

*Asociación Argentina de Economía Política - XXX Reunión Anual
Sede: Facultad de Ciencias Económicas - Universidad Nacional de Río Cuarto*

ELASTICIDADES DE DEMANDA DE SERVICIO TELEFÓNICO BÁSICO EN ARGENTINA *

Autores

*Dr. Manuel Ángel ABDALA**
*Dr. José Luis ARRUFAT **
*Dr. Rinaldo Antonio COLOMÉ **
*Lic. Ángel Enrique NEDER **

Mayo de 1995

I. INTRODUCCIÓN

Un estudio razonablemente completo de elasticidades de demanda de servicios telefónicos es importante tanto para la autoridad regulatoria como para las compañías prestatarias de estos servicios -ya sea que estén en la industria o sean ingresantes potenciales-. Las empresas necesitan de esta información para hacer sus estimaciones de pronósticos de la demanda con el fin de maximizar intertemporalmente los beneficios y cumplir con los objetivos de calidad de servicio en forma adecuada. La autoridad regulatoria, por su parte, puede utilizar las estimaciones de elasticidades para simular los efectos de las políticas de rebalanceo de tarifas que afectan los ingresos de las empresas sujetas a regulación, en especial cuando la regulación es del tipo *price-cap*.

* El presente trabajo es una versión resumida de un estudio que se realizó en el marco de un Convenio celebrado entre la Comisión Nacional de Telecomunicaciones (CNT) y el Instituto de Economía y Finanzas de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba (Av. Valparaíso s/nº, Ciudad Universitaria, 5000-Córdoba, Tel.: 690994 - 606581). Por dicho Instituto participó un grupo de profesionales integrado por el Dr. José Luis Arrufat, el Dr. Rinaldo Antonio Colomé y el Lic. Ángel Enrique Neder. La CNT, a su vez, contrató para su participación en este estudio a Expectativa -Consultores Económicos- (Ituzaingó 1291, 5000-Córdoba, Tel.: 684735 - 683787), a través del Dr. Manuel Ángel Abdala. Tanto las opiniones vertidas como los posibles errores que pudieran subsistir son de responsabilidad exclusiva de los autores y no involucran a las instituciones patrocinantes.

Se agradece la colaboración en las tareas de investigación y tratamiento de la información al Ing. Augusto Silva, Alejandra Uanini, la Lic. Eugenia Perona y el Lic. Carlos María Sánchez del Instituto de Economía, así como el apoyo y asistencia de María Gabriela Gil y Diego Montero de Expectativa -Consultores Económicos-. Agradecemos también especialmente la colaboración brindada por el Lic. Daniel Robles, el Lic. Eduardo Katsuda, la Lic. Graciela Róvere y el Lic. Darío Milesi, desde la CNT y la Subsecretaría de Comunicaciones.

Desde una perspectiva más global, la autoridad regulatoria puede además utilizar las estimaciones de elasticidades para evaluar las decisiones de producción e inversión de las empresas privadas, analizando si éstas difieren o no de lo considerado socialmente óptimo.

El estudio de elasticidades que aquí se presenta se basa en la teoría convencional de la demanda de servicios telefónicos¹, la cual distingue entre la demanda de uso y la demanda de acceso al servicio. El presente trabajo se concentra exclusivamente en la demanda de uso de aquellos que ya tienen instalada una línea telefónica². Los datos utilizados en el estudio se refieren a observaciones mensuales de tráfico, el cual está medido en minutos de comunicación, tanto para las llamadas urbanas como para las de larga distancia nacional (interurbanas). El período analizado abarca desde el momento de la privatización de la ex-empresa estatal ENTel Argentina (noviembre 1990) hasta el mes de octubre de 1993, dado que por limitaciones estadísticas no fue posible extender el estudio a un período más reciente.

Los consumidores familiares de los servicios telefónicos argentinos típicamente pagan una cuota abono fija por bimestre más los cargos que generan a través del registro de pulsos por llamadas urbanas e interurbanas. Los ritmos (medidos en segundos) a los cuales se generan los pulsos telefónicos varían según la distancia, la hora del día y el día de la semana, constituyéndose en una medida implícita de diferencias tarifarias. Las alteraciones en los ritmos a lo largo de la serie de tiempo estudiada, como así también los cambios en el comportamiento de los usuarios con respecto a la duración media de las llamadas y al horario en que se efectúan las mismas determinaron la necesidad de trabajar con la variable minutos de comunicación (en adelante minutos) como medida de la variable tráfico telefónico³.

El análisis econométrico utilizado contempla un modelo de comportamiento basado en la teoría de la demanda de servicios telefónicos. Las ecuaciones responden a un modelo de ajuste parcial que permite diferenciar las llamadas según la localización geográfica.

Del presente estudio se pueden extraer las siguientes conclusiones principales:

a. Alrededor del 95% de las mejores estimaciones realizadas para determinar elasticidades precio, cuota abono y red en las ciudades de Córdoba, Corrientes, Posadas, Resistencia y Rosario presentaron el signo esperado.

b. Se encontró que las elasticidades precio, para el tráfico urbano y para interurbano en distancias de menos de 170 km., son negativas y distintas de cero en un tercio de los casos estimados. En un caso se encontró el signo equivocado (Posadas, clave 2), mientras que en el resto se debe interpretar que las elasticidades no son significativa-

¹ Ver, por ejemplo, Taylor (1980), Mitchell (1978), Alleman (1977).

² Los cambios en los precios de los cargos por conexión generan efectos ingreso que podrían, en teoría, afectar las decisiones de uso de los clientes que ya poseen una línea. Estos efectos son ignorados debido a que la magnitud de los cambios es usualmente muy pequeña comparada con el ingreso disponible total.

³ Ver ejemplo demostrativo de página 4 y siguientes sobre la definición de la variable tráfico.

mente diferentes de cero. En el caso de elasticidades diferentes de cero, los valores encontrados pueden ser considerados altos comparados con estimaciones realizadas para redes maduras. Además, se encontraron algunos casos en donde la elasticidad disminuía con la distancia (Rosario, Resistencia), lo cual no condeciría con lo que predice la teoría.

c. Las elasticidades para la variable tamaño de la red fueron estadísticamente significativas en un 90% de los casos, mostrando estimaciones de corto plazo que varían entre 0,3 y 2,5, los cuales pueden ser considerados valores normales. De este subconjunto, en más de la mitad de los casos (52,3%) los valores de elasticidades red, sin embargo, son superiores a la unidad, lo cual puede explicarse por la alta tasa de crecimiento en la incorporación de nuevos abonados durante el período analizado.

d. Las elasticidades para la cuota abono, cuando son significativas (el 37,5% de los casos), fluctúan en valores normales que van desde -0,06 a -0,14.

e. Las elasticidades de largo plazo son mayores a las de corto plazo, con lo cual se puede decir que la demanda de uso de servicios telefónicos está caracterizada por una importante inercia, es decir que los ajustes de la demanda a los precios y otras variables explicativas no son instantáneos sino más bien se dan con rezagos en el tiempo.

f. La autoridad regulatoria debe ser cautelosa con la posible utilización de las estimaciones efectuadas en este estudio. Esto se debe en parte a las imperfecciones propias de la base de datos disponible, y a la dispersión de resultados de acuerdo a la localización geográfica, lo que indica que una agregación y/o extrapolación directa hacia otras regiones o ciudades no sea recomendable.

El resto del presente trabajo se organiza como sigue: la siguiente sección describe los modelos econométricos propuestos para tráfico urbano e interurbano. En la sección III se analizan e interpretan los resultados obtenidos, presentando las limitaciones del estudio. La sección IV contiene las principales conclusiones e implicancias de política regulatoria. Finalmente, en la sección V se consigna la bibliografía consultada.

II. MODELOS ECONOMÉTRICOS

La elasticidad de la demanda de cualquier clase de bien o servicio mide el impacto que generan las modificaciones en alguna de las variables explicativas sobre la cantidad demandada de ese bien o servicio⁴. En otras palabras, qué variación porcentual sería dable esperar en las cantidades demandadas de un bien o servicio ante variaciones de 1% en alguna variable relacionada como por ejemplo, precio del propio bien o servicio, precios de bienes sustitutos o complementarios, ingreso, etc.

⁴ Una presentación resumida de esta sección en lo referente a tráfico urbano e interurbano, puede ser consultada en Neder, A.E. y Arrufat, J.L. (1994).

En este trabajo, para analizar la demanda de servicios telefónicos se presentan tres modelos econométricos para calcular las elasticidades precio del tráfico local -urbano- y larga distancia nacional -interurbano-.

La atención principal está centrada en las llamadas realizadas por consumidores incluidos en la categoría "casas de familia" para quienes el servicio telefónico es un bien de consumo final, en oposición a los clientes comerciales, quienes podrían considerar al servicio telefónico como un insumo más de la cadena productiva⁵.

Se resumen a continuación los tres modelos econométricos propuestos para calcular las elasticidades del tráfico local -urbano- y larga distancia nacional -interurbano-.

II.1. Tráfico urbano

En la modelación del tráfico urbano se tomó en consideración la siguiente ecuación:

$$Q_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{jt-1} + \alpha_2 P_{jt} + \alpha_3 A_{jt} + \alpha_4 N_{jt} + \alpha_5 D_{jt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde el subíndice j se refiere a la ciudad donde se realiza el tráfico urbano y el subíndice t corresponde a la variable tiempo (mensual). La variable a explicar tráfico urbano (Q_{jt}) es el número de minutos de comunicación en la ciudad j correspondientes al mes t .

II.1.a. Variable dependiente

La variable a explicar Q_{jt} representa el número de minutos en la ciudad " j " durante el mes " t " efectuado por clientes residenciales. Cabe reiterar que con este modelo se pretende explicar la demanda de "uso" del servicio telefónico básico, vale decir, la demanda del servicio por parte de los que ya cuentan con una línea instalada. Diferente sería la modelación de la demanda de "acceso" al servicio⁶.

Si bien podría tomarse el número de pulsos como variable dependiente⁷, el principal motivo de esta elección obedeció a la existencia de algunos cambios en los ritmos⁸ de caída en los pulsos a lo largo de la serie estudiada, como así también a cambios en el comportamiento de los usuarios con respecto a la duración media de las llamadas y al horario en que se efectúan las mismas. Así, por ejemplo, se podría mantener el número de pulsos consumidos realizando llamadas de mayor duración pero en horas en que se deben erogar menos pulsos por minuto, es decir que permitan utilizar

⁵ Debe recordarse que al hablar de categoría comercial, estamos incluyendo también a las industrias.

⁶ Para una distinción conceptual cuidadosa entre ambos tipos de demanda, véase Taylor, Lester D. (1980), págs. 15-17.

⁷ Estas consideraciones son válidas para los tres modelos.

⁸ Un ritmo es la cantidad de segundos que dura un pulso.

el servicio más tiempo con un menor costo. Se puede demostrar que si se utiliza la variable pulsos demandados -consumidos-, y ésta presentara variaciones nulas -lo cual se interpretaría como que la cantidad demanda no ha sido modificada- entre dos períodos considerados, se podrían estar ignorando cambios en los ritmos, en las duraciones medias o en la composición horaria del tráfico. En definitiva, ello no revelaría la verdadera evolución de la demanda de uso del servicio telefónico.

A continuación, mediante un ejemplo sencillo, se ilustran cambios en las duraciones medias de las llamadas, para poder comprender más fácilmente las razones anteriormente expuestas.

Trabajando con llamadas urbanas, se observa que el número de pulsos facturados entre dos periodos (1 y 2) permanece constante y además se observa un aumento en la duración media de las llamadas.

El análisis se efectúa en función de los datos (construidos) presentados en la siguiente tabla:

Tabla 1
Ejemplificación del uso de *minutos vs. pulsos*
como variable de medición del tráfico telefónico:
 Datos observables: pulsos permanecen constantes pero cambia la DM

Periodo	Número de pulsos			Duración media (DMC _{seg})	
	Normal	Nocturna y Feriados	Total	Normal	Nocturna y Feriados
1	100	20	120	130	200
2	100	20	120	140	210
% variación	0%	0%	0%	7.7%	5%

Utilizando una fórmula exponencial de uso habitual en telefonía para el cálculo del número de comunicaciones tenemos:

$$NC = NP \left[1 - e^{\left(-\frac{R}{DMC} \right)} \right] \quad (2)$$

en que:

NC es el número de comunicaciones interurbanas;

DMC mide la duración media de la comunicación interurbana en segundos;

NP es el número de pulsos interurbanos; y

R representa la cantidad de pulsos por minuto (ritmos).

Para obtener ahora el número de minutos de comunicación, simplemente se realiza el siguiente cociente:

$$\text{Minutos} = \frac{NC \times DMC}{60} \quad (3)$$

En el ejemplo construido se tomó un ritmo de 120 segundos por pulso para llamadas realizadas en horario normal y 360 segundos por pulso en comunicaciones efectuadas en horario nocturno o en días feriados. En la tabla 2 se pueden observar los resultados:

Tabla 2
Ejemplificación del uso de *minutos vs. pulsos*
como variable de medición del tráfico telefónico:
 Datos derivados: llamadas disminuyen pero aumentaron los minutos hablados

Periodo	NC		Minutos		
	Normal	Nocturno	Normal	Nocturno	Total
1	60.27	16.69	130.58	55.63	186.21
2	57.56	16.10	134.30	57.36	191.66
% variación	- 4.5%	- 1.8%	2.8%	3.1%	2.9%

En consecuencia, los resultados obtenidos permiten observar que, a pesar de no haberse modificado el número de pulsos demandados, el tráfico en minutos ha aumentado un 2,8% y 3,1% en horarios normal y nocturno, respectivamente, y un 2,9% para el total.

II.1.b. Variables independientes

Pasando ahora a las variables independientes (o explicativas), Q_{jt-1} es la variable tráfico rezagada, y su inclusión viene explicada por la introducción del elemento dinámico de reacción ante las variables explicativas derivado de un mecanismo de ajuste parcial *à-la* Stone-Nerlove.

P_{jt} es el precio real promedio del pulso, deflactado por el índice de precios al consumidor (IPC), y ponderado por las participaciones muestrales de las dos bandas horarias tarifarias aplicables a la ciudad j .

A_{jt} es la cuota abono mensualizada (neta de pulsos libres), aplicable a la ciudad j , mientras que N_{jt} es el tamaño de la red, medido como las líneas en funcionamiento (abonados en servicio) en la ciudad j .

Finalmente D_{jt} representa el grado de digitalización de la red en la ciudad j - medida como el porcentaje de líneas que tiene acceso a centrales digitales con respecto del total-, y ε_t es el término de error aleatorio, el cual se supone tiene esperanza matemática cero y varianza constante.

Todas las variables consideradas están expresadas en logaritmos, pudiéndose así interpretar a los estimadores α como elasticidades de corto plazo. Se tienen entonces $j \times 1$ ecuaciones donde el tamaño de j depende del número de ciudades tomadas en el estudio.

Las elasticidades-precio del tráfico urbano son calculadas tanto en forma individual para cada ciudad j , como en forma colectiva por el método SUR⁹ para el conjunto de ciudades, examinando si corresponde o no imponer la restricción que la elasticidad-precio sea la misma para dicho conjunto.

Las externalidades de consumo, tanto de red como de llamadas -conocidas en la literatura de habla inglesa como *network and call externality*- están implícitamente consideradas en el modelo¹⁰. La externalidad de la red refleja el incremento de utilidad de tener más usuarios que se incorporan al sistema telefónico, mientras que la externalidad de llamadas expresa el valor derivado de las llamadas entrantes, las cuales sólo tienen un pequeño costo de transacción para el usuario.

El número de minutos de comunicación y la calidad de dichas comunicaciones también dependen del grado de congestión de la red y la antigüedad de las instalaciones de las líneas -naturaleza de las centrales, equipamiento, fibra óptica, servicios adicionales, etc.- El grado de eficiencia de la red y la eficiencia de las llamadas no pudo ser incorporado explícitamente en el modelo ya que no se contó con la información adecuada. Como variable *proxy* a la calidad del sistema se utilizó entonces la variable digitalización.

Finalmente, puede advertirse que no se ha incorporado la variable ingreso de los demandantes de servicios telefónicos por no existir información actualizada y confiable al respecto.

II.2. Tráfico interurbano

El modelo propuesto para el tráfico interurbano, categoría familiar, presenta una estructura similar a la planteada para el tráfico urbano, con la diferencia que ahora se considera en el análisis la ciudad de destino de las llamadas tanto en lo que respecta al tráfico como al tamaño de la red:

$$Q_{jit} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{jit-1} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 A_{jt} + \alpha_4 N_{it} + \varepsilon_t \quad (4)$$

⁹ Ver, por ejemplo, Judge, G. G. et al. (1988).

¹⁰ Para mayores detalles, véase Taylor, Lester D. (1980).

El subíndice "j" se refiere a la ciudad de origen de las llamadas, el "i" al área de usuarios vinculada a la clave tarifaria de destino (ordenadas progresivamente según la distancia desde la ciudad "j") y está referida al tiempo (en este caso las series son mensuales).

La variable dependiente Q_{jit} es ahora el número de minutos de comunicación originados en la ciudad "j" hacia el área de clave tarifaria "i" en el período "t". La utilización de minutos en lugar de pulsos, responde a consideraciones análogas a las efectuadas en la explicación de la variable tráfico urbano (ver tablas 1 y 2). Esto también es extensivo a lo referente a la variable ingreso y al tratamiento de las externalidades.

Las variables explicativas del modelo están conformadas por Q_{jit-1} que es la variable tráfico rezagada incorporada como elemento en un mecanismo de ajuste parcial, P_{it} es el precio promedio por minuto de una llamada interurbana hacia el área de clave tarifaria "i", deflactado por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) y ponderado por la participación muestral de cada una de las tres bandas horarias tarifarias (normal, reducida y nocturna y feriados) en la ciudad de origen "j".

Por su parte, N_{it} es el tamaño de la red en el área correspondiente a la clave tarifaria "i" desde la ciudad "j", medido en número de líneas en funcionamiento (abonados en servicio).

La construcción de la serie de esta variable exige la compatibilización entre la información disponible del tamaño de la red por centrales con la localización geográfica de las mismas respecto a la ciudad de origen de las llamadas.

A_{jt} es la cuota abono equivalente al mes "t", aplicable en la ciudad "j".

Por lo que respecta a la variable calidad, que en el tráfico urbano se midió a través del porcentaje de digitalización de la red de destino, no fue posible incorporarla en este modelo interurbano ya que su cálculo requería conocer el grado de digitalización de cada una de las localidades de destino alcanzadas por cada una de las claves tarifarias, información que no estaba disponible a los fines de este estudio.

ε_t es el término de error, el cual se supone tiene esperanza matemática cero y varianza constante.

Todas las variables consideradas están expresadas en logaritmos, pudiéndose así interpretar a los estimadores ### como elasticidades de corto plazo. Se tiene un sistema de $j \times i$ ecuaciones donde j depende del número de ciudades a incorporar en el estudio e i del número de claves tarifarias analizadas.

III. ANÁLISIS E INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS ECONÓMICOS OBTENIDOS

III.1. Limitaciones

Los resultados que se detallan en lo que resta del presente estudio deben tener en cuenta para su correcta interpretación y eventual implementación, las siguientes limitaciones en cuanto al alcance del modelo y a la disponibilidad de información:

1. Demanda de uso vs. acceso: este modelo utiliza, para la determinación de las elasticidades, el uso del servicio telefónico básico. De manera tal que la demanda sobre la que se realizan las estimaciones es demanda relacionada al "uso" del servicio telefónico básico y no demanda relacionada al "acceso" al servicio. Por lo tanto, no se construye un modelo explicativo para analizar los determinantes del crecimiento de la red telefónica.

2. Modelo para categoría familiar: el modelo utilizado para efectuar las estimaciones de las elasticidades es un modelo microeconómico basado en el comportamiento de las familias. De esta manera, en cuanto al consumo total de minutos -tráfico- sólo se estará tomando alrededor del 34% del tráfico total, ya que el resto pertenece a categorías comerciales, profesionales, gobierno y otros, cuyo comportamiento seguramente difiere del modelado en este trabajo.

3. Digitalización como una variable proxy imperfecta de calidad: la digitalización de la red ha sido incorporada como variable proxy de calidad del sistema. Sin embargo, la variable relevante a tomar sería la eficiencia de la red (de la cual no se contó con información adecuada), o sea, una medida que capture el grado de congestión del sistema telefónico para así incorporar en forma explícita las restricciones de oferta en las ecuaciones econométricas.

4. Minutos vs. pulsos: en el cálculo de las elasticidades, la variable dependiente utilizada -tráfico- está medida en minutos y no en pulsos -tal como queda documentado con un ejemplo en la sección correspondiente-. En consecuencia, debe tenerse un especial cuidado en la utilización de los resultados consignados en esta investigación a la hora de efectuar posibles rebalances tarifarios que hasta el momento se venían realizando en función de los pulsos telefónicos.

5. Estacionalidad: dadas las limitaciones de las muestras de tráfico utilizadas, no se han podido captar posibles efectos estacionales en el consumo. Ello se debe a que las muestras corresponden a meses particulares de los años 1992 y 1993, razón por la cual se ignora si otros meses del año exhiben un comportamiento diferente por lo que respecta a la demanda de servicio telefónico básico.

6. Uso de ponderadores muestrales: los ponderadores obtenidos para la división del tráfico, consideran los resultados de la muestra efectuada en el año 1993, aplicados a los resultados de 1992. De esta manera, dado que no había una mejor discriminación de la información en la muestra de 1992, los datos generados podrían resultar sesgados

hacia el comportamiento observado en 1993. Al mismo tiempo, para tres de las ciudades analizadas en el presente trabajo -Corrientes, Posadas y Resistencia, todas del Litoral- Telecom ha reportado ponderaciones de tráfico idénticas correspondientes a la región Litoral, no pudiéndose disponer de los datos individuales para cada una de ellas.

7. Ciclo de facturación: los datos de tráfico elaborados a partir de la información suministrada por las licenciatarias, debieron -obviamente- basarse en los datos de facturación. Esto exigiría considerar el problema conocido como "ciclo de facturación" (billing cycle). Sin embargo, este problema se abordó de una forma algo rudimentaria, dado que en ausencia de información detallada, se recurrió al cálculo de medias móviles de dos meses.

8. Ausencia de caracterización familiar: por no contar con una base de datos adecuada, no se tienen en cuenta características de la composición familiar ni de los ingresos que las familias perciben. Esta aclaración es fundamental, ya que se están dejando de lado efectos en el consumo como por ejemplo la existencia de adolescentes o jóvenes en el grupo familiar -los cuales, probablemente, tienen una mayor predisposición a demandar más minutos de llamadas-, o como así también las variaciones en el nivel de ingreso familiar, lo cual influiría en el consumo.

9. Restricción al ámbito de Telecom: como lamentablemente no se pudo contar con datos del tamaño de la red para ciudades atendidas por Telefónica, resultó imposible realizar las correspondientes estimaciones de elasticidades para ciudades atendidas por esta empresa. De ello surgen dos problemas principales. El primero consiste en que no se puede descartar a priori que se pudieran observar comportamientos distintos de los cuantificados para clientes de Telecom, aumentando los riesgos implícitos en cualquier ejercicio que pretendiera extrapolar las estimaciones de una de las licenciatarias hacia la otra. El segundo estriba en que resultó imposible efectuar estimaciones de demanda de servicio telefónico interurbano aún para las ciudades atendidas por Telecom, para el caso de las claves comprendidas entre la 5 y la 10, inclusive. En efecto, no se pudo calcular el número de teléfonos que se pueden acceder desde las ciudades comprendidas en el presente estudio para las claves recién mencionadas, sin contar con los datos referidos al tamaño de la red de Telefónica de Argentina.

10. Duración del período: el período que cubre la muestra utilizada abarca desde enero de 1991 hasta octubre de 1993, inclusive. Si bien ello implica la presencia de más de 30 observaciones mensuales no puede dejar de enfatizarse que hubiera sido muy interesante contar con información actualizada al año 1994. Una primera ventaja hubiera consistido en contar con una nueva encuesta, de la que potencialmente podría haber surgido un cambio en la estructura de la demanda de tráfico. En segundo lugar, y a partir del crecimiento significativo operado en el tamaño de la red telefónica, podrían haberse detectado cambios en las elasticidades relevantes. Es plausible suponer que estos efectos podrían ser importantes, pero no ha sido posible, obviamente, por la falta de datos apuntada, intentar cuantificarlos.

III.2. Análisis de los resultados del tráfico urbano

Los resultados principales de las estimaciones de elasticidades de demanda (elasticidad precio, elasticidad cuota abono y elasticidad red) están presentados en la Tabla 4. Se analizan en esta subsección los resultados para cada una de las ciudades en particular, mientras que en las conclusiones se señalarán los patrones comunes encontrados para todas las ciudades.

Córdoba: las estimaciones MCO, con o sin variable ficticia, no arrojan resultados de significación estadística para las variables precio y para cuota abono. Por el método SUR, sin embargo, la elasticidad precio de corto plazo es de $-0,288$ y la de cuota abono de $-0,045$ con un nivel de significación para ambas ligeramente superior al 13%. La elasticidad red de corto plazo presenta valores similares para la estimaciones SUR y MCO sin variable ficticia y es siempre estadísticamente significativa, aunque para el largo plazo toma un valor inferior en la estimación SUR ($1,266$ versus $1,735$).

Corrientes: la introducción de la variable ficticia empeora la significación estadística de la elasticidad precio de corto plazo en el método MCO, mientras que la estimación SUR arroja un resultado significativo, con un valor igual a $-1,066$, lo cual sería considerado alto para los valores normales encontrados en países con redes maduras. La elasticidad cuota abono de corto plazo es significativa en todos los métodos y siempre en valores cercanos a $-0,13$. La estimación de la elasticidad red, por su parte, es significativa sólo a partir de la introducción de la variable ficticia, tanto para MCO como SUR y su valor es superior a 2 para el corto plazo.

Posadas: ni la elasticidad precio ni la elasticidad cuota abono son estadísticamente significativas por ninguno de los métodos seleccionados. La elasticidad red, por su parte, sólo es significativa en la estimación SUR, en un valor igual a $1,32$ para el corto plazo.

Resistencia: las tres variables -salvo la cuota abono en las estimaciones MCO- son significativas en los tres métodos de estimación, aunque el método SUR mejora sensiblemente el nivel de significación estadística. Las elasticidades precio encontradas son elevadas, comparadas con similares estimaciones para países industrializados, oscilando en un rango entre $-1,368$ a $-1,573$ para el corto plazo. Los valores para la elasticidad cuota abono son los considerados normales, mientras que la elasticidad red se incrementa con la introducción de la variable ficticia y el método SUR, para llegar a un valor cercano a la unidad ($0,949$) para el corto plazo. Es curioso también destacar que mientras en las estimaciones MCO sin variable ficticia las elasticidades de largo plazo más que duplican los valores de corto plazo, en las estimaciones SUR las mismas no difieren sustancialmente.

Rosario: Esta es la ciudad que presenta un comportamiento más homogéneo en la estimación de todos los coeficientes. La elasticidad precio de corto plazo se ubica en $-0,65$ y es siempre altamente significativa para cualquiera de los tres métodos. Las

elasticidades de cuota abono y de red se ubican en valores normales a nivel internacional, siendo en todos los métodos altamente significativas.

Cabe señalarse además que en el método SUR se realizó el test de Wald para probar la hipótesis de la unicidad en la estimación de la elasticidad precio para el conjunto de las cinco ciudades. El modelo no avala la hipótesis de que los coeficientes de elasticidades-precio sean iguales para todas las ciudades. Un ejercicio similar del test de Wald se realizó pero evaluando la unicidad no sólo de la elasticidad precio sino también la de la cuota abono arrojando similares resultados negativos.

Tabla 4: Tráfico urbano - Elasticidades de demanda
Estimaciones mínimo cuadrado ordinarias, mínimo cuadrado ordinarias incluyendo variables ficticias y técnica SUR

	CORDOBA		CORRIENTES		POSADAS		RESISTENCIA		ROSARIO	
	Corto Plazo	Largo Plazo	Corto Plazo	Largo Plazo	Corto Plazo	Largo Plazo	Corto Plazo	Largo Plazo	Corto Plazo	Largo Plazo
Estimaciones MCO										
Precio	-0,137 50,91%	-0,373	-1,038 11,63%	-1,235	-0,260 63,24%	-0,536	<i>-1,490</i> 0,56%	<i>-3,071</i>	<i>-0,692</i> 0,16%	<i>-0,932</i>
Cuota Abono	-0,009 77,22%	-0,025	<i>-0,127</i> 4,03%	<i>-0,151</i>	-0,011 77,03%	-0,023	-0,058 10,14%	-0,120	<i>-0,078</i> 1,62%	<i>-0,105</i>
Red	<i>0,637</i> 6,86%	<i>1,735</i>	0,238 68,04%	0,283	0,248 61,29%	0,511	<i>0,529</i> 0,74%	<i>1,090</i>	<i>0,913</i> 4,08%	<i>1,230</i>
Estimaciones MCO con variables ficticias										
Precio	-0,274 24,22%	-0,610	-0,668 30,66%	-0,725	-0,413 47,03%	-0,607	<i>-1,368</i> 1,26%	<i>-2,192</i>	<i>-0,634</i> 0,98%	<i>-0,868</i>
Cuota Abono	-0,032 38,81%	-0,071	<i>-0,131</i> 2,75%	<i>-0,142</i>	-0,033 47,63%	-0,049	<i>-0,064</i> 7,82%	<i>-0,103</i>	<i>-0,075</i> 2,57%	<i>-0,103</i>
Red	<i>0,911</i> 2,94%	<i>2,029</i>	<i>2,187</i> 6,79%	<i>2,373</i>	0,942 30,11%	1,384	<i>0,738</i> 1,31%	<i>1,183</i>	<i>1,048</i> 4,52%	<i>1,435</i>
Estimaciones SUR con variables ficticias										
Precio	-0,288 13,23%	-0,564	<i>-1,066</i> 6,08%	<i>-1,066</i>	-0,274 53,12%	-0,446	<i>-1,573</i> 0,15%	<i>-1,734</i>	<i>-0,65</i> 0,28%	<i>-0,889</i>
Cuota Abono	-0,045 13,42%	-0,088	<i>-0,136</i> 1,10%	<i>-0,136</i>	-0,027 43,42%	-0,044	<i>-0,087</i> 0,97%	<i>-0,096</i>	<i>-0,074</i> 1,36%	<i>-0,101</i>
Red	<i>0,646</i> 2,19%	<i>1,266</i>	<i>2,440</i> 1,46%	<i>2,440</i>	<i>1,320</i> 4,52%	<i>2,147</i>	<i>0,949</i> 0,03%	<i>1,046</i>	<i>0,931</i> 3,86%	<i>1,274</i>

Los valores expresados como porcentaje representan el nivel de significación estadística. Menor porcentaje indica mayor significación estadística. El tipo negrita simboliza resultados con signo esperado pero no significativo -al 10%-; el tipo cursiva consigna resultados con signo correcto y significativos.

III.3. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS DEL TRÁFICO INTERURBANO

Se presentan a continuación las tablas 5, 6 y 7, las cuales consignan las elasticidades precio, cuota abono y red, tanto de corto como de largo plazo, estimadas para las ciudades de Córdoba, Corrientes, Posadas, Resistencia y Rosario, para cada una de las claves tarifarias comprendidas entre la 1 y la 4 y por los distintos métodos empleados.

De la información consignada en las tablas anteriormente mencionadas, surgen las siguientes consideraciones¹¹:

Estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO)

Clave 1: no se pudieron realizar las estimaciones correspondientes a esta clave en la ciudad de Córdoba, al no figurar los datos en las encuestas de tráfico utilizadas en el presente estudio para la construcción de las variables del modelo. Por lo que respecta al resto de las ciudades analizadas, Corrientes no presenta resultados con aceptable nivel de significación estadística, salvo para la variable tamaño de la red, obteniéndose una elasticidad de corto plazo de 0,934 para la estimación MCO sin variable ficticia¹², siendo la elasticidad de largo plazo igual a 1,602. En el caso de Posadas, las estimaciones obtenidas -tanto con la variable ficticia como sin ella- no arrojaron elasticidades precio ni cuota abono significativamente distintas de cero, de acuerdo a los criterios estadísticos habituales, obteniéndose incluso -en algunos casos- coeficientes cuyos signos son los contrarios a los esperados y sugeridos por la teoría económica¹³. Por lo que respecta al efecto del tamaño de la red, la elasticidad estimada asciende a 0,246 con un adecuado nivel de significación estadística. En general, los problemas detectados en las estimaciones efectuadas para esta ciudad pueden estar asociados, no sólo a las muestras obtenidas para llevar a adelante el análisis sino también a que se trata de una ciudad de frontera y por lo tanto el tratamiento del tráfico de minutos posee algunas diferencias respecto del resto de ciudades. Resistencia, por su parte, presenta valores estadísticamente significativos en las estimaciones MCO, sin variable ficticia, para las elasticidades cuota abono y tamaño de la red (-0,103 y 2,066 para el corto plazo y -0,172 y 3,445 para el largo plazo, respectivamente). La elasticidad precio no resultó estadísticamente significativa a pesar de la incorporación de la variable ficticia. Las estimaciones efectuadas para Rosario sólo resultaron estadísticamente significativas para la variable tamaño de la red en las estimaciones MCO sin variable ficticia, con una elasticidad igual a 1,050 para el corto plazo y 2,833 para el

¹¹ Se sugiere la lectura de los párrafos siguientes con las tablas disponibles.

¹² La incorporación de la variable ficticia no mejora los resultados.

¹³ Ello puede apreciarse en los resultados que aparecen sombreados en las tablas. A modo de ilustración, considérese el caso de la elasticidad precio (positiva) de 0,087.

largo plazo. De la inclusión de la variable ficticia sólo resultó la obtención del signo apropiado para la elasticidad precio, pero sin otorgar significatividad a los resultados.

Clave 2: las estimaciones MCO para Córdoba no arrojaron elasticidades precio ni cuota abono significativamente distintas de cero, mientras que la elasticidad con respecto al tamaño de la red resultó ser muy significativa con valores de 0,747 y 1,737 en el corto y el largo plazo, respectivamente. Los valores que se obtuvieron a partir de la inclusión de la variable ficticia son muy similares. Para Corrientes no se obtuvieron elasticidades significativamente distintas de cero salvo para el caso del tamaño de la red en que las elasticidades de corto y largo plazo resultaron iguales a 1,539 y 2,416, respectivamente. La inclusión de la variable ficticia para esta ciudad sólo se tradujo en una caída de la elasticidad con respecto al tamaño de la red, con valores de 1,076 para el corto plazo y de 1,554 para el largo plazo, observándose además una disminución del nivel de confianza. La ciudad de **Posadas** sólo muestra resultados estadísticamente significativos para la variable tamaño de la red, con elasticidades iguales a 1,727 en el corto plazo y 2,187 en el largo plazo, cuando las estimaciones no incluyen la variable ficticia. Su incorporación no mejora las estimaciones ni revierte el signo positivo del coeficiente de la variable precio del minuto. **Resistencia** presenta estimaciones MCO, sin variable ficticia, estadísticamente significativas. Sin embargo, la incorporación de la variable ficticia empeoró las estimaciones. Finalmente, en **Rosario** la única variable significativa en las estimaciones MCO, sin variable ficticia, resultó ser el tamaño de la red, mientras que al incorporar la variable ficticia también resultó estadísticamente significativa la variable cuota abono.

Clave 3: en esta clave, las estimaciones MCO, sin variable ficticia, resultaron estadísticamente no significativas en todas las ciudades analizadas, salvo para el tamaño de la red en **Córdoba** y **Rosario**. Al mismo tiempo, es importante destacar que se observaron signos contrarios a los esperados -tal el caso del coeficiente de la variable cuota abono en la ciudad de **Posadas** y del coeficiente de la variable tamaño de la red en las ciudades del Litoral: **Corrientes**, **Posadas** y **Resistencia**-. No obstante, con la incorporación de la variable ficticia se pudieron eliminar estos problemas de signos obteniéndose, además, estimaciones estadísticamente significativas para todas las ciudades en el caso de la variable tamaño de la red, como así también en la cuota abono -salvo en **Resistencia**-. La variable precio del minuto, tras la incorporación de la variable ficticia, sólo fue estadísticamente significativa en las ciudades de **Córdoba** y **Corrientes**.

Tabla 5: Tráfico interurbano - Elasticidades de demanda
Estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios - Datos mensuales 1991.02 - 1993.10
CORDOBA CORRIENTES POSADAS RESISTENCIA ROSARIO
corto plazo largo plazo corto plazo largo plazo corto plazo largo plazo corto plazo largo plazo corto plazo largo plazo

	CORDOBA		CORRIENTES		POSADAS		RESISTENCIA		ROSARIO	
	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo
Clave 1										
precio	n.d.	n.d.	-0,319	-0,547	<i>0,087</i>	<i>0,194</i>	-0,476	-0,794	<i>0,005</i>	<i>0,014</i>
			54,50%		82,88%		19,04%		98,52%	
cuota abono	n.d.	n.d.	-0,019	-0,032	<i>0,036</i>	<i>0,080</i>	<i>-0,103</i>	<i>-0,172</i>	-0,007	-0,020
			67,83%		27,64%		1,35%		83,58%	
red	n.d.	n.d.	<i>0,934</i>	<i>1,602</i>	<i>0,246</i>	<i>0,548</i>	<i>2,066</i>	<i>3,445</i>	<i>1,050</i>	<i>2,833</i>
			0,32%		2,14%		0,07%		2,36%	
Clave 2										
precio	-0,324	-0,753	-0,238	-0,373	<i>0,143</i>	<i>0,181</i>	<i>-0,830</i>	<i>-1,291</i>	-0,006	-0,027
	15,44%		65,24%		68,46%		5,98%		98,56%	
cuota abono	-0,005	-0,011	-0,041	-0,065	<i>-0,071</i>	<i>-0,090</i>	<i>-0,101</i>	<i>-0,157</i>	-0,067	-0,303
	12,29%		39,37%		8,01%		2,15%		22,41%	
red	<i>0,747</i>	<i>1,737</i>	<i>1,539</i>	<i>2,416</i>	<i>1,727</i>	<i>2,187</i>	<i>0,697</i>	<i>1,086</i>	<i>0,648</i>	<i>2,944</i>
	2,61%		0,43%		0,03%		0,13%		1,16%	
Clave 3										
precio	-0,111	-0,396	-0,539	-2,266	-0,152	-0,523	-0,824	-3,107	<i>0,252</i>	<i>0,996</i>
	77,83%		52,73%		82,36%		44,56%		58,43%	
cuota abono	-0,067	-0,239	-0,058	-0,242	<i>0,039</i>	<i>0,133</i>	-0,085	-0,319	-0,067	-0,267
	27,92%		48,46%		59,00%		37,44%		35,55%	
red	<i>1,662</i>	<i>5,936</i>	-0,201	-0,846	-1,068	-3,689	-0,682	-2,571	<i>2,692</i>	<i>10,648</i>
	4,40%		66,99%		5,50%		31,20%		1,86%	
Clave 4										
precio	-0,402	-0,680	-0,887	-2,642	<i>0,093</i>	<i>0,290</i>	<i>-0,817</i>	<i>-2,531</i>	<i>0,108</i>	<i>0,293</i>
	11,52%		19,25%		74,17%		9,32%		72,35%	
cuota abono	<i>-0,085</i>	<i>-0,144</i>	-0,025	-0,074	<i>0,003</i>	<i>0,009</i>	-0,053	-0,165	-0,037	-0,102
	2,50%		64,23%		90,52%		19,68%		40,44%	
red	<i>1,383</i>	<i>2,340</i>	<i>1,393</i>	<i>4,148</i>	<i>0,486</i>	<i>1,509</i>	<i>1,631</i>	<i>5,050</i>	<i>1,447</i>	<i>3,929</i>
	0,89%		1,02%		3,39%		0,47%		1,03%	

Los valores expresados como porcentaje representan el nivel de significación estadística. Menor porcentaje indica mayor significación estadística.

El tipo negrita simboliza resultados con signo esperado pero no significativo -al 10%-; el tipo cursiva consigna resultados con signo correcto y significativos; el tipo negrita cursiva muestra los resultados con signo incorrecto y no significativos. También se observa un resultado sombreado que representa un signo incorrecto pero significativo.

Tabla 6: Tráfico interurbano - Elasticidades de demanda
Estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios incluyendo variables ficticias - Datos mensuales 1991.02 - 1993.10

	CORDOBA		CORRIENTES		POSADAS		RESISTENCIA		ROSARIO	
	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo
Clave 1										
precio	n.d.	n.d.	-0,385 47,08%	-0,603	-0,075 84,26%	-0,169	-0,458 21,47%	-0,800	-0,177 49,76%	-0,323
cuota abono	n.d.	n.d.	-0,019 67,37%	-0,030	0,005 87,70%	0,012	-0,091 5,06%	-0,159	-0,008 80,70%	-0,014
red	n.d.	n.d.	<i>0,698</i> 7,62%	<i>1,094</i>	-0,132 46,73%	-0,299	<i>1,689</i> 5,33%	<i>2,953</i>	0,675 11,79%	1,236
Clave 2										
precio	-0,318 19,10%	-0,739	-0,340 52,28%	-0,490	0,070 84,18%	0,092	-0,728 9,55%	-1,190	-0,378 10,88%	-0,538
cuota abono	-0,047 19,06%	-0,108	-0,035 47,20%	-0,050	-0,049 24,58%	-0,065	-0,086 4,86%	-0,141	-0,079 3,66%	-0,112
red	<i>0,733</i> 5,09%	<i>1,707</i>	<i>1,076</i> 9,33%	<i>1,554</i>	<i>1,166</i> 4,73%	<i>1,548</i>	<i>0,489</i> 5,30%	<i>0,799</i>	<i>0,604</i> 0,08%	<i>0,859</i>
Clave 3										
precio	-0,469 3,72%	-0,587	-0,975 2,57%	-4,103	-0,217 54,63%	-0,208	-0,179 66,68%	-0,183	-0,294 17,95%	-0,338
cuota abono	-0,0807 2,21%	-0,101	-0,105 1,43%	-0,440	-0,085 4,32%	-0,081	-0,054 14,43%	-0,055	-0,010 0,67%	-0,011
red	<i>1,4027</i> 0,27%	<i>1,754</i>	<i>1,545</i> 0,00%	<i>6,501</i>	<i>1,533</i> 0,10%	<i>1,472</i>	<i>1,408</i> 0,01%	<i>1,447</i>	<i>2,262</i> 0,01%	<i>2,601</i>
Clave 4										
precio	-0,357 11,74%	-0,513	-0,725 24,10%	-2,160	-0,093 69,11%	-0,150	-0,539 20,37%	-1,166	-0,248 26,88%	-0,298
cuota abono	-0,060 7,96%	-0,087	-0,017 72,42%	-0,051	0,005 78,10%	0,009	-0,040 25,90%	-0,087	-0,053 9,84%	-0,063
red	<i>1,080</i> 2,35%	<i>1,551</i>	0,640 24,44%	1,906	<i>0,345</i> 6,48%	<i>0,559</i>	0,658 23,83%	1,424	<i>1,436</i> 0,05%	<i>1,722</i>

Los valores expresados como porcentaje representan el nivel de significación estadística. Menor porcentaje indica mayor significación estadística.

El tipo **negrita** simboliza resultados con signo esperado pero no significativo -al 10%-; el tipo *cursiva* consigna resultados con signo correcto y significativos; el tipo **negrita cursiva** muestra los resultados con signo incorrecto y no significativos.

Tabla 7: Tráfico interurbano - Elasticidades de demanda
Estimaciones por método SUR - versión iterativa incluyendo variables ficticias - Datos mensuales 1991.02 - 1993.10

	CORDOBA		CORRIENTES		POSADAS		RESISTENCIA		ROSARIO	
	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo	corto plazo	largo plazo
Clave 1										
precio	n.d.	n.d.	-0,650 19,21%	-0,775	-0,105 75,77%	-0,211	-0,390 24,32%	-0,708	-0,247 28,96%	-0,368
cuota abono	n.d.	n.d.	-0,018 65,98%	-0,022	0,005 86,96%	0,010	-0,072 6,99%	-0,132 72,13%	-0,010 72,13%	-0,015 1,239
red	n.d.	n.d.	0,534 10,60%	0,637	-0,126 38,77%	-0,253	1,294 6,81%	2,351	0,832 2,91%	1,239
Clave 2										
precio	-0,191 25,62%	-0,380	-0,482 25,16%	-0,482	0,038 87,97%	0,048	-0,673 7,00%	-1,064 5,49%	-0,404 5,49%	-0,542 5,49%
cuota abono	-0,024 38,92%	-0,047	-0,044 29,68%	-0,044	-0,047 15,42%	-0,059	-0,088 2,01%	-0,138 6,08%	-0,060 6,08%	-0,081 6,08%
red	0,784 0,40%	1,559	1,470 0,30%	1,470	1,115 0,80%	1,413	0,551 0,75%	0,870	0,485 0,05%	0,652 0,05%
Clave 3										
precio	-0,257 11,52%	-0,320	-1,051 0,33%	-1,051	-0,255 35,93%	-0,255	-0,238 46,99%	-0,238 9,18%	-0,326 9,18%	-0,383 9,18%
cuota abono	-0,046 10,43%	-0,057	-0,094 1,11%	-0,094	-0,073 3,74%	-0,073	-0,053 10,39%	-0,053 0,26%	-0,097 0,26%	-0,114 0,26%
red	1,374 0,02%	1,712	1,370 0,00%	1,370	1,328 0,04%	1,328	1,350 0,00%	1,350	2,192 0,00%	2,578 0,00%
Clave 4*										
precio	-0,204 24,80%	-0,323	-0,887 6,45%	-1,103	-0,170 29,49%	-0,253	-0,541 12,65%	-1,006 30,74%	-0,162 30,74%	-0,216 30,74%
cuota abono	-0,017 53,70%	-0,026	-0,017 68,06%	-0,021	0,006 69,65%	0,009	-0,037 22,91%	-0,069 26,30%	-0,025 26,30%	-0,033 26,30%
red	0,684 5,30%	1,081	0,590 0,02%	0,734	0,306 0,02%	0,456	0,534 22,77%	0,992	1,005 0,00%	1,343 0,00%

* Versión no iterativa.

Los valores expresados como porcentaje representan el nivel de significación estadística. Menor porcentaje indica mayor significación estadística.

El tipo **negrita** simboliza resultados con signo esperado pero no significativo -al 10%-; el tipo *cursiva* consigna resultados con signo correcto y significativos; el tipo **negrita cursiva** muestra los resultados con signo incorrecto y no significativos.

Clave 4: para la ciudad de **Córdoba** las elasticidades de la cuota abono y del tamaño de la red resultaron estadísticamente significativas, al efectuarse estimaciones MCO sin variable ficticia. Al incorporarse esta última, hubo alguna pérdida de significatividad pero sin llegar a eliminarla. En **Corrientes**, la única variable significativa resultó el tamaño de la red para las estimaciones MCO sin variable ficticia, mientras que al incorporar esta última, hubo una pérdida total de significación estadística en las estimaciones realizadas. **Posadas**, en las estimaciones MCO, sin variable ficticia, presentó problemas de signos en las variables precio del minuto y cuota abono, los cuales fueron superados al incluir la variable ficticia. No obstante, no se consiguieron estimaciones estadísticamente significativas, perdiéndola aun la variable tamaño de la red. En **Resistencia** se pudieron observar resultados estadísticamente significativos en las estimaciones MCO, sin variable ficticia, de las elasticidades precio del minuto y tamaño de la red. La inclusión de la variable ficticia empeoró las estimaciones. Por último, la estimación obtenida para **Rosario** presentó signo contrario al esperado en la variable precio del minuto -al hacer las estimaciones MCO, sin variable ficticia-. Los resultados mejoraron notablemente al incorporar dicha variable, sin llegar a ser estadísticamente significativa la variable precio del minuto, permitiendo estimaciones más confiables para las variables cuota abono y tamaño de la red.

Estimaciones por técnica de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR)

A continuación se comentan los resultados obtenidos por medio de la técnica de regresiones aparentemente no relacionadas -SUR- en el caso en que se utilizaron las variables ficticias. No se presentaron los resultados de este método sin variables ficticias por dos razones, a saber: en primer lugar, se rechazó la hipótesis nula de que las variables ficticias son iguales a cero y en segundo lugar se obtienen valores más razonables desde el punto de vista de la teoría económica.

Clave 1: por falta de datos no se pudo incluir la ciudad de Córdoba. Por lo que respecta a Corrientes, no se obtuvieron elasticidades significativas, si bien los signos coincidieron con los esperados. Lo más próximo a una estimación plenamente satisfactoria reside en la elasticidad con respecto al tamaño de la red, que asume el valor 0,534 para el corto plazo y 0,637 para el largo plazo. En el caso de Posadas, los resultados son aún menos satisfactorios dado que las elasticidades estimadas no son significativas sino que, además, exhiben signos contrarios de los esperados. Las elasticidades estimadas para Resistencia tienen los signos esperados, pero mientras la elasticidad precio de -0,390 no es estadísticamente significativa, las elasticidades de cuota abono y red, que se estimaron en -0,072 y 1,294, respectivamente, sí lo son. Por último, para la ciudad de Rosario sólo resultó significativa la elasticidad con respecto al tamaño de la red, arrojando una estimación de 0,832 para el corto plazo y 1,239 para el largo plazo.

Clave 2: para la ciudad de Córdoba todas las elasticidades estimadas tuvieron el signo esperado pero sólo fue significativa la elasticidad del tamaño de la red, con valo-

res de corto y largo plazo de 0,784 y 1,559, respectivamente. Los resultados obtenidos para la ciudad de Corrientes no fueron estadísticamente significativos salvo para la elasticidad del tamaño de la red, que, tanto para el corto como el largo plazo, ascendió a 1,470. Una situación bastante similar se obtuvo para el caso de Posadas, sólo que la elasticidad del tamaño de la red ascendió a 1,115 y 1,413, para el corto y el largo plazo, respectivamente y que además se obtuvo una elasticidad precio de signo positivo, si bien no resultó significativamente distinta de cero. Para la ciudad de Resistencia se obtuvieron elasticidades significativamente distintas de cero -usando valores del 10%- con valores de -0,673, -0,088 y 0,551, respectivamente, para las elasticidades precio, cuota abono y tamaño de la red. Por lo que respecta a Rosario todas las elasticidades estimadas resultaron ser estadísticamente significativas, obteniéndose los siguientes valores: -0,404, -0,060 y 0,485 para las elasticidades precio, cuota abono y tamaño de la red.

Clave 3: los resultados obtenidos para la ciudad de Córdoba sólo fueron significativos a un nivel menor del 10% en el caso de la elasticidad tamaño de la red, la que arrojó valores de 1,374 y 1,712, para el corto y el largo plazo, respectivamente. Las elasticidades estimadas para la ciudad de Corrientes resultaron altamente significativas, con los valores que a continuación se detallan. La elasticidad precio se estimó en -1,051, mientras que las elasticidades cuota abono y tamaño de la red ascendieron a -0,094 y 1,370, respectivamente. Debe enfatizarse que en este caso no existe diferencia entre las elasticidades de corto y largo plazo por cuanto el coeficiente estimado para la variable endógena rezagada no resultó significativamente distinto de cero. Por lo que respecta a Posadas se obtuvieron elasticidades significativamente distintas de cero para la cuota abono y el tamaño de la red, las que ascendieron a -0,073 y 1,328, respectivamente. Las estimaciones obtenidas para Resistencia sólo arrojaron valores significativos para la elasticidad del tamaño de la red, ascendiendo a 1,350 tanto para el corto como para el largo plazo. Por último, los resultados obtenidos para Rosario fueron muy significativos al nivel del 10%, obteniéndose valores de -0,326, -0,097 y 2,192 para las elasticidades precio, cuota abono y tamaño de la red, respectivamente.

Clave 4: para la ciudad de Córdoba, sólo la elasticidad con respecto al tamaño de la red resultó significativa, asumiendo el valor 0,684. La situación es mejor para el caso de la ciudad de Corrientes, puesto que se obtuvieron elasticidades precio de -0,887 y tamaño de la red de 0,590, ambas muy significativas desde el punto de vista estadístico. Menos favorable es el caso de Posadas, en que sólo se obtuvo una elasticidad tamaño de la red de 0,306 que resultó estadísticamente significativa. Debe notarse que las estimaciones arrojan un valor de 0,006, vale decir, de signo equivocado, para el caso de la cuota abono, si bien dicho valor no es significativo. Para Resistencia no se obtuvieron resultados estadísticamente significativos, aún cuando, al menos, no se observaron signos contrarios a los esperados en base a las predicciones de la teoría económica. Por último, en el caso de Rosario sólo se obtuvo una elasticidad significativamente distinta de cero. Se trata de la elasticidad con respecto al tamaño de la red, que arrojó un valor de 1,005 para el corto plazo. Por lo que respecta a las restantes

variables, si bien las elasticidades no resultaron significativas, no se observaron signos contrarios a los esperados.

Para todas las claves incluidas en el cálculo de elasticidades por esta metodología la d^ocima -o contraste- de hipótesis para las variables ficticias tomadas, como un todo, fue rechazada. La hipótesis contrastada era que todos los parámetros asociados a las variables ficticias son nulos.

Además, se verificó el rechazo de la hipótesis nula de igualdad de elasticidades precio para cada clave tarifaria.

IV. CONCLUSIONES E IMPLICANCIAS DE POLÍTICA REGULATORIA

IV.1. Conclusiones generales

Es importante enfatizar que la lectura de los resultados econométricos obtenidos en este estudio debe realizarse teniendo presente las limitaciones propias del modelo y de los datos disponibles para el mismo. En particular, debe recordarse que los resultados surgen de un modelo que caracteriza el uso telefónico basado en el comportamiento familiar, y que los ponderadores de tráfico utilizados para separar la información original de facturación suministrada por la licenciataria Telecom no fueron los ideales para todo el período bajo análisis.

La tabla siguiente muestra la matriz de "calidad" de los resultados encontrados en este trabajo, para las variables precio, cuota abono y red, todas estimadas por el método SUR incluyendo variables ficticias, que fue el que de entre los tres métodos utilizados permitió obtener las mejores estimaciones.

Tabla 8: Regresiones aparentemente no relacionadas incluyendo variables ficticias

Significación estadística

###

Signo ###	Significativo	No significativo	Total
Correcto	38	30	68
Incorrecto	0	4	4
Total	38	34	72

La Tabla 8 muestra la cantidad total de resultados de acuerdo a si el signo esperado era correcto o incorrecto y a la significación estadística de los resultados. Se puede observar que de 72 resultados 94.4 % son del signo esperado, y de este subconjunto el 55.9 % son estadísticamente significativos.

Idéntica información a la presentada en la Tabla 8 está desdoblada para cada una de las variables estudiadas: precio, cuota abono y tamaño de la red en las Tablas 9 a 11.

Puede observarse con claridad que los resultados encontrados para la elasticidad tamaño de la red muestran una mayor significación estadística que la encontrada para la elasticidad precio.

**Tabla 9: Regresiones aparentemente no relacionadas incluyendo variables ficticias
Variable precio**

Significación estadística
###

Signo ###	Significativo	No significativo	Total
Correcto	8	15	23
Incorrecto	0	1	1
Total	8	16	24

**Tabla 10: Regresiones aparentemente no relacionadas incluyendo variables ficticias
Variable cuota abono**

Significación estadística
###

Signo ###	Significativo	No significativo	Total
Correcto	9	13	22
Incorrecto	0	2	2
Total	9	15	24

**Tabla 11: Regresiones aparentemente no relacionadas incluyendo variables ficticias
Variable tamaño de la red**

Significación estadística
###

Signo ###	Significativo	No significativo	Total
Correcto	21	2	23
Incorrecto	0	1	1
Total	21	3	24

Tal como se desprende de la información consignada en las tablas precedentes, los mejores resultados (87,5%) en términos de la corrección de los signos y de la significación estadística de las estimaciones se obtuvieron para la variable tamaño de la red. Para las restantes variables dichos porcentajes ascienden a 33,3% para la variable precio y a 37,5% para la variable cuota abono.

Distinguiendo ahora entre tráfico urbano e interurbano surgen las siguientes consideraciones:

En el tráfico urbano, las elasticidades tamaño de la red estimadas presentan los signos correctos y son significativas en las cinco ciudades. Por lo que respecta a la elasticidad cuota abono, sólo tres ciudades presentan signos correctos y con coeficientes estadísticamente significativos. En las dos restantes -Córdoba y Posadas- las elasticidades cuota abono presentan el signo correcto pero no resultan significativas. Las elasticidades precio, muestran similares características, ya que sólo son significativos estadísticamente los valores obtenidos para Corrientes, Resistencia y Rosario. Las elasticidades encontradas para estas tres ciudades, no obstante, son bastante elevadas si se las compara con las estimaciones internacionales en países con redes maduras y con las mismas elasticidades interurbanas en el caso de la ciudad de Resistencia. Los resultados de elasticidad precio urbano sin embargo no permiten descartar la postura que la misma sea distinta de cero.

Por lo que respecta al tráfico interurbano, las elasticidades precio a nivel de las cuatro claves estudiadas, si bien sólo arrojaron resultados correctos y significativos 5 de los 19 casos y correctos pero no significativos en 13, esto no debe verse necesariamente como un resultado contrario a la teoría, dado que se estarían determinando elasticidades no significativamente distintas de cero. Sin embargo, cabe aclarar que en los resultados de signo correcto y estadísticamente significativos, tal el caso de las elasticidades estimadas para clave 2 y 3 en Rosario, si bien significativos, no permiten corroborar lo esperado de una mayor elasticidad para una clave más alta. Las mismas consideraciones pueden ser efectuadas para Corrientes en las claves 3 y 4. Por su parte, las elasticidades cuota abono son significativamente relevantes en sólo 6 de los 17 casos en que aparecen con el signo correcto. Los valores encontrados se sitúan en un rango considerado normal, entre -0,06 y -0,09. En cuanto a las elasticidades para la

variable tamaño de la red, la mayoría de los resultados es estadísticamente significativo (alrededor del 90% de los casos), variando su valor entre 0,3 y 2,2.

IV.2. Implicancias de política regulatoria

Pese a no constituir el objeto central del estudio, las estadísticas estudiadas en el presente trabajo permitirían analizar la composición y las características básicas del comportamiento de los consumidores familiares, diferenciando por la distancia de las llamadas, el día de la semana en que se realizan, y el horario de las mismas. A modo de ejemplo, un estudio dirigido a observar esta caracterización posibilitaría conocer si en Argentina las duraciones de las llamadas se incrementan con la distancia, comparar la duración media de las llamadas urbanas con las interurbanas, establecer la relación entre el volumen relativo de llamadas que se cursan en horarios picos y la distancia de las mismas evaluando si en dicha relación existe o no una causalidad relacionada a diferencias de precios, etc.

La preocupación inicial que motivó este trabajo, sin embargo, fue la de encontrar elasticidades de la demanda que permitieran un mejor conocimiento de las variables que afectan a la demanda de servicios telefónicos, a los fines de **producir "rebalances" tarifarios que sean efectivamente neutros en cuanto al impacto sobre el ingreso total de las licenciatarias.**

La importancia de la inclusión explícita de las elasticidades de demanda en las prácticas de rebalanceo se deriva de la magnitud de los ingresos involucrados correspondientes a los servicios telefónicos básicos sujetos a rebalanceo. Los ingresos totales de Telecom, por ejemplo, fueron de \$1.784 millones en el ejercicio contable 1994, siendo el 76,3% correspondiente a los servicios sujetos a rebalanceo: tráfico urbano, interurbano e internacional¹⁴.

Los rebalances tarifarios, los cuales deben asegurar que los ingresos de las licenciatarias no varíen ante modificaciones en los precios (y en su estructura) de los servicios telefónicos, serían más precisos con el conocimiento del valor de las elasticidades de demanda. La utilización de fórmulas sencillas puede ayudar a clarificar este punto. El ingreso total (*IT*) de las licenciatarias por servicios sujeto a rebalanceo estará constituido por la sumatoria de los productos entre los minutos demandados en cada uno de los tráficos (cantidades) y el precio imputado por minuto¹⁵.

$$IT = [u \times p_u + iu \times p_{iu} + int' l \times p_{int'l}] \quad (9)$$

donde "u", "iu" e "int'l" son los tráficos urbano, interurbano e internacional, respectivamente y "pu", "piu" y "pint'l" son sus respectivos precios por minuto.

¹⁴ En el mismo ejercicio fiscal, los ingresos totales de Telefónica fueron de \$ 2.099 millones.

¹⁵ Por razones de simplificación en la exposición, se tomaron en cuenta los ingresos por cuota abono, que también constituyen un elemento dentro de la canasta de servicios sujetos a rebalances. Los ingresos no sujetos a rebalanceo son los provenientes de los cargos de conexión y de la prestación de servicios telefónicos adicionales.

Como la condición del rebalanceo es que debe permanecer inalterado el ingreso total, debe verificarse que¹⁶:

$$\Delta IT = \theta_u \Delta p_u (1 + \eta_u^p) + \theta_{iu} \Delta p_{iu} (1 + \eta_{iu}^p) + \theta_{int'l} \Delta p_{int'l} (1 + \eta_{int'l}^p) = 0 \quad (10)$$

donde Δ simboliza variaciones, los parámetros θ representan las participaciones de cada tipo de tráfico en el tráfico total y las η son las elasticidades de demanda de cada tipo de tráfico, las cuales adquieren valores menores que cero (suponiendo el comportamiento habitual en la demanda de bienes y servicios, es decir, las cantidades demandadas varían en relación inversa ante cambios en los precios).

En consecuencia, se visualiza en la fórmula anterior que, dependiendo de las participaciones en el tráfico total y de las variaciones que se produzcan en los precios de cada categoría de tráfico, las elasticidades juegan un rol fundamental, dado que los paréntesis de la ecuación anterior pueden ser positivos, negativos o nulos. Adicionalmente, se debería considerar el rol que le cabe en la fórmula (10) a otras variables relevantes que provocan cambios en la demanda como por ejemplo el ingreso o el tamaño de la red.

La autoridad regulatoria debe ser entonces cautelosa con la posible utilización de las estimaciones efectuadas en este estudio. Esto se debe en parte a las imperfecciones propias de la base de datos disponible, y a la dispersión de resultados de acuerdo a la localización geográfica, lo que indicaría que una agregación y/o extrapolación directa hacia otras regiones o ciudades no sea recomendable.

Una correcta interpretación de cómo deberían incorporarse estas consideraciones es crucial a la hora de definir una metodología de rebalanceo que resulte justa para el sujeto regulado y para los consumidores (representados a través del regulador) y a la vez práctica y de sencilla implementación¹⁷. Es en esta dirección donde deberían estar centrados los esfuerzos de las autoridades regulatorias.

¹⁶ La derivación de esta ecuación está basada en una operación matemática que toma en cuenta las variaciones (incrementos o disminuciones) observadas tanto en las variables precio como en las variables tráfico.

¹⁷ Ver, entre otros, Armstrong, Cowan, and Vickers (1994); Einhorn (1991).

V. BIBLIOGRAFÍA

- Abdala, Manuel Ángel (1995).** *The Divestiture of ENTel*. Forthcoming World Bank Publication.
- Acton, J.P. and Vogelsang, I. (1990).** "Telephone Demand Over the Atlantic - Evidence from Country-Pair Data -". Technical Report R3715-NSF/MF, Rand, Santa Monica, February.
- Alleman, J.H. (1977).** *The Pricing of Local Telephone Service*. U.S. Department of Commerce, Office of Telecommunications, OT 77-14, April.
- Armstrong, Mark; Cowan, Simon; and Vickers, John (1994).** *Regulatory Reform. Economic Analysis and British Experience*. The MIT Press, Cambridge, MA.
- Colomé, Rinaldo Antonio (1993).** "Las telecomunicaciones en Argentina. Especial referencia al servicio básico telefónico". *Actualidad Económica*; IEF, FCE, UNC. Año III, N° 16, septiembre, págs. 13-18.
- Deschamps, P. J. (1974).** "The Demand for Telephone Calls in Belgium, 1961-1969", paper presented at the Birmingham International Conference in Telecommunications Economics, Birmingham, England, May.
- Einhorn, Michael A. (editor) (1991).** *Price Caps and Incentive Regulation in Telecommunications*. Kluwer Academic Publishers, Boston, MA.
- De Fontenay, Alain; Shugard, Mary H. and Sibley, David S. (1990).** *Telecommunications Demand Modelling. An Integrated View*. North Holland, Amsterdam.
- Greenwald, B. y Sharkey, W. (1989).** "The Economics of Desregulation of Local Exchange Telecommunications". *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 1, pp. 319-339.
- Judge, G. G., Hill, R. C., Griffiths, W. E., Lütkepohl, H. and Lee, T. C. (1988).** *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. Second Edition. Wiley. New York.
- Mitchell, B. (1978).** "Optimal Pricing of Local Telephone Service". *The American Economic Review*, Vol 68, No 4, September, pp. 517-536.
- Mitchell, B. (1979).** "Telephone Call Pricing in Europe: Localizing the Pulse". in Wenders, J.T. (editor), *Pricing in Regulated Industries: II*. Mountain States Telephone and Telegraph Co., Denver, CO.
- Mitchell, B. y Vogelsang I. (1991).** *Telecommunications Pricing: Theory and Practice*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Neder, Ángel Enrique y Arrufat, José Luis (1994).** "Modelos de demanda y elasticidades de servicios telefónicos". *Actualidad Económica*; IEF, FCE, UNC. Año IV, N° 23, nov-dic, págs. 15-18.
- Park, R. E., Wetzel, B. M. and Mitchell, B. M. (1983).** "Price Elasticities for Local Telephone Calls", *Econometrica*, Vol. 51 No 6, November, pp. 1699-1730.
- Rea, J. y Lage, G. (1978).** "Estimates of Demand Elasticities for International Telecommunications Services". *The Journal of Industrial Economics*. Volume XXVI, No 4, June, pp 363-381.

- Sappington, D. and Sibley, D. (1992).** "Strategic Nonlinear Pricing under Price-cap Regulation". *Rand Journal of Economics*, Vol 23, No 1, Spring, pp. 1-19.
- Taylor, Lester D. (1980).** *Telecommunications Demand: A Survey and Critique*. Ballinger. Cambridge, MA.
- Train, Kenneth E., McFadden, Daniel L. and Ben-Akiva, Moshe (1987).** "The Demand for Local Telephone Service: A Fully Discrete Model of Residential Calling Patterns and Service Choices". *Rand Journal of Economics*. Vol 18, No 1, Spring, pp. 109-123.
- Vogelsang, Ingo (1988).** "Price Cap Regulation of Telecommunications Services: A Long-Run Approach". *RAND Note N-2704-MF*. RAND Corp., Santa Monica, Calif., February.
- Waverman, L. (1974).** "Demand for Telephone Services in Great Britain, Canada and Sweden". Paper presented at the *Birmingham International Conference in Telecommunications Economics*, Birmingham, England, May.



ELASTICIDADES DE DEMANDA DE SERVICIO TELEFÓNICO BÁSICO EN ARGENTINA por Manuel Ángel ABDALA; José Luis ARRUFAT; Rinaldo Antonio COLOMÉ; Ángel Enrique NEDER se distribuye bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/).

Copia este código para que tus visitantes sepan.