicio. En el siguiente Cuadro 4 se presentan los resultados.

Cuadro 4: Modelo de regresiones dinámicas. Ómnibus. Corto y largo plazo

Variables	Pasajeros Ómnibus	
	Corto plazo	Largo plazo
Tarifa ómnibus	-0,042** (0,020)	-0,477
EMAE	0,058** (0,029)	0,659
Tarifa subte	-0,028 (0,020)	
Lag Pasajeros ómnibus	0,912*** (0,023)	
Constante	1,119*** (0,346)	
Observaciones	251	
R-cuadrado	(0,946)	

Errores estándar entre paréntesis. *, **, ***, nivel de significatividad del 90%, 95% y 99%, respectivamente.

Aquí, a diferencia del subterráneo no todas las variables tienen un valor alto de significatividad. Comenzando con la tarifa del propio servicio, ésta se presenta como negativa y significativa para un nivel de confianza del 95%, de manera que ante un aumento del 10% en dicha tarifa la cantidad de pasajeros transportados caerá 0,4%, implicando una respuesta muy tenue. No obstante, al analizar el coeficiente de largo plazo en este modelo de regresiones dinámicas, se observa que el mismo es considerablemente mayor, evidenciando una caída de 4,8% en la cantidad demandada para la misma simulación planteada. Este último valor es bien cercano a la evidencia empírica internacional, la cual se ubica en torno a una elasticidad de -0,5 para los ómnibus, como indica el trabajo de Wardman y Shires (2003) para Gran Bretaña. Volcando la atención sobre el efecto de la tarifa alternativa, en este caso la del subterráneo, se observa que la misma no es significativa. Esta no significatividad podría deberse a que el subte es un sustituto muy imperfecto del ómnibus, debido a que éste cubre un área mucho menor en la CABA que la que cubre el servicio de superficie, y por lo tanto cambios en las tarifas del subterráneo pueden no ser determinantes en la demanda total de pasajeros de ómnibus. De otro modo, como se presentó previamente, las tarifas de ómnibus si son determinantes de la demanda de pasajeros del subte, consecuencia de la casi perfecta sustitución en el servicio.

Por último, y debido a no contar con un indicador de calidad para el servicio del ómnibus, el

EMAE tiene un signo positivo al igual que en el caso del subte, mientras que de la misma manera que lo ocurrido en el caso de la tarifa propia se encuentra una sensible amplitud entre el corto y el largo plazos. En concreto, un aumento en el nivel de actividad del 10% hace incrementar la cantidad de pasajeros transportados en 0,6% y 6,6% para el corto y largo plazo, respectivamente.

Cabe señalar que no contar con una variable que se aproxime a la calidad del servicio y una tarifa de transporte alternativo puede conllevar a que los resultados en este caso del ómnibus estén sesgados por omisión de variables, por lo que los mismos se consideran preliminares a la espera de poder ser estimados con más precisión en el futuro.

5.4 Cointegración y modelo de corrección de errores - Ómnibus

En este caso resultó imposible estimar las relaciones de corto y largo plazo para los determinantes de la cantidad de pasajeros transportados en ómnibus. Ello se debió a que los residuos del modelo inicial no fueron estacionarios y de esta manera no se logró obtener los coeficientes de largo plazo, para luego continuar con el modelo de corrección de errores e inferir efectos de corto plazo.

6. Comentarios finales

La estimación de las elasticidades de la demanda de transporte público urbano para los servicios de ómnibus y subterráneo de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires permite extraer algunas interesantes conclusiones.

En primer lugar, para ambos medios de transporte y bajo los dos métodos de estimación utilizados, la elasticidad-precio de la demanda se presenta negativa e inelástica cualquiera sea el horizonte temporal analizado. A su vez, los valores son menores en el corto plazo, excepto en el modelo de cointegración y corrección de errores para el subterráneo, donde parecería haber una sobrerreacción inicial en algunos coeficientes.

En el caso del ómnibus se exhibe una importante amplitud entre los coeficientes de corto y largo plazo, encontrando en este último período un valor de elasticidad-precio cercano a -0,5,

Cuadro n°5: Resumen de los coeficientes estimados para la elasticidad-precio y elasticidad-precio cruzada de la demanda de transporte público urbano.

		Elasticidad-precio		Elasticidad-precio cruzada	
		Reg. dinámicas	Cointeg. y MCE	Reg. dinámicas	Cointeg. y MCE
Subte	Corto plazo	-0,132	-0,194	0,207	0,303
	Largo plazo	-0,181	-0,161	0,283	0,262
Ómnibus	Corto plazo	-0,042	-	no significativa	-
	Largo plazo	-0,477	-	no significativa	-

en línea con los valores reportados por Wardman y Shires (2003). Por su parte, en el subterráneo se observa que los valores rondan entre -0,1 y -0,2 cualquiera sea el horizonte temporal y la metodología aplicada. De esta manera, tomando el horizonte lejano, la elasticidad-precio de la demanda del ómnibus es mayor que la del subte, en línea con los trabajos de Balcombe et al (2004) y Litman (2004).

Haciendo referencia a la complementariedad o sustitución entre ambos servicios, se desprende que en el caso del subte la tarifa correspondiente al ómnibus es significativa y tiene un signo positivo, lo que implica que el servicio es sustituto. Sin embargo, esta relación no se da en el caso contrario, es decir, la tarifa del subte no es un determinante significativo en la cantidad de pasajeros transportados del ómnibus.

Asimismo, el EMAE es el factor que más parece influenciar la cantidad de pasajeros transportados en ambos casos, por lo que el nivel de actividad económica aparece como determinante muy importante de la demanda de ambos servicios, cuyas elasticidades-ingreso en el largo plazo son cercanas a 0,6. En tanto, en el caso en que se dispuso de una variable utilizable como proxy de la calidad (coche-kilómetro, en el subte), la misma resultó positiva y significativa, de manera tal que mayores niveles de oferta del servicio conducen a una mayor demanda asociada a la mayor calidad que permite el incremento en la oferta.

Bibliografía

- Balcombe, R., Mackett, R., Paulley, N., Preston, J., Shires, J., Titheridge, H., Wardman, M. y White, P. (2004). "The demand for public transport: a practical guide". Transport Research Laboratory, Report TRL593.
- Boilard, F. (2011). "La demande de l'essence au Canada. Analyse de la stabilité de l'élasticité-prix et revenu sur le période 1970-2009". Département d'économie. Faculté des sciences sociales. Université Laval.
- Dargay, J.M. y Hanly, M. (2002). "The demand for local bus services in England". *Journal of Transport Economics and Policy*, 36 (1). pp. 73-91.
- García, M. (2002). "Una aproximación microeconómica a los determinantes de la elección del modo de transporte".
- Gschwender, A. y Jara-Díaz, S.R. (2007). "Elasticidades de la demanda del transporte público urbano: síntesis e interrelaciones". XIII Congreso Chileno de Ingeniería de Transporte, Santiago. Departamento de ingeniería civil. Universidad de Chile.
- Gines de Rus, M. (1990). "Public transport elasticities in Spain". *Journal of Transport Economics and Policy*. University of Leeds.
- Girardotti, L.M. (2003). "Economía del transporte. Función económica del transporte". Departamento de transporte. Facultad de Ingeniería. Universidad de Buenos Aires.
- 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*. Vol. 26, No. 2, pp. 155-169.
- Islas Rivera, V., Rivera Trujillo, C. y Torres Vargas, G. (2002). "Estudio de la demanda de transporte". Secretaría de comunicaciones y transportes. Instituto mexicano del transporte. Publicación técnica n° 213.
- Liendro, N. (2013). "Determinantes de la demanda de transporte: una comparación entre Salta y Posadas". XLVIII Reunión Anual Asociación Argentina de Economía Política. Instituto de Investigaciones Económicas Universidad Nacional de Salta (UNSa).
- Litman, T. (2004). "Transit Price Elasticities and Cross-Elasticities". Victoria Transport Policy Institute. *Journal of Public Transportation*, Vol. 7, No. 2, pp 37-58.

- Litman, T. (2013). "Transport Elasticities: Impacts on Travel Behaviour". Victoria Transport Policy Institute. Sustainable Urban Transport Technical Document.
- Litman, T. (2013). "Understanding Transport Demands and Elasticities". Victoria Transport Policy Institute.
- Matas, A. (1991). "La demanda del transporte urbano: un análisis de las elasticidades y valoraciones del tiempo". Universidad Autónoma de Barcelona. *Investigaciones Económicas* (Segunda época). Vol. XV, n°2, pp. 249-267.
- Muller, A. (2013). "El transporte de la Región Metropolitana de Buenos Aires: ¿hacia el 'colapso'?". Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de Buenos Aires. Centro de Estudios de la Situación y Perspectivas de la Argentina.
- Neumeyer, A., Cepellotti, A., Jenik, E., Santaella, G. y Vernhes, G. (2013). "Evolución y evaluación del transporte público en el área de Buenos Aires: 1960-2013. Congestión y deterioro". Universidad Torcuato Di Tella. XLVIII Reunión Anual Asociación Argentina de Economía Política.
- Oum, T.H., Waters, W. y Yong, J. (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.
- Pham, L.H. y Linsalata, J. (1991). "Effects of fare changes on bus ridership". American Public Transport Association, Research and Statistics division.
- Reta, C.E. (2006). "Determinantes socioeconómicos de la demanda de transporte urbano en el Gran Mendoza. Encuesta Origen-Destino 2005". Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Cuyo.
- Sartori, Juan J. P. (2003). "Estimación de elasticidades de demanda para el transporte urbano de pasajeros de la ciudad de Córdoba (Argentina)". XXXVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Mendoza.
- Wardman, M. y Shires, J.D. (2003). "Review of the fare elasticities in Great Britain". Institute of Transport Studies. University of Leeds. UK.

