

**C  
i  
n  
v  
e**

---

**centro de investigaciones económicas**

**Determinantes de la demanda de  
servicios de transporte público en  
Montevideo**

Bibiana Lanzilotta  
Fernando Lorenzo  
Silvia Rodríguez-Collazo

**Documento de trabajo**

DT. 03/2023  
Noviembre 2023  
ISSN: 1688-6186

## Resumen

Durante los últimos 25 años se ha asistido a una disminución significativa de la cantidad vendida de boletos urbanos en la ciudad de Montevideo. El declive del transporte público ha tenido lugar en un periodo en que se ha asistido una mejora notoria del ingreso de los hogares y a una reducción en el precio real del boleto. y se produce en un contexto caracterizado por avances en algunos aspectos de los servicios prestados. El estudio pretende aportar evidencia sobre los factores que afectan la trayectoria de largo plazo de la demanda de servicios de transporte público que contribuyen a explicar el persistente retroceso que se ha venido observando en la venta de boletos a partir de la última década del siglo pasado. Adicionalmente, se evalúa la naturaleza transitoria o permanente del shock negativo que produjo la pandemia sobre la demanda de servicios de transporte público. El trabajo adopta una perspectiva de largo plazo, recurriendo a la especificación y estimación de modelos econométricos multivariantes de cointegración, considerando datos trimestrales correspondientes al periodo comprendido entre 1997 y 2022. El análisis concluye que el servicio de transporte público en Montevideo no puede considerarse un "bien inferior", en la medida en que las mejoras de los ingresos de los usuarios provocan alzas en la cantidad de boletos vendidos. Las estimaciones de la elasticidad precio de la demanda sugieren que, de no mediar aumentos de eficiencia, la disminución real de las tarifas requeriría de mayores subsidios. El creciente uso de autos particulares ha desempeñado un papel clave en la reducción sistemática del uso de los servicios de transporte público. La elevada elasticidad precio cruzada de la demanda respecto al precio venta de los vehículos nuevos permite explicar por qué, en un periodo caracterizado por reducciones en el precio relativo de los vehículos, las preferencias de los usuarios se hayan inclinado hacia el transporte privado. Adicionalmente, la pandemia de Covid-19 ha influido en los hábitos de los usuarios, desincentivando el uso del transporte público. Los resultados del estudio subrayan la necesidad de que las políticas de transporte consideren en su diseño las complejas interconexiones que existen entre las diversas opciones de movilidad y los cambios de hábitos de los usuarios.

## Palabras clave:

Transporte público, movilidad, elasticidades precio e ingreso, subsidios.

## Código JEL:

C32, R41, H71

## ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN .....	1
2. ANTECEDENTES .....	2
3. EL DECLIVE DEL TRANSPORTE PÚBLICO .....	5
4. ESTRATEGIA EMPÍRICA .....	9
5. RESULTADOS .....	12
6. RESUMEN Y CONSIDERACIONES FINALES.....	16
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	19
ANEXO.....	21
a) Contrastes de raíces unitarias .....	21
b) Contraste de cointegración .....	21
c) Salida complete estimación restringida .....	22
d) Contrastes de exclusión (conjunta) .....	27
e) Contrastes de exogeneidad débil (conjunta) .....	27

## 1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este estudio es analizar los factores que explican la demanda de servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo. El trabajo pone foco en la identificación de los determinantes de la conducta de los usuarios que ayudan a explicar el persistente declive que se ha venido observando en la venta de boletos a partir, de los últimos años de la última década del siglo pasado.

En el desarrollo del trabajo se ha adoptado una perspectiva de largo plazo, recurriendo a la especificación y estimación de modelos econométricos multivariantes de cointegración, del tipo desarrollado por Johansen (1988) y Juselius (2006), considerando datos trimestrales correspondientes al periodo comprendido entre los años 1997 y 2022. El uso de este tipo de metodologías permite evaluar estadísticamente la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables que determinan el comportamiento de demanda de los servicios de transporte público.

Durante el periodo de 25 años considerado en el análisis se ha asistido a una disminución muy significativa de la cantidad vendida de boletos urbanos, fenómeno que se vio exacerbado como consecuencia de la crisis económica de 2002 y que, hasta el presente, no ha mostrado signos de recuperación. La tendencia descendente se ha mantenido, a pesar de la aplicación de un amplio abanico de medidas orientadas a estimular el uso del transporte público y parece haberse profundizado como consecuencia de la emergencia sanitaria del Covid-19, decretada en marzo de 2020. El estudio pretende aportar evidencia sobre los factores que explican la trayectoria de largo plazo y, en simultáneo evaluar la naturaleza transitoria o permanente del shock negativo que produjo la pandemia sobre la demanda de servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo.

El declive del transporte público ha tenido lugar en un periodo en que se ha asistido una mejora notoria del ingreso de los hogares y a una reducción en el precio real del boleto, y se produce en un contexto caracterizado por avances en algunos aspectos de los servicios prestados (mejores y más modernas unidades, menos saturación del espacio interior, plataformas bajas, aplicaciones con información sobre horarios y frecuencias, etc.). Si se tienen en cuenta sólo estos dos factores, que según las versiones más simples de la teoría de la demanda debieran haber contribuido a la expansión del uso del sistema de transporte público, difícilmente pueda explicarse la profundidad del declive que se ha venido produciendo.

El análisis del comportamiento a largo plazo de la demanda implica contar con estimaciones de las elasticidades ingreso y precio, y determinar la influencia directa o indirecta que pueden haber tenido, por ejemplo, las compras de automóviles particulares Okm por parte de los particulares, la expansión del número de motos que circulan por la ciudad y el surgimiento de otras modalidades de transporte.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se resume la evidencia disponible acerca de los parámetros que caracterizan a la demanda de servicios de transporte público, aportando información para distintos países y regiones sobre los rangos

de valores para las elasticidades ingreso y precio de corto plazo y de largo plazo. En la tercera sección se aporta información sobre la dinámica del declive de la venta de boletos en la ciudad de Montevideo en el periodo considerado y se describe el entorno económico y social en que acontece el fenómeno. En la sección IV se presenta la estrategia empírica utilizada en la investigación para identificar los determinantes de la demanda de transporte público. En la quinta sección se comentan los resultados de las estimaciones econométricas y se discuten las implicaciones que surgen del análisis. En la última sección, a modo de conclusión, se realizan algunas consideraciones sobre las conclusiones que se derivan del estudio realizado en términos de las políticas públicas aplicadas en la materia.

## 2. ANTECEDENTES

La mayor parte de los trabajos empíricos que han estudiado el uso de servicios de transporte público han estado orientados a determinar los valores de las elasticidades ingreso y precio de la demanda. Los estudios de Balcombe et al. (2004), del *Transportation Research Board* (2000), del *Victoria Transport Policy Institute* (2008) y de Litman (2013a, 2013b) presentan una síntesis de las metodologías de estimación, de los valores de las elasticidades de distintos tipos de funciones de demanda y del papel que desempeñan las mismas en el análisis y en la evaluación de las políticas públicas de transporte.

En la literatura especializada se pueden encontrar diferentes aproximaciones metodológicas para la estimación de las elasticidades. Existen trabajos que realizan estimaciones a partir de datos de corte transversal provenientes, por lo general, de encuestas de ingresos y gastos de los hogares. Sin embargo, la mayor parte de los estudios empíricos disponibles estiman las elasticidades relevantes a partir de distintas clases de modelos econométricos dinámicos. En estos casos, una buena parte de las investigaciones suele distinguir entre elasticidades de corto plazo y de largo plazo (Goodwin, 1992).

Los trabajos de Ginés de Rus (1990) para un conjunto de ciudades españolas, los estudios de Dargay y Hanly (2002) y de Warman y Shires (2003) para ciudades del Reino Unido, la investigación comparativa para ciudades inglesas y francesas de Bresson et al. (2003) y el trabajo de Boilard (2011) para Canadá, pueden considerarse como ejemplos de aplicación de enfoques y técnicas diferentes para determinar los valores de las elasticidades ingreso y precio para países desarrollados. Para algunas ciudades y áreas metropolitanas de países de América Latina se cuenta con estudios que aportan estimaciones de los principales parámetros de las funciones de demanda de servicios de transporte público. Por ejemplo, en el caso de Argentina se dispone de investigaciones para la ciudad de Córdoba (Sartori, 2003), para Mendoza y su Área Metropolitana (Reta, para Salta y Posadas (Liendro, 2013) y para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y su Área Metropolitana (Muller, 2013; Neumeyer et al., 2013; Montalvo, 2015).

### a) Elasticidad ingreso

Como señalan Gschwender y Jara-Díaz (2007), el estudio de los vínculos entre el comportamiento de los ingresos reales y la cantidad de viajes en el transporte público en zonas urbanas requiere considerar un conjunto de factores que definen el entorno en que adoptan sus decisiones los usuarios. Al respecto, los autores consideran que en la caracterización de la relación entre ambas variables se combinan dos efectos de signo contrario. Conforme a lo esperado por la teoría del consumo de bienes y servicios, los incrementos de los ingresos reales tendrían que reflejarse en aumentos del uso de los servicios de transporte, en general, y del transporte público, en particular. Sin embargo, el incremento de la demanda de vehículos automotores particulares, fundamentalmente autos, que se produce al expandirse el ingreso de los hogares opera en la dirección contraria, presionando a la baja sobre la utilización de los servicios de transporte público. De hecho, la competencia entre alternativas públicas y privadas y, sobre todo, la posible sustitución del transporte público por el privado hace que, en última instancia, la relación entre el ingreso real y el uso del transporte público pueda generar resultados inversos a los que surgen de una versión simplificada de la teoría de la demanda.

Por otra parte, en la determinación del efecto neto del incremento de los ingresos sobre la demanda de transporte público intervienen otros factores, entre los que importa considerar, especialmente, los cambios de hábitos de viaje cuando las personas cuentan con vehículos particulares. Al respecto, Webster y Bly (1980) encontraron que en algunos países desarrollados se observa una respuesta negativa de la demanda de transporte público ante cambios en el uso de automóviles particulares (tasa de motorización), la que se vuelve aún más negativa cuando los integrantes de los hogares logran acceder a la compra de auto nuevo por primera vez.

En nuestro país, los debates acerca de la reacción de la demanda de transporte público urbano y suburbano ante mejoras en los ingresos reales de los hogares han girado en torno al eventual carácter de “bien inferior” de este tipo de servicios. Estas conjeturas suelen apoyarse en que durante las últimas décadas han ido ganando importancia relativa las alternativas de transporte privado (autos, motos, etc.), en desmedro del transporte público, pero hasta el presente no han sido evaluadas a partir de un análisis que aporte resultados basados en la aplicación de técnicas estadísticas y econométricas apropiadas.

En la práctica, para arrojar luz sobre la relevancia de esta línea argumental es preciso investigar empíricamente los vínculos entre la demanda de servicios de transporte público y el uso de las diferentes soluciones privadas, considerando, por un lado, el efecto directo de la mejora de los ingresos sobre la demanda de transporte público (elasticidad ingreso) y la incidencia que tiene el mayor uso de vehículos particulares impulsado por la mejora en los ingresos de los usuarios y por la reducción de los precios relativos de los autos y las motos.

La evidencia internacional indica que la elasticidad ingreso de la demanda de transporte público suele tener signo positivo, en general, con estimaciones puntuales inferiores a la unidad. Los resultados de estudios para países desarrollados ubican los valores promedio de las elasticidades de corto plazo en 0,50. Los valores de las elasticidades de largo plazo son

algo superiores, pero en la gran mayoría de los casos se ubican por debajo de 1 (Ginés de Rus, 1990; Dargay y Hanly, 2002; Warman y Shires, 2003; Bresson et al., 2003; Boilard, 2011). En las escasas investigaciones realizadas para experiencias de ciudad de América Latina se encuentran estimaciones puntuales de signo positivo, pero menores a las detectadas en países desarrollados (Sartori, 2003; Liendo, 2013; Muller, 2013; Neumeyer et al., 2013; Montalvo, 2015).

## **b) Elasticidad precio**

Desde el punto de vista del diseño de las políticas públicas de movilidad en zonas urbanas, la respuesta de los usuarios ante cambios en las tarifas del transporte público aparece como un factor clave a la hora de analizar el uso de las distintas modalidades de transporte por parte de la población. Según la teoría económica, la elasticidad de la demanda respecto al precio debería ser negativa, en la medida en que un incremento de precio provocaría una disminución de la cantidad demandada, en tanto que una reducción tarifaria debería manifestarse en términos de incremento en la intensidad de uso de los servicios de transporte público.

La reacción ante modificaciones de las tarifas importa, además, para determinar qué parte del costo de los servicios de transporte públicos es pagado por los usuarios y qué parte es cubierto por subsidios, en sus diversas modalidades. Es precisamente por estas razones que las estimaciones de elasticidades precio representan insumos relevantes para diseñar e implementar acciones orientadas a estimular el uso del transporte público.

La sensibilidad de la demanda de transporte, en general, y de los servicios de transporte público ante variaciones del precio (real) del boleto constituye una de los temas más frecuentemente estudiados por la literatura especializada. Al respecto, los trabajos de Oum et al. (1992) y Litman (2004) se encuentran entre las referencias más citadas sobre evidencia empírica sobre los valores de las elasticidades precio de la demanda de transporte público. En los estudios de Dygert et al. (1977), Webster y Bly (1980), Mayworm et al. (1980), Nijkamp y Pepping (1998) se presenta un conjunto de meta-análisis de las estimaciones de elasticidades precio realizadas por múltiples autores para países y regiones, fundamentalmente para países desarrollados. Prácticamente, la totalidad de las investigaciones coinciden en que, ante cambios en los precios relativos, las demandas por servicios de transporte público son más inelásticas que las observadas para otros medios de transporte.

Los cambios tarifarios suelen reflejar ajustes en los costos operativos del sistema de transporte público y, junto a las políticas de subsidio, deben asegurar la sustentabilidad económica de las empresas que prestan los servicios. Por ende, la inelasticidad de la demanda hace que, por un lado, un aumento tarifario tenga una repercusión limitada en términos de la disminución en la cantidad de boletos vendidos y que, por otro lado, como consecuencia del aumento de las tarifas produce un incremento de los ingresos del sistema. La inelasticidad de la demanda ante variaciones de los precios indica, por ende, que no es

posible aumentar los ingresos del sistema mediante políticas tarifarias orientadas a reducir el precio real del boleto.

Los resultados de las investigaciones muestran, en general, que aumentos (reales) del 10% de la tarifa abonada por los usuarios provocan, efectivamente, reducciones proporcionalmente menores en el número de boletos vendidos. Las estimaciones econométricas de elasticidades precio concuerdan en que, a corto plazo, las repercusiones que tienen los ajustes tarifarios sobre el uso de los servicios son de escasa, o muy escasa, importancia. La mayor parte de las estimaciones puntuales de las elasticidades de corto plazo se encuentren entre -0,1 y -0,5.

Para Estados Unidos y para países de la Unión Europea las estimaciones de elasticidades de medio y largo plazo resultan, en promedio, superiores a las de corto plazo. Las elasticidades de medio y largo plazo resultan, en promedio, 1,46 veces mayores que las de corto plazo. Esto es así puesto que la posibilidad de sustituir consumo de servicios de transporte público ante incrementos tarifarios es muy reducida en el corto plazo, pero mayor en el mediano y largo plazo, cuando las personas pueden considerar otras alternativas o consumir bienes sustitutos (comprar un vehículo, mudarse a un lugar más cercano al destino de sus viajes, andar en bicicleta, etc.).

Litman (2004) indica que la elasticidad tarifa se encuentra usualmente entre -0,2 y -0,5 en el corto plazo (primer año), pero crece hasta -0,6 a -0,9 en el largo plazo (cinco a diez años). El autor encuentra que a los seis años se habría completado el 99 % del efecto de largo plazo. Goodwin (1992) revisa 50 estudios de elasticidad de la demanda de servicios de transporte público en autobuses en Gran Bretaña, a partir de los cuales reporta una elasticidad precio promedio de -0,28 en el corto plazo y de -0,55 en el largo plazo. Para el mismo tipo de servicios, Balcombe et al. (2004) reporta valores promedio para las elasticidades de -0,4 en el corto plazo (uno a dos años), de -0,56 en el mediano plazo (cinco a siete años) y de -1,0 en el largo plazo (12 a 15 años). Comparando con los valores que se indicaban en el trabajo de Webster & Bly (1980) se puede concluir que los valores de las elasticidades (en valor absoluto) han aumentado en el transcurso de las últimas décadas.

Las escasas estimaciones disponibles para ciudades de la región sugieren que las respuestas de la demanda ante variaciones tarifarias podrían ser algo más importantes, manteniéndose, no obstante, el carácter inelástico de las demandas de los servicios de transporte público.

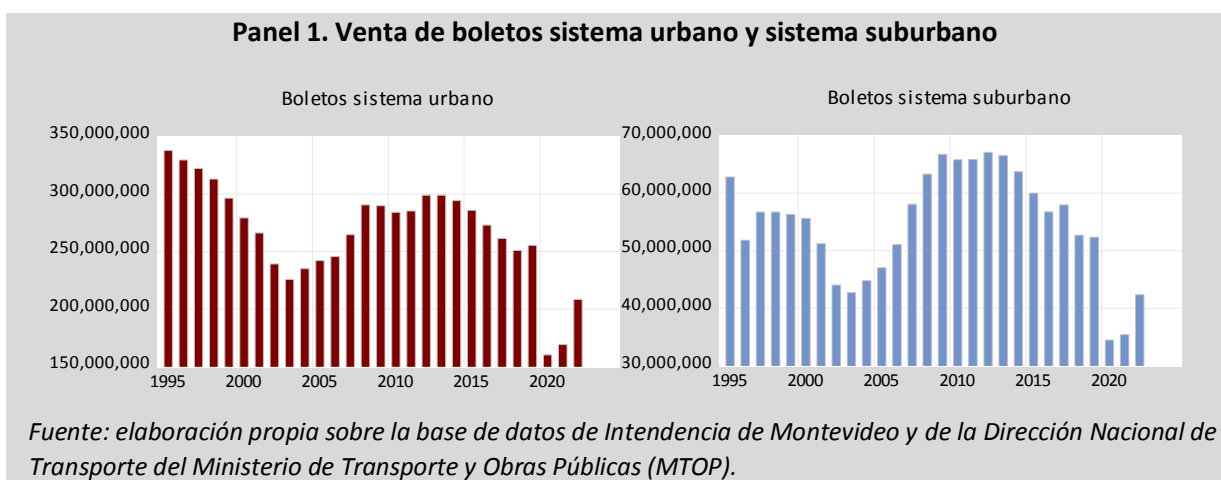
### 3. EL DECLIVE DEL TRANSPORTE PÚBLICO

Tomando como referencia temporal la situación imperante hacia mediados de la década del 90 del siglo pasado se puede constatar que el sistema de transporte público de pasajeros en el Área Metropolitana de Montevideo ha exhibido un proceso claro de declinación. Este proceso ha afectado, tanto al transporte urbano, como al suburbano, aunque con intensidades y dinámicas propias en cada uno de estos casos. Hacia el año 1995, se vendían anualmente en Montevideo alrededor de 350 millones de boletos. En 2022, cuando se habían superado los efectos más importantes derivados de la pandemia sobre el sistema de



transporte público el número de boletos vendidos se situaba apenas por debajo de los 210 millones. En el caso de los servicios de transporte suburbanos la situación es similar. En el año 1995, que según los datos del Dirección de Transporte del Ministerio de Transporte y Obras Públicas (MTO) había representado un pico el número de pasajeros transportados, se vendieron algo más 70 millones, guarismo que se fue reduciendo a lo largo del tiempo, hasta alcanzar una cifra de venta anual del orden de los 40 millones de boletos en el año 2022.

Como puede apreciarse en el Panel 1, las trayectorias descendentes de la venta de boletos en los sistemas urbano y suburbano presentan perfiles similares, lo que parece razonable en la medida en que el descenso en la cifra de boletos vendidos en ambos sistemas ocurrió en un escenario común en lo económico y en lo social.



El declive del transporte público en el Área Metropolitana de Montevideo debe interpretarse como un fenómeno de largo plazo que tuvo lugar en un contexto en que se sucedieron, tanto fases críticas en lo económico y en lo social, como en el año 2002, como periodos de expansión prolongada de los niveles de actividad económica, en los que se produjeron mejoras sustantivas en los indicadores de bienestar de la población, como aconteció entre los 10 años posteriores a 2004. Desde una perspectiva de largo plazo, importa subrayar que el comportamiento de la venta de boletos en el transporte público urbano y en el suburbano no evolucionó de acuerdo a lo acontecido en materia de crecimiento económico. En efecto, en el periodo de 27 años, comprendido entre los años 1995 y 2022, la economía uruguaya registró una tasa de crecimiento promedio anual PIB del 2,4%. Los datos de las Encuestas Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) muestran que en el periodo se produjeron incrementos en los ingresos monetarios de los hogares de Montevideo para todos los deciles de ingreso de la población, con mayores niveles de ocupación y con salarios reales superiores a los vigentes durante la segunda mitad de la década de 1990.

**Gráfico 1. Masa salarial real (índice base 100 en 1997Q1) Montevideo**



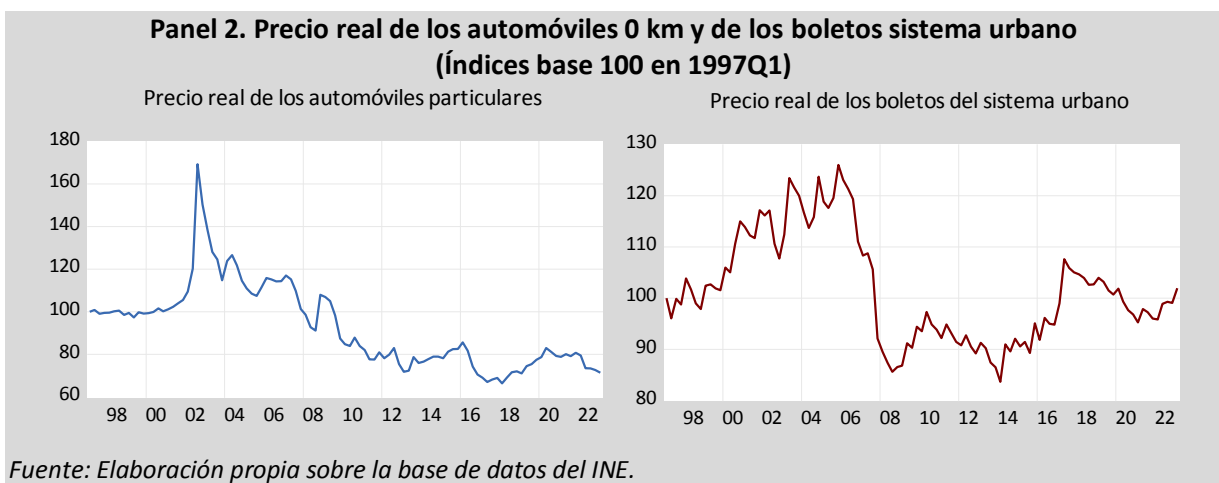
*Fuente: Elaboración propia en base a datos de ECH, INE.*

Como consecuencia de la profunda recesión derivada de la crisis económica de 2002, que implicó una importante contracción en los ingresos reales de los trabajadores operó como factor de aceleración del declive en el uso del transporte público de pasajeros en la ciudad de Montevideo (Gráfico 1). Junto a la recuperación de la actividad económica que se consolida a partir de 2004, en un escenario de aumento del salario real y de la ocupación, la venta de boletos comenzó a aumentar. En el transcurso de los tres años que van desde finales de 2004 a finales de 2007 se produjo un aumento del 15,6% en el número de boletos vendidos. Desde entonces y hasta principios de 2015 se asistió a una estabilización de la venta anual de boletos urbanos en torno a los 280 millones. A partir de entonces, se retoma la tendencia descendente en el uso del transporte colectivo urbano, que llevó la venta anual de boletos a alcanzar niveles apenas superiores a los observados en el periodo inmediatamente posterior a la crisis de 2002.

Como puede apreciarse en el Gráfico 1, a partir del segundo trimestre de 2020, con la irrupción de la pandemia del Covid-19, la drástica reducción de la movilidad implicó una disminución en el número de boletos vendidos, en el marco de una reducción considerable de la oferta de transporte público. En concreto, durante el segundo trimestre de 2020, la cantidad de boletos se había contraído, aproximadamente, 73,7% respecto a lo observado en el mismo periodo del año anterior, alcanzando en el año un mínimo anual histórico. Como se señala en Rovira (2023), las restricciones al movimiento de las personas llevaron a una disminución abrupta en el uso del transporte público en la ciudad de Montevideo. Los ascensos de pasajeros en las líneas urbanas pasaron de 343 millones en el año 2019 a 226 millones en 2020. Cabe precisar que la cantidad de ascensos y el número de boletos vendidos difieren como consecuencia de la incorporación de los boletos de 1 hora y de 2 horas. Desde entonces, se ha asistido a una recuperación de la venta de boletos urbanos, pero hasta el presente no se han alcanzado los niveles pre-pandemia.

La trayectoria descendente de la utilización del sistema de transporte público en el Área Metropolitana de Montevideo ocurrió en un proceso jalonado por cambios en la estructura de precios relativos de los distintos medios de transporte. Entre los años posteriores a 1995 se asistió a un continuo aumento del precio relativo del boleto. Entre los meses de enero de

1995 y enero de 2007 el aumento del precio real del boleto se ubicó en torno al 30%. A partir de 2007, en paralelo con la implementación del denominado “Fideicomiso del Boleto” que implicó una importante reducción de los costos operativos del sistema transporte público urbano, se produjo una reducción significativa del precio real del boleto, el que a principios de 2009 se ubicó en los niveles más bajos registrados desde mediados de la década de los 90 (véase Panel 2). Desde entonces, la política tarifaria aplicada por la Intendencia de Montevideo, junto a la ampliación de los subsidios al boleto estudiantil, se ha asistido a un incremento del precio real del boleto, aunque hacia finales de 2022 todavía se ubicaba 20% por debajo del valor observado a finales de 2006.



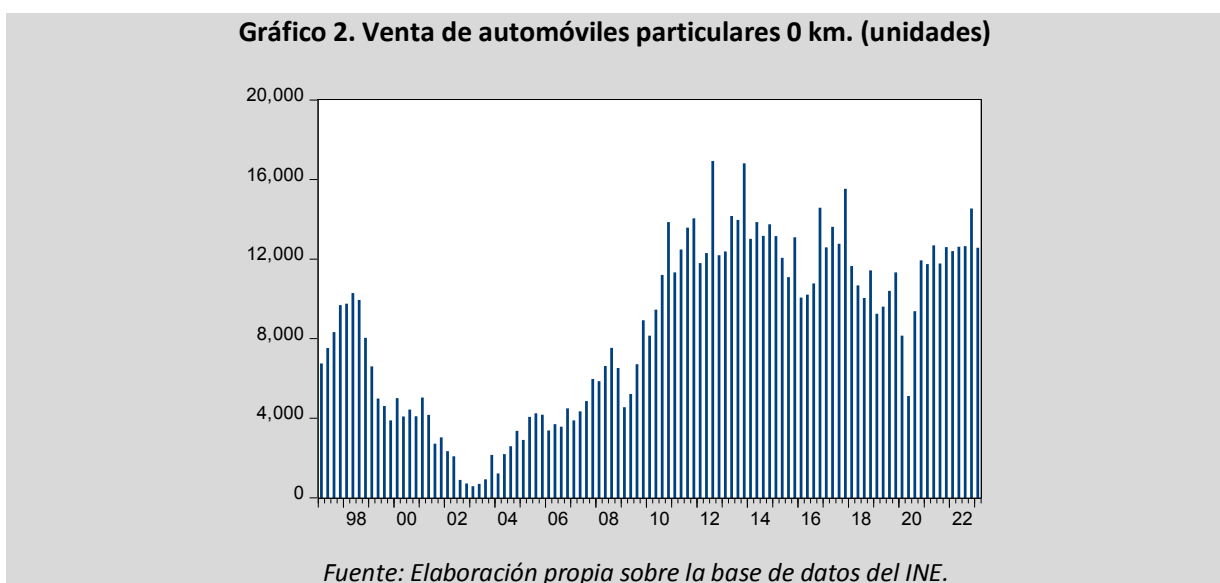
El declive a largo plazo del uso de transporte público por las personas residentes en la capital del país tiene lugar en un contexto signado por un aumento significativo en el número de vehículos automotores particulares (autos y motos). Las cifras de empadronamiento de vehículos en Montevideo y los incrementos que se han producido en las ventas de autos 0km y motos ilustran claramente acerca del persistente proceso de sustitución del transporte público por alternativas particulares.

Como se argumenta en Rovira (2023) es de esperar que el grado de satisfacción (insatisfacción) de los usuarios ha jugado un papel clave a la hora de dar cuenta de la disminución en el uso del transporte público. Sin embargo, el mayor acceso a vehículos automotores particulares, la mayor movilidad activa de las personas, los cambios en la geografía de la ciudad, en particular en relación a la relocalización de los servicios y de reubicación de las actividades culturales y comerciales, han actuado sobre las preferencias de los usuarios.

La significativa y persistente tendencia a la baja que se ha venido registrando desde principios de siglo en los precios reales de las motos y de los autos nuevos debería haber jugado un papel relevante en los cambios de preferencias de los usuarios. En el transcurso de las dos últimas décadas la reducción del precio real de los autos 0km ha sido de casi el 50% y parece razonable conjeturar que un cambio de esta envergadura en la estructura de

precios relativos, en el marco de un proceso de mejora de los ingresos reales de los hogares, podría haber incidido sobre los hábitos de consumo de los usuarios (véase, Gráfico 2).

Como puede apreciarse en el gráfico de la izquierda del Panel 2, el precio relativo de los autos nuevos alcanzó un pico máximo luego de la fuerte depreciación de la moneda nacional y, desde entonces, se ha asistido a un sostenido proceso de reducción del mismo. En cualquier caso, la comparación con los niveles de precio reales anteriores al año 2002 indican que la reducción del precio relativo de los autos nuevos es del orden del 25%. Las cifras record de venta de autos nuevos que se han venido observando en la post-pandemia sugieren que el proceso de sustitución del transporte público por alternativas particulares dista mucho de haber culminado.



#### 4. ESTRATEGIA EMPÍRICA

El enfoque metodológico se basa en la modelización dinámica multivariante del tipo VECM (*Vector Error Correction Model*) propuesta por Johansen (1988) Esta metodología econométrica permite contrastar empíricamente la presencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables consideradas (relaciones de cointegración) y, al mismo tiempo, integra los mecanismos de ajuste al equilibrio de cada una de las variables consideradas en el análisis (Engle y Granger, 1987).

La presencia de relaciones de cointegración indica que las trayectorias de algunas de las variables incluidas en el análisis están ligadas de forma estable a largo plazo. En periodos más cortos, pueden observarse, y de hecho en la práctica se observan con frecuencia, desvíos del comportamiento de las variables respecto de sus posiciones de equilibrio. La metodología VECM permite que estos desvíos se incluyan en la trayectoria de las variables incluidas en el análisis. La caracterización del proceso de ajuste dinámico aparece

representada de manera coherente en la estructura del VECM, permitiendo distinguir entre variables endógenas y variables exógenas, según la forma que adopta el mecanismo de ajuste específico correspondiente a cada una de las variables. Las relaciones de equilibrio de largo plazo y la dinámica de ajuste a corto plazo se representan y se estiman de manera simultánea.

La estructura del modelo econométrico utilizado para estimar y contrastar la existencia de relaciones de equilibrio de corto plazo se basa en la siguiente ecuación:

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Gamma D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

donde  $X_t$  representa un vector  $n$ -dimensional de variables no estacionarias  $I(1)$ ,  $\mu$  es un vector de constantes que representan el componente determinístico en la evolución tendencial de cada variable  $x_{it}$  perteneciente al vector  $X_t$  y  $D_t$  contiene un conjunto de variables *dummies* estacionales y otras variables determinísticas presentes en la evolución de las variables consideradas. Por su parte, las innovaciones del sistema son independientes e idénticamente distribuidas,  $\varepsilon_t \cdot N_n(0, \Sigma)$ .

Esta forma de representar el vector de variables endógenas contiene información sobre la dinámica de corto plazo, incluida en las matrices  $A_i$ , y sobre el largo plazo, que se encuentra en la matriz  $\Pi$ , la que en presencia de  $r$  relaciones de cointegración puede expresarse a través de la multiplicación de 2 matrices  $n \times r$  ( $\Pi = \alpha \beta'$ ). Las columnas de la matriz  $\beta$  contienen los  $r$  vectores de cointegración (relaciones de equilibrio de largo plazo) que son combinaciones lineales independientes ( $\beta' X_t$ ), que son estacionarias. A su vez, las columnas de la matriz  $\alpha$  contiene coeficientes que indican la velocidad con que se ajustan las distintas variables endógenas a los equilibrios de largo plazo.

En concreto, en este trabajo se plantea un modelo VECM para el siguiente vector de variables  $X_t$  (en todos los casos sus transformaciones logarítmicas), donde la variable más relevante a los efectos del este estudio es la cantidad de boletos vendidos totales (incluyendo los subsidiados):<sup>1</sup>

$$X_t = [\text{boletos}_t, \text{vehículos}_t, \text{masa\_salarial}_t, \text{pr\_boletos}_t, \text{pr\_vehículos}_t]$$

La variable *boletos* representa la cantidad vendida de boletos de transporte urbano en Montevideo (cuya fuente es la Intendencia de Montevideo, IM). La variable *vehículos* representa el número de autos particulares 0 km vendidos en Uruguay (con fuente Asociación de Concesionarios de Marcas, ASCOMA) y pretende capturar, aunque de manera imperfecta, la interconexión que existe entre la venta de boletos y el uso de vehículos automotores por parte de las personas. Por su parte, la variable *masa\_salarial* es un

---

<sup>1</sup> Cabe señalar que adicionalmente se incluyeron variables que finalmente fueron descartadas, porque no resultaron significativas, como el precio real de los combustibles o porque no se contaba con información suficiente, como el precio real de las motocicletas.

indicador que representa la masa de ingresos salariales reales percibida por los trabajadores ocupados que residen en la ciudad de Montevideo (calculado sobre la base de información de la Encuesta Continua de Hogares, Instituto Nacional de Estadística, INE). La variable *pr\_boletos* representa el precio relativo de los boletos, calculado como cociente entre el precio de los boletos urbanos y el IPC general (con fuente INE) y el *pr\_vehículos* es el precio relativo de los vehículos automotores particulares (calculado sobre la base de datos del IPC, elaborado por el INE).

El vector  $X_t$  contiene un conjunto de variables que suelen ser consideradas en las estimaciones econométricas de ecuaciones de demanda de servicios de transporte público. La teoría económica sugiere que la cantidad de boletos demandada por los usuarios debería reducirse cuando se produce un aumento del precio real de los servicios de transporte público. Si el transporte público fuera un “bien normal”, ante incrementos en los ingresos reales de los hogares debería observarse un aumento del uso del transporte público. Siendo que los vehículos automotores prestan servicios sustitutivos con el transporte público, es dable esperar que, ante un aumento del precio de los autos, se produzca una expansión del uso del transporte público y viceversa, por lo que en la práctica debería observarse una relación inversa entre la venta de boletos y el precio relativo de los autos 0km. Como se señala en la literatura especializada, es posible que la sustitución entre transporte público y los vehículos automotores particulares no sea capturada de forma adecuada considerando, exclusivamente, el comportamiento de los precios relativos. El conjunto de variables que pueden incidir sobre las preferencias de los usuarios relativas al uso del transporte público hace que, además del canal de los precios, convenga considerar los efectos que se derivan del número de vehículos automotores particulares. Es de esperar que ante incrementos en el uso de autos particulares se produzca una reducción en la cantidad de boletos vendidos. En ausencia de información sobre el stock de autos que circulan en la ciudad de Montevideo se consideró como variable proxy la cantidad vendida de autos nuevos comercializados en el conjunto del país.

En razón de la disponibilidad de datos para la totalidad de las variables consideradas, las estimaciones fueron realizadas para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1997 (1997Q1) y el primer trimestre de 2023 (1997Q1).<sup>2</sup>

En el proceso de especificación y estimación de los modelos de cointegración se incorporó una variable cualitativa que pretende captar el efecto que tuvo la pandemia del Covid-19 sobre el uso del transporte público. El análisis de los datos disponibles indica que con posterioridad a la declaración de la emergencia sanitaria a mediados del mes de marzo de 2020 se produjo una baja permanente en utilización de los servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo.

Previo a la estimación de los modelos de cointegración se procedió a la determinación del análisis estadístico del orden de integración de cada una de las variables intervinientes. Los resultados de los contrastes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) indicaron que todas las

---

<sup>2</sup> Las estimaciones fueron implementadas utilizando las rutinas VECM del programa E-Views 13.

variables consideradas eran no estacionarias, integradas de orden  $I(1)$ , por lo que resulta pertinente la aplicación del procedimiento de cointegración propuesto Johansen. La presentación de los resultados de los contrastes de raíces unitarias se encuentra en el Anexo.

## 5. RESULTADOS

La aplicación de los contrastes de cointegración, basados en los estadísticos de traza y de máximo autovalor propuestos por Johansen (1988), indica que no es posible rechazar al 1% de significación estadística la existencia de dos relaciones de equilibrio de largo plazo entre las cinco variables consideradas en el análisis.<sup>3</sup> Los resultados de las estimaciones revelan que es posible caracterizar la dinámica de largo plazo a partir de la existencia de dos relaciones de equilibrio de largo plazo.

En la Tabla 1 se presentan las estimaciones finales de los vectores de cointegración, una vez incorporadas los resultados de los contrastes de exclusión de variables irrelevantes y los de exogeneidad débil, en todos los casos evaluados a partir de los estadísticos habituales para el análisis restricciones individuales y conjuntas. La primera de las relaciones de equilibrio de largo plazo puede ser interpretada como una función de demanda de boletos urbanos, mientras que la segunda sería representativa de la demanda de autos 0km. En ambos vectores de cointegración las estimaciones puntuales de los parámetros estimados correspondientes a la *masa\_salarial* pueden interpretarse como elasticidades ingreso de la venta de boletos (en la primera ecuación) y de la venta de autos particulares nuevos (en la segunda ecuación). Por su parte, los coeficientes correspondientes a los precios relativos de los boletos (*pr\_boletos*) y de los vehículos particulares (*pre\_vehículos*), se interpretan como las elasticidades precio directas e indirectas de la demanda de cada uno de los bienes (boletos y autos particulares), dependiendo de la ecuación que se trate.

---

<sup>3</sup> Los resultados de la estimación del modelo VECM y de los respectivos contrastes de cointegración se presentan en el Anexo.

<b>Tabla 1. Resultados de las estimaciones de las relaciones de equilibrio de largo plazo</b>		
	<i>Boletos (primera ecuación)</i>	<i>Vehículos (segunda ecuación)</i>
masa_salarial	0,83**	0,59**
pr_boletos	-0,88**	-1,77**
pr_vehículos	1,32**	-1,87**
COVID-19	-0,43**	--
MCE boletos	-0,12**	--
MCE vehículos	--	-0,40**
Rezagos autorregresivos	1 a 4	
Ajuste por estacionalidad	Sí	
Corrección por <i>outliers</i> (fechas)	D(FE>=200103), D(FE>=200203), D(FE=200304), D(FE=200704), D(FE=200804), D(FE>=202001), D(FE=202002), D(FE=202201), D(FE=202202)	
Ajuste días especiales (pascua)	Si	
Contrastes de cointegración (rango $\Pi$ )	2	
Normalidad (Jarque Bera)	14,75	
p-valor.	0,14	
Chi-q (restricciones)-prob.	0,22	
Muestra	1997Q1-2023Q1	

**Notas:**

En todas las estimaciones se consideraron las transformaciones logarítmicas de los datos originales. Los resultados se presentan normalizados en los boletos vendidos (coeficiente 1 en la primera ecuación) y en el número de autos nuevos vendidos (coeficiente 1 en la segunda ecuación)

(\*\*) Significación al 5%.

Fuente: estimaciones propias.

El análisis de las estimaciones de la primera relación de equilibrio de largo indica que la elasticidad ingreso de la demanda de boletos se situó en 0,83. Este resultado se encuentra en línea con la evidencia internacional disponible y aporta evidencia respecto a que los servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo no pueden considerarse un “bien inferior”. La estimación puntual de la elasticidad ingreso de largo plazo se ubica en órdenes de magnitud comparables a los aportados en los principales antecedentes para los países desarrollados, que mostraban elasticidades positivas y algo por debajo de la unidad. La evidencia indica que ante incrementos en los ingresos reales de los trabajadores se produce un aumento menos que proporcional en la cantidad de boletos vendidos es menos que proporcional.



Por su parte, la estimación puntual de la elasticidad precio de largo plazo para la venta de boletos se sitúan en  $-0,88$ , lo que, también, resulta coherente con la evidencia reportada por Litman (2004). A su vez, en concordancia con la evidencia aportada por Webster & Bly (1980) para algunos países desarrollados, se observa una respuesta negativa y relativamente inelástica de la demanda ante incrementos del precio el relativo de los servicios de transporte público. Los resultados de los contrastes realizados indican, por su parte, que la elasticidad precio de largo plazo es inferior a la unidad. Esto implica que, si no se procesaran en paralelo ajustes a la baja en los costos operativos, una política que pretendiera impulsar un mayor uso del transporte público a través de tarifas más convenientes para los usuarios implicaría, necesariamente, subsidios a la oferta para mantener funcionando el sistema en condiciones económicamente sustentables.

Los resultados de las estimaciones ponen en evidencia el importante papel que ha desempeñado el incremento en el uso de autos particulares sobre la utilización de los servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo. El valor de la estimación puntual de la elasticidad precio cruzada de la demanda respecto a los precios de los autos nuevos, que se ubicó en  $1,3$ , surge como un factor clave a la hora de dar cuenta del declive observado en los servicios de transporte público. De hecho, la importancia cuantitativa que ha tenido la disminución registrada en el precio relativo de los vehículos automotores, en la práctica, parece haber sido uno de los motivos más importantes de los cambios de preferencias de los usuarios en favor de soluciones privadas para sus desplazamientos.

De acuerdo a los resultados de la estimación de las relaciones de cointegración, y como era dable esperar, la demanda de los servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo se vio significativamente afectada por la pandemia del Covid-19. El efecto sobre el uso del transporte público fue extremadamente importante y supuso una reducción de los servicios hasta ubicarse en mínimos histórico. Considerando la información disponible hasta el primer trimestre de 2023, la emergencia sanitaria declarada para atender la pandémica habría tenido efectos negativos permanentes sobre la venta de boletos en Montevideo, tal como aparece señalado en el artículo reciente de Rovira (2023).

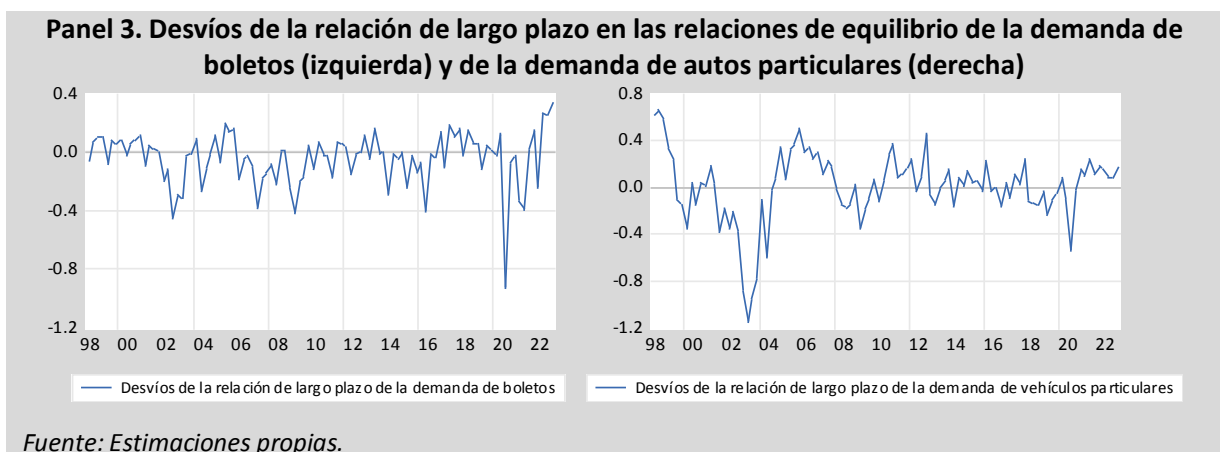
La segunda relación de equilibrio de largo plazo puede interpretarse como una función de demanda de autos nuevos. En este caso, la estimación puntual de la elasticidad respecto a los ingresos salariales es inferior a la unidad (de  $0,59$ ), siendo inferior al valor de la elasticidad ingreso de la demanda de transporte público. Según los resultados de las estimaciones la elasticidad precio de largo plazo indican que la cantidad demandada de autos nuevos ha respondido de forma más que proporcional ante la persistente disminución del valor real de los autos. El valor de la elasticidad precio de largo plazo, que se estimó en  $1,87$ , aparece como un factor explicativo clave del aumento de las compras de vehículos automotores nuevos. Al igual que ocurrió en el caso de la demanda de transporte público, la evolución de la estructura de precios relativos ha desempeñado un papel fundamental en el cambio de hábitos de la población en materia de movilidad. Por su parte, los cambios registrados en el precio relativo de los boletos de transporte público en la capital del país no parecen haber incidido sobre las preferencias de los usuarios. Como se señala en el trabajo de Decia (2023), el reducido impacto que tuvo el comportamiento del relativo del boleto

sobre la demanda de autos nuevos puede estar relacionado con que el precio del boleto en Montevideo no se encuentra entre los más caros de la región o con que los precios del transporte público no han alcanzado aún el umbral mínimo necesaria para que se vea afectada la demanda por este tipo de servicios.

Las estimaciones de los modelos de cointegración aportan información relevante respecto a la dinámica de ajuste de corto plazo, tanto de la demanda del transporte pública, como de la demanda de autos nuevos.

Las estimaciones de los coeficientes de corrección de error en la primera relación de cointegración indican, por un lado, que las únicas variables que no puede considerarse débilmente exógena son, precisamente, la cantidad de boletos vendidos y el precio relativo del boleto. Por otro, la estimación del parámetro de ajuste al equilibrio revela que la respuesta del ajuste a corto plazo de la cantidad demandada es considerablemente inferior a la que se observa en el equilibrio de largo plazo. Los resultados muestran que, una vez que se producen desalineamientos respecto al equilibrio de largo plazo, la venta de boletos se va ajustando muy lentamente: el ratio trimestral de corrección del error resulta ser apenas superior al 10%, por lo que tomaría casi 9 trimestres (dos años) para que se corrija un desvío respecto a la posición de equilibrio. Por el contrario, en la segunda relación de cointegración el mecanismo de corrección del error para la demanda de autos particulares indica una velocidad de ajuste bastante más acelerada (40%), evidenciando que los desalineamientos del equilibrio se corrigen en menos de un año.

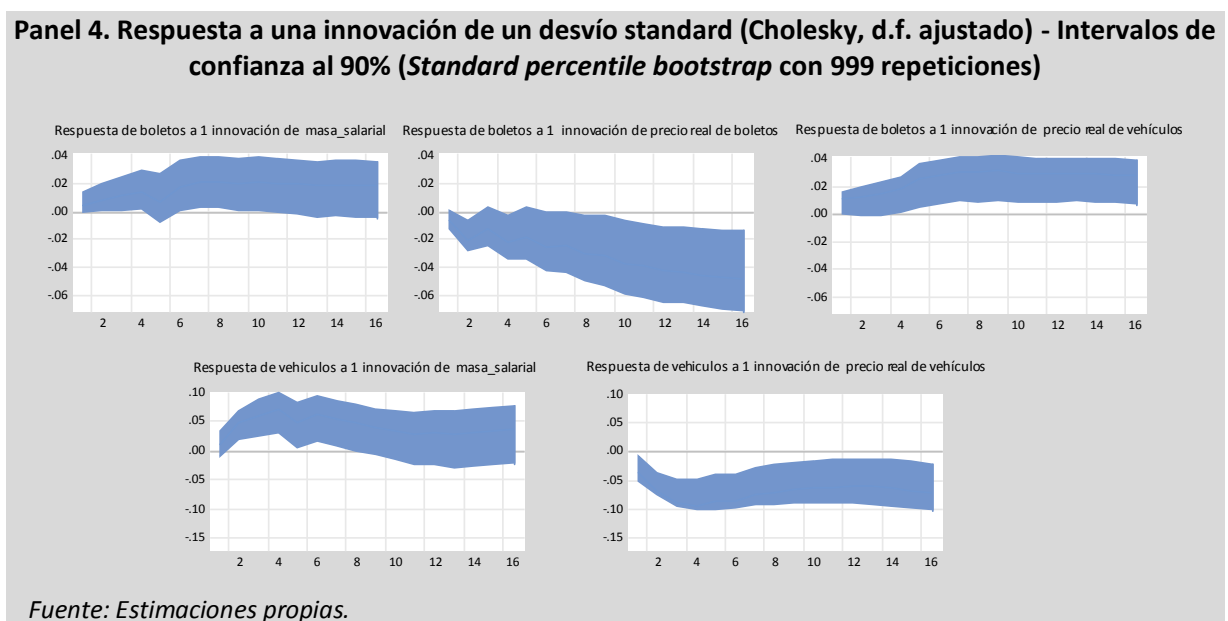
Los desvíos respecto a los equilibrios de largo plazo se representan en el Panel 3. Como puede observarse, sobre el final del período analizado, las cantidades demandadas se encontrarían levemente por encima de los valores compatibles con los respectivos equilibrios de largo plazo.



A efectos de aportar más información acerca de la dinámica ajuste de las demandas de boletos de transporte público y de vehículos particulares nuevos ante la ocurrencia de shocks sobre las variables que las determinan se pueden considerar las simulaciones de las correspondientes funciones de impulso-respuesta para las distintas variables intervinientes

en el VECM estimado.<sup>4</sup> Las simulaciones, que se presentan en el Panel 4, se extienden por un período de 16 trimestres, es decir de cuatro años. Se parte de la base que en este lapso las respuestas ante los diferentes shocks se habrían estabilizado.

Los resultados obtenidos ilustran acerca de la respuesta más lenta que se verifica en la demanda de boletos cuando el shock proviene de variaciones en su propio precio. Como es dable esperar, la respuesta es de signo negativo, aunque al cabo de tres años la demanda de boletos no alcanza a asimilar la totalidad del shock. Las restantes respuestas son más rápidas y se estabilizan en algo más de un año. En el caso de los vehículos particulares, la respuesta más significativa es la que proviene de su propio precio real, que alcanza muy rápidamente, en no más de un año.



## 6. RESUMEN Y CONSIDERACIONES FINALES

La evidencia que se recoge en este trabajo para el transporte público de Montevideo se encuentra en línea con los resultados de los estudios disponibles a nivel internacional y regional respecto a los valores de los principales parámetros (elasticidades ingreso y precio, directa e indirecta) que caracterizan a las demandas de largo plazo de los usuarios del transporte público.

La estimación de la elasticidad ingreso de largo plazo (0,83) es similar a la encontrada para países desarrollados, por lo que los servicios de transporte público de la ciudad de

<sup>4</sup> De acuerdo al criterio sugerido por Lütkepohl (1991), y a efectos de la estimación de las funciones de impulso respuesta, las diferentes variables consideradas en el análisis fueron ordenadas en orden decreciente de importancia en términos de su exogeneidad.

Montevideo no pueden considerarse como un “bien inferior”, en la medida en que los incrementos de los ingresos de los usuarios se traducen a largo plazo en mayores cantidades de boletos vendidos, aunque es importante subrayar que dicho incremento es menos que proporcional.

El valor estimado de la elasticidad precio de largo plazo es inferior a la unidad (-0,88), lo que concuerda con la evidencia internacional en que se constata una relativa inelasticidad precio (directa) de la demanda de servicios de transporte público. Las implicaciones que se derivan del valor de esta elasticidad tienen que ver, por un lado, con que a largo plazo los aumentos tarifarios en términos reales generan una disminución menos que proporcional de la cantidad de boletos vendidos. Esto implica que, de no mediar mejoras de eficiencia que permitan disminuir los costos operativos del sistema, la baja del precio del boleto deberá aplicarse junto a mayores subsidios. Por otro lado, la inelasticidad precio de la demanda de servicios de transporte público implica que no es posible aumentar los ingresos del sistema mediante políticas orientadas a reducir el precio relativo del boleto.

A partir de las estimaciones realizadas se desprende que el incremento en el uso de autos particulares ha desempeñado un papel importante en la explicación de la caída que se ha venido registrando durante las dos últimas décadas en el uso de los servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo. Una elasticidad precio cruzada de la demanda de estos servicios respecto al precio venta de los vehículos nuevos de 1,32, indica que, en un periodo caracterizado por reducciones significativas en el precio relativo de los vehículos automotores, las preferencias de los usuarios se han direccionado en favor de soluciones de transporte privado.

Paralelamente, y en línea con lo observado en el transporte público, el valor de la elasticidad precio de largo plazo de la demanda de automóviles nuevos (-1.87), indica una respuesta más que proporcional de la cantidad demandada ante reducciones en el precio relativo (efecto precio directo sobre este mercado). En última instancia, la evidencia está indicando que el significativo abaratamiento que se ha registrado en los precios reales de los vehículos automotores, en un contexto de mejora de los ingresos de los hogares, ha sido un motor fundamental para dar cuenta de la notable expansión del parque automotor y del consiguiente desplazamiento de la opción por el transporte público por parte de los usuarios.

Las estimaciones confirman que la demanda de largo plazo de los servicios de transporte público en la ciudad de Montevideo se vio significativa y persistentemente afectada por la pandemia del Covid-19. El efecto en el corto plazo sobre el uso del transporte público supuso una reducción de los servicios hasta ubicarse en mínimos histórico. La emergencia sanitaria declarada para atender la pandémica habría contribuido a modificar los hábitos de los usuarios, convirtiéndose en un nuevo factor que contribuyó a la reducción del uso del transporte público de manera permanente.

Las metodologías econométricas utilizadas en este trabajo permiten conectar las dinámicas de largo plazo con las de corto plazo. A través de las funciones de impulso-respuesta del VECM se puede analizar la forma en que repercuten diversos tipos de shocks sobre la

trayectoria de las distintas variables. Los resultados de las estimaciones advierten respecto a la lenta respuesta de la venta de boletos ante perturbaciones que provoquen desajustes respecto al equilibrio de largo plazo. En concreto, se requieren aproximadamente dos años para que se retorne a la situación de equilibrio en la demanda de transporte público. Esta situación contrasta con el ajuste que se observa en el caso de la demanda de autos nuevos, en la que se observa un proceso de ajuste considerablemente más rápido: al cabo de un año, los desajustes se han diluido completamente.

El efecto conjunto de la lenta respuesta de la demanda de transporte público y la más rápida reacción de demanda de autos nuevos, sugiere que las políticas de transporte y movilidad deberían integrar de manera conjunta las complejas interconexiones que existen entre las diversas alternativas de movilidad (públicas y privadas).

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- American Public Transit Association (1991). "Fare Elasticity and Its Application to Forecasting Travel Demand". Washington, August.
- Balcombe, R., Mackett, R., Paulley, N., Preston, J., Shires, J., Titheridge, H., Wardman, M. & 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'économique. Faculté des sciences sociales. Université Laval.
- Bresson, G., Dargay, J., Madre, J.-L., & Piroette A. (2003). "The main determinants of the demand for public transport: a comparative analysis of England and France using shrinkage estimators". *Transportation Research Part A*, Vol. 37, 605-627.
- Dargay, J.M. & Hanly, M. (2002). "The demand for local bus services in England". *Journal of Transport Economics and Policy*, 36 (1). pp. 73-91.
- De Rus, G. (1990). "Public transport demand elasticities in Spain". *Journal of Transport Economics and Policy*, vol.24, nº2, pp. 189-201.
- Decia, P. (2023). "Qué estamos pagando cuando subimos a un ómnibus del STM?". Nota Técnica Número 3. Grupo de Estudios en Transporte y Movilidad (GETM), Octubre. Disponible en: <https://cinve.org.uy/que-estamos-pagando-cuando-subimos-a-un-omnibus-del-stm/>
- Dyger, P., Holec, J., & Hill D. (1977). *Public Transportation Fare Policy: Summary*. Sponsored by US Department of Transportation, Office of the Secretary, Washington D.C.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- 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.
- Gschwender, A. y Jara-Díaz, S.R. (2007). "Elasticidades de la Demanda del Transporte Público Urbano: Síntesis e Interrelaciones". *Ingeniería de Transporte*, Vol. 13, Nº 01: 5-10.
- Halcrow, F. (1993). "London Congestion Charging: Review and Specification of Model Elasticities". Leeds, England: University of Leeds.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. Oxford University Press, USA.
- 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". *Journal of Public Transportation*, Vol. 7, No. 2, pp 37-58.

- Litman, T. (2013a). "Transport Elasticities: Impacts on Travel Behaviour". Victoria Transport Policy Institute. Sustainable Urban Transport Technical Document.
- Litman, T. (2013b). "Understanding Transport Demands and Elasticities". Victoria Transport Policy Institute.
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to multiple time series analysis*, Springer Verlag, Berlín.
- Mayworm, P., Lago, A., & McEnroe, J.M. (1980). "Patronage Impacts of Changes in Transit Fares and Services. Washington: U.S. Department of Transportation Urban Mass Transportation Administration.
- Montalvo, J. (2015). "Elasticidad-precio de la demanda de transporte público urbano: un análisis para los servicios de ómnibus y subterráneo en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires". Tesis de Maestría en Economía. Universidad Nacional de la Plata (julio).
- 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. & 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.
- Nijkamp, P. & Pepping P. (1998). "Meta-Analysis for Explaining the Variance in Public Transport Demand Elasticities in Europe". *Journal of Transportation and Statistics*. January
- Oum, T.H., Waters, W. & 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.
- 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.
- Rovira, F. (2023). "Efectos diferenciales del COVID-19 sobre el uso del transporte colectivo en Montevideo". Nota Técnica Número 1. Grupo de Estudios en Transporte y Movilidad (GETM) Setiembre. Disponible en: <https://cinve.org.uy/efectos-diferenciales-del-covid-19-sobre-el-uso-del-transporte-colectivo-en-montevideo/>
- 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.
- Transportation Research Board (2000). "Traveler Response to Transportation System Changes. Interim Handbook", TCRP Web Document 12 (Project B-12): Contractor's Interim Handbook.
- Victoria Transport Policy Institute (2008) "Transportation Elasticities. How Prices and Other Factors Affect Travel Behavior", *TDM Encyclopedia*. Disponible en: [www.vtpi.org/elasticities.pdf](http://www.vtpi.org/elasticities.pdf).
- Wardman, M. & Shires, J.D. (2003). "Review of fares elasticities in Great Britain". Working Paper. Institute of Transport Studies, University of Leeds. UK.

## ANEXO

### a) Contrastes de raíces unitarias

ADF test I(2) vs I(1)			
Variable	estadístico t	p-valor	
Boletos	-5.642	0	***
Automóviles	-14.76	0	***
Masa salarial	-9.76	0	***
IPC_R_boletos	-10.28	0	***
IPC_R_vehic	-9.59	0	***

Nota: significación: 0.01 \*\*\*, 0.05 \*\*, 0.1 \*

Fuente: Estimaciones propias

ADF Test I(1) vs I(0)		
Variable	estadístico t	p-valor
Boletos	-1.629	0.464
Automóviles	-1.634	0.462
Masa salarial	0.845	0.891
IPC_R_boletos	-0.11	0.642
IPC_R_vehic	-1.56	0.499

Fuente: Estimaciones propias

### b) Contraste de cointegración

Endogenous variables: LOG(BOLETOS\_T) LOG(AUTOMOVILES) LOG(MASA\_SAL) LOG(IPC\_R\_BOL) LOG(PRE\_VEH/IPC)

Exogenous variables (short-run only)\*: DS D(FE>=200103) D(FE>=200203) D(FE=200304) D(FE=200704) D(FE=200804) D(FE>=202001) D(FE=202002) D(FE=202201) D(FE=202202)

Exogenous variables (long-run only)\*: FE>=202002

Deterministic assumptions: Case 1: No deterministic terms.

---

---

\* Warning: Critical values assume no exogenous series.



Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.** Critical Value
None *	0.390745663...	108.8426142...	60.06140647...	9.637807319...
At most 1 *	0.308778373...	59.29066734...	40.17493179...	0.000228927...
At most 2	0.143642947...	22.36118999...	24.27595860...	0.085539608...
At most 3	0.058551267...	6.854402698...	12.32089895...	0.339868575...
At most 4	0.008175042...	0.820864150...	4.129906228...	0.420813199...

Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Max-eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.** Critical Value
None *	0.390745663...	49.55194691...	30.43961085...	7.965882792...
At most 1 *	0.308778373...	36.92947735...	24.15920874...	0.000573488...
At most 2	0.143642947...	15.50678729...	17.79729850...	0.106992944...
At most 3	0.058551267...	6.033538548...	11.22479930...	0.345896254...
At most 4	0.008175042...	0.820864150...	4.129906228...	0.420813199...

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

### c) Salida complete estimación restricta

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1998Q2 2023Q1

Included observations: 100 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Endogenous variables: LOG(BOLETOS\_T) LOG(AUTOMOVILES) LOG(MASA\_SAL) LOG(IPC\_R\_BOL)  
LOG(PRE\_VEH/IPC)

Exogenous variables (short-run only): DS D(FE>=200103) D(FE>=200203) D(FE=200304)  
D(FE=200704) D(FE=200804) D(FE>=202001) D(FE=202002) D(FE=202201) D(FE=202202)

Exogenous variables (long-run only): FE>=202002

Deterministic assumptions: Case 1: No deterministic terms.

Cointegrating restrictions:

$$b(1,1)=1$$

$$b(2,1)=0$$

$$b(2,6)=0$$

$$a(2,1)=0$$

$$a(4,1)=0$$

$$a(1,2)=0$$

$$a(3,2)=0$$

$$a(4,2)=0$$

$$a(5,2)=0$$

b(2,2)=1  
a(3,1)=0  
b(1,2)=0

Convergence achieved after 19 iterations.  
Restrictions identify all cointegrating vectors.

LR test for binding restrictions (rank = 2):

Chi-square(19)           10.64524  
Probability                0.935196

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LOG(BOLETOS_T(-1))	1.000000	0.000000
LOG(AUTOMOVILES(-1))	0.000000	1.000000
LOG(MASA_SAL(-1))	-0.825986 (0.04969) [-16.6229]	-0.587113 (0.07187) [-8.16873]
LOG(IPC_R_BOL(-1))	0.876511 (0.25777) [3.40043]	1.772369 (0.37361) [4.74389]
LOG(PRE_VEH(-1)/IPC(-1))	-1.321694 (0.19373) [-6.82247]	1.873367 (0.26978) [6.94404]
FE>=202002	0.431820 (0.06629) [6.51400]	0.000000

Error Correction:	D(LOG(BOLETOS_T))	D(LOG(AUTOMOVILES))	D(LOG(MASA_SAL))	D(LOG(IPC_R_BOL))	D(LOG(PRE_VEH/IPC))
COINTEQ1	-0.118719 (0.04669) [-2.54273]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.129771 (0.03637) [3.56845]
COINTEQ2	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.399172 (0.06013) [-6.63858]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LOG(BOLETOS_T(-1)))	0.196582 (0.05184) [3.79187]	-0.012117 (0.13673) [-0.08862]	-0.007097 (0.03893) [-0.18232]	0.025319 (0.03759) [0.67362]	-0.125466 (0.04238) [-2.96044]
D(LOG(BOLETOS_T(-2)))	0.085846 (0.04833) [1.77631]	-0.179948 (0.12746) [-1.41182]	-0.040024 (0.03629) [-1.10299]	0.045053 (0.03504) [1.28580]	-0.094545 (0.03951) [-2.39308]

D(LOG(BOLETOS_T(-3)))	0.158091 (0.04545) [3.47867]	-0.139826 (0.11986) [-1.16661]	0.010630 (0.03412) [0.31152]	0.056237 (0.03295) [1.70679]	-0.037837 (0.03715) [-1.01845]
D(LOG(BOLETOS_T(-4)))	0.378629 (0.04004) [9.45706]	-0.194272 (0.10559) [-1.83987]	-0.008549 (0.03006) [-0.28438]	0.005044 (0.02903) [0.17376]	-0.038863 (0.03273) [-1.18741]
D(LOG(AUTOMOVILES(-1)))	-0.036365 (0.03355) [-1.08374]	-0.038130 (0.08849) [-0.43087]	-0.031307 (0.02519) [-1.24263]	-0.017476 (0.02433) [-0.71838]	-0.015897 (0.02743) [-0.57954]
D(LOG(AUTOMOVILES(-2)))	0.012271 (0.03306) [0.37112]	0.189052 (0.08720) [2.16797]	0.008374 (0.02483) [0.33731]	0.008725 (0.02397) [0.36396]	0.003611 (0.02703) [0.13359]
D(LOG(AUTOMOVILES(-3)))	0.091371 (0.03167) [2.88535]	0.202991 (0.08352) [2.43052]	0.055678 (0.02378) [2.34167]	-0.007203 (0.02296) [-0.31373]	-0.015561 (0.02589) [-0.60110]
D(LOG(AUTOMOVILES(-4)))	0.048033 (0.03056) [1.57181]	0.279720 (0.08059) [3.47073]	0.027489 (0.02294) [1.19805]	0.011106 (0.02216) [0.50127]	-0.000844 (0.02498) [-0.03379]
D(LOG(MASA_SAL(-1)))	0.028696 (0.15287) [0.18772]	0.749283 (0.40317) [1.85849]	-0.113841 (0.11478) [-0.99182]	0.059864 (0.11083) [0.54013]	0.361653 (0.12497) [2.89396]
D(LOG(MASA_SAL(-2)))	0.067551 (0.15909) [0.42460]	1.052139 (0.41958) [2.50759]	0.033043 (0.11945) [0.27662]	-0.064368 (0.11534) [-0.55806]	0.197715 (0.13006) [1.52023]
D(LOG(MASA_SAL(-3)))	-0.051617 (0.15705) [-0.32866]	0.908477 (0.41420) [2.19334]	-0.008229 (0.11792) [-0.06979]	-0.148682 (0.11386) [-1.30579]	0.004184 (0.12839) [0.03259]
D(LOG(MASA_SAL(-4)))	-0.466538 (0.15688) [-2.97377]	-0.340993 (0.41376) [-0.82414]	-0.285890 (0.11779) [-2.42703]	-0.105241 (0.11374) [-0.92525]	-0.059043 (0.12825) [-0.46038]
D(LOG(IPC_R_BOL(-1)))	-0.305379 (0.17564) [-1.73864]	-0.366743 (0.46323) [-0.79171]	-0.069946 (0.13188) [-0.53039]	0.144021 (0.12734) [1.13098]	-0.013071 (0.14358) [-0.09103]
D(LOG(IPC_R_BOL(-2)))	0.425507 (0.16051) [2.65091]	0.288906 (0.42333) [0.68246]	-0.090679 (0.12052) [-0.75241]	0.025809 (0.11637) [0.22178]	0.043075 (0.13122) [0.32827]

D(LOG(IPC_R_BOL(-3)))	-0.159256 (0.16338) [-0.97478]	0.422755 (0.43088) [0.98114]	-0.030704 (0.12267) [-0.25030]	-0.005586 (0.11845) [-0.04716]	-0.256501 (0.13356) [-1.92053]
D(LOG(IPC_R_BOL(-4)))	0.428382 (0.16625) [2.57680]	1.082894 (0.43845) [2.46985]	0.020670 (0.12482) [0.16559]	0.137079 (0.12053) [1.13730]	-0.166820 (0.13590) [-1.22750]
D(LOG(PRE_VEH(-1)/IPC(-1)))	-0.169349 (0.12636) [-1.34025]	-0.599644 (0.33324) [-1.79942]	-0.156427 (0.09487) [-1.64881]	-0.075812 (0.09161) [-0.82756]	0.300848 (0.10329) [2.91254]
D(LOG(PRE_VEH(-2)/IPC(-2)))	-0.114277 (0.12261) [-0.93204]	-0.109156 (0.32336) [-0.33756]	-0.185082 (0.09206) [-2.01046]	0.061694 (0.08889) [0.69403]	0.053889 (0.10023) [0.53765]
D(LOG(PRE_VEH(-3)/IPC(-3)))	0.097278 (0.11782) [0.82561]	0.399268 (0.31074) [1.28488]	0.019878 (0.08847) [0.22469]	0.005107 (0.08542) [0.05979]	-0.056241 (0.09632) [-0.58390]
D(LOG(PRE_VEH(-4)/IPC(-4)))	0.101887 (0.11705) [0.87048]	0.615708 (0.30869) [1.99457]	-0.058485 (0.08788) [-0.66549]	-0.043938 (0.08486) [-0.51778]	-0.115877 (0.09568) [-1.21104]
DS1	-0.132029 (0.01329) [-9.93459]	-0.081085 (0.03505) [-2.31343]	0.015709 (0.00998) [1.57427]	-0.014479 (0.00964) [-1.50270]	-0.001142 (0.01086) [-0.10515]
DS2	-0.038059 (0.01757) [-2.16595]	-0.124937 (0.04634) [-2.69596]	-0.029490 (0.01319) [-2.23521]	-0.005736 (0.01274) [-0.45024]	0.002057 (0.01436) [0.14318]
DS3	-0.047086 (0.01363) [-3.45490]	-0.088505 (0.03594) [-2.46232]	-0.028517 (0.01023) [-2.78673]	-0.007736 (0.00988) [-0.78293]	0.009034 (0.01114) [0.81087]
D(FE>=200103)	-0.000810 (0.05056) [-0.01602]	-0.608388 (0.13334) [-4.56284]	-0.004410 (0.03796) [-0.11617]	0.003769 (0.03665) [0.10282]	0.030344 (0.04133) [0.73419]
D(FE>=200203)	0.038009 (0.05091) [0.74664]	-0.696680 (0.13426) [-5.18908]	-0.219517 (0.03822) [-5.74311]	-0.028138 (0.03691) [-0.76238]	0.388252 (0.04162) [9.32951]
D(FE=200304)	0.022043 (0.03686) [0.59802]	0.644102 (0.09721) [6.62567]	0.012818 (0.02768) [0.46315]	-0.002631 (0.02672) [-0.09845]	-0.099795 (0.03013) [-3.31184]

D(FE=200704)	0.003675 (0.03693) [0.09950]	0.075139 (0.09741) [0.77138]	-0.005933 (0.02773) [-0.21395]	-0.063867 (0.02678) [-2.38507]	-0.032876 (0.03019) [-1.08885]
D(FE=200804)	0.022734 (0.03834) [0.59291]	0.019897 (0.10112) [0.19676]	0.020183 (0.02879) [0.70107]	0.001957 (0.02780) [0.07038]	0.105945 (0.03134) [3.37997]
D(FE>=202001)	-0.217391 (0.04805) [-4.52441]	-0.163891 (0.12672) [-1.29333]	-0.165917 (0.03608) [-4.59903]	0.016012 (0.03484) [0.45964]	0.020878 (0.03928) [0.53154]
D(FE=202002)	-1.005297 (0.04908) [-20.4812]	-0.413540 (0.12945) [-3.19458]	0.044116 (0.03685) [1.19704]	-0.016245 (0.03559) [-0.45650]	0.037372 (0.04013) [0.93139]
D(FE=202201)	-0.178893 (0.04349) [-4.11388]	0.016034 (0.11469) [0.13981]	-0.021836 (0.03265) [-0.66878]	0.001518 (0.03153) [0.04814]	0.012107 (0.03555) [0.34057]
D(FE=202202)	0.123945 (0.04519) [2.74272]	0.020477 (0.11918) [0.17182]	-0.011324 (0.03393) [-0.33373]	7.49E-06 (0.03276) [0.00023]	-0.024424 (0.03694) [-0.66113]
R-squared	0.968062	0.831456	0.605609	0.355599	0.712823
Adj. R-squared	0.952093	0.747184	0.408414	0.033398	0.569235
Sum sq. resids	0.134364	0.934572	0.075748	0.070627	0.089792
S.E. equation	0.045120	0.118997	0.033878	0.032712	0.036885
F-statistic	60.62095	9.866353	3.071113	1.103657	4.964356
Log likelihood	188.7248	91.74796	217.3819	220.8819	208.8776
Akaike AIC	-3.094497	-1.154959	-3.667639	-3.737637	-3.497551
Schwarz SC	-2.208739	-0.269201	-2.781881	-2.851879	-2.611793
Mean dependent	-0.004584	0.002538	0.002963	-0.000186	-0.003325
S.D. dependent	0.206143	0.236664	0.044046	0.033273	0.056199
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.70E-14			
Determinant resid covariance		4.63E-15			
Log likelihood		936.7922			
Akaike information criterion		-15.09584			
Schwarz criterion		-10.35443			
Number of coefficients		182			

#### d) Contrastes de exclusión (conjunta)

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1998Q2 2023Q1

Included observations: 100 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Endogenous variables: LOG(BOLETOS\_T) LOG(AUTOMOVILES) LOG(MASA\_SAL) LOG(IPC\_R\_BOL)  
LOG(PRE\_VEH/IPC)

Exogenous variables (short-run only): DS D(FE>=200103) D(FE>=200203) D(FE=200304) D(FE=200704)  
D(FE=200804) D(FE>=202001) D(FE=202002) D(FE=202201) D(FE=202202)

Exogenous variables (long-run only): FE>=202002

Deterministic assumptions: Case 1: No deterministic terms.

Cointegrating restrictions:

$b(1,2)=0$

$b(2,1)=0$

$b(2,6)=0$

Convergence achieved after 32 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors.

LR test for binding restrictions (rank = 2):

Chi-square(1) 2.006187

Probability 0.156659

#### e) Contrastes de exogeneidad débil (conjunta)

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1998Q2 2023Q1

Included observations: 100 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Endogenous variables: LOG(BOLETOS\_T) LOG(AUTOMOVILES) LOG(MASA\_SAL)  
LOG(IPC\_R\_BOL) LOG(PRE\_VEH/IPC)

Exogenous variables (short-run only): DS D(FE>=200103) D(FE>=200203) D(FE=200304)  
D(FE=200704) D(FE=200804) D(FE>=202001) D(FE=202002) D(FE=202201) D(FE=202202)

Exogenous variables (long-run only): FE>=202002

Deterministic assumptions: Case 1: No deterministic terms.

Cointegrating restrictions:

$a(2,1)=0$

$a(4,1)=0$

$a(1,2)=0$

$a(3,2)=0$

$a(4,2)=0$

$a(5,2)=0$

$a(3,1)=0$

Convergence achieved after 19 iterations.  
Restrictions identify all cointegrating vectors.

LR test for binding restrictions (rank = 2):

Chi-square(2)	5.789629
Probability	0.327230

---

Bibiana Lanzilotta | Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Udelar | Centro de Investigaciones Económicas (CINVE), Grupo de Estudios de Transporte y Movilidad.

Fernando Lorenzo | Centro de Investigaciones Económicas (CINVE), Grupo de Estudios de Transporte y Movilidad.

Silvia Rodríguez-Collazo | Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Udelar | Centro de Investigaciones Económicas (CINVE), Grupo de Estudios de Transporte y Movilidad.

Montevideo | Noviembre 2023

Avenida Uruguay 1242  
11100, Montevideo, Uruguay  
(598) 2900 30 51 - 2908 15 33  
cinve.org.uy

**cinve**  
CENTRO DE  
INVESTIGACIONES  
ECONÓMICAS