

Adriana Peluffo
(comp.)

La investigación de los jóvenes en
la Facultad de Ciencias Económicas
y Administración



UNIVERSIDAD
DE LA REPUBLICA
URUGUAY



CSIC

bibliotecaplural

Adriana Peluffo

(comp.)

La investigación de los jóvenes
en la Facultad de Ciencias Económicas
y Administración

La publicación de este libro fue realizada con el apoyo de la
Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC)
de la Universidad de la República.

El trabajo que se presenta fue seleccionado por el Comité de Referato de
Publicaciones de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración
integrado por Cristina Altieri, Ricardo Pascale, Alicia Failde.

© Los autores, 2011

© Universidad de la República, 2011

Departamento de publicaciones de la Unidad de Comunicación de la Universidad de la República (UCUR)

José Enrique Rodó 1827 - Montevideo C.P.: 11200

Tels.: (+598) 2408 57 14 - (+598) 2408 29 06

Telefax: (+598) 2409 77 20

www.universidadur.edu.uy/bibliotecas/dpto_publicaciones.htm

infoed@edic.edu.uy

ISBN: 978-9974-0-0828-1

CONTENIDO

PRESENTACIÓN DE LA COLECCIÓN BIBLIOTECA PLURAL, <i>Rodrigo Arocena</i>	5
INTRODUCCIÓN	7
CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL EN URUGUAY, 1986-2007 por <i>Guillermo Alves, Matías Brum y Mijail Yapor</i>	9
Resumen	11
1. Introducción.....	11
2. Evolución de la estructura de remuneraciones.....	12
3. Metodología	15
4. Fuente de datos y universo de análisis.....	18
5. Resultados: una estructura salarial diferenciada a lo largo de la distribución.....	19
6. Discusión	30
Bibliografía	32
Anexo.....	33
SOSTENIBILIDAD FISCAL EN URUGUAY EN UN CONTEXTO DE CRISIS INTERNACIONAL por <i>Guillermo Carlomagno, Daniel Egger y Gabriela Sicilia</i>	41
Resumen	43
1. Introducción	43
2. Análisis de vulnerabilidad: Metodología propuesta.....	45
3. Resultados empíricos del VAR estructural	52
4. Resultados	60
5. Reflexiones finales	62
Bibliografía	63
SUSTITUCIÓN ENTRE TELEFONÍA MÓVIL Y TELEFONÍA FIJA: EL CASO URUGUAYO por <i>Leticia Makvasio y María Noé Seijas</i>	67
Resumen	69
1. Introducción.....	69
2. Estructura del mercado de la telefonía en el año 2006	72
3. Datos	73
4. Análisis descriptivo de la muestra.....	75
5. Modelo empírico.....	80
6. Análisis de las estimaciones.....	87
7. Limitaciones.....	91
8. Conclusiones	92
Anexo.....	95
Bibliografía	102

Colección Biblioteca Plural

La universidad promueve la investigación en todas las áreas del conocimiento. Esa investigación constituye una dimensión relevante de la creación cultural, un componente insoslayable de la enseñanza superior, un aporte potencialmente fundamental para la mejora de la calidad de vida individual y colectiva.

La enseñanza universitaria se define como educación en un ambiente de creación. Estudien con espíritu de investigación: ése es uno de los mejores consejos que los profesores podemos darles a los estudiantes, sobre todo si se refleja en nuestra labor docente cotidiana. Aprender es ante todo desarrollar las capacidades para resolver problemas, usando el conocimiento existente, adaptándolo y aun transformándolo. Para eso hay que estudiar en profundidad, cuestionando sin temor pero con rigor, sin olvidar que la transformación del saber sólo tiene lugar cuando la crítica va acompañada de nuevas propuestas. Eso es lo propio de la investigación. Por eso la mayor revolución en la larga historia de la universidad fue la que se definió por el propósito de vincular enseñanza e investigación.

Dicha revolución no sólo abrió caminos nuevos para la enseñanza activa sino que convirtió a las universidades en sedes mayores de la investigación, pues en ellas se multiplican los encuentros de investigadores eruditos y fogueados con jóvenes estudiosos e iconoclastas. Esa conjunción, tan conflictiva como creativa, signa la expansión de todas las áreas del conocimiento. Las capacidades para comprender y transformar el mundo suelen conocer avances mayores en los terrenos de encuentro entre disciplinas diferentes. Ello realza el papel en la investigación de la universidad, cuando es capaz de promover tanto la generación de conocimientos en todas las áreas como la colaboración creativa por encima de fronteras disciplinarias.

Así entendida, la investigación universitaria puede colaborar grandemente a otra revolución, por la que mucho se ha hecho pero que aún está lejos de triunfar: la que vincule estrechamente enseñanza, investigación y uso socialmente valioso del conocimiento, con atención prioritaria a los problemas de los sectores más postergados.

La Universidad de la República promueve la investigación en el conjunto de las tecnologías, las ciencias, las humanidades y las artes. Contribuye así a la creación de cultura; ésta se manifiesta en la vocación por conocer, hacer y expresarse de maneras nuevas y variadas, cultivando a la vez la originalidad, la tenacidad y el respeto a la diversidad; ello caracteriza a la investigación —a la mejor investigación— que es pues una de las grandes manifestaciones de la creatividad humana.

Investigación de creciente calidad en todos los campos, ligada a la expansión de la cultura, la mejora de la enseñanza y el uso socialmente útil del conocimiento: todo ello exige pluralismo. Bien escogido está el título de la colección a la que este libro hace su aporte.

La universidad pública debe practicar una sistemática Rendición Social de Cuentas acerca de cómo usa sus recursos, para qué y con cuáles resultados. ¿Qué investiga y qué publica la Universidad de la República? Una de las varias respuestas la constituye la Colección Biblioteca Plural de la CSIC.

Rodrigo Arocena

Introducción

En 2007 el Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración comenzó a organizar sus Jornadas Anuales de Investigación con el objetivo de dar a conocer los resultados de sus trabajos y promover el diálogo con la comunidad de docentes y estudiantes de la Facultad de Ciencias Económicas y otros servicios universitarios. Esta actividad cuenta con presentaciones realizadas por parte de investigadores tanto jóvenes como consolidados y busca constituir un estímulo a la investigación en economía en el medio local.

En ese marco, se celebra en forma bianual un concurso de artículos basados en monografías de grado de la licenciatura en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Este concurso busca contribuir a la difusión de los resultados de las monografías, pues estas constituyen los primeros esfuerzos de investigación para la mayor parte de los estudiantes.

Para ello se convoca a la presentación de artículos basados en monografías defendidas en los dos años previos a la celebración del concurso. Se premian tres artículos, los que luego se publican en la serie de documentos Trabajos Monográficos en el sitio web del Instituto (www.iecon.ccee.edu.uy) y en formato impreso. El tribunal del concurso 2009 estuvo integrado por Alma Espino (Instituto de Economía), Bibiana Lanzilotta (Centro de Investigaciones Económicas) y Marcel Vaillant (Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República). En esa oportunidad se presentaron diecisiete trabajos.

Los tres artículos que se reúnen en este libro fueron premiados en la edición 2009 del concurso. Si bien abordan temáticas muy diversas, tienen en común la pertinencia de los tópicos elegidos, la elección de metodologías apropiadas para su abordaje y un análisis cuidadoso de los resultados obtenidos.

Con este libro esperamos dar inicio a una serie de publicaciones que incluya los trabajos presentados en las Jornadas del Instituto así como los artículos premiados.

Guillermo Alves · Matías Brum · Mijail Yapor

Cambios en la estructura salarial
en Uruguay, 1986-2007

Un análisis mediante regresiones cuantílicas

Resumen

Existe un conjunto de características de los ocupados que influyen en la determinación del nivel y distribución de los salarios y definen así la estructura salarial de una economía. El estudio de la estructura salarial permite explicitar aspectos de incentivos y de distintos tipos de discriminación, que resultan de gran relevancia teórica y práctica.

En este artículo se analiza, mediante la estimación de regresiones cuantílicas, la evolución de los diferenciales salariales asociados a las características de sexo, educación, experiencia, rama de actividad, región y sector público o privado en Uruguay entre 1986 y 2007. Se verá que las estimaciones de las regresiones cuantílicas, al permitir identificar diferenciales salariales distintos a lo largo de la distribución, revela interesantes aspectos de la estructura salarial en Uruguay no observados en la estimación convencional por mínimos cuadrados ordinarios.¹

1. Introducción

El presente documento tiene como objetivo el análisis de la evolución de la estructura salarial en Uruguay en los últimos veinte años, entendida como la desigualdad salarial proveniente de las diferencias de remuneraciones entre grupos de trabajadores definidos según ciertas características consideradas relevantes. Los trabajos empíricos y teóricos que componen la literatura sobre el tema encuentran que ciertas características influyen, de forma relativamente general, en el nivel y distribución de los salarios. Entre estas se encuentran típicamente nivel de educación, experiencia, sexo y sector de actividad de los ocupados. Su inclusión en regresiones arroja parámetros significativamente distintos de cero, lo que indica que existen diferencias en el salario promedio entre grupos de trabajadores. Son estas diferencias las que forman la estructura salarial de una economía concreta y su estudio permite explicitar aspectos de incentivos y de distintos tipos de discriminación que resultan de gran relevancia. Un aspecto potencialmente muy relevante de la estructura salarial suele, sin embargo, no estar presente en la mayoría de los estudios. Distintos trabajos a nivel nacional e internacional indican que las diferencias salariales entre los distintos grupos de trabajadores no son homogéneas a lo largo de la distribución (Buchinsky, 1994; Amarante, 2002; Martins y Pereira, 2004). De forma de captar este fenómeno, en este trabajo se utilizará la herramienta de estimación por regresiones cuantílicas, que permite realizar una caracterización de la estructura salarial en forma *diferenciada* en la distribución a partir de la obtención de distintos parámetros para una misma característica, correspondientes a distintos cuantiles de la distribución de los salarios.

1 Este artículo fue elaborado en base a un trabajo monográfico de los autores para obtener el título de Licenciado en Economía de la Udelar. Se agradece especialmente a Rodrigo Arim, tutor del trabajo monográfico. Todos los defectos son nuestra responsabilidad.

El documento se desarrolla en seis apartados. Luego de esta breve introducción se presenta una primera aproximación al objeto de estudio mediante el análisis de estructura salarial convencional mediante regresiones Mínimos Cuadrados ordinarios (MCO). El tercer apartado se dedica al desarrollo de la metodología de estimación mediante regresiones cuantílicas y el cuarto a la presentación de los datos y ecuación a estimar. Los principales resultados del trabajo que llevan a una caracterización de la estructura salarial diferenciada a lo largo de la distribución se presentan el apartado quinto. Por último, se reserva un espacio para la discusión, incluyendo interpretación de los resultados y planteo de futuras líneas de investigación que se derivan de los mismos.

2. Evolución de la estructura de remuneraciones

En esta sección se presenta una primera aproximación al análisis de la estructura salarial en Uruguay según las características región, sexo, educación, experiencia laboral, sector público o privado y rama de actividad, a partir de la estimación de regresiones MCO. Estos resultados muestran la evolución, entre 1986 y 2007, de las diferencias *promedio* de salarios entre grupos de trabajadores según esas características, que serán contrastadas luego con las estimaciones provenientes de las regresiones cuantílicas.

Comenzando con la estructura por región geográfica, se toman dos grupos para realizar el análisis: Montevideo e interior urbano. El grupo de Montevideo muestra un diferencial salarial de 30,3% sobre el interior al comienzo del período, que se reduce hasta 1989 y se incrementa fuertemente hasta 1992. Luego de este año, y hasta final de período, se observa una clara tendencia decreciente. Así, en 2007 los salarios en Montevideo son en promedio 15,4% superiores a los del resto del país urbano, la mitad del diferencial inicial.

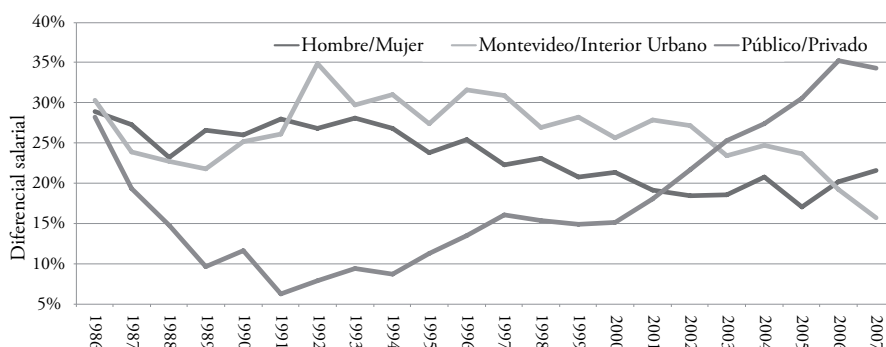


Gráfico 1. Diferenciales por sexo y región y sector público-privado.
Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares (ECH).

El diferencial por sexo a favor de los trabajadores hombres suele asociarse al concepto de discriminación salarial (Amarante y Espino, 2002) y es de 29% al comienzo

del período. Como ha sido documentado en distintos trabajos (Amarante y Espino, 2002; Rivas y Rossi, 2000), este presenta en los noventa una clara evolución a la baja, que se prolonga hasta el año 2002. En los últimos años sin embargo, el diferencial se ha mantenido relativamente estable, lo que constituye un elemento de preocupación en la medida que aún se encuentra en el entorno del 20% (Gráfico 1).

En relación con el diferencial salarial percibido por los trabajadores públicos en relación con los privados, de forma similar a lo señalado por Amarante (2001) se observa en el Gráfico 1 que este presenta una fuerte caída hasta 1991. A partir de allí dicha tendencia se revierte, y aumenta hasta alcanzar al final del período un valor de 33,3%, levemente mayor al inicial.

La estructura salarial por sectores de actividad muestra a los salarios promedio de la Industria Manufacturera y Establecimientos Financieros y Servicios a Empresas (Establecimientos Financieros en adelante) claramente separados del resto de los sectores y con escasa diferenciación entre sí al comienzo del período (Gráfico 2). Por su parte, los retornos para el sector Agropecuario, variable omitida en la regresión, se encuentran sensiblemente por debajo del resto. En los primeros años del período se observa una fuerte reducción de la dispersión entre las ramas, que se revierte en parte en los noventa, cuando es notoria la evolución al alza de Establecimientos Financieros distanciándose del resto. En el último subperíodo se observa un cambio relevante en la estructura salarial entre sectores de actividad debido a que el sector Agropecuario reduce en magnitud significativa su diferencial negativo respecto al resto y Establecimientos Financieros pierde su posición de supremacía relativa tras la fuerte crisis en 2002.



Gráfico 2. Evolución de los diferenciales por rama de actividad.

Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Para analizar el diferencial salarial por experiencia se construyó, como es usual, la variable de experiencia potencial como proxy. En el Gráfico 3, donde se presentan los

perfiles salario-experiencia para años seleccionados, se comprueba el hecho estilizado de que el salario crece con la experiencia, a tasa decreciente.² La inclusión en la regresión de esta variable, al cuadrado y al cubo, implica justamente habilitar que los retornos de un año adicional de experiencia no sean idénticos para distintos tramos. El diferencial se incrementó hasta 2004, para luego caer hasta niveles similares a los de 2000.

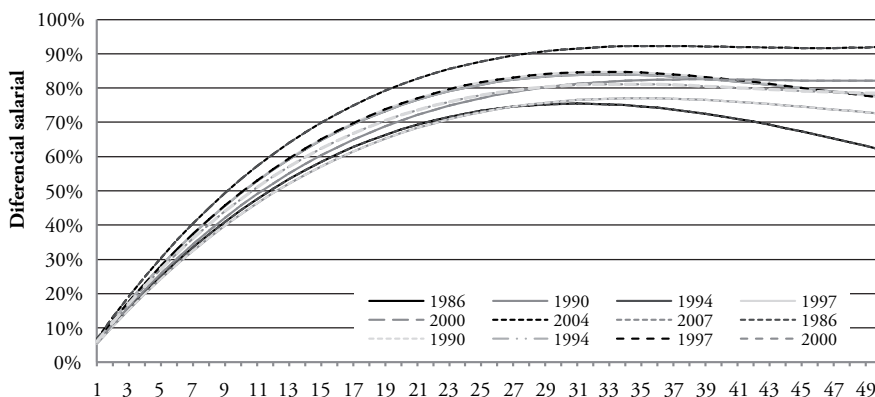


Gráfico 3. Diferencial salarial por años de experiencia, años seleccionados.

Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Respecto a los diferenciales asociados al nivel educativo adquirido por los trabajadores, se consideran siete niveles que corresponden a «hasta primaria completa», «ciclo básico incompleto», «ciclo básico completo», «secundaria incompleta», «secundaria completa», «terciaria hasta tres años», «terciaria cuatro años» y «terciaria más de cuatro años». En primer lugar, se observa que las diferencias salariales del resto de los niveles respecto al primero (omitido) son mayores a las asociadas a los de las otras características analizadas. Por ejemplo, dado todo lo demás, un individuo con dieciséis años de educación recibe un salario al comienzo del período que duplica el de un individuo del primer grupo. Esto hace que la educación sea un aspecto de la estructura salarial particularmente relevante, lo que se corresponde con un importante desarrollo de literatura teórica y empírica.

En cuanto a la evolución de estos diferenciales salariales, se destaca su caída generalizada entre 1986 y 1989. Esta es más pronunciada para los tres niveles superiores, lo que lleva a una leve reducción de la dispersión global. A partir de 1990 la tendencia cambia de signo para dar lugar a un incremento fuerte de la dispersión: los retornos de los tres niveles educativos superiores crecen en forma pronunciada hasta mediados de la década, y permanecen estables para los niveles inferiores. Desde la segunda mitad de los noventa y hasta fin de período, se verifica un movimiento suave pero permanente de los retornos de ambos grupos en direcciones opuestas, lo que continúa incrementando

2 El perfil muestra, para cada año de experiencia potencial de un trabajador, el diferencial salarial respecto a otro de idénticas características, pero con 0 años de experiencia.

la dispersión. Se observa por lo tanto que los diferenciales por nivel educativo evolucionan de igual forma que la dispersión global de los salarios (Arim y Zoppolo, 2000). Es de destacar dentro del incremento de los retornos a los niveles superiores, el aumento muy fuerte de aquellos asociados a terciaria incompleta (trece a quince años) y a carreras largas y posgrados (más de dieciséis años).

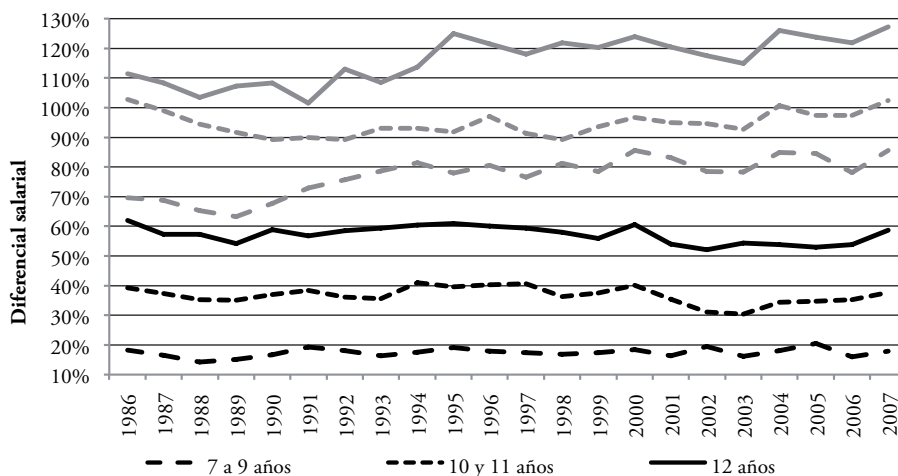


Gráfico 4. Estructura de las remuneraciones por nivel educativo.
Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

De acuerdo a esta primera aproximación a la evolución de la estructura salarial, existe una estructura clara de las remuneraciones en Uruguay según las características consideradas, que tuvo cambios relevantes en los últimos veinte años.³ Disminuyó la brecha salarial por género y región, mientras que se incrementó según tramos de educación y, en menor medida, años de experiencia. El diferencial existente a favor de los trabajadores ocupados en el sector público por su parte, experimentó una fuerte caída y una posterior recuperación, que dejó la situación virtualmente incambiada. Como ya se señaló, este análisis de la estructura salarial será enriquecido con la presentación de los coeficientes de regresiones cuantílicas, que permiten que el impacto de las características sobre los salarios varíe para distintos puntos de la distribución.

3. Metodología

El punto de partida de la investigación empírica sobre desigualdad salarial es en general la estimación de una ecuación de Mincer (1974). En su versión más simple, expresada a continuación en la Ecuación 1, se estima mediante una regresión por MCO

3 En el Cuadro 1 del Anexo se presentan los coeficientes estimados para años seleccionados con sus respectivos p-valores. Estos muestran que todos los diferenciales analizados resultan significativamente distintos de cero al 1%.

del logaritmo del salario real por hora contra años de educación (S) y experiencia laboral (E), este último término lineal y al cuadrado.⁴ Aquí, la experiencia se utiliza como proxy de la formación adquirida en el puesto de trabajo. Su inclusión al cuadrado pretende reflejar la concavidad negativa observada empíricamente en el perfil ingreso-edad. De forma coherente con esto, una vez estimada la ecuación, este coeficiente debiera ser negativo.

$$(1) \quad \ln w_{i,t} = c_t + r_t S_{i,t} + b_{1t} E_{i,t} + b_{2t} E_{i,t}^2 + u_{i,t}$$

Un atractivo fundamental de esta ecuación es que los coeficientes estimados pueden interpretarse como precios o retornos a las características. Esto está asociado a que ella se deriva formalmente del modelo básico de capital humano de Mincer (1974).⁵ Por otra parte, en esta ecuación los errores se suponen independientes e idénticamente distribuidos (iid) con media cero y varianza $s_{u_t}^2$; incorrelacionados además con las variables independientes. Asumidos estos supuestos, las estimaciones MCO de los parámetros presentarán buenas propiedades. En particular serán insesgados, consistentes y eficientes o de mínima varianza (Teorema de Gauss-Markov).⁶ Sin embargo, el modelo teórico de capital humano predice que esta regresión presentará heteroscedasticidad, es decir la varianza del término de error no será la misma entre los individuos, debido a que la dispersión salarial será creciente con el nivel de experiencia y educación (Mincer, 1974; Neal y Rosen, 2000). En estas condiciones, el estimador MCO del parámetro dejará de ser eficiente y el de su varianza consistente.

Existen diversos métodos para corregir este problema de heteroscedasticidad en estimaciones MCO, por lo que no sería una dificultad relevante si esta investigación no estuviera enfocada en el análisis de la distribución de los salarios. Para ilustrar esto último, considérese cómo se reflejaría en una estimación MCO el fenómeno bien documentado de diferenciales salariales por nivel educativo crecientes con el nivel de ingreso. Dado que la estimación MCO es condicional en media, los parámetros captarán únicamente el efecto del nivel educativo medio sobre los ingresos. El diferencial creciente quedará reflejado entonces en un residuo que se incrementará con el ingreso, ocultando el verdadero efecto de la educación sobre la distribución de los salarios.

En cuanto las regresiones cuantílicas permiten captar la incidencia diferenciada de las variables independientes sobre el salario a lo largo de la distribución, pueden solucionar el problema planteado en el párrafo anterior. Para su presentación, se comienza por la definición estándar del cuantil Φ -ésimo de una variable aleatoria Y con distribución $F(Y)$:

4 Esta regresión básica es ampliable incluyendo variables como género, rama de ocupación, lugar de residencia, entre otras.

5 En el caso de el coeficiente de la educación la interpretación es directa, el r_t es el retorno de un año adicional de educación. Para obtener el retorno de un año adicional de experiencia debe observarse que $\partial \ln w_{i,t} / \partial E_{i,t} = b_{1t} + 2b_{2t} E_{i,t}$.

6 Más precisamente, esto refiere a que los estimadores MCO serán de mínima varianza dentro de la familia de los estimadores insesgados.

$$(2) \quad Q_{\theta}(Y) = \inf(Y : F(Y) \geq \theta).$$

Dado que en este trabajo el cuantil corresponde a la distribución del logaritmo del salario para un conjunto de características de los individuos (X), el cuantil θ -ésimo condicional en las características queda definido de la siguiente forma:⁷

$$(3) \quad Q_{\theta}(w|x_i) = \inf(w : F(w|x_i) \geq \theta).$$

La forma funcional considerada es lineal de forma que vincula este cuantil con las características de los individuos a través de un vector de parámetros ($\beta(\theta)$):

$$(4) \quad Q_{\theta}(w|x_i) = x_i' \beta(\theta).$$

Ahora bien, la dificultad que conlleva la estimación de este vector de parámetros llevó a que Koenker y Basset (1978) desarrollaran un algoritmo particular. Previo a su desarrollo y con el objetivo de evidenciar las ventajas que presenta el método de estimación mediante regresiones cuantílicas, resulta conveniente recordar que en la estimación de parámetros a través de regresiones tradicionales por MCO, estos se estiman minimizando la sumatoria de los errores al cuadrado:

$$(5) \quad \min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n (w_i - x_i' \beta)^2 \right\}.$$

Aquí los parámetros obtenidos son condicionales en media, es decir, el impacto de los cambios en las variables independientes sobre la variable dependiente es en promedio. Por su parte, mediante la estimación de regresiones cuantílicas se obtienen parámetros para los distintos puntos de la distribución (cuantiles). El algoritmo propuesto por Koenker y Basset (1978) se basa en un problema de minimización de los errores de forma análoga al método MCO, pero a través de una ponderación especial:

$$(6) \quad \min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i:w_i > x_i' \beta} \theta |w_i - x_i' \beta| + \sum_{i:w_i < x_i' \beta} (1-\theta) |w_i - x_i' \beta| \right\}.$$
⁸

El vector de parámetros para un determinado cuantil $Q_{\theta, \beta}(\theta)$ (θ) constituye la relación lineal entre la variable dependiente y las independientes para las observaciones de ese cuantil de la distribución de los salarios. Una aproximación intuitiva al problema puede verse en el siguiente ejemplo: si se considera el cuantil 0,75, el problema de minimización otorga una ponderación superior a las diferencias $(w_i - x_i' \beta)$ positivas que corresponden a los salarios relativamente altos, los cuales son los que se quiere identificar con este

7 En adelante se omitirá el subíndice t en las ecuaciones de forma de simplificar la notación.

8 Si bien la función objetivo de este problema no es diferenciable y por tanto la solución de optimización convencional no es posible, puede escribirse en forma de problema de programación lineal para ser resuelto.

cuantil. Los salarios bajos, que se corresponderán con diferencias $(w_i - x_i' \beta)$ negativas para este cuantil, tendrán una ponderación menor en el problema (0,25).

Como fuera mencionado con anterioridad, el fenómeno de heteroscedasticidad se presenta con frecuencia en las estimaciones de ecuaciones de Mincer. Una propiedad diferencial que poseen estos estimadores es que presentan buenas propiedades en estas circunstancias.

Por otro lado, si bien la estimación mediante regresiones cuantílicas posee la ventaja de no suponer ninguna distribución a priori sobre los errores, esto lleva a que sus propiedades deban determinarse asintóticamente. Se enumeran a continuación algunas propiedades relevantes, utilizando como base el trabajo original de Koenker y Basset de 1978.

En primer lugar, los estimadores convergen en probabilidad al valor poblacional, es decir, son consistentes. Segundo, el estimador de la mediana es más eficiente que el MCO cuando la distribución poblacional de los errores no es gaussiana. Por último, y lo que implica la diferencia más relevante respecto a las regresiones MCO, los estimadores cuantílicos son más robustos en presencia de *outliers*.⁹

La ecuación que se estimará es una ecuación de Mincer ampliada, puesto que incluye, adicionalmente a las variables de capital humano, otras que tienen fundamentación en las explicaciones teóricas alternativas existentes en la literatura sobre desigualdad salarial.

$$\ln w_i = \beta_0 + \sum_j \beta_{edu_j} edu_j + \sum_{n=1}^3 \beta_{exp^n} exp_i^n + \beta_{sexo} sexo_i + \beta_{mvd} mvd_i + \beta_{rama} rama_i + \beta_{priv} priv_i + u_i$$

- $\ln w_i$ - logaritmo del salario real por hora.
- edu_i - variables binarias que indican el nivel educativo alcanzado, para siete niveles
- exp_i^n - variable de experiencia potencial que se expresa lineal, al cuadrado y al cubo.
- $sexo_i$ - variable binaria que toma valor 1 para hombre y 0 para mujer.
- mvd_i - variable binaria que toma valor 1 para Montevideo y 0 para interior.
- $rama_i$ - variable que indica la rama de actividad.
- $priv_i$ - variable binaria que toma valor 1 para privados y 0 para públicos.
- u_i - término de error

4. Fuente de datos y universo de análisis

Los datos utilizados provienen de la ECH realizada mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística (INE), para el período 1986-2007. La elección del período se debe a que, en los pocos años anteriores a 1986 en los que se llevó a cabo la encuesta, esto solo se hizo en Montevideo.

En el período existieron algunos cambios muestrales relevantes, en cuanto podrían generar problemas de compatibilidad. En 1998 se cambió el marco muestral en base a la nueva información aportada por el Censo General de Población y Viviendas de

⁹ Estas propiedades se cumplen bajo la condición de no endogeneidad de las variables.

1996. Hasta ese año la muestra era sobre localidades de novecientos y más habitantes, y pasó a ser sobre de más de 5.000. En 2006 nuevamente ocurrió un cambio del marco muestral en base a la información del Censo 2004 Fase 1. Las muestras de 2006 y 2007 incluyen el total del país: todas las localidades y áreas rurales. Este problema será superado al tomar en todos los años del período las observaciones correspondientes a localidades de más de 5.000 habitantes.

Por otro lado, el universo de interés se encuentra definido por los asalariados privados y públicos. A efectos de eliminar observaciones con valores de remuneraciones atípicamente grandes debido a la errónea declaración de horas trabajadas, se suprimirán las observaciones con menos de seis horas habituales por semana. A esta restricción se agregarán dos más para obtener una muestra con mayor homogeneidad entre los ocupados: se eliminan los individuos que declaren más de 120 horas trabajadas habitualmente por semana y más de 75 años de edad.

5. Resultados: una estructura salarial diferenciada a lo largo de la distribución

En este apartado se estudiará en detalle la evolución de la estructura y desigualdad salarial en Uruguay en el período mediante la estimación de regresiones cuantílicas. Se utilizará en general como hilo conductor el contraste con los resultados MCO, que mostraron que, al igual que lo que sucede en otros países y como lo han detectado varios estudios para Uruguay, existe una serie de características de los trabajadores que generan una diferenciación marcada de salarios. Como se estableció ya, las regresiones cuantílicas permiten situar esta diferenciación, que define la estructura salarial, no sobre los salarios promedios sino sobre tantos puntos de la distribución como se quiera.

Como ya se vio, en Uruguay el grupo de trabajadores hombres gana en 2007 alrededor de un 20% más en promedio que el de mujeres controlando por otras características. Pero, ¿es esta relación la misma para los trabajadores de salarios bajos que para los que obtienen altos salarios? En respuesta a preguntas como esta en lo que sigue se volverá sobre los resultados MCO para contrastarlos con la evolución de los coeficientes cuantílicos asociados a las mismas características. Se espera obtener así una caracterización más detallada y precisa sobre la estructura salarial en Uruguay.

Además de proveer una caracterización de la estructura salarial, las diferencias entre coeficientes cuantílicos, para una característica dada, pueden verse como una medida de la desigualdad dentro del grupo de trabajadores que comparten esa característica. Melly (2005) propone tomar la diferencia entre los coeficientes de los cuantiles 90 y 10 para cuantificar esta potencial heterogeneidad a la interna de los grupos de trabajadores.¹⁰ El hecho de que esta diferencia sea significativamente distinta de cero para una característica dada, respaldará la utilización de la herramienta para el análisis de estructura en reemplazo de la tradicional estimación MCO, ya que prueba que existen coeficientes para una misma característica que son significativamente distintos entre sí. Por otra parte, en términos econométricos esto último puede tomarse como un indicador de la existencia de

10 Para un mayor detalle de esto, ver Melly, 2005: 13.

heteroscedasticidad, lo que constituye un argumento adicional para utilizar regresiones cuantílicas debido a las propiedades de los estimadores (ver discusión en apartado 3).

Si bien el análisis se realizará mediante gráficos, en el Anexo se presentan cuadros con los coeficientes estimados para cuantiles y años seleccionados. Se incluyen también los p-valores que muestran que los coeficientes son, en general, significativamente distintos de 0 al 5%.¹¹

Región

En relación con el diferencial por región, se confirma la evolución general del mismo en todo el período constatada en el análisis MCO: disminuye en 1986-1990, aumenta en 1990-1997 y vuelve a caer en 1997-2007. No obstante esto, la estimación de los coeficientes cuantílicos permite realizar precisiones reveladoras en torno al comportamiento del diferencial para distintos puntos de la distribución. Como característica general vale destacar que en todo el período el diferencial es decreciente a lo largo de la distribución, excepto en su tope. En otras palabras, es en el tramo inferior donde la diferenciación salarial por lugar de residencia es mayor. Este fenómeno, sin embargo, tiende a desaparecer en el período. Esta conclusión se ve respaldada por el estudio de la brecha entre los coeficientes del primer y noveno decil: al 1% de significación, la diferencia es negativa entre 1986 y 1996, y en algunos años aislados luego.¹² En línea con esto, se observa en el Gráfico 5 un fuerte contraste entre lo pronunciado de este perfil en 1986 y 1990, por un lado, y la ligera pendiente para 1997 y 2007, por otro.¹³

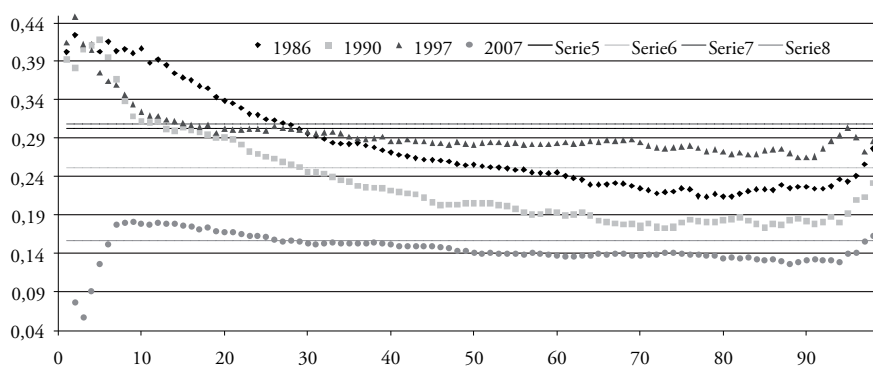


Gráfico 5. Coeficientes cuantílicos Montevideo-interior para años seleccionados.

Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Por otra parte, la reducción de la brecha para toda la distribución en 1997-2007 se da en dos etapas con movimientos claramente diferenciados: entre 1997 y 2004 el

- 11 En general, las excepciones corresponden a los coeficientes asociados a algunas ramas, para los extremos de la distribución, como ser los percentiles por debajo del primer decil y por encima del último.
- 12 Al 5% de significación la diferencia es negativa entre 1986 y 1998, y luego para 2001, 2003, 2006 y 2007.
- 13 Esta última tendencia señalada implica que el incremento de la brecha 1990-1997 detectada por el análisis MCO opera principalmente para salarios por encima del primer quintil.

diferencial se reduce por debajo del tercer cuartil, mientras que entre 2004 y 2007 la caída es mayor en el tramo superior de la distribución (ver Gráfico 1 en Anexo).

Sexo

El análisis de los coeficientes cuantílicos asociados al sexo confirma nuevamente una evolución diferenciada a lo largo de la distribución salarial, lo que lleva a fuertes contrastes respecto a las conclusiones derivadas del análisis MCO. Sí se confirma el hecho constatado en este último de que la desigualdad salarial por género disminuye en el período: la brecha al final es menor a la inicial para prácticamente la totalidad de los cuantiles considerados (Gráfico 6). Sin embargo, se destaca un cambio importante en la pendiente del perfil de los coeficientes a lo largo de la distribución, principalmente debido a una reducción debajo de la mediana a lo largo de los subperíodos. Mientras en 1986 la brecha salarial hombre-mujer decrece en la primera mitad de la distribución y es relativamente estable luego, en 2007 se reduce solo hasta el primer quintil y se incrementa fuertemente en adelante.¹⁴

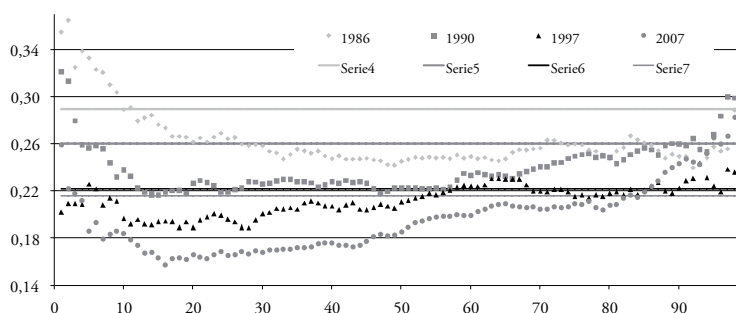


Gráfico 6. sexo: coeficientes cuantílicos y mco, para años seleccionados.

Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Resulta llamativo el elevado nivel del diferencial para los cuantiles superiores, y más aun su casi nula variación en el período en relación con lo acontecido en el resto de la distribución. El marcado incremento del diferencial salarial por género a lo largo de la distribución, para 2007, es un hecho consistente con la hipótesis presentada por Bucheli y Sanromán (2005) acerca de la existencia de un «techo de cristal»¹⁵ para las mujeres. La diferencia en los coeficientes del primer y noveno decil respalda este resultado, al ser negativa al 1% de significación.¹⁶

14 Como ejemplo de esto vale señalar que mientras en 1986, dadas las mismas características observables, el diferencial de un hombre sobre una mujer en el primer decil supera en cuatro puntos el del noveno (Cuadro 1), en 2007 es el diferencial del noveno decil el que supera al primero en siete puntos.

15 La existencia de un 'techo de cristal' implicaría que las mujeres tienen una menor probabilidad de ascenso que los hombres en el mercado laboral uruguayo, limitando la movilidad hacia la cola superior de la distribución salarial.

16 Al 1% de significación se encuentra evidencia que apoya esta hipótesis también para 1994, 1996, 1999, 2000 y 2006. Al 5% resulta significativa también la diferencia negativa para 2003, y al 10% se incluye

Cuadro 1. Brecha entre cuantiles 9o y 1o para años seleccionados				
	1986	1990	1997	2007
Sexo	-0,0409 (0,1245)	0,0250 (0,3079)	0,0257 (0,317)	0,0594 (0,0014)
Exppot	0,0023 (0,7382)	0,0070 (0,2848)	0,0026 (0,6898)	-0,0141 (0,0293)
Exppot^2	-0,00002 (0,9475)	-0,00014 (0,6333)	0,0003 (0,4458)	0,0008 (0,0047)
Exppot^3	0,000003 (0,4862)	0,000003 (0,5397)	-0,000003 (0,4468)	-0,000008 (0,0189)
Tramedu 2	0,01534 (0,6195)	0,11644 (0,0001)	0,04257 (0,1602)	-0,02672 (0,3974)
Tramedu 3	0,0556 (0,1148)	0,12597 (0,0001)	0,12353 (0,0005)	-0,01776 (0,4581)
Tramedu 4	0,07569 (0,1066)	0,18034 (0,000)	0,24279 (0,000)	0,03634 (0,333)
Tramedu 5	0,14839 (0,0297)	0,21806 (0,000)	0,25466 (0,000)	0,05279 (0,055)
Tramedu 6	-0,0067 (0,9153)	0,07567 (0,1559)	0,16609 (0,0005)	-0,0090 (0,9273)
Tramedu 7	0,37306 (0,000)	0,39506 (0,000)	0,45296 (0,000)	0,2825 (0,000)
Mont/Int	-0,17965 (0,000)	-0,1289 (0,000)	-0,05923 (0,021)	-0,04740 (0,018)
Ind. Manufactureras	0,02996 (0,7204)	-0,14676 (0,0648)	-0,11004 (0,1626)	-0,0629 (0,4771)
Elect., Gas y Agua	0,10211 (0,3521)	-0,0838 (0,414)	-0,03249 (0,8114)	-0,09318 (0,3712)
Construcción	-0,1089 (0,2294)	-0,15257 (0,0651)	-0,01854 (0,9149)	0,0548 (0,2487)
Com., Rest. y Hoteles	-0,00859 (0,9189)	-0,22520 (0,0044)	-0,09204 (0,2377)	-0,21786 (0,0017)
Transp. y Comunic.	0,04727 (0,5972)	-0,13980 (0,0885)	0,04795 (0,5617)	-0,04456 (0,6845)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,18077 (0,0531)	0,066998 (0,4441)	0,33669 (0,0001)	0,13444 (0,0264)
Serv. Comunales, soc. y pers.	0,12675 (0,1219)	0,00654 (0,9332)	0,10604 (0,1918)	0,047 (0,3368)
Púb/Priv	-0,38252 (0,000)	-0,43706 (0,000)	-0,37419 (0,000)	-0,52188 (0,000)

Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

Categoría de ocupación

En general, la estimación MCO mostró que el diferencial entre los trabajadores del sector público y privado se reduce entre 1986 y 1990, crece moderadamente hasta

1998, 2002 y 2004. Por lo tanto, puede conjeturarse que el fenómeno de ‘techo de cristal’ se muestra ausente hasta fines de los noventa, a partir de cuando comienza a operar con intensidad variable.

1997 y fuertemente hasta fin de período. Los coeficientes cuantílicos confirman estos cambios, a la vez que muestran que se dan en toda la distribución: los niveles del diferencial cambian, pero no la forma de su perfil (Gráfico 7). Este último es fuertemente decreciente, al punto que el diferencial llega a ser nulo y hasta negativo en el extremo superior.¹⁷ Este resultado tiene respaldo también en la diferencia entre los coeficientes del primer y noveno decil, la cual es negativa y significativamente distinta de cero, al 1%, para todos los años del período.

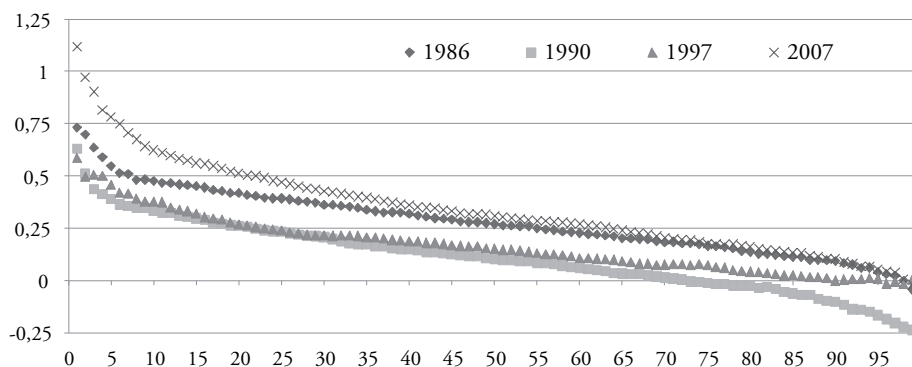


Gráfico 7. Sector público-privado: coeficientes cuantílicos para años seleccionados.
Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

El trabajo de Amarante (2002) para el período 1991-2000, desarrollado para un universo de interés más reducido y con mayor diferenciación entre el tipo de trabajadores,¹⁸ arroja resultados similares a los señalados más arriba para los dos primeros subperíodos. En este sentido, la autora identifica en los tramos superiores de la distribución una penalización para los trabajadores públicos de la Administración Central y Gobiernos Departamentales respecto a los trabajadores privados formales; penalización que disminuye hacia finales del período considerado. A su vez, para el caso de trabajadores públicos de empresas y banca, se observa una prima respecto a los privados formales en los tramos inferiores de la distribución y una cierta penalización para los tramos superiores. Ambos hallazgos revelan un perfil decreciente de los coeficientes cuantílicos a lo largo de la distribución, compatible con lo observado en este trabajo.

Rama de actividad

¹⁷ Como ejemplo de esto, mientras en 1990 el diferencial MCO es de 11,6% a favor del asalariado público, en el análisis cuantílico trepa a 33,3% para el primer decil, es casi nulo para el séptimo (1,4%) y negativo (-10,4%) para el noveno.

¹⁸ Respecto a los trabajadores públicos distingue entre empresas y bancos por un lado, y de administración central y municipios por otro. En el caso de trabajadores privados considera formales e informales por separado.

El análisis cuantílico confirma el ordenamiento claro entre sectores al comienzo del período señalado por los resultados MCO, y muestra que se mantiene en toda la distribución.¹⁹ Por otra parte, la mayoría de los diferenciales son crecientes hasta la mitad de la distribución y caen luego, con la excepción de Establecimientos Financieros, creciente en toda la distribución (Gráfico 8). Este patrón desaparece hacia 1990, cuando los diferenciales se aproximan entre sí y se vuelven más homogéneos a lo largo de la distribución. En la determinación de este patrón homogeneizador de los diferenciales entre sectores y a lo largo de la distribución en estos primeros años, resulta ineludible la referencia al rol de los Consejos de Salarios.

Hacia 1997 se desvirtúa el ordenamiento entre sectores observado al comienzo del período, especialmente por encima de la mediana donde prácticamente no existe diferencial salarial entre la mayoría de los sectores. Dos sectores que escapan a esta lógica son Agropecuario y Establecimientos Financieros, los cuales se ubican en el piso y tope del ordenamiento respectivamente e incrementan en 1990-1997 su distancia respecto al resto, especialmente en la segunda mitad de la distribución.

En 1997-2007 se confirma la pérdida relativa de la mayor parte de los sectores respecto al Agropecuario, constatada en los resultados MCO. Al interior del subperíodo,²⁰ se verifica que hacia 2004 desaparece la diferenciación entre ramas en el primer quintil de la distribución. Se destaca además que se reduce de forma drástica el diferencial de Establecimientos Financieros para toda la distribución, lo que resulta coherente con la severa crisis que afectó a este sector. Luego de 2004 sin embargo, los diferenciales respecto al sector Agropecuario se incrementan fuertemente en el extremo inferior de la distribución, con excepción de Construcción. Esto podría estar asociado tanto al efecto del incremento del salario mínimo como de la reinstalación de la negociación colectiva, en la medida que es esperable que estas instituciones tengan menor incidencia en la fijación de salarios en el sector Agropecuario. La excepción del diferencial del sector Construcción por otra parte, es coherente con la existencia previa de negociación colectiva, ya que este fue uno de los sectores que no la perdió en 1992.

19 La excepción a esto lo constituye Servicios Sociales, que prácticamente no se diferencia de Agropecuario en el primer decil y superan a Comercio y Construcción en el noveno.

20 Ver Gráfico 2 en Anexo.

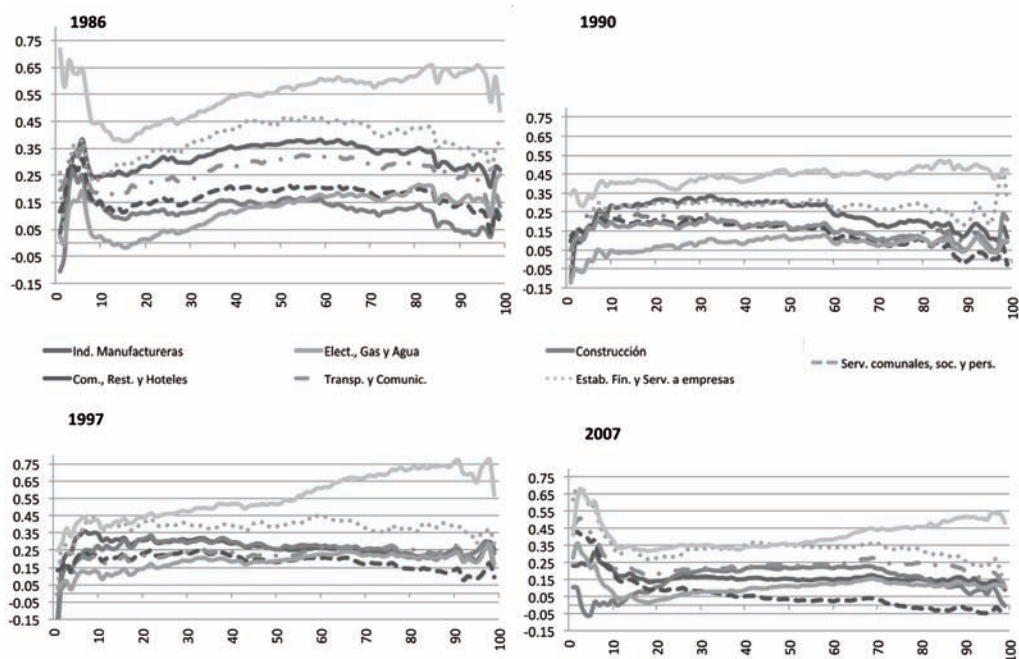


Gráfico 8. Rama: coeficientes cuantílicos para años seleccionados.
Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Experiencia potencial

Del análisis del Gráfico 9 pueden extraerse varias conclusiones respecto a la evolución de la experiencia potencial. En primer lugar, para cada uno de los años del período²¹ el incremento en los años de experiencia conlleva un aumento de dispersión entre los coeficientes cuantílicos. Esto podría interpretarse como un incremento de la desigualdad intragrupos con los años de experiencia e implica, por ejemplo, que para un grupo de individuos con idénticas características, el aumento en la experiencia de sus miembros amplifica la dispersión salarial dentro del mismo.

21 Por simplicidad gráfica se exponen solamente años seleccionados.

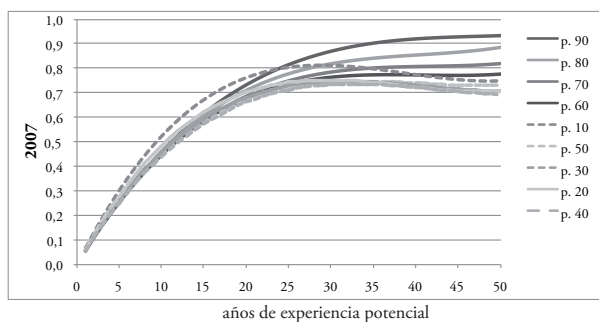
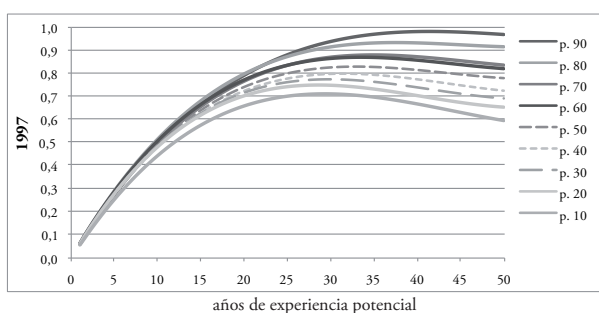
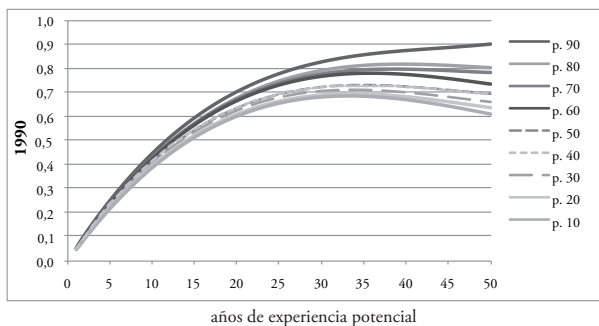
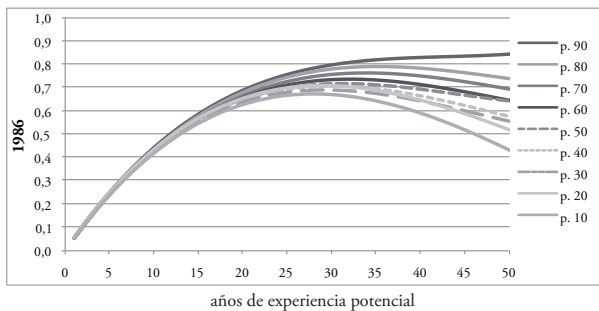


Gráfico 9. Retornos a la experiencia potencial para percentiles y años seleccionados (el orden particular de los perfiles se recoge en la referencia incluida en el gráfico. Los deciles fueron representados con los mismos colores para los distintos años; en 2007 se grafican con líneas punteadas dada la superposición de perfiles por debajo de la mediana).

Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

En cuanto a su evolución, el fenómeno de dispersión descrito en el párrafo anterior acompaña la tendencia de la desigualdad salarial global en los dos primeros subperíodos: se reduce en 1986-1990 y se incrementa en 1990-1997. La reducción de la dispersión hacia final del período responde a un alza importante de los retornos debajo de la mediana.

Nivel educativo

Respecto al análisis de los retornos a la educación, se confirma en general la evolución descrita mediante el análisis MCO. Los mismos caen para todos los tramos definidos en los primeros años del período, en tanto en 1990-1997 se incrementan para los tres tramos superiores mientras los tres inferiores permanecen estables. Esta divergencia entre niveles inaugurada en los noventa, continúa en 1997-2007 de forma más moderada debido al incremento de los primeros y caída de los segundos.

El análisis de regresión cuantílica muestra que en general los retornos para un mismo nivel educativo crecen a lo largo de la distribución (Gráfico 10). En línea con esto, la diferencia en los coeficientes para el primer y noveno decil resulta en general positiva y significativamente distinta de cero al 1%.²² Esta brecha es además creciente con el nivel educativo, fenómeno que se acentúa en el período 1990-1997 (en particular en 1990-1994) debido a una compresión de los retornos en el extremo inferior de la distribución, y se reduce luego en 1997-2007 por el fenómeno inverso. El fuerte incremento de los coeficientes para los deciles más bajos en este último subperíodo se da principalmente entre 2004 y 2007, en donde se contrarresta la leve caída ocurrida entre 1997 y 2004.²³ Esto último puede pensarse como indicador de la reducción de la dispersión intragrupo, y su simultaneidad con la reinstalación y funcionamiento de los Consejos de Salarios lleva a la hipótesis de que la tendencia de estos a homogeneizar los salarios por categoría de ocupación puede reducir la dispersión en la remuneración a la calificación de los trabajadores.

Es esperable que este patrón tan claro de retornos crecientes con los cuantiles tenga un efecto de incremento de la dispersión salarial global si se lo asocia con los cambios en la distribución de los ocupados por nivel educativo. En el período todos los niveles educativos aumentaron su participación en el total en relación con el de hasta seis años de educación, lo que implica que la mayor parte de los ocupados pasó a grupos en los que la dispersión de salarios entre sus integrantes era mayor que en los que estaban antes. En otras palabras y aunque resulte en apariencia paradójico, los incrementos en los niveles de educación generaron por esta vía mayores (y no menores) niveles de desigualdad entre los trabajadores.

22 Al 1%, la diferencia es significativamente diferente de 0 para todos los años para el último nivel educativo considerado, y para casi todos los años para el tercer, cuarto y quinto nivel. Para el segundo y el sexto, en cambio, la diferencia es en buena parte no significativamente diferente de cero al 1%.

23 Ver Gráfico 4 en Anexo.

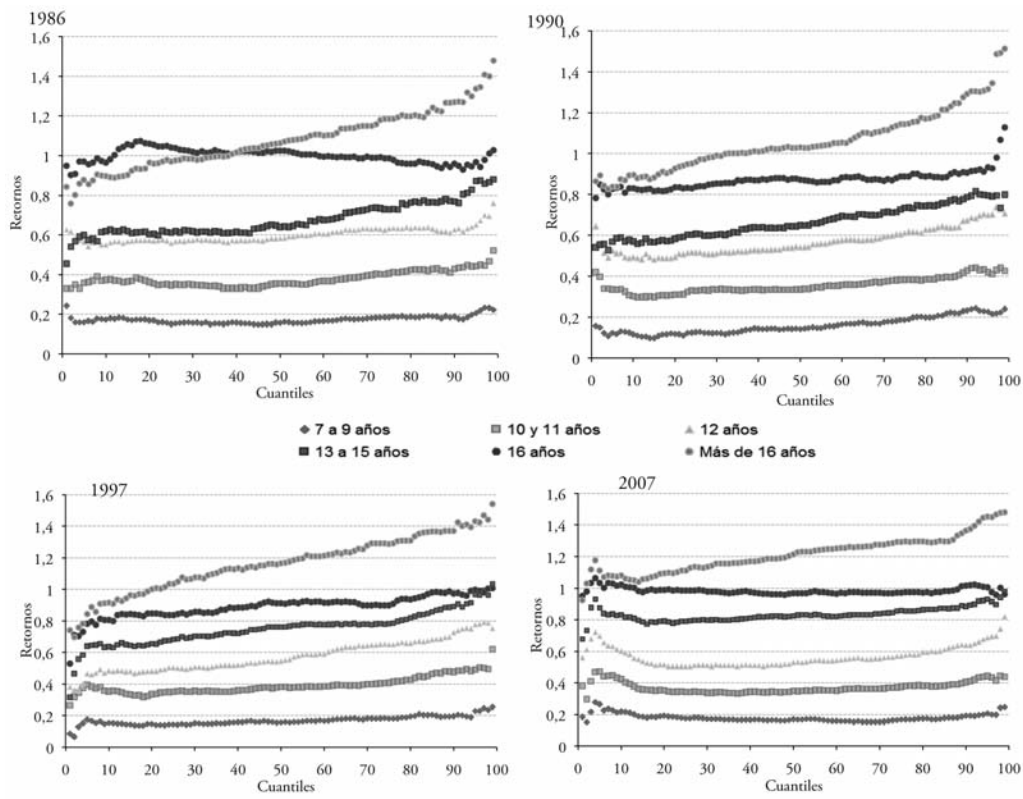


Gráfico 10. Retornos a la educación. Percentiles y niveles seleccionados.

Fuente: Elaboración propia en base a ECH.

Martins y Pereira (2004) confirman para quince países la relación positiva entre retornos y cuantiles y discuten las causas que podrían explicarla. En primer lugar, señalan que la sobreeducación implica que algunos individuos trabajen en puestos con menor requerimiento de capital humano del que poseen, lo que les reporta menor ingreso respecto a otros individuos con igual nivel de formación, pero en puestos acordes al mismo. En segundo lugar, el efecto sobre los salarios de la desigual distribución de las habilidades no adquiridas a través de la educación formal se amplifica con el nivel educativo, de existir complementariedad entre ambos. Esto llevaría a que los trabajadores más *hábiles*²⁴ posean un mayor retorno para un mismo nivel de educación y queden ubicados más arriba en la distribución.²⁵ Por último, el papel de las diferencias en la calidad de la educación o en los campos de estudio elegidos no es soslayable. En

24 No está de más enfatizar aquí, que el término *hábiles* se utiliza para indicar todos aquellos atributos que impliquen una mayor productividad del trabajo y no hayan sido adquiridos a través de la educación formal o la experiencia. Como fue discutido en el marco teórico, en ningún caso esto queda restringido a las *habilidades innatas*.

25 Los autores señalan además la posible existencia de un problema de endogeneidad en estos resultados. Si las «habilidades», o incluso otros elementos como el capital social, inciden en el número de años de

esta hipótesis, los trabajadores que quedan en el extremo inferior de la distribución se caracterizarían por haber cursado estudios de menor calidad o haber elegido campos de estudio con menor remuneración (ex-post).²⁶ De forma más general, la correlación positiva entre retornos y cuantiles estaría explicada por factores heterogéneamente distribuidos entre los trabajadores que interactúan con la educación, reforzando o debilitando su efecto.

Además de ser relevantes para la distribución de las remuneraciones debido a su magnitud, los retornos a la educación son claves para determinar las opciones de formación de los individuos y por tanto la evolución de la oferta laboral. Aquí, el análisis de regresión cuantílica realiza un aporte valioso. En la teoría del capital humano los individuos eligen su formación en función de cierta estructura de retornos que se supone en general igual para todos ellos (Mincer, 1974), pero el análisis anterior muestra que empíricamente esto podría no ser así. En 2007, por ejemplo, un individuo en el tope del primer quintil obtiene un retorno 10,6% superior al pasar del sexto al séptimo nivel de educación; si estuviera situado en el tope del cuarto quintil, en cambio, el retorno adicional sería de 32,6%. Esto podría tomarse como un indicio de que los mismos escalones no tienen asociados igual premio para individuos con distinto contexto, por lo que es esperable que las decisiones de formación conduzcan a trayectorias de ascenso a través de los mismos que arriben a distintos umbrales.

Una vez analizados los resultados de las estimaciones por regresiones cuantílicas para cada una de las características seleccionadas se ha comprobado, en general, que los diferenciales salariales asociados a las mismas no son homogéneos a lo largo de la distribución, sino que presentan diferencias significativas en distintos tramos y se modifican a lo largo del período. En particular, se vio que estos son crecientes a lo largo de la distribución para distintos niveles de educación, experiencia potencial y para el sector de Establecimientos Financieros y Servicios a Empresas. Entre los que experimentan cambios muy relevantes en el período se cuentan región, para el que desaparece el perfil decreciente inicial, y sexo, cuyo perfil adquiere gradualmente una pendiente positiva.

En una última reflexión respecto a los cambios en la estructura salarial descritos, se observó en los últimos años del período un fuerte incremento simultáneo en el extremo inferior de la distribución en los diferenciales de experiencia, del resto de los sectores respecto a Agropecuario, y por nivel educativo. Esto tiene un correlato en una menor dispersión interna de estos grupos y es probable que haya sido generado por los cambios institucionales del mercado de trabajo en esos años.

educación aprobados, probablemente en los niveles superiores se esté sobreestimando el impacto de la educación formal debido a que allí están los trabajadores con mayores habilidades o capital social.

26 Este último factor operaría con mayor fuerza en los niveles superiores ya que existe mayor diversidad en el tipo de formación asociado a una misma cantidad de años de estudio. Por ejemplo, mientras 6 años de educación corresponden casi exclusivamente a la enseñanza primaria, dieciséis años podrían corresponderse con títulos tan variados como carreras de nivel terciario existen.

6. Discusión

En este último apartado se retoman los resultados más relevantes del análisis de estructura salarial mediante regresiones cuantílicas y se ofrecen elementos interpretativos respecto a sus determinantes.

En primer lugar, respecto a la relación entre los salarios de Montevideo e interior, hubo en el período una tendencia a la reducción del diferencial que existe estructuralmente en favor de los primeros. Dos explicaciones alternativas podrían esbozarse para comprender dicha evolución. Una primera, de corte institucional, plantea que como los Consejos de Salarios fijan un mínimo salarial por rama que no distingue entre Montevideo e interior, son un instrumento que podría tener efectos a la baja sobre el diferencial. En efecto, el contraste entre distintos puntos de la distribución muestra que en los ochenta el diferencial era especialmente fuerte entre los trabajadores de ingresos bajos, fenómeno que ha tendido a desaparecer en el período, probablemente debido a que los Consejos de Salarios tienen un potencial especial para actuar en los bajos salarios del interior del país. Del mismo modo, el cambio en el marco institucional que implicó el abandono de la convocatoria a los Consejos en 1992 se asocia con el incremento de la brecha observado a partir del primer quintil en 1990-1997, así como también con la reinstalación de los Consejos en 2005 podría haberse dado el fenómeno inverso.²⁷

Alternativamente, una segunda explicación, basada en la política cambiaria y sus impactos sobre la dinámica sectorial de la economía, indicaría que el atraso cambiario inducido por la política de estabilización de los noventa habría perjudicado a los sectores transables con fuerte peso en el interior, lo que explicaría la mayor caída del salario en el interior respecto a Montevideo. A fines de los noventa y en los primeros años de la década actual, la devaluación y el *shock* de precios internacionales habrían tenido el efecto inverso, reduciendo esta vez el diferencial.

En segundo lugar, otro diferencial con una evolución clara a la baja es el de sexo. Esto es ya un hecho estilizado en cuanto ha sido señalado en numerosos estudios, por lo que quizá el aporte original de la presente investigación esté restringido a señalar que el proceso de reducción se ha dado con mayor fuerza entre trabajadores y trabajadoras de bajos ingresos, lo que implica que al final del período el diferencial adquiere un perfil creciente con el nivel de los salarios. Este último factor, que se asocia a la existencia de un 'techo de cristal' para las mujeres (Bucheli y Sanromán, 2005), junto con el hecho de que el diferencial promedio se ha mantenido estable en los últimos años, puede constituir una preocupación importante en una mirada prospectiva.

Como tercer elemento a destacar, en Uruguay el salario de los trabajadores públicos supera en promedio al de los privados controlando por las demás características y, si bien se reduce fuertemente en los ochenta, crece luego para terminar apenas por

²⁷ Subyace en este análisis la hipótesis de que los Consejos de Salarios no afectan al primer tramo de la distribución salarial, lo que puede deberse a que estos salarios corresponden en su mayoría a empleos informales.

encima del nivel de inicio de período. Este diferencial parece estructural en la medida en que se mantiene en todo el período, es muy fuerte entre trabajadores de bajos ingresos y casi no existe en el tope de la distribución. En función del estudio de Amarante (2002), el importante diferencial entre los trabajadores más bajos —superior al 50%— estaría asociado en especial a los trabajadores de empresas y banca pública.

En cuarto término, la estructura salarial según sectores de actividad, captados a un dígito de la CIIU con las limitaciones de identificación que eso implica, muestra que los trabajadores del sector primario tienen salarios menores que el resto, en casi todo el período. En el ciclo de crecimiento de los últimos años, sin embargo, la dinámica actividad del sector asociada a una demanda internacional creciente y precios relativos internos favorables, estaría haciendo desaparecer esa situación desventajosa. Una situación inversa a la de los ocupados en el sector primario caracteriza a los trabajadores del sector de Establecimientos Financieros y Servicios a Empresas. Estos gozan de un diferencial positivo respecto al resto de los sectores, que fue creciente en los noventa y cayó en magnitud con la crisis. Esto, sin embargo, dista de cumplirse para todos los trabajadores del sector, ya que se detectó una gran dispersión salarial en su interior, que se redujo con la última crisis. Por otra parte, el incremento de los diferenciales en el extremo inferior de la distribución respecto al sector Agropecuario, de todas las ramas con excepción de Construcción, parecería indicar una mayor incidencia de la reinstalación de los Consejos de Salarios en ese tramo de la distribución, y un menor impacto en la fijación de salarios en Agropecuario y Construcción.

Por último, la Educación se mostró como una variable de primer orden debido al monto de los diferenciales salariales que tiene asociados. A lo largo del período, principalmente debido a lo ocurrido en la primera mitad de los noventa con los retornos del nivel terciario, se configura de forma cada vez más clara una estructura diferenciada entre niveles educativos, lo que implica que el salto salarial asociado a pasar de un nivel a otro es cada vez es más fuerte. Se comprobó, además, que los diferenciales son crecientes con el salario y que esto se acentúa en el período, especialmente para los tramos superiores, lo que tiene una contracara de mayor dispersión salarial a la interna de los niveles educativos. Al igual que lo observado para los sectores de actividad, este fenómeno de mayor dispersión entre los trabajadores de un mismo nivel educativo parece atenuarse por el funcionamiento de los Consejos de Salarios en los años recientes. Este estado de retornos a la educación, diferenciado a lo largo de la distribución, implica en especial premios diferentes para distintos individuos que comparten un mismo nivel de educación formal adquirido y por lo tanto es un tema a estudiar. En particular, analizar cómo incide esto en las decisiones de formación puede arrojar conclusiones interesantes, especialmente en un contexto en que el crecimiento de los niveles de formación ha sido lento, lo que provoca que el país se ubique actualmente muy rezagado en comparaciones internacionales.

Bibliografía

- Alves, G., Brum, M. y Yapor, M. (2009), *Evolución y determinantes de la desigualdad salarial en Uruguay. 1986-2007*, Documento presentado en el Capítulo Uruguay de la Red sobre Desigualdad y Pobreza de América Latina y el Caribe (NIP), junio.
- Amarante, V. (2001), *Diferencias salariales entre trabajadores del sector público y privado*, Documento de Trabajo 2/01, Montevideo, Instituto de Economía, FCEA-Udelar.
- (2002), *Salarios públicos y privados: los distintos segmentos del mercado laboral. 1991-2000*, Documento de Trabajo 4/02, Montevideo, Instituto de Economía, FCEA-Udelar.
- Amarante, V. y Espino, A. (2002), *La segregación ocupacional de género y las diferencias en las remuneraciones de los asalariados privados 1990-2000*, Documento de Trabajo 5/02, Montevideo, Instituto de Economía-FCEA-Udelar.
- Arim, R. y Zoppolo, G. (2000), *Remuneraciones relativas y desigualdad del mercado de trabajo. Uruguay: 1986-1999*, Trabajo monográfico, Montevideo, FCEA-Udelar.
- Blau, F. y Kahn, L. (1994), «International differences in male wage inequality: institutions versus market forces», en *Working paper*, N.º 4678, National Bureau of Economic Research.
- Bucheli, M. y Sanromán, G. (2005), *Salarios femeninos en el Uruguay. ¿existe un techo de cristal?*, Montevideo, Departamento de Economía-FCS-Udelar.
- Buchinsky, M. (1994), «Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: application of Quantil Regression», en *Econometrica*, Vol. 62, N.º 2.
- Casella, G. y Berger, R. (2002), *Statistical Inference*, Duxbury Advanced Series.
- Frölich, M. y Melly, B. (2008), *Estimation of quantile treatment effects with STATA*, Mimeo, disponible en <<http://www.alexandria.unisg.ch/publications/46580>>.
- Instituto Nacional de Estadística (2006), *Metodología de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada 2006*, Montevideo, INE.
- Juhn, C., Murphy, M. y Pierce, B. (1993), «Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill», en *Journal of Political Economy*, Vol. 101, N.º 3: 410-442.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978), «Regression Quantiles». *Econometrica*, Vol. 46, N.º 1: 33-50.
- Martins, P. y Pereira, P. (2004), «Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries», en *Labour Economics*, Vol. 11: 355-371.
- Melly, B. (2005), «Decomposition of differences in distributions using quantile regression», en *Labor Economics*, Vol. 12: 577-590.
- (2006), *Estimation of counterfactual distributions using quantile regression*, Swiss Institute for International Economics and Applied Economics Research (SIAW). Discussion Paper, disponible en <<http://www.alexandria.unisg.ch/publications/22644>>.
- Miles, D. y Rossi, M. (1999), *Geographic concentration and structure of wages in developing countries: the case of Uruguay*, Documento de Trabajo N.º 13/99, Montevideo, Departamento de Economía, FCS-Udelar.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, NBER.
- Neal, D. y Rosen, S. (2000), «Theories of the distribution of earnings», en *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1.
- Rivas, F. y Rossi, M. (2000), *Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1999*, Documento de Trabajo N.º 07/00, Montevideo, Departamento de Economía, FCS-Udelar.

Anexo

Cuadro 1. Coeficientes y significación de la regresión MCO para años seleccionados					
	1986	1990	1997	2004	2007
Sexo	0,290 (0,000)	0,260 (0,000)	0,222 (0,000)	0,202 (0,000)	0,215 (0,000)
Exppot	0,058 (0,000)	0,056 (0,000)	0,065 (0,000)	0,070 (0,000)	0,063 (0,000)
Exppot ²	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)
Exppot ³	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Tramedu 2	0,183 (0,002)	0,166 (0,011)	0,174 (0,000)	0,176 (0,000)	0,185 (0,000)
Tramedu 3	0,393 (0,000)	0,371 (0,000)	0,406 (0,000)	0,331 (0,000)	0,382 (0,000)
Tramedu 4	0,619 (0,000)	0,589 (0,000)	0,593 (0,000)	0,521 (0,000)	0,589 (0,000)
Tramedu 5	0,697 (0,000)	0,677 (0,000)	0,766 (0,000)	0,830 (0,000)	0,856 (0,000)
Tramedu 6	1,027 (0,000)	0,892 (0,000)	0,914 (0,000)	0,995 (0,000)	1,021 (0,000)
Tramedu 7	1,114 (0,000)	1,083 (0,000)	1,182 (0,000)	1,256 (0,000)	1,264 (0,000)
Mont/Int	0,303 (0,000)	0,252 (0,000)	0,309 (0,000)	0,234 (0,000)	0,154 (0,000)
Ind. Manufacturera	0,318 (0,000)	0,226 (0,000)	0,260 (0,000)	0,155 (0,000)	0,160 (0,000)
Elect., Gas y Agua	0,380 (0,000)	0,266 (0,000)	0,386 (0,000)	0,399 (0,000)	0,335 (0,000)
Construcción	0,125 (0,002)	0,172 (0,000)	0,261 (0,000)	0,150 (0,000)	0,143 (0,000)
Com., Rest. y Hoteles	0,174 (0,000)	0,127 (0,008)	0,180 (0,000)	0,073 (0,004)	0,065 (0,000)
Transp. y Comunic.	0,262 (0,000)	0,147 (0,002)	0,214 (0,000)	0,224 (0,000)	0,232 (0,000)
Estab. Fin. y Serv. A empresas	0,547 (0,000)	0,428 (0,000)	0,550 (0,000)	0,280 (0,000)	0,399 (0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,121 (0,019)	0,062 (0,145)	0,183 (0,000)	0,146 (0,000)	0,117 (0,000)
Púb/Priv	0,282 (0,000)	0,116 (0,025)	0,165 (0,000)	0,296 (0,000)	0,333 (0,000)
Constante	3,550 (0,000)	3,878 (0,000)	3,768 (0,000)	3,494 (0,000)	3,750 (0,000)

Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

Cuadro 2. Coeficientes para cuantiles seleccionados. Año 1986 - Universo Amplio					
	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,286	0,263	0,246	0,257	0,245
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot	0,055	0,060	0,058	0,057	0,057
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot ²	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Exppot ³	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,007)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 2	0,173	0,153	0,157	0,185	0,188
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 3	0,373	0,346	0,355	0,405	0,428
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 4	0,549	0,556	0,581	0,631	0,624
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 5	0,620	0,611	0,640	0,727	0,768
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 6	0,965	1,040	1,025	0,985	0,958
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Tramedu 7	0,895	0,970	1,063	1,184	1,268
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Mont/Int	0,407	0,315	0,257	0,226	0,228
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ind. Manufacturera	0,246	0,308	0,365	0,340	0,276
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Elect., Gas y Agua	0,247	0,338	0,450	0,409	0,349
	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Construcción	0,154	0,106	0,159	0,117	0,046
	(0,019)	(0,01)	(0,000)	(0,005)	(0,219)
Com., Rest. y Hoteles	0,152	0,155	0,197	0,187	0,144
	(0,014)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,003)
Transp. y Comunic.	0,196	0,234	0,308	0,290	0,243
	(0,003)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,446	0,453	0,571	0,603	0,627
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,024	0,040	0,139	0,178	0,151
	(0,362)	(0,151)	(0,000)	(0,000)	(0,002)
Púb/Priv	0,475	0,391	0,269	0,165	0,092
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Constante	2,904	3,289	3,629	3,954	4,302
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

Cuadro 3. Coeficientes para cuantiles seleccionados. Año 1990 - Universo Amplio					
	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,237 (0,000)	0,215 (0,000)	0,220 (0,000)	0,250 (0,000)	0,262 (0,000)
Exppot	0,050 (0,000)	0,051 (0,000)	0,054 (0,000)	0,055 (0,000)	0,057 (0,000)
Exppot^2	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Exppot^3	0,000 (0,003)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Tramedu 2	0,116 (0,000)	0,127 (0,000)	0,142 (0,000)	0,186 (0,000)	0,233 (0,000)
Tramedu 3	0,302 (0,000)	0,329 (0,000)	0,335 (0,000)	0,383 (0,000)	0,428 (0,000)
Tramedu 4	0,492 (0,000)	0,515 (0,000)	0,540 (0,000)	0,611 (0,000)	0,672 (0,000)
Tramedu 5	0,570 (0,000)	0,607 (0,000)	0,649 (0,000)	0,735 (0,000)	0,788 (0,000)
Tramedu 6	0,830 (0,000)	0,837 (0,000)	0,871 (0,000)	0,888 (0,000)	0,906 (0,000)
tramedu 7	0,895 (0,000)	0,959 (0,000)	1,030 (0,000)	1,142 (0,000)	1,290 (0,000)
Mont/Int	0,312 (0,000)	0,267 (0,000)	0,206 (0,000)	0,181 (0,000)	0,184 (0,000)
Ind. Manufacturera	0,283 (0,000)	0,296 (0,000)	0,287 (0,000)	0,197 (0,000)	0,136 (0,005)
Elect., Gas y Agua	0,280 (0,000)	0,277 (0,000)	0,302 (0,000)	0,278 (0,000)	0,196 (0,002)
Construcción	0,258 (0,000)	0,217 (0,000)	0,171 (0,000)	0,123 (0,003)	0,105 (0,034)
Com., Rest. y Hoteles	0,217 (0,000)	0,177 (0,000)	0,163 (0,000)	0,081 (0,022)	-0,008 (0,44)
Transp. y Comunic.	0,197 (0,002)	0,160 (0,000)	0,170 (0,000)	0,122 (0,002)	0,057 (0,167)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,407 (0,000)	0,368 (0,000)	0,449 (0,000)	0,456 (0,000)	0,474 (0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,046 (0,236)	0,056 (0,094)	0,107 (0,004)	0,096 (0,008)	0,053 (0,162)
Púb/Priv	0,333 (0,000)	0,232 (0,000)	0,100 (0,000)	-0,014 (0,166)	-0,104 (0,000)
Constante	3,217 (0,000)	3,598 (0,000)	3,948 (0,000)	4,274 (0,000)	4,591 (0,000)

Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

Cuadro 4. Coeficientes para cuantiles seleccionados. Año 1997 - Universo Amplio					
	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,197 (0,000)	0,196 (0,000)	0,211 (0,000)	0,215 (0,000)	0,222 (0,000)
Exppot	0,060 (0,000)	0,066 (0,000)	0,065 (0,000)	0,069 (0,000)	0,062 (0,000)
Exppot ²	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,001 (0,000)
Exppot ³	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,003)
Tramedu 2	0,154 (0,000)	0,143 (0,000)	0,158 (0,000)	0,181 (0,000)	0,197 (0,000)
Tramedu 3	0,353 (0,000)	0,351 (0,000)	0,383 (0,000)	0,408 (0,000)	0,477 (0,000)
Tramedu 4	0,483 (0,000)	0,503 (0,000)	0,545 (0,000)	0,650 (0,000)	0,726 (0,000)
Tramedu 5	0,637 (0,000)	0,683 (0,000)	0,761 (0,000)	0,783 (0,000)	0,892 (0,000)
Tramedu 6	0,808 (0,000)	0,839 (0,000)	0,913 (0,000)	0,898 (0,000)	0,974 (0,000)
tramedu 7	0,916 (0,000)	1,036 (0,000)	1,165 (0,000)	1,290 (0,000)	1,369 (0,000)
Mont/Int	0,325 (0,000)	0,301 (0,000)	0,283 (0,000)	0,280 (0,000)	0,266 (0,000)
Ind. Manufacturera	0,346 (0,000)	0,299 (0,000)	0,255 (0,000)	0,232 (0,000)	0,235 (0,000)
Elect., Gas y Agua	0,424 (0,000)	0,391 (0,000)	0,386 (0,000)	0,355 (0,000)	0,392 (0,000)
Construcción	0,274 (0,000)	0,302 (0,000)	0,253 (0,000)	0,250 (0,000)	0,256 (0,000)
Com., Rest. y Hoteles	0,227 (0,000)	0,222 (0,000)	0,181 (0,000)	0,167 (0,000)	0,135 (0,001)
Transp. y Comunic.	0,213 (0,001)	0,213 (0,000)	0,218 (0,000)	0,268 (0,000)	0,261 (0,000)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,423 (0,000)	0,458 (0,000)	0,515 (0,000)	0,691 (0,000)	0,760 (0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,123 (0,02)	0,159 (0,000)	0,186 (0,000)	0,218 (0,000)	0,229 (0,000)
Púb/Priv	0,376 (0,000)	0,240 (0,000)	0,152 (0,000)	0,075 (0,000)	0,002 (0,461)
Constante	3,154 (0,000)	3,499 (0,000)	3,827 (0,000)	4,101 (0,000)	4,413 (0,000)

Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

Cuadro 5. Coeficientes para cuantiles seleccionados. Año 2007 - Universo Amplio					
	Cuantiles				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Sexo	0,184 (0,000)	0,166 (0,000)	0,186 (0,000)	0,209 (0,000)	0,243 (0,000)
Exppot	0,072 (0,000)	0,063 (0,000)	0,059 (0,000)	0,060 (0,000)	0,058 (0,000)
Exppot^2	-0,002 (0,000)	-0,002 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Exppot^3	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Tramedu 2	0,219 (0,000)	0,176 (0,000)	0,171 (0,000)	0,168 (0,000)	0,192 (0,000)
Tramedu 3	0,424 (0,000)	0,344 (0,000)	0,349 (0,000)	0,375 (0,000)	0,406 (0,000)
Tramedu 4	0,600 (0,000)	0,501 (0,000)	0,529 (0,000)	0,570 (0,000)	0,637 (0,000)
Tramedu 5	0,832 (0,000)	0,789 (0,000)	0,824 (0,000)	0,858 (0,000)	0,885 (0,000)
Tramedu 6	1,024 (0,000)	0,985 (0,000)	0,967 (0,000)	0,970 (0,000)	1,015 (0,000)
tramedu 7	1,081 (0,000)	1,111 (0,000)	1,214 (0,000)	1,293 (0,000)	1,364 (0,000)
Mont/Int	0,180 (0,000)	0,163 (0,000)	0,142 (0,000)	0,141 (0,000)	0,132 (0,000)
Ind. Manufacturera	0,211 (0,000)	0,159 (0,000)	0,154 (0,000)	0,144 (0,000)	0,148 (0,000)
Elect., Gas y Agua	0,351 (0,000)	0,289 (0,000)	0,349 (0,000)	0,323 (0,000)	0,258 (0,000)
Construcción	0,029 (0,339)	0,179 (0,000)	0,216 (0,000)	0,172 (0,000)	0,084 (0,004)
Com., Rest. y Hoteles	0,198 (0,000)	0,095 (0,000)	0,034 (0,037)	-0,004 (0,424)	-0,020 (0,242)
Transp. y Comunic.	0,246 (0,000)	0,203 (0,000)	0,231 (0,000)	0,238 (0,000)	0,202 (0,000)
Estab. Fin. y Serv. a empresas	0,383 (0,000)	0,350 (0,000)	0,355 (0,000)	0,450 (0,000)	0,518 (0,000)
Serv. comunales, soc. y pers.	0,076 (0,083)	0,057 (0,006)	0,112 (0,000)	0,127 (0,000)	0,124 (0,000)
Púb/Priv	0,624 (0,000)	0,471 (0,000)	0,310 (0,000)	0,177 (0,000)	0,102 (0,000)
Constante	2,888 (0,000)	3,494 (0,000)	3,894 (0,000)	4,213 (0,000)	4,503 (0,000)

Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

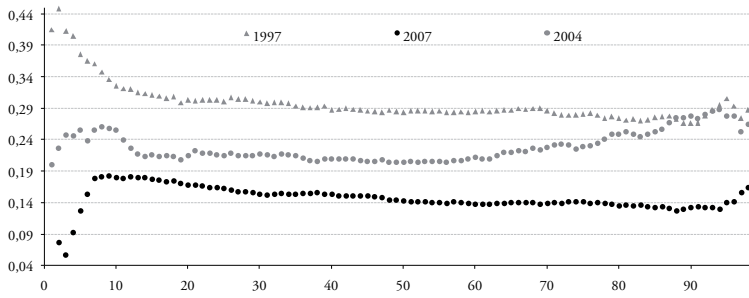


Gráfico 1. Región: coeficientes cuantílicos para años seleccionados.
Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

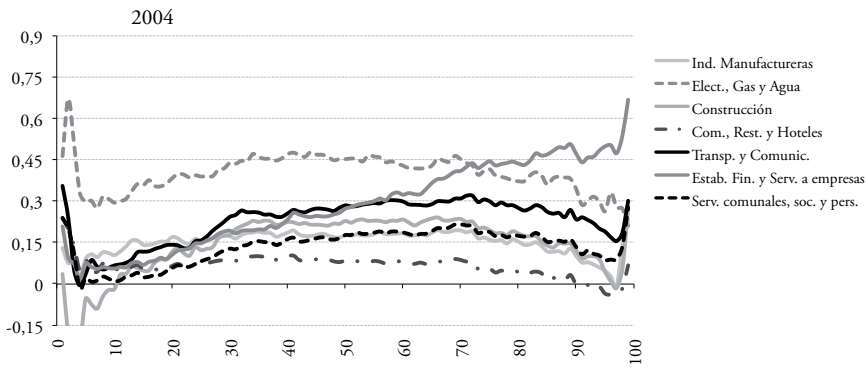


Gráfico 2. Rama: coeficientes cuantílicos para año 2004 - Universo Amplio.
Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

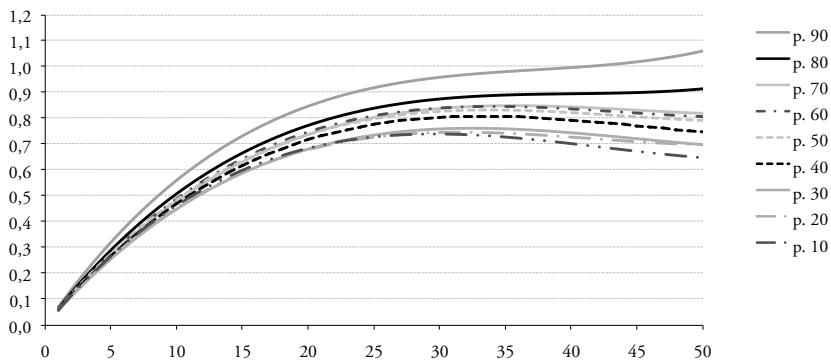


Gráfico 3. Coeficientes cuantílicos por años de experiencia. año 2003.
Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

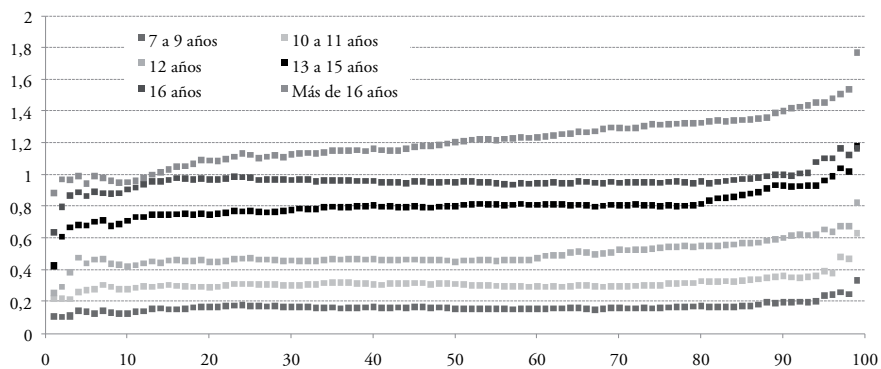


Gráfico 4. Coeficientes cuantílicos por tramo de educación, año 2004.
Fuente: Elaboración propia en base a procesamiento de ECH.

Guillermo Carlomagno
Daniel Egger · Gabriela Sicilia

Sostenibilidad fiscal
en Uruguay en un contexto
de crisis internacional

Resumen

El reciente *shock* financiero transmitido a la economía uruguaya desde los mercados financieros internacionales generará diversas consecuencias macroeconómicas; entre las cuales se destacan los efectos sobre los equilibrios fiscales y los indicadores de sostenibilidad de la deuda.

El principal objetivo de esta investigación es construir una metodología que enriquezca los análisis tradicionales de sostenibilidad de la deuda pública uruguaya mediante la cuantificación de la vulnerabilidad de los indicadores de sostenibilidad fiscal a cambios en las variables relevantes determinantes de su trayectoria. La aplicación de técnicas de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) permitió considerar, por un lado, las interacciones entre las variables relevantes para el estudio de la sostenibilidad, y por otro identificar los efectos que las innovaciones económicas primarias generan sobre dichas variables y por lo tanto sobre la trayectoria de los indicadores de sostenibilidad fiscal.

En la aproximación empírica se realizó especial énfasis en la identificación de los *shocks* financieros internacionales y en la cuantificación de sus efectos sobre la sostenibilidad de la deuda. De esta forma, además de estimar los efectos del *shock* financiero sobre la sostenibilidad, fue posible comparar su importancia respecto a la del resto de los *shocks* primarios identificados.¹

1. Introducción

El análisis de la situación fiscal resulta fundamental para una economía pequeña y abierta como la uruguaya. En este tipo de economías, al momento de analizar su situación en lo que hace a su posición deudora, deben tomarse en cuenta múltiples elementos, lo que complejiza el análisis. El desempeño macroeconómico se ve determinado no solo por las políticas internas, sino también por las condiciones exógenas que le impone el contexto regional y mundial.

Luego del proceso de crecimiento y estabilidad macroeconómica observado en la década de los noventa, la crisis de 2002 dejó al descubierto la significativa vulnerabilidad fiscal del sector público. A la salida de la crisis, la situación era sumamente compleja por lo que en los años posteriores fue necesario un manejo sumamente prudente de la deuda. A partir del año 2004, la finalización de la crisis local unida al favorable contexto internacional, dieron lugar a la aplicación de políticas tendientes a mejorar la sostenibilidad y vulnerabilidad fiscal mediante distintos elementos tales como, mejoras en las estructuras de plazos, tasas y monedas y cambiando deuda con organismos

* Esta investigación es producto del trabajo monográfico *Hacia un Estudio Comprehensivo de la Vulnerabilidad y Sostenibilidad Fiscal: Una Metodología Complementaria para el Análisis de la Deuda* presentado en la Licenciatura en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (FCEA) de la Udelar en abril de 2008. Los autores agradecen el apoyo brindado por Fernando Lorenzo, tutor del trabajo. Asimismo agradecen a Bibiana Lanzilotta por sus cometarios y aportes. Los errores y omisiones que persistan son de responsabilidad exclusiva de los autores.

multilaterales de crédito por deuda soberana. En definitiva, elementos todos que contribuyen a una deuda menos expuesta a los avatares de la coyuntura.

Setiembre de 2008 marca un momento clave en la historia financiera mundial. Paulatinamente, se fueron contagiando todos los sectores de la economía estadounidense de la crisis que había comenzado a gestarse en febrero de 2007, conocida como la «crisis subprime». Pero fue en setiembre de 2008 cuando se verificó el colapso del sistema financiero y el posterior contagio al resto del mundo. Prácticamente todos los países desarrollados vieron afectados sus sectores financieros con una crisis de dimensiones nunca antes vistas, exacerbadas por la rapidez de propagación propia de la globalización. Si bien los países emergentes no han sufrido con tanta intensidad la crisis financiera mundial, sin dudas la misma impone fuertes restricciones a sus políticas económicas. Más aún en el caso de economías pequeñas y abiertas como la uruguaya.

En este contexto, nuestro país debe tomar serios recaudos en todos los aspectos de su manejo económico y en particular de su situación fiscal que, si bien como se mencionó ha mejorado mucho desde la crisis de 2002, aún está lejos de ser inmune a los cambios de la coyuntura regional y mundial. Analizar la situación fiscal del país es un insumo fundamental para la planificación económica, incluso en momentos de estabilidad como el que se registraba unos meses atrás.

El objetivo de esta investigación es, entonces, enriquecer los análisis de vulnerabilidad y sostenibilidad de la deuda pública uruguaya. Se busca construir una metodología para cuantificar la vulnerabilidad del ratio D/Y a las variables relevantes en la determinación de su trayectoria. El principal aporte de esta investigación radica en considerar la estructura de covarianzas que determina las interacciones entre las variables relevantes en la dinámica del ratio D/Y . Ello permitiría cuantificar el efecto dinámico conjunto que las innovaciones económicas estructurales que afectan al sistema generan sobre las variables relevantes, y por tanto sobre la trayectoria esperada del ratio.

La metodología econométrica propuesta es la de SVAR. Se propone entonces la construcción de un SVAR que incluya como variables endógenas a las relevantes en la dinámica de la deuda, sobre el que podrán identificarse los principales *shocks* estructurales que determinan la trayectoria de dichas variables. Dado que esta metodología permite cuantificar la vulnerabilidad del ratio D/Y a la ocurrencia de dichos *shocks*, es posible determinar los efectos del *shock* financiero internacional sobre los indicadores de sostenibilidad de la deuda.

El trabajo está organizado de la siguiente manera, en la sección siguiente se describe la metodología propuesta para el análisis de vulnerabilidad fiscal. En la sección III se presentan las estimaciones y los resultados del SVAR y en la cuarta sección se incluyen los resultados del análisis de vulnerabilidad. Por último, la sección final contiene las principales conclusiones.

2. Análisis de vulnerabilidad: Metodología propuesta

2.1. Conceptos básicos

Analizar la situación en la que se encuentra un gobierno en cuanto a su posición deudora genera el problema de encontrar los medios más adecuados para reflejar la realidad en estudio, de la manera más sencilla, pero a la vez más ilustrativa posible. En el estudio pormenorizado de la situación fiscal de un país, se destacan cuatro aspectos entrelazados que miran desde distintos ángulos la temática aludida.²

Los países, en la medida que contraen deuda, están asumiendo un compromiso que deberán cumplir. En tal sentido, interesa cuantificar la situación en la que se encuentra una economía tomando en cuenta el *stock* de su deuda en determinado momento, con relación a sus posibilidades de pago a futuro. Surge así el concepto de *solvencia fiscal*.

Ecuación 1

$$d_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \left[\frac{(1+g)}{(1+r)} \right]^j s_{t+j}$$

Donde:

- dt: deuda pública no monetaria al final del período t como proporción del Producto Interno Bruto (PIB),
- st: superávit primario como proporción del PIB en el período t,
- gt: tasa de crecimiento real del producto en el período t,
- rt: tasa de interés real promedio sobre la deuda pública en el período t.

De esta definición de solvencia debe notarse algo importante; el estudio de la solvencia trae a un primer plano la vieja frase «los países no quiebran».³ Es decir, la Ecuación 1 siempre podrá cumplirse, aunque para ello sea necesario un ajuste futuro significativo y con múltiples costos para la economía. El concepto de solvencia no incorpora el peso de las decisiones políticas, incluyendo el riesgo de *default*.

Para superar este inconveniente, se introduce el concepto de *sostenibilidad* de la política fiscal.⁴ Se entiende por esta, la situación en la que un gobierno logra la solvencia, sin necesidad de grandes ajustes en sus ingresos y egresos futuros, al costo de financiamiento de mercado.⁵ Por tanto, la solvencia es una condición necesaria pero no suficiente para la sostenibilidad. Este último concepto se acerca más al carácter social y político de las decisiones que involucra la deuda como obligación.

Para alcanzar la sostenibilidad fiscal es entonces necesaria la condición de solvencia, no obstante, debe considerarse a su vez la situación de liquidez que presente el

2 Los mencionados conceptos surgen de Buitier (1983), Blanchard (1990), Chalk y Hemming (2000). Asimismo se utilizan conceptos tomados de Rial y Vicente (2003), Borchardt, Rial y Sarmiento (1998).

3 Walter Wristow, ex presidente de Citicorp (comienzos de la década del ochenta).

4 La definición de este concepto se basa en Rial y Vicente (2003).

5 IMF (2003).

gobierno. Por liquidez, se entiende los activos fácilmente realizables y el financiamiento disponible con el que cuenta el gobierno para hacer frente a sus obligaciones. La sostenibilidad de la política fiscal podrá entonces descansar en una mayor solvencia o en una mayor liquidez, dependiendo de la situación del gobierno.

Interesa asimismo definir el concepto de *vulnerabilidad*. El mismo refiere al riesgo que enfrenta una economía de perder su condición de solvencia o liquidez ante cambios en las variables macroeconómicas relevantes. Países como Uruguay, de economía pequeña y abierta, están altamente expuestos a la variación de variables como los precios relativos, las condiciones de acceso a los mercados de crédito, las tasas de interés internacionales, etcétera. Asimismo, la evolución histórica del nivel de actividad del país, sumamente volátil, también demuestra la vulnerabilidad del país en cuanto a la tasa de crecimiento real. Por otra parte, la evolución de la prima de riesgo país (representada a través del UBI), deja de manifiesto la volatilidad de esta variable.

2.2. Principales antecedentes

Los análisis tradicionales de vulnerabilidad y sostenibilidad fiscal se basan en simulaciones de mediano y largo plazo del ratio D/Y , dado un conjunto de predicciones sobre la evolución de las variables macroeconómicas y algunos supuestos sobre la política fiscal. La evolución esperada del ratio D/Y es interpretada como un indicador de la sostenibilidad de mediano plazo, en las condiciones macroeconómicas futuras más probables.

Si bien en esos análisis se reconoce la importancia de considerar la incertidumbre como un factor relevante del análisis, la misma se incluye desde una perspectiva determinística, analizando escenarios alternativos en los que, una variable a la vez, es afectada por un *shock* negativo (menores tasas de crecimiento, mayores tasas de interés, resultados fiscales inferiores, o mayores tasas de devaluación real).

Este procedimiento, que ha sido ampliamente utilizado, permite construir escenarios que brindan un marco de referencia razonable para reflexionar acerca de la evolución futura más probable del ratio D/Y , en función de diferentes trayectorias de las variables relevantes.

Sin embargo, Celasun, Debrun y Ostry (2006), destacan algunas debilidades del análisis tradicional.

Estos autores mencionan tres limitaciones fundamentales:

- en primer lugar, la correlación de los *shocks* en las variables relevantes y por tanto su respuesta conjunta, no son tenidas en cuenta en los análisis tradicionales;
- en general se asume que la política fiscal no reacciona ante cambios en el entorno macroeconómico, es decir, se la asume como una variable exógena;
- por último, en un contexto de incertidumbre, cada *shock* individual tiene una probabilidad de ocurrencia nula, lo que imposibilita cuantificar el riesgo.

Para superar estas limitaciones los autores construyen un algoritmo que permite abordar el problema de la sostenibilidad de la deuda desde una perspectiva estocástica.

El algoritmo comprende tres etapas:

- Estimación de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR). El mismo permite determinar la interrelación entre las variables relevantes (tasa de crecimiento del PIB, tasas de interés y tipo de cambio), así como la obtención de proyecciones consistentes de dichas variables.
- Estimación de una función de reacción fiscal.⁶
- Por último, combinan los resultados de los puntos anteriores para estimar las posibles trayectorias del ratio D/Y. Realizando simulaciones de los *shocks*, obtienen un elevado número de proyecciones por año, lo que les permite construir una función de distribución para dicho ratio.

En la misma dirección que los autores anteriores, Garcia y Rigobon (2004) aplican una metodología similar para analizar la sostenibilidad de la deuda en Brasil. La principal diferencia radica en la inclusión del resultado fiscal en el modelo VAR. Esta diferencia implica asumir una política fiscal totalmente endógena al resto de las variables determinantes, es decir, la autoridad fiscal no tendría ningún mecanismo para afectar el resultado fiscal en forma discrecional.

Branhill y Kopits (2003), con el objetivo de desarrollar una metodología que permita cuantificar el riesgo inherente a la política fiscal, proponen la aplicación de un modelo de Value-at-Risk (VaR) para el sector público de países emergentes, que aplican al caso de Ecuador. En términos generales, esta metodología consiste en la estimación del valor presente de los principales componentes del resultado fiscal, y una matriz de varianzas y covarianzas de las variables relevantes que las determinan. En base a estos insumos, los autores construyen una medida de riqueza neta del gobierno ajustada por riesgo, que se describe en la Ecuación 2.

$$\text{Ecuación 2} \quad W^* = W - VaR(W)$$

En la que W representa la riqueza neta del gobierno, en tanto que $VaR(W)$, define el «Value at Risk» de dicha riqueza.

2.3. Descripción de la metodología propuesta

Un aporte relevante que puede realizarse a los análisis tradicionales de vulnerabilidad fiscal, radica en considerar la estructura de covarianzas que determina las interacciones entre las variables determinantes de la dinámica del ratio D/Y. Ello permitiría captar correctamente el efecto dinámico conjunto que las innovaciones económicas estructurales que afectan al sistema, generan sobre las variables relevantes y por tanto sobre la trayectoria esperada del ratio.

Si bien las investigaciones comentadas en el apartado anterior representan un complemento importante a los análisis tradicionales la sostenibilidad fiscal, las mismas no abordan directamente la limitación recién mencionada. En efecto, como lo establecen

6 La función de reacción tiene la siguiente forma: $p_{it} = a_0 + \rho \cdot d_{it-1} + \gamma gap_{it} + X_{it} \beta + \eta_i + e_{it}$, donde p es el resultado fiscal como porcentaje del PIB, del ratio D/Y, gap la brecha de PIB y X es un vector de variables de control.

Stock y Watson (2001), las técnicas de Vectores Autorregresivos han probado ser eficaces en la descripción de la dinámica conjunta y en la realización de predicciones de las variables seleccionadas. Sin embargo, cuando se trata de realizar inferencia sobre las relaciones estructurales entre las variables, surge el «problema de identificación». Como lo indican estos autores, dado que en general las variables endógenas del VAR están correlacionadas, los términos de error de las diferentes ecuaciones de la forma reducida también lo están.

La función de impulso-respuesta calculada sobre la base del VAR en su forma reducida representa el efecto conjunto de todos los *shocks* primarios que pueden afectar a una variable. Dicho efecto carece de sentido económico. Por tanto, si bien la metodología basada en la estimación de un VAR, que incluya como variables endógenas a las relevantes en la dinámica de la deuda agrega nuevos elementos al análisis tradicional, no aporta las herramientas necesarias para controlar el análisis en función de las interrelaciones entre las variables relevantes. En efecto, mediante esta metodología no es posible cuantificar los efectos que los *shocks* estructurales sobre cada una de las variables generan sobre el resto del sistema, lo que impide concluir acerca de las consecuencias finales de dicho *shock* sobre la trayectoria del ratio D/Y.

Una solución al problema de la correlación de los errores en los VAR ha sido la estimación recursiva del modelo. Si se tratara de un VAR de tres variables, este procedimiento implicaría suponer que la primer variable solo es explicada por sus propios rezagos y por los rezagos de las otras dos. En la segunda ecuación, se incluye además como variable explicativa el valor contemporáneo de la primera, en tanto que para la tercera ecuación además de los rezagos de todas las variables, los valores contemporáneos de las dos primeras son incluidas como variables explicativas. Esta metodología permite obtener residuos incorrelacionados entre las ecuaciones, por lo que la función de impulso-respuesta se calcula sobre la base de impulsos ortogonales entre sí ($\varepsilon_{i,t}$). Sin embargo, debe notarse que los resultados dependerán del orden en que se hayan incluido las variables en el VAR; al cambiar el orden pueden obtenerse resultados completamente diferentes. Por tanto, el orden que se elija para las variables no debería ser al azar. Por el contrario, para que la función de impulso respuesta cobre sentido económico, el orden elegido debería estar respaldado por conceptos provenientes de la teoría (Stock y Watson, 2001).

En esta investigación se propone entonces la construcción de un SVAR que incluya como variables endógenas a las relevantes en la dinámica de la deuda. Ello permitirá la identificación de los efectos de los *shocks* estructurales ($\varepsilon_{i,t}$) sobre todo el sistema. De esta forma, se obtendría una aproximación a las consecuencias que una innovación primaria en alguna de las variables genera en la evolución del ratio D/Y. Como fue comentado, esta metodología requiere de un fundamento teórico que permita identificar las relaciones estructurales entre las variables del modelo. Por este motivo, en el apartado que sigue se desarrolla el modelo macroeconómico que servirá de base para el análisis.

Otro aspecto relevante, refiere al tratamiento de la política fiscal. Como fue mencionado, algunos autores⁷ incluyen al resultado fiscal como una variable endógena en el modelo. Esta decisión implica suponer que las autoridades fiscales no tienen posibilidad de afectar discrecionalmente los resultados, es decir, el resultado fiscal vendría dado por la evolución del resto de las variables. Así, el poder de decisión de la política sería nulo. La falta de realismo de este supuesto nos lleva a realizar un tratamiento de la política fiscal similar al realizado por Celasun, Debrun y Ostry (2006).

Estos autores estiman una función de reacción fiscal en la que se pretende medir como han reaccionado las autoridades fiscales ante las variaciones en el entorno macroeconómico y el nivel de endeudamiento. Esta función permite captar el componente endógeno del resultado fiscal (que responde a la evolución del entorno macro), pero también el exógeno, que describe la conducta discrecional de las autoridades. De este modo, los autores determinan la evolución futura del resultado fiscal en base a la evolución esperada del entorno macro y el comportamiento esperado de las autoridades.

Por tanto, las predicciones de la política fiscal se realizan en base a la aplicación de cierta regla de conducta fiscal (función de reacción) que se espera sea cumplida por las sucesivas autoridades. Dado que en nuestro país existe una regla sobre el nivel de endeudamiento, se optó por utilizar una de ese tipo. A tales efectos, la regla fiscal elegida se basará en el criterio de establecer una reducción a tasa decreciente sobre el ratio D/Y , en el entendido que a menor ratio D/Y , la necesidad y los beneficios de reducirlo son menores. Por ello, se parte de una sustracción de 3 puntos al ratio inicial para luego ir descendiendo. La Ecuación 3 formaliza estos conceptos.

$$\text{Ecuación 3} \quad PR_t = (1 - 0,03)^{t-1} - (1 - 0,03)^t$$

donde PR_t : Puntos porcentuales que se restan al ratio D/Y en el período t .

Por tanto, utilizando el criterio anteriormente explicado para el cálculo de los puntos porcentuales a sustraer del ratio D/Y en cada período, se obtiene la siguiente expresión para la evolución del ratio:

$$\text{Ecuación 4} \quad (D/Y)_t = (D/Y)_{t-1} - PR_t$$

2.4. Modelo de referencia

Se describe aquí el modelo teórico que permitirá identificar los *shocks* estructurales más relevantes que afectan a las variables de interés. No se pretende identificar todas las innovaciones primarias, sino solo las más relevantes, de manera de trabajar con un número reducido de ecuaciones en las estimaciones econométricas.⁸

⁷ Véase García y Rigobon (2004).

⁸ Cuanto mayores dimensiones adopte el modelo, mayor será la precisión de las estimaciones, pero las restricciones que imponen la longitud de las series estadísticas disponibles obligan a trabajar con un número reducido de variables.

El modelo que se presenta en esta sección es un modelo keynesiano que surge de una adaptación para economías pequeñas y abiertas del modelo de Blanchard y Quah (1988). Las modificaciones más significativas refieren a la inclusión de ecuaciones de determinación del tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos (TCR), del riesgo país y de la tasa de interés mediante la imposición de una regla de Taylor. El modelo se compone entonces de una función de demanda agregada, una de producción, una regla de fijación salarial, un mecanismo de formación de precios, una ecuación para el tipo de cambio real, una para la determinación del riesgo país y una regla de política monetaria:

$$\text{Ecuación 5} \quad y_t = a_1 \theta_t + a_2 (e + p^* - p)_t - r_t$$

$$\text{Ecuación 6} \quad r_t = i_t - p_t$$

$$\text{Ecuación 7} \quad y_t = n_t + \theta_t$$

$$\begin{aligned} \text{Ecuación 8} \quad p_t &= (1 - b_1)w_t + b_1(e + p^*)_t \Rightarrow \\ p_t &= w_t + \frac{b_1}{1 - b_1}(e + p^* - p)_t \Rightarrow \\ &\Rightarrow p_t = w_t + f(e + p^* - p)_t \end{aligned}$$

$$\text{Ecuación 9} \quad w_t = w \quad / E_{t-1} n_t = \bar{N}$$

$$\text{Ecuación 10} \quad UBI_t = d_1 \Delta(e + p^* - p)_{t-1} + d_2 (\bar{N} - n_t) + \mu_t$$

$$\text{Ecuación 11} \quad (e + p^* - p)_t = c_1 \theta_t + c_2 \mu_t + \lambda_t + \varepsilon_t^n$$

$$\text{Ecuación 12} \quad i_t = \left[\varphi_{\pi} (\Pi_t - \bar{\Pi}) + \varphi_y (y_t - \bar{y}) \right] + \delta_t + \mu_t$$

Donde y_t , es el log del PIB, θ_t el log de la productividad de los factores productivos, p_t el log del nivel de precios domésticos, p_t^* el log del nivel de precios internacionales (se considera el nivel de precios de Estados Unidos), e_t el log del tipo de cambio nominal, UBI_t el indicador de riesgo país de la economía, n_t el log del nivel de empleo, \bar{N} el nivel de empleo de pleno empleo, w_t el log del salario nominal promedio de la economía, i_t es la tasa de interés en moneda nacional, r_t la tasa de interés real y $\bar{\Pi}$ y \bar{y} son el objetivo de inflación del Banco Central (BCU) y el producto de pleno empleo de los factores productivos. Se supone que la dotación de factores productivos está fija, por lo que \bar{N} es constante en el tiempo⁹.

9 La Ecuación 5 representa la demanda agregada como función de la productividad de los factores productivos, del TCR y de la tasa real de interés.

La Ecuación 6 representa la función de producción (Cobb-Douglas con rendimientos a escala constantes) dependiente de la dotación de factores (se toma un único factor productivo, el trabajo), y de su productividad.

Para resolver el modelo se supone que las variables $\theta_t, \mu_t, \lambda_t$ y δ_t se comportan como caminatas al azar. Así:

$$\text{Ecuación 13} \quad \theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t^r$$

$$\text{Ecuación 14} \quad \lambda_t = \lambda_{t-1} + \varepsilon_t^p$$

$$\text{Ecuación 15} \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^*$$

$$\text{Ecuación 16} \quad \delta_t = \delta_{t-1} + \varepsilon_t^n$$

Donde los ε_t^i se comportan como ruido blanco. Los *shocks* $\varepsilon_t^r, \varepsilon_t^*, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^n$ son interpretados entonces como los principales *shocks* económicos estructurales o primarios que afectan a la economía. Los ε_t^r representan los *shocks* reales o de oferta, los ε_t^* dan cuenta de los *shocks* financieros internacionales que afectan el sentimiento de los mercados, los ε_t^p a otros *shocks* internacionales que afectan los precios relativos, y ε_t^n a los *shocks* de política monetaria. Los *shocks* primarios identificados en el modelo están incorrelacionados dos a dos, es decir, su matriz de varianzas y covarianzas es diagonal.

La solución del modelo indica¹⁰ que en el largo plazo el PIB sólo es afectado por los *shocks* reales. La prima por riesgo país en el largo plazo es afectada tanto por los *shocks* reales como por los *shocks* financieros internacionales. Por su parte, el TCR de largo plazo se ve afectado tanto por los *shocks* reales como por los *shocks* financieros internacionales.¹¹ Por último, la tasa de interés de largo plazo está determinada tanto por los *shocks* reales como por los nominales.

En la Ecuación 7 se representa el nivel de precios internos como una combinación lineal de los precios de los bienes y servicios transables y no transables, representados por los precios internacionales denominados en moneda doméstica y el salario nominal promedio, respectivamente. Se considera que estos últimos se fijan de manera de maximizar el empleo en el siguiente período (Ecuación 8).

La Ecuación 9 representa una versión simplificada de una de las especificaciones propuestas por Powell y Martínez (2008) para la calificación de riesgo país, que depende de la volatilidad del TCR, del estado general de la economía (representado aquí por el nivel de desempleo), y de otros factores (μ_t).

La Ecuación 10 supone que la evolución del TCR está determinada por la de sus fundamentos, por otras variables exógenas (λ_t) —como alteraciones en los términos de intercambio o en la tasa de interés internacional—, por factores exógenos que afectan al riesgo país, y por innovaciones de política monetaria que generan efectos de corto plazo sobre el TCR (ε_t^n).

La Ecuación 11 establece que la tasa de interés doméstica se determina por una regla de Taylor —los coeficientes φ_π y φ_y representan la ponderación de la estabilidad de precios y del nivel de actividad en la función de las preferencias del BC—, por otros factores aleatorios que inciden en las decisiones del BC (δ_t), y por los efectos de los shocks en el riesgo país.

10 La solución del modelo no se presenta en el documento; en caso de interés puede ser solicitada a los autores.

11 Calvo, Izquierdo y Talvi (2002), dan una explicación al hecho de que los *shocks* en la prima por riesgo país generen efectos permanentes sobre el nivel del TCR. Un *shock* negativo sobre la prima de riesgo —derivada, por ejemplo, de un incremento de la aversión al riesgo de los agentes— provoca una salida

3. Resultados empíricos del VAR estructural

3.1. Aspectos metodológicos para la construcción del SVAR

En este apartado se presentan los aspectos metodológicos fundamentales asociados a la construcción del SVAR, en el que se incluirá la transformación estacionaria de las variables que permitan identificar los *shocks* estructurales.

Así los vectores X_t y ε_t serán $[\Delta y, \Delta UBI, \Delta(TCR), \Delta(I+i)]'$ y $(\varepsilon_t^r, \varepsilon_t^*, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^n)'$, respectivamente. Asumiendo que el vector X_t sigue un proceso estacionario en covarianza, el modelo estructural puede representarse como un proceso infinito de medias móviles. Es decir, existe la descomposición de Wald del modelo y puede expresarse de la siguiente forma:

$$\text{Ecuación 17} \quad X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} \dots = A(L) \varepsilon_t \quad \text{con} \quad \varepsilon_t \approx (0, \Sigma)$$

Donde L es el operador de rezagos, de forma que;

$$\text{Ecuación 18} \quad A(L) = \sum_{s=0}^{\infty} A_s L^s = A_0 + A_1 L + A_2 L^2 + \dots$$

El objetivo de esta sección es identificar las matrices A_s que, como se indicó antes, contienen las funciones de impulso-respuesta de las variables a los *shocks* estructurales.

El supuesto de que los ε_t^i son ortogonales entre sí implica que la matriz Σ es diagonal. Ello permite, sin pérdida de generalidad, normalizar la matriz de modo tal que $\Sigma = I$. Dado que el vector X_t presenta un comportamiento estacionario en covarianza, puede estimarse un modelo VAR y expresarlo como un proceso infinito de medias móviles;

$$\text{Ecuación 19} \quad X_t = u_t + \Psi_1 u_{t-1} + \Psi_2 u_{t-2} + \dots = \Psi(L) u_t \quad \text{con} \quad u_t \approx (0, \Omega)$$

Comparando la Ecuación 17 con la Ecuación 19 se observa que las innovaciones originales están relacionadas con las del VAR de manera tal que;

$$\text{Ecuación 20} \quad u_t = A_0 \varepsilon_t, \text{ y } A_s = \Psi_s A_0$$

Por lo tanto, conocer la matriz A_0 permite construir los vectores ε_t y las matrices A_s a partir de los vectores u_t y las matrices Ψ_s que surgen de la estimación del VAR en su forma reducida. De la Ecuación 17, la Ecuación 19 y la Ecuación 20 se deduce que,

de capitales y desbalances externos, que sólo se corrige a partir de una mejora del resultado comercial, que se alcanza mediante una depreciación real de la moneda. Dado que los efectos del *shock* sobre la prima por riesgo son de carácter permanente, preservar el equilibrio externo inicial requiere mantener el resultado comercial alcanzado luego de la depreciación, por lo que el TCR debe mantenerse en su nuevo nivel. Para un análisis más detallado, véase Calvo, Izquierdo y Talvi (2002).

Debido a que Ω es simétrica, la Ecuación 2 1 impone $n(n+1)/2$ restricciones (con n = número de variables del modelo) sobre los n^2 elementos distintos de A_0 y los $n(n+1)/2$ elementos distintos de Σ . Por tanto, la identificación del sistema requiere n^2 restricciones adicionales. Asumir que $\Sigma=I$, agrega $n(n+1)/2$ restricciones, por lo que finalmente, $n(n-1)/2$ restricciones adicionales siguen siendo necesarias para identificar el sistema. En el caso que aquí se trata, un modelo de cuatro variables, la identificación requiere entonces de seis restricciones adicionales.

En la literatura referente a los SVAR, estas restricciones han tomado diversas formas. Algunos autores imponen restricciones en las interacciones contemporáneas entre las variables del sistema. La mismas implican la exclusión de algún elemento de la matriz A_0 que en general, se justifica mediante supuestos de «respuesta demorada» de alguna variable ante cambios en otra. Estos supuestos pueden abarcar todas las interacciones relevantes entre las variables,¹² o solo algunas. En este último caso, mediante las relaciones causales determinadas a priori, se construyen variables instrumentales que permiten estimar las relaciones contemporáneas, mediante la utilización de regresiones de variables instrumentales.¹³ Como lo indican Faust y Leeper (1997) esta metodología ha mostrado ser de gran utilidad, pero no siempre es posible encontrar en la teoría las restricciones contemporáneas necesarias para identificar al modelo. Para superar esa limitación, Blanchard y Quah (1988) plantean una metodología alternativa para la identificación del sistema que consiste en la imposición de restricciones de largo plazo provenientes de un modelo de la teoría macroeconómica.

Como se observa en la Ecuación 16, el efecto contemporáneo del vector ε_t sobre el X_t está dado por la matriz A_0 , mientras que los efectos rezagados están determinados por los elementos (a_{ij}) de las matrices A_s ($\forall s \geq 1$). Por lo que las restricciones de largo plazo deben realizarse sobre los elementos de las matrices A_s .

Del modelo macroeconómico de referencia se derivan siete restricciones de largo plazo al sistema.¹⁴ El hecho de que en el largo plazo el PIB solo sea afectado por los *shocks* reales, impone tres restricciones. Las otras cuatro restricciones refieren a que ni los *shocks* nominales ni los de precios relativos afectan en el largo plazo a la prima por riesgo país, a que los *shocks* nominales no afectan al TCR y a que la tasa de interés no es

12 La aplicación de esta metodología implica en este caso la exclusión de seis elementos de la matriz A_0 .

13 Para aplicaciones de esta metodología véase, por ejemplo, Blanchard y Perotti (2002), o De Castro y Hernández de Cos (2006).

14 Las restricciones de largo plazo presentan algunas limitaciones. Faust y Leeper (1997) establecen que no existen pruebas de hipótesis consistentes para los parámetros de las funciones de impulso respuesta debido a la incertidumbre asociada a la estimación de $\Psi(1)$, en base a muestras finitas. Dicha incertidumbre se transfiere, vía las restricciones de largo plazo, a las funciones de impulso respuesta. Esta limitación puede superarse asumiendo un orden conocido para el VAR. Alternativamente, es posible generalizar las restricciones de largo plazo mediante otras que implican restricciones «neighborhood of frequency zero, instead of just a restriction at the point zero» (Blanchard y Quah (1988)).

afectada en el largo plazo por los *shocks* de precios relativos. En términos matemáticos, estas restricciones implican que:

$$\sum_{s=0}^{\infty} a_{12}(s) = \sum_{s=0}^{\infty} a_{13}(s) = \sum_{s=0}^{\infty} a_{14}(s) = \sum_{s=0}^{\infty} a_{23}(s) = \sum_{s=0}^{\infty} a_{24}(s) = \sum_{s=0}^{\infty} a_{34}(s) = \sum_{s=0}^{\infty} a_{43}(s) = 0$$

Debe notarse que las restricciones antes indicadas implican restricciones a los efectos de las innovaciones sobre el nivel de las series. A modo de ejemplo, el elemento a_{12} de la matriz A_s representa el efecto sobre Δy de una innovación en ΔUBI luego de s períodos, por tanto

$\sum_{s=0}^k a_{12}(s)$ recoge el efecto sobre y luego de k períodos.

Llamando $A(1)$ a la suma de las matrices A_s de modo que $A(1) = A_0 + A_1 + A_2 + \dots$; las siete condiciones implican la exclusión de siete elementos en la matriz $A(1)$ ¹⁵, por lo que dicha matriz toma la siguiente forma:

Ecuación 2.2

$$A(1) = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 \\ a_{31}(1) & a_{32}(1) & a_{33}(1) & 0 \\ a_{41}(1) & a_{42}(1) & 0 & a_{44}(1) \end{bmatrix}$$

Como lo demuestra Hamilton (1994), la función de impulso-respuesta sobre los *shocks* estructurales puede ser calculada estimando la matriz $A(1)$ por máxima verosimilitud y utilizando la igualdad establecida en la Ecuación 2.0.

3.2. Resultados

En la estimación del SVAR se consideraron las primeras diferencias de las series trimestrales del PIB, riesgo país, tipo de cambio real y tasa de interés, en su transformación logarítmica para el período 1991.1 - 2009.1.¹⁶ El vector de variables endógenas es el siguiente:

Ecuación 2.3

$$[\Delta y, \Delta UBI, \Delta(TCR), \Delta(1+i)]$$

Asimismo se incluyeron algunas variables deterministas como dummies estacionales y el efecto pascua. Como variable exógena también se incluyó la tasa de referencia de la FED, que en algunos casos resultó significativa en la ecuación de la tasa de interés local. Para determinar la cantidad de rezagos a incluir se consideraron los criterios usuales de

¹⁵ Nótese que $A(1) = A_0 + A_1 + A_2 + \dots$, de donde $a_{12}(1) = \sum_{s=1}^{\infty} a_{12}(s)$.

¹⁶ Los test ADF arrojaron una raíz unitaria en todos los casos. La elección del período obedece a la falta de datos de los EMBI anteriores al primer trimestre de 1991.

información y los test de exclusión de rezagos. Finalmente el modelo estimado incluyó dos rezagos.¹⁷

Como se mencionó antes, la construcción del SVAR permite estimar funciones de impulso respuesta de las variables endógenas, frente a los *shocks* estructurales identificados. A partir de las simulaciones de impulso-respuesta, se identificaron los efectos de cada uno de los *shocks* sobre el resto del sistema, lo que permitió cuantificar los efectos diferenciales de los mismos sobre la evolución del ratio D/Y.

En el Gráfico 1 se presentan las funciones de impulso-respuesta más relevantes para los objetivos de esta investigación¹⁸. Del mismo pueden extraerse, al menos, dos conclusiones generales relevantes. En primer lugar se encontraron funciones de impulso-respuesta no nulas, lo que justifica la importancia de considerar la estructura de covarianzas de las variables relevantes en los análisis de sostenibilidad; no considerarla implicaría subestimar los efectos de los *shocks* sobre los indicadores de sostenibilidad. A modo de ejemplo, un *shock* real negativo no solo afectaría el ratio D/Y vía una reducción del PIB, sino que los incrementos en los precios relativos y el nivel del UBI, generarían un efecto en el mismo sentido. En segundo lugar, los resultados son consistentes con el modelo teórico de referencia presentado, lo que permite concluir que el mismo describe razonablemente bien las interacciones entre las principales variables.

17 No se presentan aquí las estimaciones completas (que pueden ser solicitadas a los autores), sino que solo se comentan los resultados del análisis de impulso-respuesta del modelo.

18 No se presentan las funciones de impulso-respuesta asociadas a la tasa de interés doméstica ya que los efectos de variaciones en la tasa de interés sobre la deuda se estudian a través de las variaciones del UBI.

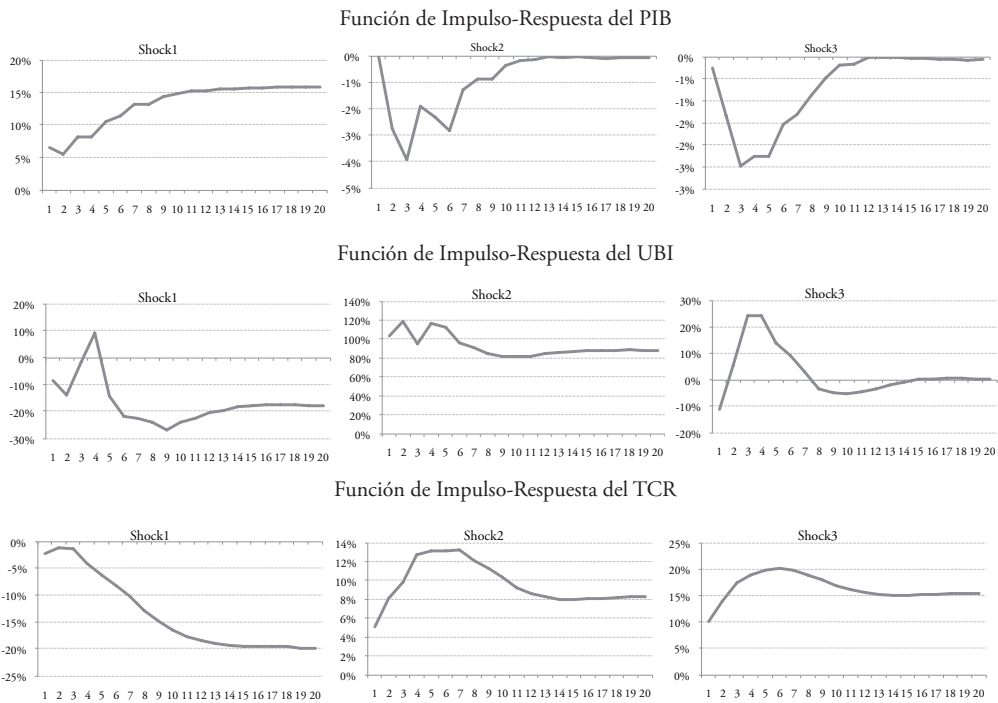


Gráfico 1. Funciones de Impulso-Respuesta trimestrales de las principales variables (tres desviaciones estándar).

Nota: *shock 1*=*shock* real, *shock 2*=*shock* financiero internacional, *shock 3*=*shock* de precios relativos

En cuanto al análisis particular de cada una de las innovaciones primarias identificadas, es importante destacar la relevancia de los mercados financieros internacionales como determinantes del entorno macroeconómico interno. La inestabilidad macroeconómica mostrada por la economía uruguaya a lo largo de su historia unida a los altos niveles de endeudamiento y descalce de monedas entre las fuentes de ingreso y la deuda del sector público explican la elevada vulnerabilidad a los flujos de financiamiento externo. Como se observa en el Gráfico 1, *shocks* en los mercados financieros internacionales que disminuyen las preferencias de los inversores por los mercados emergentes tienen consecuencias muy significativas en la prima por riesgo país, lo que, vía salidas de capitales y la necesidad de realizar correcciones cambiarias, se traduce en efectos reales de magnitud significativa. El gráfico también muestra que luego del *shock* financiero el PIB recibe un impacto negativo próximo al 4%, que tarda 12 trimestres en desaparecer.

De esta forma el impacto de un *shock* financiero internacional sobre los indicadores de sostenibilidad se observaría por tres canales, uno directo y dos indirectos. El primero refiere al incremento del riesgo país producto de la retracción de los flujos de financiamiento y la disminución de las preferencias por los mercados emergentes; lo

cual incrementa el costo del endeudamiento y erosiona los indicadores de sostenibilidad. Los canales indirectos estarían asociados a los efectos reales y sobre las paridades cambiarias derivados del *shock*. La reducción del PIB genera un incremento del ratio D/Y, en tanto que los elevados niveles de dolarización y descalce que aún se observan en la hoja de balance del sector público determinan que el ajuste cambiario también erosione las mediciones de sostenibilidad.

Cabe destacar que, como se observa en el Gráfico 1, los *shocks* financieros que elevan el nivel del UBI tienen efectos permanentes sobre el TCR. Los argumentos expuestos por Calvo, Izquierdo y Talvi (2002) explican dicho comportamiento. Una realización positiva del término ε_i^* generada, por ejemplo, por un incremento de la aversión al riesgo de los agentes, provoca una salida de capitales y por ende un desequilibrio de los balances externos. Para recuperar el equilibrio es necesario un mayor resultado comercial, que se alcanza con una depreciación real de la moneda. Dado que los efectos de ε_i^* sobre la prima por riesgo son de carácter permanente, mantener el equilibrio externo inicial requiere que el TCR se mantenga en su nuevo nivel para preservar el resultado comercial alcanzado luego de la depreciación.

Por último, es importante notar que tanto el UBI como el TCR presentan una sobre-reacción luego del *shock* financiero. La condición de «mercado emergente» de la economía uruguaya podría explicar este comportamiento. En efecto, dicha condición podría implicar que las noticias negativas en los mercados financieros internacionales, se amplifiquen en nuestro país generando mayores salidas de capitales, e incrementando la magnitud necesaria de la corrección cambiaria. En este sentido, es interesante notar que luego del impacto inicial del *shock*, el UBI se mantiene casi 8 trimestres por encima de su equilibrio final, resultado que apoya la hipótesis planteada.

En relación con los *shocks* de precios relativos, caben comentarios similares a los realizados para el *shock* financiero. Es de destacar que en este caso, solo se observan efectos permanentes para el TCR (ya que si bien tanto el PIB como el UBI reciben un impacto significativo el mismo se desvanece luego de ocho trimestres).

Finalmente, como lo establecía el modelo teórico de referencia, los *shocks* reales o de oferta, generan consecuencias permanentes sobre todas las variables analizadas. Un *shock* de oferta positivo eleva el nivel del PIB, en tanto que sitúa al UBI y al TCR en niveles inferiores a los que se habrían observado en ausencia del *shock*. En particular, el efecto de un *shock* de oferta de tres desvíos sobre estas variables alcanzaría al 20%.

3. 4. Análisis de vulnerabilidad

En base a la metodología desarrollada, en este capítulo se analiza la evolución del ratio D/Y en el mediano plazo (2010 a 2020) y la sensibilidad del mismo frente a *shocks* en sus determinantes. Inicialmente se presentan las proyecciones para un escenario base y posteriormente se simulan los *shocks* en las variables relevantes con el fin de evaluar el impacto en la trayectoria del nivel de endeudamiento. En todos los casos

se consideran *shocks* de tres errores estándar. A continuación se describe brevemente la metodología utilizada en el análisis de vulnerabilidad:

- Las proyecciones del PIB, de la Inflación en dólares y del UBI fueron realizadas en base a la forma reducida del VAR que se utilizó como base para la construcción del SVAR presentada en este capítulo. Por tanto, las mismas son internamente consistentes con las interrelaciones que existen entre las variables. En el escenario base, las variables se proyectan asumiendo la inexistencia de *shocks*.
- Se utiliza la regla fiscal definida anteriormente. Como consecuencia, el superávit primario del sector público queda determinado por el cumplimiento de dicha regla. De esta forma, el ratio D/Y evoluciona de forma tal que alcanza al final del período analizado un nivel de 23%. Dado que la regla fue elegida con cierta arbitrariedad, se probaron diferentes diseños de reglas a los efectos de comparar los resultados. Se aplicaron diferentes reglas sobre el resultado primario y sobre la evolución del gasto. Si bien la evolución del ratio D/Y varía en función de la regla impuesta, las conclusiones acerca de su sensibilidad a los *shocks* no se modifican. Por ello, el diseño de la regla no afecta las conclusiones fundamentales del análisis.
- El análisis fue realizado en base a los calendarios de vencimientos de títulos, préstamos e intereses que proporciona el BCU con datos a junio de 2008. Asimismo, fue necesario considerar la información desagregada del circulante por tipo de instrumento que proporciona dicha institución, a los efectos de reconstruir el calendario con un mayor nivel de detalle en cuanto a la composición por monedas y los tipos de interés de los vencimientos de cada período. Este procedimiento permite evaluar adecuadamente el impacto que una modificación en los precios relativos o las tasas de interés genera sobre el valor de la deuda. En base a esta desagregación, en todos los períodos se lograron cifras globales muy próximas a las incluidas en el calendario oficial. Se encontraron algunas discrepancias marginales que se deben a la diferencia entre las fechas de actualización de los calendarios globales y la información detallada del circulante por tipo de instrumento.
- En cuanto a las nuevas emisiones de deuda en el período de análisis, se supone que los vencimientos del principal de los préstamos son financiados con nuevos préstamos. Los vencimientos restantes (intereses de préstamos y principal e intereses de Títulos) son financiados con el resultado primario y, eventualmente, con emisión de nuevos Títulos. Todas las nuevas emisiones se suponen a tasa variable (Libor más UBI).

Cuadro 1. Proyecciones de las variables macroeconómicas relevantes. Escenario base, 2010-2020.

	Variación real del PIB	Inflación en dólares	Tasa Libor	UBI	Resultado primario necesario	D/Y
2009	0,7%	-4,5%	1,6%	475	1,4%	51%
2010	2,4%	6,5%	1,6%	397	2,0%	48%
2011	2,8%	2,4%	1,7%	381	2,5%	45%
2012	2,5%	3,1%	2,7%	374	2,3%	43%
2013	3,0%	2,3%	3,7%	356	2,3%	40%
2014	3,1%	2,3%	3,7%	334	2,3%	37%
2015	3,1%	2,3%	4,7%	308	2,3%	35%
2016	2,9%	2,3%	4,7%	312	2,3%	32%
2017	2,5%	2,3%	4,7%	315	2,1%	30%
2018	2,7%	2,3%	4,7%	315	2,1%	27%
2019	2,7%	2,3%	4,7%	315	1,9%	25%
2020	2,5%	2,3%	4,7%	314	2,0%	23%

Fuente: Elaboración propia

Si bien los niveles de superávit necesarios en los años posteriores a 2009 para cumplir con la regla no parecen inalcanzables a priori, la evolución histórica del resultado primario del gobierno arroja un promedio en las últimas décadas considerablemente menor (el resultado promedio entre 1990 y 2008 alcanza a 1,4% del PIB). Es decir, el cumplimiento de la regla estaría sujeto al esfuerzo del gobierno para lograr los resultados necesarios.

4. Resultados

Se analizan los efectos, desde el punto de vista de la sostenibilidad, de un *shock* real (ε_t^r), un *shock* financiero internacional (ε_t^*) y un *shock* de precios relativos (ε_t^p). El análisis de sostenibilidad se realiza por un lado, en base a la regla fiscal, es decir cuál sería en cada escenario el superávit necesario para cumplir con la regla. La magnitud de los superávits necesarios es un indicador de la posibilidad de cumplir con la regla establecida. Asimismo, se analiza cuál sería la evolución del ratio D/Y en cada escenario, si se supone un resultado fiscal igual al observado en el escenario base. Este ejercicio es relevante ya que, como se verá, en algunos escenarios los superávits necesarios para cumplir con la regla son tan elevados que cuestionan su cumplimiento. De este otro modo se obtiene una evolución del ratio D/Y determinada por resultados fiscales más plausibles.

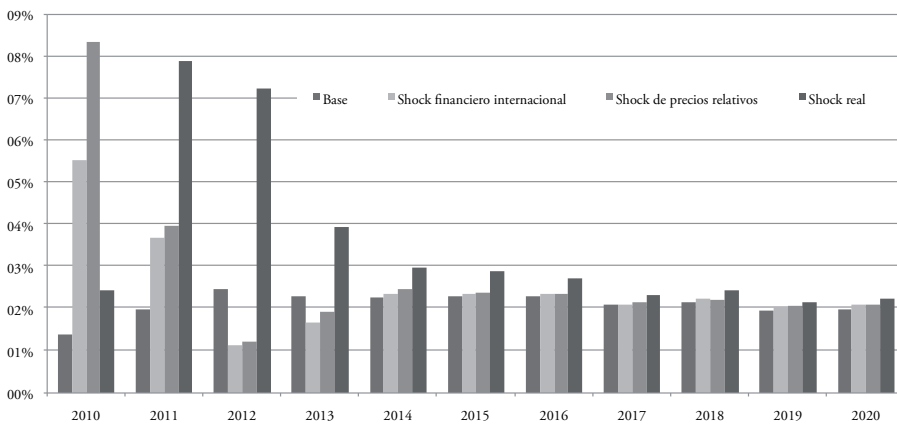


Gráfico 2. Superávit necesarios para cumplir con la regla fiscal bajo *shocks* primarios.. Fuente: Elaboración propia en base a resultados.

El Gráfico 2 muestra el resultado fiscal necesario en cada escenario para cumplir con la regla fiscal establecida. En el escenario base (en ausencia de *shocks*), el resultado primario necesario se ubica próximo al 2% del PIB, lo que en la comparación histórica, sugiere la necesidad de un «esfuerzo» fiscal relevante. La ocurrencia de cualquiera de los *shocks* analizados eleva significativamente el esfuerzo fiscal necesario, al menos durante los dos primeros años luego del *shock*. Como se observa en el gráfico, los impactos de los *shocks* financiero y de precios se transmiten en forma más rápida, pero son de menor duración que los del shock de oferta. La mayor permanencia de los efectos del shock real sobre las cuentas públicas en relación con los otros *shocks* se debe a que dicho shock es el único que genera efectos permanentes sobre todas las variables relevantes.

Por otra parte, es interesante notar cómo se transmite a las cuentas públicas la sobre-reacción que registran tanto el UBI como el TCR luego de los *shocks* financieros y de precios relativos. Como se observa en el gráfico, en los dos años siguientes a dichos *shocks* los resultados necesarios se ubican muy por encima de los requeridos en el

escenario base, pero luego, dada la corrección del UBI y el TCR es posible cumplir con la regla, incluso con resultados inferiores a los del escenario base. Luego, cuando dichas variables alcanzan sus nuevos equilibrios los resultados necesarios vuelven a ubicarse por encima de los requeridos en el escenario base.

La magnitud de los resultados necesarios en los tres escenarios de shock indica que la regla fiscal planteada sería abandonada en cualquiera de los tres casos. Por este motivo se analiza la evolución del ratio D/Y en los tres escenarios de shock, suponiendo un resultado fiscal igual al requerido en el escenario base para cumplir con la regla. Ello permite analizar la sostenibilidad de la deuda bajo supuestos de resultados fiscales más plausibles.

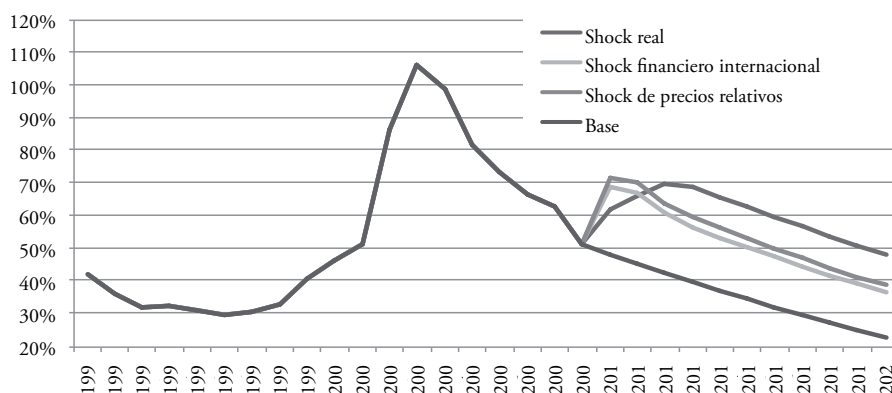


Gráfico 3. Evolución del ratio D/Y frente a *shocks* primarios, dado el superávit necesario en el escenario base.
Fuente: Elaboración propia en base a resultados

En el Gráfico 3, se describe la trayectoria del ratio D/Y en cada uno de los escenarios suponiendo resultados fiscales iguales a los del escenario base (ver Cuadro 1). En los tres casos se observa un impacto inicial muy significativo que eleva el ratio en 20 puntos del PIB, pasando de 50% a 70%. Tal como se indicó antes, si bien los efectos iniciales de los *shocks* de precios relativos y financiero son de magnitud similar a los del shock real, los primeros pierden intensidad con el paso del tiempo, en tanto que los segundos presentan un carácter más permanente. En efecto, mientras que en el caso del shock real el ratio D/Y al final del período de análisis se ubicaría en niveles cercanos al actual, en los otros dos casos el mismo se ubicaría próximo a 40%, diez puntos por debajo.

En suma, los *shocks* en los mercados financieros internacionales o en las expectativas de los mercados se transmiten a la economía local e incluso se ven amplificadas por la vía de sobre-reacciones de los precios relativos y el riesgo soberano. Una noticia negativa o un cambio abrupto en las expectativas de los mercados internacionales afectan a las variables internas mediante salidas de capitales e incrementos del riesgo soberano, lo que genera la necesidad de realizar correcciones cambiarias significativas para

corregir los desajustes de las cuentas externas derivados de la reducción de los flujos de financiamiento. El alto grado de dolarización y descalce que se observa en los sectores público y privado en Uruguay implica que, vía efectos hoja de balance, la corrección cambiaria genere consecuencias reales significativas. A esto último podría sumarse la reducción de la inversión derivada directamente de la reducción de los flujos de financiamiento externo.

En suma, independientemente de los canales de transmisión analizados, se observa que los *shocks* provenientes de los mercados financieros internacionales tienen, al menos al inicio, un impacto sobre las finanzas públicas tan significativo como los *shocks* reales o los de precios relativos. Ello impone una fuente de vulnerabilidad muy importante sobre los indicadores de sostenibilidad debido a la elevada sensibilidad de los mismos a las modificaciones en el sentimiento de los mercados. El reducido tamaño de nuestra economía impide que las acciones locales afecten las expectativas en los mercados financieros mundiales, por lo que las acciones de política tendientes a reducir dichas vulnerabilidades deberían dirigirse a desactivar los canales por los que se transmiten los *shocks* mundiales. En los últimos años, las decisiones de política han sido dirigidas en este sentido, reduciendo los niveles de dolarización, incrementando la participación de la deuda a tasa fija y modificando la estructura de vencimientos, lo que ha coadyuvado a mitigar los impactos de la actual crisis mundial.

5. Reflexiones finales

La utilización de la metodología de SVAR en el análisis de sostenibilidad y vulnerabilidad fiscal aporta nuevos elementos a los análisis tradicionales considerando la estructura de covarianzas de las variables macroeconómicas relevantes en la dinámica del ratio D/Y .

La primera observación a destacar de los resultados obtenidos es que se encontraron funciones de impulso-respuesta no nulas. Ello confirma la presunción de que existe una estructura de covarianzas relevante entre los determinantes de la evolución del ratio D/Y , que es importante tener en cuenta para los análisis de vulnerabilidad fiscal. En efecto, las funciones de impulso-respuesta a los *shocks* estructurales identificados en el modelo teórico indican que los mismos presentan una importancia significativa no solo para explicar la varianza de la variable directamente afectada por el shock, sino también la de las otras variables. Por tanto, la evidencia empírica indica que considerar las interacciones existentes entre las variables macro que determinan la dinámica del ratio D/Y , aporta información relevante que enriquece los análisis tradicionales de vulnerabilidad.

Por otra parte, la significativa sensibilidad del ratio D/Y a los *shocks* en las variables relevantes es una señal del riesgo latente sobre la política fiscal. Debe tenerse presente que en los análisis aquí realizados las proyecciones del escenario base no fueron modificadas en ningún caso. No obstante, modificaciones en el entorno macroeconómico determinarían correcciones en las proyecciones del escenario base, lo que repercutiría

sobre la trayectoria esperada para el ratio D/Y. Asimismo, en todos los casos se consideraron resultados fiscales elevados, producto de la regla fiscal establecida. Por tanto, si bien los ejercicios aquí realizados indican como escenario más probable una trayectoria descendente del ratio D/Y, dichos resultados deben considerarse con cautela. Las conclusiones más robustas apuntan entonces a la sensibilidad del ratio D/Y ante los *shocks* estructurales, independientemente del escenario base que se proponga.

Por último, independientemente de los canales de transmisión analizados, se observa que los *shocks* provenientes de los mercados financieros internacionales tienen, al menos al inicio, un impacto sobre las finanzas públicas tan significativo como los *shocks* reales o los de precios relativos. Ello impone una fuente de vulnerabilidad muy importante sobre los indicadores de sostenibilidad debido a la elevada sensibilidad de los mismos a las modificaciones en el sentimiento de los mercados. El reducido tamaño de nuestra economía impide que las acciones locales afecten las expectativas en los mercados financieros mundiales, por lo que las acciones de política tendientes a reducir dichas vulnerabilidades deberían dirigirse a desactivar los canales por los que se transmiten los *shocks* mundiales. En los últimos años, las decisiones de política han sido dirigidas en este sentido, reduciendo los niveles de dolarización, incrementando la participación de la deuda a tasa fija y modificando la estructura de vencimientos, lo que ha coadyuvado a mitigar los impactos de la actual crisis mundial.

Bibliografía

- Aboal, D. (2003), *Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Uruguay*, Udelar DT3/02.
- Aboal, D.; Moraes, J. A.; Lorenzo, F. y Oddone, G. (2001), *La Economía Política de los Déficits Fiscales en Uruguay*.
- Asesina, A. y Bayoumi, T. (1996), «The cost and benefits of fiscal rules: evidence from U.S. States», en *NBER WP/5614*.
- Alfaro, L. y Kanczuk, F. (2007), «Debt Maturity: Is Long Term Optimal?», *NBER WP/13119*.
- (2006), «Sovereign Debt: Indexation and Maturity», *LADB WP 560*.
- Artana, D.; Bour, J.; Catena, M y Navajas, F (2005), «Sostenibilidad Fiscal y de la Deuda Pública en Uruguay» *LADB RE1-05-001*.
- (2007), «Tópicos Macro-Fiscales y Perspectivas de Sostenibilidad Fiscal en Bolivia», *LADB RE1-07-005*.
- Bjorland, H. (2004), «The Role of the Exchange Rate as a Shock Absorber in a Small Open Economy», *Open Economies Review* 15: 23-43, Oslo, University of Oslo.
- Blanchard, O. (1990), «Suggestions for a new set of fiscal indicators», *OECD Working Paper*, n.º 79.
- Blanchard, O. y Perotti, R. (2002): «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output», en *The Quarterly Journal of Economics*, noviembre.
- Blanchard, O. y Quah, D. (1988), «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», en *NBER WP/2737*.
- Blanchard, O. y Watson, M. (1984), «Are business cycles alike?», *NBER WP/1392*.

- Branhill, T. y Kopits, G. (2003), «Assessing Fiscal Sustainability Under Uncertainty», *IMF*, WP/03/79.
- Braun, M. y Gadano, N. (2007), «¿Para qué sirven las reglas fiscales? Un análisis crítico de la experiencia argentina», en *Revista de la CEPAL*, n.º 91.
- Borchardt, M.; Rial, I. y Sarmiento, A. (1998), «Sostenibilidad de la Política Fiscal en Uruguay», en *CERES*.
- Buckle, R.; Kunhong, K. y Tam, J. (2001), «A Structural VAR Approach to Estimating Budget Balance Targets», en *New Zealand Treasury* WP 01/11.
- Budina, N. (2007), «Quantitative Approaches to Fiscal Sustainability Analysis A New World Bank Tool Applied to Turkey», en *World Bank* WPS4169.
- Buiter, W. (1983), «The Theory of Optimum Deficits and Debt», *NBER* WP/1232.
- (2003), «Fiscal Sustainability», en *Egyptian Center for Economic Studies in Cairo*, El Cairo, octubre.
- Calvo, G.; Izquierdo, A. y Mejía, L. F. (2004), «On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-Sheet Effects», en *NBER*, Cambridge, MA, DT 10520.
- Calvo, G.; Izquierdo, A. y Talvi, E. (2002), «Sudden Stops, the Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons», en *IADB*.
- Campos, C.; Jaimovich, D. y Panizza, U. (2006), «The Unexplained Part of Public Debt», en *IADB* WP/554.
- Capurro, A.; Davies, G.; Ottonello, P. (2006), *Los precios relativos y sus fundamentos de largo plazo: Un análisis de la influencia regional desde un enfoque de tres bienes*, Montevideo, FCEA-Udelar.
- Carlomagno, G.; Lanzilotta, B. y Lorenzo, F. (2009), «Efectos asimétricos de la crisis financiera internacional sobre las economías del MERCOSUR».
- Celasun, O.; Debrum, X. y Ostry, J. D. (2006), «Primary Surplus Behavior and Risks to fiscal Sustainability in Emerging Market Countries: A «Fan-Chart» Approach», en *IMF*, WP/06/67.
- Central Bank of the Republic of Turkey (2006), *Dollarization: Consequences and Policy Options*.
- Chalk, N. y Hemming, R. (2000), «Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice», en *IMF*, WP/00/81.
- Chari, V.; Kehoe, P. y McGrattan, E. (2007), «Are Structural VARs with Long-Run Restrictions Useful in Developing Business Cycle Theory?», en *Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report*, 364.
- Chuma, P. y Sturzenegger, F. (2003), «Default's in the 1990's: What have we learned?», en *Documento de Trabajo 11/2003*, Buenos Aires, Universidad Torcuato Di Tella.
- Christiano, L.; Eichenbaum, M. y Evans, C. (1998), *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?*
- Clements, B.; Bhattacharya, R. y Quoc Nguyen, T. (2003), «External Debt, Public Investment, and Growth in Low- Income Countries», en *IMF*, WP/03/249.
- Cordella, T.; Ricci, L. y Ruiz-Arranz, M. (2005), «Debt Overhang or Debt Irrelevance? Revisiting the Debt-Growth Link», en *IMF*, WP/05/23.
- Cowan, K.; Levy-Yeyati, E. y Sturzenegger, F. (2006), «Sovereign Debt in the Americas: New Data and Stylized Facts».
- Creel, J. y Monperrus-Véroni, P. (2005), «Discretionary Policy Interactions and the Fiscal Theory of the Price Level: A SVAR Analysis on French Data», en *Document de Travail*, n.º 2005-12, Observatoire Français des Conjonctures Économiques.
- Crispi, J. y Vega, A. (2003), «Sostenibilidad y Regla Fiscal: Análisis e Indicadores para Chile», en *Estudios de Finanzas Públicas*, n.º 3.
- Croce, E. y Juan-Ramón, V. (2003), «Assessing Fiscal Sustainability: A Cross-Country Comparison», en *IMF*, WP/03145.

- Dalsgaard, T. y Serres, A. (1999), «Estimating Prudent Budgetary Margins For 11 EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach», en *OECD ECO/WKP*(99)8.
- De Castro, F. y Hernández de Cos, P. (2006), «The Economic Effects of Exogenous Fiscal a.C. in Spain: A SVAR Approach», en *Documentos de Trabajo*, N.º 0604, Banco de España.
- Del Negro, M. y Schorfheide, F. (2006), *How Good Is What You've Got? DGSE- VAR as a Toolkit for Evaluating DSGE Models*, Federal reserve Bank of Atlanta.
- Díaz Alvarado, C.; Izquierdo, A. y Panizza, U. (2004), «Fiscal Sustainability in Emerging Market Countries with an Application to Ecuador», en *IADB WP/511*.
- Ereeg, C.; Guerrieri, L. y Gust, C. (2005), «Can Long-Run Restrictions Identify Technology Shocks?», en *International Finance Discussion Papers*, Number 792 (updated version), Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Fatás, A. y Mihov, I. (2002), «The case for restricting fiscal policy discretion»
- Faust, J. y Leeper, E. (1997), «When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?», en *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 15, n.º 3, American Statistical Association.
- Fernández, A.; Ferreira, M.; Garda, P.; Lanzilotta, B. y Mantero, R. (2005), *TCR «competitivo» y otras Soluciones Desajustadas*, Montevideo, CINVE.
- Fernández-Arias, E. (2005), «Financial Dollarization and Dedollarization», en *IADB RE1-05-004*.
- Fernández-Villaverde, J. y Ruibio-Ramírez, J., *Structural Vector Autoregressions*, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- García, M. y Rigobon, R. (2004), «A Risk Management Approach to Emerging Markets Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data», en *NBER, MA WP/10336*, Cambridge.
- García Serrador, A. (2004), «Teoría General sobre reglas fiscales», en *Quaderns de Política Económica*, Vol. 8.
- Goldfajn, I. y Refinetti Guardia, E. (2003), «Fiscal Rules and Debt Sustainability in Brazil», en *Technical Notes*, number 39, Banco Central do Brasil.
- Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, Quinta edición, Prentice Hall.
- Hansen, B. (2007), *Econometrics*, University of Wisconsin.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Hamilton, J. y Flavin, M. (1985), «On the Limitations of Government Borrowing: a Framework for Empirical Testing», en *NBER WP/ 1632*.
- Hoffmaister, W.; Rojas, M.; Sáenz, M.; Segura, M. y Tenorio, E. (2001), «Solvencia del Sector Público Global: Una Exploración Empírica para Costa Rica», en *Nota de Investigación*, n.º 04-01, Banco Central de Costa Rica.
- Hauer, D. (2005), «Aging: Some Pleasant Fiscal Arithmetic», en *FMI WP/05/71*.
- Hepp, R. (2005), «Can Debt Relief Buy Growth»
- IADB, *Report, Economic and Social Progress in Latin America (2007): Living With Debt: How to Limit the Risk of Sovereign Finance*.
- IADB Uruguay (2005), *IDB Country Strategy with Uruguay*.
- IMF Uruguay (2004), *Fourth Review Under the Stand-By Arrangement and Requests for Modification of the Arrangement and Waiver of Nonobservance and Applicability of Performance Criteria and Extension of Repurchase Expectations in the Credit Tranches*.
- IMF (2003), «Sustainability Assessments: Review of Application and Methodological Refinements».
- Kano, T. (2003), «A Structural VAR Approach to the Intertemporal Model of the Current Account», en *WP/2003-42*, Bank of Canada.
- Kletzer, K. (1997), «Volatility, External Debt, and Fiscal Risk: Simulations of the Impact of Shocks on Fiscal Adjustment for Thirteen Latin American Countries», en *IADB WP/358*.

- Kopits, G. y Symansky, S. (1998), «Fiscal Policy Rules», en *IMF Occasional Paper*, n.º 162.
- Licandro, G. (2000), «Las reglas de responsabilidad fiscal en el Uruguay», en *BCU*, 01/2000
- Lora, E. (2007), «La Vulnerabilidad Fiscal del Gasto Social: ¿Es Diferente en América Latina?», en *IADB WP/597*.
- (2007), «Public Investment in Infrastructure in Latin America: Is Debt Culprit?», en *IADB WP/595*.
- Lora, E. y Olivera, M. (2006), «Public Debt and Social Expenditure: Friends or Foes», en *IADB WP/563*.
- Lorenzo, F.; Noya, N. y Daude, C. (2000), *Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia uruguaya con los socios del Mercosur*, Montevideo, CINVE.
- Mackiewicz, M. (2004), *Choice of The Optimum Fiscal Rule - The Long Run Perspective*, Chair of Applied Economics, University of Lodz, Poland.
- Manese, P. (2005), «Déficit Limits, Budget Rules, and Fiscal Policy», en *FMI WP/05/120*.
- Mendoza, E. y Ostry, J. (2007), «International Evidence on Fiscal Solvency: Is Fiscal Policy Responsible?», en *NBER WP/12947*.
- Mendoza, E. y Oviedo, P. (2004), «Fiscal Solvency and Macroeconomic Uncertainty in Latin America: the Cases of Brazil, Colombia, Costa Rica and Mexico», *NBER*, Cambridge, MA, DT 10637.
- (2006), *Fiscal Policy and Macroeconomic Uncertainty in Emerging Markets: The Tale of the Tormented Insurer*, Iowa State University.
- Ntamatungiro, J. (2004), «Fiscal Sustainability in Heavily Indebted Countries Dependent on Nonrenewable Resources: The Case of Gabon», *IMF WP/04/03*.
- Patillo, C.; Poirson, H. y Ricci, L. (2002), «External Debt and Growth», en *IMF*, WP/02/69.
- (2004), «What are the Channels Through Which External Debt Affects Growth?», en *IMF*, WP/04/15.
- Peñalver, A. y Thwaites, G. (2006), «Fiscal rules for debt sustainability in emerging markets: the impact of volatility and default risk», *Bank of England WP/307*.
- Philippe, M.; Von Thadden, L. y Vidal, J. (2005), *Debt stabilizing fiscal rules*, CEBR.
- Reinhart, C.; Rogoff, K. y Savastano, M. (2003), «Debt Intolerance», en *NBER WP/9908*.
- Rial, I. y Vicente, L. (2003), «Sostenibilidad y Vulnerabilidad de la Deuda Pública Uruguaya: 1988-2015»
- Rodríguez, S.; Urrestarazu, I. y Goyeneche, J. (1999), *El Comportamiento de los Tipo de Cambio Reales Bilaterales entre Argentina, Brasil, Uruguay y Estados Unidos 1973-1998*, Montevideo, Instituto de Estadística, FCEA-Udelar.
- Sims, C. (1986), *Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?*, Reserve Bank of Minneapolis.
- (1972), «The Role of Approximate Prior Restrictions in Distributed Lag Estimation», en *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 67, n.º 337.
- Stock, J. y Watson, M. (2001), «Vector Autoregressions», en *Journal of Economic Perspectives*, Volume 15, Number 4, pp. 101-115.
- (2005), «Implications of Dynamic Factor Models for VAR Análisis», *NBER WP/11467*.
- Tanner, E. y Samake, I. (2006), «Public Debt Sustainability Under Uncertainty: A Vector Autoregression Approach, Applied to Brazil, Mexico, and Turkey», *IMF WP*.
- United States Department of Agriculture (2008), *World Agricultural Demand and Supply Estimates (WASDE)*.

Leticia Malvasio · María Noé Seijas

Sustitución
entre telefonía móvil y telefonía fija
El caso uruguayo

Resumen

En este estudio se analizan los determinantes del acceso a los servicios de telefonía fija y móvil, así como también el relacionamiento existente entre dichos servicios en Uruguay en el año 2006, utilizando los datos de 7.026 hogares de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos (ENIGH) 2005-2006. Para tal cometido, se estiman conjuntamente, el acceso y el uso de ambos servicios a través del Modelo bietápico de Selección Doble. En una primera etapa, se realiza la estimación del acceso a los servicios telefónicos, a través de un Modelo Probit Bivariado y, en una segunda etapa, se estima a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el uso de dichos servicios enmarcados en una Aproximación Lineal a un Sistema Casi Ideal de Demanda (LA/AIDS). En esta última etapa, se utiliza además la técnica de remuestreo Bootstrap con el fin de obtener estimadores robustos. La utilización de dicha metodología fue necesaria para la corrección del sesgo de selección.

Los resultados muestran que la edad del jefe de hogar no afecta de forma significativa al acceso a ambos servicios, pero se correlaciona negativamente con el acceso al servicio móvil. Con respecto al área geográfica a la que pertenece el hogar, se encontró que el hecho de ser de Montevideo afecta positivamente la decisión de suscripción a ambos servicios. El nivel educativo está correlacionado con el acceso a ambos servicios, pero su influencia no es de gran magnitud. El sexo del jefe de hogar no influye en la decisión de acceso. La variable de mayor influencia sobre la decisión de suscripción a ambos servicios resultó ser el ingreso y, todas las variables que se encuentran positivamente correlacionadas con el ingreso incrementan la probabilidad de acceso. Además, se encontró evidencia de que las decisiones de acceso a ambos tipos de telefonía se realizan simultáneamente. Finalmente, en la segunda etapa del modelo, los resultados evidenciaron que, en el Uruguay del 2006, el teléfono móvil no es sustituto económico del teléfono fijo.¹

1. Introducción

A finales del siglo XX el teléfono celular era considerado un bien de lujo al alcance de unos pocos, que debían pagar un elevado precio por el mismo, ya que era una tecnología de incipiente difusión y de alto costo. Sin embargo, en este nuevo siglo su desarrollo ha llegado a tal punto que nadie puede imaginar la vida sin celular; ha tenido un gran impacto en la vida del individuo tanto desde un punto de vista personal, empresarial, social como cultural. Este fenómeno se ha dado de manera global, en distintos momentos del tiempo y con distinta rapidez según las características de los países.

1 Artículo realizado sobre la base de la tesis del mismo nombre, presentada para la obtención del título de Licenciado en Economía de la Udelar. Tutor: economista Mario Vila. Agradecimientos: a nuestro tutor, por su paciencia; a la profesora Ana María Teja, por su tiempo y calidez; y a la economista Graciela Sanromán por su invaluable aporte.

Desde un punto de vista macroeconómico, el sector de las telecomunicaciones, resulta de gran importancia por su peso relativo en el PIB del país (3,63%)² y por su contribución al resto de la economía, dado el fuerte vínculo que tiene con los demás sectores, que hacen uso de este servicio para poder desarrollar y potenciar sus actividades. El gran avance tecnológico, conjuntamente al desarrollo competitivo de los mercados, ha desencadenado en un importante dinamismo del sector a nivel mundial. Uruguay no ha sido ajeno a dicho dinamismo, con el liderazgo del desarrollo de la telefonía móvil, que ha impulsado fuertes cambios en lo que respecta a la estructura del mercado de telefonía.

El importante avance de la telefonía móvil se debió, en gran parte, a la caída de los costos, lo que permitió una fuerte reducción de los precios y un aumento en la calidad, convirtiéndose así en una alternativa atractiva frente a la telefonía fija. Técnicamente el móvil es un sustituto de la telefonía fija porque ambos permiten la recepción y realización de llamadas de voz. Surgen de esta manera dos preguntas relevantes desde el punto de vista económico: si los individuos renuncian o deciden no acceder a un servicio por poseer el otro, y si los consumidores cambian minutos que antes utilizaban en la telefonía fija por minutos utilizados en la telefonía móvil. Un punto de vista alternativo es que los servicios de telefonía móvil y fija son complementarios, ya que los servicios móviles permiten hacer llamadas que antes eran imposibles, como por ejemplo, caminando por la calle. Estas y otras llamadas desde teléfonos móviles pueden originarse o terminar en una línea fija, por lo tanto estimulan la utilización de la misma.

Considerando la gran importancia del sector y la fuerte dinámica que ha presentado en los últimos años a nivel mundial, y en particular en Uruguay, resulta pertinente analizar si la telefonía móvil se comporta como un bien sustituto o complementario de la telefonía fija. El objetivo de este trabajo será determinar qué relación existe entre la telefonía móvil y la fija, tanto desde el punto de vista del acceso como del uso de ambos servicios. Definir el tipo de vínculo que las une resulta importante para establecer si integran o no un mismo mercado, cuya respuesta es vital para determinar si, desde un punto de vista económico, existe realmente el monopolio en la telefonía fija, o si simplemente es una ilusión generada por un marco regulatorio inadecuado. El hecho de que ambos productos formaran parte de un mismo mercado, podría estar denotando que las barreras que la regulación ha impuesto a la competencia de la telefonía fija (monopolio o exclusividad), han sido levantadas por la competencia de un nuevo modo de comunicarse.

El objeto de estudio es, entonces, el mercado de la telefonía, y se analizan los servicios de telefonía fija y móvil. A los efectos de este trabajo se considera telefonía fija a la telefonía fija nacional y Ruralcel. Dentro de telefonía móvil se distinguen dos modalidades: contrato y prepago. La modalidad contrato es aquella en que los usuarios se comprometen a hacer uso del servicio durante un determinado tiempo y a realizar el pago luego del consumo. Los móviles prepago están caracterizados por el hecho de

2 Dato publicado por la Unidad Reguladora de Servicios de Comunicaciones (Ursec) en agosto del 2008.

que el usuario primero debe realizar el pago, y después consumir. En esta investigación se tratan de forma indistinta los términos telefonía móvil y telefonía celular, así como también telefonía celular contrato y postpago.

De las investigaciones internacionales revisadas, surge la existencia de un proceso de evolución del mercado de la telefonía, compuesto por diferentes etapas, que reflejan el grado de madurez que posee dicho mercado. En una primera etapa, cuando la penetración de la telefonía móvil es incipiente, se encuentra, en general, una relación de complementariedad entre ambos servicios, mientras que a medida que el mercado de telefonía móvil se desarrolla, dicha relación se acerca gradualmente hacia la sustitución de las redes, tanto en el uso como en el acceso.

Se destaca entre los trabajos que encuentran complementariedad entre los servicios el realizado por Taubman y Vagliasindi (2002), que explora la sustitución entre la telefonía fija y celular en los países de Europa del Este y de la antigua Unión Soviética. Los resultados evidencian efectos de sustitución dependiendo del nivel de penetración de la telefonía móvil en el país. Sin embargo, los efectos de complementariedad dominan sobre los de sustitución.

Por otro lado, se destacan entre los trabajos que encuentran indicios de sustitución el realizado por Woroch y Ward (2004), que estiman la sustituibilidad entre el uso de los servicios de telefonía fija y móvil en Estados Unidos. Para tal cometido, se toma como unidad de consumo al hogar, y se modela la demanda de uso que realizan los hogares a través de la formulación de una LA/AIDS. A partir de dicha estimación, se calculan y analizan las elasticidades cruzadas del uso de los mismos, concluyendo que la telefonía móvil es un débil sustituto de la telefonía fija en el período de estudio. Con respecto a los trabajos que encuentran una fuerte sustitución, sobresalen los realizados por: Ahn, Lee y Kim (2004), que analizan empíricamente la sustitución del tráfico de voz entre la telefonía fija y móvil en Corea, basados en la discriminación de los tipos de llamadas según red de origen y de destino; la consultora Grade (2004), analiza, a través de un modelo de Heckman en dos etapas, el cambio de bienestar en los consumidores, ante una caída en la tarifa fijo-móvil, y un incremento en el precio del servicio móvil; Arellano y Benavente (2006) estudian el grado de sustitución entre la telefonía fija y móvil en Chile; y finalmente, Narayana (2008) estima los determinantes de la suscripción de hogares a la telefonía móvil y fija en India.

El presente trabajo se encuentra estructurado de la siguiente manera. A continuación, se analiza el mercado de la telefonía en Uruguay en el año 2006. En Sección 3, se plantean los datos utilizados en este trabajo. En la Sección 4, se realiza el análisis descriptivo de la muestra. En la Sección 5, se explicita el modelo empírico empleado. En la Sección 6, se plantea el análisis de las estimaciones realizadas. En la Sección 7, se exponen las principales limitaciones de esta investigación. Finalmente, en la Sección 8, se explicitan las conclusiones y reflexiones finales.

2. Estructura del mercado de la telefonía en el año 2006³

El mercado de la telefonía se encuentra enmarcado dentro del Sector de las Telecomunicaciones. Este último, generó en el año 2006, un producto valorado en U\$S 723.039.681 en términos corrientes, valor que representa el 3,81% del PIB. Este gran desempeño implicó un incremento del orden del 14% respecto al año anterior, siendo la participación más elevada en comparación con los diez años previos. De esta manera, el sector de las telecomunicaciones superó, en participación en el PIB, a los sectores de agricultura y pesca agregados —2,78% del PIB—. Este sector se ha comportado con gran dinamismo y, exceptuando las caídas de los años 2002 y 2003, ha presentado un crecimiento sostenido desde 1996 a la fecha, evolucionado su índice de volumen físico siempre por encima del correspondiente al PIB total. Mientras en los últimos diez años, la economía del país creció un 10,4%, el sector Telecomunicaciones registró un crecimiento del 72,6%, alcanzando tasas crecientes aún en el período 1998-2001, cuando la producción total del país evolucionó a la baja.

Con respecto al sub-sector de la telefonía, se definen claramente dos tipos de servicios, el servicio de telefonía fija y el servicio de telefonía móvil. Los ingresos generados por el servicio de telefonía fija han visto reducida su participación en los ingresos totales del sector, pasando de ser el 62% en el año 2005 al 53% en el año 2006. Por otro lado, ha mejorado la participación del sector de telefonía móvil, que pasó de representar un 26% en el 2005 a 34% en el 2006.

El mercado de telefonía fija se encuentra integrado por una sola empresa prestadora del servicio, la empresa estatal ANTEL. Entre los servicios que presta esta empresa se incluyen los servicios de telefonía fija local, Ruralcel,⁴ larga distancia nacional. En lo referente a este mercado, el número de líneas telefónicas activas tuvo una tendencia creciente entre los años 1997 y 2005 —salvo por la caída registrada en el año 2003—, alcanzando el máximo de 1.006.000 líneas a finales de 2005; a partir de dicho momento, la tendencia se revirtió, registrándose en diciembre de 2006 un total de 987.000 líneas activas. Esta nueva tendencia refleja la madurez que está alcanzando el mercado, fenómeno que se advierte también a nivel internacional.

Se observa la misma tendencia en lo que se refiere a la teledensidad,⁵ que alcanzó el máximo de 30.43 líneas de telefonía fija en 2005, descendiendo en el año 2006 a los 29.77 servicios cada 100 habitantes.

Asimismo, el tráfico de telefonía fija local, presenta una tendencia descendente que se extiende desde el año 2002 hasta el 2003, con una posterior recuperación entre los años 2003 y 2005, que se vio nuevamente revertida a partir de este último año. A su

3 La descripción del mercado en el presente trabajo se realiza según los informes elaborados por la Ursec a partir de la información proporcionada por los operadores.

4 Servicio en el cual la comunicación se establece desde equipos telefónicos ubicados en lugares específicos y fijos, conectados por sistemas celulares de radiocomunicación, dicho servicio es característico de zonas con marcada dispersión geográfica en la demanda por conexiones telefónicas.

5 La teledensidad se define como la cantidad de teléfonos cada cien habitantes.

vez, el tráfico de telefonía fija interurbana, o larga distancia nacional, también presenta una tendencia decreciente a partir del año 2001, pasando de 544 a 421 minutos en el año 2006 —caída que se dio a pesar de la disminución en el precio del servicio—. El precio del cómputo urbano, se mantuvo estable en términos reales entre enero de 2000 y julio de 2005, a partir de dicho momento se produce una caída del precio real, ya que el precio del cómputo se estabiliza a precios corrientes, mientras que el Índice de Precios al Consumo (IPC) aumenta en dicho período.

En el año 2006, en el mercado de la telefonía móvil prestan servicios tres operadores: Ancel —unidad de negocio de Antel para la telefonía móvil—, Movistar y CTI Móvil, que a partir del 2008 cambió su nombre a Claro. La cantidad de servicios crece de forma sostenida en todo el período considerado, con excepción de una leve caída ocurrida entre los años 2002 y 2003. En particular, se observa un importante incremento entre el año 2005 y 2006, cuando se duplican, prácticamente, la cantidad de servicios activos. En el año de estudio, se produjo un gran salto en materia de telefonía celular, alcanzándose una teledensidad móvil de 70,3 servicios cada cien habitantes, ubicando a Uruguay entre las primeras posiciones en la comparación con países latinoamericanos. En Uruguay es mucho mayor la cantidad de teléfonos de modalidad prepago que postpago, hecho que se da también a nivel internacional, y que se vio acentuado aún más entre el 2005 y el 2006.

En lo que refiere al tráfico, se aprecia que el tráfico desde teléfonos móviles con destino a teléfonos fijo se mantuvo estable en el período 2005-2006, mientras que el tráfico con destino a teléfonos móviles, aumento considerablemente, particularmente a partir de noviembre del 2006. Este enorme crecimiento no puede justificarse, por lo menos no a primera vista, por el descenso de los precios registrado a partir de junio de 2006. Dicho descenso, no fue tan importante como para generar tal incremento de tráfico de móvil a móvil, por lo que la explicación debería ser buscada en otros hechos, por ejemplo un cambio cultural en lo referente al uso del teléfono móvil. Por otro lado, el tráfico de telefonía fija a telefonía móvil, medido en minutos, muestra una evolución decreciente desde el año 2000 hasta el 2003, y luego se recupera aceleradamente. En el mes de junio de 2006, por primera vez, el volumen de tráfico originado en teléfonos fijos con destinos a teléfonos móviles, supera al volumen del tráfico interurbano.

Se puede concluir, por lo expuesto anteriormente, que la telefonía en el Uruguay del 2006 guarda una estrecha vinculación con los mercados que internacionalmente se encuentran en una fase incipiente, pero veloz, de desarrollo de la telefonía móvil. En dicha fase se ve un retroceso lento, pero continuo en los servicios activos de telefonía fija, y un importante avance de la telefonía móvil.

3. Datos

Para la realización de este trabajo se utilizan datos de la ENIGH 2005-2006, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) entre los meses de noviembre de 2005 y octubre de 2006, cuyo propósito principal fue elaborar una canasta actualizada

para el IPC. La población objetivo era el conjunto de todos los hogares particulares residentes en el país, investigando tanto las características de las viviendas como de los miembros del hogar.

En el presente trabajo se utiliza información semiagregada, es decir, se utiliza como unidad de estudio al hogar. Los dos servicios estudiados tienen un comportamiento muy distinto en lo que refiere a la agregación correcta para su análisis. Por un lado, el teléfono fijo es de uso del hogar, mientras que el teléfono celular es de uso personal, de cada miembro del hogar. Si se utilizara la información de forma desagregada, se podría calcular el gasto promedio de cada individuo en telefonía fija, pero no se podría determinar la decisión de cada miembro del hogar con respecto al acceso a la misma. Sin embargo, utilizando datos semiagregados, el consumo del hogar en telefonía móvil es la suma del consumo de cada miembro del mismo, y en lo que refiere al acceso, se puede determinar si algún miembro del hogar decidió acceder al servicio móvil. Por lo expuesto anteriormente, es que se consideró que la mejor opción es la utilización del hogar como unidad de estudio.

De la ENIGH 2005-2006 se extraen los datos referentes al acceso y gasto en servicios telefónicos de 7.026 hogares, y sus respectivas condiciones socio-económicas y demográficas, utilizándose como variables de estudio las expuestas en el Anexo (I).

Se utilizan, además, los datos de los precios de los servicios telefónicos publicados por la Ursec y por ANTEL.

Con respecto a la telefonía fija, se incluye como servicios a la telefonía básica y al servicio Ruralcel. Se elaboró un precio promedio de cada hogar de la siguiente manera:

$$PF_i = \frac{qf_i \cdot pf + qr_i \cdot pr}{qf_i + qr_i}$$

donde:

- PF_i es el precio promedio del hogar i en servicios de telefonía fija;
- qf_i es la cantidad de servicios de telefonía básica que posee el hogar i ;
- pf es el precio del minuto de la telefonía básica;⁶
- qr_i es la cantidad de servicios Ruralcel que posee el hogar i ;
- pr es el precio del minuto del servicio Ruralcel.

Con respecto a la telefonía móvil, se elaboró para cada hogar un precio promedio de la siguiente manera:

$$PC_i = \frac{qpre_i \cdot ppre + qc_i \cdot pc}{qpre_i + qc_i}$$

donde:

- PC_i es el precio promedio del hogar i en servicios de telefonía celular;

6 El precio del minuto de la telefonía básica fue de elaboración propia en base al precio del cómputo, ponderado por la cantidad de cómputos promedio que caen por minuto a lo largo de una semana. Ver sección «Limitaciones».

- $qpre_i$ es la cantidad de servicios de telefonía celular de la modalidad prepago que posee el hogar i ;
- $ppre$ es el precio promedio del minuto de los servicios celulares de la modalidad prepago;⁷
- qc_i es la cantidad de servicios de telefonía celular de la modalidad contrato que posee el hogar i ;
- pc es el precio promedio del minuto de los servicios celulares de la modalidad contrato.⁸

4. Análisis descriptivo de la muestra

Se analiza a continuación, en base a determinadas variables socioeconómicas y demográficas, los dos aspectos fundamentales de estudio de la presente investigación: *acceso y gasto en los servicios telefónicos*.

Con respecto al acceso, se analiza el acceso a los servicios de telefonía fija, telefonía móvil y el acceso conjunto a ambos servicios por parte de los hogares. Además, se estudia el acceso a las distintas modalidades del servicio móvil, una vez que el hogar decidió acceder a dicho servicio, así como también el acceso a ambas modalidades conjuntamente por parte de los hogares.

En referencia al gasto, se investiga el gasto promedio que realiza cada hogar una vez que decide ingresar a los servicios de telefonía.

Las variables socioeconómicas y demográficas con base en las cuales se realiza el análisis son las siguientes:⁹

- *decil de ingreso*;
- *edad*: para realizar el análisis descriptivo, se dividió la muestra en 7 franjas según la edad del jefe de hogar, de la siguiente manera:
 - hogares cuyo jefe es menor de 25 años;
 - hogares cuyo jefe tiene entre 26 y treinta años;
 - hogares cuyo jefe tiene entre 31 y 39 años;
 - hogares cuyo jefe tiene entre cuarenta y 49 años;
 - hogares cuyo jefe tiene entre cincuenta y 59 años;
 - hogares cuyo jefe tiene entre sesenta y 69 años;
 - hogares cuyo jefe es mayor de setenta años;
- *educación*;
- *sexo*;
- *propiedad de la vivienda*;
- *región*.

7 Precio promedio del mercado publicado por la Ursec que incluye a los tres operadores.

8 Precio promedio del mercado publicado por la Ursec que incluye a los tres operadores.

9 Las variables fueron definidas en la sección anterior.

4.1. Acceso a los servicios telefónicos

Los datos de la muestra revelan que existe una alta penetración de la telefonía fija alcanzando al 69% de los hogares, a su vez, el 51% de los mismos tiene acceso a por lo menos un celular, mientras que solo el 37% accede a ambos servicios conjuntamente. A priori, se observa que la penetración de la telefonía fija es muy alta, y que supera de manera significativa a la de la telefonía móvil. Sin embargo, el porcentaje de hogares que posee teléfono celular es muy elevado, considerando el poco tiempo que ha transcurrido desde su aparición, lo que evidencia la rápida inserción de dicho servicio en el mercado. Asimismo, se puede observar, que existe una gran diferencia en la cantidad de hogares que acceden únicamente a un servicio respecto a los que acceden a ambos.

Si analizamos la muestra según *deciles de ingreso*, se observa la existencia de una relación directa entre el nivel de ingreso de los hogares y el acceso a la telefonía en general, es decir, que a mayor nivel de ingreso, mayor es la proporción de hogares que acceden a la telefonía. Es destacable que en el decil más bajo de ingresos el 50% de los hogares posee al menos un servicio telefónico, y el hecho de que en el decil más alto la penetración es casi total —99%—. En lo que refiere a la telefonía fija, se evidencia una diferencia importante entre el acceso observado en el primer decil —del 27%— respecto al que se observa en el último decil —95%—. La mediana, que se alcanza recién en el séptimo decil, muestra que el 50% de los hogares que acceden al teléfono fijo se encuentran ubicados en los últimos cuatro deciles, reflejando cierta asimetría en el acceso. Dicha asimetría, se profundiza en los primeros cinco deciles, denotando que para niveles bajos de ingreso, el hecho de pasar de un decil al siguiente repercute fuertemente en la decisión de tenencia de teléfono fijo. Al considerar los últimos cinco deciles, no se observa una diferencia de tal magnitud en el acceso interdecil, debido al alto nivel de penetración.

Con respecto a la telefonía celular, el rango de variación entre el primer y último decil es de 47%, bastante menor al de telefonía fija que alcanza el 68%; su mediana también es menor, ubicándose en el sexto decil. Esto refleja una menor asimetría del acceso a la telefonía móvil con respecto a la telefonía fija según deciles de ingreso.

Si se observa la decisión de acceso conjunto a ambos servicios, resalta el hecho de que solo el 8% de los hogares del primer decil accede conjuntamente a los mismos. Es destacable también, que recién a partir del noveno decil, el 50% de los hogares tienen acceso a ambos servicios. Surge del análisis de los datos, que a mayor nivel de ingresos, menor es la diferencia entre la proporción de hogares que acceden únicamente al teléfono celular respecto a los que acceden a ambos servicios. En el primer decil, el 85% de los hogares que tienen celular no tienen ambos servicios, mientras que para el último decil este guarismo disminuye al 5%.

Si analizamos el acceso a los servicios telefónicos según la *edad del jefe de hogar*, se evidencia que a medida que aumenta dicha variable, aumenta el acceso a la telefonía fija, mostrando una fuerte tendencia creciente en los hogares con jefe de hogar menor a cincuenta años, y una tasa de crecimiento más moderada en los hogares cuyo jefe

supera los cincuenta años. Respecto a la telefonía celular, se observa una tasa de crecimiento aproximadamente cero, para los hogares cuyo jefe es menor a cincuenta años, y una tasa fuertemente negativa en el resto de los hogares. La tenencia de ambos servicios simultáneamente muestra la combinación de las dos tendencias expuestas anteriormente: en una primera etapa, sigue con cierto rezago la tasa de crecimiento de la telefonía fija, para luego caer como lo hace el acceso a la telefonía celular.

El porcentaje de acceso a la telefonía celular es muy superior al de la telefonía fija en las franjas etarias en que el jefe de hogar es menor a cuarenta años, distancia que se va acortando hasta que a partir de los cuarenta años se revierte la situación. En el grupo de menor edad, el 67% de los hogares posee teléfono celular, mientras que tan solo el 38% accede al teléfono fijo; en el otro extremo, en el grupo de mayor edad, solamente el 19% accede a la telefonía celular, y el 78% posee teléfono fijo.

Con respecto a la *educación máxima alcanzada por el jefe de hogar*, se puede apreciar una relación directa de dicha variable con el porcentaje de acceso a los servicios telefónicos, exceptuando al grupo conformado por oficiales militares, profesores y maestros, en el cual se aprecia una caída de aproximadamente el 10% respecto al grupo que posee secundaria completa, para todos los tipos de telefonía. Se destaca el hecho de que para todo nivel de educación, el acceso a la telefonía fija es superior al de la telefonía celular.

Si se discrimina al acceso por *sexo del jefe de hogar*, se encuentran leves diferencias en lo que refiere a cada servicio: los hogares cuyo jefe es un hombre tienen mayor proporción de acceso a la telefonía celular y menor a la telefonía fija, que el grupo con jefa de hogar mujer.

Si se analiza el acceso a los servicios de telefonía, según *los miembros del hogar sean propietarios, inquilinos u, ocupantes y propietarios solo de la vivienda*, se encuentra que todos los grupos tienen mayor proporción de acceso a la telefonía fija que a la móvil, siendo los propietarios el grupo que predomina en el acceso a la telefonía fija, y los inquilinos quienes acceden en mayor porcentaje a la telefonía móvil.

Si se observa el acceso a los servicios de telefonía, discriminando según *región* se destaca que los hogares pertenecientes a Montevideo, presentan una participación de más del 20% superior a los hogares que pertenecen al interior del país, para todos los servicios.

4.2. Acceso a la modalidad prepago y contrato

Si se analiza la elección de modalidad de telefonía móvil, una vez que el hogar accedió a dicho servicio, se aprecia que predominan aquellos hogares con al menos un servicio con modalidad prepago, representando el 86% de los mismos.

Se desprende asimismo, que el *ingreso* tiene un efecto positivo en la decisión de elegir la modalidad de contrato frente a la modalidad prepago. Dicho efecto es de tal magnitud, que en el primer decil solo el 4% de los hogares que acceden a la telefonía móvil, deciden poseer al menos un servicio postpago, mientras que el 98% decide

poseer al menos un servicio con modalidad prepago. En el otro extremo, el 65% de los hogares del decil más alto, opta por poseer al menos un servicio de modalidad postpago, mientras que el 54% opta por el prepago. Por otro lado, se observa en todos los deciles de ingreso, una proporción muy baja de hogares que eligen ambas modalidades simultáneamente. Analizando el rango de variación de la frecuencia de acceso a las tres opciones —acceder a por lo menos un servicio prepago, a por lo menos un servicio postpago, o a ambos servicios simultáneamente—, se encuentran, rangos de 33%, 50% y 17% respectivamente, que reflejan mayor variabilidad en la proporción de hogares que eligen un servicio postpago entre los distintos deciles de ingreso, frente a los que eligen la modalidad prepago. Surge del análisis que la modalidad prepago tiene una distribución de frecuencias bastante simétrica, mientras que las otras opciones se concentran en los hogares con mayor ingreso.

Discriminando el acceso a la telefonía móvil según *edad*, se encuentra un acceso en mayor proporción a la modalidad prepago, para todas las franjas etarias, destacándose además, que en las franjas menores a 25 años, y entorno a los cincuenta años, es donde se encuentra la mayor proporción de hogares que acceden a la modalidad postpago.

Con respecto a la *educación*, encontramos una tendencia decreciente del prepago y creciente del contrato a medida que se incrementa el nivel educativo; con la excepción, nuevamente, del grupo de maestros, profesores y oficiales militares, que se comporta como el grupo de secundaria incompleta.

Resulta extremadamente llamativo en la discriminación por *sexo*, el comportamiento similar de los dos grupos, observándose un nivel de acceso de aproximadamente 86% y 24% en la modalidad prepago y postpago, respectivamente, para ambos grupos.

Segmentando la muestra según *la propiedad de la vivienda*, se observa un comportamiento similar entre los grupos de propietarios e inquilinos, resaltando el comportamiento del grupo de ocupantes o propietarios solo de la vivienda, que presenta la mayor proporción de acceso a la telefonía prepaga.

Por otro lado, los hogares de *Montevideo*, una vez que deciden acceder a la telefonía celular, tienen una mayor predilección por la modalidad contrato en comparación con los hogares del interior.

4.3. Gasto en servicios telefónicos

Si se analiza el gasto en los servicios telefónicos una vez que el hogar decidió acceder a dichos servicios, se encuentra que el gasto promedio en telefonía fija es mayor al gasto promedio en telefonía móvil.

Se observa, asimismo, que a medida que aumenta el nivel de *ingreso* de los hogares, aumenta también el gasto que realizan en todos los servicios telefónicos, siendo el gasto en telefonía fija mayor para todos los deciles de ingreso. A su vez, dentro de la telefonía móvil, se encuentra mayor gasto promedio en postpago que en prepago, para todos los niveles de ingresos. Dado que los precios para la modalidad prepago son mayores a los de postpago, se puede concluir que quienes optan por un servicio prepago consumen

menos minutos de telefonía celular. La telefonía fija es la que posee el mayor rango —\$ 824—, seguida por la modalidad contrato —\$ 704—; con respecto a la distribución de frecuencia del gasto, todos los servicios se comportan de manera similar para los hogares de menores y mayores ingresos, mostrando mayor concentración del gasto en estos últimos. Sin embargo, para los hogares de ingreso medio se encuentra, en el caso del prepago, mayor concentración en los de ingreso medio-bajo, a diferencia de telefonía fija y contrato, donde la concentración se da en los de ingreso medio-alto.

Discriminando por *edad*, se encuentra que el gasto en consumo de las franjas etarias más jóvenes y de las mayores es similar, para cada servicio; y a su vez dichos puntos son de mínimo consumo, registrándose el máximo consumo en las franjas etarias medias.

Según la *educación del jefe de hogar*, se encuentra una relación positiva, y estable en el gasto en todos los servicios telefónicos, con la excepción nuevamente del grupo terciario no universitario.

La discriminación por *sexo* de la jefatura de hogar muestra nuevamente un comportamiento muy similar.

En lo que refiere a la *propiedad de la vivienda*, existe un comportamiento similar entre los grupos de inquilinos y propietarios, con la particularidad, que en los servicios de telefonía celular el gasto de los inquilinos es levemente mayor al de los propietarios, y viceversa en el caso de la telefonía fija. Los ocupantes, al igual que en el acceso, registran un nivel sensiblemente menor que el de los otros grupos.

Tanto los hogares de *Montevideo* como los del interior, una vez que deciden hacer uso de la telefonía, realizan un gasto mayor en telefonía fija que en telefonía celular. En todos los servicios, los hogares pertenecientes a Montevideo, efectúan un gasto significativamente mayor al que tienen los hogares del interior, salvo en el servicio prepago, donde la diferencia es menor.

4.4 Correlaciones entre las variables¹⁰

En lo que refiere al acceso a los servicios telefónicos se aprecia, una correlación fuerte y positiva con el ingreso, principalmente con la tenencia de telefonía fija. Por otro lado, la edad se encuentra correlacionada de forma positiva con el acceso a la telefonía fija, y negativamente con el acceso a la telefonía celular. La educación del jefe de hogar se relaciona positivamente con la suscripción a ambos servicios, aunque de manera más fuerte con la telefonía celular.

El ingreso está fuerte y positivamente correlacionado con el gasto en los servicios telefónicos, principalmente con el gasto en telefonía fija. Con respecto a este último, se aprecia, además, una relación fuerte y positiva con: tener computadora, ser de Montevideo, el nivel educativo del jefe de hogar, y conectarse a Internet; siendo todas estas, variables que se correlacionan de manera fuerte y positiva con el ingreso.

Si se analizan las correlaciones entre el gasto en celular y las variables socioeconómicas se halla que: por un lado, el ingreso, y todas las variables que son afectadas

10 Ver cuadro de correlaciones en el Anexo (2).

significativa y positivamente por el mismo tienen una correlación positiva y significativa con el gasto en celular, la que siempre es mayor con el gasto en la modalidad contrato. Por otro lado, la correlación con la cantidad de miembros del hogar es positiva, pero muy baja. A su vez, la edad del jefe de hogar se relaciona de forma muy leve y negativa con el gasto en celular, pero sobre todo con el gasto de los celulares prepago.

Por último, se observa una fuerte correlación positiva entre el gasto en teléfono fijo y teléfono celular, la que es explicada fundamentalmente por la vinculación entre el uso del teléfono fijo y el uso de la modalidad contrato.

5. Modelo empírico

Cuando se pretende estimar el consumo de un determinado producto, es común trabajar con encuestas de gasto. El problema de trabajar con este tipo de datos es que el investigador se encuentra con una importante cantidad de hogares donde la variable dependiente tiene valor cero, es decir, el hogar tiene un consumo nulo en dicho producto. Por lo tanto, para obtener una representación adecuada de los patrones de consumo, habrá que tener en cuenta la naturaleza de esos ceros, y sus consecuencias en la especificación y estimación de las ecuaciones de gasto del consumidor.

El gasto de consumo nulo de un determinado bien, por parte del hogar puede deberse a tres razones: no participación en el consumo dado el nivel de ingreso y de precios, no participación en el consumo dadas las preferencias, o infrecuencia de compra.

Este tipo de datos, donde la variable dependiente posee una gran cantidad de ceros, son denominados «datos censurados». En el caso de tener una variable dependiente censurada, solo la observo para una parte de la población, pero las variables explicativas las observo para toda la población.

Una variable censurada tiene, entonces, una distribución particular, ya que es mezcla entre una distribución discreta en el punto de censura y continua para las observaciones con valores mayores al punto de censura. En dicha distribución se le asigna toda la probabilidad contenida en el área censurada al punto de censura. Es por esta razón que se habla de un punto de acumulación de probabilidad en el punto de censura.

Las variables de estudio de este trabajo —gasto en servicios de telefonía fija y móvil— son, entonces, variables censuradas en cero, ya que solo toman valores positivos en el caso en que el hogar posea dicho servicio telefónico. Para la investigación de este tipo de variables se utilizan modelos de regresión censurados, que son una modificación ad hoc de los modelos de regresión clásicos, ya que la estimación de los modelos con datos censurados a través del MCO arrojan estimadores sesgados.¹¹

Entre los modelos con datos censurados resultan más adecuados los modelos bietápicos, dado que la elección de consumo se da de forma secuencial: en un primer momento, los hogares deciden acceder al servicio, y después de tomada esa decisión,

11 Ver Anexo (3).

recién deciden cuanto gastarán en el mismo. Por consiguiente, la decisión de acceso, o autoselección,¹² puede generar «sesgo de selección» afectando las estimaciones de la segunda etapa.

Dentro de los modelos en dos etapas, se ha optado por adaptar al gasto en telefonía el Modelo de Selección Doble desarrollado por Tunali (1986).¹³ Dicho modelo es una generalización del modelo de Heckman (1979) que se aplica en los casos en que la censura se presenta en las dos variables de estudio, y que además, se presume, que la decisión de acceso se determina simultáneamente.

A continuación se presentan las dos etapas del modelo. En la primera, se analizan los determinantes del acceso a los servicios de telefonía utilizando los datos censurados, además de estimarse las variables necesarias para la corrección del sesgo de selección. En la segunda etapa, se estima la participación del gasto en los servicios telefónicos utilizando datos truncados, tomando en cuenta solo aquellos grupos que generan sesgo de selección. En esta etapa se incluyen las variables estimadas en la primera etapa con el fin de corregir el sesgo de selección. A partir de los datos obtenidos en esta segunda etapa, se obtiene la elasticidad cruzada para determinar la relación existente entre los servicios de telefonía móvil y fija.

Primera etapa: acceso a los servicios de telefonía

En primer lugar, se pretende determinar los factores que inciden sobre el hecho de acceder a la telefonía, es decir, se trata de responder a cuestiones relativas a cuál es la probabilidad que tiene un hogar —con ciertas características económicas, sociodemográficas y geográficas— de suscribirse a un servicio telefónico. La idea que se encuentra detrás de este tipo de modelos es que existen dos decisiones, cada una modelable con un Probit univariante, pero donde dichas decisiones no son independientes entre sí, dado que no se cumple el supuesto de incorrelación entre los errores de cada modelo y, por consiguiente, lo óptimo es estimar ambas decisiones en forma conjunta. Dada la suposición de que las decisiones de acceso a los servicios se toman de forma conjunta, este objetivo se consigue a través de la formulación de un Modelo Probit Bivariado, del tipo:

$$\begin{cases} TF_i^* = X'_{1i}\beta_1 + u_{1i} \\ TC_i^* = X'_{2i}\beta_2 + u_{2i} \end{cases} \quad (1)$$

donde TF^* y TC^* son variables latentes o índices subjetivos de utilidad. Las variables latentes representan la diferencia entre la utilidad generada por el consumo y el no consumo de determinado bien. En este trabajo, TF^* y TC^* representan la diferencia de utilidad entre el consumo y el no consumo de telefonía fija y móvil, respectivamente.

12 La autoselección se da como consecuencia de que los datos que posee el investigador son generados por las decisiones individuales de pertenecer a determinado grupo o a otro. Maddala (1983).

13 Este modelo fue desarrollado en «A General Structure for Models of Double-Selection and an Application to a Joint Migration/Earnings Process with Re-Migration», en Ronald G. Ehrenberg (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 8 (Part B). Conn.: JAI Press, 1986. Ver Tunali (2002), Chung (1995) Emerson, *et al.* (2006).

Se define a X_1 como la matriz de variables exógenas, explicativas de la diferencia en la utilidad de consumo y no consumo de la telefonía fija, β_1 la matriz de los coeficientes desconocidos a estimar de dichas variables, y u_1 los residuos de dicha función. Se define X_2 , β_2 y u_2 , análogamente para la telefonía móvil.

El modelo se completa con la siguiente regresión de gasto:

$$w_{3i} = X_{3i}'\beta_3 + \sigma_3 u_{3i} \quad (2)$$

donde w_3 representa la participación del gasto en telefonía fija en gasto total en telefonía, que será la variable regresada en la estimación de la segunda etapa. Dicha variable, es observada dada la decisión de acceder a la telefonía fija. Las variables explicativas, los coeficientes desconocidos y el vector de perturbaciones están representados por la matriz X_3 , el vector β_3 y u_{3i} , respectivamente; y σ_3 representa un parámetro desconocido.

Los términos de error (u_{1i}, u_{2i}, u_{3i}) , distribuyen normal con matriz de varianzas y covarianzas:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho_{13} \\ \rho & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

donde ρ representa el coeficiente de correlación entre los errores de las regresiones estimadas en el modelo Probit Bivariado $(u_1$ y $u_2)$, y ρ_{ij} representa el coeficiente de correlación entre los residuos u_i y u_j . Dado que las variables TF^* y TC^* son inobservables, abstractas; se definen dos nuevas variables observables, TF y TC , que son una representación de las variables latentes, de la siguiente manera:

$$TF_i = \begin{cases} 1 & \text{si } TF_i^* > 0, \\ 0 & \text{en caso contrario.} \end{cases} \quad (3)$$

$$TC_i = \begin{cases} 1 & \text{si } TC_i^* > 0, \\ 0 & \text{en caso contrario.} \end{cases} \quad (4)$$

La nueva variable TF tomará el valor 1 solo si la utilidad de consumir telefonía fija es mayor a la utilidad de no consumirla. En este tipo de modelos, se plantea el supuesto que si un hogar se encuentra en la situación mencionada anteriormente, accederá al servicio. De la misma manera, el hogar decidirá no tener teléfono fijo cuando la utilidad que le genera el no consumo sea mayor a la utilidad generada por el consumo. Por lo tanto, la variable TF será igual a uno cuando un hogar posea al menos un servicio de telefonía fija e igual a cero cuando no lo posea. De tal manera, se define la variable TF_i como la «Posesión de al menos un teléfono fijo por parte del hogar i ». Con un razonamiento análogo, se define a TC_i como la «Posesión de al menos un teléfono móvil por parte del hogar i », que será igual a 1 cuando el hogar esté suscripto a al menos un servicio de telefonía móvil y 0 cuando no lo esté.

A partir de la estimación de las ecuaciones (3) y (4) a través de un Modelo Probit Bivariado, se calculan los efectos marginales de las variables explicativas sobre las dependientes, con el fin de analizar el impacto de las primeras sobre el acceso a la telefonía fija y móvil. Asimismo, se estima ρ , el coeficiente de correlación entre el acceso a ambos tipos de telefonía. Dicho coeficiente se analiza para determinar si el acceso a ambos servicios telefónicos se encuentra relacionado, y en caso de estarlo, cuál es la dirección de dicho relacionamiento. Si $\rho=0$, entonces, los dos modelos son independientes, y podrían ser estimados separadamente a través de dos Probit univariados. Si $\rho \neq 0$, entonces los errores están correlacionados, y por tanto el valor que adopta cada variable depende de la otra variable. Si $\rho=1$, las dos variables son esencialmente la misma; y si $\rho=-1$ las variables están correlacionadas de manera inversa.

Posteriormente, se delimitan cuatro subgrupos G de la muestra, de la siguiente manera:

1. G_1 : conforman este grupo aquellos hogares que no poseen teléfono fijo ni teléfono móvil ($TF=0, TC=0$).
2. G_2 : conforman este grupo aquellos hogares que no poseen teléfono fijo, pero que al menos uno de sus miembros posee teléfono móvil ($TF=0, TC=1$).
3. G_3 : conforman este grupo aquellos hogares que poseen teléfono fijo, pero ninguno de sus miembros posee teléfono móvil ($TF=1, TC=0$).
4. G_4 : conforman este grupo aquellos hogares que poseen tanto teléfono fijo como móvil ($TF=1, TC=1$).

Siendo S_j la probabilidad de que un hogar sea asignado al j -ésimo subgrupo, esta quedará determinada por

$$\begin{aligned}
 S_1 &= Pr(TF = 0, TC = 0) = Pr(TF_i^* \leq 0, TC_i^* \leq 0) \\
 &= Pr(u_{1i} \leq -C_1, u_{2i} \leq -C_2) \\
 &= \Phi_2(-C_1, -C_2, \rho)
 \end{aligned} \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
 S_2 &= P(TF = 0, TC = 1) = P(TF_i^* \leq 0, TC_i^* > 0) \\
 &= P(u_{1i} \leq -C_1, u_{2i} > -C_2) \\
 &= \Phi_2(-C_1, C_2, -\rho)
 \end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
 S_3 &= P(TF = 1, TC = 0) = P(TF_i^* > 0, TC_i^* \leq 0) \\
 &= P(u_{1i} > -C_1, u_{2i} \leq -C_2) \\
 &= \Phi_2(C_1, -C_2, -\rho)
 \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned}
 S_4 &= P(TF = 1, TC = 1) = P(TF_i^* > 0, TC_i^* > 0) \\
 &= P(u_{1i} > -C_1, u_{2i} > -C_2) \\
 &= \Phi_2(C_1, C_2, \rho)
 \end{aligned} \tag{8}$$

donde $C_1 = X'_{1i}\beta_1$, $C_2 = X'_{2i}\beta_2$, y Φ_2 es la distribución normal estándar bivariada. Por consiguiente, para cada subgrupo con observaciones completas, tenemos que:

$$E(w_{3i}|X_{3i}, \theta) = X'_{3i}\beta_3 + \sigma_3 E(u_{3i}, \theta)$$

donde θ representa el resultado conjunto del proceso de doble selección. Existe, entonces, sesgo de selección cuando

$$E(u_{3i}|X_{3i}, \theta) \neq 0$$

Se maximiza la siguiente función de verosimilitud, para encontrar estimadores consistentes de los parámetros de las ecuaciones de selección.

$$L = \prod_{S_1} \Phi_2(-C_1, -C_2, \rho) \cdot \prod_{S_2} \Phi_2(C_1, -C_2, -\rho) \cdot \prod_{S_3} \Phi_2(-C_1, C_2, -\rho) \cdot \prod_{S_4} \Phi_2(C_1, C_2, \rho)$$

Una vez estimado el modelo, se deben calcular las estimaciones de las Inversas del Ratio de Mill ($\hat{\lambda}_{ij}$) para cada subgrupo. La Inversa del Ratio de Mill es una función monótona decreciente de la probabilidad de que una observación sea censurada.¹⁴ Dicha variable, al ser incluida en el modelo de la segunda etapa, cumple la función de corregir el potencial sesgo de selección. Para realizar dicho cálculo, se determinan las esperanzas de los errores de las regresiones a estimar en la segunda etapa, condicionadas al suceso correspondiente, de la siguiente manera:

1. $\forall i \in G_1$. Para este subgrupo se calculan las esperanzas condicionadas al suceso $TF=TC=0$:

$$E(u_{3i} | TF_i^* \leq 0, TC_i^* \leq 0) = E(u_{3i} | u_{1i} \leq -C_1, u_{2i} \leq -C_2) = \rho_{13}\lambda_{11} + \rho_{23}\lambda_{12}$$

$$\lambda_{11} = - \left[\frac{\phi(C_1)\Phi(-C_2^*)}{S_1} \right], \lambda_{12} = - \left[\frac{\phi(C_2)\Phi(-C_1^*)}{S_1} \right]$$

$$\text{Siendo } C_1^* = \frac{C_1 - \rho C_2}{\sqrt{1 - \rho^2}}, \quad y \quad C_2^* = \frac{C_2 - \rho C_1}{\sqrt{1 - \rho^2}}$$

2. $\forall i \in G_2$. Para este subgrupo se calculan las esperanzas condicionadas al suceso $TF=0, TC=1$:

$$E(u_{3i} | TF_i^* \leq 0, TC_i^* > 0) = E(u_{3i} | u_{1i} \leq -C_1, u_{2i} > -C_2) = \rho_{13}\lambda_{21} + \rho_{23}\lambda_{22}$$

$$\lambda_{21} = - \left[\frac{\phi(C_1)\Phi(C_2^*)}{S_2} \right], \lambda_{22} = \left[\frac{\phi(C_2)\Phi(-C_1^*)}{S_2} \right]$$

3. $\forall i \in G_3$. Para este subgrupo se calculan las esperanzas condicionadas al suceso $TF=1, TC=0$:

¹⁴ Heckman 1979.

$$E(u_{3i} | TF_i^* > 0, TC_i^* \leq 0) = E(u_{3i} | u_{1i} > -C_1, u_{2i} \leq -C_2) = \rho_{13}\lambda_{31} + \rho_{23}\lambda_{32}$$

$$\lambda_{31} = \left[\frac{\phi(C_1)\Phi(-C_2^*)}{S_3} \right], \lambda_{32} = - \left[\frac{\phi(C_2)\Phi(C_1^*)}{S_3} \right]$$

4. $\forall i \in G_4$. Para este subgrupo se calculan las esperanzas condicionadas al suceso $TF=TC=I$:

$$E(u_{3i} | TF_i^* > 0, TC_i^* > 0) = E(u_{3i} | u_{1i} > -C_1, u_{2i} > -C_2) = \rho_{13}\lambda_{41} + \rho_{23}\lambda_{42}$$

$$\lambda_{41} = \left[\frac{\phi(C_1)\Phi(C_2^*)}{S_4} \right], \lambda_{42} = \left[\frac{\phi(C_2)\Phi(C_1^*)}{S_4} \right]$$

Segunda etapa: uso de los servicios de telefonía

En esta etapa, se realiza la estimación del uso de los servicios telefónicos utilizando los λ estimados en la primera etapa, con el fin de corregir el posible sesgo de selección.

La estimación del uso en los servicios telefónicos se realiza a través del modelo LA/AIDS (Linear Approximation Almost Ideal Demand System), el cual se enuncia como un sistema de ecuaciones de demanda, derivado a partir de una función de gasto que determina el gasto mínimo necesario para alcanzar un nivel de utilidad específico, dados los precios¹⁵. Dichas ecuaciones se representan en términos de la participación de cada bien en el gasto total realizado en los bienes incluidos en el sistema de demanda. Por consiguiente, el sistema de ecuaciones a estimar puede expresarse de la siguiente manera:

$$w_{3i} = \alpha_3 + \beta_3 \ln\left(\frac{x}{P^L}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} \ln(p_j) + \psi_3 \ln_yds + u_{3i} \quad (9)$$

$$w_{4i} = \alpha_4 + \beta_4 \ln\left(\frac{x}{P^L}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{4j} \ln(p_j) + \psi_3 \ln_yds + u_{4i} \quad (10)$$

siendo w_3 la participación del gasto en telefonía fija en el gasto total en telefonía, w_4 la participación del gasto en telefonía móvil en el gasto total en telefonía, x el gasto total en telefonía, P^L el Índice de precios de Laspeyres, x/P^L representa el consumo real de telefonía, p_j es el precio del bien j y u_{ji} la perturbación de la ecuación j con $j=3,4$. El Índice de precios de Laspeyres se define como:

$$\ln(P^L) = \sum_i \bar{w}_j \ln(P_j)$$

Los modelos LA/AIDS cumplen con el supuesto de adición, dado que $\sum_j w_j = 1$ para todo j , entonces:

$$\sum_k \alpha_k = 1, \quad \sum_k \beta_k = 0; \quad y \quad \sum_k \gamma_{kj} = 0$$

15 El modelo fue desarrollado por Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980). «An almost ideal demand system.» American Economics Review, 70. Ver Chern, W. et al. (2003).

Las variables dependientes fueron definidas como la proporción del gasto en cada servicio telefónico respecto al gasto total en telefonía, es por ello que se deduce que no podrán tomar valores menores a 0 ni mayores a 1, por lo tanto dichas variables tienen un punto de censura inferior en 0 y un punto de censura superior en 1. Con el fin de eliminar el posible sesgo de selección deben ser incluidas las $\hat{\lambda}_{ij}$ estimadas en la primera etapa, quedando determinadas las $\hat{\lambda}_{ij}$ incluidas en cada ecuación de gasto a partir de la modelización de las siguientes esperanzas condicionadas:

$$E(w_{3i} | X_{3i})$$

$$E(w_{4i} | X_{4i})$$

siendo X_4 la matriz de variables explicativas de la ecuación de gasto en telefonía celular y dado (9) y (10), entonces $X_{3i} = X_{4i}$.

La esperanza condicionada de la participación del gasto en telefonía fija puede plantearse como:

$$E(w_{3i}|X_{3i}) = E(w_{3i}|X_{3i}, G_1)Pr(G_1) + E(w_{3i}|X_{3i}, G_2)Pr(G_2) + E(w_{3i}|X_{3i}, G_3)Pr(G_3) + E(w_{3i}|X_{3i}, G_4)Pr(G_4)$$

siendo $Pr(G_i)$ la probabilidad de pertenecer al subgrupo G_i . Las esperanzas condicionadas a la pertenencia de cada subgrupo son:

$$E(w_{3i}|X_{3i}, G_1) = 0$$

$$E(w_{3i}|X_{3i}, G_2) = 0$$

$$E(w_{3i}|X_{3i}, G_3) = 1$$

$$E(w_{3i}|X_{3i}, G_4) = E(X'_{3i}\beta_{3i} + u_{3i}|X_{3i}, G_4)$$

ya que la participación del gasto de la telefonía fija en el gasto total en telefonía es nulo para aquellos subgrupos que no poseen teléfono fijo, y 1 para aquel subgrupo de hogares que poseen telefonía fija y no móvil. Por lo tanto, el sesgo de selección puede darse únicamente a través de G_4 , es decir del subgrupo de hogares que poseen teléfono fijo y móvil. De esta manera, la ecuación de gasto en telefonía fija queda redefinida como:

$$w_{3i} = \alpha_3 + \beta_3 \ln\left(\frac{x}{PL}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} \ln(p_j) + \psi_3 \ln_yds + \zeta_{31} \hat{\lambda}_{41} + \zeta_{32} \hat{\lambda}_{42} + \nu_{3i} \quad (11)$$

Realizando de forma análoga la modelización para la esperanza condicionada de w_{4i} , obtenemos que:

$$w_{4i} = \alpha_4 + \beta_4 \ln\left(\frac{x}{PL}\right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{4j} \ln(p_j) + \psi_4 \ln_yds + \zeta_{41} \hat{\lambda}_{41} + \zeta_{42} \hat{\lambda}_{42} + \nu_{4i} \quad (12)$$

Se sabe, además, que

$$w_{4i} = 1 - w_{3i} \text{ y}$$

$$X_{3i} = X_{4i}$$

por consiguiente, el sistema de ecuaciones a estimar, en esta segunda etapa, se reduce a la ecuación (11). Cabe destacar que la metodología planteada cumple con la restricción de exclusión necesaria para este tipo de modelos. Para realizar la estimación se utiliza la técnica de MCO, utilizando los datos únicamente de los hogares que poseen telefonía fija y móvil.

En esta etapa, surge el problema de que las $\hat{\lambda}$ incluidas en las ecuaciones son estimaciones, no valores observados de una variable, razón por la cual si se estima el modelo sin tomar en cuenta este problema, los estimadores resultantes no serán robustos. Es por ello, que se utiliza en la estimación el procedimiento de remuestreo Bootstrap¹⁶ con 1.000 repeticiones, de manera de poder construir empíricamente la distribución del estimador, y obtener de esta manera estimadores robustos. Para realizar la estimación de los intervalos de confianza de los parámetros se utiliza el método corregido por sesgo acelerado, BCA, por ser el método más eficaz en la estimación de la varianza y esperanza.

A partir de dicha estimación se calculan las elasticidades precio propias y precio cruzada para determinar qué tipo de relacionamiento vincula al uso de la telefonía fija y móvil. Las elasticidades precio no compensadas de la demanda en un modelo LA/AIDS¹⁷ pueden ser definidas como:

$$\eta_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i w_j}{w_i}$$

donde δ_{ij} es el delta de Kronecker que adopta el valor 1 para $i=j$ y el valor 0 cuando $i \neq j$.

Es destacable que las elasticidades derivadas de un sistema LA/AIDS son insesgadas, por provenir de un modelo que satisface las restricciones de aditividad, homogeneidad y simetría.

6. Análisis de las estimaciones

En la presente sección se analizan, en una primera instancia, los resultados obtenidos a partir de la estimación del modelo de acceso potencial a la telefonía —Modelo Probit Bivariante—, que se presentan en el Anexo (4). Para tal cometido, se estudian los signos y la significación de los coeficientes estimados a través del modelo, para luego analizar los efectos marginales de las distintas variables. Posteriormente, se examinan los resultados de la estimación del gasto en servicios telefónicos, calculando las correspondientes elasticidades precio propias y cruzada. Es necesario aclarar que todos los análisis de significación y pruebas de hipótesis se realizaron a un nivel de significación del 5%.

16 El procedimiento de remuestreo Bootstrap fue desarrollado por Efron, B. (1979). «Bootstrap methods.» *Annals of statistics*, 7, 1-26. Ver Tineo Guevara (2005) y López Jauregui, A. y Elosua Oliden, P. (2004).

17 Dichas elasticidades fueron derivadas por Green y Alston (1990).

6.1. Análisis del acceso a la telefonía

6.1.1 El modelo conjunto

El modelo resulta ser significativo en su conjunto, dado que el estadístico de Wald es significativo. Como medida de bondad de ajuste, se calculó el Índice de Razón de Verosimilitud

- **Pseudo R^2 de McFadden:** obteniéndose un valor de 0.27, lo que muestra que el modelo planteado tiene un gran valor explicativo —no olvidar que este estadístico adopta siempre valores muy inferiores al R^2 habitual—. Por otro lado, el test de Razón de Verosimilitud para testear la hipótesis $P=0$, resulta ser significativo, por lo tanto, se puede afirmar que existe correlación entre las dos regresiones, mostrándose que la elección de estimación conjunta de ambas ecuaciones fue correcta, ya que la decisión de acceso a ambos servicios se determina simultáneamente.

6.1.2 Acceso a los servicios de telefonía

El valor de los coeficientes estimados de un probit bivariante no tiene interpretación directa, pero su significación y su signo sí la tienen.

Analizando los coeficientes estimados para el modelo de acceso a la telefonía fija, se observa que todos ellos resultan ser significativos, salvo por el sexo del jefe de hogar. Considerando el signo de las estimaciones, se observa que las siguientes variables afectan positivamente la probabilidad de que un hogar acceda a la telefonía fija:

- ser de Montevideo;
- poseer computadora;
- poseer acceso a Internet —ya sea por discado o contrato—;
- realizar una actividad laboral dentro del hogar;
- la cantidad de miembros del hogar;
- el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar;
- el ingreso per cápita del hogar;
- la edad del jefe de hogar, pero a partir de cierto umbral, dicha influencia es cada vez menor —ver signo *Edad2*—.

Por otro lado, el hecho de ser inquilino u ocupante afecta negativamente la probabilidad de suscripción a la telefonía fija, con respecto a ser propietario.

Si se examinan las estimaciones obtenidas para el acceso a la telefonía celular, se observa que todas las variables resultan ser significativas, salvo por el hecho de ser inquilino respecto a ser propietario de la vivienda. Las siguientes variables afectan positivamente a la probabilidad de que el hogar acceda a la telefonía celular:

- ser de Montevideo;
- poseer computadora;
- la cantidad de miembros del hogar;
- el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar;
- el ingreso per cápita del hogar.

Por otra parte, existen otras variables que afectan negativamente dicha probabilidad:

- ser mujer;
- la edad del jefe de hogar;
- ser ocupante respecto a ser propietario.

Finalmente, se analizan los efectos marginales de las variables sobre ambas ecuaciones, discriminando de acuerdo a los valores que adoptan las variables dependientes. De esta manera, se estimaron los efectos sobre la probabilidad de que un hogar: acceda a ambos servicios, no acceda a ninguno, solo acceda a uno de ellos, acceda a un servicio dado que ya accedió al otro.

Los resultados presentados en el Anexo (5) muestran que ser de Montevideo aumenta la probabilidad de acceder a la telefonía en general; salvo en el caso en que el hogar no tenga teléfono fijo, pero sí celular; lo que podría evidenciar mayor nivel de penetración de telefonía fija en Montevideo que en el interior.

Si un hogar tiene teléfono fijo, el hecho de ser inquilino o propietario no influye en la probabilidad de acceder al otro servicio. Pero ser inquilino u ocupante, afecta negativamente la probabilidad de acceder a un teléfono fijo —respecto a ser propietario—.

Tener computadora incrementa en 0,25 la probabilidad de tener ambos servicios y en 0.24 la de acceder al celular dado que el hogar ya tiene un teléfono fijo; de alguna manera, se puede interpretar que si el hogar posee ingresos suficientes como para tener una computadora, es muy probable que acceda a ambos servicios telefónicos. Debido a que para tener Internet discado es imprescindible tener acceso a la telefonía fija y a una computadora, consideramos que el resultado más relevante es que afecta mínimamente (0,03) la probabilidad de acceder a un celular dado que el hogar tiene teléfono fijo. Se observa, en todos los casos, un comportamiento muy similar, aunque menor, entre el efecto que produce tener Internet contrato que tener Internet discado.

Realizar actividades económicas en el hogar, influye positivamente, aunque de manera muy leve, en la probabilidad de acceder a un teléfono fijo.

La cantidad de miembros del hogar afecta positivamente la probabilidad de acceder a la telefonía móvil, efecto coherente con el hecho de que el celular es un servicio de uso personal y que puede utilizarse para la comunicación entre los miembros del hogar, mientras que el teléfono fijo se utiliza, generalmente, para la comunicación con individuos fuera del hogar.

La edad incrementa la probabilidad de acceder a un teléfono fijo, y para edades muy elevadas, el incremento de esta probabilidad es levemente menor. Además, si el hogar ya posee un teléfono fijo, se reduce la probabilidad de que acceda a un servicio móvil, cuanto mayor sea la edad del jefe de hogar. Aunque la dirección del efecto de la edad sobre el acceso a los servicios telefónicos es la esperable —positiva para el acceso a la telefonía fija y negativa para la del celular—, la escasa magnitud del mismo es realmente sorprendente.

El sexo del jefe de hogar no es significativo en la mayoría de los efectos marginales, hecho que concuerda con la visto en la Sección 4.1, donde los guarismos indicaban importantes similitudes del acceso a los servicios telefónicos entre los distintos sexos. En

aquellos que es significativo, muestra que ser mujer aumenta la probabilidad de tener teléfono fijo, y disminuye la de tener móvil, pero lo hace muy levemente.

El efecto que tiene el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar no tiene una significación importante. Esto puede deberse al comportamiento dispar que posee el grupo cuyo nivel máximo alcanzado fue el terciario no universitario respecto al resto de los niveles, como fue comentado en la Sección 4.1.

El efecto marginal del logaritmo del ingreso, corresponde a la semielasticidad ingreso. Dicha semielasticidad, muestra que ante un cambio del 1% en el ingreso, la probabilidad de acceder a los dos servicios, o a uno dado que el hogar posee el otro, aumenta 0.20, lo que permite concluir que los servicios telefónicos, desde el punto de vista del acceso, son bienes normales.

6.2 Análisis del Uso de la Telefonía

En lo que refiere al análisis conjunto del uso que realizan los hogares de los servicios de telefonía, se llevó adelante una estimación del modelo LA/AIDS a través de la metodología MCO,¹⁸ que resultó ser significativo en su conjunto y que arrojó un $R^2=0,25$, valor nada despreciable si se considera que no se incluyen variables socio-demográficas.

Resultó ser significativa en la regresión del gasto en telefonía fija λ_{42} , lo que evidencia que los residuos de la regresión de gasto en telefonía fija se encuentran correlacionados, con los residuos de la ecuación de acceso a la telefonía móvil. El signo positivo de dicho coeficiente indica que existe un sesgo de selección, por el cual se subestima la participación del gasto en telefonía fija en el gasto total en telefonía en aquellos hogares que poseen ambos servicios telefónicos.

Dado que w_4 es el complemento de w_3 , y tomando en cuenta las restricciones teóricas del modelo LA/AIDS expuestas en la Sección 5, se deduce que los residuos de la regresión de gasto en telefonía móvil se encuentran correlacionados, con los residuos de la ecuación de acceso a la telefonía móvil, que produce un sesgo de selección por el cual se sobrestima la participación del gasto en telefonía móvil en el gasto total en telefonía en aquellos hogares que poseen ambos servicios telefónicos.

A partir de los coeficientes estimados, se calcularon las correspondientes elasticidades precio propias y cruzada entre ambos bienes.¹⁹ Se observa que la elasticidad precio del teléfono fijo es mayor a 1 en valor absoluto, lo que indica que se trata de un bien con demanda elástica, ya que cuando los precios varían un 1%, la demanda se modifica 1,47% en sentido contrario. Por otro lado, la elasticidad precio del servicio de telefonía móvil, es menor a uno en valor absoluto, razón por la cual se puede decir que se trata de una demanda inelástica, ya que cuando los precios varían 1%, los consumidores modifican su demanda 0,85% en sentido opuesto. Una posible explicación para el hecho de que la demanda de telefonía móvil sea más inelástica que la de telefonía fija, es que la

18 Las estimaciones del modelo se encuentran en el Anexo (6).

19 Ver Anexo (7).

mayoría de los servicios móviles son de la modalidad prepago, modalidad que realiza un considerable menor uso del servicio. Además, los precios empleados para la estimación de la demanda son los precios de las llamadas, y en la modalidad prepago, se considera en este trabajo, que el mayor gasto se realiza en mensajes de texto.

Con respecto a la elasticidad precio cruzada entre la demanda del servicio de telefonía móvil y el precio del servicio de telefonía fija, su signo indica la existencia de complementariedad entre los servicios. La magnitud de la misma, cercana a cero muestra que ante variaciones en el precio del servicio fijo no varía de forma importante la demanda de minutos de telefonía móvil. Este resultado, reafirma lo observado al analizar las correlaciones entre el gasto de ambos servicios, que mostraron una relación positiva entre los mismos.

7. Limitaciones

Una de las fuertes limitaciones a la que se enfrenta un investigador a la hora de llevar adelante su estudio es la inexistencia de los datos necesarios o la imposibilidad de hacerse de los mismos. Los autores de este trabajo no fueron ajenos a dicha problemática.

Para realizar un estudio completo sobre el impacto que ha tenido el exponencial desarrollo de la telefonía móvil de los últimos años sobre la telefonía básica, deberían utilizarse datos de series temporales o datos de panel. Se debería realizar un análisis sobre la evolución de los precios de los diferentes servicios telefónicos y como ha afectado esto al consumo de los mismos. Este era el objetivo del presente trabajo. Para poder llevar adelante dicho objetivo era necesario contar con una suficiente cantidad de datos sobre tráfico y precios de los servicios telefónicos que permitieran desarrollar el análisis. Dada la imposibilidad de acceder a dichos datos, se concluyó que la mejor opción disponible era utilizar los datos de la ENIGH 2005-2006. La utilización de los datos de dicha encuesta conlleva varias limitaciones.

En primer lugar, el mercado de las comunicaciones es un mercado muy dinámico, que ha presentado importantes cambios entre el período de estudio y la actualidad, destacándose la rápida inserción de la telefonía móvil.²⁰

Por lo tanto, las conclusiones arribadas en este trabajo pueden no concordar con la realidad actual del mercado. A pesar de ello, se optó por estos datos ya que no existen publicaciones posteriores de encuestas que contengan datos sobre consumo de servicios telefónicos.

La segunda limitación a destacar es la imposibilidad de realizar comparaciones intertemporales. Esto se debe a que la anterior encuesta fue realizada en el año 1994-1995,

20 En los últimos años se observa una profundización de la tendencia que se describió para el año 2006: descenso de la cantidad de servicios de telefonía fija (5% en tres años), crecimiento acelerado de la telefonía móvil (la cantidad de servicios de teléfonos móviles creció más de un 500%, la teledensidad alcanzó los 105.21 servicios en 2008 mostrando un crecimiento de casi un 600%).

momento en el cual la telefonía móvil era de muy incipiente desarrollo por lo que la encuesta no extraía datos sobre la misma.

La tercera limitación hace referencia al hecho de que la encuesta recoge datos sobre el gasto en los servicios, pero no sobre los precios a los que se enfrenta cada hogar. Se informa de cuánto gasta el hogar, pero nada se dice del precio asociado a dicho gasto.

A consecuencia de esta última limitación, los datos sobre precios utilizados en este trabajo fueron extraídos de las publicaciones de la Ursec. En lo que refiere a la telefonía fija, Antel informa el precio del cómputo y no del minuto. Debido a ello, se debió elaborar un precio propio del minuto de la telefonía fija, como fue expuesto en la sección «Datos». Se elaboró un precio promedio por minuto, sin tener en cuenta los niveles de tráfico de las distintas franjas horarias, ya que no se disponía de dicha información.

Asimismo, al ser los precios que brinda la Ursec un promedio de los precios del mercado, no se puede asociar directamente el consumo al precio que paga efectivamente el consumidor. Sería importante poder realizar un estudio con dichos precios, lo que resulta imposible ante el fuerte recelo con el que custodian sus datos los operadores de la telefonía.

En el caso del estudio del acceso a la telefonía, fue imposible la estimación de las elasticidades precio, tanto propias como cruzadas. Dicha imposibilidad se deriva, del hecho que el precio al acceso de la telefonía móvil, está integrado por el costo del chip y el costo de los equipos. Con respecto a este último, no existe ninguna publicación que informe de los mismos.

Adicionalmente, el gasto en telefonía celular, utilizado en la realización del estudio, comprende a todos los gastos generados desde un celular: tráfico de voz, SMS, Internet, etc.; mientras que el precio utilizado se refiere únicamente a las llamadas. Esto genera una gran limitación a la hora de valorar los resultados obtenidos. Sin embargo, se optó por realizarlo de esta manera, dada la falta de información del gasto desagregado por tipo de servicio.

Finalmente, se debe exponer, que el estudio debió haber sido realizado diferenciando cada modalidad del servicio de telefonía móvil, ya que los consumidores de prepago y los de postpago tienen un comportamiento muy distinto en cuanto al gasto y al tipo de servicios utilizados —voz, SMS, acceso a Internet—. Es por ello, que no necesariamente van a tener un mismo relacionamiento con la telefonía fija. En el presente estudio, al tener como precio del servicio, un precio promedio para cada modalidad, el haber realizado las regresiones por separado hubiese ocasionado un problema de multicolinealidad perfecta entre el precio de cada modalidad y la constante.

8. Conclusiones

En este estudio se han identificado los determinantes del acceso a la telefonía fija y móvil, y la relación existente entre el uso de las mismas. Con respecto al análisis descriptivo de la muestra se concluye que existe una gran penetración de ambos servicios

en el mercado, destacándose el hecho de que dentro del servicio celular, la modalidad prepago es la que más fuertemente se ha insertado en todos los estratos de la población; razón por la cual se observa un comportamiento muy estable de la misma a lo largo de todos los estratos. Además, existe mayor gasto en telefonía fija que celular para todos los estratos planteados, lo que podría estar relacionado con la reciente inserción del celular en el mercado, frente a una etapa más madura de la telefonía fija. A su vez, resulta evidente la fuerte incidencia que tiene el ingreso en la decisión de acceso y uso de los distintos tipos de servicios telefónicos, y en la decisión de la modalidad del servicio celular, siendo más preponderante el postpago en los estratos de mayores ingresos. Por otro lado, la distribución geográfica resulta ser claramente un factor que afecta estas decisiones. Con respecto a las variables socio-demográficas, todas ellas —excepto el sexo del jefe de hogar— influyen en las decisiones de suscripción y gasto. En particular, se aprecia que los hogares con jefe mayor a 50 años acceden mayoritariamente a la telefonía fija, y de forma marginal a la telefonía celular.

En lo que refiere a la estimación del modelo, se encuentra una alta correlación entre el acceso a la telefonía fija y móvil, lo que lleva a la conclusión de que la decisión de suscripción a los distintos tipos de servicios se realiza simultáneamente.

Con respecto a la edad, los efectos marginales del modelo Probit Bivariado, mostraron una débil influencia sobre la probabilidad de acceso a las distintas combinaciones de servicios telefónicos.

La división por área geográfica resultó afectar de manera significativa la probabilidad de acceso a ambos servicios, a su vez mostró correlaciones positivas con la tenencia de los mismos, pero mucho mayor con la tenencia de teléfono fijo, demostrando que los hogares de Montevideo acceden a ambos servicios más que los hogares del interior.

Los datos analizados han mostrado que el sexo del jefe de hogar no afecta de forma significativa el acceso a los distintos tipos de telefonía. El nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar se encuentra correlacionado positivamente con el acceso a los dos servicios telefónicos, sin embargo, los efectos marginales no muestran que influya de manera importante en la probabilidad de acceso a ambos servicios.

En lo que refiere al ingreso per cápita del hogar, la información presentada en esta investigación permite corroborar que a mayor ingreso, mayor es el acceso a ambos tipos de telefonía, observándose una semielasticidad ingreso de la probabilidad de acceso a ambos servicios igual a 0,27. Además, al analizar las correlaciones entre las variables explicativas, se observó que aquellas que más incrementan la probabilidad de acceder a ambos servicios —región geográfica, poseer computadora e Internet—, se encuentran muy relacionadas positivamente con el ingreso.

Es importante destacar que los resultados obtenidos avalan la metodología utilizada. Esto se observa, en primer lugar, en el estudio del acceso a la telefonía donde se halló correlación entre ambas variables dependientes; por lo que el procedimiento utilizado resultó ser el más adecuado. Por otro lado, los resultados de la estimación de uso

de la telefonía evidencian la existencia de sesgo de selección, que pudo ser corregido a través de la inclusión de las estimaciones de las Inversas del Ratio de Mill.

Finalmente, respecto a la existencia de sustituibilidad o complementariedad en el uso de la telefonía fija y la telefonía celular, los resultados obtenidos a partir de la estimación del sistema de ecuaciones simultáneas arrojan una elasticidad cruzada de la demanda de telefonía móvil ante cambios en el precio del minuto de la telefonía fija, que asciende a $-0,05$, lo que muestra la existencia de complementariedad entre los mismos.

A pesar de este resultado, cabe esperar que, en un futuro, la telefonía móvil se transforme en un sustituto económico de la telefonía fija, debido a la constante baja de precios de la primera y a la tendencia internacional al respecto. Dicha tendencia muestra que, a medida que se desarrolla el mercado de la telefonía móvil, esta última muestra signos claros de sustituir a la telefonía fija, tanto en el acceso como en el uso.

El presente trabajo propone un marco teórico interesante, para la posible realización de investigaciones sobre el tema, que superen las limitaciones expuestas. Para poder superar dichas limitaciones, los futuros estudios se deberían desarrollar en un marco institucional adecuado, que les permitiera obtener los datos necesarios, en cantidad y calidad, para llevar adelante el mismo. Podrían superarse prácticamente todas las limitaciones planteadas, si se realizara una encuesta para recabar los datos, como lo hacen la mayoría de los estudios consultados. Además, debería de realizarse el análisis diferenciando claramente las modalidades de la telefonía celular, los servicios que utiliza el usuario —llamadas de voz, SMS—, así como también el origen y el destino de las llamadas, ya que cada una de estas características, define un relacionamiento distinto con la telefonía fija. Queda, de esta manera, planteado el desafío.

Anexo

1. Variables utilizadas

- *Tiene Teléfono Fijo (TF)*: esta variable toma el valor 1 si el hogar posee al menos un servicio de telefonía fija, y 0 en caso contrario.
- *Tiene Teléfono Celular (TC)*: esta variable toma el valor 1 si el hogar posee al menos un servicio de telefonía celular, y 0 en caso contrario.
- *Ingreso (yds)*: definida como el ingreso disponible per cápita del hogar, sin valor locativo.
- *Edad del jefe de hogar (Edad)*.
- *Edad del jefe de hogar al cuadrado (Edad²)*.
- *Educación máxima alcanzada por el jefe de hogar (Edum)*: se dividió la muestra en 5 categorías, de la siguiente manera:
 - hogares en los cuales el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar es Primaria Completa;
 - hogares en los cuales el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar es Secundaria Incompleta;
 - hogares en los cuales el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar es Secundaria Completa;
 - hogares en los cuales el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar es Terciario no Universitario, el cual incluye estudios de magisterio, profesorado y oficiales militares;
 - hogares en los cuales el nivel educativo máximo alcanzado por el jefe de hogar es Universitario.
- *Educación máxima alcanzada por el jefe de hogar al cuadrado (Edum²)*
- *Sexo del jefe de hogar (Sjh)*: esta variable toma el valor 1 si el jefe de hogar es mujer, y 0 en caso contrario.
- *Propiedad de la vivienda (Prop)*: se dividió la muestra en 3 grupos según la propiedad de la vivienda, de la siguiente manera:
 - el hogar es propietario de la vivienda y el terreno;
 - el hogar es inquilino de la vivienda;
 - el hogar es ocupante de la vivienda o propietario únicamente de la vivienda.
- *Región*: esta variable toma el valor 1 si el hogar pertenece a Montevideo y 0 si pertenece al interior del país.
- *Posee Computadora (Comp)*: esta variable toma el valor 1 si el hogar posee computadora, y 0 en caso contrario.
- *Posee conexión a Internet vía discado (Intd)*: esta variable toma el valor 1 si el hogar posee conexión a Internet vía discado, y 0 en caso contrario.

- *Posee conexión a Internet por contrato mensual (Intc)*: esta variable toma el valor 1 si el hogar posee conexión a Internet por contrato, y 0 en caso contrario.
- *Actividad en el hogar (Act_hogar)*: esta variable toma el valor 1 si algún miembro realiza dentro de la vivienda alguna actividad Comercial, Artesanal, Industrial o de Servicios, y 0 en caso contrario.
- *Cantidad de miembros que posee el hogar (Mh)*.
- *Gasto del hogar en telefonía fija (gastofijo)*.
- *Gasto del hogar en telefonía celular (gastocel)*.
- *Gasto del hogar en telefonía móvil de la modalidad contrato (ccto)*.
- *Gasto del hogar en telefonía móvil de la modalidad prepago (cpre)*.
- *Gasto total del hogar en Telefonía (x)*.
- *Participación del gasto en telefonía fija en el gasto total en telefonía (w_3)*.
- *Participación del gasto en telefonía celular en el gasto total en telefonía (w_4)*.

2. Correlación entre las variables objeto de estudio

	gastof~o	gastocel	ccto	cpre	TF	TC	ln_yds
gastofijo	1,0000						
gastocel	0,3895*	1,0000					
ccto	0,3499*	0,8793*	1,0000				
cpre	0,1787*	0,4935*	0,0197*	1,0000			
tf	0,5787*	0,1191*	0,1257*	0,0205	1,0000		
tc	0,2457*	0,4804*	0,2545*	0,5437*	0,0745*	1,0000	
ln_yds	0,5051*	0,3662*	0,3073*	0,2075*	0,4252*	0,2636*	1,0000
dpto	0,3047*	0,2190*	0,1963*	0,1013*	0,2761*	0,1844*	0,3556*
prop	-0,2151*	-0,0649*	-0,0624*	-0,0222	-0,2668*	-0,0201*	-0,1917*
comp	0,4269*	0,3878*	0,3159*	0,2372*	0,2868*	0,3787*	0,3734*
intd	0,3237*	0,2149*	0,1734*	0,1345*	0,2265*	0,2298*	0,2665*
inte	0,3157*	0,3560*	0,3532*	0,1042*	0,1412*	0,1771*	0,2712*
act	-0,0336*	0,0364*	-0,0289*	-0,0238*	-0,0483*	-0,0548*	0,0098*
nh	0,0263*	0,1350*	0,0645*	0,1656*	-0,0779*	0,2056*	-0,3856*
sjh	0,0112*	-0,0684*	-0,0443*	-0,0627*	0,0386*	-0,0982*	0,0170
edad	0,1031*	-0,1538*	-0,0706*	-0,1941*	0,1984*	-0,3331*	0,1728*
edum	0,3433*	0,3098*	0,2566*	0,1819*	0,2308*	0,3120*	0,4125*

* significativas al 5%

	dpto	prop	comp	intd	intc	act	mh
dpto	1,0000						
prop	-0,0371*	1,0000					
comp	0,2690*	-0,1249*	1,0000				
intd	0,1925*	-0,0820*	0,5918*	1,0000			
intc	0,1882*	-0,0839*	0,3763*	-0,0633*	1,0000		
act	0,0328*	0,0328*	-0,0808*	-0,0281*	-0,0609*	1,0000	
mh	-0,1046*	0,0380*	0,1015*	0,0184*	0,0451*	-0,0600*	1,0000
sjh	0,1572*	-0,0245*	-0,0461*	-0,0122*	-0,0121*	0,0074*	-0,2035*
edad	0,0455*	-0,2737*	-0,1830*	-0,1063*	-0,0272*	0,0532*	-0,3281*
edum	0,3532*	-0,0847*	0,4463*	0,3227*	0,2644*	-0,0629*	-0,0297*

* significativas al 5%

	sjh	edad	edum
sjh	1,0000		
edad	0,1260*	1,0000	
edum	0,0192	-0,2196*	1,0000

* significativas al 5%

3. Estimación de variables censuradas a través de los modelos clásicos de estimación

La insesgadez del estimador MCO descansa en que si $y = x' \beta + u$, entonces $E(u|x) = 0$ o expresado de otra forma $E(y|x) = x' \beta$. Se supone un modelo censurado, con una variable latente, y_i^* , la cual representa la diferencia entre las utilidades proporcionadas por las dos «supuestas» alternativas de que dispone un individuo, consumo o no consumo.

$$y_i^* = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (13)$$

Se define, entonces, y_i como una variable aleatoria proxy de la variable latente y_i^* , tal que:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{si } y_i^* > 0, \\ 0 & \text{si } y_i^* \leq 0. \end{cases}$$

siendo 0 el punto de censura de los datos. Se sabe, además, que $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ y por lo tanto $y_i^* \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Dado el modelo, la probabilidad de que una observación esté censurada será:

$$\begin{aligned} P(\text{censurada}) &= P(y_i^* \leq 0) = P(N(\mu, \sigma^2) \leq 0) = P\left(N(0, 1) \leq \left(\frac{0 - \mu}{\sigma}\right)\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{-\mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

siendo Φ la función de probabilidad acumulada de la variable normal estandar. Y la probabilidad de que una observación no esté censurada será:

$$\begin{aligned}
 P(\text{no censurada}) &= P(y^* > 0) = 1 - P(y^* \leq 0) = 1 - \Phi\left(\frac{0 - \mu}{\sigma}\right) = \\
 &= \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma}\right)
 \end{aligned}$$

La función de densidad de la variable censurada quedará determinada como:

$$\begin{cases} P(y = 0) = P(y^* \leq 0) = \Phi\left(\frac{-\mu}{\sigma}\right) & \text{cuando } y^* \leq 0 \\ \text{La misma densidad de } y^* & \text{cuando } y^* > 0 \end{cases}$$

Una variable censurada tiene, entonces, una distribución particular, ya que es mezcla entre una distribución discreta en el punto de censura y continua para las observaciones con valores mayores al punto de censura. En dicha distribución se le asigna toda la probabilidad contenida en el área censurada al punto de censura. Es por esta razón que se habla de un punto de acumulación de probabilidad en el punto de censura. Debido a que los valores de la variable y^* son desconocidos, se debe regresar la variable proxy y :

$$E(y_i|x_i) = Pr(y_i > 0|x_i) \cdot E(y_i|x_i, y_i > 0) + 0 \cdot Pr(y_i \leq 0|x_i) = \underbrace{Pr(y_i > 0|x_i)}_1 \underbrace{E(y_i|x_i, y_i > 0)}_2$$

1. Para derivar la $P(y_i > 0|x_i)^2$ debemos definir una variable binaria w tal que $w=1$ si $y > 0$ y $w=0$ si $y=0$. Por lo tanto w sigue un Modelo Probit:

$$\begin{aligned}
 P(w = 1|x) &= P(y^* > 0|x) = P(u > -x\beta|x) = P(u/\sigma > -x\beta/\sigma) \quad (14) \\
 &= \Phi(x\beta/\sigma)
 \end{aligned}$$

2. Sabiendo que si $z: N(0,1)$, entonces para cualquier constante c :

$$E(z|z > c) = \frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)}$$

siendo Φ la función de densidad de una variable normal estandar, y conociéndose dicho cociente como la Inversa del Ratio de Mill, λ . Entonces, si $u \sim N(0, \sigma^2)$:

$$E(u|u > c) = \sigma E\left(\frac{u}{\sigma} \mid \frac{u}{\sigma} > \frac{c}{\sigma}\right) = \sigma \left[\frac{\phi(c/\sigma)}{1 - \Phi(c/\sigma)} \right] \quad (15)$$

Por lo tanto:

$$E(y_i|x_i, y_i > 0) = x\beta + E(u|u > -x\beta) = x\beta + \sigma \left[\frac{\phi(x\beta/\sigma)}{1 - \Phi(x\beta/\sigma)} \right] \quad (16)$$

Se desprende de las ecuaciones (14) y (16) que

$$E(y|x) = \Phi(x'\beta/\sigma) [x'\beta + \sigma\lambda(x'\beta/\sigma)] \neq x'\beta \quad (17)$$

A partir de la ecuación (17) se puede concluir que la estimación de los modelos con datos censurados a través del MCO, arrojan estimadores sesgados.

4. Estimación del Modelo Probit Bivariado

Variable	Coefficient (Std. Err.)	
	Equation 1: TF	Equation 2: TC
Region	0.552** (0.045)	0.224** (0.040)
_IProp_2	-0.656** (0.058)	0.034 (0.054)
_IProp_3	-0.462** (0.043)	-0.107** (0.042)
_IComp_1	0.336** (0.066)	0.591** (0.048)
_IIntd_1	2.103** (0.353)	
_IIntc_1	0.874** (0.262)	
Act_hogar	0.240** (0.065)	
Mh	0.119** (0.013)	0.219** (0.013)
Edad	0.043** (0.007)	-0.026** (0.001)
_ISjh_1	0.084** (0.040)	-0.101** (0.037)
Edad2	0.000 (0.000)	
Edum	0.062** (0.017)	0.046** (0.014)
Ln_yds	0.622** (0.029)	0.537** (0.026)
Intercept	-6.726** (0.302)	-4.006** (0.232)
Variable	Coefficient	
	Equation 3 : athrho	
Intercept	-0.194** (0.027)	Prop_2: esta variable refleja el hecho de ser inquilino con respecto a ser propietario.
N	7026	Prop_3: esta variable refleja el hecho de ser ocupante o propietario únicamente la vivienda con respecto a ser propietario.
Log-likelihood	-6683.414	Comp_1: esta variable refleja el hecho de tener computadora con respecto a no tenerlo.
χ^2 (22)	3310.639	Intd_1: esta variable refleja el hecho de tener conexión a Internet vía discado con respecto a no tenerlo.
		Intc_1: esta variable refleja el hecho de tener conexión a Internet vía contrato con respecto a no tenerlo.
		Sjh_1: esta variable refleja el hecho de ser mujer con respecto a ser hombre respecto a ser hombre

5. Efectos marginales del Modelo Probit Bivariado

	P(TF=1, TC=1)	P(TF=0, TC=0)	P(TF=1, TC=0)	P(TF=0, TC=1)	P(TF=1 TC=1)	P(TC=1 TF=1)
región	0.16	-0.07	*	-0.07	0.16	0.11
prop_2 ¹	-0.11	0.08	-0.09	0.12	-0.22	*
prop_3 ²	-0.11	0.06	*	0.07	-0.15	-0.06
comp_1 ³	0.25	-0.06	-0.16	*	0.11	0.24
intd_1 ⁴	0.15	-0.09	0.09	-0.15	0.28	0.03
intc_1 ⁵	0.09	-0.06	0.06	-0.09	0.18	0.02
act_hogar	0.03	-0.02	0.02	-0.03	0.06	0.007
mh	0.09	-0.03	-0.06	*	0.04	0.09
edad	*	-0.003	0.01	-0.01	0.01	-0.009
edad2	-0.00004	0.00003	-0.00003	0.00004	-0.00008	-0.000008
sjh_1 ⁶	*	*	0.04	-0.02	*	-0.04
edum	*	*	-0.07	*	*	0.08
edum2	*	*	0.009	*	*	*
ln_yds	0.27	-0.10	-0.11	-0.06	0.20	0.23

* Los efectos marginales no son significativos al 5%.

6. Estimación del gasto en servicios telefónicos

Variable	Coefficient (Std. Err.)
ln_PF	-0.346*
	(0.173)
ln_PC	-0.041*
	(0.019)
ln_xsobrePL	0.004*
	(0.002)
ln_yds	-0.035**
	(0.005)
lambda41	-0.039
	(0.041)
lambda42	0.052*
	(0.021)
Intercept	1.326**
	(0.134)
N	2610
R ²	0.25
X ² (6)	51.855

7. Elasticidades precio propias y cruzada del gasto en servicios telefónicos

	Telefonía Fija	Telefonía móvil
Elasticidad propia	-1.47	-0.85
Elasticidad cruzada	-0.05	

Bibliografía

- Ahn, Hyungha; Lee, Jonghwa y Kim, Yongkyu (2004), «Estimation of a Fixed-Mobile Substitution Model in Korean Voice Telephony Markets», Paper presentado en la XV Conferencia bienal de la Sociedad Internacional de Telecomunicaciones, Berlín, Alemania. Disponible en <http://userpage.fuberlin.de/jmueller/its/conf/berlino4/Papers/Ahn_Lee_Kim.pdf>.
- Albon, Rob (2006), «Fixed-to-Mobile Substitution, Complementarity and Convergence», en *Agenda*, Vol. 13, n.º 4: 309-322.
- Alston, Julian M. y Green, Richard, D. (1990), «Elasticities in AIDS Models», en *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, n.º 2: 442-45.
- Anido Rivas, José Daniel (1998), «Sistema Lineal del Gasto: Especificación y estimación para la ciudad de Mérida, 1986», trabajo presentado como requisito para optar al título de MsC. en Economía, Bogotá, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de los Andes.
- Arellano, María Soledad y Benavente, J. M. (2006), «Evidencia Preliminar de Sustitución entre Telefonía Fija y Móvil en Chile», disponible en <http://sechi.facea.uchile.cl/sechi/contributed_1/arellano_sole.pdf>.
- Coloma, Fernando y Tarzizán, Jorge (2002), «Análisis de la Sustitución entre la Telefonía Fija Local y la Telefonía Móvil en Chile y alguna Evidencia Internacional», en *Documentos de Trabajo* 233, Santiago de Chile, Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Disponible en <http://www.economia.puc.cl/index/download.asp?id_publicacion=890>
- Comisión de Regulación de Telecomunicaciones (CRT) (2005), «Estudios de Elasticidades en Servicios de Telecomunicaciones», Centro de Conocimiento del Negocio. Disponible en <http://www.crt.gov.co/crt_2001-2004/documentos/biblioteca/Elasticidades/SintesisEstudiosElasticidades.PDF>.
- Chern, W. S.; Ishibashi, K.; Taniguchi, K. y Tokoyama, Y. (2003), «Analysis of the food consumption of Japanese households», en *FAO Economic and Social Development Paper*, N.º. 152, FAO, Roma. Disponible en <<http://www.fao.org/docrep/005/Y4475E/Y4475E00.HTM>>.
- Chung, J. H. y Goulias, K. G. (1995), «Sample selection bias with multiple selection rules: Application with residential relocation, attrition, and activity participation in Puget Sound transportation panel», en *Transportation Research Record*, 1493: 128-135.
- Emerson, Robert D.; Iwai, Nobuyuki y Walters, Lurleen M. (2006), «Immigration Reform, Job Selection and Wages in the U.S. Farm Labor Market», en *American Agricultural Economics Association*, 2006 Annual meeting, Long Beach. Disponible en <<http://purl.umn.edu/21342>>.
- Emerson, Robert D. y Walters, Lurleen M. (2007), «Implications of Proposed Immigration Reform for the U.S. Farm Labour Market», paper preparado para su presentación en la Reunión Anual de la Southern Agricultural Economics Association, Alabama.
- Grade (2004), «Estimación del Bienestar en las Llamadas de Telefonía Fija a Telefonía Móvil», trabajo realizado para el Organismo Supervisor de la Inversión Privada en Telecomunicaciones del Perú, OSIPTEL.
- Greene, William H. (1996), «Marginal Effects in the Bivariate Probit Model», Department of Economics, Stern School of Business, New York University.
- (1999), *Análisis Econométrico*, Tercera Edición, Madrid, Pearson Educación, capítulos 19 y 20.
- Heckman, James J. (1979), «Sample Selection Bias as a Specification Error», en *Econometrica*, Vol. 47, N.º 1: 153-161.
- Hernandez Ortiz, Juan y Martínez Damian, Miguel A. (2003), «Estimación de un Sistema AIDS y Elasticidades para Cinco Hortalizas en México», en *Comunicaciones en Socioeconomía, Estadística e Informática*, Vol. 7, N.º 2: 13-24.

- Horváth, Réka y Maldoom, Dan (2002), «Fixed-Mobile Substitution: a Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables», en *DotEcon*, DP N.º 02/02.
- Hosken, Daniel; O'Brien, Daniel; Scheffman, David y Vita, Michael (2002), «Demand System Estimation and its Application To Horizontal Merger Analysis», Bureau of Economics, U.S.A. Disponible en <<http://www.ftc.gov/be/workpapers/wp246.pdf>>.
- Larraín F. y Quiroz, J. (2003), «Estimación de demanda por servicios de telefonía móvil período 2004-2008», *Telefónica Móvil*, Chile. Disponible en <http://www.subtel.cl/prontus_procesos-tarifarios/site/artic/20070123/asocfile/20070123105656/anexo_b_publico.pdf>.
- López Jauregui, A. y Elosua Oriden, P. (2004), «Estimación BOOTSTRAP para el Coeficiente de Determinación: un Estudio de Simulación», en *REMA*, Volumen 9(2): 1-14, España. Disponible en <http://www.psico.uniovi.es/REMA/v9n2/a1/n9v2a1_welcome.htm>.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press, capítulo 9.
- Mora, Jhon James (2002), «Introducción a la Teoría del Consumidor. De la preferencia a la estimación», en *Dirección de Investigaciones. Serie de textos Universitarios de la ICESI*, N.º 38, Cali, Universidad ICESI.
- Nevo, Aviv (1997), «Mergers with Differentiated Products: The Case of Ready-to-Eat Cereal», en *Working Paper*, N.º. CPC99-02, Competition Policy Paper, Berkeley, University of California.
- Narayana, Muttur Ranganathan (2008), «Substitutability between Mobile and Fixed Phones: Evidence and Implications for India», en *Discussion Paper Series-F-550*, Tokyo, Centre for International Research on the Japanese Economy, University of Tokyo. Disponible en <<http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/dp/2008/2008cf550.pdf>>.
- Navarro de Gimbatti, Ana Inés y Méndez, Fernanda (2002), *Mercados Laborales y Migraciones Internas en Argentina. Un análisis Descriptivo y Probabilístico de las Migraciones en los Principales Aglomerados del país*, Argentina, Instituto de Investigación en Economía y Dirección para el Desarrollo, Facultad de Ciencias Empresariales de la Universidad Austral.
- Ramajo Hernández, Julián (2001), «Avances Recientes en el Análisis Económico de la Demanda», en *Economía Agraria y Recursos Naturales. Nuevos Enfoques y Perspectivas*, Asociación Española de Economía Agraria, ISBN 84-607-3027-1, Capítulo 9, pp. 211-249. Disponible en <<http://eco.unex.es/jramajo/ivcnea.pdf>>.
- Rodini, Mark; Ward, Michael R. y Woroch, Glenn A. (2002), «Going Mobile: Substitutability between Fixed and Mobile Access», en *Working Paper*, CRTP-58, Haas School of Business, Center for Research on Telecommunications Policy.
- Sanromán, Graciela (2000), *Vivienda y Fiscalidad: un Análisis Empírico para la Economía Española*, versión revisada de la tesina presentada al completar el Programa de Estudios de Posgrado 1998-2000 del Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI).
- Symeou, P. C. y Pollitt, M. G. (2007), «Telecommunications in Small Economies: the impact of Liberalization and Alternative Technologies on Universal Service», en *Working Paper Series*, 19/2007. Cambridge, Judge Business School.
- Sung, Nakil y Lee, Yong-Hun (2002), «Substitution between Mobile and Fixed Telephones in Korea», en *Review of Industrial Organization*, 20: 367-374.
- Tineo Guevara, Freddy (2005), *Estimación de Kaplan Meier Bootstrap de la curva de supervivencia*, Monografía presentada para optar por el Título de Licenciado en Estadística, Lima, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, capítulo 2. Disponible en <http://sisbib.unmsm.edu.pe/bibvirtualdata/monografias/basic/tineo_gf/cap2.pdf>.
- Tunali, Insan y Baslevant, Cem (2002), *Married Women's Participation Choices and Productivity Differentials: Evidence from Urban Turkey*, disponible en <<http://www.sabanciuniv.edu/ssbf/economics/eng/documents/tunaliseminar.pdf>>.

- Vagliasindi, María y Taubman, Chris (2006), «Fixed and mobile competition in transition economies», en *Telecommunications Policy*, Vol. 30: 349-367.
- Vargas, Martin (2003), «Estimación del Modelo Probit Multivariante: Una Mejora», en *MPRA Paper*, N°. 5241. Disponible en <<http://mpa.ub.uni-muenchen.de/5241>>.
- Ward, Michael R. y Woroch, Glenn A. (2004), *Usage Substitution between Mobile Telephone and Fixed line in the U.S.*
- Wooldridge, Jeffrey (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, The MIT Press, capítulos 17 y 18.
- Universidad de la República, *Monopolio Natural y Regulación Económica*, Notas docentes de la Cátedra de Microeconomía Avanzada, FCEA, Udelar. Disponible en <<http://economiaunc.net76.net/pdfs/nota%20monopolio%20natural.pdf>>.
- Selection Models*, Apuntes de la Universidad de New York. Disponible en <<http://homepages.nyu.edu/~mrg217/selection.pdf>>.
- Apuntes de Demanda*, Material docente de la Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas (FCFM) de la Universidad de Chile. Disponible en <https://www.u-cursos.cl/ingenieria/2005/1/IN701/1/material_docente/objeto/54457>.
- URSEC, *Informes de mercado*, disponibles en <www.ursec.gub.uy>.
- URSEC, *Resolución N.º 83 de la Unidad de Regulación de los Servicios de Comunicación*, disponible en <<http://www.ursec.gub.uy/scripts/locallib/imagenes/RN%2083-007%20Servicios%20Celulares%20Activos.pdf>>.
- Ley 14.235: Montevideo. Publicada *Diario Oficial* 3 de agosto de 1974.
- Ley 15.671: Montevideo. Publicada *Diario Oficial* 20 de noviembre de 1984.
- Ley 17.296: Montevideo. Publicada *Diario Oficial* 23 de febrero de 2001.
- Ley 17.556: Montevideo. Publicada *Diario Oficial* 19 de setiembre de 2002.

Páginas web consultadas:

- <www.bcu.gub.uy>
 <www.osiptel.gob.pe>
 <www.itu.int>
 <<http://www.crt.gov.co>>

Entrevistas realizadas:

- Ec. Diego Larriera. Integrante de la Asesoría Económica de la Ursec.
- Ec. Gonzalo Balseiro. Integrante de la Asesoría Económica de la Ursec.

Adriana Peluffo es Ingeniera Agrónoma por la Universidad de la República (Udelar), Magíster en Economía Internacional por el Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales (FCS) de la Udelar y Doctora en Economía, por la Universidad de Ambéres, Bélgica. Actualmente, desempeña funciones en el Grupo de Trabajo en Comercio Internacional y trabaja en el Instituto de Economía (Iecon) de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (FCEA) de la Udelar.

Guillermo Alves es Licenciado en Economía por la Udelar y se desempeña como docente grado 2 en el Iecon de la FCEA de la Udelar. Actualmente, cursa estudios de doctorado en la Universidad de Brown.

Matías Brum es Licenciado en Economía por la Udelar. Tras desempeñarse como docente grado 1 en el Iecon, cursa actualmente estudios de posgrado en la Barcelona Graduate School of Economics.

Mijail Yapov es Licenciado en Economía por la Udelar y docente grado 3 de Economía Matemática de la misma universidad. Cursa la Maestría de Economía Internacional en la FCS de la Udelar.

Guillermo Carlomagno es Licenciado en Economía y se encuentra realizando estudios de doctorado en Métodos Cuantitativos en la Universidad Carlos III de Madrid.

Daniel Egger es Licenciado en Economía, y como tal se desempeña en el ámbito bancario privado.

Gabriela Sicilia es Licenciada en Economía y está doctorando en Economía por la Universidad Complutense de Madrid.

Leticia Malvasio es Licenciada en Economía y se encuentra trabajando en el ámbito privado en temas relacionados con demanda de productos y desarrollo de investigaciones experimentales.

María Noé Seijas es Licenciada en Economía. Trabaja en el Ministerio de Desarrollo Social (Mides) y es docente de Microeconomía de la Universidad Católica del Uruguay. Además cursa la maestría en Economía Internacional de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.

ISBN: 978-9974-0-0828-1



9 1789974 1008281