



Informe de demanda: líneas y tráficos

Telefónica Chile

Tomás Rau
Ingeniero Comercial,
PhD, Universidad de California, Berkeley

Jorge Rivera
Ingeniero Civil Matemático,
PhD, Universidad de París 1, Sorbona

Santiago de Chile, Noviembre de 2008

Índice del documento

Introducción.....	3
I Líneas	4
I.1 Introducción	4
I.2 Determinantes de la tenencia de teléfono fijo	6
I.3 Estimación de Demanda por Líneas a Nivel Nacional.....	8
I.3.1 Estimación según modelo paramétrico	9
I.3.2 Estimación según modelo semi-paramétrico: esquema final adoptado	12
I.4. Proyección de líneas.....	16
I.5 Estimación de la Tasa de Churn y proyección de altas y bajas de líneas telefónicas en el mercado.....	18
I.6 Estimación de las líneas en servicio de la empresa eficiente	21
I.7 Competidores Equivalentes.....	22
I.8 Estimación de líneas y participación de mercado de la Empresa Eficiente	23
II Tráficos	24
II.1 Introducción	24
II.2 Información y variables utilizadas en la modelación.....	26
II.3 Metodología de estimación y proyección para tráfico importantes	27
II.4 Metodología de proyección para tráfico de menor cuantía y llamadas a 10X ...	34
II.5 Resultados de las estimaciones y proyecciones para los tráfico importantes.....	37
II.5.1 Tráfico Fijo – Fijo Total	38
II.5.2 Tráfico Entrada Móvil – TChile	39
II.5.3 Tráfico Salida TChile - Móvil	39
II.5.4 Tráfico Entrada LDN – TChile.....	40
II.5.5 Tráfico Salida TChile - LDN	41
II.5.6 Tráfico Entrada LDI - TChile	41
II.5.7 Tráfico Salida TChile - LDI.....	42
II.5.8 Tráfico Salida TChile – Internet Conmutado	43
II.5.9 Tráfico Salida TChile – SSCC 600, 700 y 800.....	44
II.5.10 Tráfico Salida TChile – 13X 14X.....	45
II.5.11 Tráfico Salida TChile – 104 y 107.....	45
II.6 Proyección de tráfico totales	46
III Conclusiones.....	47
Anexo 1: Tests de raíz unitaria para tráfico	48
Anexo 2: Resultados de modelamiento por tipo de tráfico	50
Anexo 3: Resultados VAR para proporciones Tráfico Onnet y Salida TChile - Fijo	62
Anexo 4: Supuesto de proyección: matriz de datos de entrada	65
Referencias	66

Introducción

En este documento se reportan los resultados conducentes a la modelación, estimación y proyección de líneas y tráficos de la compañía Telefónica Chile S.A (en adelante, *Telefónica Chile* o *TChile* en forma resumida).

Este trabajo ha sido elaborado para su empleo en el estudio tarifario de Telefónica Chile correspondiente al quinquenio 2009-2014, teniendo como marco de referencia lo dictaminado en las Bases Técnico-Económicas Definitivas, en adelante las BTE, dictadas por la Subsecretaría de Telecomunicaciones por medio de la Resolución Exenta N° 562 de fecha 9 de junio de 2008. En particular, el presente estudio da cumplimiento a todas y cada una de las especificaciones contenidas en el numeral 3 del capítulo V de las señaladas BTE referido a “Criterios de presentación y proyección de demanda”.

Este informe se segmenta en dos grandes ítems, a saber, (1) modelación de líneas y (2) modelación de tráficos de la empresa eficiente.

En la modelación de líneas (Sección I de este informe) se consideran los resultados conducentes a explicar, sobre la base de variables socio – económicas conocidas, la evolución observada del parque de la empresa, las que luego son proyectadas al horizonte de tiempo 2009 – 2013, además de ser segmentadas a nivel comunal tal como el modelo tarifario lo requiere. En complemento, en la sección en comento se discute sobre la modelación de las *altas* y *bajas* de la compañía, y sobre la determinación de la llamada *tasa de churn* correspondiente.

La Sección II es relativa tráfico; en ella se detallan los resultados para cada tipo de tráficos según los requerimientos del modelo tarifario y las especificaciones contenidas en las BTE.

Los resultados de las proyecciones de líneas y tráficos se discuten en las secciones correspondientes, donde se indican los fundamentos para asumir el escenario final adoptado para las variables explicativas.

I Líneas¹

I.1 Introducción

En este informe se estiman modelos econométricos para proyectar la demanda agregada de líneas telefónicas de la industria a nivel nacional, además de la correspondiente estimación de líneas de Telefónica Chile.

En términos generales, se puede afirmar que una limitación crucial de los modelos *económicos tradicionales*² viene del hecho que no incorporan posibles no-linealidades en la forma funcional a estimar, cuestión que puede tener enormes efectos en las proyecciones que posteriormente se realicen.

Para hacerse cargo del efecto que implica lo anterior, en este informe se explora el uso de *modelos semi-paramétricos* que incorporan dichas no-linealidades de una manera flexible, puesto que no imponen una forma funcional determinada a priori con el fin de relacionar las variables. En particular, se explora la dependencia no lineal del parque de líneas telefónicas con el ingreso en la modelación que se hará.

El Cuadro I.1.1 nos muestra evidencia que contrapone un período de fuerte dinamismo de la industria de telefonía fija con otro de claro estancamiento, ó incluso declinación. En particular, el parque de líneas telefónicas muestra un significativo aumento en la década de los 90, triplicando el número de líneas totales en 10 años. No obstante, se observa también un estancamiento en el período 2000-2007, aumentando el nivel en tan sólo un 2% en dicho período, cayendo en consecuencia la penetración por habitante de 0,216 a 0,207 (según lo que aparece en el cuadro que viene mas abajo).

¹ En todo lo que sigue, el modelo de líneas fue estimado sobre la base de los antecedentes de la página web de SUBTEL, con datos hasta Agosto de 2008.

² Es decir, de aquellos modelos donde se estima una relación lineal (forma funcional dada ex ante) entre las variables, lo que se hace bajo un supuesto de *buen comportamiento* de los datos desde el punto de vista estadístico.

De los datos también se observa que la participación de Telefónica Chile en la industria tiene un marcado descenso, que ya venía de la década del 90, bajando de un 81.8% en el año 2000 a un 63% en el 2007.

Algunas de las razones que se esgrimen para explicar el estancamiento de las líneas telefónicas a nivel de mercado son,

- (i) el significativo aumento de la telefonía móvil y
- (ii) la relevancia que han adquirido otros fenómenos emergentes como Internet y, en particular, el uso del Chat y voz sobre IP como sustitutos de la demanda de telefonía fija.

Dada la información actualmente disponible, es muy difícil incorporar, desde un punto de vista econométrico, los fenómenos antes mencionados para la modelación de la demanda, aun cuando exista evidencia de este fenómeno en la práctica.

Cuadro I.1.1
Crecimiento y Penetración del Servicio Telefónico Local: 1991-2007

Año	Líneas Totales	Variación %	Líneas/Habitantes	Participación Telefónica CTC
1991	1.056.781	22,3%	0,089	94,3%
1992	1.283.876	21,5%	0,094	94,5%
1993	1.520.685	18,4%	0,110	94,5%
1994	1.634.393	7,5%	0,116	94,5%
1995	1.891.163	15,7%	0,132	92,8%
1996	2.264.342	19,7%	0,156	90,8%
1997	2.693.286	18,9%	0,183	88,9%
1998	3.047.698	13,1%	0,204	86,9%
1999	3.108.799	2,0%	0,206	83,4%
2000	3.302.498	6,2%	0,216	81,8%
2001	3.478.492	5,3%	0,224	78,3%
2002	3.467.013	-0,3%	0,219	77,5%
2003	3.252.063	-6,2%	0,203	74,3%
2004	3.318.260	2,0%	0,205	73,2%
2005	3.435.888	3,5%	0,210	71,0%

2006	3.326.435	-3,2%	0,202	66,7%
2007	3.459.611	4,0%	0,207	63,0%

Fuente: SUBTEL (Agosto 2008) y Telefónica Chile

De hecho, en forma paralela a este análisis, Telefónica Chile encargó el desarrollo y aplicación de una encuesta a nivel nacional (grandes ciudades) a usuarios de telefonía con el fin de medir el grado de sustitución entre fijo y móvil, además de la demanda y sustitución que Internet podría implicar sobre la demanda por telefonía fija. Los resultados de dicha encuesta, más los análisis realizados permiten avalar la importancia de estos fenómenos. El problema que se presenta para la estimación econométrica (no respecto al fenómeno es sí) es que esta información está dada sólo para un año en específico, de modo que no define tendencia para efectos de determinar proyecciones de los datos en el futuro. De hecho, un esquema posible de análisis era imponer ciertas restricciones a las formas funcionales que posteriormente se estiman, restricciones que vendrían precisamente de las conclusiones de la encuesta. Sin embargo, este esquema no se siguió por que no hay un criterio de consenso y objetivo sobre cómo introducir dichas restricciones en el modelo econométrico.

Precisamente la modelación que aquí se reporta no presume ningún tipo de restricción a priori en el modelo sobre la base de lo indicado, de modo que los resultados que se obtienen podrían ser entendidos como un escenario conservador para las proyecciones, ya que al no internalizar los mencionados efectos de sustitución sobre la demanda proyectada de la firma (sobre los cuales existe alguna evidencia parcial como se ha indicado), en rigor se podrían estar obteniendo eventuales sobreestimaciones de la misma.

1.2 Determinantes de la tenencia de teléfono fijo

En esta sección, y como primer punto para el análisis, se examinan los **determinantes de tener un teléfono fijo en el hogar usando la encuesta CASEN 2006**. Para ello estimamos la probabilidad de tener un teléfono fijo condicional en características observables del hogar y del jefe de hogar. Las variables incluidas son:

- (i) la tenencia de teléfono móvil,
- (ii) el logaritmo del ingreso per capita,
- (iii) el número de personas inactivas (que no estudian ni trabajan) en el hogar,
- (iv) los años de educación del jefe de hogar,
- (v) la edad y edad al cuadrado del jefe de hogar y
- (vi) una variable que toma el valor 1 si el jefe de hogar es mujer y cero sino más una constante.

La variable *ruralidad*, que es un determinante natural de la tenencia de teléfono fijo, fue excluida de este análisis, dadas las restricciones de oferta de servicio que ella implica (aunque su inclusión no afecta la interpretación de los resultados).

Los resultados de esta *primera aproximación* se resumen en el siguiente Cuadro (modelo *Probit* para la probabilidad de tener teléfono fijo en el hogar).

Cuadro I.2.1. Determinantes de la tenencia de teléfono fijo: Probit

Tiene fijo	Coefficiente	Error Estándar	Efecto Marginal ³
Tiene móvil	-0.2308	0.0015	-0.0918
Log(ing p/c)	0.5121	0.0009	0.2038
Número inactivos	0.0337	0.0006	0.0134
Años educación	0.0995	0.0002	0.0396
Edad	0.0682	0.0003	0.0271
Edad al cuadrado	-0.0004	0.0000	-0.0002
Dummy mujer	0.1324	0.0015	0.0527
Constante	-9.9894	0.0127	
Número observaciones (expandidas)		4310963	
Pseudo R2		0.2034	

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta Casen 2006.

³ Efectos marginales evaluados en los promedios muestrales de cada variable. En el caso de variables dicotómicas se evaluó el efecto de pasar de 0 a 1.

De lo anterior, destaca el *impacto negativo* de la tenencia de celular del jefe de hogar en la tenencia de teléfono fijo. Si bien podría argumentarse que esto constituye evidencia de la sustitución fijo-móvil en el acceso, el mismo pierde validez al no ser ésta una estimación de la demanda de telefonía fija, puesto que necesitaríamos información de los precios de la telefonía móvil que enfrentan los jefes de hogar, y utilizar dicha variable en lugar de tenencia de teléfono móvil.

No obstante lo anterior, la probabilidad de contratar una línea de teléfono fijo efectivamente decae si el jefe de hogar posee un teléfono móvil. Cuán robusta sea esta relación dependerá de la ausencia o no de endogeneidad en la decisión de tener un teléfono fijo y móvil, cuestión que por ahora – sin información adicional – es por lo menos debatible. De esta manera, condicional a la existencia de oferta (es decir, excluyendo *ruralidad*), de acuerdo al modelo anterior se tiene que el mayor determinante de tener un teléfono fijo (a la luz de los efectos marginales) es el ingreso per capita del hogar. La ausencia de información de precios que enfrenta el hogar impiden proyectar demanda con esta fuente de información; el modelo de probabilidad tiene sólo un valor descriptivo.

1.3 Estimación de Demanda por Líneas a Nivel Nacional

En esta sección, que constituye el núcleo de la primera parte de este informe, se discute la elección del modelo para proyectar la demanda de líneas telefónicas a nivel nacional, usando datos anuales desde 1990 a 2007.

El primer tipo de modelo que se procedió a estimar fue uno **paramétrico**, donde se relacionan el logaritmo del número de líneas telefónicas, el índice mensual de actividad económica (IMACEC), el cargo fijo rezagado (CF), y uno o dos rezagos del logaritmo de las líneas telefónicas, además de términos cuadráticos de las mismas. Posteriormente se considera el **análisis de relaciones no – paramétricas** para analizar la demanda, considerando las mismas variables ya mencionadas. Será este último enfoque aquel que utilizaremos para determinar las proyecciones de demanda que finalmente serán asumidas por la empresa.

I.3.1 Estimación según modelo paramétrico

En el Cuadro I.3.1 se puede apreciar el resultado de las estimaciones del modelo lineal seleccionado mediante el criterio de Akaike⁴.

En general, se aprecia un buen ajuste de los datos y, a pesar de lo limitado de la información disponible, el R^2 es satisfactorio; se observa además que los test tradicionales no rechazan las hipótesis nula de normalidad en los errores (Jarque-Bera), que éstos sean ruido blanco (Q y Q2) y además los resultados obtenidos pasan los tests de estabilidad de parámetros (CUSUM y CUSUM2).

La elasticidad con respecto al ingreso de corto plazo es igual a 0.45, y aquella de largo plazo es igual a 1.23. La elasticidad de corto y largo plazo con respecto al cargo fijo es igual a -0.51 y -1.38 respectivamente, las cuales son bastante mayores (en términos absolutos) que las reportadas en la evidencia internacional. Dichas elasticidades bajan considerablemente si en lugar del rezago del logaritmo del cargo fijo real se utiliza el valor contemporáneo, cuestión que no se reporta en este informe ya que carece de sentido económico.

Cuadro I.3.1: Modelo lineal

Log(lineas)t	Coefficiente	Error Estándar
log(imacec)t	0.4505	0.1485
log(lineas)t-1	1.2802	0.1749
log(lineas)t-2	-0.6449	0.2066
log(cf)t-1	-0.5054	0.1699
Constante	7.9838	2.1109
R2	0.9907	
Akaike	-3.445	
Tests	Estadístico	P-value
Jarque-Bera	2.0680	0.3556
Q (3 rezagos)	1.3115	0.7695

⁴ La elección del modelo aquí presentado es producto de un estudio de diversas especificaciones, y de test estadísticos y de pruebas de calidad de ajuste. Por lo tanto, se discutieron diversas opciones, que en forma resumida arrojan como resultado el aquí presentado.

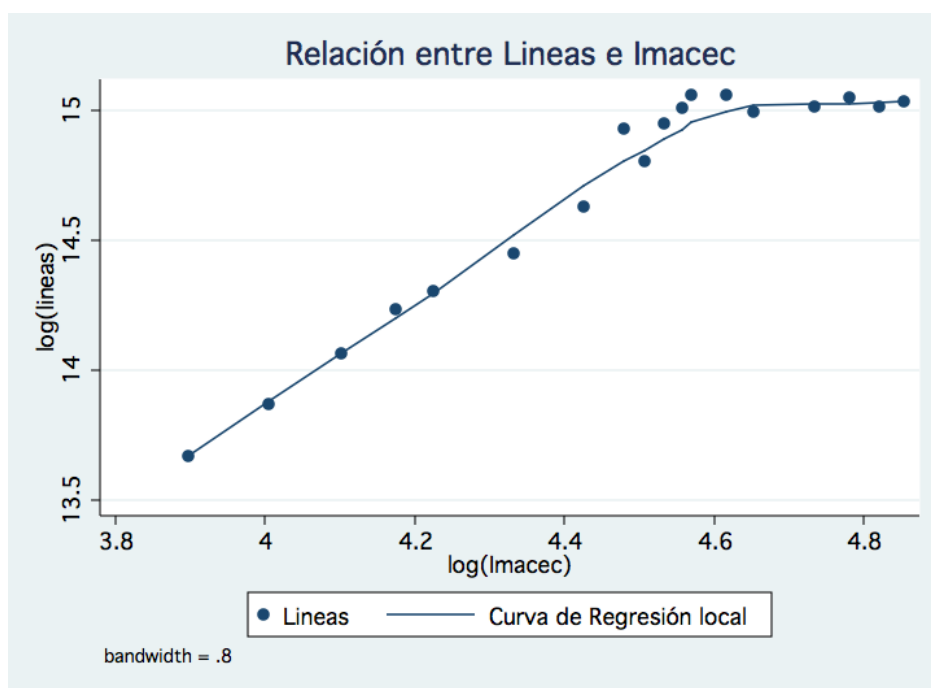
Q2 (3 rezagos)	4.2374	0.2369
CUSUM	Si	
CUSUM2	Si	

El modelo antes descrito tiene como una gran limitante, a saber, que no considera el hecho **que líneas e IMACEC se relacionan de manera no – lineal.**

Seguir asumiendo linealidad en la relación anterior tiene importantes consecuencias para efectos de las proyecciones ulteriores que se desea discutir. Más aun, para evidenciar este importante hecho, en el Gráfico I.3.1 muestra un *Scatter-plot* que relaciona el logaritmo de las líneas telefónicas con el logaritmo del IMACEC (datos reales 1991 – 2007).

En la figura se incluye además la curva no-paramétrica que mejor describe los datos, estimada mediante una regresión local lineal. A partir de dicha curva se puede apreciar entonces una clara **relación no-lineal** entre el logaritmo de las líneas telefónicas y el logaritmo del IMACEC: esta relación es lineal hasta cierto nivel de actividad económica, posteriormente se hace cóncava, para luego ser relativamente plana.

Gráfico I.3.1. Relación líneas e IMACEC



Una primera forma sencilla de incorporar esta no-linealidad en el modelo es agregando un término cuadrático al conjunto de variables consideradas para las estimaciones (IMACEC al cuadrado).

En el Cuadro I.3.2 podemos apreciar el resultado de dicho modelo no lineal, que además muestra superioridad de acuerdo al *criterio de selección de Akaike* respecto al modelo anterior (reportado en el Cuadro I.3.1). Las variables son significativas al 1%, a excepción de la constante, lo cual no tiene ninguna trascendencia estadística o económica.

En este modelo no-lineal, la elasticidad de las líneas telefónicas con respecto al ingreso no es constante y decrece con el paso del tiempo, siendo en promedio igual a 0.53 para el período 1990-2007. La elasticidad de corto y largo plazo de las líneas con respecto al cargo fijo son **-0.39** y **-0.85** respectivamente.

Cuadro I.3.2. Resultados de Modelo no-lineal

log(líneas)	Coefficiente	Error Estándar
log(imacec)	5.4681	1.3996
log(imacec) ²	-0.5451	0.1600
log(líneas) _{t-1}	1.0539	0.1784
log(líneas) _{t-2}	-0.5112	0.1781
log(cf) _{t-1}	-0.3926	0.0688
Constante	-3.1937	3.0799
R ²	0.9934	
Akaike	-3.657	
Tests	Estadístico	P-value
Jarque-Bera	0.5047	0.777
Q (3 rezagos)	3.0300	0.387
Q2 (3 rezagos)	3.1741	0.3656
CUSUM	Si	
CUSUM2	Si	

A estas alturas es importante señalar que, si bien agregar un término cuadrático es un procedimiento habitual en econometría paramétrica, nada nos garantiza que la relación en sí sea necesariamente cuadrática, razón por la cual exploramos la estimación de demanda por métodos semi-paramétricos, donde no se asume ninguna forma funcional a priori. Por lo mismo, este nuevo esquema es más flexible que el anterior y, como veremos, arroja mejores resultados de estimación, razón por la cual será el enfoque que finalmente se adoptará para las proyecciones de demanda de líneas.

I.3.2 Estimación según modelo semi-paramétrico: esquema final adoptado

El *modelo semi-paramétrico* incorpora una función desconocida del IMACEC, más otros elementos que entran linealmente en la ecuación de demanda.

Los modelos tradicionales para la estimación de demanda son preferentemente lineales, y su uso depende de la disponibilidad y tamaño de las series de tiempo. En particular, dependiendo de la cantidad y calidad de la información, siempre sería posible estimar modelos de series de tiempo convencionales que incorporan rezagos, permitiendo de esta manera estimar elasticidades y otros parámetros relevantes para el modelo de empresa eficiente.

En un contexto donde existe poca información desagregada a nivel de individuos, las técnicas generales anteriores pueden dar cuenta de estimaciones de demanda basadas en los comportamientos históricos de la misma, además de las series históricas de las variables explicativas, sin que esto permita hacerse cargo de eventuales cambios futuros no anticipados en algunos parámetros estructurales que finalmente pueden incidir en el comportamiento de la demanda.

En el contexto específico de este trabajo, el modelo aquí considerado para las proyecciones de demanda difiere de los modelos tradicionales en dos aspectos fundamentales. El **primero** es la **flexibilización** de la forma funcional que relaciona líneas con variables económicas (típicamente asumida como lineal); el **segundo** es la utilización de **métodos**

semi-paramétricos que permiten la inclusión de formas funcionales **desconocidas** por el investigador.

Los dos aspectos anteriores permiten una mayor flexibilidad en el análisis de forma tal que la forma funcional a utilizar **se elige sobre la base de criterios de optimalidad predictiva** y, no a priori, sobre la base de una forma funcional pre-establecida por el investigador.

Para formalizar esta aproximación, asumiremos que el parque de líneas puede ser caracterizado como un proceso estocástico, por ejemplo un modelo de Poisson de la siguiente especificación:

$$Y_t = \text{Poisson}(\mu_t) \quad (1)$$

$$\log(\mu_t) = \beta_0 + f(x_t) + \Pi Z_t \quad (2),$$

donde Y_t corresponde al parque de líneas, x_t es una medida de ingreso (por ejemplo IMACEC), $f(x_t)$ es una función desconocida del ingreso que capta no-linealidades en la esperanza condicional y Z_t es una matriz de variables explicativas que entran linealmente en la determinación del logaritmo de la media condicional de Y_t .⁵

Este tipo de modelos se conoce en estadística como **modelos aditivos generalizados** y tienen la ventaja de incorporar funciones no lineales (y desconocidas) de variables de interés. Esto da la flexibilidad deseable que se ha indicado, ya que los modelos lineales se comportan adecuadamente sólo en casos muy específicos (por ejemplo, bajo supuestos de normalidad de las distribuciones multivariadas de error).

Este tipo de modelo es además frecuentemente utilizado para datos de conteo. La forma que adquiere la distribución Poisson depende íntimamente de μ_t , y a medida que este valor es mayor la distribución Poisson converge a una distribución normal. En ese caso, el modelo puede reescribirse como una regresión semi-paramétrica de la forma

⁵ Es perfectamente posible incorporar más funciones no-lineales, pero eso dependerá de la disponibilidad de datos, puesto que mientras más funciones desconocidas la convergencia de las funciones estimadas será más lenta.

$$E(y_t | x_t, Z_t) = \beta_0 + f(x_t) + \Pi Z_t \quad (3)$$

donde la variable y_t está expresada en logaritmo. Este caso fue analizado por Robinson (1988) y tiene la ventaja sobre las regresiones tradicionales que permite no-linealidades y tiene las mismas propiedades de convergencia (tasa a la cual los parámetros estimados convergen a los valores verdaderos).

La ventaja de este tipo de modelos por sobre los modelos lineales tradicionales son, entre otras, tener un mejor ajuste del modelo a los datos por la incorporación de funciones no-lineales y el hecho que se relaja el supuesto de **elasticidad ingreso constante**, que de acuerdo a la teoría económica no es necesariamente esperable para el análisis en comento: sólo si la demanda es una hipérbola equilátera la elasticidad precio o ingreso es constante; en todos los demás casos esta dependerá de la cantidad demandada y del nivel de precios (o ingreso) de equilibrio.

La estimación del modelo se realiza mediante el algoritmo P-IRLS (*Penalized Iterative Reweighted Least Squares*). En el caso del modelo de Poisson, la función de verosimilitud es de la forma

$$l(\beta, \Pi) = \prod_{i=1}^n \mu_i(\beta, \Pi)^{y_i} \exp(-\mu_i(\beta, \Pi)) / y_i! \quad (4)$$

puesto que μ depende de parámetros estructurales y funciones desconocidas de t . Dado esto, se debe establecer una aproximación de las funciones f y g , para lo cual se asumen condiciones generales de suavidad, aproximándolas por **splines cúbicos**⁶. De esta manera, se considera la función de verosimilitud penalizada dada por

$$l_p(\beta, \Pi) = \prod_{i=1}^n \mu_i(\beta, \Pi)^{y_i} \exp(-\mu_i(\beta, \Pi)) / y_i! + \lambda_1 \int [f''(t)]^2 dt \quad (5)$$

⁶ Se debe tener cuidado con el nivel de *smoothness* considerado puesto que se podría sobre o sub-suavizar dichas funciones. Para ello se le agrega a la función de verosimilitud una penalización que castiga a la función cuando ésta es muy rugosa. Así, el grado de *smoothness* se puede ajustar de acuerdo al grado que permite hacer predicciones más precisas.

donde λ_I es el parámetro de suavización, o *smoothing parameter*; la integral captura la rugosidad de la función f . El parámetro λ_I controlará también los grados de libertad efectivos del modelo: mientras mayor es el parámetro, la curva será más suave y los grados de libertad serán menores. Esto puede ser relevante si el número de observaciones es limitado. Así, dicho parámetro podrá ser calculado mediante Validación Cruzada Generalizada, es decir, **se determina el parámetro que entrega el menor error cuadrático medio en las predicciones fuera de muestra** mediante el método de *leave-one-out*.

El modelo finalmente estimado arroja las siguientes estadísticas: los grados de libertad efectivos fueron 5.772; dicho modelo pasa además los *tests* usuales de normalidad de los residuos y su característica de ruido blanco.

En este modelo no se puede aplicar el test de estabilidad de parámetros, puesto que no hay parámetros en la función no-lineal estimada.

Los resultados del modelo se resumen en el siguiente cuadro.

Cuadro I.3.2. Resultados de Modelo Semi-Paramétrico

Log(líneas)	Coficiente	Error Estándar
log(líneas)t-1	1.0719	0.2148
log(líneas)t-2	-0.5110	0.2017
log(cf)t-1	-0.3910	0.1667
constante	10.0790	2.4078
	Grados de Libertad	F
$f(\logima)$	1.772	5.707
R2	0.994	
GCV Score	0.00174	

Jarque-Bera	0.8971	0.6385
Q (3 rezagos)	3.5387	0.3158
Q2 (3 rezagos)	3.7349	0.2916

Salvo la forma funcional de la función f , que depende del logaritmo del IMACEC, todo lo demás está determinado a partir de lo indicado en el cuadro anterior. Precisamente por la manera en que el modelo es estimado, la forma funcional de f depende de polinomios cúbicos locales o *splines cúbicos* además de puntos de localización o *knots* que no pueden ser resumidos en una tabla. Sin embargo, se presentan los grados de libertad de dicha función y el estadístico F para el test de significancia estadística que rechaza la nula de irrelevancia al 1%.

Esto dificulta parcialmente la determinación de los resultados de cada proyección según el escenario que se esté considerando: al haber considerado formas flexibles en el modelo no paramétrico, no hay entonces disponible entonces una forma funcional en *closed-form* que a priori pueda ser utilizada en forma independiente del escenario de datos, razón por la cual cada escenario debe ser corrido en forma independiente.⁷

1.4. Proyección de líneas

Para proyectar las líneas a nivel nacional **se utilizó el modelo semi-paramétrico, cuyos resultados de estimación son reportados en el Cuadro I.3.2⁸**.

Con el fin de determinar las proyecciones de líneas, y tal como se ha indicado, el escenario de las variables económicas a utilizar en las proyecciones debe ser dado ex ante, para así correr la rutina que determina la mejor forma funcional para f , de modo que, dada dicha

⁷ Por ejemplo, para correr el algoritmo las variables deben ser normalizadas en el rango [0,1], así si el IMACEC crece en un escenario, debe dividirse la serie por el máximo del IMACEC para que esté dentro del rango. Esto es un aspecto técnico del algoritmo que no tiene ninguna incidencia económica.

⁸ Este modelo mostró un mejor poder predictivo en términos de predicciones fuera de muestra. Para el análisis *fuera de muestra*, se procede de la siguiente forma: se estima el modelo con información de uno, dos o tres años menos (datos reales); luego se proyectan estos datos reales con el modelo recién estimado y se analiza la calidad de la proyección al comparar los valores efectivos con aquellos proyectados por el modelo con información limitada.

función que depende de los escenarios, finalmente determinar los valores de las proyecciones.

En este informe se reportan los resultados de las proyecciones de líneas totales para un escenario de las variables de precio, Cargo Fijo e IMACEC. El siguiente cuadro resume los supuestos sobre las variables indicadas (crecimiento real, anual, de las variables indicadas), definiendo el escenario para la proyección de las líneas de la industria.

Cuadro I.4.1. Escenario de Proyección, CF e IMACEC

Escenario 1		
Año	IMACEC	CF
2008	4%	8%
2009	4%	10%
2010	4%	1%
2011	4%	1%
2012	4%	1%
2013	4%	1%

La justificación para considerar los valores anteriores es la siguiente:

a. **Tasa de crecimiento del PIB de 4%:** dicho valor constituye la tasa promedio de crecimiento en el período 2000-2007; este valor es el valor medio de la tasa que se proyecta en el IPOM (Informe de Política Monetaria del Banco Central de Chile) para el período en discusión⁹.

b. **Cargo Fijo Escenario 1:** el 8% considera crecimiento real del CF con datos de la empresa hasta octubre de 2008; el 10% para 2008 – 2009 es para analizar el efecto de un shock de costos en el cargo fijo producto de la fijación tarifaria y que debe guardar correspondencia con el resultante del modelo tarifario, el 1% para los años posteriores viene de modelar las proyecciones IPC, IPM (IPM, IPMBSN e IPMBSI) mediante un modelo ARIMA(0,1,1) tal como se ha indicado.

⁹ El IPOM considera una tasa de crecimiento del PIB de entre 3,5 y 4,5% para el próximo año.

A partir de todo lo anterior, los resultados de las proyecciones de líneas de la industria, se detallan en el siguiente cuadro.

Cuadro I.4.2. Líneas de la industria para Escenario 1 indicado

	Escenario 1
2008	3.356.183
2009	3.219.523
2010	3.111.733
2011	3.086.304
2012	3.135.010
2013	3.224.119

1.5 Estimación de la Tasa de Churn y proyección de altas y bajas de líneas telefónicas en el mercado

La tasa de Churn de mercado se proyectó con datos mensuales desde enero de 2000 hasta agosto 2008. Sobre lo anterior, señalar que para las estimación correspondiente no se dispone de esta información a nivel industria por lo que se usan sólo datos de Telefónica Chile, los cuales son mas bien conservadores a la luz de lo informado por VTR en su estudio tarifario. La serie presenta quiebres estructurales que impiden la estimación de un modelo econométrico usual que relacione dicha tasa con variables económicas. Por lo mismo, se intentó la estimación de diferentes especificaciones funcionales, no pudiéndose encontrar un modelo con propiedades estadísticas mínimas satisfechas, a saber, errores normales y ruido blanco (pruebas de Jarque-Bera y pruebas Q y Q2 para los errores) y estabilidad de parámetros (pruebas CUSUM y CUSUM2).

A partir de lo indicado, se optó por la estimación de un modelo semi-paramétrico que relaciona la tasa de Churn con polinomios locales (splines cúbicos) de una tendencia más variables dicotómicas mensuales para corregir estacionalidad. Dado esto, se proyectaron las tasas de Churn mensuales usando dicho modelo y se calcularon las tasas anuales mediante la fórmula compuesta

$$R = 1 - \prod_{i=1}^{12} (1 - r_i)$$

donde r_i es la tasa de Churn mensual y R corresponde a la tasa anual.

El modelo semi-paramétrico a estimar para la tasa de Churn es del tipo de regresión lineal parcial (Robinson et al. (1988)):

$$y = Z\alpha + f(x) + \varepsilon$$

donde y es la tasa Churn, Z incluye variables de estacionalidad y x es una variable de tendencia. La función $f(x)$ es desconocida y se aproximará por splines cúbicos. El número de puntos de referencia para cada polinomio (*knots*) es igual a 20, siguiendo la recomendación de Eilers y Marx (1996).

Dado lo anterior, se genera una base de splines cúbicos con los 20 knots, y el problema se puede reescribir como un problema lineal. Así, dada X una base de splines cúbicos para $f(x)$ de dimensión $n \times k$, el modelo se puede expresar de la forma $y = Z\alpha + X\beta + \varepsilon$. Note que este modelo puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO); sin embargo se corre el riesgo de sub-suavizar la estimación produciendo estimaciones muy ruidosas, con bajo sesgo pero con varianzas muy amplificadas. Luego, se opta por una estimación que controla por suavidad, y que balancee tanto sesgo como varianza. La manera más directa de hacerlo es mediante una estimación penalizada. Para ello, es necesario agregar un término de penalización en la función objetivo a minimizar.

$$\min_{\alpha, \beta} (y - X\beta - \alpha Z)^T (X\beta - \alpha Z) + \lambda \beta^T S \beta$$

La matriz de penalización usual en estos casos es la integral de el cuadrado de las segundas derivadas de la función $f(x)$ y es una medida global de *ruidosidad* de ésta. Dado esto, se puede demostrar que $\beta^T S \beta = \int [f''(x)]^2 dx = \beta^T \int D^2(x)^T D^2(x) dx \beta$, donde S es la integral del cuadrado de las segundas derivadas de las bases de *Spline cúbico*. Para la estimación de los parámetros de suavización seguimos el método de Validación Cruzada Generalizada

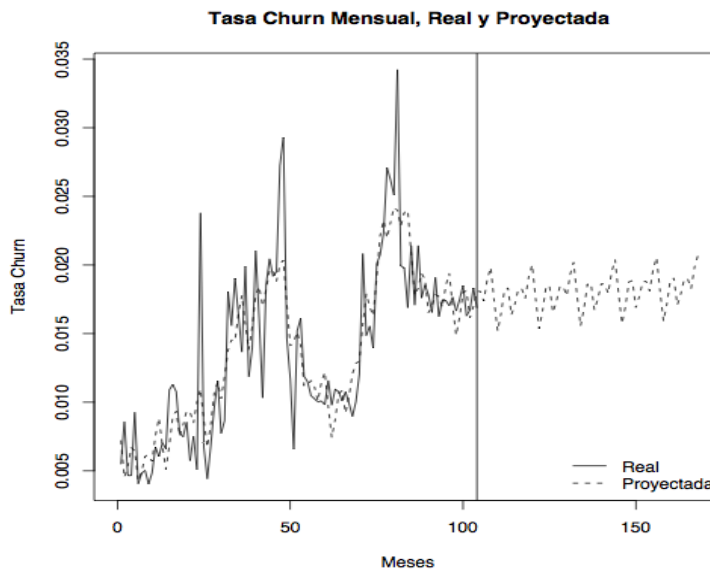
(GCV) y el algoritmo de Wood (2006). Para nuestro problema, éste criterio minimiza la siguiente expresión

$$GCV(\lambda) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_i^2(\lambda) (y_i - f_{-i}(x_i) - Z\alpha)^2.$$

Luego, el criterio GCV minimiza el error cuadrático medio (ponderado) de las predicciones que dejan una observación afuera.

A partir de todo lo anterior, la tasa mensual de *Churn* proyectada para el período 2009-2013 está en el intervalo 1.8 % - 2%. En términos anuales, ésta es de un 19% a 20%, un tanto menor a la observada los últimos dos años. En la Figura I.5.1 se puede observar la serie de tasa de Churn real y proyectada. La línea vertical divide el gráfico entre tasa real y proyectada.

Figura I.5.1: Churn Mensual, Real y Proyectada con modelo Semi-paramétrico



Con las estimaciones de tasa de Churn, se puede obtener las bajas de líneas para el mercado, a nivel global. Para ello, se toman las proyecciones de líneas telefónicas para la industria en los escenarios ya descritos y se aplica la tasa de churn para obtener las líneas dadas de baja en el mercado ($B(t)$). Las altas de línea del mercado ($A(t)$) simplemente es la

cifra requerida para que, dadas las líneas en servicio al inicio del período ($L(t-1)$) y las bajas del mercado, se pueda obtener la cifra de líneas en servicio al final del período estimadas por el modelo, es decir $A(t) = L(t) - L(t-1) + B(t)$.

El cuadro siguiente resume los valores obtenidos para las proyecciones a partir del escenario que hemos considerado.

Cuadro I.5.1. Altas y Bajas de líneas del Mercado

Año	Bajas Mercado	Altas Mercado	Total Líneas Mercado
2009	366.710	234.466	3.219.523
2010	348.647	238.420	3.111.733
2011	340.119	280.477	3.086.304
2012	339.779	322.561	3.135.010
2013	343.630	347.714	3.224.119

A partir de la estimación de las cifras de líneas en servicio del mercado a nivel total país, se distribuyen éstas a nivel de cada comuna según la importancia relativa de cada comuna en el parque a diciembre de 2007. Luego, asumiendo que la tasa de churn estimada para el mercado a nivel total país es la misma en todas las comunas, se determinan la cantidad de altas y bajas de mercado en cada comuna.

1.6 Estimación de las líneas en servicio de la empresa eficiente

Según lo establece el numeral V.3 de las BTE, los oferentes (competidores equivalentes) que participan en una misma área de superposición son de similar eficiencia en cuanto a captación de clientes, por lo que deberían obtener el mismo porcentaje de participación respecto de la demanda en sus respectivos proyectos de expansión. Esto se traduce en que cada oferente en una comuna, incluyendo a la empresa eficiente, capta la misma proporción de los nuevos clientes (altas) del mercado de esa comuna en su zona relevante.

Por otra parte, para estimar las bajas de línea de la empresa eficiente en cada comuna, según la tasa de Churn del mercado, se considera que la probabilidad de pérdida de clientes es proporcional a la participación de mercado que tenga la empresa eficiente en el período inmediatamente anterior. Es decir, la empresa eficiente contribuye a las bajas del mercado con el porcentaje de participación de mercado que tenía el año anterior.

Determinadas de esta manera las altas (A) y bajas (B) que obtiene la empresa eficiente en cada comuna, se infiere simplemente las líneas en servicio (L) a fin de período de la empresa eficiente como: $L(t) = L(t-1) + A(t) - B(t)$

1.7 Competidores Equivalentes

Según lo establecen las BTE, para la determinación de los oferentes en una determinada zona geográfica se deben calcular el número de competidores equivalentes, que se obtiene a partir de la información sobre áreas geográficas de superposición y las empresas participantes en ellas. Es así que, se analizó información cartográfica de 61 comunas que representan el 80% de las líneas de mercado a nivel nacional, y se procedió a estimar las superficies cubiertas por uno, dos o más competidores, llegándose a construir un valor de “competidores equivalentes” por comuna, con el cual se distribuyen las altas por comuna. Es decir, si en Providencia existen ocho concesionarios de telefonía local, incluido Telefónica Chile, en base a sus áreas de atención (dividiendo cada superficie, entre uno a ocho competidores) se llega a determinar que existen 4,79 competidores equivalentes, de acuerdo a lo cual, a Telefónica Chile le corresponde el 20,9% de las altas de esa comuna.

En el caso de las comunas en que no se tiene información cartográfica, se proyectó en número de competidores equivalentes en base a una regresión del número de competidores equivalentes explicado por la cantidad de competidores y la participación de mercado de ellos.

1.8 Estimación de líneas y participación de mercado de la Empresa Eficiente

Finalmente, de acuerdo a la metodología descrita la empresa eficiente tiene el siguiente plan de líneas.

	0	1	2	3	4	5
Líneas Fin de Período	2.061.992	1.920.455	1.806.668	1.745.049	1.729.456	1.741.340
% de Mercado	61,44%	59,65%	58,06%	56,54%	55,17%	54,01%

II Tráficos¹⁰

II.1 Introducción

Para las series de tráfico más importantes se estimó una ecuación reducida de demanda que fuera consistente con la teoría económica, en la cual se incluyeron variables de ingreso, precios y escala. Siguiendo la metodología desarrollada por Hendry, también utilizada en el proceso de tarificación del año 2003 por parte de los modelos de los Ministerios y de Telefónica Chile, se partió de una modelación general de la ecuación de demanda que explique la estructura y dinámica de la demanda de tráfico estimada.

Posteriormente, el modelo general estimado se fue reduciendo eliminando aquellas variables no significativas, de tal manera de conseguir un mayor nivel de eficiencia en la estimación sin perder las propiedades estadísticas iniciales del modelo general.

En lo que sigue, se describe la metodología conducente a la estimación del tráfico por línea. Dado esto, el modelo general estimado tuvo la siguiente estructura:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \dots + \beta_q x_{t-q} + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_p y_{t-p} + \mu_t \quad (1)$$

donde y_t representa la variable dependiente que queremos modelar (logaritmo del tráfico por línea), x_{t-k} representa un vector con variables explicativas exógenas¹¹ que se introducen en la ecuación de manera contemporánea o rezagadas ($k=0, \dots, q$), β_k es el vector de parámetros asociados a cada rezago de las variables explicativas exógenas, y_{t-j} ($j = 1, \dots, p$) son los rezagos de la variable dependiente, δ_j ($j=1, \dots, p$) son los parámetros asociados a

¹⁰ En todo lo que sigue, las estimaciones de tráficos fueron hechas con datos provistos por la compañía, con registros hasta abril de 2008. No se consideraron por tanto los nuevos antecedentes hasta agosto 2008.

¹¹ En caso de que alguna variable dentro del vector X sea considerada endógena en relación a la variable dependiente (como por ejemplo las cantidades de los bienes sustitutos o los precios) entonces, a menos que se piense estimar un sistema de ecuaciones, se debe eliminar los valores contemporáneos (en t) de las mismas y sólo se puede incorporar rezagos de las mismas dentro de la modelación como variables explicativas, para evitar estimar parámetros de manera inconsistente.

cada rezago de la variable dependiente, y μ_t es un error aleatorio independiente idénticamente distribuido (i.i.d). El modelo especificado es lineal y se conoce en la literatura de series de tiempo como un modelo AR-X(p).

Desde un punto de vista estadístico, esta forma de modelar corresponde a una estimación de la distribución condicional de la demanda de tráfico (condicional en las variables independientes), por lo que en términos de proyección se espera que tenga un mayor poder predictivo que los modelos que estiman la distribución marginal basados solamente en la inercia temporal de la serie (como los modelos ARIMA).

Los tráficos más importantes fueron modelados mediante esta metodología, entre ellos:

1. Tráfico Total Fijo – Fijo (construido como la suma del tráfico Onnet TChile, de entrada de Fijos a TChile y de salida de TChile a Fijos).
2. Tráfico de Entrada Móvil – TChile.
3. Tráfico de Salida TChile – Móvil
4. Tráfico de Entrada LDN – TChile
5. Tráfico de Salida TChile – LDN
6. Tráfico de Entrada LDI – TChile
7. Tráfico de Salida TChile – LDI
8. Tráfico de Salida TChile – Internet Conmutado.
9. Tráfico de Salida TChile – SSCC (la suma de los tráficos a números 600, 700 y 800).
10. Tráfico de Salida TChile – 104 y 107
11. Tráfico de Salida TChile – 13X y 14X

Para dividir la proyección del Tráfico Total Fijo – Fijo, en los tráficos que la componen se estimó un modelo VAR-X(p) para el logaritmo de la proporción del tráfico Onnet TChile sobre Tráfico Total Fijo y el logaritmo de la proporción del tráfico de Salida TChile a Fijo sobre Tráfico Total Fijo. La modelación VAR-X es similar al de la ecuación (1), salvo que

y_{t-j} ($j = 0, \dots, p$) corresponde a un vector que incluye a las variables dependientes incluidas en la estimación.

II.2 Información y variables utilizadas en la modelación

Las series utilizadas corresponden a series de tráfico, precios y líneas fijas mensuales provistas por la concesionaria.

En todo lo que sigue, la variable dependiente del modelo correspondió al *logaritmo del tráfico por línea* correspondiente.

En varios casos se dispuso de información del tráfico desde el mes de Enero de 2000 hasta el mes de diciembre de 2007 para realizar las estimaciones (tráfico móvil de entrada y salida, tráfico de salida a LDI, tráfico de salida a Internet Conmutado, tráfico de salida a 104 y 107), y en otros se dispuso de series más cortas que partían al menos desde el mes de Octubre de 2002 hasta diciembre de 2007.

Por otro lado, para varios tipos de tráfico se dispuso adicionalmente de información para los tres primeros meses del año 2008 que, aunque no fueron utilizados en la modelación, nos sirvieron como punto de referencia para ver la capacidad predictiva fuera de muestra del modelo de demanda estimado.

Como variables explicativas exógenas se utilizaron el logaritmo del IMACEC publicado por el Banco Central de Chile, como proxy del ingreso, el logaritmo del parque de líneas fijas a nivel nacional, el logaritmo del parque de líneas fijas de Telefónica Chile, el logaritmo del parque de líneas móviles (para identificar el impacto del usuario marginal de las líneas fijas y móviles, cuando correspondía, en el comportamiento del tráfico modelado), logaritmo del precio del Servicio Local Medido, del cargo de acceso fijo-móvil, de la larga distancia nacional, de la larga distancia internacional, del Internet conmutado, del Internet por banda (ancha y estrecha, expresado en pesos por kilobyte), y de los Servicios Complementarios, además del precio Móvil.

Como numerario del resto de los bienes y servicios disponibles en la economía se utilizó el Índice de Precios al Consumidor publicado por el Banco Central de Chile, por lo que todos los precios de los servicios de telefonía e Internet **fueron divididos por este índice** (por tanto se trabaja con valores reales).

II.3 Metodología de estimación y proyección para tráficos importantes

A continuación se enumerará algunos aspectos importantes que se consideró en cada paso de la estimación de los modelos de demanda por tráfico.

Análisis de las Series. Raíz Unitaria.

En primer lugar, hay que recordar que toda la teoría econométrica convencional de tests de hipótesis se basa en el supuesto de que las variables son estacionarias en covarianzas o en tendencia, es decir, no presentan raíz unitaria. Si se viola este supuesto, todos los tests de hipótesis que se realicen serán inválidos. Debido a esto en primer lugar hay que realizar un chequeo de cada una de las series para constatar si cumplen con el supuesto de estacionariedad para determinar la forma en que éstas serán modeladas.

Existen varios tests de raíz unitaria disponibles, como por ejemplo:

- Dickey-Fuller: es el más común y el de menor poder para distinguir una raíz unitaria de otras posibles explicaciones (quiebres, presencia de heterocedasticidad o autocorrelación, etc.).
- Dickey-Fuller aumentado: al incluir rezagos de la variable en el testeo corrige por la presencia de autocorrelación, pero tiene la desventaja de que hay que incluir suficientes rezagos para hacer que el error sea i.i.d.

- Phillips-Perron: realiza un testeo utilizando una matriz de varianzas y covarianzas consistente con heterocedasticidad y autocorrelación, por lo que no es necesario introducir rezagos de la variable dependiente en el testeo, por lo que su uso es más recomendable que los Dickey - Fuller.
- Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS), es un test LM que utiliza una estimación del espectro de frecuencia cero de los residuos. Asume que la variable dependiente es estacionaria en tendencia bajo la hipótesis nula.
- Elliot, Rothenberg, and Stock Point Optimal (ERS), basado en una regresión de cuasi diferencias de la variable dependiente y también utiliza una estimación del espectro de frecuencia cero de los residuos. Este test tiene mejor poder para discriminar la hipótesis de una raíz unitaria cuando la serie de tiempo tiene una media o una tendencia lineal desconocida.

Para cada test, existen valores críticos para contrastar los estadísticos que resultan de cada serie y realizar tests de hipótesis con el 1, 5 o 10% de significancia estadística. En los primeros tres casos, si el estadístico que resulta de la serie es menor, en valor absoluto, a los valores críticos, entonces no se puede rechazar la hipótesis de que la serie presenta raíz unitaria. En el caso del test KPSS, si el estadístico que resulta es menor a los valores críticos, entonces no se puede rechazar la hipótesis de que la serie es estacionaria en tendencia. En el caso del test ERS, si el estadístico que resulta es mayor a los valores críticos, entonces no se puede rechazar la hipótesis de que la serie presenta raíz unitaria.

Como es conocido, los tres primeros tests tienen un muy bajo poder para discriminar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria (es decir, aceptan la hipótesis nula de que existe raíz unitaria en muchas más ocasiones de las que en realidad existen). No obstante esta propiedad puede utilizarse a favor de la modelación, puesto que si alguno de estos tests (en especial el de Phillips-Perron) rechaza la existencia de raíz unitaria en la serie, entonces se puede estar relativamente seguro de que no la presenta.

Los resultados del test de Phillips y Perron para las series modeladas mediante la metodología AR-X y VAR-X se presentan en el Anexo 1. Se puede observar que todas las series, salvo la del Internet Conmutado, no presenta evidencia de raíz unitaria al 5% de significancia, cuando en el testeo se incluye una constante y una tendencia lineal (en varios de los casos, con la sola inclusión de una constante es suficiente para rechazar la presencia de raíz unitaria).

Si para alguna de las variables (tanto dependiente como explicativa) no se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria, entonces se debe incluir, en el modelo econométrico, la variable en diferencias, es decir, $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$

Si z_t es una variable en niveles, entonces Δz_t representa un cambio en el nivel. Si z_t es una variable en logaritmos, entonces Δz_t representa un cambio porcentual de la misma variable pero en niveles. Esto debe ser considerado al momento de interpretar los coeficientes estimados de la variable.

Una vez hechas las consideraciones anteriores, se puede proceder a estimar o inferir el modelo econométrico.

Inferencia

Para estimar el modelo indicado se siguió la metodología para estimar series de tiempo desarrollada por *Hendry*. Esta metodología parte por estimar un modelo AR-X sobredimensionado que cumpla con dos requisitos básicos en los errores estimados: que se distribuyan normalmente (lo cual se testea mediante un tests de Jarque-Bera en los residuos), y que no presenten autocorrelación serial de ningún orden (lo cual se testea mediante tests LM o Ljung-Box sobre los residuos, para todos los rezagos comprendidos entre uno y un número suficiente grande, generalmente doce). Lo anterior es necesario porque un requisito de consistencia de los parámetros estimados es que los errores sean independientes temporalmente.

Además, se puede testear que los errores no presenten heterocedasticidad tipo ARCH (mediante un test de Ljung-Box para los residuos al cuadrado o un test LM) para verificar que los errores se distribuyan idénticamente, aunque la heterocedasticidad no incide en la consistencia de los parámetros estimados pero sí en la eficiencia (varianza) de los estimadores.

Una vez que se tiene el modelo sobredimensionado que cumple estos requisitos se inicia un proceso de eliminación de las variables que no sean significativas, generalmente hasta en un 10 o 15% (lo cual se observa en los p-values que aparecen asociados a cada parámetro estimado), eliminándolas una por una, siendo en primer lugar las menos significativas.

Cada vez que se elimina una variable no significativa es necesario volver a realizar los tests de hipótesis de normalidad y Autocorrelación. Este chequeo es necesario puesto que tanto el proceso de eliminación como el modelo final reducido al que se quiere llegar se basan en tests de hipótesis que requieren independencia en la distribución de los errores.

No obstante lo anterior, es recomendable realizar el proceso de eliminación utilizando siempre una matriz de covarianzas consistente con autocorrelación, como la propuesta por Newey-West (el paquete E-Views, por ejemplo, la permite utilizar en estimaciones mediante OLS).

Una vez que se tiene el modelo reducido (hasta que la última variable tenga una significancia o p-value menor a un 10 o 15%) se realiza el último chequeo de normalidad y no autocorrelación sobre los errores, y si éstos cumplen estos requisitos entonces se tiene el modelo final estimado.

También es recomendable realizar algún test de especificación. Un test de especificación permite testear si el modelo no presenta variables relevantes omitidas (lo cual hace que los parámetros estimados sean inconsistentes), tiene una forma funcional incorrecta (si el supuesto de linealidad del modelo se cumple o no), o si existe correlación entre las

variables explicativas y el error (lo cual invalida la hipótesis de estimación del OLS). El test que generalmente se utiliza para estos casos es el test de Ramsey.

Adicionalmente, con el modelo final estimado se pueden realizar tests de hipótesis para un conjunto de los parámetros estimados, los cuales pueden hacerse mediante los estadísticos Wald.

Proyección

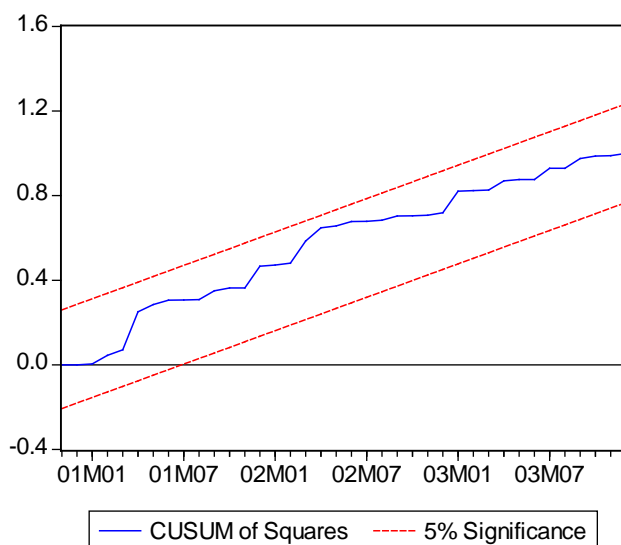
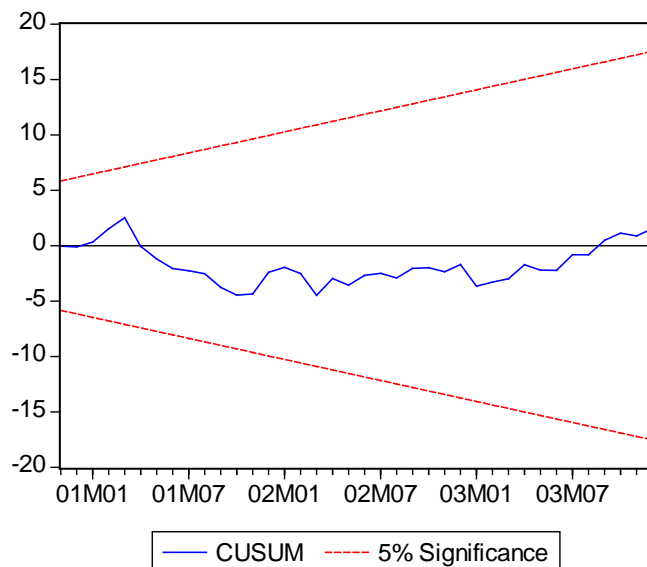
Como uno de los propósitos de la estimación de demanda para este proceso de tarificación es que sea capaz de realizar proyecciones fuera de muestra, es necesario realizar lo siguiente:

- 1) En primer lugar, es necesario realizar tests de estabilidad de parámetros a los modelos estimados para saber si cumplen los requisitos mínimos para ser utilizados en proyección. Un test de estabilidad de parámetros permite verificar que los parámetros que hemos estimado no han cambiado de manera brusca a lo largo del tiempo. Esta estabilidad es necesaria si se quiere utilizar toda la historia de la muestra para realizar inferencia que sirva para realizar proyecciones a futuro.

Entre los tests de estabilidad de parámetros, existen dos tests que se pueden utilizar en conjunto: el test CUSUM y el test CUSUM-cuadrado, que testean estabilidad mediante los residuos.

Los gráficos siguientes muestran los resultados de ambos tests en E-Views para un modelo AR-X estimado. Como se puede apreciar, la línea azul del estadístico se encuentra siempre dentro de la banda de color rojo punteado que representa los valores críticos del test. En ambos casos se acepta la hipótesis nula de que los parámetros estimados son estables. En caso de que uno o ambos tests de hipótesis

mostrarán a la línea azul fuera del intervalo de confianza en algún lugar, entonces se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de parámetros.¹²



Es deseable que solo aquellos modelos estimados que pasen ambos tests de estabilidad de parámetros sean utilizados para realizar proyecciones.

¹² En caso de que los tests rechacen estabilidad de los parámetros, si se desea saber cuál es el parámetro problemático se puede realizar un test de coeficientes recursivos en E-Views y observar cuál es el coeficiente que presenta el cambio más pronunciado.

- 2) Si se tienen varios modelos estimados bien especificados capaces de realizar proyecciones se puede verificar cuál es el mejor modelo para realizar proyecciones fuera de muestra. Se elige entonces aquel que ofrezca el menor error de predicción, utilizando algún criterio estadístico.

En este punto vale la pena destacar que un modelo estimado con buen ajuste o R^2 elevado no necesariamente es bueno para realizar proyecciones. Esto se debe al fenómeno del overfitting, debido a que un modelo estimado con un alto ajuste no solo recoge la dinámica de mediano y largo plazo que existe entre las variables sino también recoge la dinámica coyuntural de corto plazo, la cual por lo general es poco probable que vuelva a repetirse en el futuro. Por otro lado, un modelo estimado con un bajo ajuste tampoco es de gran ayuda para proyectar fuera de muestra debido a que puede no ser capaz de reconocer la correlación entre las variables de interés.

Para ver cuál modelo estimado elegir es necesario realizar tests adicionales que nos permitan discriminar entre varios candidatos. Para realizar esto es necesario estimar el modelo, manteniendo su misma estructura, con un número menor de observaciones, dejando algunas observaciones libres al final de la muestra, y realizar con el modelo una proyección de dichos valores. Al comparar estas proyecciones con los datos reales se pueden obtener errores de proyección que servirán para construir algunos estadísticos. Entre los estadísticos que se puede construir y utilizar están: el **error cuadrático medio** de la proyección, y el estadístico **U de Theil** (ambos estadísticos se pueden obtener de E-Views manipulando correctamente el tamaño de la muestra y utilizando la opción “Forecast” dinámico). Aquel modelo con el menor error cuadrático medio de proyección y el menor U de Theil puede considerarse como el mejor modelo, entre los candidatos, para realizar proyecciones fuera de muestra.

- 3) Como el periodo de proyección para este estudio es desde Enero de 2008 a Diciembre de 2013, es necesario darse supuestos sobre el desenvolvimiento futuro de las variables explicativas x_t .

Para una determinada corrida del modelo, los supuestos utilizados para realizar las proyecciones de los flujos de tráfico se presentan en el Anexo No. 4. Obviamente estos pueden modificarse en las planillas Excel dados nuevos escenarios de las variables que se definan para el efecto: lo que se indica en Anexo 4 es más bien el formato de la entrada de registros en las planillas.

El software *E-Views* permite realizar proyecciones puntuales a futuro mediante la opción Forecast dinámico. Para esto es necesario, en el caso de tener un modelo *AR-X*, ingresar los valores futuros que van a tomar las variables x_t dentro del modelo, las cuales se pueden obtener aplicando algún supuesto de comportamiento a las mismas. Una vez que se tienen ingresados los valores futuros de las variables x_t , se puede obtener las proyecciones a futuro para la variable dependiente.

II.4 Metodología de proyección para tráficos de menor cuantía y llamadas a 10X

A los siguientes tráficos por línea de Telefónica Chile se aplicó una metodología particular distinta a la ecuación (1) para su proyección, la cuál se explican a continuación:

1. Tráfico de Entrada Telefonía Rural a TChile. En primer lugar se estimó la relación entre este tráfico con el tráfico de entrada Fijo a TChile, y se ocupó el promedio de la relación observado entre Julio y Diciembre de 2007 (ya que se observó que la relación era estable pero decrecía en estos últimos meses) para realizar la proyección en base a la proyección del tráfico de Entrada Fijo a TChile.
2. Tráfico de Salida TChile a Telefonía Rural. En primer lugar se estimó la relación entre este tráfico con el tráfico de entrada Fijo a TChile, y se ocupó el promedio de la relación observado entre Enero y Diciembre de 2007 (ya que se observó que la relación decrecía significativamente en estos últimos meses) para realizar la proyección en base a la proyección del tráfico de Entrada Fijo a TChile.

3. Tráfico de Salida TChile a 300. Este tráfico muestra una clara tendencia decreciente a niveles cercanos a cero. Dicha tendencia se corroboró estimando una tendencia lineal decreciente utilizando los diez últimos meses del año 2007. Sin embargo, en vista de los valores tan bajos se procedió a proyectar dicho tráfico a partir del año 2008 como nulo, para evitar que la empresa eficiente incurra en costos ineficientes para mantener infraestructura que sustente un tráfico casi nulo.
4. Tráfico de Salida TChile a 600. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 600, 700, 800. Luego se estimó la proporción del tráfico 600 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 600.
5. Tráfico de Salida TChile a 700. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 600, 700, 800. Luego se estimó la proporción del tráfico 700 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 700.
6. Tráfico de Salida TChile a 800. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 600, 700, 800. Luego se estimó la proporción del tráfico 800 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 800.
7. Tráfico de Salida TChile a 103. El tráfico 103 por línea presenta un comportamiento bastante errático entre los años 2000 y 2007, baja de manera inesperada a partir del mes de Abril de 2006 y en diciembre de 2007 ocurre otra subida inesperada en el mismo, a niveles consistentes con la dinámica que se venía ocurriendo antes del año 2006. Por esta razón, se optó por utilizar el tráfico observado en diciembre de 2007 para proyectar el tráfico para todo el periodo 2008 a 2013.
8. Tráfico de Salida TChile a 104. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 104 y 107. Luego se estimó la proporción del tráfico

104 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 104.

9. Tráfico de Salida TChile a 105. De este tráfico solamente se tiene información desde el mes de Mayo de 2006. Para proyectarlo, en primer lugar se estimó la relación entre este tráfico con el tráfico de salida TChile a 104 y 107, y se ocupó el promedio de la relación observada entre Enero y Diciembre de 2007 para realizar la proyección en base a la proyección del tráfico de salida TChile a 104 y 107.
10. Tráfico de Salida TChile a 107. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 104 y 107. Luego se estimó la proporción del tráfico 107 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 107.
11. Tráfico de Salida TChile a 14X. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 14X y 13X (que incluye el tráfico 131, 132, 133 y otros 13X, según la información entregada por la concesionaria). Luego se estimó la proporción del tráfico 14X en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 14X.
12. Tráfico de Salida TChile a 131. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 14X y 13X. Luego se estimó la proporción del tráfico 131 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 131.
13. Tráfico de Salida TChile a 132. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 14X y 13X. Luego se estimó la proporción del tráfico 132 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 132.

14. Tráfico de Salida TChile a 133. En primer lugar se realizó la proyección respectiva al modelo que agrega los tráficos 14X y 13X. Luego se estimó la proporción del tráfico 133 en el tráfico agregado durante el año 2007 y se aplicó dicha proporción a la proyección del tráfico agregado para obtener la proyección del tráfico 133.
15. Llamadas Salida TChile a 103. En primer lugar se estimó la relación que existe entre las llamadas de salida a 103 y el total de minutos de salida a 103. La relación se mostró bastante estable por lo que se calculó el promedio de la relación entre enero de 2000 y diciembre de 2007. Con este promedio y la proyección del tráfico 103 se realizó la proyección del número de llamadas a 103.
16. Llamadas Salida TChile a 104. En primer lugar se estimó la relación que existe entre las llamadas de salida a 104 y el total de minutos de salida a 104. La relación se mostró creciente durante los últimos años por lo que se utilizó la relación observada en diciembre de 2007. Con esta relación y la proyección del tráfico 104 se realizó la proyección del número de llamadas a 104.
17. Llamadas Salida TChile a 105. En primer lugar se estimó la relación que existe entre las llamadas de salida a 105 y el total de minutos de salida a 105. La relación se mostró inestable y creciente durante el último año por lo que se utilizó la relación observada en diciembre de 2007. Con esta relación y la proyección del tráfico 105 se realizó la proyección del número de llamadas a 105.
18. Llamadas Salida TChile a 107. En primer lugar se estimó la relación que existe entre las llamadas de salida a 107 y el total de minutos de salida a 107. La relación se mostró bastante inestable durante el periodo analizado por lo que se utilizó la relación observada en diciembre de 2007. Con esta relación y la proyección del tráfico 107 se realizó la proyección del número de llamadas a 107.

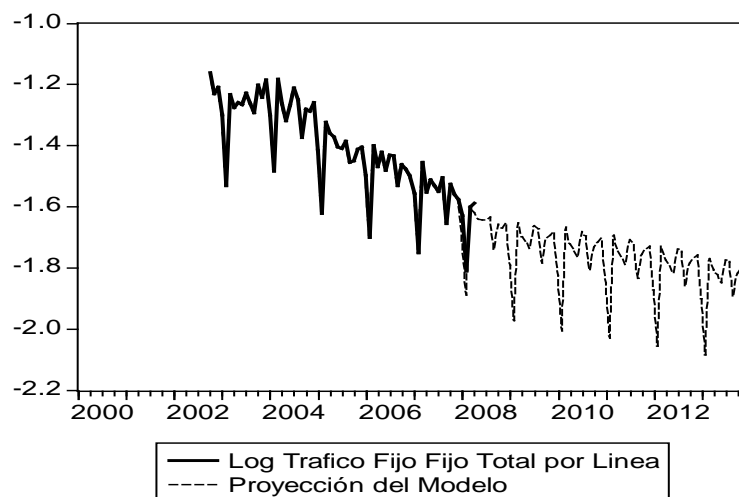
II.5 Resultados de las estimaciones y proyecciones para los tráficos importantes.

En el Anexo 2 se presentan los resultados de la estimación del modelo de demanda (1) para las series de tráficos más importantes. En el Anexo 3 se presenta el resultado de la estimación del VAR-X(4) para las proporciones del tráfico Onnet y salida a Fijo para Telefónica Chile. A continuación se presentan los resultados de los modelos de demanda para cada tráfico estimado mediante (1).

II.5.1 Tráfico Fijo – Fijo Total

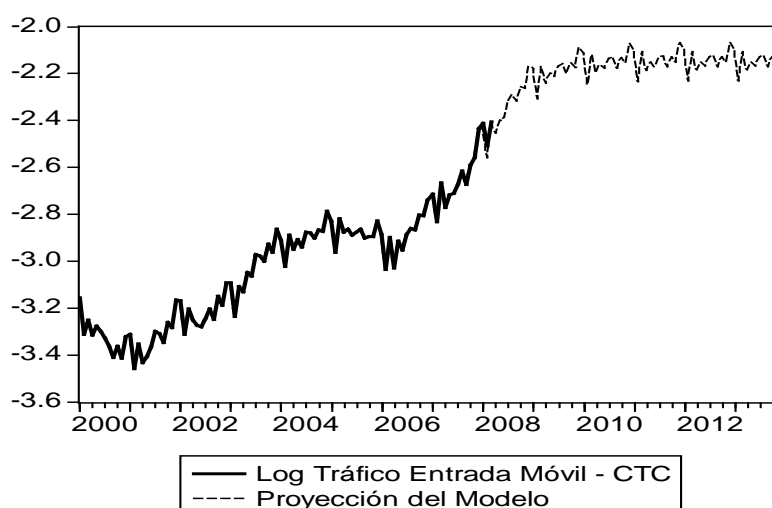
El tráfico Fijo – Fijo Total se construyó agregando el tráfico Fijo Onnet TChile con el tráfico de salida TChile a Fijo y el tráfico de entrada Fijo a TChile. Se lo modeló, por tanto, como tráfico por líneas totales a nivel nacional. Se lo agregó de esta forma ya que los usuarios de telefonía fija por lo general no están conscientes de la compañía a la cual pertenece el teléfono fijo al cual están llamando, y de esta manera obtener una mejor representación de esta demanda.

El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad (ARCH, White), Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones mensuales que arroja el modelo de demanda estimado.



II.5.2 Tráfico Entrada Móvil – TChile

Este tráfico se lo modeló como tráfico por líneas de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad (ARCH, White), Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.

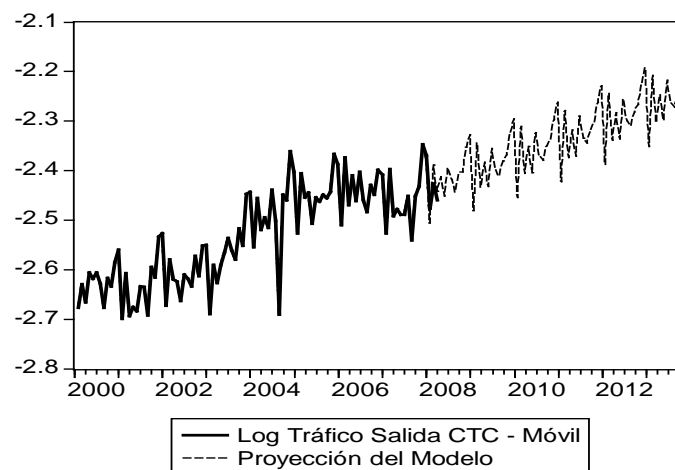


II.5.3 Tráfico Salida TChile - Móvil

Este tráfico se lo modeló como tráfico por líneas de TChile. El modelo estimado para este tráfico pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad (ARCH, White), Ramsey y Cusum con un 5% de significancia. No obstante, este modelo no logra pasar el Test Cusum cuadrado al 5% de significancia. Esto se debe a que la dinámica en los últimos meses de la serie modelada cambia de manera muy abrupta.

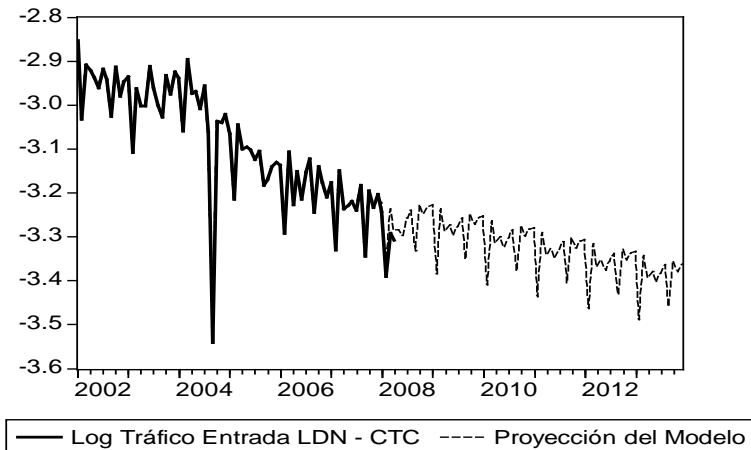
No obstante lo anterior se prefiere el modelo presentado en el Anexo No. 2 para realizar proyecciones ya que, aunque se disponía de otro modelo alternativo que pasaba los tests estadísticos de especificación y confiabilidad para proyección (pero incluía una variable dummie para controlar la dinámica observada en los meses de Junio a Octubre de 2007, por lo que los tests de estabilidad de parámetros de este modelo son cuestionables), el error de predicción del modelo preferido, al compararlo con los datos reales del 2008 fue significativamente menor que el modelo mejor especificado.

En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



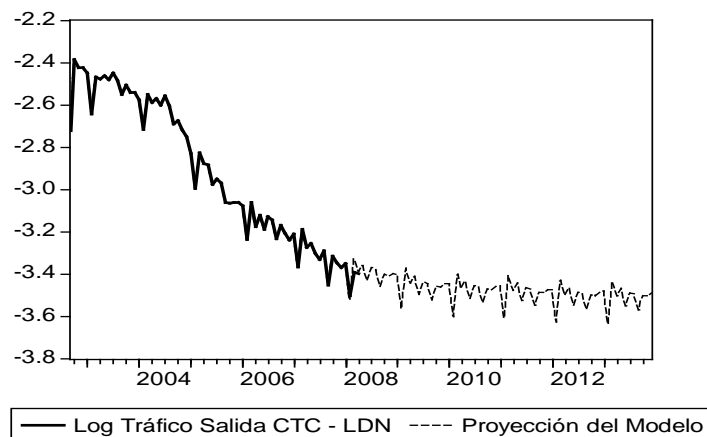
II.5.4 Tráfico Entrada LDN – TChile

Este tráfico se lo modeló como tráfico por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad, Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



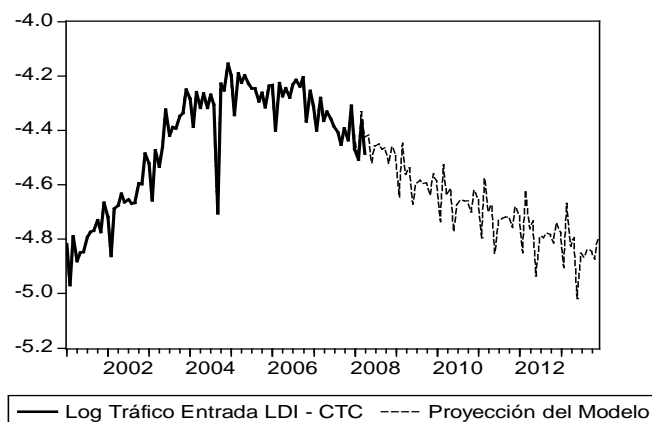
II.5.5 Tráfico Salida TChile - LDN

Este tráfico se lo modeló como tráfico por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad, Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



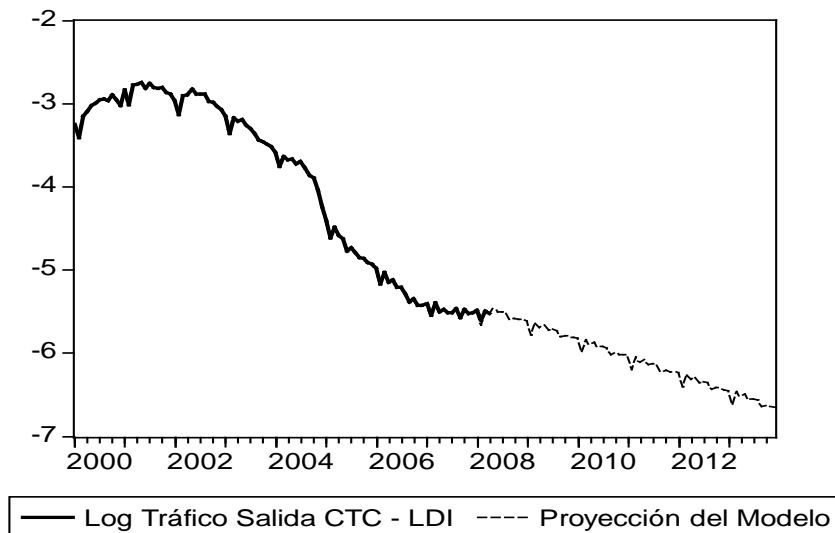
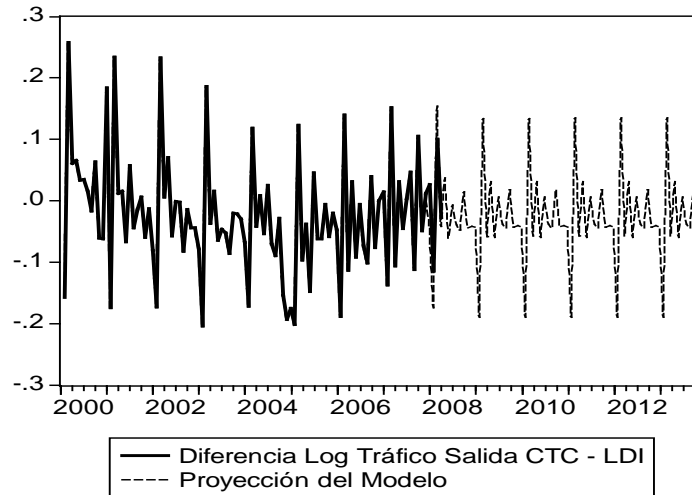
II.5.6 Tráfico Entrada LDI - TChile

Este tráfico se lo modeló como tráfico por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad, Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



II.5.7 Tráfico Salida TChile - LDI

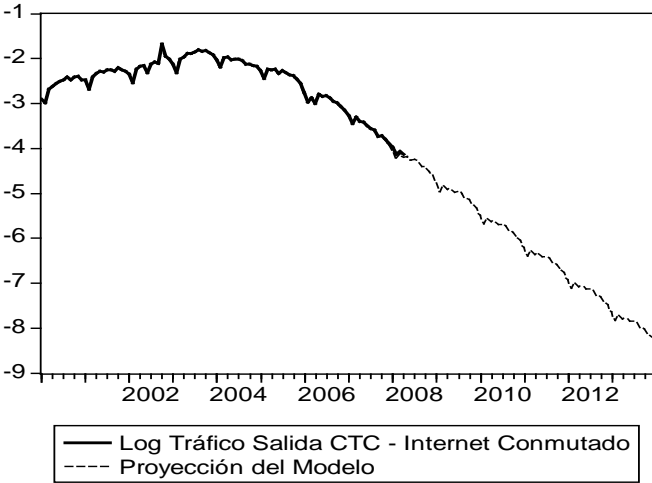
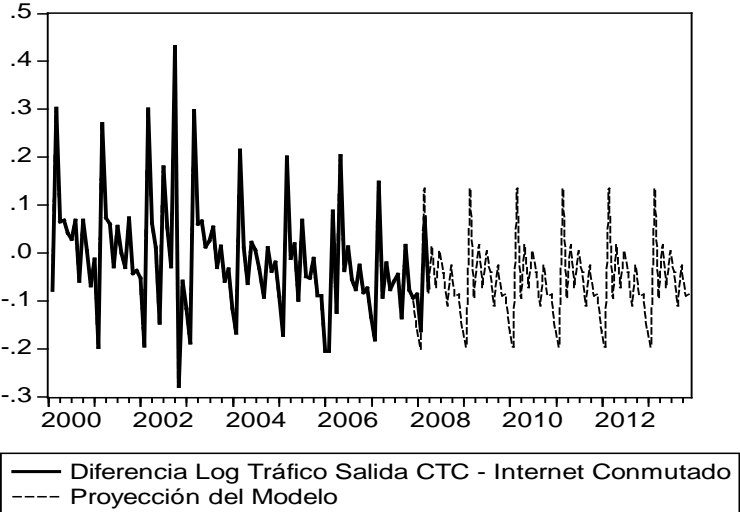
En el caso del tráfico de Salida TChile a LDI se utilizó como variable dependiente la diferencia del logaritmo natural del tráfico por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad, Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



II.5.8 Tráfico Salida TChile – Internet Conmutado

En el caso del tráfico de Salida TChile a Internet Conmutado se utilizó como variable dependiente la diferencia del logaritmo natural del tráfico por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. Aunque pasa el test de Heterocedasticidad tipo ARCH al 5% (hasta el

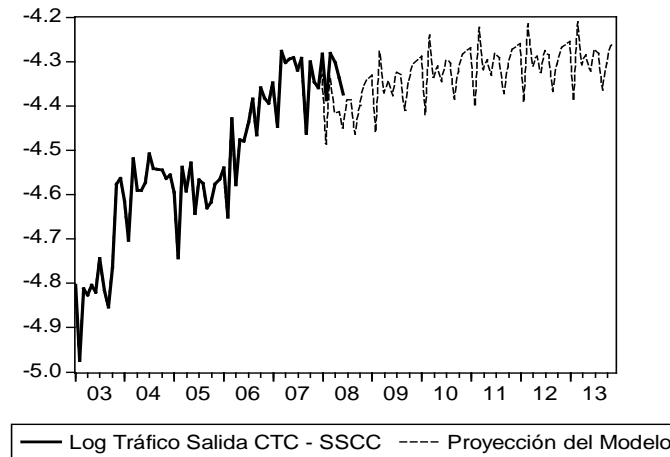
duodécimo rezago), no pasa el test de White de heterocedasticidad de tipo general al 5%, por lo cual se prefirió utilizar la matriz de covarianzas de White en la etapa de inferencia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



II.5.9 Tráfico Salida TChile – SSCC 600, 700 y 800

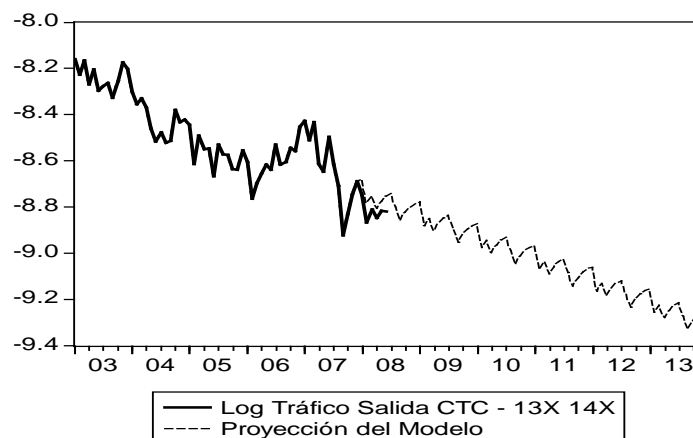
Este tráfico se lo modeló agregando el tráfico 600, 700 y 800, dividido por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad, Ramsey, Cusum

y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



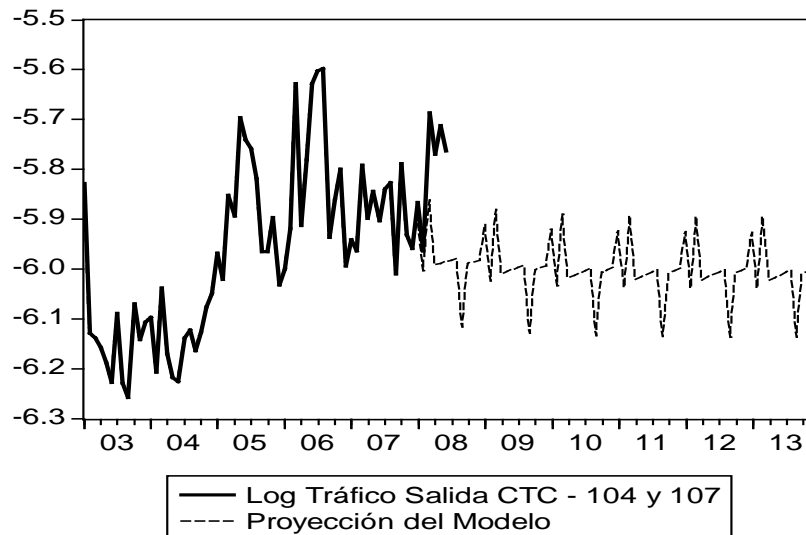
II.5.10 Tráfico Salida TChile – 13X 14X

Este tráfico se lo modeló agregando el tráfico 13X y 14X, dividido por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad, Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



II.5.11 Tráfico Salida TChile – 104 y 107

Este tráfico se lo modeló agregando el tráfico 104 y 107, dividido por líneas totales de TChile. El modelo estimado para este tráfico se encuentra bien especificado, pasa todos los tests de AC (hasta el duodécimo rezago), normalidad, heterocedasticidad, Ramsey, Cusum y Cusum cuadrado, con un 5% de significancia. En el siguiente gráfico se presenta el resultado de las proyecciones que arroja el modelo de demanda estimado.



II.6 Proyección de tráfico totales

Para la estimación de los tráfico totales, para cada escenario que se considere, se procede directamente a partir de multiplicar las líneas de la compañía según el escenario en comento, por el valor del tráfico unitario que se ha detallado en la sección anterior. Con esto se obtienen los valores de tráfico total, que son reportados en la correspondiente planilla Excel que se entrega junto al modelo tarifario.

III Conclusiones

A partir de los desarrollos aquí presentados, se tiene un procedimiento para proyectar líneas de Telefónica Chile según diversos escenarios de Cargo Fijo e IMACEC. Estas proyecciones no dependen de los tráficos considerados.

Por otro lado, como los tráficos se proyectan en forma unitaria (MOU), para determinar el valor final de los mismos se multiplica por el número de líneas de la empresa.

Los resultados que se han obtenido respecto de la modelación de la demanda cumplen todos los tests estadísticos requeridos en este tipo de análisis. Además, el criterio para el modelo de líneas se basa precisamente en la calidad del *ajuste fuera de muestra de Validación Cruzada Generalizada*, propendiendo de esta forma a minimizar el error que se comentará respecto de los valores reales de la demanda en el futuro.

El modelamiento de las líneas se basó en un método no – paramétrico que, como implicancia, no asume que las elasticidades precio de la demanda sean constantes en el tiempo; además, la calidad y bondad del ajuste es destacable.

Respecto del modelamiento de los tráficos, se siguió un esquema estándar: se asumen relaciones lineales entre las variables y sus rezagos, buscando aquella especificación que cumpla con los criterios estadísticos adecuados y una correcta interpretación económica de los valores y signos de los coeficientes que se obtienen, además de una buena calidad en el ajuste.

Los resultados obtenidos cumplen con todos los requerimientos respecto de replicabilidad, calidad de ajuste, sentido económico y proyecciones fuera de muestra.

Finalmente, no es menester señalar que todos los escenarios aquí descritos pueden ser modificados en cuanto al comportamiento de las variables explicativas: las consecuencias

sobre la demanda por líneas y tráficos se obtienen de las hojas Excel que se adjuntan a este informe. Para proceder, se debe volver a correr el modelo de líneas en función del escenario socio – económico que se considere, para lo cual se provee del software y el modelo adecuado. Dado esto, se re-estiman las líneas y, con esos valores, se procede a utilizar la planilla Excel de tráficos donde se carga directamente el nuevo resultado de líneas. Para la determinación de las líneas utiliza el software *R*, que es de libre disposición en la página web <http://www.r-project.org/>.

Las bases de datos utilizadas para las estimaciones son entregadas en soporte magnético en complemento a este informe.

Anexo 1: Tests de raíz unitaria para tráficos

Test de Raiz Unitaria <i>Series en Logaritmos de Tráficos por Línea</i>	Phillips y Perron	
	<i>con constante</i>	<i>con constante y tendencia</i>
Total Fijo - Fijo p-value	-3.61 0.01	-7.50 0.00
Fijo Onnet CTC / Total Fijo - Fijo p-value	-0.62 0.86	-6.12 0.00
Fijo entrada CTC / Total Fijo - Fijo p-value	-1.54 0.51	-6.18 0.00
Entrada Móvil - CTC p-value	0.37 0.98	-4.95 0.00
Salida CTC - Móvil p-value	-4.47 0.00	-5.08 0.00
Entrada LDN - CTC p-value	-7.00 0.00	-15.57 0.00
Salida CTC - LDN p-value	-0.04 0.95	-6.95 0.00
Entrada LDI - CTC p-value	-3.69 0.01	-4.12 0.01
Salida CTC - LDI p-value	0.85 0.99	-3.25 0.08
Salida CTC - Internet Conmutado p-value	0.36 0.98	-0.93 0.95
Salida CTC - 600 700 800 p-value	-4.64 0.00	-6.69 0.00
Salida CTC - 104 107 p-value	-2.40 0.14	-3.50 0.045
Salida CTC - 13X 14X p-value	-1.95 0.31	-3.55 0.043
Líneas Banda Ancha CTC p-value	-8.85 0.00	-4.30 0.01

Anexo 2: Resultados de modelamiento por tipo de tráfico

En lo que sigue, el prefijo L denota logaritmo de la variable; P_ denota precio de la variable, el sufijo R denota valor real (es decir, corregido por IPC) y el sufijo PL denota *por línea*. Por lo tanto, LIMACEC corresponde al logaritmo del IMACEC; LP_SLMR corresponde al logaritmo (L) del precio (P) SLM valor real (R), L_TTLF_PL denota el logaritmo del Tráfico Fijo - Fijo Total por Línea (PL). Los rezagos de las variables se indican entre paréntesis.

Cada tráfico es identificado en el título de cada una de las tablas que siguen, donde en la primera fila se indica la sigla del mismo. A modo de ejemplo, de lo anterior se tiene que

- LP_FIMOVR: logaritmo del precio fijo – móvil valor real
- LPARQUETOT : logaritmo del parque total
- LP_SLMR: logaritmo del precio SLM real
- LP_KBR: logaritmo del precio del Kilo Bite valor real
- LP_LDNR: logaritmo del precio LDN real.

Para el cálculo de las elasticidades de largo plazo que se reportan en las Tablas siguientes, se debe considerar lo siguiente: si el modelo es de la forma

$$\text{Log}(y_t) = c + a_1 \cdot \text{Log}(y_{t-1}) + a_2 \cdot \text{Log}(y_{t-2}) + b_1 \cdot \text{Log}(x_t) + b_2 \cdot \text{Log}(x_{t-1}) + u_t$$

Entonces la elasticidad de largo plazo de la variable x sobre y es

$$\varepsilon_{LP} = \frac{b_1 + b_2}{1 - a_1 - a_2} \cdot$$

Los resultados de las estimaciones y las correspondientes elasticidades se reportan en lo que sigue.

TRAFICO FIJO – FIJO TOTAL

Dependent Variable: L_TTLF_PL				
Method: Least Squares				
Date: 09/08/08 Time: 05:11				
Sample(adjusted): 2003:02 2007:12				
Included observations: 59 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17,34515	1,938613	8,947195	0,0000
LPARQUETOT(-2)	-3,338757	0,504670	-6,615725	0,0000
LPARQUETOT(-3)	2,467390	0,484916	5,088282	0,0000
LIMACEC(-2)	0,223969	0,081954	2,732851	0,0096
LIMACEC(-4)	-0,975637	0,125754	-7,758274	0,0000
LP_SLMR(-1)	-0,343558	0,058882	-5,834738	0,0000
LP_SLMR(-2)	-0,241013	0,057144	-4,217639	0,0002
LP_SLMR(-3)	-0,126246	0,058585	-2,154909	0,0377
LP_SLMR(-4)	0,125843	0,056889	2,212069	0,0332
LP_MOVILR(-3)	-0,927324	0,217312	-4,267238	0,0001
LP_MOVILR(-4)	1,073628	0,271188	3,958983	0,0003
LP_FIMOVR(-1)	-0,276448	0,042320	-6,532366	0,0000
LP_FIMOVR(-4)	-0,147095	0,059326	-2,479425	0,0178
LP_KBR(-1)	-0,076267	0,020120	-3,790617	0,0005
LP_KBR(-4)	0,108051	0,024864	4,345666	0,0001
L_TTLF_PL(-2)	-0,112241	0,046398	-2,419085	0,0206
L_TTLF_PL(-4)	0,339273	0,046101	7,359332	0,0000
S1	-0,127588	0,009041	-14,11242	0,0000
S2	-0,281516	0,006031	-46,67980	0,0000
S7	0,085385	0,018515	4,611721	0,0000
S8	0,103660	0,015132	6,850599	0,0000
S10	0,029136	0,007973	3,654525	0,0008
R-squared	0.991622	Mean dependent var	-1.406329	
Adjusted R-squared	0.986867	S.D. dependent var	0.135540	
S.E. of regression	0.015533	Akaike info criterion	-5.212553	
Sum squared resid	0.008927	Schwarz criterion	-4.437878	
Log likelihood	175.7703	F-statistic	208.5333	
Durbin-Watson stat	1.931970	Prob(F-statistic)	0.000000	

Elasticidades de largo plazo:

a) Respecto a parque total líneas fijas:	– 1.12730
b) Ingreso (IMACEC):	– 0.97244
c) Precio propio (SLM):	– 0.75679
d) Precio cruzado (Móvil):	0.18927
e) Precio cruzado (banda ancha/estrecha):	0.04111

f) Respecto al cargo de acceso a telefonía móvil: – 0.54794

TRAFICO ENTRADA MOVIL - TChile

Dependent Variable: LE_MOVIL_PL				
Method: Least Squares				
Date: 09/11/08 Time: 03:59				
Sample(adjusted): 2000:03 2007:12				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,376161	0,417903	3,293016	0,0015
LP_SLMR(-1)	-0,113778	0,062066	-1,833170	0,0706
LP_SLMR(-2)	0,233158	0,063547	3,669044	0,0004
LP_MOVILR(-2)	-0,426597	0,112711	-3,784870	0,0003
LE_MOVIL_PL(-1)	0,875472	0,036690	23,86138	0,0000
S1	-0,097217	0,013232	-7,347237	0,0000
S2	-0,210385	0,011203	-18,77905	0,0000
S3	0,033694	0,012398	2,717732	0,0081
S4	-0,153762	0,015515	-9,910589	0,0000
S5	-0,052699	0,012676	-4,157247	0,0001
S6	-0,099792	0,012699	-7,858167	0,0000
S7	-0,044581	0,013388	-3,329937	0,0013
S8	-0,073172	0,012006	-6,094779	0,0000
S9	-0,125947	0,009436	-13,34741	0,0000
S10	-0,041595	0,011236	-3,701982	0,0004
S11	-0,101445	0,009687	-10,47174	0,0000
R-squared	0.990001	Mean dependent var	-3.024223	
Adjusted R-squared	0.988078	S.D. dependent var	0.238712	
S.E. of regression	0.026064	Akaike info criterion	-4.302659	
Sum squared resid	0.052989	Schwarz criterion	-3.869757	
Log likelihood	218.2250	F-statistic	514.8527	
Durbin-Watson stat	2.160399	Prob(F-statistic)	0.000000	

Elasticidades de largo plazo:

a) Precio propio (móvil): – 3.4257

b) Precio cruzado (SLM): 0.9586

TRAFICO SALIDA TChile - MOVIL

Dependent Variable: LS_MOV_PL				
Method: Least Squares				
Date: 10/06/08 Time: 13:12				
Sample(adjusted): 2000:05 2007:12				
Included observations: 92 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,061010	0,198776	-0,306928	0.7597
LP_LDNR(-2)	0,247817	0,047885	5,175267	0.0000
LP_LDNR(-3)	-0,234608	0,043734	-5,364375	0.0000
LP_FIMOVR(-1)	-0,326477	0,085156	-3,833861	0.0003
LP_FIMOVR(-3)	0,264803	0,105301	2,514714	0.0139
LS_MOV_PL(-1)	0,925682	0,064863	14,27134	0.0000
S1	-0,070612	0,015178	-4,652263	0.0000
S2	-0,178462	0,013226	-13,49315	0.0000
S4	-0,146859	0,012156	-12,08153	0.0000
S6	-0,116755	0,010354	-11,27638	0.0000
S8	-0,088849	0,009350	-9,503012	0.0000
S9	-0,104624	0,017476	-5,986870	0.0000
S11	-0,075360	0,013773	-5,471674	0.0000
R-squared	0,885423	Mean dependent var	-3,216854	
Adjusted R-squared	0,868019	S,D, dependent var	0,084418	
S.E. of regression	0,030668	Akaike info criterion	-4,000904	
Sum squared resid	0,074303	Schwarz criterion	-3,644565	
Log likelihood	197,0416	F-statistic	50,87422	
Durbin-Watson stat	2,221461	Prob(F-statistic)	0,000000	

Elasticidades de largo plazo:

a) Precio Propio (Cargo Fijo-Móvil): – 0.829868

b) Precio cruzado (LDN): 0.177729

TRAFICO ENTRADA LDN - TChile

Dependent Variable: LE_LDN_PL				
Method: Least Squares				
Date: 09/11/08 Time: 07:45				
Sample: 2001:05 2007:12				
Included observations: 80				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,
C	0,128379	0,872613	0,147120	0,8835
LIMACEC(-1)	-0,401788	0,069958	-5,743270	0,0000
LP_LDNR(-4)	-0,122191	0,031390	-3,892699	0,0002
LP_MOVILR(-1)	1,035963	0,325076	3,186835	0,0022
LP_MOVILR(-2)	-0,998876	0,329425	-3,032178	0,0035
LE_LDN_PL(-1)	0,128809	0,037588	3,426897	0,0010
LE_LDN_PL(-2)	0,146560	0,062215	2,355695	0,0214
LE_LDN_PL(-4)	0,133722	0,047054	2,841885	0,0059
S1	0,034109	0,009576	3,562017	0,0007
S2	-0,156316	0,011404	-13,70713	0,0000
S7	-0,021498	0,009560	-2,248752	0,0278
S9	-0,104956	0,015161	-6,922666	0,0000
D200409	-0,459406	0,016065	-28,59706	0,0000
R-squared	0,964176	Mean dependent var	-3,059534	
Adjusted R-squared	0,957760	S,D, dependent var	0,144263	
S,E, of regression	0,029650	Akaike info criterion	-4,051069	
Sum squared resid	0,058900	Schwarz criterion	-3,663990	
Log likelihood	175,0428	F-statistic	150,2709	
Durbin-Watson stat	2,072536	Prob(F-statistic)	0,000000	

Elasticidades de largo plazo:

a) Ingreso (Imacec):	- 0.67994
b) Precio propio (LDN):	- 0.20678
c) Precio cruzado (Móvil):	0.06276

TRAFICO SALIDA TChile - LDN

Dependent Variable: LS_LDN_PL				
Method: Least Squares				
Date: 09/11/08 Time: 10:08				
Sample: 2003:02 2007:12				
Included observations: 59				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3,717760	1,950887	1,905677	0,0630
LPARQUEMOV(-3)	-0,297371	0,126307	-2,354356	0,0229
LP_LDNR(-1)	-0,120893	0,039896	-3,030173	0,0040
LP_LDNR(-3)	-0,087822	0,043715	-2,008941	0,0504
LP_KBR(-1)	0,094198	0,023792	3,959272	0,0003
LP_KBR(-3)	0,118241	0,043047	2,746786	0,0086
LP_KBR(-4)	-0,179998	0,045656	-3,942475	0,0003
LS_LDN_PL(-1)	0,278748	0,102649	2,715542	0,0093
LS_LDN_PL(-2)	0,276616	0,044181	6,260934	0,0000
S2	-0,158847	0,013710	-11,58598	0,0000
S3	0,082516	0,019462	4,239876	0,0001
S6	-0,073844	0,011507	-6,417163	0,0000
S9	-0,086941	0,012909	-6,734687	0,0000
R-squared	0,995393	Mean dependent var	-2,923188	
Adjusted R-squared	0,994191	S,D, dependent var	0,312979	
S,E, of regression	0,023854	Akaike info criterion	-4,441986	
Sum squared resid	0,026174	Schwarz criterion	-3,984224	
Log likelihood	144,0386	F-statistic	828,2613	
Durbin-Watson stat	2,010093	Prob(F-statistic)	0,000000	

Elasticidades de largo plazo:

a) Respecto a parque total líneas móviles:	- 0.66879
b) Precio propio (LDN):	- 0.46941
c) Precio cruzado (banda ancha/estrecha):	0.07296

TRAFICO ENTRADA LDI - TChile

Dependent Variable: LE_LDI_PL				
Method: Least Squares				
Date: 09/17/08 Time: 00:09				
Sample(adjusted): 2002:11 2007:12				
Included observations: 62 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4,686548	0,386449	-12,12722	0,0000
T	0,026335	0,003574	7,368380	0,0000
T*LS_LDI_PL(-1)	-0,005495	0,001149	-4,783223	0,0000
T*LS_LDI_PL(-4)	0,010356	0,000871	11,88279	0,0000
L_TTLF_PL(-1)	0,402224	0,121886	3,299995	0,0018
LS_LDI_PL(-2)	0,396788	0,074974	5,292379	0,0000
LS_LDI_PL(-4)	-0,665848	0,091631	-7,266630	0,0000
LE_LDI_PL(-4)	0,114279	0,048237	2,369106	0,0220
S2	-0,123382	0,021398	-5,766068	0,0000
S3	0,075624	0,031276	2,417964	0,0195
S5	-0,028121	0,013057	-2,153715	0,0364
S7	-0,049641	0,014514	-3,420294	0,0013
S9	-0,058538	0,019525	-2,998035	0,0043
S11	-0,053427	0,015389	-3,471773	0,0011
D200409	-0,451703	0,025523	-17,69815	0,0000
R-squared	0,929221	Mean dependent var	-4,331193	
Adjusted R-squared	0,908138	S,D, dependent var	0,113937	
S,E, of regression	0,034533	Akaike info criterion	-3,686921	
Sum squared resid	0,056049	Schwarz criterion	-3,172292	
Log likelihood	129,2946	F-statistic	44,07440	
Durbin-Watson stat	1,611696	Prob(F-statistic)	0,000000	

No aplican elasticidades de largo plazo

TRAFICO SALIDA TChile - LDI

Dependent Variable: DS_LDI_PL				
Method: Least Squares				
Date: 10/23/08 Time: 20:22				
Sample(adjusted): 2002:06 2007:12				
Included observations: 67 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,
LP_LDIR(-1)	-0,269412	0,029347	-9,180360	0,0000
LP_LDIR(-2)	-0,073893	0,036280	-2,036741	0,0465
LP_LDIR(-4)	0,318914	0,022788	13,99472	0,0000
LP_KBR(-4)	-0,043934	0,015753	-2,788985	0,0072
LP_MOVILR(-1)	-0,829494	0,154089	-5,383194	0,0000
LP_MOVILR(-4)	0,875042	0,145948	5,995568	0,0000
DS_LDI_PL(-1)	-0,323241	0,056126	-5,759189	0,0000
S2	-0,167715	0,013072	-12,83004	0,0000
S3	0,121374	0,012904	9,405655	0,0000
S5	0,021205	0,010706	1,980605	0,0526
S6	-0,042712	0,015154	-2,818541	0,0067
S9	-0,071231	0,012408	-5,740578	0,0000
R-squared	0,908220	Mean dependent var	-0,040023	
Adjusted R-squared	0,889864	S,D, dependent var	0,083215	
S,E, of regression	0,027616	Akaike info criterion	-4,179970	
Sum squared resid	0,041946	Schwarz criterion	-3,785100	
Log likelihood	152,0290	Durbin-Watson stat	2,063287	

Elasticidades de largo plazo para la tasa de crecimiento del tráfico:

a) Precio Propio (LDI):	- 0.01843
b) Precio cruzado (Banda Ancha / Estrecha):	- 0.03320
c) Precio cruzado (Móvil):	0.03442

TRAFICO SALIDA TChile - INTERNET CONMUTADO

Dependent Variable: DS_INTCOM_PL				
Method: Least Squares				
Date: 10/23/08 Time: 20:26				
Sample(adjusted): 2002:05 2007:12				
Included observations: 68 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LP_INTR(-1)	-0,142253	0,032818	-4,334658	0,0001
LP_KBAR(-3)	0,050835	0,015550	3,269224	0,0019
DS_INTCOM_PL(-1)	-0,215852	0,146390	-1,474501	0,1460
DS_INTCOM_PL(-2)	-0,196706	0,104639	-1,879850	0,0654
DS_INTCOM_PL(-4)	-0,135946	0,091792	-1,481022	0,1443
S1	-0,112772	0,029107	-3,874391	0,0003
S2	-0,148739	0,023977	-6,203441	0,0000
S3	0,171985	0,046014	3,737695	0,0004
S5	0,117215	0,049252	2,379877	0,0208
S7	0,124886	0,031549	3,958423	0,0002
S8	0,048223	0,019801	2,435366	0,0181
S10	0,048417	0,014549	3,327970	0,0016
D200210	0,392360	0,019131	20,50958	0,0000
R-squared	0,819062	Mean dependent var	-0,025232	
Adjusted R-squared	0,779584	S,D, dependent var	0,119189	
S,E, of regression	0,055957	Akaike info criterion	-2,758273	
Sum squared resid	0,172218	Schwarz criterion	-2,333955	
Log likelihood	106,7813	Durbin-Watson stat	1,722822	

Elasticidades de largo plazo:

a) Precio Propio (Internet Conmutado):	- 0.09186
b) Precio cruzado (banda ancha):	0.032828

TRAFICO SALIDA TChile – SSCC 600 700 800

Dependent Variable: LS_SSCC2_PL				
Method: Least Squares				
Date: 10/20/08 Time: 07:45				
Sample: 2003:02 2007:12				
Included observations: 59				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,851791	0,469961	1,812472	0,0762
LP_INTR(-2)	0,235062	0,092901	2,530252	0,0147
LP_SSCCR(-4)	-0,782329	0,198735	-3,936541	0,0003
LS_SSCC2_PL(-1)	0,620843	0,088564	7,010070	0,0000
LS_SSCC2_PL(-3)	0,248423	0,063354	3,921215	0,0003
S2	-0,151908	0,019607	-7,747826	0,0000
S3	0,097884	0,022526	4,345465	0,0001
S4	-0,107598	0,023193	-4,639243	0,0000
S6	-0,090221	0,028814	-3,131096	0,0030
S8	-0,038290	0,015111	-2,533977	0,0146
S9	-0,103882	0,025985	-3,997763	0,0002
R-squared	0,931282	Mean dependent var	-4,545484	
Adjusted R-squared	0,916966	S,D, dependent var	0,164280	
S,E, of regression	0,047339	Akaike info criterion	-3,096439	
Sum squared resid	0,107565	Schwarz criterion	-2,709102	
Log likelihood	102,3450	F-statistic	65,05058	
Durbin-Watson stat	2,375911	Prob(F-statistic)	0,000000	

Elasticidades de largo plazo:

a) Precio propio (SSCC):	- 5.98413
b) Precio cruzado (Internet Conmutado):	1.79802

TRAFICO SALIDA TChile – NIV ESPECIALES 104 107

Dependent Variable: LS_ESPE2_PL				
Method: Least Squares				
Date: 10/20/08 Time: 07:56				
Sample(adjusted): 2000:02 2007:12				
Included observations: 95 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob,
C	-0,425243	0,209368	-2,031076	0,0453
LS_ESPE2_PL(-1)	0,928471	0,033673	27,57304	0,0000
S1	0,069280	0,024080	2,877041	0,0050
S2	-0,110868	0,041674	-2,660370	0,0093
S3	0,137103	0,047186	2,905569	0,0046
S4	-0,124199	0,033769	-3,677944	0,0004
S9	-0,138402	0,039619	-3,493306	0,0008
S10	0,114348	0,031345	3,648009	0,0004
R-squared	0,921335	Mean dependent var	-6,139632	
Adjusted R-squared	0,915006	S,D, dependent var	0,312409	
S,E, of regression	0,091079	Akaike info criterion	-1,873729	
Sum squared resid	0,721697	Schwarz criterion	-1,658666	
Log likelihood	97,00214	F-statistic	145,5657	
Durbin-Watson stat	2,118970	Prob(F-statistic)	0,000000	

No aplican elasticidades de largo plazo

TRAFICO SALIDA TChile – 13X 14X

Dependent Variable: LS_1314_PL				
Method: Least Squares				
Date: 10/04/08 Time: 06:49				
Sample(adjusted): 2002:11 2007:12				
Included observations: 62 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.376921	0.698138	-3.404658	0.0012
T	-0.002363	0.001097	-2.154260	0.0356
LS_1314_PL(-1)	0.699586	0.089610	7.807022	0.0000
S2	-0.104658	0.032209	-3.249302	0.0020
S4	-0.072128	0.025408	-2.838789	0.0063
S8	-0.064278	0.019828	-3.241804	0.0020
S9	-0.078733	0.039926	-1.971998	0.0536
R-squared	0.869083	Mean dependent var	-8.484317	
Adjusted R-squared	0.854801	S.D. dependent var	0.180121	
S.E. of regression	0.068635	Akaike info criterion	-2.414020	
Sum squared resid	0.259093	Schwarz criterion	-2.173859	
Log likelihood	81.83461	F-statistic	60.85225	
Durbin-Watson stat	1.974804	Prob(F-statistic)	0.000000	

No aplican elasticidades de largo plazo

Anexo 3: Resultados VAR para proporciones Tráfico Onnet y Salida TChile - Fijo

LOG-LIKELIHOOD MAXIMIZADA: 544.70070

TESTS DE NORMALIDAD (Doornik, 1996)

p-value Ep test: 0.31687694

p-value Skewness test (Z1): 0.25343252

p-value kurtosis test (Z2): 0.37193876

El proceso es ESTACIONARIO

Contiene todos sus Eigen values al interior del círculo unitario.

El proceso no presenta Autocorrelación Serial según test LRT

El proceso no presente Heterocedasticidad tipo ARCH según test LRT y test F-LM iterativo (Doornik, 1996)

Ecuación Proporción Tráfico Onnet CTC Fijo

	Coficiente	Desv. St.	Test-t
Constante	0.965	0.118	8.167
OnnetCTC(-1)	0.178	0.081	2.203
SalidaCTC(-1)	----	----	----
OnnetCTC(-2)	0.331	0.061	5.461
SalidaCTC(-2)	-0.711	0.205	-3.470
OnnetCTC(-3)	0.158	0.060	2.620
SalidaCTC(-3)	-0.474	0.231	-2.050
OnnetCTC(-4)	----	----	----
SalidaCTC(-4)	1.014	0.259	3.917
D200409	0.051	0.002	25.000
IMACEC(-1)	-0.155	0.017	-9.146
FEBRERO	----	----	----
MARZO	-0.020	0.002	-11.092
ABRIL	----	----	----
MAYO	----	----	----
JUNIO	----	----	----
JULIO	-0.010	0.002	-3.953
AGOSTO	-0.006	0.002	-2.862
SEPTIEMBRE	-0.010	0.002	-4.406
OCTUBRE	-0.016	0.002	-8.093
NOVIEMBRE	-0.012	0.003	-3.929
DICIEMBRE	-0.008	0.002	-4.490

Ecuación Proporción Tráfico Salida CTC - Fijo

	Coficiente	Desv. St.	Test-t
Constante	0.416	0.047	8.787
OnnetCTC(-1)	-0.208	0.014	-14.820
SalidaCTC(-1)	0.860	0.039	22.259
OnnetCTC(-2)	0.048	0.015	3.128
SalidaCTC(-2)	----	----	----
OnnetCTC(-3)	----	----	----
SalidaCTC(-3)	----	----	----
OnnetCTC(-4)	----	----	----
SalidaCTC(-4)	----	----	----
D200409	0.014	0.000	39.326
IMACEC(-1)	-0.062	0.009	-7.188
FEBRERO	-0.004	0.000	-8.242
MARZO	----	----	----
ABRIL	0.004	0.001	2.679
MAYO	0.003	0.001	3.854
JUNIO	----	----	----
JULIO	-0.004	0.001	-4.941
AGOSTO	----	----	----
SEPTIEMBRE	-0.004	0.000	-9.095
OCTUBRE	-0.005	0.001	-6.731
NOVIEMBRE	-0.003	0.001	-4.978
DICIEMBRE	-0.004	0.001	-6.819

Anexo 4: Supuesto de proyección: matriz de datos de entrada

Para todos los escenarios de tráfico se asume el siguiente comportamiento de los precios reales:

AÑO	PIB	CRECIMIENTO DE PRECIOS REALES									
		SLM	MOVIL	CA_FIJOMOV	LDN	LDI	INTCOM	KB (BANDA ANCHA Y ESTRECHA)	KB (BANDA ESTRECHA)	KB (BANDA ANCHA)	SSCC
2008	4%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2009	4%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2010	4%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2011	4%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2012	4%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2013	4%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%

Respecto de líneas y otras variables, para el escenario considerado se tiene lo siguiente:

Escenario 1

AÑO	PARA PROYECTAR PARQUE FIJO Y MOVIL			
	Parque Industria Final	Parque Final Empresa Eficiente	Penetración Telefonía Fija	Penetración Telefonía Móvil
2008	3.356.183	2.034.192	0,2036	0,98
2009	3.219.523	1.901.948	0,2017	1,02
2010	3.111.733	1.791.721	0,1979	1,04
2011	3.086.304	1.732.080	0,1957	1,04
2012	3.135.010	1.714.861	0,1965	1,05
2013	3.224.119	1.718.945	0,1995	1,06

Referencias

Barrios, J.A. (2004), 'Generalized simple selection bias correction under RUM', *Economic Letters*, 85, 129-132.

Bourguignon, F., M. Fournier y M. Gurgand (2008), 'Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons', *Journal of Economic Surveys*, 21(1), 174-205.

Dubin, J.A. y D.L. McFadden (1984), 'An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption', *Econometrica*, 52(2), pp. 345-362.

Eilers, P.H.C. and Marx, B.D., 1996: Flexible smoothing using B-splines and penalized likelihood (with comments and rejoinder). *Statistical Science*, 11 (2), 89-121.

Feng, Y., D. Fullerton y L. Gan (2005), 'Vehicle Choices, Miles Driven and Pollution Policies', NBER Working Paper 11553, National Bureau of Economic Research, August.

Hausman, J., "Valuation and the Effect of Regulation on New Services in Telecommunications", *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics* 1997.

Hausman, J. "Efficiency effects in the U.S. Economy from wireless Taxation. NBER working paper 7281. August 1999.

Heckman, J. (1979), 'Sample Selection Bias as a Specification Error', *Econometrica*, 47(1), 153-161.

Robinson, P. Root-N-Consistent semiparametric regression, *Econometrica* 56 (1988), pp. 931-954

Rodini, Mark, Michael R. Ward and Glenn A. Woroch, "Going mobile: substitutability between fixed and mobile access", 6, *June-July 2003, Pages 457-476*

Wood, Simon. *Generalized Additive Models*. Chapman & Hall/CRC Texts in Statistical Science Series **Volume: 67**, 2006.

Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association* 57: 348-368.

----- (1963). Estimators for seemingly unrelated regression equations: Some exact finite sample results. *Journal of the American Statistical Association* 58: 977-992.