

**UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS**

**REPÚBLICA ARGENTINA**

**REVISTA  
DE  
ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA**



**EDITORES EN JEFE**

Alberto M. Díaz Cafferata • Ernesto Rezk

**EDITORES ASOCIADOS**

Hildegart Ahumada • Salvador Barberà • Germán Calfat • Omar Chisari  
Juan Carlos de Pablo • Roland Eisen • Víctor J. Elías • Daniel Heymann  
Juan Carlos Lerda • Leonardo Letelier • Ana María Martirena-Mantel  
Luisa Montuschi • Alfredo Navarro  
Walter Sosa Escudero • Federico Weinschelbaum

**COEDITORES**

Mariana De Santis • Cecilia Gáname  
Pedro Moncarz





UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS

REPÚBLICA ARGENTINA

---

REVISTA  
DE  
ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA



Decano: Francisco Echegaray

Vice-Decano: Ángel Tapia

**Editores en Jefe**

Alberto M. Díaz Cafferata

Ernesto Rezk

**Coeditores**

Mariana De Santis • Cecilia Gáname

Pedro Moncarz

**Responsable Observatorio de Política**

Ileana Jalile

**Responsable de Edición**

Ivan Iturralde

**Secretaria**

Melisa Anria

---

Vol. LI - Número 1 - Año 2013  
Córdoba (República Argentina) - Ciudad Universitaria  
Departamento de Impresiones y Publicaciones  
Facultad de Ciencias Económicas



La **Revista de Economía y Estadística** se encuentra disponible en formato digital en el **Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba**, espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://www.revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE>

---

La **Revista de Economía y Estadística** (ISSN 0034-8066) es una publicación del Instituto de Economía y Finanzas (IEF) con sede en la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba. Contacto: Av. Valparaíso s/n, Agencia Postal 4, Ciudad Universitaria (5000), Córdoba, República Argentina. Teléfonos: 54-351-433-4089/90/91 Fax: 54-351-433-4436

E- mail: [rev\\_eco\\_estad@eco.unc.edu.ar](mailto:rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar)

Website: <http://www.eco.unc.edu.ar/ief>

Los trabajos que se publican son de carácter teórico o empírico sin restricciones que no sean la de su calidad científica, pero son de particular interés por la Revista las investigaciones que contribuyan al conocimiento de la realidad y política económica argentina y latinoamericana, siguiendo la tradición de la publicación, con énfasis en los temas ligados al desarrollo humano.

---

Las opiniones expresadas en los artículos firmados son propias de los autores y no reflejan necesariamente los puntos de vista de los editores. Todos los derechos reservados. Esta publicación no puede ser reproducida en su totalidad; sin embargo está permitido realizar copias impresas o digitales de manera parcial, exclusivamente para uso personal o académico. Cualquier otra utilización con fines comerciales, para beneficio personal o para incluir textos como componentes de otras obras requerirá la autorización y el pago de derechos.



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons  
Atribución-NoComercial-SinDerivar 4.0 Internacional



## Índice

- Entrevista a Carlos Daniel Heymann.....7  
*An Interview with Carlos Daniel Heymann*  
JUAN CARLOS DE PABLO
  
- Endogenous Tariffs in a Common-Agency Model:  
A New Empirical Approach Applied to India.....25  
*Las tarifas endógenas en un modelo de agencia común:  
Un nuevo enfoque empírico aplicado a la India*  
OLIVIER CADOT, LAURE DUTOIT,  
JEAN-MARIE GREThERX Y MARCELO OLARREAGA
  
- What if Cartel Fines are not high enough?  
Implications on Deterrence and Productive Efficiency.....53  
*¿Qué pasa cuando las multas por colusión no son suficientemente elevadas?  
Implicancias en la disuación del delito y la eficiencia productiva*  
MARÍA C. AVRAMOVICH
  
- La Distribución Eléctrica en Argentina y su Eficiencia Técnica:  
Una Aplicación del Análisis de Fronteras Estocásticas (SFA)  
Utilizando Funciones Distancia.....85  
*Electricity Distribution and Technical Efficiency in Argentina:  
An Application of Stochastic Frontier Analysis (SFA) using Functions of Distance*  
DARÍO EZEQUIEL DÍAZ
  
- Comportamiento cíclico de la política fiscal en Argentina:  
¿Década ganada o década perdida?.....119  
*Cyclical behavior of fiscal policy in Argentina: ¿Won decade or lost decade?*  
MARÍA JOSÉ GRANADO

### ***Observatorio de Política***

- Pension Regimes in Latin American Emerging Countries:  
Do and Can Individual Capitalization Schemes  
and PAYG Systems Coexist?.....159  
*Regímenes Jubilatorios en países emergentes de Latinoamérica:  
Pueden coexistir los sistemas de capitalización individual y los de reparto?*  
ERNESTO REZK



# Entrevista a Carlos Daniel Heymann

*An Interview with Carlos Daniel Heymann*

## JUAN CARLOS DE PABLO

*Titular de DEPABLOCONSULT*

*Universidad de San Andrés y UCEMA*

*depablo@speedy.com.ar*



## RESUMEN

*Carlos Daniel (pero para todos, Daniel) Heymann nació en Buenos Aires, el 30 de diciembre de 1949. Es licenciado en economía, y también en física, por la Universidad de Buenos Aires (UBA), y doctor en economía por la Universidad de California, Los Ángeles (UCLA). Es profesor en la UBA, Universidad Nacional de La Plata y Universidad de San Andrés. Fue profesor en la Universidad Nacional del Sur y en la Universidad Torcuato Di Tella, dictando también cursos en la Universidad Autónoma de México, en la UCLA y en Lund (Suecia). Entre mediados de la década de los '70 y 2010 se desempeñó en la oficina que la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) tiene en Buenos Aires. Desde octubre de 2001 es miembro de*



*la Academia Nacional de Ciencias Económicas (ANCE). Es autor o editor de ocho libros y varias decenas de monografías, publicadas tanto en el país como en el extranjero. Su currículum completo se puede consultar en la página web [www.iiiep-baires.econ.uba.ar](http://www.iiiep-baires.econ.uba.ar)*

Palabras clave: Entrevista, Economistas, Daniel Heymann.

#### **ABSTRACT**

*Carlos Daniel (but for everybody, Daniel) Heymann was born in Buenos Aires on December 30, 1949. He holds a degree in economics, and also in physics from Universidad de Buenos Aires (UBA), and a PhD in economics from the University of California, Los Angeles (UCLA). He teaches at the UBA, Universidad Nacional de La Plata and Universidad San Andrés. He taught at Universidad Nacional del Sur and in Universidad Torcuato Di Tella, also taught courses at Universidad Autónoma of Mexico, at UCLA and Lund (Sweden). Between the mid-1970s and 2010 he served in the office that the Economic Commission for Latin America (ECLA) has in Buenos Aires. Since October 2001 he is member of the National Academy of Economic Sciences (ANCE). He has authored or edited eight books and several dozen papers published both at home and abroad. A full CV is available on [www.iiiep-baires.econ.uba.ar](http://www.iiiep-baires.econ.uba.ar)*

Keywords: Interview, Economists, Daniel Heymann.

---

El primer test de la importancia de la obra escrita y oral de una persona, es la atención que le prestan sus colegas. En mi caso, Daniel aprueba este test con holgura. Leo cuanto llega a mis manos, escrito por él, y lo escucho cada vez que tengo oportunidad. Y como se ocupa de cuestiones relevantes, no me cuesta tener que prestarle atención desde el punto de vista del contenido, aunque supongo que también le prestaría (alguna) atención, aunque a priori el tema no me interesara. Su experiencia profesional le hace ver “problemas de coordinación” por todos lados, como a mi me lleva a ver “situaciones error tipo I - error tipo II” por todos lados; pero no se agota en ello.

Por congruencia con el resto de las entrevistas que integran esta serie, en el primer párrafo aclaré que Heymann nació en la ciudad de Buenos Aires. Cualquiera que lo conozca identificará en él a un porteño (al escucharlo mientras desgrababa, me acordaba de Martín Adolfo Prudencio Canitrot, otro recontraporteño). Por lo cual, sin hacerle perder la frescura al texto que sigue, lo tuve que editar un poco.

La conversación comenzó personalmente en Buenos Aires y continuó a través del correo electrónico.

*¿Cuál es tu nombre, finalmente: Carlos, Daniel?*

Oficialmente soy Carlos Daniel, pero nunca fui otra cosa que Daniel Heymann. Mis viejos querían ponerme Carlos y Daniel, y Daniel Carlos no sonaba bien. Siempre me llamaron Daniel.

*¿A qué se dedicaban tus padres?*

Mi papá llegó a Argentina cuando tenía 20 años, rajado.

*¿Procedente de?*

El nació en Alemania, su familia era alemana, pero en 1933 lo habían mandado a Italia a cursar la escuela secundaria. De ahí tuvo que irse en 1939. Consiguio una visa para Bolivia, estuvo unos meses, y de ahí pasó a Argentina.

*¿Cómo se ganaba la vida?*

Comerciante, muy dependiente de la fase cíclica. Mi mamá era profesora de francés. Su padre había llegado a Argentina en 1910, procedente de Alsacia. El también era comerciante, puso una joyería, le fue bien y mal.

*¿Dónde vivían?*

Mis padres se mudaron siete u ocho veces, por razones económicas, porque como te dije los ingresos familiares fluctuaban mucho. Una de las razones por las cuales estudié economía es porque quería entender el ciclo económico que había en mi casa [risas], donde a veces había guita y a veces no; nunca superabundancia o privaciones, pero con fuertes altibajos.

El primer domicilio que recuerdo fue en Bustamante y Peña, que ahora suena bastante bacán pero que en aquella época todavía quedaba en la memoria la vieja cancha de River Plate, y la Penitenciaría. Era un barrio en formación. Siempre vivimos por esa zona.

*¿Tenés hermanos?*

Una hermana, 3 años menor, nada que ver con la economía.

*Pasemos a tu educación universitaria en Argentina. En la Universidad de Buenos Aires estudiaste simultáneamente la licenciatura en física y en economía. Algo inusual entre nosotros (más frecuentes son los abogados y economistas, los contadores y economistas, etc.), aunque no tanto en el exterior, porque colegas de la talla de Richard Ferdinand Kahn, Tjalling Charles Koopmans, Jan Tinbergen y Arnold Zellner, también estudiaron física además de economía. ¿Cómo se te ocurrió?*

En parte curiosidad intelectual y en parte pequeña “negociación familiar”, porque mi viejo me decía: “de físico, ¿qué vas a hacer?, hacé alguna otra cosa”, y como yo no quería hacer nada demasiado práctico, economía me atraía. Después me entusiasmó mucho.

*Pero tiene que haber sido un esfuerzo fenomenal.*

Fue un esfuerzo, sí. La imagen que yo tenía era que “laburaba” de estudiar física, y hacía la carrera de economía con gente que laburaba. Yo consideraba que en Exactas cumplía “horario de oficina”, y después iba a Económicas a cursar, lo cual no era ni más ni menos difícil que para la gente que tenía un trabajo y a la noche iba a la facultad. Era una cuestión de disciplina.

*En tu desarrollo profesional te volcaste mucho más a economía. De repente ignoro y tenés escritos en física que te posicionan como fuerte candidato al Nobel en física.*

No. Escribí alguna cosita, poco tiempo después de recibirme, pero nada más. Fue difícil la decisión de a qué dedicarme, pero encontré oportunidades para volcarme a economía, mientras que para física era una época muy complicada, porque la gente con la cual yo trabajaba había migrado. Lo sentí, pero la economía, cuanto más la estudiaba más me atraía.

*¿Qué profesores te impactaron en la UBA?*

Ingresé a la facultad después de la intervención de 1966, un tiempo difícil pero tuve profesores brillantes, de pensamiento y metodología muy diversos. Tomé dos cursos introductorios fantásticos, a cargo de Ernesto Castagnino y Carlos Basco. Eran jóvenes, y le metían mucha fuerza. Se encargaban de economía I y II. Recuerdo especialmente economía II, yo no sabía lo que era la “macro” pero en ese curso me di cuenta que era lo que me interesaba.

Usábamos como libro de texto Ackley [*Macroeconomic Theory*, Macmillan, 1961], un libro intermedio, denso. Así que eran introducciones fantásticas.

Tengo también buenos recuerdos de Guido Di Tella, Javier Villanueva y Rolf Mantel, quienes dictaban cursos espectaculares.

*¿Qué materias?*

Guido dictaba crecimiento [growth], Javier desarrollo [development] y Rolf teoría de la política económica, que la primera mitad eran micro del bienestar (a la [Francis] Bator) y la segunda política macro basada en [Jan] Tinbergen. A Mantel había que seguirlo, porque escribía chiquito en el pizarrón...

Rolf es un caso notable, porque sólo le entendían los alumnos que se sentaban en las 2 primeras filas. Su fallecimiento produjo en la Universidad de San Andrés un shock en el alumnado, se publicaron ediciones especiales de las revistas de los estudiantes, etc.

Como digo, tenías que seguirlo pero te marcaba.

*¿Dijiste Di Tella crecimiento y Villanueva desarrollo? Pregunto porque no lo veo a Guido enamorado de la teoría del crecimiento económico, al menos como se la conoce ahora.*

Tenés razón, lo recuerdo más hablando de desarrollo que explicando modelos de crecimiento. [Francisco] Valsecchi también era muy interesante, dictaba “teoría de la producción, distribución y consumo”. Nos hacía leer a [Alfred] Marshall, que podríamos decir que pertenecía a otra generación, pero te aportaba cultura fuerte. A mí me sirvió más adelante.

Oscar Braun dictaba un curso de historia del pensamiento económico es-pec-ta-cu-lar. Muy sui-generis. Explicaba [Piero] Sraffa [Producción de mercaderías por medio de mercaderías] en la primera mitad del curso, y en la segunda mitad te hablaba de lo que había habido antes y después, en base a Sraffa. Además en esa época todos estábamos con Braun y Joy ["A model of economic stagnation - a case study of the argentine economy", *Economic Journal*, 78, 312, diciembre de 1968]. Olivera no fue profesor mío, pero obviamente que era la figura en la UBA.

*Completás tus estudios en la UCLA. ¿Por qué?*

Yo no sentía tanta necesidad de irme a estudiar afuera. Al menos no sentía la presión que sienten hoy los pibes, para completar su formación en el exterior. Además, estaba trabajando en la CEPAL. Un año después de haberme recibido tuve la suerte de conseguir trabajo en la oficina que la CEPAL tiene en Buenos Aires, lo cual era como tocar el cielo con las manos. Particularmente por la gente que había ahí.

*Alberto Fracchia, por ejemplo.*

El gran maestro, pero también estaban [Alfredo Eric] Calcagno, [Ricardo] Cibotti, circulaba [Oscar] Varsavsky, y el joven [Juan Vital] Sourrouille y Roberto Frenkel estaban dando vueltas. Se aprendía mucho.

*Hablame de Fracchia.*

Fue una persona muy especial. Tenía la economía argentina en la punta de los dedos. Había llegado a entenderla construyendo y analizando información estadística. El método fracchiano de “leer datos” era espectacular. Órdenes de magnitud y relaciones entre variables, siempre a la vista, y si después de haber chequeado que no había error en la info saltaba algo atípico, materia para reflexión. Y, por supuesto, respeto absoluto por los hechos. Te hacía laburar como un perro, pero laburaba más que nadie. Un ejercicio curioso era charlar con Fracchia de teoría. Me ocurría especialmente cuando venía en los recesos de UCLA y me tocaba pasar el examen: ¿qué aprendió? No te aceptaba ninguna vuelta, había que contársela derecho al grano, y después venían las preguntas de qué pasa si esto o lo otro, y cómo servía todo para el análisis concreto. A menudo cuando escribo algo me encuentro preguntando qué diría Fracchia de esto.

*Volvamos a tus estudios en el exterior.*

Tuve una pequeña chance de ir a estudiar física, pero no me entusiasmó. Además me estaba casando. En aquel entonces ocurrieron 2 cosas; una, empecé a sentir que necesitaba bastante más formación; y la otra, que me estaba quedando sin trabajo en la CEPAL, porque le habían cortado el financiamiento.

*¿Por qué UCLA?*

En aquella época no era como ahora, que los estudiantes están totalmente mentalizados sobre los pelos y señales de cómo se hace para aplicar para cursar

un doctorado. Yo realmente no sabía nada. Un día Carlos [Federico] Díaz Alejandro pasó por la CEPAL, y me decían: “preguntale por la universidad Yale”. Pero nunca me lo tomé demasiado en serio.

Estábamos en un momento de alta inflación en Argentina, y me crucé con un artículo de Joseph Ramos sobre Chile, que se había publicado en *Desarrollo Económico*, asociado con un curso que se había dictado en el Instituto de Desarrollo Económico y Social (IDES), uno de los lugares donde un tiempo oscuro se seguía reflexionando. Ahí se hacía referencia a dos economistas: [Robert Wayne] Clower ["The keynesian counterrevolution: a theoretical appraisal", en: Hahn, F. H. y Breching, F.: *Theory of interest rates*, Macmillan, 1965] y Axel [Stig Bengt] Leijonhufvud. Alguien me recomendó el libro escrito por este último [*On keynesian economics and the economics of Keynes*, Oxford University Press, 1968] y al leerlo dije: “ésta es la macro que me interesa”.

Entonces pregunté: ¿dónde enseñan estos tipos? En Los Angeles. Mandé una aplicación a la UCLA, así de simple. Obviamente que también rendí el famoso examen del GRE. Un día me llegó un telegrama que decía: “véngase”.

*¿Y la plata?*

La invitación incluía la beca. Pero todo de inconsciente, de casualidad. Digo, me aceptó la única universidad a la que apliqué.

*Allí comenzaste, con Leijonhufvud, una vinculación profesional y personal, que llega hasta nuestros días. El de Axel es un caso muy interesante, porque el libro que acabás de mencionar mereció comentarios bibliográficos laudatorios, por parte de Joan Violet Robinson y de Milton Friedman, lo cual debe ser un caso único en el mundo.*

Es un tipo bastante notable, no me resulta fácil ser objetivo porque en mi vida profesional reconozco dos maestros, él y Fracchia. Es una persona muy reflexiva, es probable que haya escrito menos de lo que podría haber escrito, porque continuamente se hace preguntas, duda, y razona tres veces cada cosa. Y además lo hace sin matemática, lo cual es muy interesante. Esto también para mí fue un aprendizaje, porque dada mi formación para mí la matemática es de gran ayuda. Axel es capaz de razonar con rigor, sin utilizar matemáticas.

La otra característica que tiene es que el suyo es un razonamiento “matizado”, lo cual es muy importante en economía. Hay que hacer afir-

maciones pero también plantear el contorno correspondiente. Explicitar las condiciones en las cuales se piensa que la afirmación es válida, las excepciones que pueden existir, los prerrequisitos, las implicancias en las cuales uno cree más, y aquellas en las que cree menos, etc. Axel es muy consciente de todo esto.

Para los argentinos que vivimos todo lo que ocurrió desde mediados-fines de la década de 1970, con el salto de la tasa de inflación, el Rodrigazo, lo que vino después, etc., el segundo libro de Leijonhufvud, *Information and coordination* (Oxford University Press, 1981), se ocupa de temas que a nosotros nos vienen a la cabeza de manera casi automática.

*Yo me saco el sombrero delante de economistas del Primer Mundo, que se tienen que imaginar cuestiones que nosotros, si estamos atentos, “las vemos caminar por la calle”.*

Por eso creo que le interesó el tipo de historia que yo le podía proporcionar, como los grandes ciclos argentinos o cómo opera una economía en alta inflación. Entonces él estaba empezando a escribir sobre inflación. Las anécdotas que le conté, las experiencias exóticas en algún sentido junto a la manera de ver la realidad, iba muy en la línea de lo que estaba pensando.

*¿Qué otros profesores te impactaron, en la UCLA?*

UCLA era “otro mundo”. Era un circo.

*Supongo que no como el que rodeaba a John Maynard Keynes, integrado por Richard Ferdinand Kahn, James Edward Meade, Joan Violet y Edward Austin Gossag Robinson y Piero Sraffa.*

Te cuento. Leijonhufvud y Clower tenían un seminario informal, donde al terminar las reuniones se seguía discutiendo mientras se comía comida china. Clower, dentro del circo, era una suerte de “inspirado”. Se hablaba de todo, por ejemplo, del sistema monetario dentro de cincuenta años. Con moneda exclusivamente electrónica. Nos inducía a pensar en esos temas y en esos términos.

En UCLA convivían personas que tenían cosmovisiones muy distintas. Axel no tiene la misma concepción de la economía que [Harold] Demsetz, quien también estaba ahí. Como también estaba [Armen Albert] Alchian. Para estos últimos “el mercado lo arregla”, mientras que para Axel era “el mercado falla”.

*¿Vos como alumno, tenías la “camiseta” de algunos y no te hablabas con los alumnos que se habían puesto la otra camiseta?*

No tanto, no, aunque la camiseta de aquella CEPAL no me la quitó para nada. Por eso digo que el mix funcionaba allá de una manera muy curiosa. Había respeto mutuo entre ellos, sabiendo que las diferencias no eran menores. En macro, por ejemplo. Vos veías 3 o 4 macros distintas, y había que rebuscárselas. Había una macro “friedmaniana”, estilo duro, a cargo de Michael Darby, había otro profesor, Earl Thompson, que hacía su macro propia, bien sui géneris; estaba Axel y además lo que venía de afuera a la [James] Tobin o [Robert Emerson] Lucas y compañía. Pero en general no se perdía la perspectiva de que la discusión no era metodológica o ideológica per se sino que se trataba de entender fenómenos reales.

Otra persona que me impactó fue Jack Hirschleifer. Dictaba un curso dentro de la secuencia micro, pero esencialmente se concentraba en teoría del capital, en un momento donde todo el mundo hablaba de la “controversia del capital”, planteada entre Cambridge-Massachusetts y Cambridge-Inglaterra. El tenía una onda muy fisheriana [por Irving Fisher], pero explicó la controversia de manera muy simple y entonces uno se preguntaba: “ah, ¿era esto?”. Le estoy grandemente agradecido por cómo develó el misterio.

El aprendizaje era genérico y bastante menos técnico de lo que es ahora. Aquello era más aprendizaje que entrenamiento. Hoy, por el contrario, el entrenamiento es crucial. Hay que hacer los ejercicios, los deberes, y después hablamos un poquito de lo que podés pensar por vos mismo. Allá te lanzaban al mundo circundante, y te preguntaban qué pensabas.

Yo llegué a UCLA desde la CEPAL, de manera que mantuve discusiones con Alchian. “No hay desempleo involuntario”. “¿Cómo que no hay desempleo involuntario?” “Si alguien no está dispuesto a cortar el paso de mi jardín, por \$ 0,50 la hora, si no trabaja es porque no quiere”. “No me va a decir que si hubiera montones de gente haciendo cola para aceptar trabajitos así no habría de todos modos un problema económico grave”. Y así.

*A propósito: se conocen las ideas generales de la CEPAL, pero vos trabajaste en la oficina de Buenos Aires de la CEPAL. ¿Qué pasaba allí?*

Cuando yo estudié en Buenos Aires, más allá de los cursos formales, lo que “estaba en el aire” era el estructuralismo, el modelo de marchas y



contramarchas, etc. Miro para atrás y admiro mucho a la generación que lo desarrolló. Básicamente, porque fueron capaces de hacer economía general en la Argentina y desde la Argentina. Es decir, analizar los problemas argentinos desde una lógica general. Siempre mantuve un diálogo con esa literatura, que también me generó preguntas e inquietudes. Parte de lo que traté de hacer en mi tesis fue especificar y elaborar nociones del stop-go para atender esas preguntas.

*Sobre esto quiero subrayar un punto. Para esa gente la realidad no era un “adorno”. Lo que yo rescato de colegas como Francisco García Olano, Adolfo Canitrot, Alieto Guadagni, Carlos Díaz Alejandro, Guido Di Tella, es que ubicaban a la realidad en el centro de sus preocupaciones.*

A mí esto me quedó como una orientación en el trabajo de análisis. Me refiero al hecho de que, dentro de ciertas lógicas que pueden ser más o menos generales, hay pautas de funcionamiento que dependen de la estructura económica. El viejo tema de la devaluación contractiva, los efectos distributivos de los términos del intercambio, dependen del tipo de economía que se esté analizando. A partir de allí hay que buscar el instrumento más útil para analizar.

Esto se vivía mucho en la CEPAL. Pensar el desarrollo y la macro, a partir de las características específicas de la economía de cada país, sabiendo que no hay que hacer una “economía” para cada economía.

*Antes de pasar a la porción más académica de tu carrera, quiero que relates tu participación en el plan Austral, lanzado a mediados de junio de 1985, en particular la denominada tabla de desagio o escala de conversión. Contá la “cocina” del evento: ¿te llamaron, vos te acercaste?*

Fue una especie de concurrencia. Está, por un lado, la preocupación “abstracta” de la CEPAL. En aquel momento Enrique Iglesias era el secretario ejecutivo de la institución, y pasaba mucho por Buenos Aires, era amigo de Fracchia, etc. En algún momento de 1984 me dijo: “pensate algo sobre inflación”, generando el primero de los tres ensayos [“Tres ensayos sobre inflación y políticas de estabilización”, CEPAL, documento de trabajo, 18, febrero de 1986].

En medio de esta actividad el equipo económico me llamó para “charlar”. Charlamos tipo seminario, el contexto en el cual yo me sentía más cómodo. ¿Shock-gradualismo; política de ingresos-políticas monetaria y fiscal? En algún momento surgió el tema de que si se implementa una desinflación rápida,

va a quedar una historia con los contratos firmados con anterioridad, las tasas de interés reales, etc. Recordé que con Axel habíamos hablado de este temita, se los comenté, como idea en el aire”. Y se dio que les pareció interesante.

*En el contexto del plan Austral, fue una idea muy importante. Más allá de que tu mamá fue citada muchas veces en aquella época, porque en un plazo fijo la fecha de vencimiento está claramente especificada, pero en muchas facturas no; lo cual dio lugar a “picardías”.*

La lógica de la tabla de desagio es, frente a un hecho inesperado, mantener el resultado real que pensaron las partes que firmaron el contrato, en el momento en que lo firmaron. Lo que pasa es que hizo explícito lo que en la inflación era implícito, la ventaja de demorar pagos fijados en términos nominales.

*Cuando le pregunté a Leijonhufvud a quién se le había ocurrido la idea, me dijo que a vos.*

El tratamiento de los contratos en una desinflación abrupta era algo sobre lo cual Axel había estado pensando, y estaba en discusión en el seminario informal que te comentaba. Lo que él llamaba el blueback, por oposición al greenback. Desinflás en bluebacks, y corregís los pagos originalmente definidos en greenbacks a través de una tabla que conecta –a lo largo del tiempo- los valores de las dos monedas. Lo habíamos hablado como una posibilidad teórica; después hubo que adaptarlo y llevarlo a la práctica.

*Hablemos del Heymann profesor. Tus presentaciones en congresos, en la Academia Nacional de Ciencias Económicas, son jugosísimas pero algo desordenadas. ¿Cómo sos, como profesor?*

Tocado sobre el orden. En clase, como supongo que a vos también te ocurre, me permito más libertades que antes. Uno puede pensar en una clase precisa, específica, armada, con un principio, un medio y un final, conclusión, tome nota, etc. Está perfectamente bien.

La alternativa pasa por tomar un tema con una cierta lógica, e ir hasta donde el tema te lleve. Prefiero esta última alternativa, debo decir que porque resulta más divertida.

Todavía, en general, me divierto dictando clases, pero sobre todo porque la exposición se va armando un poco sobre la marcha, a menudo

como reacción a preguntas o comentarios. La interacción tiene gracia, genera nuevas ideas o preguntas, y transmite que el análisis es un producto que se va elaborando, aunque entiendo perfectamente que algunos prefieran una presentación firmemente estructurada. Cuestión de encontrar el balance.

En economía, implícita o explícitamente, uno habla simultáneamente en dos registros distintos. Axel tiene una frase que siempre me gustó, que es la siguiente: “hay una cosa que es lo que vos decís, y otra cosa es aquello de lo que hablás”. A menudo uno se refiere a un modelo explícito, pero luego tiene que hacerse cargo de lo que habla: el contexto al que se refiere el modelo, las condiciones bajo las cuales lo que estás diciendo es válido, los límites que uno le pone al esquema, etc. Esto es más cualitativo, más discutido, más charlado, pero muy importante.

*En la formación del estudiante, una buena universidad combina ambos tipos de profesores. Y uno, como alumno, tiene que sacarle el jugo a cada uno de ellos o, como decía mi abuela materna, “a los locos hay que correrlos para el lado que disparan”.*

Dicté algunas clases en la UCLA. Me acuerdo de un estudiante chino, de China continental, de los primeros que salían a estudiar al exterior. A la segunda clase vino a mi oficina, pidiéndole que le adelantara el tema y la bibliografía de las próximas 5 clases [risas]. Respondí en general. Luego de la tercera clase me reclamó que no había hablado de lo que le había dicho. A raíz de lo cual, en cada clase tenía que recordar lo que le había dicho al señor. Hay gente que, como alumno, necesita el material mucho más estructurado.

*Porque resulta más cómodo. Antes mencionaste a Valsecchi. Presentaciones muy prolifas, como las de Alfredo Juan Canavese.*

El ejemplo actual es Enrique Kawamura. Sus pizarrones son increíbles. Me pasa con Enrique como con Alfredo en las cosas que hemos escrito en conjunto, cuando lo veo exponiendo el trabajo, veo la monografía de una manera que no la había visto antes. Prolijo, específico, claro, preciso.

*Muchas veces lo que ocurre con profesores desordenados, es que uno con el tiempo los valora. A mí me ocurrió con Albert Otto Hirschman.*

Creo en la importancia de mezclar cosas más o menos formalizadas con discusiones más informales. Un alumno un día me pidió si podía escribir

en el pizarrón de izquierda a derecha. Eso ya revela que uno se pasó de rosca en la informalidad. Ultimamente me cuidó más.

*La interacción con los físicos es un tema interesante. Habrás escuchado que, desde el punto de vista metodológico, al análisis económico convencional se lo critica por haberse inspirado en la física, y no en la biología o en la meteorología, resultando un análisis económico mecanicista.*

Tal vez no se tenga una visión exacta de la física. La física no es una disciplina deductiva, no es [Kenneth Joseph] Arrow- [Gerard] Debreu. Arrow-Debreu, es una estructura formal.

*Es bourbaquismo.*

Exacto. En cambio, para un físico la matemática es un instrumento, útil para hablar de ciertos fenómenos. Esa lógica, a su modo, le compete a cualquier disciplina que se ocupa de hechos del mundo.

La física tampoco es sólo la mecánica, la mecánica clásica. Una de las cosas que más me ha divertido en los últimos años, es la interacción con los físicos. Mucho brainstorming (tirar muchas ideas sobre la mesa).

Hoy en día, cuando se habla de sistemas complejos, se habla de aproximaciones que tienen que ver con la física, transiciones de fase abruptas, fenómenos de contagio, locales a globales. Pero también alude a cuestiones biológicas, es muy difícil hacer una distinción tajante. Cada disciplina tiene su especificidad, pero eso no quiere decir que no existan oportunidades importantes para interacciones útiles.

En física hay cosas que disparan preguntas, porque plantean cuestiones muy críticas cuando uno piensa en economía. Hace unos cuantos años Philip Warren Anderson, quien en 1977 mereció el premio Nobel en física, escribió una monografía titulada “Más es diferente”. En el fondo lo que dice es que un electrón es un electrón, pero muchas particulitas forman una mesa. Y si a un montón de partículas las organizas de determinadas maneras y las ponés en una cabeza lo que obtenés es un cerebro. Y cuando interactúa una cantidad de agentes dotados de ese dispositivo tenés una sociedad. Muchas de estas cosas, puestas a trabajar, son una sociedad. Una de las preguntas que se plantea es cómo hace un sistema donde interactúan un montón de elementos, llámalos personas, partículas, animales, etc., para generar un resultado colectivo.

Es un problema social, digamos, que a su modo también se plantea en el mundo natural. La cuestión del comportamiento colectivo en el fondo es la cuestión de la macroeconomía. Estamos delante de un campo incipiente, donde hay mucho para pensar.

*En la conferencia que pronunciaste, cuando te incorporaste a la ANCE, hiciste un punto muy importante. El responsable de una política económica tiene que estar muy atento al primer momento en el cual un plan económico deja de ser viable. Criticar en el momento en que estalla la crisis es fácil, la cuestión es cuándo se comete el primer pecado.*

En general el primer pecado lo cometés cuando creés que no tenés problemas a la vista. Las crisis, en general, ocurren porque quienes tienen a su cargo las decisiones creían que el mundo era mejor de lo que en realidad era. Y a menudo eso se da porque siguen la “buena teoría” vigente en ese momento. Las crisis tienen esa cosa paradójica, donde la teoría económica relevante implica tratar de representar situaciones donde la teoría vigente falla. Lo cual tiene que ver con procesos de aprendizaje en curso. Por eso, crisis con expectativas racionales no va, no pueden ser.

En algún sentido, cuando se piensa en términos de sostenibilidad macroeconómica, se está pensando en la validez de las expectativas de la gente que opera en los mercados. El analista trata de evaluar dichas expectativas, es decir, evaluar el modelo que tiene en la cabeza el decisor.

*A mí me preocupa la frecuencia con la cual economistas bien entrenados, cuando llegan a la función pública ignoran lo que explicamos en los cursos introductorios de economía. La política puede complicar la cosa, pero no siempre hay que partir de la base de que desde el punto de vista técnico el esquema era correcto. Consiguientemente, tenemos que ser exigentes con los responsables de una política económica, para al menos no volver a repetir errores.*

La primera pregunta siempre debe ser: ¿qué ocurre si estoy equivocado? En el famoso capítulo 12 de La Teoría General, que es una maravilla, John Maynard Keynes destaca que tenemos que tomar decisiones referidas a plazos sobre los cuales nuestro conocimiento de lo que puede llegar a pasar es difuso, incierto, problemático. Tanto a nivel individual, como en el la política económica, la cuestión es qué “válvulas de seguridad” existen.

*Has trabajado mucho los denominados “problemas de coordinación”. No siendo un experto en el tema, de afuera se me aparece como la teoría de los juegos: una fenomenal herramienta para entender el problema, pero con pocas implicancias prácticas.*

La cuestión central es cómo hace una gran cantidad de agentes, para operar de manera que el resultado sea colectivamente consistente. Problema que de ninguna manera es trivial, y está vigente y viene de lejos: no es otra cosa que los alcances y limitaciones de la mano invisible. La cuestión está en entender cómo son los comportamientos efectivos de la gente, cuando toma decisiones en contextos de incertidumbre, y cómo y cuándo pueden originarse incompatibilidades que resulten en crisis.

Por ahora esto está planteado simplemente como una demanda. Tuvimos cuatro décadas de expectativas racionales, una hipótesis que si no hubiera existido habría que haberla inventado, pero la macro le queda grande a ese esquema.

*Pasaste de una exageración, la de las expectativas estacionarias, a la exageración contraria.*

Así es. Si alguien nos pide que le proyectemos el PBI del año que viene, y luego nos pregunta que le contemos de dónde sacamos la proyección, uno puede decir “tomé el PBI del año pasado y lo mandé para adelante”. No te van a creer. También uno puede decir “yo tomé lo que pensaba el año pasado, vi cuánto me equivoqué y multipliqué el error por 0,2, y lo mandé para adelante”.

Del otro lado uno puede decir: “yo tengo el modelo estocástico que determina el valor de las variables del sistema y te los canto”, en cuyo caso nos van a preguntar: ¿de dónde sacás esto?

Nuestro problema, como analistas, es tratar de empezar a entender, en concreto, cómo opera el agente económico, y a partir de allí hacer una evaluación. Lo cual no es trivial, requiere estudios concretos, y desde allí comenzar a trabajar. No se trata de despreciar lo que sirve en macro, pero tenemos por delante mucho trabajo.

*Luego de la crisis internacional de 2007, algunos colegas recomiendan tirar el análisis económico a la basura, mientras que para otros no hay que tocar nada.*

Si tenemos un problema con la crisis, tenemos que pensar cómo son los elementos esenciales de la crisis que te llevan a hacer teoría. En primer lugar, no hay crisis sin falla de expectativas. En otros términos, nadie quiebra con previsión perfecta. En segundo lugar, es cierto que puede haber shocks aleatorios, pero la argumentación no puede ser que esto ocurre sobre la base de un modelo conocido, con un shock exógeno.

Luego de que se desata una crisis, aparecen muchos seminarios técnicos sobre “Lecciones del episodio tal y tal”, todos lo tomamos con toda naturalidad, incluso aquellos colegas que trabajan en base a las expectativas racionales. Pero, ¿de qué lecciones vas a hablar, dentro de las expectativas racionales, en un modelo donde no hay nada para aprender? Por eso hablo de un absurdo lógico.

La macroeconomía convencional, por consiguiente, requiere ciertas revisiones importantes. Algunas porciones van a perdurar. Nadie “cree” literalmente en IS-LM, pero cuando llega el momento de los papeles uno lo utiliza como instrumento.

La cuestión está en comenzar a pensar la forma en la cual nosotros en los hechos aprendemos en un entorno que se modifica en función de las decisiones que nosotros tomamos, en función de esas percepciones. Joe Stiglitz pregunta: “al final el stock de capital está, las habilidades laborales de los seres humanos continúan, físicamente el sistema económico sigue intacto y sin embargo no funciona. ¿Por qué?”.

¿Cómo imagino yo un modelo macroeconómico dentro de, digamos, algunas décadas? No me lo imagino como lo que tenemos ahora, un “modelito papel y lápiz”. Lo imagino mucho más como un modelo de simulación, con agentes en la pantalla. Algo más cerca de un videojuego, con muchos agentes interactuando, cada uno viendo ciertos aspectos del mundo, y razonando a partir de eso, con algún tipo de heurística y aprendizaje, en base a procesos de decisión prácticos, para averiguar cómo eso colectivamente funciona.

*A los muchachos y a las chicas que hoy estudian economía, ¿qué les decís?*

Bienvenidos, en primer lugar. No me arrepiento de haber estudiado economía, y creo (espero) que les va a pasar lo mismo. Les diría: no se fijen demasiado en “ubicar” al que habla en alguna clasificación según lenguaje analítico o “escuela”, piensen más bien en si lo que están escuchando tie-

ne gollete; y prepárense para una carrera donde algunas cosas que van a aprender las van a utilizar toda la vida, y otras las van a tener que modificar. Mantengan la cabeza abierta.

Está siempre la cuestión del trade off (conflicto) entre exploración y explotación. El caso del tipo que se plantea: “me quedo acá porque estoy más o menos bien, o me muevo para buscar algo mejor”. Es una disyuntiva, si no te movés te vas a quedar en lo conocido, pero si te movés a lo loco nunca vas a quedar en un lugar por bueno que sea. Es importante desarrollar el criterio de mantener lo que funciona (más o menos) y buscar lo que puede andar mejor, sabiendo que puede haber conflicto entre ellas. Pero cualquiera que hoy inicie la carrera tiene que saber que va a tener que explorar más allá de lo que aprenda en la universidad.

*Milton Friedman observó que los alumnos de economía, en el primer año preguntan por la pobreza, la distribución del ingreso, etc., y en el último año por las condiciones de segundo orden, sentenciando: “algo estamos haciendo mal”.*

Lo que te decía antes, el profesor que habla de las condiciones de segundo orden tiene que hablar de lo que está detrás de la herramienta. Consideraciones sociales, personales, etc. Una crisis le cambia la vida a la gente.

*El ejemplo más claro es la Gran Crisis de la década de 1930.*

Así es. Tenemos que tener la capacidad de abstraer, pero también de volver a la cosa vívida. En este momento me estoy acordando del obituario que Keynes escribió en 1924, cuando falleció Alfred Marshall, explicando por qué los principios económicos básicos son relativamente sencillos, pero no es fácil ser un buen economista aplicado [reproducido como apéndice, a continuación]. Tenía razón, el economista tiene que ir y volver al y del pizarrón, a la formulita pero también a imaginarte cómo eso se relaciona con algo que afecta la vida cotidiana de las personas. Esto es lo que hace a la economía ser tan apasionante.

*Daniel, muchas gracias.*

A vos.



## APÉNDICE

"El estudio de la economía parece no requerir ningunas dotes especializadas de un orden desacostumbradamente superior. ¿No es, intelectualmente considerada, una materia verdaderamente fácil, comparada con las ramas superiores de la filosofía y de la ciencia pura? Sin embargo, los economistas, no ya buenos, sino sólo competentes, son auténticos mirlos blancos. ¿Una materia fácil, en la que pocos destacan? Esta paradoja quizás puede explicarse por el hecho de que el gran economista debe poseer una rara combinación de dotes. Tiene que llegar a mucho en diversas direcciones, y debe combinar facultades naturales que no siempre se encuentran reunidas en un mismo individuo. Debe ser matemático, historiador, estadista y filósofo (en cierto grado). Debe comprender los símbolos y hablar con palabras corrientes. Debe contemplar lo particular en términos de lo general y tocar lo abstracto y lo concreto con el mismo vuelo del pensamiento. Debe estudiar el presente a la luz del pasado y con vista al futuro. Ninguna parte de la naturaleza del hombre o de sus instituciones debe quedar por completo fuera de su consideración. Debe ser simultáneamente desinteresado y utilitario; tan fuera de la realidad y tan incorruptible como un artista, y sin embargo, en algunas ocasiones, tan cerca de la tierra como el político" (Keynes, 1924).

Keynes, J. M. (1924) "Alfred Marshall", *Economic Journal*, setiembre. Reproducido en *Essays in biography*, Macmillan, 1933.



# Endogenous Tariffs in a Common-Agency Model: A New Empirical Approach Applied to India

*Las tarifas endógenas en un modelo de agencia común :  
Un nuevo enfoque empírico aplicado a la India*

**OLIVIER CADOT**

*HEC Lausanne, CERDI and CEPR.  
olivier.cadot@unil.ch*

**LAURE DUTOIT**

*ECLAC, United Nations  
laure.dutoit@cepal.org.*

**JEAN-MARIE GREETHER**

*Universite de Neuchâtel  
jean-marie.grether@unine.ch.*

**MARCELO OLARREAGA**

*University of Geneva and CEPR  
marcelo.olarreaga@unige.ch*

## ABSTRACT

*This paper proposes a new method to test the Grossman-Helpman model of endogenous protection and lobby formation, which does not require data on lobby formation or contributions. It identifies politically organized industries using commonly available trade and production data, as well as the model's structural parameter estimates. Applied to India, it yields results that are qualitatively consistent with the model's predictions and that seem quantitatively more plausible than estimates given for the US by alternative methods. Our estimates imply that the weight put by the Indian government on contributions by politically organized sectors is a third of the weight it puts on (gross) social welfare, well above existing estimates for the United States.*

Keywords: India, Political Economy, Protection.

JEL classification numbers: F10, F11, F13

---

\* We are grateful to Jose Anson, Antonio Fatas, Caroline Freund, Hiau Looi Kee, Kishore Gawande, Pravin Krishna, Nicole Mathys, Jaime de Melo, Frederic Robert-Nicoud, Kamal Saggi, Maurice Schi, Daniel Traca, Timothy Van Zandt, participants at the *Political Economy of Integration* conference at the Southern Methodist University and seminars at INSEAD, University of Lausanne, and the World Bank for very helpful and constructive suggestions. The views expressed here are those of the authors and should not be attributed to the institutions to which they are affiliated.



## RESUMEN

*En este trabajo se propone un nuevo método para testear el modelo de Grossman-Helpman sobre protección endógena y la formación de grupos de interés (lobbies), que no requiere de datos respecto a la formación de los grupos de interés o de sus contribuciones. Identifica a las industrias políticamente organizadas a partir de datos de producción y comercio que son de acceso común, así como las estimaciones de los parámetros estructurales del modelo. Aplicado a la India, produce resultados que son cualitativamente consistentes con las predicciones del modelo, y que parecen cuantitativamente más plausibles que las estimaciones para los EE.UU obtenidas por métodos alternativos. Nuestras estimaciones implican que la importancia que el gobierno de la India asigna a las contribuciones de los sectores políticamente organizados es una tercera parte de la importancia que le asigna al bienestar social (bruto), muy por encima de las estimaciones existentes para los Estados Unidos.*

Palabras clave: India, Economía Política, Protección.

Código JEL: F10, F11, F13.

## I. INTRODUCTION

Drawing on the pioneering work of Stigler (1971), Peltzman (1976) and Becker (1983) on regulation, one strand of the political-economy literature that has gained prominence in the area of trade policy views the policymaking process as an economic exchange between politicians selling policies and lobbies willing to buy them. Grossman and Helpman (1994), who contributed to make this approach popular, treated the two-way relationship between political support and government favors as a common-agency game a la Bernheim and Whinston (1986a, 1986b). Compared to previous modeling approaches, Grossman and Helpman's takes the theory of endogenous protection closer to 'first-principles' microeconomics and relates equilibrium trade policy to measurable variables such as import-penetration ratios, elasticities, and so on.

In spite of the progress made, a number of puzzles remain. First, Rodrik (1995) pointed out that, according to the logic of the Grossman-Helpman model (henceforth GH), if exporting sectors have larger domestic outputs

than import-competing ones—as specialization according to comparative advantage would imply—they should also lobby more aggressively, leading to more export subsidies than import tariffs, a prediction that is difficult to reconcile with evidence.<sup>1</sup> A related point is that import-competing sectors with larger domestic outputs and hence (*ceteris paribus*) lower import-penetration ratios should also lobby harder and consequently get higher tariffs in equilibrium. However the evidence on this is, at best, mixed. A number of empirical studies (e.g. Marvel and Ray 1983, Baldwin 1985, or Lee and Swagel 1997) found a *positive*—instead of negative—relationship between import-penetration ratios and the level of protection in the United States.<sup>2</sup> The logic behind this result was straightforward: high import-penetration ratios proxy for industries where the United States has a comparative disadvantage, and those industries tend to lobby harder than others for trade protection.

Goldberg and Maggi (1999, GM henceforth) and Gawande and Bandopadhyay (2000, GB henceforth) offered a way out of the puzzle. The starting point was to observe that the GH model predicts a different relationship between equilibrium protection and the ratio of domestic output to imports for organized sectors vs. unorganized ones. For the former, the relationship is positive (hence negative between protection and import penetration, as noted above); for the latter, it is the reverse. In order to account for this distinction in the estimation, GB and GM interacted the output/imports ratio with a binary variable equal to one when a sector was politically organized and zero otherwise. Regressing the level of protection, proxied by non-tariff barriers incidence, on this interaction term (for organized sectors) and on the non-interacted output/imports ratio (for unorganized ones and welfare effects), both divided by the elasticity of import demand, yielded parameter estimates in accordance with the model's predictions. Both papers also showed that GH's parsimonious specification fared well compared to a traditional endogenous-protection regression in which a wide net was cast to catch a variety of politically-related effects (employment, industry concentration, etc.).

These studies and more recent ones (Gawande, Sanguinetti and Bohara, 2004, Mitra, Thomakos and Ulubasoglu, 2002, and McCalman, 2004)

1. For a discussion of the argument and caveats, see Gawande and Krishna (2003). It is worth noting in particular that a higher domestic output always raises the return to lobbying (as a given tariff increase is spread over larger quantities). Thus, by Hotelling's lemma, any model in which lobbying intensity depends on the price derivative of the profit function will yield this prediction, whether or not based on common agency.
2. It should be noted however that the relationship between import penetration and endogenous protection turned out to be less clearcut when the endogeneity of imports was explicitly taken into account, as in Ray (1981) or Trefler (1993).

provide evidence in favor of the common-agency approach to endogenous trade policy. However they have also raised, as a by-product, a second puzzle. Structural estimation yields more information than just the validation of qualitative relationships: if the model is to be taken seriously, its estimation should also yield quantitatively plausible estimates of key parameters. In particular, the weight given to welfare in the government's objective function (parameter “ $a$ ” in GH's formulation) can be retrieved algebraically from regression estimates. This weight matters not just as a measure of government preferences but also –perhaps more importantly– as a factor of proportionality between contributions and the welfare distortions generated by tariffs. As noted by GB, in a stripped-down setting without general equilibrium interaction, the common agency framework degenerates into a collection of “parallel” principal-agent relationships in which lobbies compensate the government for the welfare distortions implied by the tariffs they are asking for. The rate of conversion between welfare distortions and monetary contributions is then  $a$ . Values of  $a$  above one, for instance, imply that lobbies must contribute *multiples* of the welfare distortions their protectionist demands imply. The values of  $a$  estimated in the papers mentioned above were, from this perspective, very high,<sup>3</sup> “enough”, in Gawande and Krishna's terms, “to cast doubt on the value of viewing trade policy determination through this political economy lens” (Gawande and Krishna 2003, p. 20).

One way out of the puzzle was recently suggested by Damania and Frederiksson (2007), who extended GH to a multi-agent multi-principal model in which trade-policy decisions are made by consensus among a number of government agencies. Each of these agencies is targeted for contributions by lobbies, but each has a probability  $\gamma$  of being replaced before having had a chance to implement the promised policy. “Replacements” are fresh politicians assumed initially impervious to lobbying. In such a setting, the parameter measured empirically is a function of the true weight of welfare in the agents' objective function and, inter alia (the model is richer than the description given here) of the probability of early replacement of any government agent. As it turns out, the true  $a$  is below the observed one, and simulations suggest that it may easily be so by a wide margin.

Although this approach provides a nice answer to the “high- $a$  puzzle”, it still implies that the ratio of equilibrium contributions to implied welfare distortions is proportional, by a factor  $1-\gamma$  (where  $\gamma$  is the probability of any

3. Parameter estimates from Goldberg and Maggi's (1999) basic specification imply values of  $\hat{a}$  lying between 51.93 and 70.43. Other estimates of  $a$  range from 43:41 (McCalman, 2004) to somewhere between 76 and 104 (Mitra et al., 2002) to 3175 (Gawande and Bandyopadhyay, 2000).

trade-policy official being replaced) to the measured  $a$  (what Damania and Frederiksson call  $a^e$ ).<sup>4</sup> Thus, as long as the estimated value of  $a$  is high, part of the empirical puzzle (high implied contributions) remains, even though the measured  $a$  may not truly reflect the weight on welfare in the government's objective function.

An additional issue has to do with the identification of sectors organized into active trade-policy lobbies. GB and GM relied on outside information, looking at Political Action Committee (PAC) contributions and choosing a cutoff above which they considered industries as organized. There are two problems with this. First, PAC contributions are a noisy signal of trade-related influence activities. On one hand, they accounted for only half the campaign contributions in the US 1997-98 electoral cycle, the other half being so-called "soft money" (contributed to national parties rather than individual lawmakers). Influence activities take other forms as well: the turnover of lobbying firms registered under the 1995 Lobbying Disclosure Act was \$1.46 billion in the same electoral cycle (CRP 2001). On the other hand, PAC contributions are not necessarily trade-related as lobbies also try to influence domestic policies. Thus, PAC contributions both understate and overstate trade-related influence activities and this may affect the ranking of sectors and hence the cutoff between organized and unorganized ones. Because the distinction between organized and unorganized sectors is so crucial empirically, this is a potential problem. Second and perhaps more importantly, relying on PAC contribution data precludes using the method in countries other than the US where no data is available on political contributions. Confined to the US, tests of the theory would rapidly hit diminishing returns (in addition, serious doubts have recently been raised by Imai et al. (2005) about the adequacy of NTB-based tests; but performing tests outside of the US requires new methods.

Several such methods have been proposed recently. Gawande, Sanguinetti and Bohara (2004) analyzing Mercosur's trade protection, assume that industries in which imports are above the sample mean are politically organized into protectionist lobbies. Mitra, Thomakos and Ulubasoglu (2002) analyzing Turkey's trade protection, make use of membership data from the Turkish Industrialist and Businessmen Association to determine which sectors are organized. The authors then statistically validate their choice of organized sectors using discriminant analysis methods. McCalman (2004) analyzes tariff changes in Australia between the late sixties and early nineties and uses the fact that tariff changes required Tariff Board inquiries, ninety percent of

---

4. We are grateful to Per Fredriksson for a helpful explanation on this.

which were undertaken at industry's initiative. He thus takes the initiation of a Tariff Board inquiry as evidence of an industry's political organization.

We propose an alternative method which, instead of drawing on outside information, uses information generated by the tariff data itself and can thus, in principle, be applied to any setting. While being close in spirit to the recent literature, it differs in two key respects. First, as mentioned, we endogenously derive from the model a classification of industries into organized vs. unorganized ones through an iterative procedure. In the first stage, we estimate a standard GH equation without differentiating between organized and unorganized sectors. This regression determines endogenous tariffs as functions of, *inter alia*, import penetration ratios. In the second stage, we use the first equation's residuals to rank industries, those with high residuals being, in some sense, more likely to be organized than others. On the basis of this ranking, we then set an arbitrary cutoff value above which industries are considered to be organized. Finally, we run a grid search over different cutoff values.

Second, we refine on GB's modeling of input-output linkages. Treating those linkages explicitly is important both conceptually and empirically. Conceptually, the gist of the common-agency approach is that good policies (small departures from free trade in a trade-policy context) result not just from governments being impervious to influence activities, but also from the balance of conflicting lobbying pressures. Counter-lobbying against protection of an industry by its down-stream users is one such countervailing force and is likely to be more effective when they are industrial users rather than final ones. Recognizing this leads to sharper predictions and hence more powerful tests of the theory. We depart from GB in our use of input-output data to determine jointly the protection of final and intermediate goods.<sup>5</sup> We also draw from Cadot, de Melo and Olarreaga (2003) to include the effect of duty-drawbacks on lobbying incentives.

The methodology is applied to India, a country that has, for a variety of reasons, enjoyed a large degree of independence in the denition of its trade policy. In addition, trade protection in India largely takes the form of tariffs, so it is not subject to the same critique of the power of empirical tests of the GH model on US data, where non-tariff barriers are relatively more important.<sup>6</sup>

---

5. A similar approach is followed by Cadot et al. (2004) and Gawande and Krishna (2005) who incorporate counter-lobbying by downstream users of intermediate inputs.

6. According to estimates by Kee, Nicita and Olarreaga (2009), non-tariff barriers explain 75 percent of the trade restrictiveness in the United States, but less than 20 percent in India.

The empirical results provide strong evidence in favor of the common-agency approach and are encouraging for further applications of the method. Direct producer lobbying, counterlobbying by users of intermediate inputs, as well as the counter-lobbying dilution effect introduced by tariff exemption schemes for exporters are all identified in the data. Based on parameter estimates, the weight given to political contributions is 31 percent higher than the weight granted to (other elements of) social welfare, well above the problematic estimates found in earlier studies, where governments seemed to be close to maximizing social welfare. Out of 80 ISIC sectors, we identify 13 as organized for trade policy purposes.

## II. PROTECTION AND LOBBYING: A BASIC FRAMEWORK

In this section, we present the basic model guiding our empirical estimation exercise. One can think of the setup as similar to the one in Mitra (1999), where owners of specific factors in import-competing industries first decide whether to organize into lobbies or not, after which trade policy is determined by a Grossman-Helpman (1994) common-agency game.<sup>7</sup> Here we focus on the second stage (i.e., trade policy determination) taking the decision to politically organize as given.

Consider a small open economy with  $n + 1$  tradable sectors, in which good zero serves as numeraire. Individuals have different endowments but identical tastes represented by a utility function:

$$U = c_0 + \sum_{j=1}^n u(c_j), \quad (1)$$

where  $c_0$  is consumption of the numéraire good,  $c_j$  is the consumption of non-numeraire good  $j$ , and  $u$  satisfies the usual properties.

All goods produced in the economy are potential inputs in other sectors, and all industries are perfectly competitive. In all sectors  $j = 1, \dots, n$  except the numeraire, technology is Leontief between intermediate consumptions and value added; thus, value added is nested in the Leontief production function and is created using a specific factor  $\kappa_j$  (“capital”) and a mobile factor  $l_j$  (“labor”) under a general constant-returns to scale technology  $f^j$ . Let  $a_{ij}$  be

7. We will use indifferently the terms “common agency” and “menu auction” to describe Grossman-Helpman’s application to trade policy of the theoretical framework developed by Bernheim and Whinston (1986a, b). For our purposes, the two are mathematically equivalent.



the requirement of good  $i$  necessary to produce one unit of good  $j$ , and let  $x_{ij}$  be sector  $j$ 's demand for good  $i$  as an intermediate input;

$$y_j = \min \left\{ f^j(\kappa_j, \ell_j); \frac{x_{0j}}{a_{0j}}; \dots; \frac{x_{nj}}{a_{nj}} \right\}, \quad j = 1, \dots, n \quad (2)$$

We will henceforth omit  $\kappa_j$  as an argument of production and profit functions. The numeraire good is produced using labor only under constant returns to scale, so that the wage rate  $w$  is fixed.

Let  $p_j^*$  be good  $j$ 's world price and  $t_j$  an ad-valorem import tariff (subsidy if it is negative); good  $j$ 's domestic price is thus  $p_j = p_j^* (1 + t_j)$ . Let  $v_j(\mathbf{t})$  be the indirect utility function of the owners of specific capital in sector  $j$ , where  $\mathbf{t}$  is the  $n$ -dimensional vector of tariffs on imported goods (all goods are tradeable). Let  $\alpha_j$  be the share of sector  $j$ 's shareowners in the population. Under quasilinear preferences,  $v_j$  is the sum of income and consumer surplus. Income is the sum of profits  $\pi_j$  plus  $\alpha_j$  times economywide tariff revenue  $T(\mathbf{t})$ . Consumer surplus is  $j$  times economywide consumer surplus  $S(\mathbf{t})$ . Thus,  $v_j(\mathbf{t}) = \pi_j(\mathbf{t}) + \alpha_j T(\mathbf{t}) + \alpha_j S(\mathbf{t})$

Let  $L$  be the set of politically organized industries (determined endogenously in the first stage) and  $I_j$  an indicator function equal to one when  $j \in L$  and zero otherwise. Lobbies representing the owners of specific capital in those industries bid simultaneously for protection with 'truthful' contribution schedules  $C_j(\mathbf{t}) = \max \{ 0; v_j(\mathbf{t}) - b_j \}$  for some nonnegative constant  $b_j$ . Faced with such contributions, the government chooses best-response tariffs that maximize

$$G(\mathbf{t}) = \sum_{j=1}^n I_j C_j(\mathbf{t}) + aW(\mathbf{t}), \quad (3)$$

where  $W(\mathbf{p})$  is social welfare and  $a$  is the weight of social welfare. Therefore tariffs satisfy the FOC:

$$\frac{\partial G(\mathbf{t})}{\partial t_i} = \sum_{j=1}^n I_j \frac{\partial v_j}{\partial t_i} + a \frac{\partial W}{\partial t_i} = 0. \quad (4)$$

After tedious but straightforward derivation detailed in the mathematical appendix, solving (4) for  $\tilde{t}_i = t_i / [p_i^* (1 + t_i)]$ , the first order condition becomes:

$$\tilde{t}_i = \frac{I_i - \alpha_L}{a + \alpha_L} \frac{z_i}{|\varepsilon_i|} - \sum_{j=1}^n \frac{I_j - \alpha_L}{a + \alpha_L} (1 - \lambda_j) \frac{a_{ij} z_j}{|\varepsilon_i|}. \quad (5)$$

where  $\alpha_L = \sum_{j=1}^n I_j \alpha_j$ ;  $z_j = y_j/m_i$  is the output of sector  $j$  over imports of sector  $i$ ,  $\varepsilon_i$  is the import demand elasticity in sector  $i$  and  $\lambda_j$  is the share of sector  $j$  output that is exported. As in GB and GM, the first term in (5) shows that equilibrium tariffs are an increasing function of the output/import ratio for politically organized sectors (and the reverse for unorganized ones). The second term reduces tariffs due to counter-lobbying pressure by organized downstream sectors. However, due to the duty drawback scheme, this counter-lobbying effect is weaker the larger is the exported share of the downstream sector's output.

### III. INDIA'S TRADE POLICY

India is an interesting case study for several reasons. First, it is undoubtedly one of the countries in the world with the highest trade barriers. Indeed, in his review of the World Trade Organization's Trade Policy Review of India in 1998, Panagariya (1999) warned that “a reader unfamiliar with India's past is bound to wonder how a trade-policy regime such as the one about to be described can be characterized as having undergone serious reforms”.<sup>8</sup> The average tariff was around 35 percent in 1997-1998. This compares badly with the average for developing countries in the late 1990s (around 13 percent overall and for manufacturing).

More importantly given the efforts in this paper to model input-output linkages, significant tariff escalation is present in India's tariff structure. Tariffs on unprocessed goods average 25 percent whereas fully processed goods average 37 percent. As it has been shown in the previous section, this can be explained by downstream counter-lobbying on upstream tariffs.

The tariff structure is further complicated by numerous and spreading exemptions (Panagariya, 1999 and Srinivasan, 2001), including those targeting exporters, such as the Duty Draw-back scheme which compensates exporters for tariffs paid on imported inputs upon export of the finished product; the Duty Exemption scheme, which offers large exporters duty

---

8. For a review of the extensive Indian reforms in the early 1990s, see Pursell (1996) or Srinivasan (2001). As an indication, the average tariff in 1990-1991 was around 128 percent, with an import-weighted average of 87 percent.

exemption on imported inputs prior to export of the finished product; and the Export Promotion Capital Goods scheme, which provides exporters with access to foreign capital goods at reduced tariff rates.<sup>9</sup> Use of these exporter exemptions schemes has tended to grow significantly since the early 1990s (Panagariya, 1999). These schemes will tend to dilute the counter-lobbying by downstream users of intermediate goods as shown in the previous section.

#### IV. EMPIRICAL METHODOLOGY

As explained in the introduction, we base the estimation of equilibrium import tariffs on a careful distinction between organized and unorganized sectors, using an approach that derives the classification of sectors into organized vs. unorganized ones from the data and the model itself. Before describing the empirical methodology, let us rewrite equation (5) as:

$$\frac{|\varepsilon_i| \tilde{t}_i}{z_i} = \frac{I_i - \alpha_L}{a + \alpha_L} - \sum_{j=1}^n \frac{I_j - \alpha_L}{a + \alpha_L} (1 - \lambda_j) \frac{a_{ij} y_j}{y_i} \quad (6)$$

The advantage of rewriting (5) as (6) is twofold. First, sending  $z_i$  and  $\varepsilon_i$  to the left-hand side (LHS) eliminates the need to correct for measurement errors in  $\varepsilon_i$  and to instrument for  $z_i$  and  $\varepsilon_i$  which are both potentially endogenous. Second, the theoretical equation to be estimated now has a constant, which facilitates the interpretation of some results and avoids biasing the estimates in the presence of missing variables.

##### IV.1. Estimating structural parameters

The estimation problem is one of estimating simultaneously the parameters of a switching-regression model and the true classification of observations into two possible regimes: organized vs. unorganized, recognizing that (i) the true classification is unknown and (ii) it results from choices that are endogenous to the equilibrium level of protection. To deal with such problems, several approaches are possible, including the EM algorithm (McLachlan and Krishnan 1997) and grid-search procedures (Goldfeld and Quandt 1973), all suitably adapted to deal with the endogeneity problem and therefore all complex. We adopt a grid-search procedure in which the variable serving to define the cutoff between the two regimes is generated as part of the estimation procedure. This classification procedure is justified in Appendix 2.

9. For a complete description of these schemes, see Table III.4 in WTO (1998).

As argued in the introduction, our procedure has the advantage of bypassing the use of out-of-model proxies such as PAC contributions which can bias classifications and parameter estimates. It has four steps.

*Step 1.* A stochastic version of (6) is estimated where all  $I_i$  are set equal to zero (no information):<sup>10</sup>

$$\frac{|\varepsilon_i| \tilde{t}_i}{z_i} = \gamma_0 + \gamma_1 \sum_{j=1}^n a_{ij} \frac{y_j}{y_i} + \gamma_2 \sum_{j=1}^n \lambda_j a_{ij} \frac{y_j}{y_i} + \mu_i \quad (7)$$

where  $\mu_i$  is the error term. Although the algebra implies that  $\gamma_1 = -\gamma_0 = -\gamma_2 = \alpha_L / (a + \alpha_L) > 0$ ; no constraint is imposed at this stage other than  $I_i = 0 \forall i$ .

*Step 2.* Residuals are retrieved from the estimation of (7) and their magnitude is taken to indicate how successful each lobby was in obtaining protection. Let  $\sigma_\mu$  be the standard deviation of the error term. Let also  $\rho$  be a parameter, at this stage assigned an arbitrary value. The political-organization variable  $I_i$  is determined by the following rule:

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_i > \rho\sigma_\mu, \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (8)$$

In words, whenever the error term for observation  $i$  is algebraically higher than  $\rho$  times the standard deviation, sector  $i$  is deemed organized and  $I_i$  is set equal to one.

*Step 3.* The vector  $\mathbf{I} = (I_1, \dots, I_n)$  constructed according to (8) is introduced into a stochastic, unconstrained version of (6) which is then re-run. Because  $I_i$  appears in (6)'s first term while other elements of  $\mathbf{I}$  (the  $I_j$ ) appear in its third term, all terms involving counter-lobbying (terms in  $a_{ij}$ ) need to be recalculated, since in equilibrium they depend on whether sectors  $j = 1, \dots, n$  are organized or not.<sup>11</sup> In order to facilitate the interpretation of parameter estimates, we separate them from terms involving counter-lobbying dilution through duty drawbacks (terms involving  $a_{ij}$  and  $\lambda_j$ ).

10. Note that setting all initial  $I_i$  to one yields the same equation; only the initial parameters interpretation would be different.

11. For the same reason instrumenting for  $I$  using a polynomial and non-linear method to estimate the tariff equation is not possible as we would run out of degrees of freedom. A panel dataset would allow for this alternative method.

Before introducing constraints on the parameters, the equation to be estimated is then:

$$\begin{aligned} \frac{|\varepsilon_i| \tilde{t}_i}{z_i} &= \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 \sum_{j=1}^n \frac{a_{ij} y_j}{y_i} + \beta_3 \sum_{j=1}^n \frac{\lambda_j a_{ij} y_j}{y_i} \\ &+ \beta_4 \sum_{j=1}^n \frac{I_j a_{ij} y_j}{y_i} + \beta_5 \sum_{j=1}^n \frac{I_j \lambda_j a_{ij} y_j}{y_i} + \mu_i. \end{aligned} \quad (9)$$

The algebra implies that  $\beta_2 = \alpha_L / (a + \alpha_L) = -\beta_0 = -\beta_3 > 0$  and  $\beta_5 = \beta_1 = -\beta_4 = 1 / (a + \alpha_L) > 0$ . Thus, the estimation of (9) yields five estimated coefficients ( $\beta$ s) for only two unknown structural parameters:  $a$  and  $\alpha_L$ .

In order to later be able to retrieve these, we also proceed with the estimation of a constrained version of (9) using again (7) as a first step:

$$\begin{aligned} \frac{|\varepsilon_i| \tilde{t}_i}{z_i} &= \beta_0 \left[ 1 - \sum_{j=1}^n (1 - \lambda_j) \frac{a_{ij} y_j}{y_i} \right] \\ &+ \beta_1 \left[ I_i - \sum_{j=1}^n I_j (1 - \lambda_j) \frac{a_{ij} y_j}{y_i} \right] + \mu_i \end{aligned} \quad (10)$$

where  $\beta_0 = -\alpha_L / (a + \alpha_L) < 0$  and  $\beta_1 = 1 / (a + \alpha_L) > 0$ .

Note that selectivity is involved in the classification of industries into organized vs. unorganized ones because the decision to organize is endogenous to the level of protection that can be obtained in equilibrium (see Mitra 1999 for a theoretical treatment and GB 2000 for empirical implications). Taking the selectivity into account calls for a treatment-effect estimation procedure. We use the two-step estimator described in Maddala (1983) which consists of augmenting regression (9) or (10) –whichever is used– with the estimated hazard rate retrieved from an auxiliary probit regression of the binary variable  $I$  (itself retrieved from Step 2) on a set of instruments including the shares of capital and skilled labor in value added as well as the number of

---

11. For the same reason instrumenting for  $I$  using a polynomial and non-linear method to estimate the tariff equation is not possible as we would run out of degrees of freedom. A panel dataset would allow for this alternative method.

firms in each sector. This procedure yields consistent estimates of regression coefficients and standard errors.<sup>12</sup>

*Step 4.* A grid search is used to find the  $\rho$  that minimizes the sum of squared residuals. The final  $\mathbf{I}^*$  vector can then be retrieved.

Together, these four steps provide a theoretically consistent method to determine which sectors are politically organized to influence trade policy when data on political contributions is not available. The model's structural parameters can then be algebraically retrieved from the estimates of  $\beta_0$  and  $\beta_1$ . Solving for  $a$  and  $\alpha_L$  gives

$$a = \frac{1 + \beta_0}{\beta_1} \tag{11}$$

$$\alpha_L = -\beta_0/\beta_1. \tag{12}$$

**V. EMPIRICAL RESULTS**

The construction of variables is described in detail in Table 1. It provides constrained regression estimates with and without input-output coefficients (first and second columns respectively) as well as unconstrained ones (third column). Constrained regression estimates are for  $\rho = 0,3$  with input-output coefficients. Both parameter estimates have the expected sign and  $\hat{\beta}_1$  is significant at the 1% level, a remarkably sharp signal for such a small sample (80 observations) and given the noisiness of input-output coefficients.

Using (11)-(12) and constrained regression estimates, we retrieved numerical values for  $a$  and  $\alpha_L$ . The implied estimate for  $a$ , the weight of welfare in the government's objective function, is  $\hat{a} = 3.09$ . A test of the non-linear constraint (11) suggest that  $\hat{a}$  is significantly different from zero at the one percent level. This estimate is well below estimates previously found for the United States, which were in the hundreds or even thousands, and arguably more plausible, although still too high in the sense that it implies that lobbies must contribute multiples of the monetary value of the distortions their demands imply.

The estimate for  $\alpha_L$ , the share of the population employed in industries organized politically for trade-related purposes, is  $\hat{\alpha}_L = 0.036 / 0.310 = 0.12$ . Note that whereas the denominator of this expression (equal to  $\hat{\beta}_L$ ) is estimated

---

12. Whether this type of procedure is really useful on a small sample like ours is debatable. As it turns out, the hazard rate's coefficient in the augmented regression was significant in all specifications, suggesting that the selectivity bias ought not to be ignored.

**Table 1**  
**Explaining India's tariffs<sup>a</sup>**

	<b>Constrained with IO linkages</b>	<b>Constrained without IO linkages.</b>	<b>Unconstrained</b>
Net lobbying ( $\beta_1$ )	0.310*** (2.99)		
Net welfare ( $\beta_0$ )	-0.036 (1.15)		
Lobbying ( $\beta_1$ )		0.311*** (2.63)	0.275*** (3.13)
Welfare ( $\beta_0$ )		0.003 (0.42)	
Int. Sales on welfare ( $\beta_2$ )			0.001 (0.05)
Duty Dr. on welfare ( $\beta_3$ )			0.189 (1.378)
Counter-lobbying ( $\beta_4$ )			-0.334* (1.69)
Duty Dr. on lobbying ( $\beta_5$ )			0.422 (1.21)
Hazard rate	-0.104* (1.82)	-0.107* (1.66)	-0.088* (1.78)
Implied $a^b$	3.09	3.23	
Implied $\alpha^c$	0.12	-0.01	
R2 adjusted	0.56	0.51	0.60
Observations	80	80	80
# org. sectors	13	11	13
$\rho$ parameter	0.3	0.4	0.3

<sup>a</sup>Estimated using the algorithm described in section 4.1.

<sup>b</sup>See equation (11).

<sup>c</sup>See equation (12).

\*\*\* stands for statistical significance at the 1% level;

\*\* for significance at the 5% level, and \* for significance at the 10% level.

precisely, its t-statistic being 2.99, its numerator is not significantly different from zero. This estimate of the organized share of the population, which is thus itself not significantly different from zero (a test of the non-linear constraint (12) fails to reject the hypothesis that  $\alpha_L$  is zero), is, in our view, more plausible than those found previously, some of which were as high as 70% on the basis of US data.

Results for the constrained regression without input-output linkages (i.e. without counter-lobbying by downstream users) are shown in the second

column of Table 1 and are not very different from those of the first column. Thus, the inclusion of input-output linkages is not what drives the sharp reduction in the estimated value of  $a$  that we report here.

The results of the unconstrained regression suggest that producer lobbying ( $I_i$ ) has a positive and statistically significant influence (at the 1% level) on tariffs. Similarly, counter-lobbying by organized downstream sectors ( $\sum_j I_j a_{ij} y_j / y_i$ ) tends to reduce tariffs as predicted by the model and is also statistically significant at the 10% level. The counter-lobbying dilution effect ( $\sum_j I_j \lambda_j a_{ij} y_j / y_i$ ) introduced by duty drawback schemes granted to exporters has the right sign, but it is not statistically significant. The non-lobbying terms are all statistically insignificant. This suggests that we may be asking too much information from a relatively small and noisy sample, which implies that introducing the theoretically valid constraints makes empirical sense.

Table 2 provides a list of organized and unorganized sectors. The number of organized sectors is low (13 out of 80). The identity of organized vs. unorganized sectors makes sense. Sectors derived as unorganized in India include those which are typically organized for protectionist lobbying in industrial countries: practically all the textile and clothing industry, footwear, furniture, and steel. Thus, broadly speaking, the predicted pattern of political organization appears consistent with the notion that “losers” (sectors in which a country has a comparative disadvantage) are more likely to organize themselves for political action than “winners”.

## VI. ROBUSTNESS

### VI.1 Classification of industries

One key selling point of the method proposed in this paper is its ability to bypass the usual problem of identifying which sectors are organized, because identification is obtained as a result of the estimation itself. It is therefore important to assess how stable are the method's predictions as to who is organized and who is not. In order to shed some light on this, we performed Monte Carlo experiments on simulated data in order to generate a sampling distribution for the vector of organized sectors. Instead of starting from a purely arbitrary data set, we used Gawande and Bandyopadhyay's US data and constructed an initial vector of organized sectors using our method.<sup>13</sup> We then generated a thousand alternative data sets by adding a white-noise term

---

13. We are grateful to them for providing us the data.



**Table 2**  
**Estimated organization dummy(I) <sup>a</sup>**

Unorganized Sectors		Organized Sectors	
3111	Meat prep.	3513	Synthetic resins
3112	Dairy prod.	3521	Paints
3113	Canned fruit and veg.	3522	Drugs and medec.
3114	Canned fish and crust	3523	Soap and cleaning
3115	Veg and an. oils fats	3529	Chemical prod. Nec.
3116	Grain mill prod.	3540	Misc of petroleum
3117	Bakery prod.	3551	Tyre and tube indus.
3118	Sugar refineries	3559	Rubber prod. n.e.c.
3119	Cocoa confect.	3560	Plastic prod. n.e.c.
3121	Food prod. n.e.c.	3610	"Pottery, china"
3122	Prep. Animal feeds	3620	Glass
3131	Alcoholic bev.	3691	Structural clay
3132	Wine industries	3692	Cement, lime
3133	Malt liquors and malt	3699	Non-metallic nec
3134	Soft drinks	3710	Iron and steel
3140	Tobacco manuf.	3811	Cutlery, hand-tools
3211	Spinning textiles	3812	Metal Furniture
3213	Knitting mills	3813	Metal Products
3214	Manuf. Carpets and rugs	3819	Metal prod. n.e.c.
3215	Cordage, rope	3821	Engines
3219	Textiles nec	3822	Agricul. Machinery
3220	Apparel, ex. Footwear	3831	Electr. ind. mach.
3231	Tanneries and leather	3833	Electrical appliances
3232	Fur dressinganddyeing	3839	Electrical eq. Nec
3240	Footwear	3841	Ship building
3311	Sawmill sandwood mills	3842	Railroad equipment
3312	Wooden and c. cont.	3843	Motor vehicles
3319	Wood and c. prod. n.e.c.	3844	Motorcyc. and bic.
3320	Furnitures	3845	Manuf. of aircraft
3411	Paper and Paper board	3849	Transport equip. n.e.c.
3412	Paper boxes	3853	Watches and clocks
3419	Pulp and paper	3902	Musical inst.
3420	Printing and publ.	3903	Sporting goods
3512	Fertilizers and pest.	3909	Manuf. prod. n.e.c.

<sup>a</sup>These are the estimated organized sectors for trade purposes using the four steps of our empirical methodology described in section 4.

to the endogenous variable and, each time, re-estimating the model using our procedure. Finally, we calculated sample statistics for the thousand vectors of the predicted organizational dummy variable. Formally, our procedure ran as follows.

The first step consisted in adding a shock to the dependent variable. The shock was a normally-distributed random variable with mean zero and a standard error equal to 20% of the sample estimate of the dependent variable's standard error. This initial step, however, was less than straightforward given that the dependent variable used by Gawande and Bandyopadhyay ( $n_i / (1 + n_i)$ ) where  $n_i$  is the coverage ratio of non-tariff barriers for sector  $i$ )

is left- and right-censored (at zero and one half respectively). It can be shown (see e.g. Greene, 1997) that adding white noise to a censored variable raises its mean. We corrected for this using a first-order approach.<sup>14</sup> In addition, adding white noise to censored values does not make much sense, so instead we used the predicted value of the dependent variable for censored observations, added noise to this predicted value, and then censored when appropriate.

The next step was to apply our estimation method using a procedure based on Smith and Blundell's exogeneity test (Smith and Blundell 1986).<sup>15</sup> That is, in the first step we regressed the organizational dummy  $I_i$  on all the instruments we obtained from Gawande and Bandyopadhyay, including squared and interaction terms (see their paper for details). In the second step, residuals from this auxiliary regression were used as a RHS variable in the usual regression with non-tariff barriers as the dependent variable (we actually divided the dependent variable by  $z_i/e_i$  in order to eliminate the latter from the RHS and thus avoid simultaneity and measurement-error issues).<sup>16</sup> The second equation was estimated by Tobit to take care of the censoring. Next, we retrieved the residuals from this second regression and used them to classify sectors as organized or not based on an arbitrary cutoff value, and then searched for the cutoff value minimizing the sum of squared errors. Finally, we recorded the predicted value  $\hat{I}_i$  of  $I_i$ : This procedure was then replicated a thousand times. The results of this experiment are quite striking. Let  $\hat{\mathbf{I}}_0 = (I_1, \dots, I_n)'$  be the vector of dummy variables marking the organization of sectors  $i = 1, \dots, n$  in the initial data set,  $k = 1, \dots, 1000$  index replications, and  $\hat{\mathbf{I}}_k$  the predicted value of  $\hat{\mathbf{I}}_0$  at replication  $k$ . Let also  $\rho_k = corr(\hat{\mathbf{I}}_k, \hat{\mathbf{I}}_0)$ . The average value of  $\rho_k$  across the thousand replications was  $\bar{\rho} = 0.745$  (0.711 without the first-order correction, labeled FOC). Calling "type-I errors" sectors for which  $\hat{I}_k = 1$  whereas  $\hat{I}_{ik} = 0$  and vice-versa for type-II, the percentage of type-I errors was 2.15% and that of type-II errors 0.93% (3.67% and

14. Formally, consider two latent variables  $y^* \sim N(\mu, \sigma^2)$  and  $z^* = y^* + \varepsilon$  where  $\varepsilon \sim N(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2)$ . Let  $\mu_z$  and  $\sigma_z^2$  denote the mean and variance of  $z$ . Suppose that we observe

$$y = \begin{cases} y^* & \text{if } y^* \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

and similarly for  $z$ . That is, both are censored at zero. Finally let  $\lambda = \Phi/\phi$  be the inverse Mills ratio. Then it can be shown that  $E(y) = (\mu + \lambda\sigma) \Phi(\mu/\sigma)$  and that

$$E(z) \simeq E(y) \text{ if } \mu_\varepsilon = -\lambda(\sqrt{\sigma^2 + \sigma_\varepsilon^2} - \sigma)$$

This is the correction we used. Right-censoring was ignored as it concerned only three observations out of 242.

15. We used Smith and Blundell's procedure rather than the one we used for India's tariffs (a variant of Heckman's selection model) because the latter is unsuitable to censored data.

16. See Mitra et al. (2006) for a similar approach.

0.76% respectively without the first-order correction). The total percentage of “wrong” predictions was thus 3.07% with the first-order correction and 4.42% without. The distribution of optimal cutoff values was centered on 1.4 (1.5 without the FOC), for a “true” (initial) value of 1.5. Finally, the average error on the estimated value of  $a$  was 4.4% (13.88% without the FOC).

## 6.2 Consistency across estimators

As a further check, we estimated the specification without IO linkages using three different estimators: our four-step grid search, a standard maximum-likelihood grid-search estimator (Goldfeld and Quandt, 1958),<sup>17</sup> and a maximum likelihood EM algorithm. Results are shown in Table 3.

**Table 3**  
**Explaining India's tariffs (without IO linkages)**  
**using different estimators**

	<b>Grid Search 4 steps</b>	<b>Grid Search ML</b>	<b>EM algorithm</b>
Lobbying ( $\beta_1$ )	0.311*** (2.63)	0.169*** (2.46)	0.287*** (2.31)
Welfare ( $\beta_0$ )	0.003 (0.42)	0.004*** (40.4)	0.009*** (3.70)
Implied $a^b$	3.23	5.78	3.37
Implied $\alpha^c$	-0.01	-0.02	-0.03
Observations	80	80	80
# org. sectors	11	19	11

\*\*\* stands for statistical significance at the 1% level; \*\* for significance at the 5% level, and \* for significance at the 10% level.

<sup>b</sup>See equation (11).

<sup>c</sup>See equation (12).

The three estimation methods provide estimates of  $\beta_1$  that do not differ significantly from each other, and the resulting three estimates of  $a$  all lie within a reasonable range. Results using our four-steps grid search approach are particularly close to those obtained using the EM algorithm.

It would also have been interesting to estimate the specification *with* IO linkages using the ML grid search and EM algorithm, but we do not believe

17. See also Hotchkiss (1991) for a recent application.

that this is feasible, because when IO linkages are introduced the problem is no longer just one of unknown sample split (between organized and not-organized sectors), but of recalculating some of the regressors at each step on the basis of provisional sample-split estimates. Nevertheless, the fact that our four-step grid search—which circumvents this problem—yields results fairly similar to those obtained from two standard estimators gives us confidence in its robustness and consistency.

## VII. CONCLUDING REMARKS

The objective of this paper was to provide an empirical method to identify jointly, on the basis of the Grossman-Helpman approach, what are the driving forces behind observed patterns of trade protection and which sectors find it profitable to organize themselves for trade policy influence.

This endeavour is important for two reasons. First, outside of the United States, no information is available on the activity of special-interest groups and on their degree of organization. Taking Grossman-Helpman outside of the US, in particular to emerging countries where influence via monetary contributions is most likely to be prevalent, requires an indirect method such as ours. Second, our approach bypasses the problem of disentangling the share of contributions directed at trade-policy influence from the share directed at domestic policies.

Beyond methodological issues, our approach provides further vindication of the common-agency approach to trade-policy determination, yielding plausible results on the forces that shape India's trade policy and on the pattern of political organization across tradeable sectors. We explore trade-policy determination in a formulation embodying vertical linkages through the use of an input-output matrix, so that all tariffs are determined and estimated simultaneously. We also include the effect of duty-drawback schemes whereby exporters recover duties paid on imported intermediate inputs. These schemes reduce the incentive to lobby against upstream protection. We find that the cross-industry pattern of protection relates to import penetration and price elasticities of import demands in the way predicted by the theory, and that resistance to upstream protection is to some extent diluted by duty drawbacks, although this last effect is not statistically significant.

The weight on welfare in the government's objective function implied by our estimates is 3.09, well below recent estimates ranging between forty and three thousand. This number is still implausibly high in that it implies that

a lobby should contribute three rupees to the government for each rupee of deadweight loss. Given the size of the deadweight losses estimated by empirical studies of the cost of trade protection (see e.g. Gawande and Krishna's 2003 survey) this would put the price tag of protection at a prohibitive level. On that criterion, however, our estimate appears "closer to the truth" than previous ones by a substantial margin. As for the pattern of political organization, we find that organized industries include sectors in which India has a comparative disadvantage (e.g., machinery), the pattern of protection and lobbying being, in some sense, the mirror image of that which prevails in industrial countries.

In the spirit of the political-economy literature, our results are positive rather than normative. However they yield two direct policy implications. Protection can be expected to go down, in India as elsewhere, only if it becomes a less attractive political proposition. Reducing the political attractiveness of protection could be achieved in two ways. Either downstream users could be encouraged to get organized to lobby against protection in upstream industries and possibly even assisted in it. Or, alternatively, existing exemption schemes for exporters could be eliminated in order to make political organization more attractive for them. Put differently, as a policy tool, duty drawbacks which in a traditional analysis would appear to mitigate the inefficiency effects of import protection may end up being counterproductive if they neutralize a group of concentrated users who could otherwise constitute a politically powerful counterlobbying force.

## VIII. REFERENCES

- Baldwin, R. (1985). "The Changing Nature of US Trade Policy Since World War II". In R. Baldwin and A. Krueger, eds., *The Structure and Evolution of Recent US Trade Policy*. University of Chicago Press for NBER.
- Becker, G. (1983). "A Theory of Competition among Pressure Groups for Political Influence". *Quarterly Journal of Economics*, 98(3), 371-400.
- Bernheim, D. and Whinston M. (1986a). "Menu Auctions, resource allocation, and economic influence". *Quarterly Journal of Economics*, 101(1), 1-31.
- Bernheim, D. and Whinston M. (1986b). "Common agency". *Econometrica*, 54(4), 923-942.
- Cadot, O., de Melo, J., and Olarreaga M.(2003), "The protectionist bias of duty drawbacks: evidence from Mercosur", *Journal of International Economics* 59 (1), 161-182.

- Cadot, O., de Melo, J., and Olarreaga M. (2004). "Lobbying, counterlobbying and the structure of tariff protection in poor and rich countries". *World Bank Economic Review*, 18 (3), 1-22.
- Damania, R., and Frederiksson P. (2007). "Trade Policy: What's Welfare Got to Do With It?". *Economic Letters*, 96(1), 64-69.
- Gawande, K., and Bandyopadhyay, S. (2000). "Is protection for sale? A test of the Grossman-Helpman Theory of Endogenous Protection". *Review of Economics and Statistics*, 82(1), 139-152.
- Gawande, K., and Krishna, P. (2005). "Lobbying Competition Over US Trade Policy". NBER Working Paper 11371.
- Gawande, K., and Krishna, P. (2003). "The political economy of trade policy: empirical approaches". In J. Harrigan, ed., *Handbook of International Trade*, New York: Basil Blackwell.
- Gawande, K., Sanguinetti P., and Bohara, A. (2004). "Trade diversion and declining tariffs: evidence from Mercosur". *Journal of International Economics* 64(1), 65-88.
- Goldberg, P., and Maggi G. (1999). "Protection for Sale: an Empirical Investigation". *American Economic Review*, 89(5), 1135-1155.
- Goldfeld, S., and Quandt R. (1973). "The estimation of structural shifts by switching regressions". *Annals of Economic and Social Measurement*, 2(4), 475-485.
- Grossman, G., and Helpman E. (1994). "Protection for sale". *American Economic Review*, 84(4), 833-850.
- Hotchkiss, J. (1991). "The Denition of Part-Time Employment: A Switching Regression Model with Unknown Sample Selection". *International Economic Review* 32(4), 899-917.
- Kee, H. L., Nicita A. and Olarreaga M. (2009). "Estimating trade restrictiveness". *Economic Journal*, 119 (534), 172-199.
- Kee, H. L., Nicita A. and Olarreaga M. (2008). "Import demand elasticities and trade distorsions". *Review of Economics and Statistics*, 90(4), 666-682.
- Lee, J.W., and Swagel P. (1997). "Trade Barriers and Trade Flows Across Countries and Industries". *Review of Economics and Statistics*, 79(3), 372-382.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge, Econometric Series Monograph.
- Marvel, H., and Ray, E. (1983). "The Kennedy Round: Evidence on the Regulation of International Trade in the United States". *American Economic Review*, 73(1), 190-197.

- McCalman, P. (2004). "Protection for Sale and Trade Liberalization: an Empirical Investigation". *Review of International Economics*, 12(1), 81-94.
- McLachlan, G., and Krishnan T. (1997). *The EM Algorithm and Extensions*, Wiley.
- Mitra, D. (1999). "Endogenous Lobby Formation and Endogenous protection: A Long-Run Model of Trade Policy Determination"; *American Economic Review*, 89 (5), 1116-1134.
- Mitra, D., Thomakos D., and Ulubasoglu M. (2002). "Protection for sale in a developing country: democracy versus dictatorship". *Review of Economics and Statistics*, 84 (3), 497-508.
- Mitra, D., Thomakos D., and Ulubasoglu M. (2002). "Can We Obtain Realistic Parameter Estimates for the 'Protection for Sale' Model?". *Canadian Journal of Economics* 39(1), 187-210.
- Panagariya, A. (1999). "The WTO Trade Policy Review of India, 1998". *World Economy*, 22(6), 799-824.
- Peltzman, S. (1976). "Toward a More General Theory of Regulation". *Journal of Law and Economics*, 19(2), 211-240.
- Pursell, G. (1996). "Indian trade policies since the 1991/1992 reform". Mimeo. The World Bank.
- Ray, E. J. (1981). "The Determinants of Tariff and Nontariff Trade Restrictions in the United States". *Journal of Political Economy*, 89(1), 105-121.
- Rodrik, D. (1995). "Political economy of trade policy". In G. Grossman and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, vol. III, North Holland.
- Smith, R. J., and Blundell R. (1986). "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply". *Econometrica*, 54(3), 679-686.
- Stigler, G. (1971). "The Theory of Economic Regulation". *Bell Journal of Economic Management and Science*, 2(1), 3-21.
- Srinivasan, T.N. (2001). "India's reform of external sector policies and future multi-lateral trade negotiations". Economic Growth Center discussion paper # 830, Yale University.
- Trefler, D. (1993). "Trade Liberalization and the Theory of Endogenous Protection: An Econometric Study of US Import Policy". *Journal of Political Economy* 101(1), 138-160.
- WTO (1998). "Trade Policy Review of India, 1998". World Trade Organization, Geneva.

**APPENDIX 1**

We now calculate the derivatives in (4) term by term. Suppose that a duty drawback (DD) scheme is in place whereby import duties paid on inputs used by sector  $j$ 's firms when producing for exports are reimbursed.<sup>18</sup> Let  $\lambda_j$  be the share of good  $j$ 's production that is exported. As import-competing domestic producers align their prices on the tariff-ridden price of imported goods, on the cost side it does not matter whether intermediates are imported or sourced domestically.<sup>19</sup> The unit cost of intermediate good  $i$  to user sector  $j$  is given by

$$\phi_{ij} = (1 - \lambda_j)p_i^*(1 + t_i) + \lambda_j p_i^* = p_i^*[1 + t_i(1 - \lambda_j)].$$

Sector  $j$ 's profits are

$$\pi_j(\mathbf{t}) = p_j^*(1 + t_j)y_j - \sum_{i=1}^n \phi_{ij} a_{ij} y_j =$$

$$\left[ p_j^*(1 + t_j) - \sum_{i=1}^n p_i^*[1 + t_i(1 - \lambda_j)] a_{ij} \right] y_j,$$

so

$$\frac{\partial \pi_j}{\partial t_i} = \begin{cases} p_i^*[1 - (1 - \lambda_i) a_{ii}] y_i & \text{for } j = i \\ -p_i^*(1 - \lambda_j) a_{ij} y_j & \text{otherwise.} \end{cases}$$

Let  $m_i$  be imports of good  $i$ . Aggregate tariff revenue net of duty-drawback refunds is

$$T = \sum_i p_i^* t_i \left( m_i - \sum_{j=1}^n \lambda_j a_{ij} y_j \right)$$

so in the absence of cross-price effects on either supply or demand sides,

18. See Cadot, de Melo and Olarreaga (2003) who showed in a similar setting that in equilibrium the optimal level of reimbursement is full reimbursement of import duties.

19. Given that only imported intermediates are eligible for the DD, in equilibrium all intermediates used in the production of goods for export are imported. This implies a set of constraints of the form  $\sum_j \lambda_j x_{ij} \leq m_i$  for all  $i$ . In our data set these constraints are verified for most sectors except where special regimes apply, e.g. for alcohols.



$$\frac{\partial T}{\partial t_i} = p_i^* \left[ m_i - \sum_{j=1}^n \lambda_j a_{ij} y_j + t_i \left( m'_i - \sum_{j=1}^n \lambda_j a_{ij} \frac{\partial y_j}{\partial \tilde{p}_j} \frac{\partial \tilde{p}_j}{\partial t_i} \right) \right] \quad (13)$$

where  $\tilde{p}_j = p_j^*(1 + t_j) - \sum_{i=1}^n a_{ij} p_i^* [1 + t_i(1 - \lambda_j)]$  is the “net price” of good  $j$ . Letting  $y'_j$  stand for  $\partial y_j / \partial \tilde{p}_j$  and noting that

$$\frac{\partial \tilde{p}_j}{\partial t_i} = \begin{cases} p_i^* [1 - a_{ii}(1 - \lambda_i)] & \text{if } j = i \\ -p_i^* a_{ij}(1 - \lambda_j) & \text{otherwise,} \end{cases}$$

we have

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^n \lambda_j a_{ij} \frac{\partial y_j}{\partial \tilde{p}_j} \frac{\partial \tilde{p}_j}{\partial t_i} \\ &= p_i^* \left\{ \lambda_i a_{ii} [1 - a_{ii}(1 - \lambda_i)] y'_i - \sum_{j \neq i} \lambda_j a_{ij}^2 (1 - \lambda_j) y'_j \right\} \\ &= p_i^* \left[ \lambda_i a_{ii} y'_i - \sum_{j=1}^n a_{ij}^2 \lambda_j (1 - \lambda_j) y'_j \right]. \end{aligned}$$

$$\text{Let } \xi_i = p_i^* \left[ \lambda_i a_{ii} y'_i - \sum_{j=1}^n a_{ij}^2 \lambda_j (1 - \lambda_j) y'_j \right]$$

Substituting this into (13) gives:

$$\frac{\partial T}{\partial t_i} = p_i^* \left[ m_i - \sum_{j=1}^n \lambda_j a_{ij} y_j + t_i (m'_i - \xi_i) \right].$$

Consumer surplus is

$$S = \sum_i u(c_i) - p_i^*(1 + t_i)c_i$$

$$\frac{\partial S}{\partial t_i} = u'(c_i)c'_i - p_i^*c_i - p_i^*(1 + t_i)c'_i = -p_i^*c_i.$$

Combining these gives

$$\frac{\partial v_i}{\partial t_i} = p_i^* \left\{ \alpha_i \left[ m_i - \sum_{j=1}^n \lambda_j a_{ij} y_j + t_i (m'_i - \xi_i) - c_i \right] + [1 - (1 - \lambda_i) a_{ii}] y_i \right\}.$$

Noting that  $m_i - c_i = \sum_j a_{ij} y_j - y_i$ ,

$$\frac{\partial v_i}{\partial t_i} = p_i^* \left\{ \alpha_i \left[ t_i (m'_i - \xi_i) + \sum_{j=1}^n (1 - \lambda_j) a_{ij} y_j - y_i \right] + [1 - (1 - \lambda_i) a_{ii}] y_i \right\} \tag{14}$$

and

$$\frac{\partial v_j}{\partial t_i} = p_i^* \left\{ \alpha_j \left( t_i (m'_i - \xi_i) + \sum_{j=1}^n (1 - \lambda_j) a_{ij} y_j - y_i \right) - (1 - \lambda_j) a_{ij} y_j \right\} \tag{15}$$

Adding up (14) and (15), aggregating and letting  $\alpha_L = \sum_{j=1}^n I_j \alpha_j$  be the proportion of the population belonging to organized lobbies gives

$$\sum_{j=1}^n I_j \frac{\partial v_j}{\partial t_i} = p_i^* \left\{ \alpha_L \left[ t_i (m'_i - \xi_i) + \sum_{j=1}^n (1 - \lambda_j) a_{ij} y_j \right] + (I_i - \alpha_L) y_i - \sum_{j=1}^n I_j (1 - \lambda_j) a_{ij} y_j \right\}$$

Similar calculations for aggregate welfare give

$$\frac{\partial W}{\partial t_i} = \frac{\partial T}{\partial t_i} + \frac{\partial S}{\partial t_i} + \sum_{j=1}^n \frac{\partial \pi_j}{\partial t_i} = p_i^* t_i (m'_i - \xi_i). \quad (16)$$

Combining these, simplifying and rearranging gives the following FOC:

$$\begin{aligned} \frac{1}{p_i^*} \frac{\partial G(\mathbf{t})}{\partial t_i} &= (a + \alpha_L) t_i (m'_i - \xi_i) + (I_i - \alpha_L) y_i \\ &\quad - \sum_{j=1}^n (I_j - \alpha_L) (1 - \lambda_j) a_{ij} y_j = 0, \end{aligned}$$

or, after isolating  $t_i$  on the LHS and simplifying,

$$t_i = \frac{(I_i - \alpha_L) y_i}{-(a + \alpha_L)(m'_i - \xi_i)} - \sum_{j=1}^n \frac{(I_j - \alpha_L) (1 - \lambda_j) a_{ij} y_j}{-(a + \alpha_L)(m'_i - \xi_i)}. \quad (17)$$

In order to convert this expression into elasticities, let  $\varepsilon_i$  be the own-price elasticity of good  $i$ 's import demand (in algebraic, not absolute value; i.e.  $\varepsilon_i < 0$ ). In order to limit the demands on data, we will suppose that 'net-price' supply elasticities are all zero.<sup>20</sup> Letting  $\tilde{t}_i = t_i / [p_i^* (1 + t_i)]$  and  $z_j = y_j / m_i$ , (17) can be converted into elasticities:

$$\tilde{t}_i = \frac{I_i - \alpha_L}{a + \alpha_L} \frac{z_i}{|\varepsilon_i|} - \sum_{j=1}^n \frac{I_j - \alpha_L}{a + \alpha_L} (1 - \lambda_j) \frac{a_{ij} z_j}{|\varepsilon_i|}. \quad (18)$$

## APPENDIX 2

Let  $y_1$  and  $y_2$  be two latent (unobserved) random variables corresponding to two regimes of an observed variable  $y$ . That is, indexing individual observations by  $i = 1 \dots n$ ,

$$y_i = \begin{cases} y_{i1} & \text{if observation belongs to regime 1} \\ y_{i2} & \text{if observation belongs to regime 2} \end{cases}$$

Let  $w_i$  be another latent random variable such that

$$w_i = \begin{cases} 1 & \text{if observation belongs to regime 1} \\ 0 & \text{if observation belongs to regime 2} \end{cases}$$

---

20. Attempts to estimate supply elasticities from the data proved unconvincing.

and let  $\pi$  be the probability that observation  $i$  belongs to regime 1, which we assume independent of  $i$ ; that is,

$$\pi = \text{prob} (w_i = 1)$$

Suppose that  $y_1$  and  $y_2$  are both normally distributed with means  $\mu_1$  and  $\mu_2$  respectively and with common variance  $\sigma$  and denote their densities by  $f_1$  and  $f_2$  respectively. An example of this setting is a model where where  $u_{i1}$  and  $u_{i2}$  are i.i.d. normally distributed white-noise terms and

$$y_{i1} = \beta_1 + u_{1i} \tag{19}$$

$$y_{i2} = \beta_1 + \beta_2 + u_{2i} \tag{20}$$

Suppose that  $\beta_1 > 0$  and  $\beta_2 > 0$  in (19)-(20) and let  $\widehat{\beta}_1$  and  $\widehat{\beta}_2$  be their OLS estimates, based on the true sample split. Sort observations so that  $i = 1 \dots n_1$  belong to regime 1 and  $i = n_1 + 1 \dots n$ , to regime 2 and let

$$\begin{aligned} b_1 &= \widehat{\beta}_1 = \bar{y}_1, \\ b_2 &= \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 = \bar{y}_2. \end{aligned}$$

Let also  $b = \bar{y}$  be an “average” estimator based on the whole sample. Obviously,  $b$  is a biased estimator of either  $\beta_1$  or  $\beta_2$ . Suppose, without loss of generality, that  $\alpha_1 < \alpha_2$ . Obviously,

$$E (b_1) < E (b) < E (b_2) .$$

Then, let  $E (\bar{e}_i) = E (y_i - b) .$

If  $i \leq n_1$ ,  $E (\bar{e}_i) < 0$ ; if  $i > n_1$ ,  $E (\bar{e}_i) > 0$ . To see this, simply observe that if  $i \leq n_1$ ,  $E (y_i - b)$  is negative and conversely if  $i > n_1$ . Thus, residuals from the first regression give a correct classification rule. This observation carries over to subsequent regressions where observations are classified either in regime 1 or in regime 2, by establishing that regime-1 observations misclassified in regime 2 will have negative residuals and conversely for regime-2 observations misclassified in regime 1. To see this, let

$$\tilde{e}_i = \begin{cases} y_i - b_2 & \text{if } i \leq n_1 \\ y_i - b & \text{if } i > n_1. \end{cases}$$

That is,  $\tilde{e}_i$  is the residual when observations are misclassified. Then  $E (\tilde{e}_i) \leq 0$  if  $i \leq n_1$ , as  $E (\tilde{e}_i) = (\alpha_1 - \alpha_2) x_i < 0$  if  $i \leq n$  and conversely if  $i > n$ . Thus, residuals are negative for regime-1 observations (unorganized sectors) misclassified in regime 2 (organized) and positive for

regime-2 observations (organized) misclassified in regime 1 (unorganized). It follows that the repeated use of a criterion assigning large residuals to regime 2 and small ones to regime 1 yields a valid proxy for the definition of the classification cutoff.<sup>21</sup>

## DATA APPENDIX

Tariff data is for the year 1997 and its source is India's WTO notification to the Integrated Database System of the WTO. The data comes originally at the six digit of the Harmonised System (5112 tariff line). It was converted to 4 digit of the ISIC classification for manufactures (81 sectors) using a filter developed at the World Bank and which is available from the authors upon request. Output and other industry-type data (employment, number of firms, etc...) are for the years 1993-1995 (average) and its source is UNIDO's Industrial database. Because output is measured at domestic prices, whereas imports are measured at world prices, in order to construct the import penetration ratio ( $z_j$ ), output was divided by  $(1+t_j)$  before dividing it by imports, so that they are both measured at world prices. Trade data is also for the years 1993-1995 and its source is United Nation's Comtrade. It comes originally at the six digit level of the Harmonized System (HS) and it was filtered using the same concordance as for the tariff data. Import demand elasticities were estimated at the ISIC 4 digit level for more than 100 countries by Kee, Nicita and Olarreaga (2008).

The input-output matrix is for the year 1994 and its source is the social accounting matrix of GTAP. The GTAP commodity classification differs from the ISIC classification, but a concordance exists to the 3 digit of the ISIC (available upon request).<sup>22</sup> Because our tariff and industry level data is at the 4 digit of the ISIC, we inflate the input-output components of the Social accounting matrix assuming that intermediate sales to GTAP category  $j$  are allocated to ISIC 4 digit sectors in GTAP category  $i$  according to output shares. The value and the share of intermediate sales in total output for each ISIC 4 digit sector is then calculated using this "inflated" input-output matrix. Capital stocks are calculated using historic data on gross fixed capital formation from UNIDO, using the permanent inventory method and a 10 percent annual depreciation rate.

- 
21. The proof relies on an approximation, as  $\widehat{\alpha}_2$  is not exactly given by (22) when a regime-1 observation is misclassified as belonging to regime 2 since the summations will then include the wrongly-classified observation. Using the exact formula for the "wrong" estimator complicates the notation but does not change the argument.
22. There are five sectors in the GTAP categories that have no correspondance in the ISIC classification, such as services for example.



# What if Cartel Fines are not high enough? Implications on Deterrence and Productive Efficiency

*¿Qué pasa cuando las multas por colusión no son suficientemente elevadas?  
Implicancias en la disuasión del delito y la eficiencia productiva*

**MARÍA C. AVRAMOVICH**

*Facultad de Ciencias Económicas,  
Universidad Nacional de Córdoba  
ceciavramovich@gmail.com*

## ABSTRACT

*I develop a model in which cartel firms allocate costly effort to activities related to productive efficiency and concealment: the higher the fine or the probability of inspection, the more biased the firms' effort allocation towards concealment. In this context, a fine increase can improve welfare through fewer cartels, but also reduce it through more inefficient surviving ones. The analysis suggests a carefully design of policy such that achieving a level of deterrence and productive (in)efficiency socially accepted. Within this framework, I also consider the implications of leniency programs. I show that leniency enhances incentives on deviation more than in standard models of collusion.*

Keywords: collusion, productive efficiency, antitrust policy, deterrence, leniency programs, social welfare.

JEL Code: D21, K21, K42, L41.

## RESUMEN

*En este artículo se desarrolla un modelo en el que las empresas de un cártel asignan esfuerzo costoso a actividades vinculadas a la eficiencia productiva*

\* I want to thank Natalia Fabra for stimulating my interest in this topic and her invaluable guidance in this work. I would also like to acknowledge the comments of Joseph E. Harrington, Marco Celentani, María Ángeles de Frutos Casado, Diego Moreno, Federico Weinschelbaum and Christian Ruzzier, with whom I discussed this work in its earliest versions. I also thank Juan Pablo Rincón Zapatero for his invaluable comments. I am grateful to Sevnic Cukurova, Daniel García González, and seminar participants at Universidad Carlos III de Madrid and Universidad de San Andrés. The views in this work are mine alone and none of the aforementioned people are responsible for any errors or statements.



*y a actividades propias de la ocultación del delito de colusión. Particularmente, mientras mayor es la multa por colusión o la probabilidad de inspección, más sesgada es la distribución de esfuerzo de las firmas hacia la ocultación del acto delictivo. En este contexto, un incremento de la multa a la vez que puede mejorar el bienestar social por su poder de disuasión del delito, también puede reducirlo a través de cárteles más ineficientes. El análisis sugiere un diseño cuidadoso de la política de defensa de la competencia, que permita combinar un nivel de disuasión del delito con un nivel de ineficiencia productiva socialmente aceptado. Finalmente, al considerar las implicancias de programas de clemencia demuestro una mayor eficacia en la disuasión del delito con respecto a modelos estándares de colusión.*

Palabras Clave: colusión, eficiencia productiva, política de defensa de la competencia, disuasión, programas de clemencia, bienestar social.

Código *JEL*: D21, K21, K42, L41.

## **I. INTRODUCTION**

To succeed cartels concentrate on two targets: profit maximization and concealment. And to this end, member firms devote resources to productive efficiency and to conceal evidence. Costly resources face firms with the challenge to allocate them optimally, sacrificing productive efficiency in favor of concealment, or vice versa. In this decision, the antitrust policy has a key role, as it affects expected detection costs, and through it the relative importance of the targets. In this context this paper sheds light to the effect of fines and inspections on cartel deterrence and on cartel firms' decision to allocate effort among productive efficiency and concealment. This last issue takes special interest when fines are not high enough, as cartels might not only imply a welfare loss derived from less production and a higher price, but also an inefficiency loss derived from devoting costly effort to an unproductive activity as concealment.

In this paper I develop a model in which cartel firms devote effort to productive activities and to concealment: effort devoted to production reduces marginal costs and effort devoted to concealment reduces the probability of detection. Effort is costly and limited, thus firms have to decide on how to allocate it among productive efficiency and concealment. The intuition goes as follows: cartel survival depends on the success of each of its member firms, not only as firms that play in a cartelized market, but also as firms that individually operate in complex (legal) markets. Thus, within a cartel senior

executives have to be cautious on how to allocate their time, effort and attention among the own productive efficiency and the cartel organization, in order to guarantee a balanced success on both.<sup>1</sup> For simplicity purposes, among the activities related to the cartel organization, I focus on concealment activities. These include the attendance to secret meetings all over the world and the conduct of a joint sales agency, among other activities.<sup>2</sup> For further simplification, I reduce the three dimensions of care (effort, time and attention) to one: effort.

In this setup, cartel firms' effort allocation depends on fines and inspections. When fines are low and/or the probability of inspection is low, firms find it profitable to allocate all effort to productive efficiency. However, as fines or inspections go up, firms substitute effort from productive efficiency to concealment. This reallocation of effort makes collusion sustainable in industries where it wouldn't be otherwise and create inefficiencies not considered in standard models of collusion. In the light of these results, a fine increase can have two opposite effects on welfare, while it can improve welfare through fewer cartels, it can also reduce it through more inefficient surviving ones. Particularly, for intermediate fine levels, a fine increase implies a welfare gain from fewer cartels that does not compensate the welfare loss from more inefficient surviving ones. This analysis suggests a carefully design for the antitrust policy, as deterrence is not monotonic in the level of the fine. Indeed, a fine increase may enhance collusion sustainability and a welfare loss rather than deterrence if inspections are not set accordingly.

In the analysis I also consider the effectiveness of leniency programs. These programs reduce sanctions against the cartel firm that reports evidence of the cartel to the antitrust authority (AA) and cooperates with it along the prosecution phase.<sup>3</sup> The effectiveness of these programs to improve deterrence lies in enhancing the temptation to deviate. In terms of my model, the prospect of an amnesty enhances deviation incentives more than in models

- 
1. Aware of how time and effort-consuming are cartel activities (not only concealment), cartel members create complex hierarchical structures that set the role of each member in the cartel, as well as the rules to follow in case of eventual problems. In this way, the cartel is intended to be conducted as efficiently as a legal organization. For evidence on the hierarchical operativeness of cartels, see Baker & Faulkner (1993), Griffin (2000), Levenstein & Suslow (2006) and Harrington (2006).
  2. Using data from 19 discovered cartels, Levenstein & Suslow (2006) show that cartels that used joint sales agencies were among the more successful cartels in terms of their long-lastingness and fewer coordination problems. They find evidence on the use of a joint sales agency to conceal cartel practices in the following cartels: bromine (1885-1895), cement (1922-1962), diamonds (1870s-1970s), ocean shipping (1870-1924), oil (1871-1874), potash (1877-1897), and European steel (1926-1939).
  3. Spagnolo (2008) provides an extensive review of literature on leniency in collusion.



without effort on concealment, as the firm that deviates saves effort costs associated to concealment (a deviant that applies for leniency has no incentives to devote costly effort to concealment).

The paper continues as follows. In Section 2, I provide a brief description of the related literature. In Section 3, I set up the model. In section 4, I solve it without effort on concealment (benchmark case), and in Section 5, I solve it with effort on concealment. In Section 6, I discuss the implications of a fine increase on deterrence and on firms' productive efficiency. In Section 7, I analyze the welfare implications of using leniency programs. Finally, Section 8 concludes.

## II. RELATED LITERATURE

This paper is closely related to studies on collusion that analyze productive inefficiencies created by antitrust policies. Aubert, Kovacic & Rey (2006) show that whistle-blowing programs improve the deterrence effect of high fines, but that, however, may induce (i) cartel firms to bribe informed employees and hold their under-performance to avoid possible crime reports, and (ii) non-cartelized firms to deter good cooperation between them when this can not be distinguished from the type of communication involved in price-fixing agreements. Therefore, although these programs can improve deterrence, they can also reduce the productive efficiency of surviving cartels and of non-cartelized firms.

Within a principal-agent model, Aubert (2009) achieves this result for individual leniency programs. Under the assumption that competition requires less managerial effort than collusion, and this, in turn, less than deviation, a manager that privately chooses market conduct and productivity-enhancing effort may opt for an anti-competitive conduct to save costly effort. With the same logic, a manager that fixes price is highly tempted to deviate from the price agreement. Thus, to avoid cartelization or, under collusion, to prevent deviation, shareholders provide the manager with weak incentives to exert effort. In this context, individual leniency raises the costs of inducing collusion; but also makes it more likely the payment of informational rents and the request of inefficient effort levels when it is desired to induce competition. Therefore, while individual leniency contributes to deterrence, it also tempts competition-prone shareholders to induce collusion rather than competition. Regardless of the market conduct, productive efficiency is not achieved.

Similar to Aubert (2009), I also get into the firm's 'black-box' to analyze how the antitrust policy distorts the decision problem of those who decide on the behavior of the firm. However, the mechanism in this paper is different to that in Aubert. While Aubert focuses the analysis on how the antitrust policy can distort the agency problem of a principal and its subordinate, I focus the analysis on how the antitrust policy can distort firms' interest in productive efficiency with respect to that in concealment.

A key element in my framework is the possibility of destroying evidence of collusion. Aubert et al. (2006) suggest that firms keep evidence of the cartel if they fear that rivals will apply for leniency. Jellal & Souam (2004) point to firms' interest in keeping evidence taking into consideration that concealment is costly and negatively related to the inspector's performance. The higher the cost of effort devoted to concealment or the lower the inspector's effort devoted to discovering evidence, the more the evidence that firms prefer to keep. Following Jellal et al. (2004), I consider costly concealment as the driving force behind the keeping of evidence of the cartel. However, I assume that concealment can create productive inefficiencies by making use of effort previously devoted to production. This trade-off explains why firms keep cartel evidence in the absence of leniency programs or underperformance of the inspectors.

Other key element in my framework is the endogeneity of the probability of detection. Jellal et al. (2004) consider the probability of detection endogenous to the firms' and the inspector's efforts devoted to hide and discover collusion, respectively. Harrington (2004 and 2005) considers the probability of detection endogenous to current and previous periods' prices, since he assumes that anomalous price movement make customers and the AA suspicious that a cartel is operating. Harrington & Chen (2005) extends these works to leniency programs. Similar to the probability of detection, the probability of paying penalties is endogenous to the cartel firms' perception regarding the severity of the antitrust policy, Harrington & Chang (2009), and on the AA's resources devoted to prosecute and convict discovered cartels, Harrington (2011).

This paper is in line with those that consider the probability of detection endogenous to the firm's behavior, and not to that of the AA. The novelty of my work lies in the productive inefficiencies associated to concealment and, through this, to the antitrust policy. This is captured in the fact that firms' will-

ingness to sacrifice productive efficiency in favor of concealment increases with the severity of the antitrust policy.

This paper is also related to the literature on the impact of leniency programs in antitrust enforcement. Two main results stand out in this literature. First, high amnesties, and particularly total amnesty, improve deterrence by making self-reporting attractive and, therefore, inducing cartel members to defect and report, Motta & Polo (2003), Aubert et al. (2006), Chen & Rey (2007), Harrington (2008), among others. Second, low and intermediate amnesties may have a perverse effect on deterrence: when self-reporting becomes attractive, the threat of self-reporting to punish an agent that did not behave as agreed upon by the cartel may also become credible, and can be used by smart wrongdoers to enforce cartels that would not be sustainable in the absence of this threat, Spagnolo (2000), Buccirosi & Spagnolo (2001 and 2006). Regarding leniency, my paper has a very specific objective: whether a generally accepted leniency program distorts cartel firms' effort allocation, and if so, what implication does it have on firms' productive efficiency. To the best of my knowledge, this question has not been explored in the literature before.<sup>4</sup>

Finally, this paper also addresses the issue of antitrust policies with perverse effects, i.e., antitrust policies that contribute to cartel sustainability rather than to deterrence. Spagnolo (2000) and Buccirosi & Spagnolo (2001 and 2006) emphasize the perverse effect of leniency programs in deterrence. Harrington (2004, 2005) shows how a fine increase can (negatively) affect profits from deviation more than the net value of future profits from collusion, facilitating collusion (i.e., relaxing the incentive compatibility constraint of the cartel). Similarly, I show perverse effects from an antitrust policy that distorts profits from deviation more than those from collusion, facilitating collusion.

### III. THE MODEL

Consider an economy with a continuum of industries. In each industry, there are two firms producing perfect substitutes and there is an inelastic demand for two units with reservation price  $v$  I assume  $v \sim U [\underline{v}, \bar{v}]$ . Firms maximize profits over an infinite time horizon with constant discount parameter  $\delta$ . To this end, they compete or collude on prices.

---

4. For a generally accepted leniency program I consider a program that offers amnesty to the first informant firm for its full collaboration in the detection of the cartel.

To produce, firms have a fixed marginal cost  $\beta$ , which can be privately reduced for the current period through effort devoted to productive efficiency  $a_i \geq 0$ ,  $i = 1, 2$ . I set firm's marginal cost  $c_i = \beta - a_i$ .

The market demand goes to the lowest priced firm or, in case of a price tie, to the firm with the lowest production cost. Under a price tie and equal production costs, firms equally split demand.

Collusion requires communication, which constitutes hard evidence for cartel detection. Evidence lasts for one period and can be discovered by the AA during an inspection. However, firms can privately destroy some of evidence through costly effort and, consequently, reduce the likelihood of finding evidence in an inspection.

To model this, I set the probability of finding cartel evidence in an inspection to firm  $i$ :  $e^{-z_i}$ ,  $i = 1, 2$ , where  $z_i \geq 0$  is firm  $i$ 's effort devoted to concealment. The higher is this effort, the lower is the probability of finding cartel evidence in an inspection to a firm.

Effort is costly. I set the firm's effort disutility function as  $(a_i + z_i)^2 / 2$ . This specification for the disutility of effort follows Holmstrom & Milgrom (1991) and is common in multitask analyses. It is consistent with the view that efforts are technological substitutes and that disutility depends on total effort (not on the firm's effort allocation).<sup>5</sup>

To fight cartels, the AA has two instruments, fines and inspections. Both instruments are specific to firms, which implies: (i) in a single period, the AA can inspect either firm  $i$ , or firm  $j$ , or both firms, and (ii) under detection, each firm pays a fine  $F$ .

I assume that the probability of an inspection to a firm, denoted by  $\rho \in [0, 1]$ , is exogenously given. Hence, the cartel probability of detection is:

$$h(z_1, z_2 | \rho) = \rho (e^{-z_1} + e^{-z_2}) - \rho^2 e^{-z_1} e^{-z_2}$$

There is cartel detection if the AA finds evidence after inspecting one or both of the firms.

---

5. For the effort allocation to be also relevant, one can introduce a weighting parameter  $\mu \in \mathfrak{R}_0^+$  such that  $[(a_i + \mu z_i)^2] / 2$ . The assumption of  $\mu = 1$  affects the degree of substitution between efforts, but in no case restricts the results of the paper.

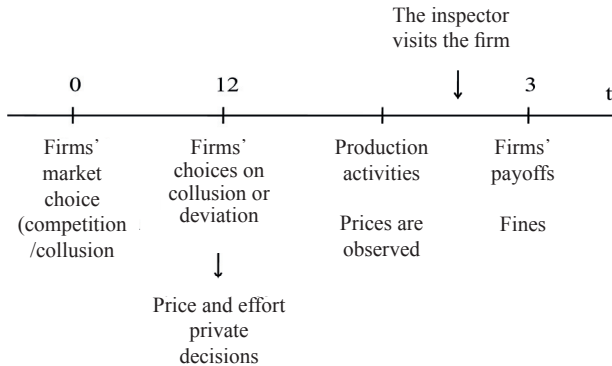
Note that each firm’s effort devoted to concealment creates a positive externality to rivals by reducing the cartel probability of detection. The lower is  $z_i$ , the higher is the externality that firm  $i$  perceives from an additional unit of  $z_j$  ( $\frac{\partial^2 h}{\partial z_i \partial z_j} < 0$ ).

The timing of the game is as follows. At stage 0, firms choose whether to collude or compete. If one firm chooses to compete, competition takes place and the game ends. If, instead, there is an agreement on collusion, at stage 1, firms decide whether to follow the price agreement or to deviate. Under deviation, the deviant either slightly reduces price, or increases effort devoted to productive efficiency, or both. In this way, it gets all demand.

At stage 2, effort, production and price decisions are executed and the rival’s price is observed. Also, inspections take place. At stage 3, firms get their payoffs from sales. Under cartel detection, firms pay a fine  $F$  and the game starts again from stage 0. If the cartel is not detected, but one firm has deviated, a punishment phase takes place. Finally, if none of the firms have deviated and the cartel is not detected, the game repeats itself from stage 1.

In this setup, firms make simultaneous pricing and effort decisions in every period  $t$ . With an infinite horizon, firm  $i, i = 1, 2$ , chooses prices  $p_{it} \in [0, v]$  and efforts  $a_i, z_i \in [0, 1]$ , in every  $t, t = 1, 2, \dots, \infty$ .<sup>6</sup>

**Figure 1: Time-structure of the model**



6. Latter in the model it is shown how effort  $z_i$  is particularly relevant under deviation: since under deviation the deviant produces more units than under collusion, it has incentives to substitute effort devoted to concealment for effort devoted to production. The firm that follows the cartel agreement, instead, faces no distortion on its effort decision rule. Hence, under deviation the probability of cartel detection can be higher than under collusion; this issue will be a key issue for cartel sustainability. This is explained in detail in next sections.

Under collusion, price choices at date  $t$  depend on the history of previous sales, so that  $p_{it}$  depends on  $Hit = (q_{i1}; q_{i2}; \dots; q_{i,t-1})$ ,  $i = 1, 2$ . The rationale behind this rule goes as follows: under collusion firms charge the same price and split the demand in halves,  $q_i = 1$ ,  $i = 1, 2$ .<sup>7</sup> Thus, for a firm, no sales implies that the rival deviated (in price, in effort or in both). Therefore, the strategy under collusion for firm  $i$  is to initially price at the agreed price  $p^c$  (the price under collusion) in period 1 and to continue pricing according to:

$$p_{it} = p^c \quad \text{if } : q_i^\tau = 1 \quad \forall \tau \in \{1, \dots, t-1\}, j = \{1, 2\}$$

as long no firm has deviated from this path. If a firm has deviated, there is a reversion to the single-period Nash equilibrium strategy of pricing, since Nash reversion can assure zero profits for the deviant.

In the one-shot game, firms choose price and effort devoted to productive efficiency to maximize current profits:

$$\Pi_i = [p_i - (\beta - a_i)] q_i - \frac{a_i^2}{2}$$

**Proposition 1:** *There exists a one-shot game Nash equilibrium in which one firm obtains zero profits.*

In the one-shot game there is a pure strategy equilibrium in weakly dominated strategies that yields zero profits for both firms. Also, there are undominated mixed-strategy equilibria that yield zero profits for one firm and positive profits for the other. Since at the static Nash equilibrium there is at least one firm that obtains zero profits, Nash reversion in which the deviant obtains zero profits constitutes an optimal penal code.

#### IV. COLLUSION WITHOUT EFFORT ON CONCEALMENT

Without effort on concealment, the probability of finding cartel evidence in an inspection to a firm is 1. Therefore, the cartel probability of detection is exogenously determined as a function of  $\rho$ :  $h^B = 2\rho - \rho^2$ .

The firm's problem is to choose price and effort to maximize:

$$\Pi_i = [p_i - (\beta - a_i)] q_i - \frac{a_i^2}{2} - F\rho(2 - \rho)$$

---

7. The decision rule of splitting the market in halves is standard in models of collusion with asymmetric firms and without transfers in the price agreement.

The first term is the firm's payoff from production and the second and third ones its costs associated to effort and to detection, respectively.

Taking partial derivative with respect to  $a_i$  and solving:  $a_i = q_i, i = 1, 2$ .

Regarding price, under collusion firms charge the same price and split the demand in halves:  $p_i = p^c$  and  $q_i^c = 1, i = 1, 2$ . Thus, in each period, firms make one unit of effort ( $a_i^c = 1$ ) and obtain profits:

$$\Pi_i^c = p^c - \beta + \frac{1}{2} - F\rho(2 - \rho)$$

If a firm decides to deviate, it either slightly reduces its price, or increases its effort devoted to productive efficiency (to reduce marginal costs), or both. In this way, it gets all demand. A price reduction does not have side effects on firm's efficiency, however the increase of effort on productive efficiency does it. Thus, to maximize profits, a deviant always reduce its price slightly and chooses the effort level  $a^d$  that maximizes the current value of profits from deviation. Assuming firm  $i$  deviates:<sup>8</sup>

$$a_i^d = \arg \max \left\{ 2 [ p^c - (\beta - a_i) ] - \frac{a_i^2}{2} - F\rho(2 - \rho) \right\} = 2$$

Under deviation, the firm behaves as an efficient monopolist: it devotes two units of effort to produce the two units of the good that the market demands. Profits from deviation are:

$$\Pi_i^d = 2(p^c - \beta) + 2 - F\rho(2 - \rho)$$

in the current period, and zero thereafter.

#### IV.1 Cartel's Sustainability

Collusion is sustainable as long as firms have no incentives to deviate, i.e., when the current gains from deviation (G) are no greater than the present value of net future profits from collusion.

$$(ICC) \quad G = \Pi^d - \Pi^c \leq \frac{\delta}{1 - \delta} \Pi^c \quad (1)$$

---

8. Since the optimal penal code yields zero profits for the deviant forever after deviation, the current value of total profits from deviation equates current profits from deviation:

$$\pi_i^d + \delta 0 + \delta^2 0 + \delta^3 0 + \dots = \pi_i^d$$

In this model:

$$p^c - \beta + \frac{3}{2} \leq \frac{\delta}{1 - \delta} \left[ p^c - \beta + \frac{1}{2} - F\rho(2 - \rho) \right]$$

For  $\delta > \frac{1}{2}$ , a price increase relaxes ICC, which implies that firms always charge the reservation price under collusion,  $p_c = v$ .<sup>9</sup> Prices lower than  $v$  make collusion harder to sustain, and prices higher than  $v$  would imply no sales. So, collusion is sustainable if and only if it is sustainable at price  $v$ . Along the paper I assume  $\delta > \frac{1}{2}$ .<sup>10</sup>

Solving for  $v$  in ICC:

$$v \geq v_1 = \beta + \frac{\frac{3}{2} - 2\delta + \delta\rho(2 - \rho) F}{(2\delta - 1)} \quad v_1 \in [v, \bar{v}]$$

**Proposition 2:** *(Without effort on concealment) There exists  $v_1 \in [v, \bar{v}]$  such that collusion is sustainable in all industries with high enough reservation price,  $v \geq v_1$ .  $v_1$  is increasing in  $F$  and  $\rho$ .*

From the AA's point of view,  $v_1$  states the effectiveness of the antitrust policy to deter cartels: an increase in the fine and/or in the likelihood of an inspection raises the threshold parameter  $v_1$ , making collusion harder to sustain.

## V. COLLUSION WITH EFFORT ON CONCEALMENT

Allowing for effort on concealment, the firm's problem is to choose price and effort levels that maximize:

$$\Pi_i = [p_i - (\beta - a_i)] q_i - \frac{(a_i + z_i)^2}{2} - F\rho [(e^{-z_i} + e^{-z_j}) - \rho e^{-z_i - z_j}]$$

Taking partial derivative with respect to efforts, at the interior solution it holds:

$$a_i + z_i = q_i \tag{2}$$

$$q_i = F\rho e^{-z_i}(1 - \rho e^{-z_j}) \tag{3}$$

---

9. The partial derivative of  $G$  (LHS of equation (1)) with respect to  $p^c$  is given by:  $\partial G/\partial p^c = 1$ . On the other hand, the partial derivative of the present value of net future profits from collusion (RHS of equation (1)) with respect to  $p^c$  is:  $\delta/1-\delta$ . For a price increase ( $\Delta p^c > 0$ ) to relaxes ICC it must be true that  $\partial G/\partial p^c = 1 \leq \delta/(1-\delta) = \partial[\delta/(1-\delta)]/\partial p^c$ , which is true for  $\delta \geq 1/2$ .

10. Otherwise, collusion is not profitable.  $\delta > 1/2$  is the standard level of patient assumed in models of collusion.



Equations (2) and (3) characterize firm's optimal behavior under both collusion and deviation. Equation (2) states that, for the same level of production, an increase in effort devoted to productive efficiency must be compensated with an equal reduction in effort devoted to concealment. Equation (3) states that  $z_i$ 's marginal benefits to  $i$ 's profits (LHS) must equate its marginal costs in terms of changes in the cartel probability of detection (RHS). The latter should be interpreted as follows: a reduction in  $z_i$  implies additional benefits for firm  $i$  due to more effort devoted to productive activities (higher  $a_i$ ) equal to  $q_i$ , however it also implies a reduction in benefits of  $F\rho e^{-z_i}(1-\rho e^{-z_j})$  due to a higher cartel probability of detection.

$$\text{Rewriting (3): } R_i(z_j) = -\ln \left[ \frac{q_i}{F\rho(1-\rho e^{-z_j})} \right] \quad (4)$$

Equation (4) is an effort reaction curve. It represents each firm's effort devoted to concealment in terms of the rival's effort devoted to concealment.<sup>11</sup> Particularly, the higher is the rival's effort devoted to concealment, the higher is the own effort devoted to this activity too. To see this, assume that  $j$  increases its effort on concealment. Immediately, the cartel probability of detection decreases distorting  $i$ 's equilibrium condition: now,  $i$ 's marginal utility from effort devoted to concealment is lower than its marginal cost. Hence, to restore equilibrium,  $i$  increases its effort devoted to concealment.<sup>12</sup>

Regarding antitrust parameters:  $R_i(z_j)$  is upward sloping in  $F$  and in  $\rho$ . The more severe is the antitrust policy, the more incentivized is the firm to conceal evidence, and thus the higher is the firm's effort devoted to this activity. Regarding firm's market share:  $R_i(z_j)$  is downward sloping in  $q_i$ . The higher is the level of production, the lower is the firms's willingness to devote effort to concealment, as higher market shares makes concealment relatively less important with respect to productive efficiency.

Under collusion, firms charge the same price and split demand in halves. Setting  $q_i^c = 1$  in equations (2) and (4), reaction curves  $R_1(z_2)$  and  $R_2(z_1)$

11. Using equation (2), one can rewrite equation (4) in terms of efforts devoted to productive efficiency.

12. Analytically, for the same level of production ( $dq_i = 0$ ), an increase in  $z_j$  ( $dz_j > 0$ ) implies:

$$dq_i = -F\rho e^{-z_i} [(1-\rho e^{-z_j})dz_i + \rho d(e^{-z_j})] = 0$$

where  $d(e^{-z_j}) < 0$ . Solving for  $dz_i$ :

$$dz_i = -\frac{\rho d(e^{-z_j})}{1-\rho e^{-z_j}} > 0$$

have a unique intersection point, that is on the 45 line. Therefore, there exists a unique interior solution:<sup>13</sup>

$$z_i^c = 1 - a_i^c = -\ln \left[ \frac{F - \sqrt{F^2 - 4F}}{2F\rho} \right] \tag{5}$$

*Lemma 1: Under collusion,  $a_i^c + z_i^c = 1$ , and there exist  $F_0$  and  $F_1$ , where  $F_0 < F_1$ , such that: for  $F < F_0$ , all effort is allocated to productive efficiency ( $a_i^c = 1$ ), and for  $F > F_1$ , all effort is allocated to concealment ( $z_i^c = 1$ ). For  $F \in (F_0, F_1)$ , effort is allocated partially to each activity as determined by (5), thus  $a_i^c, z_i^c \in (0,1)$*

For  $F < F_0$ , productive efficiency is the relatively more important activity, thus firms allocate all effort to it. However, as fines go up, the relative importance of concealment increases, such that for  $F \in (F_0, F_1)$ , firms find it profitable to allocate effort among both productive efficiency and concealment: the higher the fine and/or the probability of inspection, the more biased the firms' effort allocation towards concealment. Finally, for  $F > F_1$ , concealment is the relatively more important activity, and thus firms allocate all effort to it.

The critical fine value  $F_0$  is downward sloping in  $\rho$ : the higher is this probability, the higher is the relative importance of concealment with respect to productive efficiency, and therefore the lower is the critical fine value at which firms find it profitable to devote effort to concealment.<sup>14</sup>

If firm  $i$  decides to deviate, it slightly reduces price to get all demand ( $q_i = 2$ ), and redetermines effort allocation considering that its rival follows the price agreement ( $q_j = 0$ ).<sup>15</sup> Setting  $q_i = 2$  in equations (2) and (4), Lemma 2 follows immediately:

13. To assure a solution in the set of rational numbers, I assume  $F > E = 4$ . This assumption is purely numerical and does not restrict the results of the paper.

14. Actually, both of the critical fine values,  $F_0$  and  $F_1$ , are downward sloping in  $\rho$ :

$$F_0 \begin{cases} \frac{1}{\rho(1-\rho)} & \text{if } \rho \leq \frac{1}{2} \\ 4 & \text{if } \rho > \frac{1}{2} \end{cases} \qquad F_1 = \frac{1}{\rho e^{-1} (1 - \rho e^{-1})}$$

15. As discussed in the benchmark case, firm  $i$  can deviate with a slight reduction in price, an increase in effort devoted to productive efficiency, or both. In this way it gets all demand. However, while a price reduction does not alter  $i$ 's productive efficiency, an increase of effort on productive efficiency does it. Thus, to maximize profits from deviation, the firm always reduces price. Whether it also increases effort devoted to productive efficiency depends on the antitrust parameters  $\rho$  and  $F$

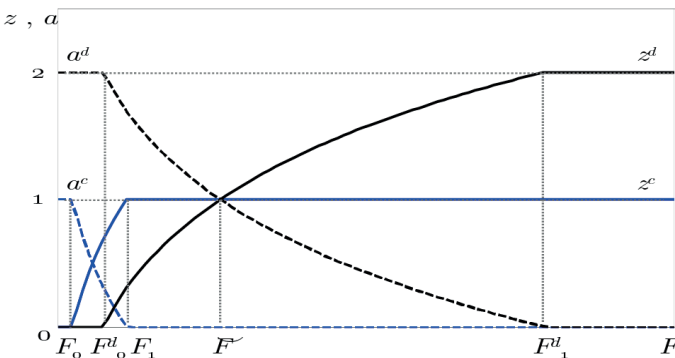
*Lemma 2: (Assume firm  $i$  deviates) Under deviation  $a_i^d + z_i^d = 2$ , and there exist  $F_0^d$  and  $F_1^d$ , where  $F_0 < F_0^d < F_1 < F_1^d$  such that: for  $F_0 < F_0^d$ , firm  $i$  allocates all effort to productive efficiency ( $a_i^d = 2$ ), and for  $F > F_1^d$ , to concealment ( $z_i^d = 2$ ). For  $F \in (F_0^d; F_1^d)$ , it allocates effort partially to each activity as determined by  $R_i(z_i^f | q_i = 2)$ , thus  $a_i^d; z_i^d \in (0, 2)$ .*

Critical fine values  $F_0^d$  and  $F_1^d$  are downward sloping in  $\rho$ .<sup>16</sup>

Notice that firms allocate effort under deviation similarly than under collusion: all effort is allocated to productive efficiency when fines are low, but as fines go up it is reallocated from productive efficiency to concealment.

However, the critical fine value at which the firm finds it profitable to devote effort to concealment is higher under deviation,  $F_0 < F_0^d$ . In this the key issue is that under deviation there are produced more units of the good, and so that the opportunity cost of devoting effort to concealment is higher for a deviant. Indeed, for  $F \in (F_0; F_0^d)$  while the firm that follows the price agreement finds it profitable to devote effort to concealment, the deviant does not; this still prefers to devote effort to productive efficiency. For the same logic, for  $F \in (F_1; F_1^d)$  the deviant finds it profitable to devote some effort to productive efficiency, while the firm that follows the price agreement does not. Notice that for these fine values further reductions in the cartel probability of detection depend exclusively on the deviant. (Figure 2).

Figure 2



Firm's effort allocation under collusion ( $a^c, z^c$ ) and under deviation ( $a^d, z^d$ ) in terms of  $F$ , for  $\rho < 1/2$ . Effort devoted to productive efficiency in dashed lines and effort devoted to concealment in solid lines.

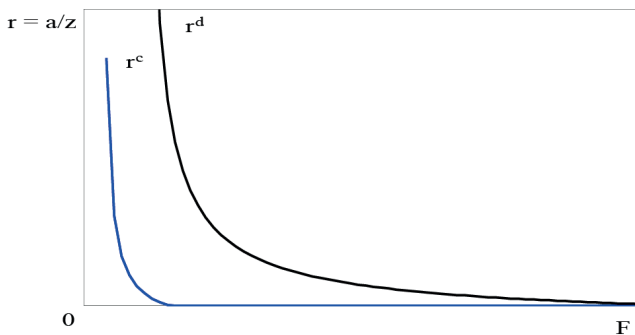
16.  $F_0^d = \frac{4}{\rho(2-\rho)}$  and  $F_1^d = \frac{4}{\rho e^{-2}(2-\rho e^{-2})}$ .

Two final comments are in order. First, for  $\hat{F} = \frac{2}{e^{-1}\rho(1-e^{-1}\rho)} \in (F_1, F_1^d)$ , efforts devoted to concealment under collusion and under deviation are equal,  $z_i^d = z_j^c = 1$ . Hence, the corresponding probabilities of cartel detection are equal as well,  $h^d = h^c$ . For  $F < \hat{F}$  there is more effort devoted to concealment under collusion, and for  $F > \hat{F}$  this is so under deviation. Thus:

*Corollary 1: There exists  $\hat{F} \in (F_1; F_1^d)$  such that:  $z_i^d > z_j^c$  if and only if  $F > \hat{F}$ . Hence, for  $F > \hat{F}$ , the cartel probability of detection following a deviation is lower as compared to when no deviation has taken place. Otherwise, the opposite holds.*

The second comment refers to firm's productive efficiency under collusion and under deviation. Firm's relative productive efficiency following a deviation is higher as compared to when no deviation has taken place. To see this, define the ratio of effort devoted to productive efficiency over effort devoted to concealment:  $r^c = a_i^c/z_i^c$ , under collusion, and  $r^d = a_i^d/z_i^d$ , under deviation. These ratios lie in  $\mathbb{R}_0^+$  and are decreasing and convex in  $F$ . Then, the higher the fine, the more biased the firm's effort allocation towards concealment. But, they are not equal:  $r^d \geq r^c$ , as under deviation more units of the good are produced and, thus, each unit of effort devoted to productive efficiency is more valued than that under collusion. Thus, the deviant's relative productive efficiency is higher than (or equal to) that of the firm that follows the price agreement. (Figure 3).

**Figure 3**



Firm's ratio of effort devoted to productive efficiency over effort devoted to concealment, in terms of  $F$ .  $r^c$  and  $r^d$  denote ratios under collusion and deviation, respectively.

## V.1 Cartel's Sustainability

Effort on concealment does not affect the previous result that states that collusion is sustainable if and only if it is sustainable at the reservation price,  $p^c = v$ .<sup>17</sup> However, it affects the result that an increase in  $F$  or  $\rho$  always improves deterrence. To see this, recall *ICC*:

$$G \leq \frac{\delta}{1 - \delta} \Pi^c$$

For the benchmark case (without effort on concealment), an increase in  $F$  or  $\rho$  reduces firm's profits through higher expected detection costs. This profit loss is independent of whether the firm follows the price agreement or deviates, as the cartel probability of detection is exogenous to the firm's effort allocation. Therefore, whereas a more severe antitrust policy reduces the *RHS* of *ICC*, it does not affect the *LHS*. As a direct consequence, the more severe the antitrust policy, the fewer the number of cartels.

Allowing for effort on concealment, an increase in  $F$  or  $\rho$  affects firm's profits in two ways: directly through higher expected detection costs, and indirectly through a distortion in the effort allocation. The magnitude of these two effects depends on whether the firm follows the price agreement or deviates (Lemmas 1 and 2). Thus in this context, both the profits from collusion and the gains from deviation depend on  $F$  and  $\rho$ . Whether a more severe antitrust policy improves deterrence depends on how it distorts the gains from deviation (in sign and magnitude) in comparison to how it distorts the expected profits from collusion.

In what follows, I analyze in detail the endogenous nature of the gains from deviation with respect to fines. On the basis of this analysis, the global implications of a fine increase on deterrence follow immediately.

*Endogenous gains from deviation:* assume firm  $i$  deviates. A fine increase distorts  $i$ 's gains from deviation as follows:

$$\frac{\partial G}{\partial F} = \underbrace{(h^c - h^d)}_{\text{Direct Effect}} + \underbrace{\left( 2 \frac{\partial a_i^d}{\partial F} - F \frac{\partial h^d}{\partial F} \right) - \left( \frac{\partial a_j^c}{\partial F} - F \frac{\partial h^c}{\partial F} \right)}_{\text{Indirect Effect}} \quad (6)$$

17. Since the price under collusion does not depend on firms' effort allocation, whether firms devote effort on concealment (and how much effort they devote to it) does not distort the previous result that a price increase relaxes *ICC*.

Equivalently:

$$\frac{\partial G}{\partial F} = \underbrace{(h^c - h^d)}_{Direct\ Effect} + F \underbrace{\frac{\partial z_j^c}{\partial F} \left( \frac{\partial h^c}{\partial z_j^c} - \frac{\partial h^d}{\partial z_j^c} \right)}_{Indirect\ Effect} \quad (7)$$

The *direct effect* shows the effect of a fine increase on  $G$  from different probabilities of cartel detection under collusion and deviation. For  $F < F_0$ , this effect is zero: when fines are low, all effort is devoted to productive efficiency under both collusion and deviation; thus  $h^c = h^d = h^B = 2\rho - \rho^2$ . For  $F \in (F_0; \hat{F})$ , this effect is negative because there is more effort devoted to concealment under collusion and, consequently, the cartel probability of detection is lower then,  $h^c < h^d$ . However this argument is reversed for  $F > \hat{F}$ , and the direct effect is positive,  $h^c > h^d$ .

The *indirect effect* shows the effect of a fine increase on  $G$  from different reallocations of effort under collusion and under deviation. This is clearly stated in (6): following a fine increase, firms may find it convenient to reallocate effort from productive efficiency to concealment; this effort reallocation depends on whether the firm follows the price agreement or deviates (Lemmas 1 and 2).

Taking into account forthcoming discussions in this paper, I find it more appropriate to analyze the *indirect effect* as stated in equation (7). The key element behind this formulation is that each firm determines its own, but not the rival's, effort allocation. This implies that, following a fine increase, each firm reallocates effort from productive efficiency to concealment so as to equate the (own) profit losses from a lower productive efficiency to the (own) profit gains from a lower probability of detection, given a rival that follows the price agreement. This effort reallocation has zero algebraical counterpart in profits (thus it is not seen in (7)). Yet, firms' profits alter, as the rival's reallocation of effort creates externalities. This is what (7) states.<sup>18</sup>

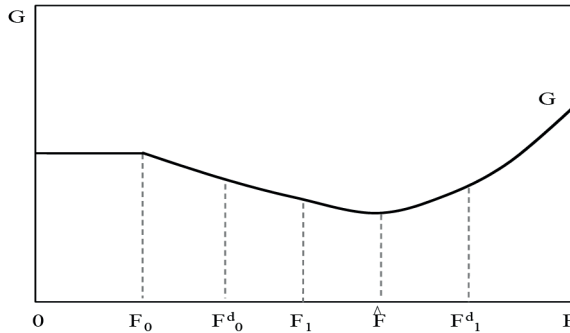
---

<sup>18</sup> Technically, since: (i)  $\frac{\partial a_i}{\partial F} = -\frac{\partial z_i}{\partial F}$ , and (ii)  $\frac{\partial h}{\partial F} = \frac{\partial h}{\partial z_i} \frac{\partial z_i}{\partial F} + \frac{\partial h}{\partial z_j} \frac{\partial z_j}{\partial F}$ , the indirect effect associated to deviation in (6) is:

$$2 \frac{\partial a_i^d}{\partial F} - F \frac{\partial h^d}{\partial F} = -\frac{\partial z_i^d}{\partial F} \underbrace{\left( 2 + F \frac{\partial h^d}{\partial z_i^d} \right)}_0 - F \frac{\partial h^d}{\partial z_j^c} \frac{\partial z_j^c}{\partial F} = -F \frac{\partial h^d}{\partial z_j^c} \frac{\partial z_j^c}{\partial F}$$

(continued on next page)

Figure 4



With effort on concealment, for  $F > F_0$ , the gains from deviation are U-shaped in  $F$ , with a minimum at  $\hat{F}$ .

Note that under both collusion and deviation, the 'rival firm' follows the price agreement, thus the indirect effect highly depends on  $\partial z_j^c / \partial F$ .

For  $F < F_0$ , the firm that follows the price agreement finds fines too low to worry about. Thus, the indirect effect is zero. For  $F > F_1$  the indirect effect is zero too, but for a different reason: for  $F > F_1$ , fines are so high that the firm has already allocated all its effort to concealment. What if  $F \in (F_0, F_1)$ ? For intermediate fine values, a fine increase induces the firm to reallocate effort from productive efficiency to concealment,  $(\partial z_j^c / \partial F) > 0$ . As a whole, the indirect effect is negative, as  $\partial h / \partial z_i$  is downward sloping in the total effort devoted to concealment, which is higher under collusion  $(\partial h^d / \partial z_i^d) > (\partial h^c / \partial z_i^c)$ .

*Lemma 3: With effort on concealment:*

- (i) for  $F < F_0$ , the gains from deviation are independent of  $F$ , and are equal to those for the benchmark case, and
- (ii) for  $F > F_0$ , the gains from deviation are U-shaped in  $F$ , with a minimum at  $\hat{F}$ .

---

18. (continued from last page) In the *RHS*, the first term is zero, as in brackets there is the equilibrium condition (3). The second term is the change in profits that the deviant obtains from a change in the rival's effort allocation. One can obtain the *indirect effect* associated to collusion analogously. In this way, the *indirect effect* can be written as:

$$F \frac{\partial z_j^c}{\partial F} \left( \frac{\partial h^c}{\partial z_j^c} - \frac{\partial h^d}{\partial z_j^c} \right)$$

which is what equation (7) states.

One final comment related to the negative slope of  $G$  with respect to  $F$ : for  $F \in (F_0; F_0^d)$ , a fine increase induces both firms to reallocate effort under collusion, whereas it does so to only one firm under deviation (the one that follows the price agreement). Therefore, the negative effect of a fine increase on profits is less mitigated under deviation. In other words, a fine increase reduces more profits from deviation. This effect gets stronger as  $\rho$  increases, i.e., the higher the  $\rho$ , the higher the expected detection costs perceived by the deviant.

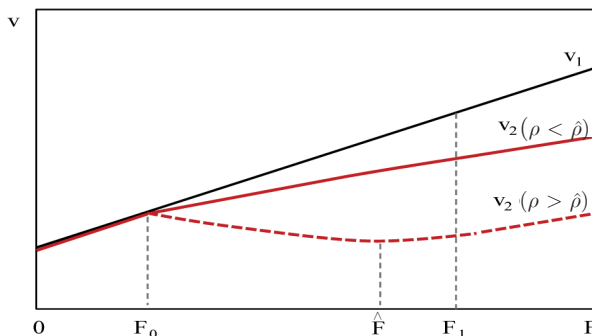
*Corollary 2: For  $F \in (F_0; F_0^d)$ , the higher the  $\rho$ , the higher the reduction in  $G$  that follows from a fine increase.*

Solving for  $v$  in ICC, and given Lemma 3 and Corollary 2:

*Proposition 3: (With effort on concealment) There exist  $v_2 \in [v; \bar{v}]$ ,  $\hat{\rho} \in [0; 1]$  and  $\hat{F} \in (F_0; \hat{F})$ , such that collusion is sustainable in all industries with  $v > v_2$ , and: (i) for  $\rho < \hat{\rho}$ ,  $v_2$  is upward sloping in  $F$ , thus a fine increase improves deterrence. (ii) for  $\rho > \hat{\rho}$ ,  $v_2$  inherits the U-shaped form of  $G$  with respect to  $F$ : for  $F \notin (F_0, \hat{F})$ ,  $v_2$  is upward sloping in  $F$ , and a fine increase improves deterrence. Otherwise,  $v_2$  is downward sloping in  $F$ , and a fine increase facilitates collusion.*

While for low fine values ( $F < F_0$ ) a fine increase reduces the present value of net future profits from collusion, for high fine values ( $F > F_0$ ) the same policy also distorts the gains from deviation. As a result, there is a deterrence improvement following a fine increase for  $F > F_0$ , but not necessarily for higher values of the fine.

**Figure 5**



With effort on concealment, collusion is sustainable in all industries with  $v > v_2$ .



Points (i) and (ii) in Proposition 3 state how in this latter case the policy effect on deterrence depends on the values of  $F$  and  $\rho$ . Briefly, there are two possible scenarios: one for  $F \in (F_0, \hat{F})$  and another for  $F > \hat{F}$ . For  $F \in (F_0, \hat{F})$  a fine increase reduces the present value of net future profits from collusion and also the gains from deviation. The magnitude of the latter effect depends on  $\rho$ , and so also does so the final impact of the policy on deterrence. Particularly, for  $\rho > \hat{\rho}$  the reduction in the gains from deviation is higher than that observed for the present value of net future profits from collusion; and hence collusion is facilitated. The opposite holds for  $\rho < \hat{\rho}$ , and a deterrence improvement follows a fine increase. Alternatively, suppose that  $F > \hat{F}$ : a fine increase reduces the present value of net future profits from collusion and increases the gains from deviation. Both effects work together to improve deterrence.

Let me stress the perverse effects that Proposition 3 states for intermediate values of the fine: when the probability of inspection is high ( $\rho > \hat{\rho}$ ), the threshold price  $v_2$  inherits the U-shaped form of  $G$  with respect to  $F$ . In this case, the deviant is severely affected by a fine increase; so severely that collusion is facilitated.

Finally, it is important to mention that the threshold price  $v_2$  lies below that for the benchmark case,  $v_2 \leq v_1$ . By a revealed preference argument, if it were not the case, firms would not have chosen to devote effort to concealment in the first place.

*Corollary 3: For  $F = F_0$ ,  $v_2 = v_1$ , and for  $F > F_0$ ,  $v_2 < v_1$ .*

## VI. SOCIAL WELFARE

In this economy demand is perfectly inelastic, thus welfare depends exclusively on whether production is efficient. In other words, collusion creates an efficiency loss if and only if the good is inefficiently produced as compared to when competition takes place. Under competition only one firm serves demand, devoting as much effort to productive efficiency as output produced (the rival does not produce, neither devotes effort to production). Thus, production is efficient if production is efficiently allocated among firms (i.e., if only one firm serves demand)<sup>19</sup> and if each firm is technologically

19. Considering total profits, the net contribution of total effort devoted to productive efficiency is higher when only one firm serves demand. (continued on next page)

efficient (i.e., if each firm devotes to productive efficiency as much effort as output privately produced). Under collusion the former condition never holds, as both firms produce. Whether the latter one holds depends on the antitrust policy: when fines are low firms are technologically efficient, but as fines go up their productive efficiency goes down.

In this setup, a fine increase can have two welfare effects. On the one side, it can increase welfare through fewer cartels. But, on the other side, it can reduce welfare through more inefficient surviving ones.

Let  $W^*$  and  $W^c$  denote the social welfare in an industry under competition and under collusion, respectively. Industries are uniformly distributed in  $[v; \bar{v}]$ , thus total welfare in this economy is:

$$W = \int_{\underline{v}}^{\underline{v}_2} W^* \frac{v}{(\bar{v} - \underline{v})} dv + \int_{\underline{v}_2}^{\bar{v}} W^c \frac{v}{(\bar{v} - \underline{v})} dv$$

Within industries, social welfare is defined as the addition of the consumer surplus (CS) and the producer surplus ( $\Pi = \Pi_1 + \Pi_2$ ). Under collusion:  $W^c = \Pi^c + R$ , as the consumer surplus is equal to the expected revenues from fines ( $CS^c = R$ ). Under competition:  $W^* = CS^*$ , as firms' profits are zero.<sup>20</sup> Therefore:

$$W = \int_{\underline{v}}^{\underline{v}_2} CS^* \frac{v}{(\bar{v} - \underline{v})} dv + \int_{\underline{v}_2}^{\bar{v}} (\Pi^c + R) \frac{v}{(\bar{v} - \underline{v})} dv$$

19.(continued from last page) To see this, assume  $F < F_0$ . For low values of the fine, total effort devoted to productive efficiency is 2 under both competition and collusion, and there is no effort on concealment under collusion. However, while under competition only one firm serves demand, under collusion demand is split in halves. In this context, when firms compete the contribution of effort to social welfare is 4 ( $a_i = q_i = 2$  and  $a_j = q_j = 0, i \neq j \Rightarrow a_i q_i + a_j q_j = 2 \times 2 = 4$ ). Under collusion, instead, the contribution of effort to social welfare is 2 ( $a_i^c = q_i^c = 1, i = 1; 2 \Rightarrow 2(a_i^c q_i^c) = 2$ ). Regarding effort costs, under competition these are 2 ( $a_i^2/2 + a_j^2/2 = 4/2 + 0/2 = 2$ ), and under collusion 1 ( $2(a_i^c)^2/2 = 2 \times 1/2 = 1$ )

Consequently, the net contribution of total effort devoted to productive efficiency under competition ( $2 = 4 - 2$ ) is higher than that under deviation ( $1 = 2 - 1$ ).

For higher values of the fine, there is less effort devoted to productive efficiency under collusion, and thus the inefficiencies associated to production are higher then.

20. In the analysis I consider competitive profits from the one-shot Nash equilibrium in pure strategies, which yields zero profits to each firm. Considering the equilibria in mixed-strategies would imply positive profits for one firm and, thus, industry profits higher than zero. For social welfare purposes, the distribution of profits between firms in an industry is irrelevant. For details on the one-shot Nash equilibria, please see the Appendix.

Taking partial derivative of  $W$  with respect to  $F$ :<sup>21</sup>

$$\frac{\partial W}{\partial F} = \frac{1}{(\bar{v} - v)} \left[ (CS^*(v_2) - \Pi^c(v_2) - R) \frac{\partial v_2}{\partial F} - 2(\bar{v} - v_2) \frac{\partial z_i^c}{\partial F} \right] \quad (8)$$

Inside brackets, the first term denotes the welfare gains/losses derived from a change in the number of competitive industries. The sign of this term depends on whether the fine increase improves deterrence or not (i.e.,  $\partial v_2 / \partial F > 0$ ). Indeed, the term  $CS^*(v_2) - \Pi^c(v_2) - R$  is strictly positive, and shows the inefficiencies created from an inefficient allocation of production under collusion (i.e., inefficiencies from having two firms producing, instead of one). Thus, if there are fewer cartels following a fine increase there is a welfare gain. If, instead, there are more cartels following a fine increase there is a welfare loss.

The second term in brackets  $\left( 2(\bar{v} - v_2) \frac{\partial z_i^c}{\partial F} \right)$  represents the welfare losses derived from less efficient cartels. Since higher fines can induce firms to reallocate effort from productive efficiency to concealment this term is non-negative.

Note that for  $F \notin (F_0, F_1)$ , the second term in (8) is zero, as a fine increase does not distort the effort allocation under collusion (Lemma 1). Thus, a fine increase improves total welfare if and only if it improves deterrence (i.e., iff the first term in (8) is positive). This result is standard in models of collusion. However, for  $F \in (F_0, F_1)$ , the second term in (8) is negative, as higher fines induce cartel firms to increase effort on concealment (Lemma 1). In this case, the final effect of a fine increase on total welfare depends on the antitrust parameters  $F$  and  $\rho$ . This result is a novelty in models of collusion.

From this discussion and Proposition 3, Proposition 4 follows immediately:

*Proposition 4: There exists  $\check{\rho} \in [0; \hat{\rho}]$ , such that,*

- (i) for  $\rho < \check{\rho}$ ,  $W$  is upward sloping in  $F$ , thus a fine increase improves total welfare.
- (ii) for  $\rho > \check{\rho}$ ,  $W$  inherits the U-shaped form of  $v_2$  with respect to  $F$ : for  $F \notin (F_0, F_1)$ ,  $W$  is upward sloping in  $F$ , and a fine increase improves total welfare. Otherwise,  $W$  is downward sloping in  $F$ , and a fine increase reduces total welfare.

Proposition 4 reinforces the perverse effects of intermediate fine levels: when fines are not high enough, a fine increase may be eventually

---

21. When taking the derivative, keep in mind that  $\frac{\partial(\Pi^c + R)}{\partial F} = -2 \frac{\partial z_i^c}{\partial F}$ , and  $\frac{\partial CS^*}{\partial F} = 0$ .

detrimental for social welfare despite of its effectiveness to deter cartels. The latter case arises when the welfare gains from fewer cartels are not high enough to compensate society for the welfare losses associated to more inefficient surviving cartels. This result strongly favors setting very large fines such that no cartel survives.

Note that this result is in line with standard literature on collusion, which favors the use of very high fines to achieve deterrence<sup>22</sup>. However, this paper suggests something else: fines and inspections are not exchangeable instruments anymore. Indeed, increasing one of these instruments may have negative consequences on the other instrument's impact on deterrence, firm's productive efficiency and, ultimately, social welfare. Thus, the general recommendation is that the antitrust policy should be carefully designed, pushing crime detection too much with a single instrument may be detrimental for deterrence and social welfare.

## VII. LENIENCY PROGRAMS

Consider a leniency program that offers a fine amnesty to the first cartel firm to come forward with hard evidence of the cartel. Leniency applications are public, hence any leniency application is observed by rivals and the cartel breaks. This implies that there are no leniency applications under collusion.<sup>23</sup> However, this may not be so under deviation: for a deviant the introduction of a leniency program implies two strategies to choose from: (a) to deviate and to apply for leniency, and (b) to deviate without leniency application. On this decision, the firm compares its grains from deviation with a leniency application with those without it.

In the benchmark case, when there is no effort on concealment, the deviant makes the decision easily: it applies for leniency if and only if the fine payed after reporting is lower than the expected fine to be paid without it. If we denote with  $\theta \in [0; 1]$  the amnesty parameter (such that the reporter only pays  $\theta F$  if its leniency report ends in a sentence for collusion), the above decision rule implies that there is a leniency application if and only if  $\theta$  is lower than the cartel probability of detection:  $\theta < \hat{\theta}^B = \rho (2 - \rho)$ .

However, when we introduce the possibility to devote effort on concealment a deviant has an additional element to think about: how a leniency

22. Where it is argued that high fines achieve deterrence at a lower cost than many inspections.

23. Indeed, a leniency application is a betrayal to the price agreement and so leads to cartel breakdown immediately, regardless of whether the application finally ends in a sentence for collusion.

application effects its incentives to conceal evidence. As a matter of fact, a deviant that applies for leniency has no incentives to devote effort on concealment, as it will pay  $\theta F$  regardless of its effort allocation. Thus, assuming firm  $i$  deviates, alternative (a) implies maximum productive efficiency and deviation with leniency application, which yields profits:<sup>24</sup>

$$\Pi_i^l = 2(v - \beta) + 2 - \theta F$$

And alternative (b) implies an effort allocation as stated in Lemma 2 without leniency application. In this case, profits from deviation are:

$$\Pi_i^d = 2(v - \beta) + 2 - a_i^d - 2 - Fh^d$$

There is a leniency application if  $\Pi_i^l > \Pi_i^d$ . Equivalently:<sup>25</sup>

$$\theta < \hat{\theta} = h^d + \frac{2(2 - a_i^d)}{F} \in [0, \hat{\theta}^B]$$

Intuitively, if the deviant devotes effort to concealment, it is because such an effort allocation allows it to achieve the highest expected profits. Hence, to induce the deviant to collect cartel evidence and apply for leniency, the AA should offer a fine amnesty that more than compensates the firm's profit losses associated to a different effort allocation.

Proposition 5 summarizes:

*Proposition 5: There exist  $\hat{\theta}^B, \hat{\theta} \in (0; 1)$ , where  $\hat{\theta} < \hat{\theta}^B$ , such that a leniency program improves deterrence if and only if it sets an amnesty parameter:*

- (i) *Without effort on concealment:  $\theta < \hat{\theta}^B$ .*
- (ii) *With effort on concealment:  $\theta < \hat{\theta}$ .*

Two comments to conclude. First, deterrence is maximized at  $\theta = 0$ , regardless of whether we allow for effort on concealment. Thus, the analysis strongly favors full amnesties. Second, with effort on concealment, a

24. Applying for leniency, the problem of a deviant is:

$$\max_{a_i^l} : \Pi_i = 2[v - (\beta - a_i)] - \frac{a_i^2}{2} - \theta F$$

where  $\frac{\partial \Pi_i}{\partial a} = a_i - 2$ . Thus:  $(a_i^l, z_i^l) = (2, 0)$ , and  $\Pi_i^l = 2(v - \beta) + 2 - \theta F$ .

25. With a little bit of algebra, one can easily prove that  $\hat{\theta}$  is downward sloping in  $F$  and  $\hat{\theta} \in (\rho(e^{-2} + e^{-2} - \rho e^{-3}), \rho(2 - \rho))$ .

successful leniency program implies a welfare gain beyond deterrence, as reporting implies full productive efficiency for the firm that deviates. This 'efficiency' gain from leniency programs is a novelty in models of leniency in games of collusion.

### VIII. CONCLUSION

In this paper I develop a model in which cartel firms devote effort to productive efficiency and to concealment: the former reduces marginal costs from production and the latter reduces the probability of detection. Effort is costly and limited, thus firms have to decide on how to allocate it among productive efficiency and concealment.

When fines are low, productive efficiency is relatively more important than concealment, thus firms allocate all effort to productive efficiency. But, as fines go up (or if inspections become more likely), the relative importance of concealment goes up, and firms find it profitable to reallocate effort from productive efficiency to concealment. In this context, a fine increase can have two opposite effects on welfare, while it can improve welfare through fewer cartels, it can also reduce it through more inefficient surviving ones.

Two results stand out. First, firm's possibility to reduce the likelihood of cartel detection makes collusion sustainable in industries where it wouldn't be otherwise. This result is intuitive: since concealment is costly if firms devote effort to it, it must be because this facilitates collusion.

The second result states perverse effects from the antitrust policy: a fine increase can reduce social welfare by inducing surviving cartels to be highly inefficient, or by facilitating collusion, or both. For the second effect, the trigger element is that the effort allocation under deviation is biased towards productive efficiency as compared to that under collusion (as in the former case there are produced more units of the good). For low/intermediate fine values, this implies that the cartel probability of detection is higher under deviation. In this context, a fine increase may relatively affect the deviant so negatively that eventually it induces cartel sustainability rather than deviation.

On the basis of these results the analysis favors setting very high fines such that no cartel survives. However, in practice this is not always credible or possible to implement. In this context, the main message from the paper is that the antitrust policy has to be carefully designed, such that combining

both instruments, fines and inspections, conveniently: since deterrence is non-monotonic in the level of any of these instruments individually considered, pushing crime detection too much with a single instrument can lead to undesirable outcomes.

This result leads to a number of interesting observations, some of which may be lines for future work. For instance, what if fines are endogenous to some measure of the crime damage (e.g., to the price mark-up achieved under collusion)? This new element in the model may lead to imperfect collusion, which would distort the relative importance of productive efficiency with respect to concealment. In this context, it becomes crucial the analysis of the implications of endogenous fines on the non-monotonicity observed between deterrence and fines, firms' productive efficiency, and welfare. Other interesting line for future work is related to the modelling assumption on inspections. In this model, inspections are firm specific, but what if inspections are industry specific? Industry-specific inspections implies that each firm can not reduce the probability of detection by itself. In this context, how does the critical fine value at which firms find it convenient to substitute effort from production to concealment change? We should expect this critical value to be greater, as neither firm will devote effort to concealment without being sure that its rival has strong incentives to do so as well. These types of questions lead one to think about the importance of establishing the optimal detection policy under different frameworks; a clear challenge for future work on the subject.

Finally, in Section 7 I show that leniency programs can improve welfare beyond a deterrence improvement. Since leniency programs demand full collaboration from the reporting firm, a leniency application implies no effort on concealment. Thus, by inducing reporting, leniency programs improve deterrence and assure full productive efficiency from the deviant. This result is restricted to the case where deviation takes place, but, nevertheless, is novel in the literature.

## IX. APPENDIX

### *Proposition 1: Equilibrium in pure strategies*

Let's first prove that there is no NE with  $a_i = a_j$ .

Assume  $p_i < p_j$ . Since  $i$  has the lowest price, it serves all demand. But, this implies that one of the firms is not optimizing. Indeed, firm  $i$  serving demand and both firms optimizing implies:  $a_i = q_i = 2$  and  $a_j = q_j = 0$ , which contradicts the initial statement.

Assume  $p_i = p_j = p$ , then firms split demand in halves,  $q_i = q_j = 1$ . Optimization implies  $a_i = a_j = 1$ , and profits  $\Pi_i = p - (\beta - 1) - 1/2$ ,  $i=1,2$ . Assume firm  $i$  slightly reduces its price: it gets all demand,  $q_i = 2$ , and makes effort  $a_i = 2$ . In this context,  $i$ 's profits are  $\Pi_i = [p_i - \epsilon - (\beta - 2)]2 - 2$ ,  $\epsilon > 0$ , greater than before for low  $\epsilon$ . As there is a profitable deviation to the candidate outcome, this can not be a NE.

Hence, if there exists an equilibrium, it must be at  $a_i \neq a_j$ .

Let's prove that there is no NE with  $a_i \neq a_j$  and  $p_i \neq p_j$ .

Assume  $p_i < p_j$ , then firm  $i$  serves all demand,  $q_i = 2$  and  $q_j = 0$ . The optimality condition implies  $a_i = 2$  and  $a_j = 0$ . Notice that firm  $i$  can increase profits with a slight increase in its price. In fact,  $i$ 's most profitable deviation is to charge  $p_i = p_j$ . But, then, firm  $j$  would find it profitable to reduce its price below  $p_i$ . This process repeats itself anytime  $p_i \neq p_j$ . The outcome  $p_i \neq p_j$  with  $a_i \neq a_j$  is not stable and, therefore, can not be a NE.

Let's prove that there is no NE with  $a_i \neq a_j$  and  $p_i = p_j \neq p^* = \beta - 1$ .

Assume  $p_i = p_j > p^* = \beta - 1$  and  $a_i < a_j$ , then firm  $i$  serves all demand,  $q_i = 2$  and  $q_j = 0$ . The optimality condition implies  $a_i = 2$  and  $a_j = 0$ . Since  $i$ 's profits are positive for  $p_i > p^* = \beta - 1$ , nothing prevents  $j$  to reduce its price and get all demand. But this is a contradiction with the initial statement of equal prices.

Assume  $p_i = p_j < p^* = \beta - 1$  and  $a_i > a_j$ . Firm  $i$  obtains negative profits for  $p_i < p^* = \beta - 1$ , so it won't charge a price below  $p^*$ . But this contradicts the initial statement.



Finally, let's prove that  $a_i \neq a_j$  with  $p_i = p_j = p^* = \beta - 1$  is a NE.

Assume  $a_i > a_j$ , then firm  $i$  serves all demand and obtains profits  $\Pi_i = (p^* - \beta + 2)2 - 2 = 0$ . Since  $j$  does not produce, neither makes effort, it obtains zero profits too. As both firms are maximizing profits:  $a_i = q_i = 2$  and  $a_j = q_j = 0$ . If  $i$  reduces its price, it obtains negative profits. If, instead,  $i$  increases its price,  $j$  charges  $p^*$  and serves all demand. In this case, we are back to the initial statement with one firm serving demand and both firms making zero profits. As there is no profitable deviation from the candidate outcome, this is a NE.

### Mixed-strategy Equilibria

Each firm's payoff is given by:

$$\Pi_i = (p_i - c_i)q_i - a_i^i/2$$

Let  $\underline{p}_i$  and  $\bar{p}_i$  denote the infimum and supremum, respectively, of the support of firm  $i$ 's strategy.

Assume  $a_i > a_j$ , then  $c_i < c_j = c$ .

First, note that  $\underline{p}_i = \underline{p}_j \geq c$ . This follows from the facts that  $p_i \geq c_i$ , and that profits are strictly increasing in the firm's price whenever it is the lowest.

Then observe that firm  $i$  obtains zero profits if  $\underline{p}_i > \underline{p}_j$ . The same is true if  $\underline{p}_i = \underline{p}_j < \bar{p}_i = \bar{p}_j = \bar{p}$  and either no one plays  $\bar{p}$  with positive probability or if some firm does (there is at most one), it is firm  $j$ . It follows that at least one firm earns zero profits in any mixed-strategy equilibrium. As  $c_i < c$ , this is not firm  $i$ , which can always guarantee positive profits by pricing below  $c$ ; so  $\bar{p}_i < \bar{p}_j$ . Further more,  $\bar{p}_i = c$ , since otherwise firm  $j$  could obtain positive profits by undercutting.

Consequently, if  $a_i > a_j$ , such that  $c_i < c_j = c$ , there exist mixed-strategy equilibria in which firm  $i$  charges  $p_i = c$  with probability 1 and firm  $j$  mixes price over the range  $[c, p']$  for any  $p' \in (c, v]$ , according to some strategy  $F_j(p) = Pr(p_j \leq p)$  that satisfies  $F_j(p) \geq (p - c)/(p - \beta + a_i)$ , so as to deter firm  $i$  from raising its price. Given firm  $j$ 's strategy, firm  $i$ 's profits from deviating and charging a price  $p > c = \beta$  is  $[1 - F_j(p)](p - \beta + a_i)2 - a_i^i/2 \leq (c - \beta + a_i)2 - a_i^i/2$

Given above strategies, firms' optimal effort levels are  $a_i = 2$  and  $a_j = 0$ , being profits  $\Pi_i = 2$  and  $\Pi_j = 0$ .

Note that while outputs and costs of the set of mixed-strategy equilibria are identical to those of the pure-strategy equilibrium, profits are not. Note further that while the pure-strategy equilibrium involves firm  $j$  playing a weakly dominated strategy, in any mixed-strategy equilibrium firm  $j$  plays an undominated strategy almost surely.

Now, assume  $a_i = a_j = a$ , then  $c_i = c_j = \beta - a$ , and  $\min \{p_i, p_j\} = \beta - a$ , since otherwise either firm could obtain positive profits by undercutting. It follows that there does not exist a mixed-strategy equilibrium in this case.

*Proposition 2:* In main text.

*Lemma 1:* Recalling equations (2) and (3), firm  $i$ 's optimal behavior,  $i = 1, 2$  is given by:

$$a_i + z_i = q_i$$

$$q_i = F\rho e^{-z_i} (1 - \rho e^{-z_j})$$

Under collusion, firms split the market in halves,  $q_i^c = q_j^c = 1$ . Thus the former equation is:  $a_i^c + z_i^c = 1$ . This is the first statement in Lemma 1.

For the second statement in Lemma 1 note that the latter equation can be reduced to:

$$F\rho e^{-z_i^c} = 1 + F\rho^2 e^{-z_i^c} e^{-z_j^c}$$

for firm  $i$ , and:

$$F\rho e^{-z_j^c} = 1 + F\rho^2 e^{-z_i^c} e^{-z_j^c}$$

for firm  $j$ .

The RHSs of equations (9) and (10) are equal, so that the LHSs are equal too, which implies:  $z_i^c = z_j^c$ . Particularly:

$$z_i^c = z_j^c = -\ln \left[ \frac{F - \sqrt{F^2 - 4F}}{2F\rho} \right]$$

With a little bit of algebra, the reader can proof that  $z_i^c \in (0, 1)$  for  $F \in (F_0, F_1)$ , where:

$$F_0 = \begin{cases} \frac{1}{\rho(1-\rho)} & \text{if } \rho \leq \frac{1}{2} \\ 4 & \text{if } \rho > \frac{1}{2} \end{cases} \quad F_1 = \frac{1}{\rho e^{-1}(1-\rho e^{-1})}$$

Remember that  $z_i^c \geq 0$  implies that  $F \geq 4$ ; this restriction over the value of  $F$  affects the minimum value that  $F_0$  can take.

*Lemma 2:* Assume  $i$  deviates:  $i$  has two units of effort to allocate among production and concealment (condition 2).

Setting  $q_i^d = 2$  and  $z_j = z_j^c$  in equation (3):  $F\rho e^{-z_i} = 2 + F\rho^2 e^{-z_i} e^{-z_j^c}$   
Solving for  $z_i$ , there is a unique solution at:

$$z_i^d = -\ln\left(\frac{2}{F\rho(1-\rho e^{-z_j^c})}\right)$$

With a little bit of algebra, the reader can proof that  $z_i^d \in (0, 2)$ , for  $F \in (F_0^d, F_1^d)$ , where:  $F_0^d = 4/[\rho(2-\rho)]$  and  $F_1^d = 4/[\rho e^{-2}(2-\rho e^{-2})]$

*Lemma 3:* Holds from considering Lemmas 1 and 2 and Corollary 1 in equation (7). See main text.

*Proposition 3:* By definition,  $v_2$  follows from setting  $p^c = v$  in ICC and solving for  $v$ .

$$v > v_2 = \begin{cases} \beta + \frac{\delta F\rho(2-\rho) + \frac{1}{2}(3-4\delta)}{2\delta-1} & \text{if: } F < F_0 \\ \beta + \frac{5-4\delta + \delta(F - \sqrt{F^2-4F}) - 2\ln(A^c) - \rho(1-\delta)(F + \sqrt{F^2-4F})}{2(2\delta-1)} & \text{if: } F_0 < F < F_0^d \\ \beta + \frac{1+\delta(F - \sqrt{F^2-4F}) - 2\ln(A^c) + 4\ln(A^d)(1-\delta)}{2(2\delta-1)} & \text{if: } F_0^d < F < F_1 \\ \beta + \frac{\frac{1}{2} + F\rho e^{-1}(1+\delta - \rho e^{-1}) + 2(1-\delta)\ln(\hat{A}^d)}{2\delta-1} & \text{if: } F_1 < F < F_1^d \\ \beta + \frac{(-\frac{3}{2}) + F\rho e^{-1}(1-e^{-1})(1+\delta) - F\rho^2 e^{-2}(1+e^{-1}\delta)}{2\delta-1} & \text{if: } F > F_1^d \end{cases}$$

where  $A^d = \frac{4}{\rho(F + \sqrt{F^2-4F})}$  and  $\hat{A}^d = \frac{2}{F\rho(1-\rho e^{-1})}$ .

The partial derivative of  $v_2$  with respect to  $F$  is positive; except when  $F \in (F_0, \hat{F})$ ;  $\hat{F} < \hat{F}$ , and  $\rho > \hat{\rho}$ , case in which  $v_2$  inherits the U-shaped form of  $G$  with respect to  $F$  (See Lemma 3).

*Proposition 4:* Holds from considering the results described in Lemma 1 and Proposition 3 in equation (8). See main text.

*Proposition 5:* In main text.

## IX. REFERENCES

- Aubert, C. (2009). “Managerial effort incentives and market collusion”. TSE Working Papers 09-127, Toulouse School of Economics (TSE), Dec.
- Aubert, C., Kovacic, W., and Rey, P. (2006) “The impact of leniency and whistleblowing programs on cartels”. *International Journal of Industrial Organization*, vol. 24, pp.1241-1266.
- Baker, W. , and Faulkner, R. (1993). “The social organization of conspiracy: Illegal networks in the heavy electrical equipment industry”. *American Sociological Review*, vol. 58, pp. 837-860.
- Buccirosi, P., and Spagnolo, G. (2001). “Leniency programs and illegal exchange: how (not) to fight corruption”. Tech. rep., Working Papers in Economics and Finance, 451, Stockholm School of Economics.
- Buccirosi, P., and Spagnolo, G. (2006). “Leniency policies and illegal transactions”. *Journal of Public Economics*, vol. 90, n. 6–7, pp. 1281–1297.
- Chang, M., and Harrington, J. (2009). “Modeling the birth and death of cartels with an application to evaluating competition policy”. *Journal of the European Economic Association*, vol 7, n. 6 , pp. 1400-1435.
- Chen, J., and Harrington, J. (2005). “The impact of the corporate leniency program on cartel formation and the cartel price path”. CIRJEF-Series CIRJE-F-358, CIRJE, Faculty of Economics, University of Tokyo, Aug.
- Chen, Z., and Rey, P. (2007). “On the design of leniency programs”. IDEI Working Papers 452, Institut d' Economie Industrielle (IDEI), Toulouse, Apr.
- Griffin, J. (2000). *An inside look at a cartel at work: Common characteristics of international cartels*. American Bar Association.
- Harrington, J. (2004). “Cartel pricing dynamics in the presence of an antitrust authority”. *RAND Journal of Economics*, vol 35, n. 4, pp. 651-673.

- Harrington, J. (2005). "Optimal cartel pricing in the presence of an antitrust authority". *International Economic Review*, vol. 46, n. 1, pp. 145-169.
- Harrington, J. (2006). "How do cartels operate?". *Foundations and Trends in Microeconomics*, vol. 2, n. 1, pp 1-105.
- Harrington, J. (2008). "Optimal corporate leniency programs". *Journal of Industrial Economics*, vol. 56, n. 2, pp. 215–246.
- Harrington, J. (2011). "When is an antitrust authority not aggressive enough in fighting cartels?". *International Journal of Economic Theory*, vol. 7, n. 1, pp. 39–50,
- Holmstrom, B., and Milgrom, P. (1991). "Multitask principal-agent analyses: Incentive contracts, asset ownership, and job design". *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 7, special issue, pp. 24-52.
- Jellal, M., and Souam, S. (2004). "Delegation, incentives and antitrust enforcement". Working Papers 2004-41, Centre de Recherche en Economie et Statistique.
- Levenstein, M. C., and Suslow, V. (2006). "What determines cartel success?". *Journal of Economic Literature*, vol. 44, n. 1, pp. 43-95.
- Mota, M., and Polo, M. (2003). "Leniency programs and cartel prosecution". *International Journal of Industrial Organization*, vol. 21, pp. 347-379.
- Spagnolo, G. (2000). "Self-defeating antitrust laws: How leniency programs solve bertrand's paradox and enforce collusion in auctions". Tech. rep., FEEM Working Paper No. 52.
- Spagnolo, G. (2008). *Handbook of Antitrust Economics*. Vol. 1 of MIT Press Books. The MIT Press, pp. 259-303.

# La Distribución Eléctrica en Argentina y su Eficiencia Técnica: Una Aplicación del Análisis de Fronteras Estocásticas (SFA) Utilizando Funciones Distancia

*Electricity Distribution and Technical Efficiency in Argentina:  
An Application of Stochastic Frontier Analysis (SFA)  
using Functions of Distance*

**DARIO EZEQUIEL DÍAZ\***

Facultad de Ciencias Empresariales,  
Universidad Autónoma de Encarnación, República del Paraguay  
[drdarioezequieldiaz@gmail.com](mailto:drdarioezequieldiaz@gmail.com)

## RESUMEN

*La tarifa es la variable más relevante en la compleja organización de la regulación del sistema eléctrico, y particularmente, de la actividad de distribución. La crisis financiera del año 2009 y la experiencia negativa de algunas privatizaciones a nivel internacional, conjuntamente con una literatura económica endeble respecto a la relación titularidad/eficiencia, revitalizaron el debate en analizar la relación entre la propiedad pública/privada de la empresa y su eficiencia técnica; la medición de esta última y el esquema de regulación adecuado para la distribución eléctrica. El objetivo del presente paper es medir la eficiencia técnica de las empresas distribuidoras eléctricas de la República Argentina utilizando la técnica de funciones distancia bajo el marco del análisis de fronteras estocásticas, con el objeto de construir un ranking de eficiencia entre las empresas privadas y públicas.*

Palabras clave: distribución eléctrica, eficiencia técnica, función distancia, frontera estocástica.

Clasificación JEL: C31, D61, L94, Q40.

---

\*. Dirección Postal: Calle Antonio Llamas 2987-Posadas, Provincia de Misiones, Argentina.

**ABSTRACT**

*The rate is the most important variable in the complex organization of the regulation of the electricity system, and particularly of the distribution activity. The financial crisis of 2009 and the negative experience of some privatizations internationally together with weak economic literature regarding the ownership / efficiency ratio, revived the debate on analyzing the relationship between public / private ownership of the company and its efficiency technique; measurement of the latter and appropriate regulatory scheme for power distribution. The aim of this paper is to measure the technical efficiency of power distribution companies of Argentina using techniques of distance functions under the framework of stochastic frontier analysis, in order to build a ranking of efficiency between private and public companies.*

Keywords: electrical distribution, technical efficiency, distance function, stochastic frontier.

JEL Classification: C31, D61, L94, Q40.

**I. INTRODUCCIÓN**

A principios de la década del noventa, en nuestro país se introdujeron transformaciones profundas en el sector eléctrico, a partir de la Ley Nacional N° 24.065, bajo el marco general de la reforma del Estado, cuando se decidió pasar a un sistema más descentralizado y con mayor participación privada. Con respecto a la distribución eléctrica, la Ley dispuso que la misma sea considerada un servicio público debido a su condición monopólica, y aplicó el mecanismo de regulación por precios máximos (un tipo de regulación por incentivos) y el control de la calidad.

Debido a la experiencia negativa del accionar de las empresas de propiedad estatal, respecto a su ineficiencia y falta de competitividad, durante la “década de los noventa” la teoría económica había llegado a cierto consenso respecto de la organización de los servicios públicos, que se sintetizaba en el provecho de concesionar su operación en empresas privadas (que parecían resolver mejor el problema principal-agente dentro de la organización y lograr una mayor eficiencia productiva) y encuadrar a dichas empresas a una regulación por la cual el Estado le estableciera ciertos objetivos básicos en términos de eficiencia asignativa y equidad distributiva, y con grados diversos de compe-

tencia, con la finalidad de mitigar los problemas de agencia entre el regulador y la empresa regulada.

Otra cuestión tratada en la Ley Nacional N° 24.065 se refiere a que permitió a los Estados Provinciales que sean propietarios de las distribuidoras, y a la vez, que definan el esquema regulatorio bajo el control de sus propios entes.

La mayoría de las provincias concesionaron el servicio al sector privado, aunque en diez de ellas, el régimen de prestación del servicio de distribución de energía eléctrica no sufrió modificaciones. Es decir, continuó a cargo de las entidades públicas y cooperativas de larga trayectoria en el sector. Dentro de este heterogéneo colectivo de empresas públicas y cooperativas se destaca la existencia de dos de las prestadoras más grandes en volumen de ventas y en cantidad de clientes de Argentina: la “Empresa Provincial de Energía de Córdoba” (EPEC) y la “Empresa Provincial de Energía de Santa Fe” (EPE). Otras empresas públicas de distribución eléctrica relevantes son “Electricidad Misiones Sociedad Anónima” (EMSA) de la Provincia de Misiones, la empresa “Servicios Energéticos del Chaco Empresa del Estado Provincial” (SECHEEP) correspondiente a la provincia del Chaco, y la “Dirección Provincial de Energía de Corrientes” (DPEC) de la Provincia de Corrientes.

Debido a la profunda crisis económica y social, y a la declaración de la emergencia pública en el año 2002, se alteró el contexto operativo en el que se venían desempeñando las empresas prestadoras de servicio. La Ley de Emergencia Pública N° 25.561 trajo aparejado cambios fundamentales en el contexto macroeconómico; en particular, la salida del régimen de convertibilidad y de la consiguiente paridad fija un peso = un dólar estadounidense (lo que sobrevino en una fuerte depreciación de la moneda nacional). Relacionado a tal “pesificación” de la economía local, la Ley de Emergencia Pública en su artículo N° 4 retomó y confirmó la prohibición de indexación de las tarifas de los servicios públicos establecida por la Ley N° 23.928 (constantemente omitida y/o modificada durante la década de los noventa, a través de normas de menor estatus jurídico); y, esencialmente, dispuso que el Poder Ejecutivo Nacional (y los Estados Provinciales que adhirieran a la misma) encauzara un proceso de renegociación de todos los contratos entre las firmas privadas prestadoras de servicios públicos y el Estado Nacional.

La tarifa es la variable más relevante en la compleja organización de la regulación del sistema eléctrico, y particularmente, de la actividad de distribución. El establecimiento del nivel de tarifas y de las estructuras tarifarias



configuran uno de los desafíos más complejos para la autoridad regulatoria. Al constituir la actividad de distribución eléctrica un monopolio natural, la tarifa no es el producto de la interrelación entre múltiples oferentes y compradores, sino que son determinadas por la autoridad y para ello debe tener en cuenta el comportamiento de los consumidores o usuarios, la valoración que ellos hacen en términos de utilidad, su capacidad de pago y el crecimiento futuro de la demanda, sin perder de vista, que los oferentes recuperen sus costos, alcancen una rentabilidad razonable e inviertan para garantizar la prestación del servicio en el futuro.

En Argentina, la Ley N° 24.065, implementó un mecanismo de regulación por precio máximo (*price cap*). En términos de la literatura económica, el modelo consiste en fijar un tope en los precios que una firma regulada puede cobrar por su producto, sin imponer límites a los beneficios que ésta pueda obtener cobrando dichos precios.<sup>1</sup> Actualmente por consecuencia de la Ley de Emergencia Económica, que suspendió la aplicación del esquema de “*price-cap*” y dada la fragmentación entre la jurisdicción nacional y provincial respecto a contar con una regulación homogénea para las empresas distribuidoras eléctricas, sean privadas o estatales, se vuelve imprescindible medir las consecuencias de la implementación de algún método de regulación pertinente, como por ejemplo, el “*price cap*”.

Un primer paso para la implementación de un posible esquema de regulación, es medir el nivel actual de eficiencia técnica de las empresas de distribución eléctrica. Sumado la crisis financiera del año 2009 y la experiencia negativa de algunas privatizaciones a nivel internacional, conjuntamente con una literatura económica endeble respecto a la relación titularidad/eficiencia, se revitalizó el debate en analizar la relación entre la propiedad pública/privada de la empresa y su eficiencia técnica; la medición de esta última y el esquema de regulación adecuado para la distribución eléctrica.

Aunque los temas mencionados son ambiciosos y generarían por sí mismo varias líneas de investigación, el presente artículo tiene el siguiente interrogante principal: ¿afecta la titularidad de la propiedad de las empresas de distribución de energía eléctrica de la República Argentina (pública/privada) a la eficiencia técnica de las mismas? Es decir: ¿qué tipo de empresas de distribu-

---

1. De este modo, la empresa regulada es incentivada a minimizar los costos de producción tal como si fuera una empresa tomadora de precios. En términos generales se estipula un periodo tarifario de cuatro o cinco años, y ajustes periódicos que manifiesten el incremento en los costos de la empresa. Una de las fórmulas más divulgadas de actualización es  $IPC - X$ , es decir, el aumento de precios está enlazado al índice de precios al consumidor menos un factor de eficiencia  $X$ .

ción eléctrica (privadas vs. públicas) presentan mayores niveles de eficiencia técnica?. El objetivo del presente paper es medir la eficiencia técnica de las empresas distribuidoras eléctricas de la República Argentina utilizando la técnica de funciones distancia bajo el marco del análisis de fronteras estocásticas, con el objeto de construir un ranking de eficiencia entre las empresas privadas y públicas.<sup>2</sup>

El presente trabajo se ordena de la siguiente forma: la sección II presenta las principales variables que influyen en el desarrollo de la actividad de la distribución eléctrica; mientras que en las secciones III y IV se señalan los puntos más relevantes de la teoría de las fronteras estocásticas y de las funciones distancia. En las secciones V y VI se desarrolla un breve resumen teórico del testeo de hipótesis en la estimación econométrica y en las fronteras estocásticas. Luego, en las secciones VII y VIII, se describen los datos utilizados y se analizan los resultados alcanzados, correspondientemente. En la sección IX se presentan los tests asociados, y en la X, el ranking de eficiencia obtenido. Por último, la sección XI resume las principales conclusiones.

## **II. TECNOLOGÍA Y PRODUCCIÓN DEL SECTOR DE LA DISTRIBUCIÓN ELÉCTRICA**

En la distribución de energía eléctrica, existen diferentes variables que son importantes en el desarrollo de dicha actividad. Al respecto, existe un consenso con el artículo de Neuberger (1977) de que los cuatro principales factores que afectan la distribución de energía son: el consumo de energía, el número de consumidores, la longitud de redes y el área que cubre la oferta de energía.

Sin embargo, como lo sostiene Hattori (2002), es difícil distinguir entre los insumos y las variables de entorno que afectan la distribución del servicio. Por ejemplo, la longitud de redes de distribución o el número de transformadores pueden ser considerados como insumos. No obstante, estas variables dependen a su vez de la localización de los usuarios, variable que no está bajo el control de las empresas.

Asimismo, aunque dos empresas distribuyan la misma cantidad de energía, la eficiencia de producción y costos puede ser diferente dependiendo

---

2. Un trabajo muy importante que ha sido de referencia para la realización de la presente investigación, entre otros, es el de (Melo, Espinosa, 2005), "que evalúa el desempeño de las empresas distribuidoras de energía [de Colombia] durante el período 1999-2003, utilizando la metodología de funciones de distancia estocástica, la cual, a través de la estimación de las desviaciones de una función ideal de producción, permite medir los niveles de eficiencia técnica de las diferentes empresas". (pp: 89-90)

del número de usuarios que se atienden y/o de la densidad de localización de los mismos. Por estas razones, no existe un claro consenso en la literatura internacional sobre la definición del “producto” que ofrecen las empresas distribuidoras de energía eléctrica. Los productos que más han sido utilizados son la cantidad de energía distribuida y el número de usuarios atendidos. En algunos casos también se emplean como productos la energía distribuida a diferentes tipos de usuarios tales como usuarios residenciales, industriales y comerciales, la cual distribuye a diferentes niveles de tensión, afectando los costos y función de producción de las empresas.

Dependiendo del tipo de análisis, algunos trabajos escogen una sola variable, siendo la más utilizada, la cantidad de energía distribuida a los usuarios finales, teniendo en cuenta, como lo sostienen Estache et al. (2002), que esta variable no es completamente exógena dado que la empresa no escoge la cantidad de energía distribuida a los precios dados. Una ventaja de las funciones de distancia, la cual se utiliza en el análisis empírico, es que permiten la incorporación de múltiples productos en las estimaciones de eficiencia técnica de las firmas. Esta técnica permite medir econométricamente la eficiencia cuando las firmas pueden ser catalogadas como multi-productos, como en el caso de las empresas distribuidoras de energía eléctrica.

Así mismo, para la definición de las variables que afectan el desempeño del sector, es necesario tener claridad sobre el funcionamiento y las características de los sistemas de distribución de la energía. Al respecto, Burns y Weyman-Jones (1996) sostienen que para analizar dichas características se debe tener en cuenta la influencia de los aspectos espaciales y geográficos, los cuales se reflejan en el área cubierta y en la densidad de los usuarios atendidos.

Se pueden identificar los siguientes factores que afectan la tecnología del sector: i) la máxima demanda del sistema, la cual determina la capacidad del sistema y de los nodos de energía individual; ii) el número total de usuarios atendidos, como indicador de la extensión del sistema; iii) la clase de usuarios atendidos, la cual puede determinar la extensión a la cual operan las líneas a diferentes capacidades, en diferentes momentos; iv) la dispersión de los usuarios a través de la región atendida por la empresa de distribución, dando indicios sobre la configuración del sistema; v) el tamaño del área de distribución, el cual da indicios sobre el tamaño total del sistema; vi) el total de kilovatios vendidos, lo cual afecta el desgaste de los transformadores; vii) la longitud de las líneas de distribución, y viii) la capacidad de los transformadores, los cuales afectan las pérdidas de la red.

### III. FRONTERAS ESTOCÁSTICAS

El análisis empírico se realiza utilizando la técnica de “análisis de frontera estocástica”, la cual plantea un nuevo enfoque para la estimación de los niveles de eficiencia. En efecto, las técnicas estocásticas de análisis de frontera son extensiones del modelo de regresión tradicional, basadas en la premisa microeconómica de que las funciones de producción y de costos representan un ideal: el máximo producto o el mínimo costo que se puede obtener con un conjunto dado de insumos.

La eficiencia puede medirse utilizando las técnicas de frontera, como la distancia que existe entre una observación y el valor que predice un modelo teórico. Los modelos de frontera más utilizados son las fronteras de producción y de costos. Los primeros permiten estimar la eficiencia técnica como la distancia entre la producción observada y la frontera que representa el producto máximo que puede obtenerse dado un vector de insumos.

El presente trabajo se concentrará en las técnicas de frontera estocástica, que a diferencia del análisis de regresión tradicional, se basa en la especificación de un término de error separable en dos componentes: el primero, asociado con la ineficiencia y por ende bajo el control de la firma, y el segundo, conformado por choques aleatorios constituidos por todos aquellos elementos estocásticos que pueden contaminar el modelo y que se encuentran por fuera del control de la firma. La introducción de estas técnicas permite estimar las medidas de eficiencia, teniendo en cuenta el hecho de que los choques aleatorios fuera del control de las firmas pueden afectar los niveles de producción. Así, la principal diferencia entre las regresiones tradicionales y los modelos de frontera estocástica se basa en el hecho de que el error en los modelos de frontera es separable en dos componentes: el término de error y la ineficiencia.

La estructura básica de los modelos estocásticos de frontera está dada por la siguiente ecuación:

$$y = a + \beta'x + v - u$$

Donde se supone que el término de perturbación tiene dos componentes,  $v$  y  $u$  ( $v - u$  para las funciones de producción y  $v + u$  para las funciones de costos), donde  $v$  es una variable distribuida normalmente que captura el ruido estadístico, con la idea de que las desviaciones de la frontera no se encuentran completamente bajo el control del productor. El término  $u$  es la variable que mide la ineficiencia, por lo que sólo puede tomar valores no negativos. De

esta manera, si alguna unidad productora fuera completamente eficiente,  $u$  sería igual a cero y las desviaciones con respecto a la frontera serían completamente aleatorias. Es importante señalar que en los modelos de frontera se supone que el error ajustado tiene un sesgo negativo en las funciones de costos, y positivo en las funciones de producción. Si el error estuviera simétricamente distribuido no existirían unidades productivas ineficientes.

En la literatura, diferentes trabajos han encontrado que las medidas de eficiencia obtenidas con diferentes técnicas de estimación y con diferentes supuestos sobre la distribución del término  $u$ , muestran variaciones importantes. Sin embargo, es menos claro si la clasificación de las unidades de producción por su medida individual de eficiencia es sensible a las técnicas de estimación y a los supuestos sobre la distribución. La evidencia empírica muestra que la clasificación de las unidades de producción por los niveles de eficiencia son similares, especialmente en la parte superior e inferior de la ordenación, donde usualmente se concentra el interés del análisis (Kumbhakar y Lovell, 2000).

#### IV. FUNCIONES DISTANCIA

La función de distancia original de Shephard toma a los (múltiples) outputs como dados y busca contraer el vector de inputs lo máximo asequible, obedeciendo a la factibilidad tecnológica del vector contraído (la conversión a la máxima expansión del vector de outputs, dados los inputs, es directa). Proporciona de esta manera una caracterización completa de la estructura de la tecnología de producción eficiente (en entornos multi-output y multi-input), y suministra un valor recíproco de la distancia de cada firma a dicha tecnología eficiente (Färe, Grosskopf y Lovell, 1994). Una función de distancia impone una forma funcional a la distancia existente entre un vector de outputs y un vector de inputs [Ver por ejemplo (Coelli, Perelman, 1999) y (Coelli, Perelman, 2000)].

Debido a características propias y específicas de la actividad de distribución eléctrica donde las empresas deben atender una cantidad exógena de clientes y responder a los requerimientos de la demanda (por lo que el output es considerado dado o exógeno y los inputs como variables endógenas), es necesario que las funciones de distancia sean orientadas a los inputs.<sup>3</sup>

---

3. Färe et al (1994) demuestran que bajo rendimientos constantes de escala, la función de distancia input es igual a la inversa de aquella con orientación output. Sin embargo, bajo economías de escala, como es de suponer en esta industria, no se cumple esta propiedad. Esta es la sugerencia de Coelli y Perelman (1998) en un estudio de eficiencia de empresas ferroviarias: “we would have a marginal preference for the input distance function since the rail companies are unlikely to have had much discretionary power over their output quantities”

En el caso del marco regulatorio argentino, según el artículo 21 de la Ley N° 24.065, “los distribuidores deberán satisfacer toda demanda de servicios de electricidad que les sea requerida en los términos de su contrato de concesión”. Por lo tanto, en este trabajo también se utiliza una orientación input.

Una orientación input permite conocer cuanto es la máxima contracción proporcional (contracción radial) del vector de inputs utilizado por la firma manteniendo el nivel de producción constante. Mientras que una orientación output, identifica la máxima expansión proporcional del output para un dado vector de insumos utilizado por la firma constante.

En primer lugar se define la tecnología de producción de la firma. En este caso el conjunto,  $L(y)^4$ , de todos los vectores de inputs,  $v \in \psi$ , que permiten producir un vector de producción  $y \in \psi$ . Es decir,

$$L(y) = \{ v \in \psi: v \text{ puede producir } y \} \quad (1)$$

La función distancia se define como la máxima contracción proporcional en el vector input  $v$  que aún permite producir en el vector  $y$ , es decir:

$$D(v, y) = \text{máx} \{ \rho: (v/\rho) \hat{\alpha} L(y) \} \quad (2)$$

De las propiedades de la tecnología de producción se derivan otras propiedades para la función distancia:  $D(v,y)$  es no creciente en  $y$ ; no decreciente, linealmente homogéneo +1 y cóncavo en  $v$ .

Además  $D(v, y) \geq 1$  si  $x \hat{\alpha} L(y)$  y  $D(v, y) = 1$  si  $x$  se encuentra en el límite interior de  $L(y)$ , es decir la firma es eficiente.

La literatura dedicada a la medición de eficiencia y productividad de las firmas puede organizarse en dos grandes grupos según la metodología utilizada para definir la tecnología de producción de la firma. Un gran grupo que utiliza métodos paramétricos: fronteras estocásticas (Aignet, et al, 1977) y fronteras determinísticas (Aigner y Chu, 1968). Y otro grupo que utiliza métodos no paramétricos: *Data Envelopment Analysis* (Charnes et al, 1978) y Free Disposable Hull (Deprins et al, 1984).

Como se dijo anteriormente, en la presente investigación se utilizan métodos paramétricos. Usualmente en las estimaciones paramétricas de fun-

---

4. Se asume que la tecnología satisface las propiedades enumeradas en Färe y Primont (1995).

ciones de producción se utilizan dos tipos de funciones: la función translogarítmica y la función Cobb Douglas.<sup>5</sup> La función translogarítmica tiene la ventaja de su mayor flexibilidad; es una aproximación de Taylor de segundo orden a cualquier función continua de producción (Klein, 1953). Como se sabe, la desventaja de este tipo de función es la pérdida de eficiencia (si se tratan de variables irrelevantes), siendo este problema más importante cuando el número de datos es reducido.

La función distancia translogarítmica para un vector de producción  $y \in \varepsilon$  y de insumos  $v \in \varepsilon$  queda definido como:

$$\begin{aligned}
 \ln Di = & \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln y_n^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^N \alpha_{nk} \ln y_n^{i,t} \ln y_k^{i,t} \\
 & + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln v_m^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{l=1}^M \beta_{ml} \ln v_m^{i,t} \ln v_l^{i,t} \\
 & + \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \delta_{nm} \ln y_n^{i,t} v_m^{i,t} + \theta_i t + \frac{1}{2} \theta_{tt} t^2 + \sum_{n=1}^N \theta_m \ln y_n^{i,t} t \\
 & + \sum_{m=1}^M \theta_{tm} \ln v_m^{i,t} t + \sum_{c=1}^C \gamma_c \ln C_c^{i,t} + \varepsilon^{i,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

Se modela una función de producción estocástica, ya que se incluye un término de error. Dicho término  $\varepsilon^{i,t}$  es una variable aleatoria que da cuenta del ruido estadístico. La variable temporal es incluida para captar el progreso tecnológico (*frontier shift*). Si bien esta especificación con una tendencia determinística puede resultar poco realista, es la más utilizada en la práctica. La forma de modelar el progreso tecnológico es a través de la variable de primer y segundo orden, además de interactuar con el logaritmo de las variables insumos y productos (permitiendo mayor flexibilidad respecto de una especificación neutral a la Hicks (Hicks, 1932)). Esta especificación es presentada en Coelli, et al. (2005) y en Hussain, et al. (1999).

5. Otras funciones de producción comúnmente utilizadas son la Cuadrática, Cuadrática Normalizada, Leontieff Generalizada y CES (Constant Elasticity Substitution) (Coelli et al (2005).

7. “Como muchos autores sostienen, incluir una tendencia determinísticas en la función de producción puede no ser perfecto, pero es una alternativa tratable con algunas ventajas significativas (simplicidad analítica y econométrica) frente a otras especificaciones” Farsi, Fetz y Filippini (2007: pp. 10).

Además, Coelli, y Perelman (1999) sugieren la posibilidad de que las variables de contexto afecten a la Frontera de Posibilidades de Producción (FPP) de la firma o el grado de ineficiencia técnica de la misma. Si bien es posible modelar estas variables a través del término de ineficiencia de las mismas,<sup>7</sup> en este caso se cree más conveniente incluir por afuera de la ineficiencia, ya que se estima que estas variables no afectan la ineficiencia sino su frontera de producción.<sup>8</sup>

A partir de los trabajos (Loza, et al, 2003) y (Margaretic, Romero, 2007)<sup>9</sup>, un modelo para tres insumos y tres outputs, donde la parametrización translog de la función de distancia de inputs para un panel de N firmas observadas durante T períodos, es:

$$\begin{aligned}
 d^{i,t} = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^3 \varpi_m y_m^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^3 \sum_{n=1}^3 \varpi_{mn} y_m^{i,t} y_n^{i,t} + \sum_{k=1}^3 \beta_k x_k^{i,t} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{kj} x_k^{i,t} x_j^{i,t} + \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \delta_{km} x_k^{i,t} y_m^{i,t} \\
 & + \theta_t t + \frac{1}{2} \theta_{tt} t^2 + \sum_{k=1}^3 \zeta_k x_k^{i,t} t + \sum_{m=1}^3 \varsigma_m y_m^{i,t} t, \quad (4) \\
 & i=1, \dots, N; t=1, \dots, T.
 \end{aligned}$$

donde  $d$ ,  $x$  e  $y$  son el logaritmo natural de la distancia, los inputs y los outputs, respectivamente. Para poder observar los efectos temporales, es común introducir alguna variable de tendencia (primer y segundo orden),  $t$ , que asimismo interactúa con los logaritmos de los inputs y outputs.

Las restricciones que se requieren para la homogeneidad de grado uno en inputs y para la simetría son respectivamente:

$$\sum_{k=1}^3 \beta_k = 1; \sum_{j=1}^3 \beta_{kj} = 0, k=1,2,3; \sum_{k=1}^3 \delta_{km} = 0, m=1,2,3; \sum_{k=1}^3 \zeta_k = 0, \quad (5)$$

y:

$$\varpi_{mn} = \varpi_{nm}, m, n=1,2,3; \beta_{kj} = \beta_{jk}, k,j=1,2,3 \quad (6)$$

7. En este caso estaría a la izquierda de la ecuación como un componente de la distancia, la cual mide la ineficiencia de la firma.

8. Esta especificación se encuentra modelada para datos de panel por Battese y Coelli (1995).

9. Dicho modelo está normalizado por uno de los inputs. En el presente trabajo, el input es el empleo ( $x_3$ ) y por ende será la variable que figurará como explicada.



De esta manera, se impone la condición de homogeneidad mediante la normalización de la función con uno de los inputs (en este caso  $x_3$ ), llegando a :

$$\begin{aligned}
 -x_3^{i,t} = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^3 \varpi_m y_m^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^3 \sum_{n=1}^3 \varpi_{mn} y_m^{i,t} y_n^{i,t} + \sum_{k=1}^2 \beta_k x_k^{*i,t} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^2 \sum_{j=1}^2 \beta_{kj} x_k^{*i,t} x_j^{*i,t} + \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \delta_{km} x_k^{*i,t} y_m^{i,t} + \sum_{h=1}^2 \psi_h z_h^{i,t} \\
 & + \theta t + \frac{1}{2} \theta_{tt} t^2 + \sum_{k=1}^2 \zeta_k x_k^{*i,t} t + \sum_{m=1}^3 \varsigma_m y_m^{i,t} t + \varepsilon^{i,t} \tag{7}
 \end{aligned}$$

Siendo,  $\varepsilon^{i,t} = v^{i,t} - u^{i,t}$

Donde  $x_k^* = x_k - x_3$ , los  $z_h$ s son el logaritmo natural de las variables ambientales y donde se ha reemplazando el término de distancia  $-d^{i,t}$  por el error compuesto  $e^{i,t} = v^{i,t} - u^{i,t}$ . Para la estimación se asume generalmente en la literatura que los errores se distribuyen en forma independiente, entre ellos y respecto de los regresores. No obstante, la distribución supuesta para  $u^{i,t}$  ha sido ampliamente debatida en la literatura académica. Existen diferentes opciones en cuanto a su modelización. La literatura de fronteras estocásticas, con datos de corte transversal empieza con Aigner et al. (1977) donde se asume una distribución half-normal. Luego se propusieron otras especificaciones como normal-exponencial y normal-gamma [Greene, (1980)]. Stevenson (1980) propuso una normal truncada, argumentando que la media cero de la distribución half-normal era muy restrictiva. Una práctica habitual es la de estimar ambos modelos y testear la primera opción como un modelo restringido.

En este trabajo se cuenta con un panel de firmas. Trabajar con datos de panel implica ciertas ventajas [Coelli, et al. (2005)]:

- Amplía el número de datos, lo cual mejora la confianza en la estimación.
- Relaja algunos supuestos respecto acerca de la distribución de  $\mu^{i,t}$  necesarios para identificar la ineficiencia del ruido estadístico.
- Obtiene estimadores consistentes de las ineficiencias técnicas. Bajo algunos supuestos, permite eludir el problema de la dimensionalidad [Schmidt y Sickles, (1984)]. A diferencia del caso con corte transversal, donde a cada observación se le agrega un coeficiente de ineficiencia extra para estimar, con datos de panel incrementar el número de periodos implica incrementar la información para estimar, permitiendo una reducción de la varianza del estimador.

En cuanto a la especificación del término de error con datos de panel, se puede clasificar las estructuras de acuerdo a si  $\mu^{i,t}$  es variable en el tiempo o no.

En este caso se modela una función de producción con niveles de eficiencia variables en el tiempo, bajo la especificación sugerida por Battese y Coelli (1992). Donde:

$$\mu^{i,t} = \exp[-\eta(t-T)] \mu^i, \text{ con } \mu^i \text{ i.i.d. } | N(0, \sigma_u^2) \text{ ó } \mu^i \text{ i.i.d. } N^+(\mu, \sigma_u^2) \quad (8)$$

Esta estructura tiene solo un parámetro desconocido<sup>10</sup>,  $\kappa$ <sup>11</sup>, y por ello mismo es muy restrictiva. Esto implica para todas las firmas idéntico, comportamiento tendencial del nivel de eficiencia. Una limitación resultante es que no permite cambios en el ranking de las firmas en relación a su nivel de eficiencia.<sup>12</sup> En cuanto a su comportamiento tendencial en el caso que  $\kappa$  sea positivo, el nivel de eficiencia aumenta a través del tiempo, mientras que si  $\kappa$  es negativo se reduce (además, es convexa para todo  $\kappa$ ).

Existen otras alternativas en la especificación de  $\mu^{i,t}$ :

$$u^{i,t} = [1 + \exp(\alpha t + \beta t^2)]^{-1} u^i \quad \text{Kumbhakar (1990)}$$

$$u^{i,t} = -\alpha_{i1} - \alpha_{i2}t + \alpha_{i3}t^2 \quad \text{Cornwer, et al. (1990)}$$

$$u^{i,t} = -\exp[-\kappa_i(t - T)] u^i \quad \text{Cuesta (2000)}$$

Cabe aclarar que el modelo propuesto por Cuesta (2000) es un modelo restringido de Battese y Coelli (1992), con tendencia determinística variable entre las firmas.

Por último, existe otra posibilidad. La misma consiste en incluir las variables exógenas en el término de ineficiencia. Coelli, et al. (1999) plantean el debate en la literatura de medición de ineficiencia en las firmas. Algunos autores sugieren que las variables ambientales afectan la tecnología de producción y, por eso, estos factores deberían ser incluidos directamente en la función de producción. Sin embargo, otros autores señalan que los factores ambientales afectan el grado de ineficiencia de la firma y por lo tanto los mismos deben ser considerados en la distribución de  $\mu^{i,t}$ . Esta es la especificación sugerida por Battese y Coelli (1995) que enriquece modelos previos planteados por Pitt and Lee (1981) y Kalirajan (1981), los cuales realizaban

10. También E ( $\pi^i$ ).

11. En el caso que se suponga normal truncada también debe estimarse  $\pi$

12. Si  $\pi^{it} - \pi^{jt}$  para algún  $t \Rightarrow \pi^{it} - \pi^{jt} \forall t$

una estimación en dos etapas<sup>13</sup>. Battese y Coelli (1995) especifican que  $\mu^{i,t}$  se distribuye en forma independiente (pero no idéntica), con una distribución no negativa normal truncada:

$$\mu^i \text{ distribuido } N^+ \left( \sum_{l=1}^L \omega_l c_l^{i,t}, \sigma_u^2 \right) \quad \text{Battese y Coelli (1995)}$$

En este estudio se adopta la especificación de Battese y Coelli (1992). Se considera que las características de la demanda a satisfacer por la firma implican cambios en la frontera de posibilidades de producción y no cambios en los niveles de eficiencia relativos de la firma.

En síntesis, en este trabajo se estima un modelo paramétrico de una función distancia con orientación input, basada en una frontera de producción estocástica a través de máxima verosimilitud, con una especificación del término de error sugerida por Battese y Coelli (1992).

Por último hay dos cuestiones que hay que tomar en cuenta. La primera es que para que las estimaciones de las funciones distancias resulten consistentes, las variables explicativas no deben estar correlacionadas con el término de error. En caso contrario las estimaciones resultan inconsistentes, y se debería estimar mediante variables instrumentales [ver Atkinson et al. (1998) y Coelli et al. (2005)]. La segunda cuestión es que las funciones distancia tampoco están dispensas de inconvenientes, entre las cuales se encuentra el hecho de que suponen que el ratio entre insumos permanece constante, lo cual implica que ante un shock el mismo puede afectar el nivel de los insumos, pero no así el ratio de utilización de los mismos. Esto es solo válido si los inputs son perfectamente flexibles.

## V. TESTEO DE HIPÓTESIS EN LA ESTIMACIÓN ECONOMETRICA

Si los errores se distribuyen normalmente, o si el tamaño de muestra es grande, podemos testear hipótesis respecto a un coeficiente utilizando un test-t. Sea  $\beta_k$  el elemento  $k$ -ésimo del vector  $\beta$  y sea  $c$  una constante conocida. Para testear  $H_0: \beta_k = c$  respecto a  $H_1: \beta_k \neq c$  se utiliza el test estadístico

$$t = \frac{b_k - c}{se(b_k)} \sim t(I-K) \quad (9)$$

Donde  $b_k$  es el estimador para  $\beta_k$  y  $se(b_k)$  es el estimador para su error

---

13. Lo cual generaba una inconsistencia contra el supuesto previo realizado respecto de  $u^{i,t}$  esté i.i.d (idéntica e independientemente distribuida).

estándar. Por lo que entonces, se rechaza  $H_0$  a un nivel de significatividad del  $100\alpha\%$  si el valor absoluto del test estadístico es mayor que el valor crítico  $t_{1-\alpha/2}(I-K)$ . Si la hipótesis alternativa es  $H_1: \beta_k < c$ , entonces se rechaza la  $H_0$  si el estadístico  $t$  es mayor que  $t_{1-\alpha/2}(I-K)$ .

A veces se desea realizar una prueba conjunta referente a varias hipótesis sobre los coeficientes. Por ejemplo, un test interesante llamado “Test de significatividad de la regresión”, tiene como objetivo testear la hipótesis nula conjunta de que todos los coeficientes de la regresión son nulos. Todos se sustentan en la idea de que si las restricciones específicas bajo la hipótesis nula son verdaderas entonces nuestras estimaciones restringidas y no restringidas de  $\beta$  deberían ser muy próximas (puesto que nuestros estimadores restringidos y no restringidos son ambos consistentes). Entre otras cosas, esto implica que:

1. La diferencia entre las sumas de los residuos cuadrados obtenidos de los modelos restringidos y no restringidos deberían ser cercanos a cero. Una medida de esta proximidad es el estadístico  $F$

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/J}{SSE_U/(I-K)} \quad (10)$$

Donde  $SSE_R$  y  $SSE_U$  son las sumas de los residuos cuadrados restringidos y no restringidos y  $J$  es el número de restricciones. Se rechaza  $H_0$  al nivel de significatividad  $100\alpha\%$  si el estadístico  $F$  supera el valor crítico  $F_{1-\alpha}(J, I-K)$ .

2. El valor de la función de log-verosimilitud evaluada en las estimaciones no restringidas deberían ser próximas a cero respecto al valor de la función log-verosimilitud evaluada en las estimaciones restringidas. Una medida de esta proximidad es el ratio estadístico de verosimilitud:

$$LR = -2[\ln L_R - \ln L_U] \sim \chi^2(J) \quad (11)$$

Donde  $\ln L_R$  y  $\ln L_U$  denotan los valores maximizados de las funciones log-verosimilitud restringidos y no restringidos y  $J$  es el número de restricciones. Se rechaza  $H_0$  al nivel de significatividad  $100\alpha\%$  si el  $LR$  supera el valor crítico  $\chi_{1-\alpha}^2(J)$ .

Otros procedimientos alternativos pero que requieren la estimación de sólo un modelo son los tests de Wald ( $W$ ) y el Multiplicador de Lagrange

---

15. Cabe señalar, que como esta variable depende de la tasa de interés de referencia y la misma absorbe la información sobre los shocks cambiarios, en algunos períodos presenta gran variabilidad.

(*LM*) [ver Greene (2008)]. Todos los test anteriores son justificados asintóticamente. Además, los tests *F*, *LR*, *W* y *LM* son equivalentes asintóticamente. Por lo que, si la muestra es lo suficientemente grande, entonces los cuatro tests deberían producir los mismos resultados.

## VI. TESTS DE HIPÓTESIS EN FRONTERAS ESTOCÁSTICAS

Todos los procedimientos de las pruebas descriptas anteriormente están disponibles para el testeo de hipótesis concernientes a  $\beta$ . Los tests estadísticos *LR*, *W* y *LM* sólo son justificados asintóticamente. Por lo tanto, estrictamente hablando, sólo son confiables cuando la muestra es grande. Los tests *t* y *F* no se justifican en pequeñas muestras debido a que el error compuesto en el modelo de frontera estocástica no está normalmente distribuido (estos tests sólo son justificados asintóticamente). Además de testear hipótesis referentes a  $\beta$ , es interesante evaluar si existe realmente efectos de ineficiencia. En el caso de los modelos half-normal y exponencial, la hipótesis nula es una sola restricción que involucra a un único parámetro. Si el modelo ha sido estimado utilizando el método de máxima verosimilitud, se puede testear un hipótesis usando un test *z* simple (debido a que los estimadores *LM* no restringidos están asintótica y normalmente distribuidos).

No obstante, Coelli (1995) proporciona evidencia (utilizando simulación de Monte Carlo) sobre el test *z*. El mismo tiene poca potencia con pequeñas muestras (es decir, tiende a rechazar incorrectamente la hipótesis nula con más frecuencia de lo que se debería). Además, la maximización numérica de la función de verosimilitud puede producir estimaciones poco fiables de las matrices de covarianza y, consecuentemente, de errores estándar. Por estas razones, la literatura especializada en fronteras estocásticas utiliza los tests de *W* y *LR*.

## VII. DATOS

La estimación de la función de distancia se realiza utilizando un panel de 25 empresas distribuidoras de energía de la República Argentina, para el período 2001-2011. Para la elaboración del ranking de eficiencia técnica y el análisis de comparación entre “privadas” y “públicas”<sup>14</sup>, se toman las siguientes veinticinco empresas distribuidoras eléctricas (Tabla 1).

---

14. Las empresas que no formarán parte de este análisis serán: SPSE, DPE, DGSP, APELP, DECSA (Distribuidora Eléctrica de Cauce de San Juan) y EJSSESA (Empresa Jujueña de Sistemas Energéticos Dispersos S.A.)

**Tabla 1. Listado de empresas estudiadas**

Empresas	Siglas
Dirección Provincial de Energía de Corrientes	DPEC
Empresa Distribuidora de Energía Atlántica S.A.	EDEA
Energía de Catamarca S.A. con Participación Estatal Mayoritaria	EC SAPEM
Empresa Distribuidora de Energía La Plata S.A.	EDELAP
Empresa Distribuidora de Electricidad de La Rioja S.A.	EDELAR
Empresa Distribuidora de Electricidad de Mendoza S.A.	EDEMESA
Empresa Distribuidora de Energía Norte S.A.	EDEN
Empresa Distribuidora y Comercializadora Norte S.A.	EDENOR
Empresa Distribuidora Sur S.A.	EDESUR
Empresa Distribuidora de Energía Sur S.A.	EDES
Empresa Distribuidora de Energía de Salta S.A.	EDESA
Empresa Distribuidora de Electricidad de San Luis S.A.	EDESAL
Empresa Distribuidora de Electricidad de Santiago del Estero S.A.	EDESE
Empresa Distribuidora de Electricidad del Este S.A.	EDESTE
Empresa de Energía Río Negro S.A.	EDERSA
Empresa de Distribución Eléctrica de Tucumán S.A.	EDET
Empresa Jujeña de Energía S.A.	EJESA
Electricidad Misiones S.A.	EMSA
Energía de Entre Ríos S.A.	ENERSA
Empresa Provincial de Energía de Córdoba	EPEC
Ente Provincial de Energía del Neuquén	EPEN
Empresa Provincial de la Energía de Santa Fe	EPE
Energía San Juan	ESJ
Recursos y Energía Formosa S.A.	REFSA
Servicios Energéticos del Chaco Empresa del Estado Provincial.	SECHEEP

Fuente: Elaboración propia en base a la Secretaría de Energía y ADEERA.

Con respecto a los datos que se cuentan para las veinticinco empresas distribuidoras eléctricas del país, fueron obtenidos principalmente de la Secretaría de Energía de la Nación y de la Asociación de Distribuidores de Energía Eléctrica de la República Argentina (ADEERA) (Tabla 2).

**Ouputs:** Existen numerosos estudios de eficiencia y cambios en la productividad de las distribuidoras de energía eléctrica. El 62% de los trabajos estiman funciones de producción. Asimismo, el 95% utilizan a la energía

**Tabla 2. Definición de las variables utilizadas**

<b>Área</b>	Área de la concesión en km <sup>2</sup> al 31 de diciembre
<b>Clientes*</b>	Cantidad total de clientes del distribuidor al 31 de diciembre
<b>Dotación (Empleo)</b>	Número de empleados y trabajadores propios de cada distribuidora al 31 de diciembre
<b>Energía Vendida*</b>	Total de energía facturada en valores expresados en MWh (suma de los valores correspondientes a la energía vendida a clientes finales, a la energía transportada por el servicio de PAFTT a GUMAs, GUMEs y GUPAs; y a la energía suministrada a las cooperativas clientes) al 31 de diciembre.
<b>Líneas**</b>	Total de kilómetros de línea de baja, media y alta tensión aéreas y subterráneas al 31 de diciembre
<b>Potencia</b>	Sumatoria de las potencias de los centros de transformación MT/BT (cámaras + plataformas urbanas y rurales) al 31/12. No incluye las SSEE de AT/MT, ni los centros de distribución I/O Centros de rebaje
<b>Potencia Máxima</b>	Potencia máxima total demandada, transportada y/o distribuida por las redes del distribuidor registrado en el año en MV (incluye la del servicio PAFTT a GUMAs, GUMEs y GUPAs)
<b>Pérdidas</b>	Relación de pérdidas totales, como la suma de las pérdidas técnicas y no técnicas, respecto al total de la energía operada
<b>Centros de Transformación</b>	Cantidad de centros de transformación MT/BT (cámaras + plataformas urbanas y rurales) al 31/12. No incluye las SSEE de AT/MT, ni los centros de distribución I/O Centros de rebaje

Fuente: Elaboración propia en base a ADEERA. Nota: \*Se cuenta con información desagregada según sea residencial, comercial e industrial. \*\*Se cuenta con información desagregada conforme al tipo de líneas: baja, media y alta tensión

vendida como output, y el 71% al número de clientes. Los kilómetros de líneas de la red de distribución y el área servida son los restantes outputs más utilizados, aunque esta última en algunos casos es utilizada como variable de contexto. Finalmente, el 77% de los trabajos identificados, utilizan más de un output. Esto es importante, ya que es una de las razones de la adopción de una función distancia en la estimación.

**Inputs:** Con respecto al input relacionado al insumo trabajo, el número de empleados es la variable utilizada con mayor frecuencia. Respecto de las variables relacionadas al insumo capital existe mayor controversia; las

variables más frecuentes son los kilómetros de líneas y la capacidad instalada en transformación (potencia instalada). De aquellos papers que estiman funciones de producción: el 84% de los mismos utilizan el número de empleados como insumo relacionado al insumo trabajo; el 77% los kilómetros de líneas y un porcentaje similar el número de transformadores o la capacidad instalada como variables relacionadas al insumo capital.

**Variabes ambientales:** Dentro de este grupo de variables el área servida y alguna medida asociada a la estructura de la demanda (consumo medio o share de los residenciales sobre la venta total de energía) se identifican como variables exógenas que afectan a la productividad de la firma. Además, aquellos trabajos que utilizan datos de firmas de distintos países también incluyen el PBI per cápita. Por último, Estache et al. (2002) sostiene que en el caso de disponibilidad de datos también se suele incluir variables que midan la calidad, como por ejemplo: condiciones de seguridad, pérdidas técnicas y fallas.

En la presente investigación, los productos que se utilizaron fueron las ventas de energía total facturada en valores expresados en MWh; la cantidad total de clientes del distribuidor al 31 de diciembre de cada año y el área de la concesión en kilómetros cuadrados. Mientras que como medidas de inputs, se utilizaron: el número de empleados, la capacidad instalada en transformación y, por último, los kilómetros de líneas (suma de kilómetros en baja, media y alta tensión).

En la distribución de energía eléctrica los principales insumos de capital son la longitud de las líneas de distribución y el número de transformadores. Esta última variable, sin embargo, puede presentar problemas de homogeneidad, teniendo en cuenta que los transformadores pueden ser de diferentes clases y tamaños. Por esta razón, junto con la longitud de las redes de distribución, se utilizará la capacidad total de los transformadores de cada empresa, medidos en MVA (megavoltiamperios), la cual es una medida homogénea para las diferentes empresas. Como variable ambiental se utiliza el porcentaje de energía vendida a clientes residenciales (sobre el total de energía vendida). Sin embargo, también se plantean otras alternativas: se excluye la variable capacidad de transformación (debido a problemas de medición) y se utiliza el número de clientes por kilómetro cuadrado como variable ambiental en reemplazo del área servida como output. En el proceso de renegociación tarifaria esto puede ser un motivo de conflicto entre las partes (la concesionaria y el organismo regulador), y es por esta razón que



obtener resultados similares es muy importante a los fines prácticos de las estimaciones, ya que implica menores grados de libertad en la negociación.

## VIII. RESULTADOS

De acuerdo a la metodología planteada en el presente artículo y según la revisión de antecedentes y trabajos empíricos anteriores, los modelos estimados se presentan en dos variantes: i) Incluir el área de Servicio como variable de output o como variable de contexto a través de número de clientes por Km<sup>2</sup>. ii) Excluir del modelo la variable potencia instalada (utilizada como input en los modelos 1 y 3), debido a sospechas de problemas de medición en la base utilizada. De lo mencionado surgen cuatro modelos alternativos presentados en la Tabla 3.

**Tabla 3: Modelos Estimados**

	<b>Output</b>	<b>Input</b>	<b>Variables “ambientales”</b>
<b>Modelo 1</b>	Área, Número de Clientes, Venta Total de Energía	Dotación, Total de Líneas, Potencia Instalada.	% Energía Vendida a Residenciales.
<b>Modelo 2</b>	Área, Número de Clientes, Venta Total de Energía.	Dotación, Total de Líneas.	% Energía Vendida a Residenciales.
<b>Modelo 3</b>	Número de Clientes, Venta Total de Energía.	Dotación, Total de Líneas, Potencia Instalada.	% Energía Vendida a Residenciales, Clientes por km <sup>2</sup> .
<b>Modelo 4</b>	Número de Clientes, Venta Total de Energía.	Dotación, Total de Líneas.	% Energía Vendida a Residenciales, Clientes por km <sup>2</sup> .

Fuente: Elaboración propia.

Para la estimación de la función de distancia se utiliza una función translog, la cual es flexible y permite la imposición de homogeneidad.<sup>15</sup> Esto es una desventaja en los contextos donde la cantidad de datos no es elevada, pero dado que en la presente investigación se cuenta con 275 datos, no existen

15. La función translog fue comparada con especificaciones alternativas Cobb-Douglas en muchos papers y estudios del sector de la distribución eléctrica utilizando la prueba de razón de verosimilitud y en todos los casos la tecnología Cobb-Douglas fue rechazada [ver a modo de ejemplo (Melo, Espinosa, 2005), (Danon, 2009)]

motivos a priori para no considerar la utilización de una función translog de una función de distancia. Para derivar la función de verosimilitud se utiliza la parametrización de Battese y Corra (1977), donde  $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ , con  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_c^2$ .

La Tabla 4 muestra los resultados de las estimaciones de la función de distancia. Dado que las variables están expresadas en logaritmos, la interpre-

**Tabla 4: Resultados de las estimaciones de la función de distancia.**

Variable	Modelo 1		Modelo 2	
	Coefficiente	z	Coefficiente	z
Intercept	-684.307	-63.334*	-110.286	-11.923
ln(y1)	23.780	3.314*	-10.492	-15.053
ln(y2)	16.431	2.100*	-0.249	-0.232
ln(y3)	51.189	7.884*	14.117	12.363
[ln(y1)]^2	0.111	11.073	0.191	2.639*
[ln(y2)]^2	0.078	0.708	0.171	2.161*
[ln(y3)]^2	-0.133	-4.196*	-0.045	-11.817
ln(y1)*ln(y2)	-0.287	-13.820	-0.319	-2.167*
ln(y1)*ln(y3)	-0.186	-3.042*	-0.116	-2.753*
ln(y2)*ln(y3)	0.078	10.937	0.137	1.707**
ln(x1*)	80.979	8.947*	59.381	6.013*
ln(x2*)	-36.350	-4.971*	-	-
[ln(x1*)]^2	-0.183	-3.043*	-25.121	-3.912*
[ln(x2*)]^2	0.038	0.655	-	-
ln(x1*)*ln(x2*)	0.043	0.424	-	-
ln(x1*)*ln(y1)	-0.010	-0.074	-0.237	-4.588*
ln(x1*)*ln(y2)	-0.292	-1.916**	-0.008	-0.190**
ln(x1*)*ln(y3)	-0.250	-5.058*	0.120	14.061
ln(x2*)*ln(y1)	0.012	0.123	-	-
ln(x2*)*ln(y2)	0.153	13.665	-	-
ln(x2*)*ln(y3)	0.159	3.183*	-	-
t	-0.224	-4.562*	0.268	3.008*
t^2	-0.000	-0.966	-0.470	-3.838*
t*ln(y1)	-0.000	-0.078	-0.170	-3.507*
t*ln(y2)	0.013	12.364	-0.221	-3.348*
t*ln(y3)	0.000	0.233	0.374	4.480*
t*ln(x1*)	0.021	3.196*	0.079	2.165*
t*ln(x2*)	-0.015	-2.493*	-	-
ln(z1)	0.130	2.048*	-0.000	-0.039

**Tabla 4: Resultados de las estimaciones de la función de distancia (continuación)**

Variable	Modelo 3		Modelo 4	
	Coefficiente	z	Coefficiente	z
Intercept	-122.152	-14024	91.631	13.038
ln(y1)	-13.230	-1.915**	-0.056	-0.076
ln(y2)	-0.047	-0.045	-30741	-2.952*
[ln(y1)]^2	18.552	1.751**	11.018	12.026
[ln(y2)]^2	0.174	2.425*	0.104	14318
ln(y1)*ln(y2)	0.148	1.878**	0.156	1.886**
ln(x1*)	-0.067	-1.741**	-0.053	-14.432
ln(x2*)	-0.274	-1.871**	-	-
[ln(x1*)]^2	-0.100	-2.400*	-0.171	-11284
[ln(x2*)]^2	0.117	15.709	-	-
ln(x1*)*ln(x2*)	54.776	6.092*	-	-
ln(x1*)*ln(y1)	-23.158	-3.671*	-0.091	-2.147*
ln(x1*)*ln(y2)	-0.218	-4.308*	0.106	16065
ln(x2*)*ln(y1)	-0.003	-0.069	-	-
ln(x2*)*ln(y2)	0.107	12434	-	-
t	0.274	3.259*	10039	1.915*
t^2	-0.467	-4.129*	0.024	0.107
t*ln(y1)	-0.151	-3.337*	-0.144	-3.126*
t*ln(y2)	-0.209	-3.358*	-0.026	-0.588
t*ln(x1*)	0.367	4.771*	0.085	10413
t*ln(x2*)	0.058	15966	-	-
ln(z1)	0.007	1.704**	0.028	0.501
ln(z2)	-0.000	-2.281*	-0.000	-0.008

tación que se le da a los coeficientes asociados a cada una de ellas es el de elasticidades. En cuanto al signo esperado de los coeficientes, cabe señalar que en el caso de los productos sería de esperar que el signo fuera negativo, es decir, aumentos en el nivel de alguno/s de los productos genere una reducción en la distancia que observa la empresa analizada respecto a la frontera. Por su parte, el signo esperado para los insumos es positivo. La justificación es la misma que en el caso de los productos, pero en sentido inverso.

Al lado de cada una de los estadísticos  $z$ , aparece uno o dos asteriscos de acuerdo a si resulta significativo a un nivel de  $\alpha=0.05$  o bien al  $\alpha=0.10$  correspondientemente.

**Tabla 5: Referencias**

<b>VARIABLES</b>	<b>CONCEPTO</b>
$y_1$	Energía Vendida
$y_2$	Número de Clientes
$y_3$	Área
$x_1^*$	Líneas
$x_2^*$	Potencia
$z_1$	Proporción de Energía Vendida a Residenciales
$z_2$	Clientes por km <sup>2</sup>
$T$	Variable que indica “tiempo”. Toma valor 1, para el año 2001 de estudio, el valor 2 para el año 2002, y así sucesivamente

## IX. TESTS

Un primer test evalúa la distribución de los niveles de ineficiencia de las empresas. Es decir, testea si en lugar de emplear el actual modelo normal truncado es adecuado utilizar el modelo half-normal. Puesto que el modelo ha sido estimado usando el método de máxima verosimilitud y la muestra puede ser considerada grande, se puede utilizar el test “Z”.

**Tabla 6: Test Modelo Normal Truncado vs Modelo Half-Normal**

<b>Modelos</b>	<b>z-ratio Test</b>
Modelo 1	4.4921*
Modelo 2	0.4598
Modelo 3	0.3689
Modelo 4	0.7258

Notas: \*Significativo al  $\alpha=5\%$ , con valores críticos correspondientes -1.96 y 1.96.

Al observar la Tabla 6, podemos afirmar que sólo en el Modelo 1 se puede rechazar la hipótesis nula que dice que el modelo half-normal es el adecuado. Por lo tanto, es necesario estimar los modelos 2, 3 y 4 bajo el supuesto de distribución de la ineficiencia half-normal.

**Tabla 7: Resultados de los Modelos Half-Normal**

<b>Modelo 2 half-normal</b>		
<b>Variable</b>	<b>Coficiente</b>	<b>z</b>
Intercept	-68.345	-0.426
ln(y1)	-43.539	-3.360*
ln(y2)	19.552	17.530
ln(y3)	19.343	10.137
[ln(y1)] <sup>2</sup>	0.340	3.745*
[ln(y2)] <sup>2</sup>	0.201	2.080*
[ln(y3)] <sup>2</sup>	-0.139	-1.847**
ln(y1)*ln(y2)	-0.491	-2.715*
ln(y1)*ln(y3)	0.037	0.5997
ln(y2)*ln(y3)	0.089	13.858
ln(x1*)	63.04	6.958*
[ln(x1*)] <sup>2</sup>	-0.208	-6.916*
ln(x1*)*ln(y1)	0.172	2.216*
ln(x1*)*ln(y2)	-0.408	-4.973*
ln(x1*)*ln(y3)	-0.160	-3.696*
t	0.074	0.964
t <sup>2</sup>	-0.001	-2.280*
t*ln(y1)	-0.019	-3.017*
t*ln(y2)	0.019	2.895*
t*ln(y3)	-0.009	-3.294*
t*ln(x1*)	0.017	4.937*
ln(z1)	0.062	12.992

Con respecto al modelo 1, aunque los tres outputs resultan ser significativos, ninguno de ellos tiene el signo esperado. Los dos insumos también son significativos estadísticamente pero únicamente "líneas" tiene el signo positivo. Respecto a la tendencia temporal, ésta y su interacción con los insumos resultan significativas. Por último, la variable ambiental es significativa pero no tiene el signo esperado, puesto que la misma tendría que ser negativa, indicando que un aumento del porcentaje de venta a clientes residenciales implicase un movimiento hacia "adentro de la frontera" (que, a su vez, ceteris paribus, indica que si la firma mantuvo su relación insumo-producto, ésta se ha vuelto más eficiente).

Tabla 7: Resultados de los Modelos Half-Normal (continuación)

Variable	Modelo 3 half-normal		Modelo 4 half-normal	
	Coefficiente	z	Coefficiente	z
Intercept	-46.560	-0.975	-40.435	-0.786
ln(y1)	-18.995	-2.296*	-36.614	-5.691*
ln(y2)	11.657	11.930	27.014	2.758*
[ln(y1)] <sup>2</sup>	0.139	15.442	0.364	3.828*
[ln(y2)] <sup>2</sup>	0.106	12.481	0.266	2.783*
ln(y1)*ln(y2)	-0.204	-11.788	-0.571	-2.987*
ln(x1*)	40.814	4.625*	42.223	5.133*
ln(x2*)	-15.378	-2.725*	-	-
[ln(x1*)] <sup>2</sup>	-0.209	-3.675*	-0.204	-5.066*
[ln(x2*)] <sup>2</sup>	0.006	0.123	-	-
ln(x1*)*ln(x2*)	0.089	0.928	-	-
ln(x1*)*ln(y1)	0.137	11.617	0.185	2.196*
ln(x1*)*ln(y2)	-0.345	-2.463*	-0.397	-3.896*
ln(x2*)*ln(y1)	-0.086	-11.014	-	-
ln(x2*)*ln(y2)	0.224	2.489*	-	-
t	-0.090	-1.922**	-0.077	-2.743*
t <sup>2</sup>	-0.001	-2.984*	-0.001	-2.427*
t*ln(y1)	-0.000	-0.021	-0.020	-2.691*
t*ln(y2)	0.005	0.694	0.025	3.260*
t*ln(x1*)	0.011	2.001*	0.013	3.466*
t*ln(x2*)	-0.008	-16.423	-	-
ln(z1)	0.096	1.967*	0.078	15.455
ln(z2)	-0.197	-6.063*	-0.299	-6.906*

En el modelo 2 half-normal, el signo de la elasticidad de la "energía vendida" es el esperado, como así también el signo de la elasticidad del input "total de líneas". En cuanto a la significatividad de los coeficientes, sólo el output "energía vendida" resulta ser significativo, como así también el insumo "líneas". Además, todos los términos cuadrados y el de interacción entre energía vendida y cantidad de clientes, resultan ser significativos estadísticamente. Tanto el término cuadrado del insumo líneas como su interacción con los productos, resultan ser significativos. Con respecto al término que refleja la tendencia, éste resulta no ser significativo. Sin embargo, los términos de interacción de la tendencia con los productos y el insumo, y la tendencia

**Tabla 8: Test de Significatividad Conjunta del Modelo**

<b>Modelos</b>	<b>LR Test</b>	<b>Valor Crítico al 1%</b>	<b>Valor Crítico al 5%</b>
Modelo 1	5.268.815	11.34	7.81
Modelo 2 HN	6.469.476	9.21	5.99
Modelo 3 HN	5.705.192	9.21	5.99
Modelo 4 HN	6.837.590	9.21	5.99

al cuadrado, sí resultan ser significativos. Por último, la variable ambiental proporción de energía vendida a los residenciales, no resulta ser estadísticamente significativa.

El modelo 3 half-normal no es el adecuado por diversas razones. Entre ellas, podemos afirmar dos cuestiones: a) no hay output que sea significativo y con signo negativo; b) aunque el insumo "líneas" es significativo y tiene el signo esperado, su término cuadrado y la interacción con los demás insumos y outputs no tienen conjuntamente el signo esperado y la significatividad estadística correspondientemente.

En el Modelo 4 half-normal a excepción de la variable ambiental "proporción de energía vendida a residenciales" y el intercepto, todas las variables resultan significativas. Sin embargo, únicamente la energía vendida, las líneas y el término de interacción "líneas" y "energía vendida" tienen el signo esperado.

A modo de conclusión, se puede afirmar que sólo el modelo 2 half-normal es el que mejor se ajusta a los datos. No obstante, para testear la significatividad conjunta del modelo, es decir, la ausencia o no de efectos de ineficiencia, podemos recurrir al test "LR" (likelihood-ratio). En todos los modelos se rechaza la hipótesis nula de que la totalidad de las firmas son eficientes  $H_0: \mu = \gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2 = 0$ .

La eficiencia promedio según cada modelo se muestra a continuación en la Tabla N° 9:

**Tabla 9: Eficiencia técnica por tipo de modelo**

	Media	Mediana	Desvío Estándar	Valor Mínimo	Valor Máximo
<b>Modelo 1</b>	0.6162	0.6162	0.0090	0.6026	0.6296
<b>Modelo 2 HN</b>	0.5501	0.5501	0.0010	0.5486	0.5515
<b>Modelo 3 HN</b>	0.5537	0.5537	0.0135	0.5333	0.5739
<b>Modelo 4 HN</b>	0.4728	0.4728	0.0064	0.4632	0.4825

Otro test importante evalúa la evolución temporal del nivel de eficiencia de las empresas, es decir  $H_0: \eta_t = 0$ . Esta hipótesis nula es el modelo presentado por Battese, Coelli y Colby (1989). Al evaluar la variable denominada “ETA”, si el signo es positivo y es estadísticamente significativa, entonces hay evidencia que existen mejoras en la eficiencia técnica a lo largo del tiempo.

**Tabla 10: Test de Evolución Temporal del Nivel de Eficiencia de las Firmas**

Modelos	z-ratio Test
Modelo 1	-2.2047*
Modelo 2 HN	0.4507
Modelo 3 HN	-4.5247*

Nota: \*Significativo al  $\alpha=5\%$ ,

Al observar los resultados, a excepción del modelo 2, los demás sugieren que existieron disminuciones de los niveles de la eficiencia a través del tiempo, en el período 2001-2011 considerado.

Por último, otro test interesante a considerar es aquel que mide los movimientos de la frontera de posibilidades de producción, es decir, los cambios tecnológicos. A excepción del modelo 1, todos los demás modelos presentan cambios tecnológicos y/o no neutrales, puesto que se rechaza la hipótesis nula  $H_0: \theta_t = \theta_{tt} = \theta_{tm} = \theta_{ty}$ .



**Tabla 11: Test de Cambios Tecnológicos**

<b>Modelos</b>	<b>LR=-2[L<sub>R</sub>-L<sub>U</sub>]</b>	<b>Valor Crítico al 1%</b>	<b>Valor Crítico al 5%</b>
Modelo 1	-295.157	18.48 (7 grados de libertad)	14.07 (7 grados de libertad)
Modelo 2 HN	513.341	16.81 (6 grados de libertad)	12.59 (6 grados de libertad)
Modelo 3 HN	224.717	16.81 (6 grados de libertad)	12.59 (6 grados de libertad)
Modelo 4 HN	309.098	15.09 (5 grados de libertad)	11.07 (5 grados de libertad)

Notas: Test likelihood-ratio (LR); LR es el likelihood del modelo restringido, LU es el likelihood del modelo sin restringir.

## **X. RANKING DE EFICIENCIA**

Puesto que el resultado del software Frontier 4.1 muestra la estimación de la eficiencia técnica para cada año dentro del período 2001-2011 estudiado, a continuación se presenta un cuadro resumen de la eficiencia técnica media para cada una de las empresas analizadas de acuerdo al tipo de modelo considerado, recordando que el modelo 2 HN es el que mejor se ajusta.

**Tabla 12**  
**Eficiencia técnica promedio anual por empresa eléctrica y según modelo**

EMPRESA	MODELO 1	MODELO 2 HN	MODELO 3 HN	MODELO 4 HN
DPEC	0.3137	0.2275	0.2994	0.2095
EDEA	0.6395	0.3470	0.4957	0.2982
EC SAPEM	0.6072	0.6097	0.5478	0.4865
EDELAP	0.8993	0.9588	0.9749	0.9671
EDELAR	0.8029	0.9000	0.8249	0.7318
EDEMSA	0.4358	0.2943	0.3222	0.2396
EDEN	0.5194	0.2785	0.3883	0.2238
EDENOR	0.4282	0.4885	0.2441	0.1829
EdERSA	0.8361	0.6788	0.4903	0.3415
EDES	0.7791	0.6297	0.8005	0.6065
EDESA	0.9714	0.8990	0.6429	0.5092
EDESAL	0.6195	0.7812	0.6979	0.7125
EDESE	0.5369	0.4283	0.4011	0.2608
EDESTESA	0.8963	0.6266	0.9824	0.9784
EDESUR	0.6705	0.9635	0.3102	0.2576
EDET	0.4741	0.4206	0.6339	0.5488
EJESA	0.6749	0.5281	0.9124	0.7835
EMSA	0.4746	0.4883	0.5235	0.5485
ENERSA	0.4175	0.3087	0.4837	0.3344
EPEC	0.4834	0.1230	0.2261	0.0997
EPEN	0.7637	0.9732	0.6591	0.8137
EPESF	0.3399	0.0767	0.1498	0.0640
ESJ	0.5700	0.4990	0.5667	0.4453
REFSA	0.9235	0.9791	0.9720	0.9665
SECHEEP	0.3275	0.2430	0.2919	0.2101

Observando la Tabla N° 13, y centrando la atención en el Modelo N° 2 HN, las empresas públicas se encuentran en los últimos puestos del ranking de eficiencia, a excepción de EMSA, que igualmente se encuentra por debajo de la mitad del total de empresas.

Tabla 13: Ranking de Eficiencia Según Modelo Analizado

Empresa	Modelo 1	Ranking	Empresa	Modelo 2	Ranking	Empresa	Modelo 3	Ranking	Empresa	Modelo 4	Ranking
	09.714	1	REFSA	0.9791	1	EDESTESA	0.9824	1	EDESTESA	0.9784	1
REFSA	09.235	2	EPEN	0.9732	2	EDELAP	0.9749	2	EDELAP	0.9671	2
EDELAP	08.993	3	EDESUR	0.9635	3	REFSA	0.9720	3	REFSA	0.9665	4
EDESTESA	08.963	4	EDELAP	0.9588	4	EJESA	0.9124	4	EPEN	0.8137	4
EdERSA	08.361	5	EDELAR	0.9000	5	EDELAR	0.8249	5	EJESA	0.7835	5
EDELAR	08.029	6	EDESA	0.8990	6	EDES	0.8005	6	EDELAR	0.7318	6
EDES	07.791	7	EDESAL	0.7812	7	EDESAL	0.6979	7	EDESAL	0.7125	7
EPEN	07.637	8	EdERSA	0.6788	8	EPEN	0.6591	8	EDES	0.6065	8
EJESA	06.749	9	EDES	0.6297	9	EDESA	0.6429	9	EDET	0.5488	9
EDESUR	06.705	10	EDESTESA	0.6266	10	EDET	0.6339	10	EMSA	0.5485	10
EDEA	06.395	11	EC SAPEM	0.6097	11	ESJ	0.5667	11	EDESA	0.5092	11
EDESAL	06.195	12	EJESA	0.5281	12	EC SAPEM	0.5478	12	EC SAPEM	0.4865	12
EC SAPEM	06.072	13	ESJ	0.4990	13	EMSA	0.5235	13	ESJ	0.4453	13
ESJ	05.700	14	EDENOR	0.4885	14	EDEA	0.4957	14	EdERSA	0.3415	14
EDESE	05.369	15	EMSA	0.4883	15	EdERSA	0.4903	15	ENERSA	0.3344	15
EDEN	05.194	16	EDESE	0.4283	16	ENERSA	0.4837	16	EDEA	0.2982	16
EPEC	04.834	17	EDET	0.4206	17	EDESE	0.4011	17	EDESE	0.2608	17
EMSA	04.746	18	EDEA	0.3470	18	EDEN	0.3883	18	EDESUR	0.2576	18
EDET	04.741	19	ENERSA	0.3087	19	EDEMESA	0.3222	19	EDEMESA	0.2396	19
EDEMESA	04.358	20	EDEMESA	0.2943	20	EDESUR	0.3102	20	EDEN	0.2238	20
EDENOR	04.282	21	EDEN	0.2785	21	DPEC	0.2994	21	SECHEEP	0.2101	21
ENERSA	04.175	22	SECHEEP	0.2430	22	SECHEEP	0.2919	22	DPEC	0.2095	22
EPESE	03.399	23	DPEC	0.2275	23	EDENOR	0.2441	23	EDENOR	0.1829	23
SECHEEP	0.3275	24	EPEC	0.1230	24	EPEC	0.2261	24	EPEC	0.0997	24
DPEC	0.3137	25	EPESE	0.0767	25	EPESE	0.1498	25	EPESE	0.0640	25

a) REFSA (ex EDEFOR-Concesionaria en Formosa) creada en 2010; b) EC SAPEM (ex EDECAT-Concesionaria en Catamarca) Interventida en 2008 y creada en 2012; c) ENERSA (ex EDERSA-Concesionaria en Entre Ríos) creada en el año 2005. d) EPEN (Neuquén); poco volumen facturado y representativo. EMSA (Misiones), EPEC (Provincia de Córdoba); EPE (Santa Fe); SECHEEP (Chaco); DPEC (Corrientes)

## XI. CONCLUSIÓN

Las reformas introducidas en el sector, en la primera mitad de la década de los años noventa, permitieron que en el negocio de la distribución de energía participaran empresas públicas y privadas. En términos de regulación, las evaluaciones comparativas de eficiencia entre empresas pueden contribuir a mejorar las decisiones de los reguladores en la determinación de las fórmulas tarifarias.

Con respecto a los modelos utilizados bajo el marco del análisis de fronteras estocásticas de funciones distancias, sólo el modelo 2 HN es el que mejor se ajusta a los datos. El signo de la elasticidad de la "energía vendida" es el esperado, como así también el signo de la elasticidad del input "total de líneas". En cuanto a la significatividad de los coeficientes, el output "energía vendida" y el insumo "líneas" resultan ser significativos. Además, todos los términos cuadrados y el de interacción entre energía vendida y cantidad de clientes, el término cuadrado del insumo líneas y su interacción con los productos, resultan ser significativos estadísticamente. Acerca del término que refleja la tendencia, éste resulta no ser significativo, pero los términos de interacción de la tendencia con los productos y el insumo, y la tendencia al cuadrado, sí resultan ser significativos. También, la variable ambiental "proporción de energía vendida a los residenciales", no resulta ser estadísticamente significativa. Además, para el modelo 2HN no hay evidencia que existan mejoras en la eficiencia técnica a lo largo del tiempo.

Por último, con respecto a la ubicación en el ranking de eficiencia técnica, las cinco primeras empresas, a excepción de EPEN, son de carácter privado. Las empresas públicas SECHEEP, DPEC, EPEC y EPE, se encuentran en los últimos lugares, a excepción de EMSA que se ubica en el puesto decimoquinto.

## XII. REFERENCIAS

- Aigner, D., Lovell, C. y Schmidt, P. (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models". *Journal of Econometrics*, 6: pp.21-37.
- Aigner, D. y Chu, S. (1968). "On Estimating the Industry Production Function". *American Economic Review*, 58(4): 826-39.

---

16. Cabe aclarar que la empresa pública REFSA (ex EDEFOR-Concesionaria en Prov. De Formosa) fue creada recién en el año 2010.

- Atkinson, S., Färe, R. y Primont, D. (1998). "Stochastics Estimation of Firm Inefficiency Using Distance Functions". Working Paper, Department of Economics, University of Georgia, Athens.
- Battese, G. y Coelli, T. (1995). "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data". *Empirical Economics*, 20: pp.325-332.
- Battese, G. y Coelli, T. (1992). "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India". *Journal of Productivity Analysis*, 3, pp. 153-169.
- Battese, G., Coelli, T. y Colby, T. (1989). "Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data From ICRISAT's Village Level Studies". *Journal of Quantitative Economics*, 5, pp: 327-348.
- Battese, G. y Corra, G. (1977). "Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia". *Australian Journal of Agricultural Economics*, vol. 21, pp. 169-179.
- Burns, P., y Weyman-Jones, T. (1996). "Cost Functions and Cost Efficiency in Electricity Distribution: A Stochastic Frontier Approach". *Bulletin of Economic Research*, vol. 48(1), pp. 41-64.
- Charnes, A., Cooper, W. y E. Rhodes. (1978). "Measuring the efficiency of Decision Making Units". *European Journal of Operational Research*: vol. 2, n. 6, pp. 429-444.
- Coelli, T, Rao, P., O'Donnell, C. y Battese, G. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. New York, Springer.
- Coelli, T. & Perelman, S. (2000). "Technical Efficiency of European Railways: A Distance Function Approach". *Applied Economics*, vol 32, pp. 1967-1976.
- Coelli, T. & Perelman, S. (1999). "A Comparison of Parametric and Non-parametric Distance Functions: With Application to European Railways". *European Journal of Operations Research*, vol 117, pp. 326-339.
- Coelli, T. (1995). "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis". *Journal of Productivity Analysis*, vol. 6, pp. 247-268.
- Cuesta, R. (2000). "A Production Model With Firm-Specific Temporal Variation in Technical Inefficiency: With Application to Spanish Dairy Farms". *Journal of Productivity Analysis*, vol. 13, pp. 139-158.
- Danon, M., (2009). "Estimación de Ganancias de Productividad a Través de Funciones Distancias e Fronteras de Producción Estocásticas: Aplicación a

- Distribuidoras de Energía Eléctrica en Argentina”. XLIV Reunión Anual. Asociación Argentina de Economía Política.
- Deprins, D., Simar, L., y Tulkens, H. (1984). “Measuring Labor Inefficiency in Post Offices”, en Marchand, M., Pestieau, P. and Tulkens, H. (eds.) *The Performance of Public Enterprises: Concepts and Measurements*: pp. 243-267.
- Estache, A., Rossi, M., y Ruzzier, C. (2002). “The case for international coordination of electricity regulation: Evidence from the measurement of efficiency in South America”. World Bank Policy Research Working Paper 2907.
- Färe, R. y Primont, D. (1995). *Multi-output production and duality: Theory and applications*. Kluwer Academic Publishers. London.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M. y Zhang Z. (1994). “Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries”. *The American Economic Review*, vol. 84, n.1, pp. 66-83.
- Färe, R., Grosskopf, S., Lindgren, B. y Roos, P. (1994). “Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach”. En Charnes, A., Cooper, W.W., Lewin, A.Y. y Seiford, L.M. (Eds.). *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*, Boston: Kluwer Academic Publishers: pp. 253–272.
- Färe, R., Grosskopf, S. y Lovell, C. (1994). *Production Frontier*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Farsi, M., Fetz, A. y Filippini, M. (2007). “Benchmarking and Regulation in the Electricity Distribution Sector”. CEPE Working Paper No. 54.
- Greene, W. (2008). *Econometric Analysis*. 6ta ed. Prentice Hall.
- Greene, W.M. (1980). “Maximum likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions”. *Journal of Econometrics*, vol.13, n. 1, pp. 27–56.
- Hattori, T. (2002). “Relative Performance of U.S. and Japanese Electricity Distribution: An Application of Stochastic Frontier Analysis”. *Journal of Productivity Analysis*, vol. 18, pp. 269-282.
- Hicks, J. R. (1932). *Theory of Wages*. London: MacMillan.
- Hussain, M; Coelli, T. & Simmons, P. (1999). “An Analysis of the Technical Efficiency of Cotton Farmers in the Punjab province in Pakistan”. Conference (43th), January 20-22, 1999, Christchurch, New Zealand 123815, Australian Agricultural and Resource Economics Society.
- Kalirajan, K. (1981). “An econometric analysis of yield variability in paddy production”. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 29, n. 3, pp 283-294.

- Klein, L.R (1953). *A textbook of econometrics*. New York: Row Peterson.
- Kumbhakar, S. y Lovell, K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. (1990). "Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Inefficiency". *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 201–211.
- Loza, A., Margaretic, P. y Romero, C. (2003). "Consistencia de medidas de eficiencia basadas en funciones de distancia paramétricas y no paramétricas. Una aplicación al Sector de Distribuidoras de Electricidad de la Argentina". XXXVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires.
- Margaretic, P. y Romero, C. (2007). "Estimation of Productive Efficiency based on non-parametric techniques: The case of electricity distribution in Argentina". En Chisari, O. (Ed.) *Regulatory Economics and Quantitative Methods*. E.Elgar: Cheltenham, UK.
- Melo, L. y Espinosa, N. (2005). "Ineficiencia en la distribución de energía eléctrica: una aplicación de las funciones de distancia estocástica". *Revista Ensayos sobre Política Económica*, vol. 49, pp.88-132
- Neuberg, L. (1977). "Two Issues in the Municipal Ownership of Electric Distribution Systems". *Bell Journal of Economics*, No. 8, pp. 303-323.
- Pitt, M. y Lee, L. (1981). "The measurement and sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry". *Journal of Development Economics*, 9, pp. 43–64.
- Schmidt, P. y Sickles, R.E. (1984). "Production frontiers and panel data". *Journal of Business and Economic Statistics*, n. 2, pp. 367–374.
- Stevenson, R. (1980). "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation". *Journal of Econometrics*, vol. 13, n.1, pp. 58-66.



# Comportamiento cíclico de la política fiscal en Argentina: ¿Década ganada o década perdida?

*Cyclical behavior of fiscal policy in Argentina:  
¿Won decade or lost decade?*

**MARÍA JOSÉ GRANADO\***

*Instituto de Investigaciones Económicas, Universidad Nacional de Tucumán  
mjgranado@gmail.com*

## RESUMEN

*Se analiza el gasto del sector público nacional y sus componentes en relación al ciclo económico de Argentina, con series mensuales desde 1993. Se diferencia el análisis cíclico en dos décadas: 1993-2002 y 2003 en adelante, para detectar si hubo una mejora en el comportamiento cíclico de la política fiscal en Argentina, como evidenciaron algunos autores para otros países emergentes. Puede observarse una menor prociclicidad del gasto total a partir de 2003, pero no se detecta un gran avance de Argentina para liberarse de la prociclicidad de la política fiscal. Se destaca el rol del gasto de capital, que puede haber constituido una herramienta anticíclica en la última década. Se advierte un significativo crecimiento del tamaño del Estado, lo que merece una discusión aparte.*

Palabras clave: política fiscal, ciclo económico, prociclicidad de la política fiscal, Argentina.

Clasificación JEL: E3, E6, H5.

## ABSTRACT

*This paper analyses the relationship between Argentina's national public expenditure and its business cycle. It uses monthly time series from 1993. In order to capture probable fiscal-policy-cyclical-behavior improvement, as alleged by several other authors towards emerging countries, the two decades of cyclical behavior is contrasted; starting from 1993 to 2002, and*





*from 2003 onwards. It's found less procyclicality on total expenditure since 2003 though Argentina didn't achieve overcoming it. Capital expenditure's role is highlighted, since it could have been taken as a countercyclical tool during the last decade. A significant increase in government size is pointed out. However, the latter deserves a separate discussion.*

Key Words: fiscal policy, business cycle, procyclicality of fiscal policy, Argentina

JEL Classification: E3, E6, H5

## I. INTRODUCCIÓN

Desde mediados de los años 90, el comportamiento cíclico de la política fiscal ha constituido un tema de gran interés, sobre todo en los países en desarrollo. Este interés surgió al observarse que estos países presentaban una política fiscal procíclica, lo contrario a lo esperable de acuerdo a los principales modelos teóricos desarrollados hasta ese momento: keynesianos y modelos de tax-smoothing, inspirados en Barro (1979). Los primeros establecían que la política fiscal debería ser contracíclica (o anticíclica), es decir, el gobierno debería aumentar su gasto y disminuir los impuestos en los períodos de recesión, ayudando de esta forma a la economía a sobrellevar esta fase del ciclo, llevando a cabo las políticas inversas durante las expansiones. En los modelos a la Barro, la política fiscal debería ser neutral al ciclo económico, y responder solamente a cambios no anticipados en la restricción presupuestaria del gobierno. La idea de tax-smoothing es mantener constante la tasa impositiva, de modo que, dado un gasto del gobierno constante, en las épocas de recesión la economía recurra al endeudamiento para solventar sus gastos, y en las fases expansivas, genere los recursos suficientes para repagar la deuda. Los países desarrollados, en general, cumplían con los preceptos de una política fiscal contracíclica o acíclica. Sin embargo, se evidenció una política fiscal procíclica en los países en desarrollo: gasto público que disminuye en las recesiones y aumenta en las expansiones, y tasas impositivas que son incrementadas en las recesiones y disminuidas en las expansiones. La preocupación por una conducta de este tipo reside en que la política fiscal tiende así a reforzar el ciclo económico, agudizando las recesiones y expansiones.

Esto llevó a la necesidad de generar modelos teóricos donde resulte óptima una política fiscal procíclica, destacándose dos ramas principales. La primera rama, basada en problemas de mercados incompletos, enfatiza el rol de la falta de acceso al crédito de los países en desarrollo en períodos

de recesión: el costo de endeudarse en fases recesivas es tan alto que estas economías prefieren aumentar las tasas impositivas para cubrir sus gastos. La segunda rama, basada en problemas políticos e institucionales, parte del hecho de que las fluctuaciones en la base imponible son muy altas en los países en desarrollo, por lo que el tax-smoothing total implicaría grandes superávits presupuestarios en buenos tiempos y grandes déficits en malos tiempos. Sin embargo, la posibilidad de grandes superávits en los buenos tiempos se ve obstaculizada por presiones políticas para aumentar el gasto. Como consecuencia, los recursos fiscales extraordinarios son gastados, en lugar de ser ahorrados o utilizados para cancelar deuda. Algunos autores enfatizan la importancia y complementariedad de ambas ramas.

Numerosos estudios teóricos y empíricos se sucedieron, demostrando cómo la mayoría de los países en desarrollo se encuentran entrampados en una política fiscal procíclica que profundiza sus fluctuaciones cíclicas. Sin embargo, Frankel, Vuletin y Végh (2012) muestran que en la última década (2000-2009 en su trabajo), alrededor de un tercio de los países en desarrollo lograron escaparse de la política fiscal procíclica, y establecen que el rol de la calidad institucional fue clave para tal logro. Chile se presenta como el principal ejemplo, habiendo logrado también Brasil “graduarse” en materia de política fiscal en el ciclo. Argentina figura como un país que no se “graduó” aún, pero se observa una caída importante en la correlación entre el componente cíclico del gasto del gobierno central y el Producto Interno Bruto (PIB), principal indicador que los autores utilizan para medir grado de prociclicidad.

El objetivo de este trabajo es analizar, mediante un análisis de series de tiempo, el gasto público de Argentina en relación al ciclo económico y determinar si nuestro país ha mejorado su comportamiento o ha logrado escapar de una política fiscal procíclica en la última década, como lo hicieron sus pares Chile y Brasil. Siguiendo a Lane (2003), que demuestra que el nivel de prociclicidad varía según las diferentes categorías de gasto, no sólo se estudiará el gasto público total, sino también los diferentes componentes del gasto. La mayoría de los estudios empíricos usan datos de corte transversal o paneles de datos de varios países. Aquí se realizará un análisis detallado de series de tiempo, para comprender la evolución particular de la política fiscal en Argentina, desde 1993 hasta la actualidad, detectando si hubo cambios de comportamiento cíclico a partir de 2003. En futuros estudios se tratará de desentrañar si entre los determinantes de la conducta cíclica del gasto prevalecen los factores relacionados con la restricción al crédito o factores institucionales.

En la sección II se presentarán los datos a utilizar, y se estudiará la evolución de la composición del gasto para determinar qué instrumentos del gasto público preponderaron en los últimos años.

La sección III mostrará los resultados de las series ajustadas por estacionalidad y filtradas por valores extremos, con los picos y valles que determinan su ciclo clásico. También se realizará un análisis que permitirá diferenciar dos subperiodos dentro del periodo total de estudio: 1993-2002 y 2003 en adelante. Se apreciará una diferencia en los niveles y tasas de crecimiento de las series de gasto público en estas décadas. Al realizar el análisis desde 1993 se tienen 20 años completos (1993-2012), los que casualmente pueden diferenciarse en dos periodos de una década cada uno. Las décadas distan entre ellas al existir un giro en la política económica desde 2003, cuando la economía comienza a transitar bajo nuevas circunstancias (domésticas y externas) luego de la devaluación y default del 2002. Entre estas nuevas circunstancias se destacan: el nuevo régimen de tipo de cambio luego de un largo periodo de convertibilidad, un nuevo gobierno con políticas tendientes a incrementar la intervención del Estado en la economía, la falta de acceso al mercado de crédito internacional, la importante mejora en los términos del intercambio, entre otras.<sup>1</sup>

Estas diferencias coyunturales fundamentan la posibilidad de separar el análisis cíclico (sección IV) en los dos subperiodos. El análisis cíclico consistirá en analizar la relación de las series de gasto público nacional con el ciclo económico, mediante cuatro métodos diferentes: Análisis de amplitud y velocidad; Análisis de correspondencia temporal; Análisis de correlaciones con el Producto Interno Bruto Privado, y Análisis de Causalidad a la Granger. Estos cuatro métodos pueden complementarse entre sí para obtener conclusiones respecto al comportamiento cíclico de la política fiscal. Los cuatro métodos se aplicarán al periodo completo y a los dos subperiodos mencionados. Es importante tener en cuenta que el tamaño de la muestra

---

1. Debe destacarse que estas circunstancias no necesariamente son independientes entre sí, sino que algunas son causa de otras. Por ejemplo, la devaluación con default, generó un alto nivel de desconfianza en el país, lo que llevó a la restricción del crédito internacional. Esta restricción llevó al gobierno a autofinanciarse principalmente con impuestos. El gran crecimiento de la economía, impulsado en gran medida por el extraordinario crecimiento de los precios internacionales de nuestras principales exportaciones, logró incrementar la recaudación de manera récord, permitiendo el incremento en el tamaño del Estado, traducido en un incremento del gasto público. La devaluación llevó naturalmente a un crecimiento del sector exportador, para aprovechar la mayor competitividad de una moneda devaluada, pero este sector también creció por los mejores precios de sus productos. Esta mejora de precios permitió que la gran presión fiscal sobre el sector privado pueda soportarse en los primeros años de la década.

se reduce considerablemente cuando el análisis pasa a un plano trimestral, al relacionarse las series de gasto con el Producto Bruto Interno Privado y en el análisis de causalidad (20 años, con datos trimestrales, representan 80 observaciones). Al dividir la muestra en dos décadas, irremediablemente, el problema de la reducción en el número de observaciones es aún más importante, lo que limita las conclusiones de los tests. Sin embargo, surgen algunos resultados interesantes de este análisis.

La sección V presenta las conclusiones respecto a si Argentina logró un avance en el comportamiento cíclico de la política fiscal, particularmente, en la conducta cíclica del gasto público nacional en la última década. Se observa, en general, una menor prociclicidad del gasto total a partir de 2003, aunque no se detecta un cambio de comportamiento significativo. La excepción es el gasto de capital, que mejoró su comportamiento cíclico, y que puede haberse usado como herramienta contracíclica para suavizar el ciclo económico en la última década. De acuerdo a algunos análisis, las transferencias al sector privado se tornaron también anticíclicas, pero su comportamiento no es tan claro como el del gasto de capital. Se destaca el importante crecimiento en el tamaño del Estado y en la última sección se presenta una discusión sobre sus implicancias en la política fiscal.

## II. EL GASTO PÚBLICO NACIONAL Y SUS COMPONENTES

En este trabajo se estudian las series mensuales del Gasto del Sector Público Nacional No Financiero (SPNNF), que surgen de las ejecuciones presupuestarias, bajo el esquema Ahorro-Inversión-Financiamiento (AIF), base caja, desde enero de 1993 a la actualidad.<sup>2</sup> El esquema AIF presenta la clasificación económica del gasto, según la cual el gasto puede ser corriente o de capital. Se analiza no sólo el gasto total, sino también ciertos agregados o componentes importantes en materia de política económica, cuyo comportamiento cíclico puede ser diferente: algunos tipos de gasto son más inflexibles, otros más discrecionales, y otros pueden estar en parte determinados por condiciones exógenas, como los pagos de intereses. Lane (2003) destaca la importancia de distinguir entre los diferentes tipos de gastos. Ilzetzki y Vegh (2008) diferencian el gasto público en cuatro grandes rubros: consumo del gobierno, inversión pública, transferencias y servicios de la deuda,

---

2. La información se encuentra disponible en Sec. de Política Económica y Planificación del Desarrollo y Oficina Nacional de Presupuesto. Si bien podrían conseguirse datos trimestrales para algunos años anteriores, en este trabajo se opta por usar datos mensuales, ya que la mayor periodicidad favorece el análisis cíclico.

cada uno con comportamiento cíclico diferente. Aquí se puede afinar más la clasificación, por la disponibilidad de datos, y finalmente, se utilizan para el análisis los conceptos más relevantes.

En la Tabla 1 se presentan los conceptos de gasto nacional que se consideran y las abreviaturas con que serán denotados en el análisis posterior.

**Tabla 1**  
**Series de Gasto del Sector Público Nacional No Financiero (SPNNF)**  
**consideradas y sus abreviaturas**

Nº	Serie	Abreviatura
1	Gasto Total (1)	GTOT
2	Gasto Primario (2)	GPRIM
3	Gasto Corriente	GCTE
4	Gasto de Capital	GCAP
5	Gasto en Remuneraciones	GREM
6	Gasto en Seguridad Social	GSS
7	Intereses de Deudas	GINT
8	Transferencias al Sector Privado (Subsidios y Planes)	GSUB
9	Transferencias de Capital a Provincias y MCBA	GCAPROV

Notas: (1) Gasto Corriente más Gasto de Capital  
(2) Gasto Total menos Intereses de Deudas

Fuente: Elaboración Propia

Debe destacarse que en la definición de Gasto Corriente (y por lo tanto en el Gasto Total y en el Gasto Primario) no se contabilizan las Transferencias por Coparticipación a Provincias.<sup>3</sup>

Entre las series consideradas, los agregados son Gasto Total, Gasto Primario, Gasto Corriente y Gasto de Capital. Los componentes particulares que se estudian son: Gasto en Remuneraciones, Gasto en Seguridad Social, Intereses de Deuda, Transferencias al Sector Privado y Transferencias de Capital a Provincias y Municipalidad de la Ciudad de Buenos Aires. Estos cinco componentes particulares suman alrededor del 80% del Gasto Total Nacional en el periodo considerado.

3. Esta forma de registración rige a partir de 2007. Hasta Diciembre de 2006, en el esquema AIF, tanto en los ingresos corrientes como en los gastos corrientes se incluían, respectivamente, los recursos destinados a ser coparticipados a las provincias y las transferencias que se les enviaba bajo este concepto.

Todas las series se expresaron en términos reales, utilizando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) del Gran Buenos Aires.<sup>4</sup> El Índice de Precios al Consumidor es un índice comúnmente usado para deflactar series de gasto público. En el periodo considerado, las remuneraciones, los gastos de seguridad social y las transferencias al sector privado representan, en promedio, el 64% del gasto total del gobierno nacional. Estos tres conceptos son básicamente ingresos de los consumidores, que ellos gastarán. Bajo este razonamiento, el IPC se considera el índice apropiado para expresar estos montos en términos reales.<sup>5</sup>

A continuación se presenta la distribución del gasto nacional entre gasto corriente y de capital, para diferentes quinquenios y décadas (Tabla 2).

Se observa la gran importancia del gasto corriente, que representa, en promedio, un 90.1% del gasto total para el período 1993-2012. El gasto de capital fue ganando importancia, pasando de un 7% en promedio para el periodo 1993-2002 a un 11.5% en la última década.

La Tabla 3 muestra la participación en el gasto total de los componentes particulares considerados. La caída en la participación en el Gasto Total de los Gastos en Remuneraciones y Seguridad Social se condice con la menor participación observada del Gasto Corriente (de hecho estos dos conceptos son los más importantes gastos corrientes nacionales), pero esto no significa que no crecieron década a década, sino que el avance del Gasto de Capital fue mucho mayor.

Se destaca el crecimiento en la importancia relativa de las Transferencias Corrientes al Sector Privado, que incluye transferencias a unidades familiares, a instituciones privadas sin fines de lucro y a empresas privadas. Su participación en el Gasto Total creció quinquenio a quinquenio, principalmente por los subsidios a los servicios públicos y los planes sociales (a partir de la última década).

---

4. Hasta 2006, la fuente del IPC es el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Desde 2007, el IPC se corrige en base a estimaciones de consultoras privadas.

5. Sería óptimo poder utilizar deflatores específicos a cada tipo de gasto, pero en Argentina no hay fácil disponibilidad de este tipo de deflatores. Las series agregadas, como por ejemplo el Gasto Corriente, incluyen diferentes tipos de gastos (operativos de la administración pública, remuneraciones, seguridad social, etc.) por lo que no sería posible encontrar un deflactor específico al agregado, incluso sería difícil (sino imposible) encontrar deflatores específicos a cada componente. Una alternativa sería deflactar las series con un índice de precios mayoristas, pero tampoco serían índices específicos a los diferentes tipos de gastos. Otra, sería deflactarlas con el deflactor implícito del PIB, pero éste tiene frecuencia trimestral y las series de gasto público son

Los pagos de intereses aumentaron enormemente su participación entre 1998-2002, por el alto endeudamiento y reestructuraciones de deuda llevadas a cabo, y cayeron luego por el default y las cancelaciones de ciertos pasivos, principalmente con Organismos Internacionales.

Si bien la Transferencias de Capital a Provincias y MCBA no se destacan por su participación en el Gasto Total, constituyen uno de los conceptos que más creció durante la última década, como se verá en la sección siguiente.<sup>6</sup>

**Tabla 2**  
**Gasto Total del SPNNE. Participaciones del Gasto Corriente y de Capital**

Gasto	Períodos				Todo el período (1993-2012)
	1993-1997	1998-2002	2003-2007	2008-2012	
Corriente	92,0%	93,9%	89,0%	88,1%	90,1%
Capital	8,0%	6,1%	11,0%	11,9%	9,9%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	1993-2002		2003-2012		
Corriente	93,00%		88,50%		
Capital	7,00%		11,50%		
Total	100,00%		100,00%		

Fuente: Elaboración propia en base a Ministerio de Economía.

6. El análisis de la distribución por Provincias de estas Transferencias resulta de sumo interés para un análisis complementario de este trabajo.

**Tabla 3**  
**Gasto Total del SPNNE. Participaciones de Gastos Particulares**

Gasto	Períodos				
	1993-1997	1998-2002	2003-2007	2008-2012	1993-2012
Remuneraciones	16,5%	13,9%	13,0%	13,0%	13,7%
Seguridad Social	39,2%	35,2%	30,8%	31,9%	33,5%
Tr. Sector Privado	9,8%	13,3%	17,3%	21,1%	16,8%
Intereses	10,3%	17,1%	10,4%	7,9%	10,7%
Transf. de Capital a Provs.	4,7%	4,4%	4,9%	5,0%	4,8%
Suma Conceptos	80,4%	83,9%	76,5%	78,9%	79,6%
Resto	19,6%	16,1%	23,5%	21,1%	20,4%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

	1993-2002	2003-2012
Remuneraciones	15,2%	13,0%
Seguridad Social	37,2%	31,3%
Tr. Sector Privado	11,6%	19,2%
Intereses	13,7%	9,2%
Transf. de Capital a Provs.	4,5%	4,9%

Fuente: Elaboración propia en base a Ministerio de Economía.



### III. LA EVOLUCIÓN DEL GASTO PÚBLICO NACIONAL EN LAS ÚLTIMAS DOS DÉCADAS Y SU IMPORTANCIA EN LA ECONOMÍA ARGENTINA

En la sección anterior pudo observarse que el gasto público nacional fue modificándose en su composición a lo largo de los últimos 20 años. En esta sección se busca analizar la evolución de las series de gasto y de sus componentes, y determinar si se modificó la importancia del gasto público en la economía argentina.

En primer lugar, las series en términos reales (expresadas en millones de pesos a precios de 1993) se ajustan por estacionalidad, usando el programa X13-ARIMA/TRAMO/SEATS del Bureau of The Census de Estados Unidos. Además, se filtran por valores extremos.<sup>7</sup>

Con el programa Turning Points Determination, basado en los desarrollos de Bry y Boschan (1971), se determinan los ciclos clásicos de cada serie, es decir, sus puntos de giro: máximos relativos (picos) y mínimos relativos (valles).<sup>8</sup> Esto permite la comparación del ciclo específico de cada serie con el ciclo económico de Argentina o ciclo de referencia. Para el ciclo de referencia mensual, se utiliza el Índice Compuesto de Actividad Económica de Argentina (ICAE), desarrollado en la Universidad Nacional de Tucumán.<sup>9</sup> Este índice determina las recesiones y expansiones de la economía Argentina, y será utilizado, además del Producto Interno Bruto (PIB), para el análisis cíclico formal, que se presenta en la sección IV. En el periodo considerado, desde 1993 a 2013, el ICAE permitió registrar tres expansiones completas y cuatro recesiones completas. En el Anexo, el gráfico A1 muestra la evolución del ICAE mensual desde 1970.

A continuación en los gráficos 1 a 9 todas las series mensuales de gasto público nacional bajo análisis, ajustadas por estacionalidad e irregulares extremos, y sus puntos de giro clásicos, desde Enero de 1993 hasta Mayo de 2013 (último dato disponible). Las zonas grises son las recesiones nacionales, quedando así representado el ciclo específico clásico de cada serie en relación al ciclo económico nacional.

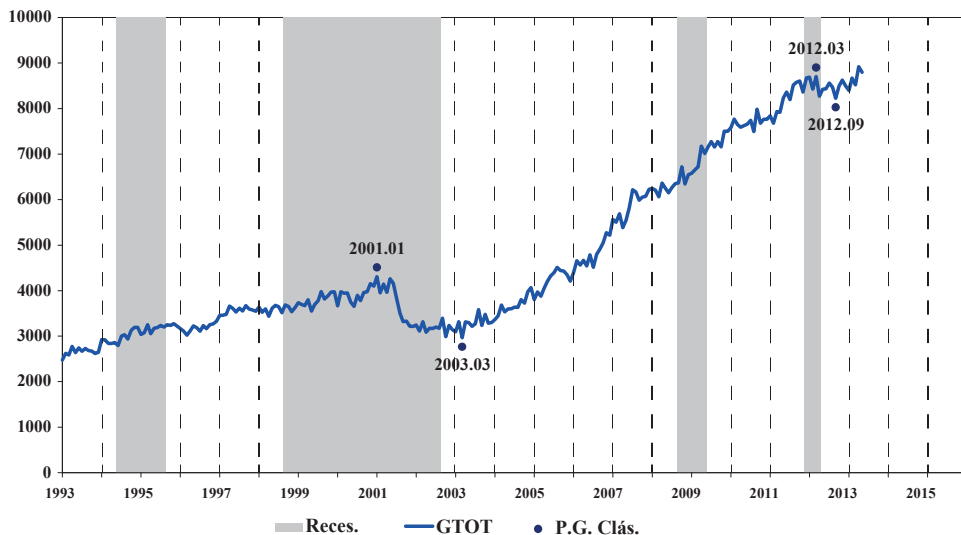
---

7. Este ajuste extra se realiza usando las ponderaciones del componente irregular que arroja el programa X13. Jorrat (2005) lo propone como un requerimiento para la mayoría de las series económicas Argentinas.

8. En la sección IV se presentan los conceptos fundamentales relacionados con los ciclos económicos.

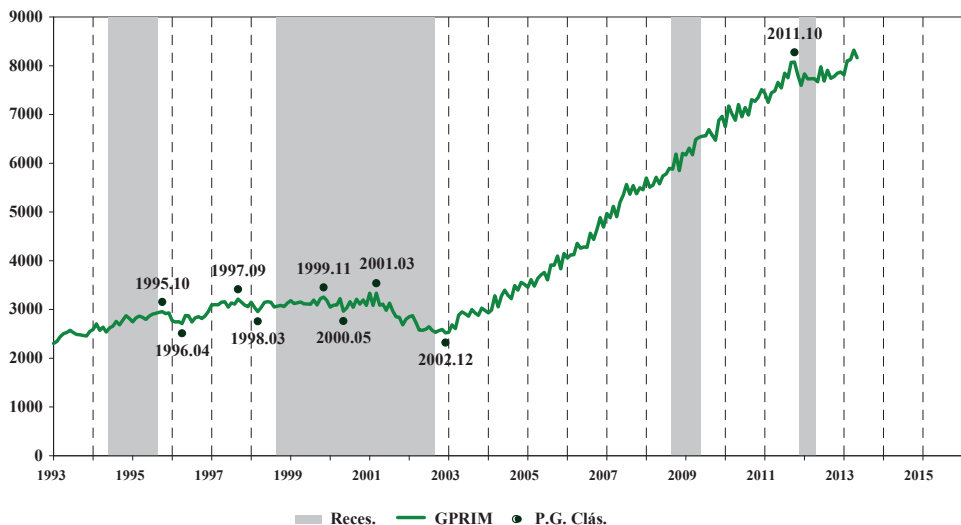
9. Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” del CIUNT, dirigido por el Prof. Juan Mario Jorrat. La metodología para la construcción del ICAE puede consultarse en Jorrat (2005).

**Gráfico 1**  
**Gasto Total del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



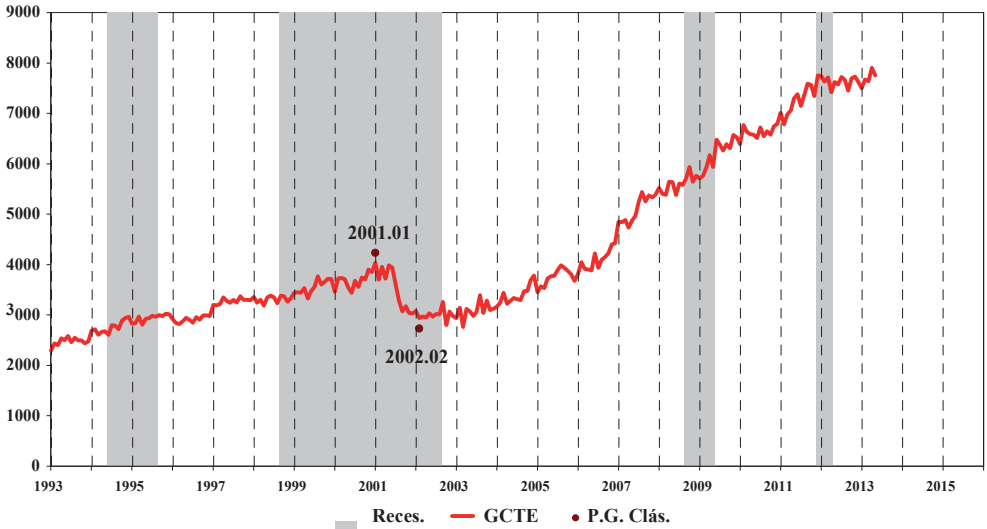
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 2**  
**Gasto Primario del Sector Público Nacional**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada**



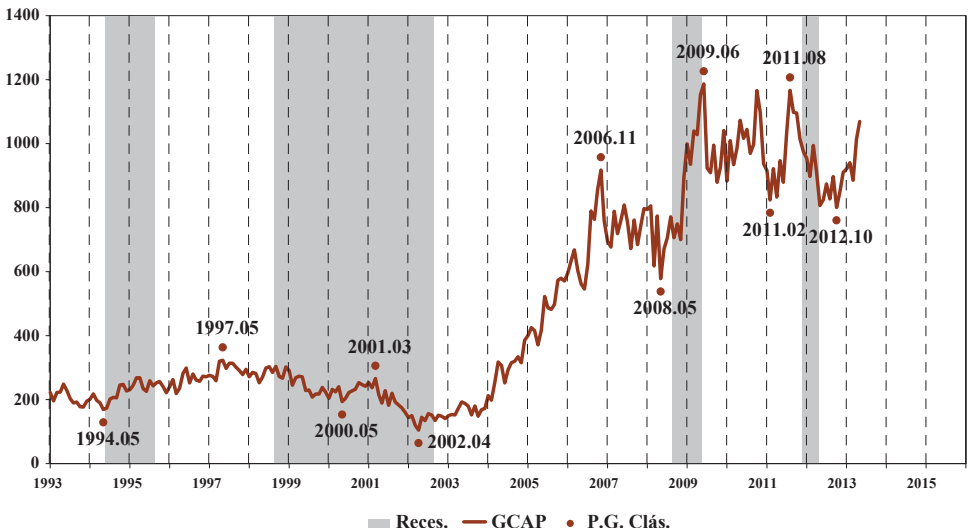
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 3**  
**Gasto Corriente del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



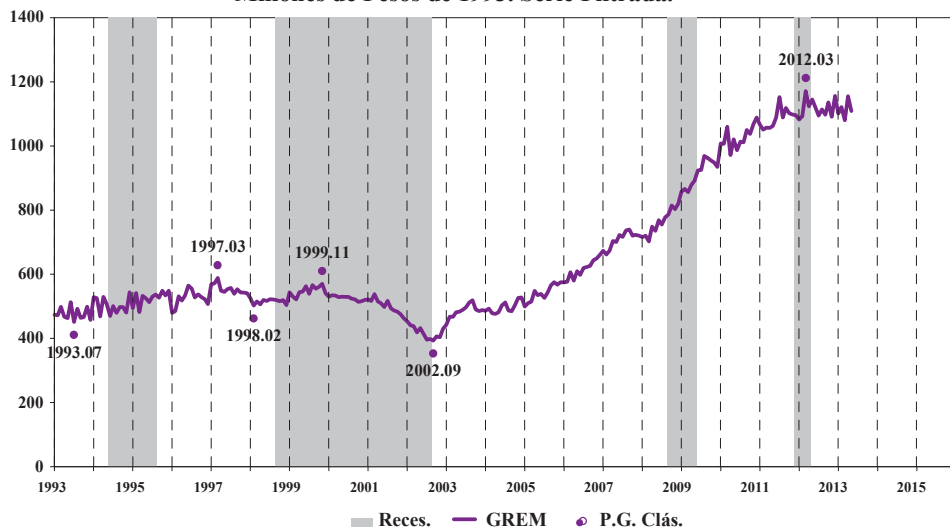
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

**Gráfico 4**  
**Gasto de Capital del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



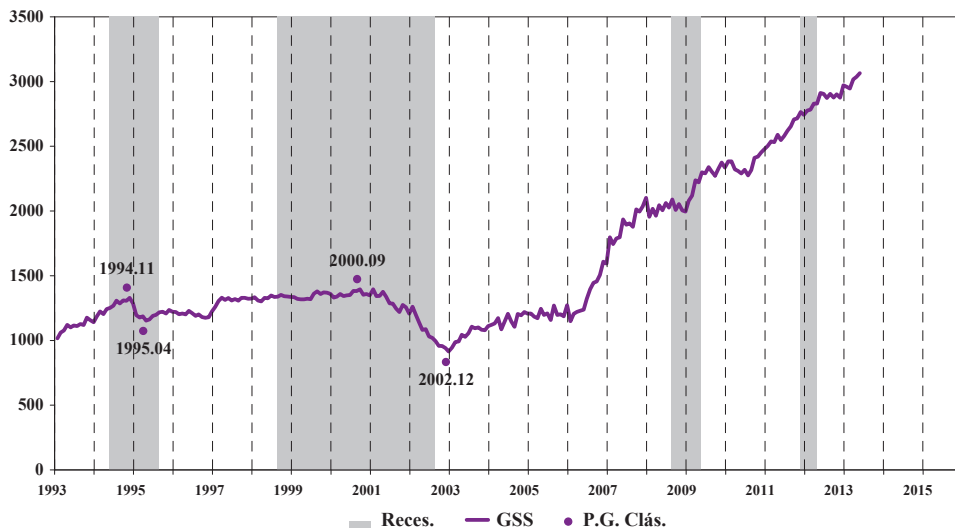
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

**Gráfico 5**  
**Gasto en Remuneraciones del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



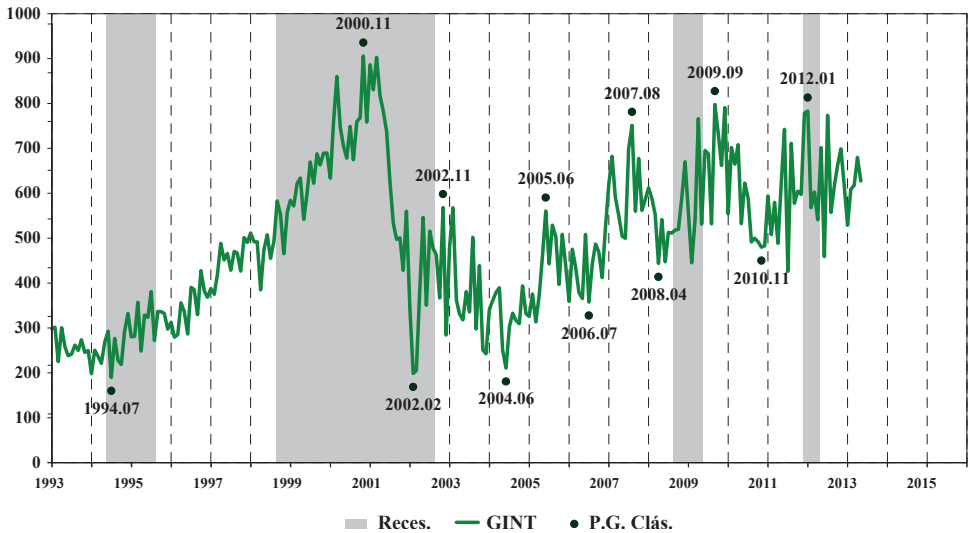
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 6**  
**Gasto en Seguridad Social del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



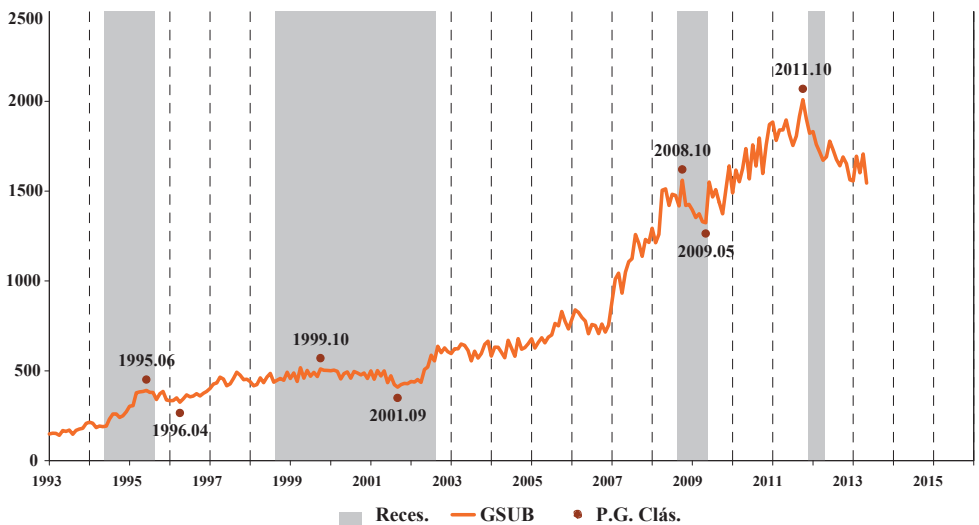
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 7**  
**Gasto en Intereses del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



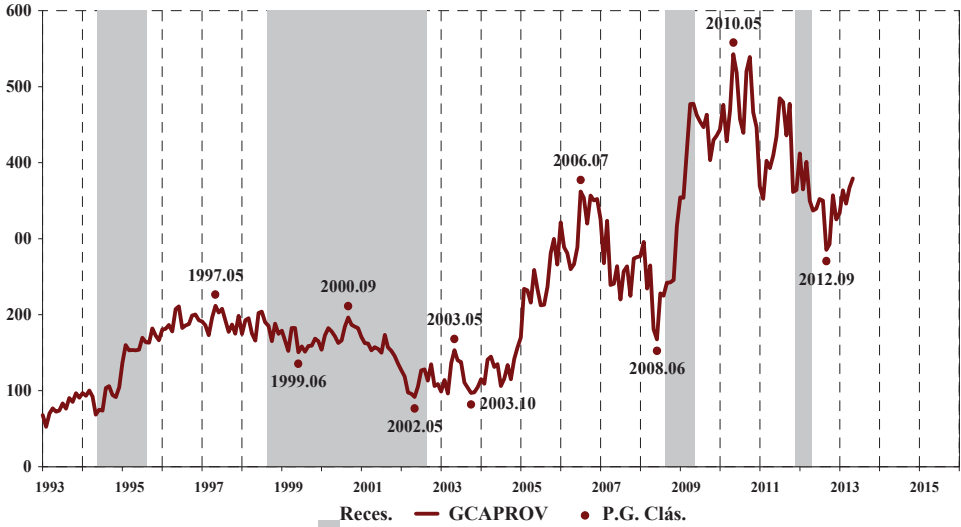
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 8**  
**Transferencias al Sector Privado del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 9**  
**Transferencias de Capital a Provincias y MCBA, del Sector Público Nacional.**  
**Millones de Pesos de 1993. Serie Filtrada.**



Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

De la observación de las series, se percibe un cambio en sus estructuras a partir de 2003, lo que se refuerza con el argumento explicado en la introducción, sobre el cambio en la política económica. Para todas las series se realizó un test t de diferencias de medias, entre los periodos 1993-2002 (I) y 2003-2012 (II), tanto en los niveles como en las variaciones interanuales, resultando, en la mayoría de los casos, nula la probabilidad de que las dos muestras procedan de poblaciones con igual media.<sup>10</sup> Esto convalida nuestra hipótesis del cambio estructural producido a partir de 2003.

La Tabla 4 presenta los resultados del crecimiento promedio anual (en tasas logarítmicas) del gasto público nacional y sus componentes, para el periodo completo y diferenciado por década. Este crecimiento promedio anual puede interpretarse como una medida del incremento en el tamaño del Estado.

Es claro el gran incremento que experimentó el gasto en la última década (II) en comparación al periodo 1993-2002 (I). El gasto nacional en el

10. Las únicas excepciones son los resultados para las variaciones interanuales de las Transferencias Corrientes al Sector Privado y del Gasto en Intereses, donde las probabilidades de que las medias de los dos subperiodos procedan de poblaciones con igual media son 34.4% y 66.9%, respectivamente. Sin embargo, para ambas series en sus niveles, la probabilidad de igualdad de medias es también nula.

**Tabla 4**  
**Incremento en el Tamaño del Estado Nacional:**  
**Crecimiento Promedio Anual del Gasto Nacional**

Gasto	1993-2012	1993-2002 (I)	2003-2012 (II)
Corriente	5.92%	1.95%	10.05%
Capital	7.55%	-4.73%	17.84%
Total	6.06%	1.55%	10.64%
Remuneraciones	5%	-1%	9%
Seguridad Social	5%	0%	11%
Tr. Sector Privado	12%	13%	11%
Intereses	6%	6%	7%
Transf. de Capital a Provs.	8%	4%	12%

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON

periodo (I) creció a una tasa promedio anual del 1.55%, mientras que creció a una tasa promedio anual del 10.64% en (II).<sup>11</sup> La diferencia de crecimiento entre décadas es mucho más marcada cuando consideramos el gasto de capital (en gran parte impulsado por las transferencias de capital a Provincias). Se aprecia asimismo el gran crecimiento en los principales componentes del gasto corriente: remuneraciones y seguridad social.

Esta expansión del gasto público muestra el gran incremento del rol del Estado en la economía Argentina: el gasto público creció a tasas mucho mayores a las chinas, superando ampliamente el crecimiento del producto.

#### IV. ANÁLISIS CÍCLICO DE LAS SERIES DE GASTO PÚBLICO NACIONAL

Como primer paso en este análisis se van a definir los conceptos de ciclo económico, ciclo de crecimiento y componente cíclico de una serie. Siguiendo a Jorrat (2005), el ciclo económico (business cycle) se refiere a aumentos y caídas en los niveles absolutos de la actividad económica, donde se suceden periodos de expansión y recesión a lo largo del tiempo, determinados a partir del fechado de puntos de giro: picos (máximos relativos) y valles (mínimos relativos). El ciclo económico se denomina a veces ciclo clásico, para diferenciarlo del ciclo de crecimiento. El ciclo de crecimiento

11. Se debe destacar que los valores deprimidos de los niveles de gasto al finalizar la “gran depresión” en 2002, tiene un efecto considerable en el cálculo de las tasas promedio de la primera década, que resultan muy bajas e incluso negativas. Sin embargo, esto no desestima el enorme crecimiento del gasto en la segunda década.

(growth cycle) analiza los desvíos de la actividad económica alrededor de su tendencia de largo plazo y, por lo tanto, sus puntos de giro determinan aceleraciones y desaceleraciones del crecimiento de la economía. Para toda serie de tiempo se puede calcular su ciclo específico: clásico (expansiones y recesiones) y de crecimiento (aceleraciones y desaceleraciones). El concepto de componente cíclico de una serie de tiempo está relacionado a la definición de ciclo de crecimiento, porque se lo estima una vez eliminada la tendencia (y el componente estacional e irregular de la serie); dicho de otra manera, el componente cíclico representa las fluctuaciones o desvíos alrededor de la tendencia.

En este trabajo, se usa como ciclo de referencia de la economía argentina a las expansiones y recesiones del Índice Compuesto de Actividad Económica (ICAE, Gráfico A1 del Anexo). Este índice refleja en gran medida el comportamiento del PIB.<sup>12</sup>

Como primera aproximación del análisis, es importante determinar el signo y significancia de la correlación entre los movimientos cíclicos del gasto y los del producto, lo que indica si la política fiscal es procíclica, contracíclica o acíclica. Una correlación positiva indica que el gasto es procíclico, negativa indica que es contracíclico, y cercana a cero indica que no existe relación con el ciclo.

A continuación, la Tabla 5 presenta, para el periodo completo y los subperíodos I (1993-2002) y II (2002-2013), las correlaciones entre el componente cíclico de las series de gasto público nacional y el componente cíclico del PIB Privado (PIBP).<sup>13</sup> El componente cíclico se obtiene como el desvío de la tendencia de las series filtradas, donde la estimación de la tendencia se realiza con el filtro de Hodrick-Prescott (HP).<sup>14</sup> La Tabla 5 muestra que, para el periodo completo, todas las correlaciones son positivas y casi todas significativas (las correlaciones significativas, según el test de Fisher, están

---

12. Las ventajas de usar el ICAE en vez del PIB en la determinación de las expansiones y recesiones reside, por un lado, en que el ICAE tiene frecuencia mensual mientras que el PIB es trimestral y, por el otro, en que la publicación del dato del PIB se divulga con bastante retraso por lo que es conveniente, para comprender la coyuntura a tiempo, contar con la estimación del nivel de actividad económica a partir del ICAE.

13. Se utiliza el PIB Privado, porque el PIB Total incluye al sector privado y al sector público y podrían obtenerse correlaciones espurias. Su cálculo puede aproximarse con las Cuentas Nacionales definiéndolo como la diferencia entre el PIB Total y el Consumo Público.

14. Recordar que las series filtradas son series ajustadas por estacionalidad y filtradas por valores extremos, por lo que son una aproximación a la tendencia-ciclo de la serie. Al eliminar la tendencia con el filtro HP, se puede aislar el componente cíclico.



**Tabla 5**  
**Correlaciones entre el componente cíclico de las series de gasto**  
**y el componente cíclico del PIBP**

Serie	Coeficientes de correlación entre el componente cíclico (CY) del PIBP (PIBP_CY) y el componente cíclico de cada serie de gasto del Estado Nacional		
	1993 - 2013	I (1993-2002)	II (2003-2013)
Gasto Total Nacional _C Y	0,53	0,68	0,37
Gasto Primario Nacional _C Y	0,59	0,75	0,43
Gasto Corriente Nacional _C Y	0,49	0,63	0,32
Gasto de Capital Nacional _C Y	0,28	0,76	0,09
Gasto en Remuneraciones _C Y	0,28	0,58	-0,10
Gasto en Seguridad Social _C Y	0,40	0,66	0,18
Gasto en Intereses _C Y	0,34	0,48	0,07
Transf. al Sector Privado _C Y	0,16	0,08	0,27
Transf. de Cap. a Prov. y MCBA _C Y	0,03	0,33	-0,09

Nota: El componente cíclico (CY) de cada serie se obtiene como el desvío respecto a la tendencia, y ésta se estima con el filtro de Hodrick-Prescott.

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

resaltadas en la tabla). Si sólo se considera el primer periodo, las correlaciones entre las series de gasto y el PIBP son más altas y significativas, mientras que en el segundo periodo disminuyen las correlaciones, en general se tornan no significativas y en algunos casos se obtienen signos negativos (excepto para las transferencias al sector privado que presentan mayor correlación positiva en el segundo periodo). Esto indica que, en general, en la primera década considerada existía una mayor prociclicidad de la política fiscal en relación a lo sucedido a partir de 2003, lo que concuerda con las conclusiones de Frankel et al. (2012).

La mayoría de los trabajos que analizan el comportamiento cíclico de la política fiscal calculan el coeficiente de correlación entre el componente cíclico del gasto total del gobierno y el componente cíclico del PIBP y comparan los resultados para diferentes países en ciertos periodos de tiempo. Este trabajo pretende profundizar el comportamiento cíclico de la política fiscal en Argentina, mediante un exhaustivo análisis de series de tiempo, viendo cómo se comporta a lo largo del ciclo cada componente del gasto, para entender su funcionamiento como instrumentos de política.

Para profundizar el análisis, primero se va a analizar el movimiento de las series de gasto público en las expansiones y recesiones económicas (análisis de amplitud y velocidad). Además, es relevante determinar si el gasto público se adelanta, coincide o es rezagado respecto al producto (análisis de correspondencia temporal y de correlaciones desfasadas). Si el gasto público es rezagado, se refuerza la idea de que responde al comportamiento del PIB, lo que se condice con una política fiscal procíclica consistente en gastar más en buenos tiempos y reducir el gasto en malos tiempos. De la misma manera, es importante conocer cómo es el sentido de la causalidad entre el gasto público y el producto (análisis de causalidad a la Granger). Por lo tanto, en lo que sigue de esta sección se analizará la relación de las series de gasto público nacional con el ciclo económico, mediante cuatro métodos diferentes, que se complementan entre sí para poder concluir respecto al comportamiento cíclico de la política fiscal.

#### **IV.a. Análisis de amplitud y velocidad**

Estos análisis constituyen un método sencillo y claro de presentar el comportamiento de las series en las fases del ciclo económico.

En el análisis de amplitud se calcula la variación (logarítmica) que experimenta la serie durante cada expansión y cada recesión. La comparación entre las expansiones, por un lado, y las distintas recesiones, por el otro, debe ser cuidadosa, ya que la duración de las fases no es siempre la misma.

Para que la comparación sea válida, se realiza el análisis de velocidad, en el que se corrige por la duración de cada fase, es decir, se divide la variación que experimenta la serie durante una expansión (recesión), en el número de meses que dura la expansión (recesión). Luego se anualiza, multiplicando el resultado anterior por doce. Este resultado representa la velocidad de crecimiento anual promedio durante la fase del ciclo en cuestión. También se calcula la velocidad para el promedio de las expansiones y para el promedio de las recesiones.

A continuación se presenta el análisis de amplitud y velocidad para las expansiones de todo el periodo (Gráficos 10 y 11). Se muestran las variaciones experimentadas por el ICAE (que representa el ciclo económico) y las series de gasto. Se observa que, en promedio, todas las series de gasto aumentan en las expansiones, lo que indica que el gasto es procíclico en las expansiones según este análisis. En general, esto sucede en todas las expan-

siones y todas las series, con pocas excepciones, como el gasto de capital y transferencias de capital a provincias que disminuyen en la expansión 2009-2011, y el gasto en remuneraciones en la expansión 1995-1998 (aunque su variación es pequeña). Por lo tanto, las excepciones destacables, que indican comportamientos contracíclicos, se producen en la segunda década o periodo (II) y se restringen a los gastos de capital.

Los gráficos 12 y 13 presentan el análisis de amplitud y velocidad para las recesiones de todo el periodo. Aquí el resultado no es tan claro. En la recesión del Tekila, todos los gastos aumentaron, con excepción de Seguridad Social, lo que indica un comportamiento contracíclico en general; pero en la recesión 1998-2002, todos los gastos disminuyeron, indicando un comportamiento procíclico, con excepción de los subsidios. Es decir, en el periodo (I), la política fiscal actuó de manera diferente en las dos recesiones que se produjeron: en el Tekila de manera contracíclica, suavizando el ciclo, pero en la gran depresión 1998-2002, acentuó el ciclo al ser procíclica, excepto con los subsidios.

El comportamiento contracíclico se repite en la recesión 2008-2009, con excepción de los subsidios, ahora procíclicos.<sup>15</sup> Pero en la recesión 2011-2012 la mayoría de los gastos disminuye, manejándose estos, por lo tanto, de manera procíclica, excepto remuneraciones, seguridad social y por consiguiente el agregado de gastos corrientes.

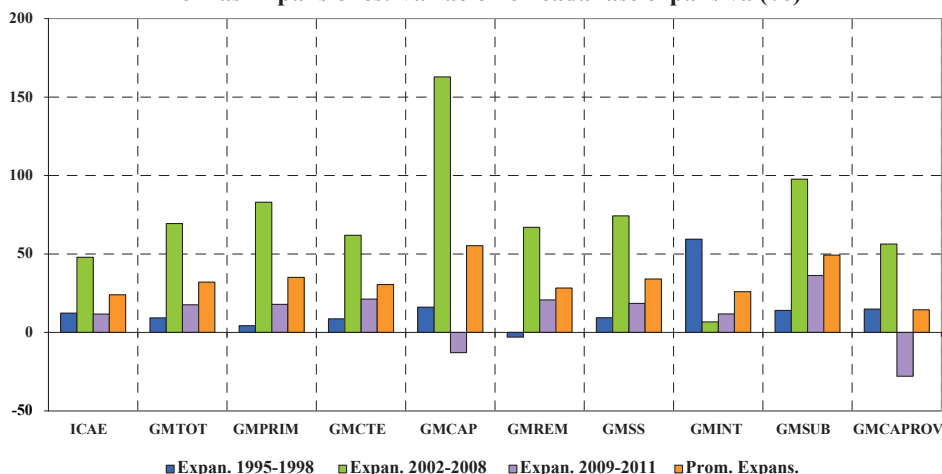
La conclusión de este análisis puede resumirse así: el gasto, en términos generales, es procíclico en las expansiones. En las recesiones, el comportamiento es ambiguo, sobre todo en el manejo de conceptos clave como las transferencias al sector privado, que deberían constituir una herramienta del gobierno para resguardar al sector privado de las fluctuaciones cíclicas.

Sin embargo, puede destacarse en el segundo periodo (2003-2013) una mejora en el manejo del gasto de capital y las transferencias de capital a provincias como herramientas para hacer política fiscal contracíclica, ya que se observa un ajuste de estos conceptos en las expansiones y un aumento importante en la recesión 2008-2009.

---

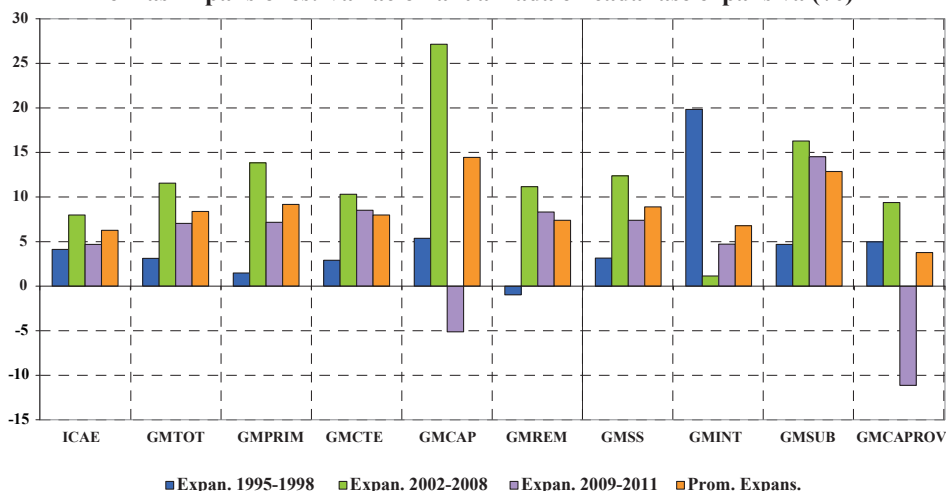
15. Aunque esta reducción, básicamente, consistió en el punta pié para eliminar subsidios que generaban importantes distorsiones en precios relativos de los servicios públicos y subsidios a sectores de altos ingresos.

**Gráfico 10**  
**Análisis de Amplitud de las Series de Gasto Público Nacional**  
**en las Expansiones: Variación en cada fase expansiva (%)**



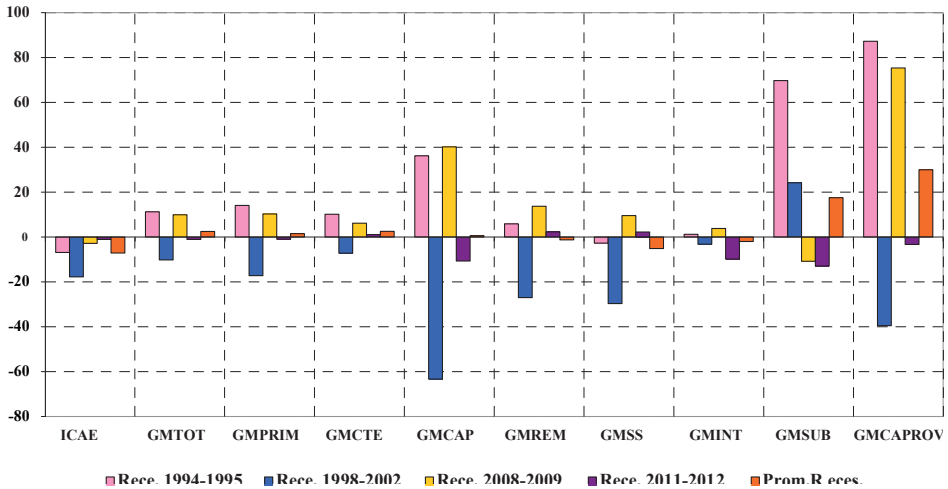
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 11**  
**Análisis de Velocidad de las Series de Gasto Público Nacional**  
**en las Expansiones: Variación anualizada en cada fase expansiva (%)**



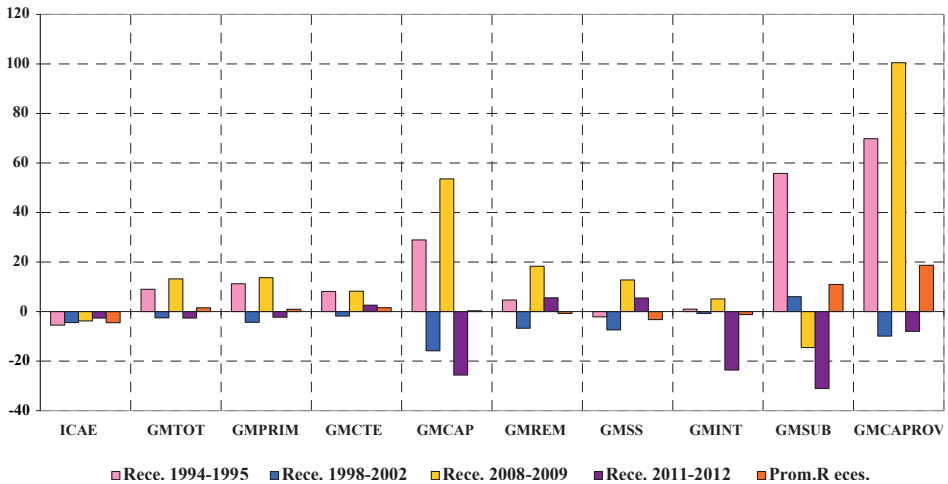
Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 12**  
**Análisis de Amplitud de las Series de Gasto Público Nacional**  
**en las Recesiones: Variación en cada fase recesiva (%)**



Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

**Gráfico 13**  
**Análisis de Velocidad de las Series de Gasto Público Nacional**  
**en las Recesiones: Variación anualizada en cada fase recesiva (%)**



Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

#### **IV.b. Análisis de correspondencia temporal**<sup>16</sup>

Una manera más específica de analizar la relación con el ciclo económico es a través de la diferencia de meses entre un pico (valle) de la serie con el pico (valle) correspondiente del ciclo de referencia, y calcular la mediana de estas diferencias de meses.

Dado que cada serie tiene ciclos específicos, no necesariamente cada punto de giro se corresponde con uno similar del ciclo económico. Por lo tanto, en el proceso de imputar temporalmente los puntos de giro de la serie a los del ciclo de referencia, quedan excluidos ciertos puntos que son extras o específicos a la serie, o puede ser que la serie no marque puntos para ciertas fases del ciclo de referencia. Se calcula entonces el porcentaje de correspondencia, o de señales correctas que da la serie, como el número de puntos de giro de cada serie que se corresponden al ciclo de referencia, sobre el total de puntos de giro de la serie y de puntos del ciclo de referencia no detectados en la serie.

A través del cálculo de la mediana de las diferencias en meses de los puntos que logran la correspondencia, se puede determinar si una serie coincide con el ciclo, lo lidera, o es rezagada. Si su valor está entre -2 y +2 meses, se puede considerar a la serie coincidente. Si el valor es menor que -2, la serie tiende a liderar, y si es mayor que +2, es rezagada. Las herramientas para realizar este análisis son los Gráficos 1 a 9, donde se cotejan los puntos de giro de cada serie con el ciclo económico.

Las siguientes tablas presentan los resultados del análisis, para todo el periodo (Tabla 6), y para los periodos (I) y (II) (Tablas 7y 8, respectivamente).

Considerando todo el periodo, el Gasto Total rezaga en 6 meses en promedio (mediana) al ciclo económico. El porcentaje de señales correctas es del 50%, siendo esta correspondencia en todos los casos rezagada, es decir, los puntos de giro del gasto, cuando se corresponden con el ciclo, se producen luego de los puntos de giro de la economía. La mayoría de las series comparten la característica de rezagadas o coincidentes, excepto el Gasto de Capital y Transferencias de Capital, que presentan características de series líderes. Sin embargo, el porcentaje de correspondencia es muy bajo para la mayoría de las series (excepto la serie de subsidios), lo que dificulta establecer una clasificación contundente.

---

16. Debe aclararse que este análisis de correspondencia de puntos de giro sería ideal para periodos de análisis de mayor longitud, ya que podrían cubrirse más fases del ciclo y habría mayor registro de puntos de giro de cada serie.

**Tabla 6**  
**Análisis de Correspondencia Temporal con el Ciclo Económico de Argentina**  
**(1993-2013)**

<b>Serie</b>	<b>Adelantos (-) o Rezagos (+) Medianos en Meses</b>	<b>Corres- pondencia</b>	<b>Corres- pon- dencia: Adelantos</b>	<b>Corres- pondencia: Coinci- dencias o Rezagos</b>
Gasto Total Nacional	6,0	50%	0%	100%
Gasto Primario Nacional	4,0	21%	33%	67%
Gasto Corriente Nacional	11,5	25%	50%	50%
Gasto de Capital Nacional	-3,5	27%	75%	25%
Gasto en Remuneraciones	4,0	27%	0%	100%
Gasto en Seguridad Social	5,0	50%	25%	75%
Gasto en Intereses	-2,0	25%	50%	50%
Transf. al Sector Privado	2,0	88%	29%	71%
Transf. de Cap. a Prov. y MCBA	-9,0	29%	75%	25%

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

Al analizar sólo la primera década, los resultados son similares al periodo completo, aunque mejora considerablemente el porcentaje de correspondencia para algunas series. Se destacan, con una correspondencia superior al 50%, los gastos en Seguridad Social y Transferencias al Sector Privado (rezagados), y los Intereses (que aquí se consideran líderes). Es mayor el número de meses de rezagos en las series con características de rezagadas, en comparación a los resultados del periodo completo.

En la última década disminuyen los porcentajes de correspondencia para la mayoría de las series, incluso deja de existir correspondencia en algunos casos, y disminuyen los meses de rezago en comparación al periodo completo. Los subsidios mantienen alta correspondencia pero se vuelven más coincidentes.

De este análisis puede distinguirse lo siguiente: el gasto total tiene características de serie rezagada, es decir, sus movimientos no preceden al ciclo, sino que responden al mismo, aunque se reducen considerablemente los meses de rezago en la segunda década; en el periodo (I) es más clara la correspondencia entre los puntos de giro de algunas series de gasto y el ciclo, mientras que en el periodo (II) es muy baja o nula la correspondencia para la

**Tabla 7**  
**Análisis de Correspondencia Temporal con el Ciclo Económico de Argentina (1993-2002)**

Serie	Adelantos (-) o Rezagos (+) Medianos en Meses	Corres- pondencia	Corres- pondencia: Adelantos	Corres- pondencia: Coinciden- cias o Rezagos
Gasto Total Nacional	18,0	50%	0%	100%
Gasto Primario Nacional	9,5	20%	0%	100%
Gasto Corriente Nacional	11,5	50%	50%	50%
Gasto de Capital Nacional	-9,5	29%	100%	0%
Gasto en Remuneraciones	3,0	29%	0%	100%
Gasto en Seguridad Social	5,0	100%	25%	75%
Gasto en Intereses	-6,0	60%	67%	33%
Transf. al Sector Privado	10,5	100%	25%	75%
Transf. de Cap. a Prov. y MCBA	-9,0	33%	100%	0%

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

**Tabla 8**  
**Análisis de Correspondencia Temporal con el Ciclo Económico de Argentina (2003-2013)**

Serie	Adelantos (-) o Rezagos (+) Medianos en Meses	Corres- pondencia	Corres- pondencia: Adelantos	Corres- pondencia: Coinciden- cias o Rezagos
Gasto Total Nacional	4,5	50%	0%	100%
Gasto Primario Nacional	1,0	25%	100%	0%
Gasto Corriente Nacional		No presenta		
Gasto de Capital Nacional	1,5	25%	50%	50%
Gasto en Remuneraciones	4,0	25%	0%	100%
Gasto en Seguridad Social		No presenta		
Gasto en Intereses	2,0	9%	0%	100%
Transf. al Sector Privado	0	75%	33%	67%
Transf. de Cap. a Prov. y MCBA	-6,5	25%	50%	50%

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT



mayoría de los casos, indicando que en (II) las series de gasto están menos relacionadas al ciclo. En este análisis se destaca la serie de Transferencias al Sector Privado, que tiene el mayor porcentaje de correspondencia, y pasa de ser una serie rezagada en (I) a una serie más coincidente en (II), lo que puede indicar que esta herramienta mejora en cierto sentido, al responder menos al ciclo.

Los análisis de amplitud y velocidad y de correspondencia temporal, analizan la relación del gasto con el ciclo en fases o puntos específicos. Los siguientes dos análisis tienen en cuenta una relación continua a lo largo del tiempo entre las variables en cuestión.

#### **IV.c. Análisis de correlaciones con el Producto Interno Bruto Privado (PIBP):**

Previamente al análisis de correlaciones de las series de gasto con el PIBP, se realizaron tests de raíz unitaria para asegurar que las series correlacionadas sean estacionarias. Ante la evidencia de existencia de una raíz unitaria en cada serie, se consideraron las variables en primeras diferencias logarítmicas (tasa de cambio trimestral logarítmica, TCTL), tanto para el periodo completo como para los periodos (I) y (II). Los resultados de los tests de raíz unitaria para las series en niveles y en primeras diferencias se presentan en la Tabla A1, en el Anexo.<sup>17</sup>

En el presente análisis, se calculan los coeficientes de correlación entre la tasa de cambio (trimestral) logarítmica de cada serie y la del Producto Interno Bruto Privado (PIBP), en diferentes adelantos y rezagos. Se realiza un test de Fisher para evaluar la significancia de las correlaciones. Este análisis es complementario al anterior para clasificar las series en líderes, coincidentes o rezagadas. Los resultados de las correlaciones se presentan en las Tablas 9 a 11. Las celdas coloreadas corresponden a coeficientes de correlación significativamente diferentes de cero con un 95% de confianza. El análisis nuevamente se diferencia por periodos.

Al considerar el periodo completo, la mayoría de las series presenta más coeficientes significativos en los rezagos (trimestres 1, 2, 3 y 4) que en los adelantos (trimestres -1, -2, -3 y -4). Los intereses, subsidios y transferencias de capital no presentan ninguna correlación significativa.

---

17. En la mayoría de los casos se utiliza el test de Dickey Fuller Aumentado, pero en otros se opta por el test de Phillips-Perron, de modo que se cumple en todos los casos que las series en niveles son integradas de orden 1 y las series en primeras diferencias son estacionarias.

**Tabla 9**  
**Análisis de Correlaciones con el PIB Privado (PIBP): 1993-2013**

SERIE	Coeficientes de correlación entre variaciones trim. logarítmicas del PIB y variaciones trim. logarítmicas de cada serie, para distintos rezagos								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Gasto Total Nacional	-0,06	0,10	0,20	0,39	0,46	0,31	0,21	0,26	0,29
Gasto Primario Nacional	-0,06	0,15	0,24	0,37	0,44	0,39	0,38	0,43	0,29
Gasto Corriente Nacional	-0,10	0,07	0,19	0,37	0,44	0,28	0,15	0,25	0,30
Gasto de Capital Nacional	0,14	0,13	0,19	0,23	0,27	0,31	0,29	0,22	0,08
Gasto en Remuneraciones	0,11	0,15	0,20	0,23	0,29	0,30	0,25	0,25	0,08
Gasto en Seguridad Social	-0,07	0,07	0,23	0,33	0,38	0,34	0,41	0,47	0,35
Gasto en Intereses	-0,02	0,03	0,07	0,13	0,14	0,14	-0,05	-0,04	0,05
Transf. al Sector Privado	-0,07	0,07	0,02	0,12	0,07	0,06	0,04	-0,03	0,04
Transf. de Cap. a Prov. y MCBA	0,16	0,14	0,10	-0,02	0,04	0,17	0,15	0,03	0,01

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

Todas las series presentan coeficientes positivos en el trimestre cero (es decir en las variaciones contemporáneas), lo que indica que el gasto es procíclico. Hay series que presentan su máxima correlación con el PIB en el trimestre 0, lo que las caracteriza como coincidentes: Gasto Total, Primario y Corriente. Otras, presentan la correlación más alta en algún rezago (rezagadas): Gasto de Capital, Remuneraciones y Seguridad Social.

En la primera década (Tabla 10) son más importantes las correlaciones contemporáneas para el Gasto Total, Corriente, de Capital y Seguridad Social, lo que representa un comportamiento procíclico más marcado. Particularmente el Gasto en Seguridad Social es más rezagado.

En la segunda década (Tabla 11) prácticamente desaparecen las correlaciones significativas y, aunque no significativos, algunos coeficientes de correlación contemporáneos se vuelven negativos: particularmente los gastos de capital, los intereses y las transferencias de capital (coeficientes negativos no despreciables en 0 y -1).

Si bien la no significancia general indicaría una política acíclica, puede concluirse que la disminución, de una década a otra, en la correlación de las series de gasto con el PIB, contemporánea y en los rezagos, es consistente con una política fiscal menos procíclica y que no responde al ciclo económico, lo que se condice con la conclusión del análisis anterior de correspondencia temporal.

**Tabla 10**  
**Análisis de Correlaciones con el PIB Privado (PIBP): 1993-2002**

SERIE	Coeficientes de correlación entre variaciones trim. logarítmicas del PIBP y variaciones trim. logarítmicas de cada serie, para distintos rezagos								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Gasto Total Nacional	-0,25	-0,01	0,11	0,45	0,54	0,22	0,16	0,17	0,17
Gasto Primario Nacional	-0,19	-0,02	0,08	0,28	0,38	0,27	0,29	0,43	0,27
Gasto Corriente Nacional	-0,26	0,00	0,13	0,45	0,53	0,20	0,12	0,17	0,26
Gasto de Capital Nacional	-0,10	0,04	0,04	0,33	0,38	0,33	0,23	0,06	0,01
Gasto en Remuneraciones	-0,10	0,01	0,13	0,07	0,24	0,26	0,23	0,30	0,08
Gasto en Seguridad Social	-0,36	-0,14	0,07	0,31	0,38	0,33	0,46	0,56	0,41
Gasto en Intereses	-0,06	-0,03	0,13	0,25	0,28	0,24	0,02	-0,10	0,02
Transf. al Sector Privado	-0,28	0,15	0,12	0,14	0,04	0,13	0,05	-0,05	0,06
Transf. de Cap. a Prov. y MCBA	-0,13	0,17	0,06	0,11	0,16	0,32	0,20	-0,01	0,05

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

**Tabla 11**  
**Análisis de Correlaciones con el PIB Privado (PIBP): 2003-2013**

SERIE	Coeficientes de correlación entre variaciones trim. logarítmicas del PIBP y variaciones trim. logarítmicas de cada serie, para distintos rezagos								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
Gasto Total Nacional	0,05	0,05	0,10	-0,01	0,07	0,26	0,00	0,20	0,18
Gasto Primario Nacional	0,11	0,03	0,16	0,18	0,22	0,29	0,16	0,06	0,01
Gasto Corriente Nacional	-0,10	-0,06	0,06	-0,04	0,06	0,20	-0,06	0,20	0,22
Gasto de Capital Nacional	0,32	0,07	0,24	-0,06	-0,02	0,15	0,23	0,26	-0,02
Gasto en Remuneraciones	0,12	0,00	-0,05	0,14	0,01	0,02	-0,11	-0,20	-0,25
Gasto en Seguridad Social	-0,03	0,04	0,16	0,03	0,04	0,02	0,01	0,09	0,03
Gasto en Intereses	0,05	0,04	-0,04	-0,09	-0,07	-0,03	-0,19	0,05	0,10
Transf. al Sector Privado	-0,33	-0,04	-0,11	0,21	0,27	0,07	0,16	0,10	0,09
Transf. de Cap. a Prov. y MCBA	0,24	0,12	0,17	-0,21	-0,13	0,03	0,12	0,04	-0,05

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

#### IV.d. Análisis de Causalidad a la Granger:

Lo que propone este análisis puede resumirse así: Si un evento  $Y$  es la causa de otro evento  $X$ , entonces  $Y$  debería preceder a  $X$ :

$$x_t = c_1 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

Por lo tanto, debe realizarse un test de la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (2)$$

Se utiliza un test F para determinar si  $Y$  causa a  $X$  “a la Granger”, y también se realiza en el otro sentido, para concluir respecto a si  $X$  causa a  $Y$  “a la Granger”. Cuando la hipótesis nula no se puede rechazar o se rechaza en ambos sentidos, los resultados no son concluyentes. Sólo se concluye cuando una de la dos hipótesis puede rechazarse de manera significativa. Si del test resulta que  $Y$  causa a  $X$ , esto no significa que  $X$  es el resultado o efecto de  $Y$ . Solamente se puede asegurar que  $Y$  ayuda a predecir o mejora la predicción de  $X$ . Son necesarios más supuestos para responder a la pregunta de si  $Y$  causa a  $X$ , en el sentido convencional de causalidad. En esta sección se analiza la causalidad entre el componente cíclico del PIBP y el componente cíclico de las series de gasto, calculados a partir del filtro de Hodrick-Prescott, para entender si el ciclo del producto causa al del gasto público, o si es el ciclo del gasto causa al del producto.<sup>18</sup> El componente cíclico de cada serie se denota con  $CY$ . Ilzetzki y Vegh (2008) realizan también el análisis de causalidad a la Granger, entre otros análisis econométricos, lo que los ayuda a reforzar el argumento de prociclicidad de la política fiscal al encontrar una relación causal producto a gasto.<sup>19</sup> En la Tabla A1 del Anexo se presentan los tests de raíz unitaria de los componentes cíclicos, los que resultan ser estacionarios, por

18. Existen diversos métodos para la eliminación de la tendencia de una serie de tiempo para evitar correlaciones espurias. Es importante destacar que la utilización de uno u otro método depende de lo que quiere medirse en la investigación. En el análisis de las correlaciones desfasadas de las series de gasto con el PIBP, se usan las diferencias logarítmicas, ya que este análisis estudia cómo afectan las variaciones de una serie a las variaciones de otra, y con cuánta anticipación o rezago estos efectos son significativos. El desfasaje de las diferencias logarítmicas es intuitivo, no lo sería así el desfasaje del componente cíclico obtenido con el filtro HP. Para el análisis de causalidad a la Granger, se considera más apropiado utilizar los componentes cíclicos obtenidos a partir del filtro HP, en lugar de las series diferenciadas. Es más clara la interpretación de la causalidad, indicándose si el ciclo de una serie ayuda a predecir el ciclo de otra. Por otro lado, si las series están cointegradas, la consideración de las primeras diferencias logarítmicas deja de lado el ajuste en el corto plazo por el desvío ocurrido en el momento inmediato anterior, lo que llevaría a subvaluar el efecto que se pretende medir.

19. Ilzetzki y Vegh (2008) utilizan una muestra de 49 países, con datos anuales desde 1960 a 2006.

lo tanto el análisis de causalidad a la Granger puede aplicarse sin mayores inconvenientes.<sup>20</sup> Los tests de causalidad a la Granger se realizaron utilizando cuatro rezagos. Las Tablas 12 a 14 resumen los resultados, por periodos.

**Tabla 12: Análisis de Causalidad a la Granger: 1993-2013**

Test Causalidad a la Granger						Rezagos: 4
Hipótesis Nula: Y no causa a la Granger a X						
	Y	X	Obs	F-S taticistic	Probability (1)	Causalidad
1	GTOT_CY	PIBP_CY	77	0,359	0,837	PIBP_CY causa a GTOT_CY
	PIBP_CY	GTOT_CY		2,578	0,045 **	
2	GPRIM_CY	PIBP_CY	77	0,473	0,755	No concluye
	PIBP_CY	GPRIM_CY		1,705	0,159	
3	GCTE_CY	PIBP_CY	77	0,637	0,638	PIBP_CY causa a GCTE_CY
	PIBP_CY	GCTE_CY		3,133	0,020 **	
4	GCAP_CY	PIBP_CY	77	1,921	0,117	No concluye
	PIBP_CY	GCAP_CY		1,065	0,381	
5	GREM_CY	PIBP_CY	77	0,216	0,929	No concluye
	PIBP_CY	GREM_CY		0,650	0,629	
6	GS S_CY	PIBP_CY	77	0,838	0,506	PIBP_CY causa a GS S_CY
	PIBP_CY	GS S_CY		2,089	0,092 *	
7	GINT_CY	PIBP_CY	77	0,316	0,866	PIBP_CY causa a GINT_CY
	PIBP_CY	GINT_CY		4,204	0,004 ***	
8	GS UB_CY	PIBP_CY	77	2,459	0,054 *	GS UB_CY causa a PIBP_CY
	PIBP_CY	GS UB_CY		0,070	0,991	
9	GCAPROV_CY	PIBP_CY	77	1,921	0,117	No concluye
	PIBP_CY	GCAPROV_CY		1,065	0,381	

(1) Niveles de significancia: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT

En el periodo 1993-2013 (Tabla 12), se encuentra una relación de causalidad a la Granger que va de PIBP a Gasto, es decir, el PIBP causa al Gasto, para Gasto Total, Corriente, Seguridad Social e Intereses. Estos resultados se condicen con una política fiscal procíclica, donde el gasto responde al PIBP. La causalidad es en el sentido inverso para el gasto en Subsidios. Los resultados no son concluyentes para Gasto Primario, Gasto de Capital, Remuneraciones y Transferencias de Capital.

20. Para el caso del Gasto Primario en (I), Gasto Corriente en (II) y el Gasto de Capital en (I), el test de Dickey Fuller concluye que los componentes cíclicos respectivos no son estacionarios. Sin embargo, otros test alternativos establecen que estos componentes cíclicos sí son estacionarios, por lo que se consideran los resultados de estos para mantener simplificado el análisis de causalidad a la Granger.

**Tabla 13: Análisis de Causalidad a la Granger: 1993-2002**

Test Causalidad a la Granger					
Hipótesis Nula: Y no causa a la Granger a X					
Rezagos: 4					
Y	X	Obs	F-S statistic	Probability (1)	Causalidad
1	GTOT_CY	36	1,123	0,366	No concluye
	PIBP_CY		0,787	0,544	
2	GPRIM_CY	36	0,164	0,955	PIBP_CY causa a GPRIM_CY
	PIBP_CY		3,285	0,026 **	
3	GCTE_CY	36	1,010	0,420	No concluye
	PIBP_CY		0,730	0,580	
4	GCAP_CY	36	1,101	0,376	PIBP_CY causa a GCAP_CY
	PIBP_CY		2,364	0,078 *	
5	GREM_CY	36	0,814	0,527	No concluye
	PIBP_CY		1,478	0,236	
6	GS S_CY	36	2,393	0,075 *	GS S_CY causa a PIBP_CY
	PIBP_CY		2,066	0,113	
7	GINT_CY	36	0,861	0,500	No concluye
	PIBP_CY		2,078	0,112	
8	GS UB_CY	36	1,161	0,350	No concluye
	PIBP_CY		1,119	0,368	
9	GCAPROV_CY	36	0,388	0,815	No concluye
	PIBP_CY		1,461	0,242	

(1) Niveles de significancia: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

En la primera década (Tabla 13), sólo se puede determinar que el PIBP causa al gasto Primario y al Gasto de Capital, mientras que el gasto en Seguridad Social causa al PIBP. Debe tenerse en cuenta que la disminución en el número de observaciones condiciona los resultados de los tests.

En la Tabla 14, que muestra la causalidad en la segunda década, es interesante notar que no hay relaciones que van del PIBP al gasto. El sentido de la causalidad se invierte para el Gasto de Capital, cuyo ciclo es determinante del ciclo del PIBP (lo causa, lo precede). También causan al ciclo del PIBP los ciclos de las Transferencias de Capital y los Subsidios.

En congruencia con análisis previos, el gasto de capital y las transferencias de capital se destacan con un comportamiento diferente en la última década, en particular, en la segunda década no respondieron al ciclo, sino que lo anticiparon o causaron. Debe recordarse que el gasto de capital fue el gasto

**Tabla 14: Análisis de Causalidad a la Granger: 2003-2013**

Test Causalidad a la Granger						Rezagos: 4
Hipótesis Nula: Y no causa a la Granger a X						
Y	X	Obs	F-S taticistic	Probability (1)	Causalidad	
1	GTOT_CY PIBP_CY	PIBP_CY GTOT_CY	37	0,044 0,900	0,996 0,477	No concluye
2	GPRIM_CY PIBP_CY	PIBP_CY GPRIM_CY	37	0,852 0,722	0,504 0,584	No concluye
3	GCTE_CY PIBP_CY	PIBP_CY GCTE_CY	37	0,240 1,402	0,913 0,259	No concluye
4	GCAP_CY PIBP_CY	PIBP_CY GCAP_CY	37	2,165 0,495	0,099 * 0,740	GCAP_CY causa a PIBP_CY
5	GREM_CY PIBP_CY	PIBP_CY GREM_CY	37	0,985 0,071	0,432 0,990	No concluye
6	GS S_CY PIBP_CY	PIBP_CY GS S_CY	37	0,233 1,096	0,917 0,378	No concluye
7	GINT_CY PIBP_CY	PIBP_CY GINT_CY	37	0,404 2,150	0,804 0,101	No concluye
8	GS UB_CY PIBP_CY	PIBP_CY GS UB_CY	37	3,501 0,165	0,019 ** 0,955	GS UB_CY causa a PIBP_CY
9	GCAPROV_CY PIBP_CY	PIBP_CY GCAPROV_CY	37	2,203 0,758	0,094 * 0,561	GCAPROV_CY causa a PIBP_CY

(1) Niveles de significancia: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

que creció a mayores tasas en el periodo 2003 en adelante. Los resultados para los subsidios son congruentes con lo indicado en el análisis de correspondencia temporal, donde también se destacan. Aquí se observa una clara relación Subsidios a PIBP en la última década.

## V. CONCLUSIONES

Este trabajo analizó la evolución del gasto del sector público nacional y su relación con el ciclo económico de Argentina, con series de tiempo mensuales desde 1993 a 2013, considerando el gasto total y sus componentes.

Pudo determinarse un cambio estructural de las series, en sus niveles y en sus tasas de crecimiento, a partir del año 2003, cuando se produjo un giro en la política económica nacional. Puede observarse un enorme crecimiento en el tamaño del Estado en la última década.

Esto llevó a diferenciar el análisis cíclico en dos décadas: 1993-2002 y 2003 en adelante, con el objetivo de detectar si hubo una mejora en el comportamiento cíclico de la política fiscal en Argentina, como evidenciaron algunos autores para otros países emergentes.

Si se analiza el periodo completo, en términos generales, el gasto público nacional es procíclico, aunque se encuentran ciertas discrepancias entre algunos componentes del gasto para algunas situaciones particulares. Cuando el análisis se diferencia por décadas, los resultados cambian. El simple análisis de las correlaciones entre el componente cíclico del PIB y el componente cíclico de las series de gasto muestra una reducción en la prociclicidad del gasto desde 2003. Los cuatro métodos de análisis de series de tiempo usados para estudiar el comportamiento cíclico del gasto (amplitud y velocidad, correspondencia temporal, correlaciones desfasadas con el PIB y causalidad a la Granger), sirven para profundizar respecto a los diferentes componentes en cada periodo y determinar su uso como instrumentos de política fiscal. Los diversos métodos confirman la menor prociclicidad del gasto en la última década.

Del análisis de amplitud y velocidad puede concluirse que es más claro el comportamiento procíclico en las expansiones que en las recesiones. Pero en este punto debe tenerse en cuenta que las características de las recesiones de la primera década difieren bastante de las de la segunda década.

El análisis de correspondencia temporal y el de causalidad a la Granger sugieren que el manejo de las transferencias al sector privado puede haber mejorado en la segunda década como una herramienta del gobierno para resguardar al sector privado de las fluctuaciones cíclicas. Sin embargo, el análisis de amplitud y velocidad concluye de manera contraria respecto a los subsidios, y el análisis de correlaciones no da resultados significativos. Por lo tanto, el comportamiento de las transferencias al sector privado no es tan claro en Argentina, a pesar de la importancia que ganaron en la última década.

Este componente del gasto, que es más flexible o discrecional que otros, con una instrumentación más clara, podría constituir un “colchón” que amortigüe las peripecias del ciclo económico.

En los cuatro métodos de análisis, se destaca un rol particular del gasto de capital y de las transferencias de capital a provincias. Su comportamiento cíclico en la segunda década mostró mejoras, al caracterizarse como un gasto



más bien contracíclico, y ser determinante, más que una respuesta al ciclo. Estos resultados se realzan aún más si se tiene en cuenta que el gasto de capital avanzó sobre el gasto corriente en la última década, pasando de un 7% a un 11.5% del gasto total. El gasto de capital creció, en términos reales, a una tasa de crecimiento promedio anual de casi un 18%, teniendo entonces una fuerte incidencia en el comportamiento fiscal.

Puede concluirse que el gasto de capital constituyó una herramienta para suavizar el ciclo económico en la última década, contribuyendo a mejorar la performance cíclica de la política fiscal. Los subsidios al sector privado también mostraron ciertos signos deseados, aunque no es tan claro que hayan sido instrumentados óptimamente. Sin embargo, a Argentina le queda mucho por recorrer en la carrera para liberarse de la prociclicidad de la política fiscal de manera consciente, implementando instrumentos para tal efecto, como ser un fondo anticíclico u otras reglas fiscales. En la última década se dieron las condiciones para generar algún tipo de fondo anticíclico, por los extraordinarios niveles en los términos del intercambio de Argentina, pero no se tomó ninguna medida al respecto.

Aunque se visualice una política fiscal menos procíclica, el gran incremento en el tamaño del Estado está marcando que en la economía el rol del gobierno está avanzando sobre las decisiones privadas de consumo y producción, lo que tiene sus costos en términos de eficiencia y efectos *crowding out*.

## VI. DISCUSIÓN

La cuestión del tamaño del Estado no es un tema menor y de su análisis pueden obtenerse implicancias en recomendaciones de política fiscal. Existen modelos de crecimiento endógeno donde la existencia de bienes y servicios públicos que impactan directamente en la función de producción de las firmas, afectan la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía. La predicción principal es que la relación entre la tasa de crecimiento del producto y la participación del gobierno  $G/Y$  (o tamaño del Estado) no es monótonica: la tasa de crecimiento del producto aumenta con  $G/Y$  cuando la participación del gobierno es pequeña, pero disminuye cuando la participación del gobierno es demasiado grande.<sup>25</sup> Esta relación en forma de parábola responde al efecto negativo de los impuestos sobre el producto marginal del capital, en conjunción con el efecto positivo de los servicios públicos en

---

25. Barro (1990, 1991, 1992).

dicha productividad. Estos resultados, aunque sean de largo plazo, pueden tener implicancias para la política fiscal. Cuando el nivel de gasto es menor al óptimo, ante una recesión sería recomendable un aumento del gasto, es decir, resulta óptima una política fiscal contracíclica. Pero si el nivel de gasto es elevado, mayor gasto implicaría menor crecimiento y por lo tanto, resultaría óptimo reducir el gasto (política fiscal procíclica). En este sentido, sería interesante determinar cuáles son los niveles óptimos del gasto total y sus componentes, para juzgar el desempeño de la política fiscal. Es probable que el nivel de inversión pública o gastos de capital aún se encuentren en niveles inferiores a los óptimos, si uno piensa en la calidad de la infraestructura con la que se cuenta en nuestro país, tanto la destinada a servicios económicos como los servicios de salud y educación. Sin embargo, otros gastos, como los subsidios, pueden haber sobrepasado los niveles óptimos de Pareto. Su alto nivel reside en que el Estado no tiene en claro cómo resolver de manera genuina ciertos problemas que impiden eliminar estas transferencias al sector privado. Esos problemas básicamente consisten en la distorsión del precio relativo de los servicios públicos, el déficit del sector energético, y la generación de empleo genuino para la gran masa de ciudadanos que hoy viven de planes sociales.

## VII. REFERENCIAS

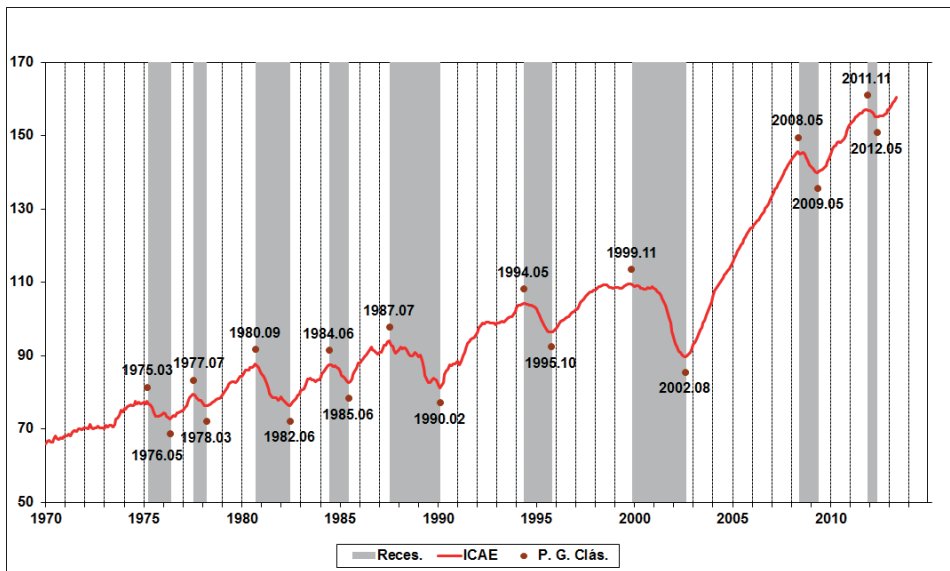
- Barro, R.. (1979), "On the Determination of Public Debt", *Journal of Political Economy*, Vol. 87.
- Barro, R. (1990), "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, vol. 98, n. 2, pp. 103-125.
- Barro, R. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2., Mayo, pp. 407-443.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1992), "Public Finance in Models of Economic Growth", *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, n. 4, Oct, pp. 645-661.
- Frankel, J., Vueltin, G., Vegh C. (2012). "On Graduation from Fiscal Procyclicality". NBER Working Paper No. 17619, Julio.
- Gavin, M. y Perotti, R. (1997). "Fiscal Policy in Latin America". NBER Macroeconomics Annual.
- Ilzetzki, E. y Vegh C. (2008). "Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction". NBER Working Paper No. 14191, Julio.

Jorrat, J. (2005). “Construcción de Índices Compuestos Mensuales Coincidente y Líder de Argentina”. en *Progresos en Econometría*, Edit. M. Marchioni, Asociación Argentina de Economía Política.

Lane, P. (2003). “The cyclical behaviour of fiscal policy: evidence from the OECD”. *Journal of Public Economics*, Vol. 87, pp. 2661-2675.

## VIII. ANEXO

**Gráfico A1: Índice Compuesto de Actividad Económica de Argentina (Base 1993=100) y Ciclo Económico**



Fuentes: Proyecto “Ciclos Económicos y Crecimiento” - UNT

Tabla A1: Tests de Raíz Unitaria \*

Serie	Series en niveles		Series en primeras diferencias		Componente Cíclico	
	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.
PIBP (1993-2013)	2,196	0,993	-2,817	0,005	-4,372	0,000
PIBP (1993-2002)	-0,185	0,613	-3,167	0,002	-2,914	0,005
PIBP (2002-2013)	-0,160	0,935	-3,372	0,018	-3,301	0,002
GTOT (1993-2013)	3,619	1,000**	-6,639	0,000**	-2,849	0,005
GTOT (1993-2002)	0,054	0,694	-4,726	0,000	-2,184	0,030
GTOT (2002-2013)	-0,864	0,789	-6,610	0,000	-2,459	0,015
GPRIM (1993-2013)	1,854	0,984	-6,736	0,000	-2,716	0,007
GPRIM (1993-2002)	0,160	0,727	-6,685	0,000	0,143	>0.10***
GPRIM (2002-2013)	-1,120	0,699	-6,552	0,000	-2,633	0,010
GCTE (1993-2013)	3,565	1,000**	-6,843	0,000**	-2,582	0,010
GCTE (1993-2002)	0,040	0,689	-4,567	0,000	-2,358	0,020
GCTE (2002-2013)	-0,461	0,888**	-4,889	0,000**	-2,727	0,008**
GCAP (1993-2013)	-0,667	0,424	-1,655	0,092	-1,925	0,052
GCAP (1993-2002)	-0,659	0,425	-5,826	0,000	0,188	>0.10***
GCAP (2002-2013)	0,598	0,842	-6,191	0,000	-3,318	0,021
GREM (1993-2013)	2,645	0,998**	-8,826	0,000**	-4,071	0,000
GREM (1993-2002)	-0,762	0,378	-2,833	0,006	-1,809	0,067
GREM (2002-2013)	3,490	1,000**	-5,948	0,000**	-2,076	0,038
GSS (1993-2013)	2,902	0,999**	-4,855	0,000**	-3,657	0,000
GSS (1993-2002)	-0,384	0,539**	-3,978	0,000**	-1,717	0,081
GSS (2002-2013)	2,895	0,999	-3,091	0,003	-2,583	0,011
GINT (1993-2013)	0,147	0,726	-3,337	0,001	-4,078	0,000
GINT (1993-2002)	-0,272	0,582	-5,795	0,000	-2,370	0,019
GINT (2002-2013)	1,411	0,958	-2,405	0,018	-3,466	0,001
GSUB (1993-2013)	0,250	0,756	-1,671	0,089	-2,480	0,014
GSUB (1993-2002)	1,772	0,979	-4,415	0,000	-3,098	0,003
GSUB (2002-2013)	1,643	0,974	-2,874	0,005	-1,669	0,089
GCAPROV (1993-2013)	-0,420	0,528	-2,479	0,014	-3,410	0,001
GCAPROV (1993-2002)	0,017	0,682	-6,355	0,000	-2,221	0,027
GCAPROV (2002-2013)	0,135	0,720	-5,730	0,000	-2,452	0,015

(\*) Los resultados corresponden al test Augmented Dickey Fuller, a menos que se indique que se usa otro test. La Hipótesis Nula es que la serie tiene una raíz unitaria.

(\*\*\*) Los resultados corresponden al Test de Phillips-Perron.

(\*\*\*) Los resultados en este caso corresponden al Test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), que testea la hipótesis nula de estacionariedad de la serie, en contraposición a los tests Augmented Dickey Fuller y Phillips-Perron, que testean la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria. Tanto para GPRIM\_CY1 como para GCAP\_CY1, el estadístico LM resulta en un valor menor al valor crítico 0,347 con el que se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad al 10 % de confianza, por lo que no puede rechazarse que las series son estacionarias.

Fuentes: Elaboración propia en base a datos de MECON y Proyecto "Ciclos Económicos y Crecimiento" - UNT



## **Observatorio de Política**

---

Esta sección incluye artículos que discuten en forma rigurosa, pero no técnica, temas corrientes de política económica que son de interés por su vinculación al mundo real, aún cuando la literatura económica no los haya todavía incorporado definitivamente y artículos que presentan contenidos teóricos o resultados empíricos con implicancias de política relevantes. Esta sección procura acercar a los investigadores académicos con los formuladores de política aportando, respectivamente unos y otros, desarrollos teórico-conceptuales y empíricos importantes y claridad e información sobre las prioridades de política. Los artículos enviados a para esta Sección no están sujetos a los procedimientos normales de referato de la Revista.





## Pension Regimes in Latin American Emerging Countries: Do and Can Individual Capitalization Schemes and PAYG Systems Coexist?

*Regímenes Jubilatorios en países emergentes de Latinoamérica:  
Pueden coexistir los sistemas de capitalización individual y los de reparto?*

**ERNESTO REZK\***

*Instituto de Economía y Finanzas  
Universidad Nacional de Córdoba, Argentina  
ernerezk@eco.unc.edu.ar*

### ABSTRACT

*Experts have been pointing out that, although fully funded pension schemes implemented by several Latin American countries gathered political rejection and experienced important setbacks, they were resorted to in response to the problems faced in the eighties and the nineties by unfunded regimes. In this connection, the idea is that both individual capitalization and PAYG systems can and should coexist provided that efficacy in ensuring expected levels of coverage, equity and efficiency and in guaranteeing also long run financial sustainability be appropriately reached. Nevertheless, several preconditions appear necessary for the preceding scenario to be possible: coverage and tax compliance need to be expanded in both regimes particularly to include the self employed workers, individual capitalization needs be improved and turned more attractive by reducing administrative and commercial costs and by offering a more varied portfolio composition concerning instruments and risk levels. Finally, despite that competition between regimes, by permitting affiliates to switch from one to another, promotes efficiency, non contributory pensions will still be necessary, on grounds of distributional, solidarity and equity goals.*

**Key words:** Individual Capitalization, PAYG, Non Contributory Regimes, Coverage, Tax Compliance, Financial Sustainability.

**JEL Classification:** H55



## RESUMEN

*Diversos expertos señalaron que, aunque los esquemas jubilatorios de capitalización sufrieron rechazos políticos y experimentaron retrocesos y cambios en varios países latinoamericanos, la razón de su implementación se debió a los importantes problemas que se observaron en los ochenta y noventa con los sistemas jubilatorios basados en sistemas de reparto. En este sentido, existe la idea de que tanto la capitalización individual como los sistemas de reparto pueden y debieran coexistir siempre que se alcance eficacia en asegurar niveles esperados de cobertura, equidad y eficiencia y en garantizar también la sostenibilidad financiera de largo plazo. Sin embargo, el mencionado escenario hace necesario que se cumplan un conjunto de precondiciones: la cobertura y el cumplimiento tributario debe incrementarse en ambos sistemas incluyendo particularmente a los trabajadores independientes, la capitalización individual debe a su vez mejorarse y tornarse más atractiva vía la reducción de los costos administrativos y comerciales y la oferta de una composición más variada de las carteras tanto en instrumentos como en niveles de riesgo. Finalmente, no obstante que la competencia entre regímenes –al permitir que los afiliados circulen libremente de uno hacia el otro– promueve la eficiencia, los sistemas no contributivos de jubilación serán todavía necesarios, en términos de objetivos distribucionales, de solidaridad y equidad.*

Palabras clave: Capitalización Individual, Sistemas de Reparto, Sistemas No Contributivos, Cobertura, Cumplimiento Tributario, Sostenibilidad Financiera.

Clasificación JEL: H55

## I. INTRODUCTION

Theoretical frameworks based on the “life cycle hypothesis” were generally resorted to in order to analyze the impact of social security systems upon savings. The idea, originally due to Modigliani and Brumberg and later summarized and extended in the paper by Ando and Modigliani (1963), basically stated that an individual consumer’s utility was a function of his/her own aggregate consumption in current and future periods. As is to be expected, the approach acknowledged that individuals maximized consumption subject to their budget constraint; that is, subject to their lifetime resources, which in turn summed current and discounted future earnings and current net worth.

The plain introduction of social security regimes<sup>1</sup> within the 'life cycle hypothesis' is expected to affect individual's savings as the payment of benefits needs social security taxes to be collected and this will immediately cause the current disposable income to shrink by the amount of the payroll tax; therefore, the idea of savings' reduction taking place seems thus to rest on the following two accounts: the reduction of disposable income and the ultra rational idea that payroll taxes are perfectly substituting the impact of private saving fall upon future consumption.

Nevertheless, the implication that social security regimes always have a negative impact upon savings<sup>2</sup> has not gone unchallenged in the related literature, as soon as one departs from the framework of analysis provided by simpler versions of the life cycle model. Feldstein [1974] himself quoted authors' yielding empirical evidence on that people covered by fully funded regimes save even more than those uncovered individuals, based on a 'recognition effect'<sup>3</sup> emerging when people entering a private pension plan perceive the benefits of saving for their old age (educational effect) and change their utility function, or a 'goal gradient hypothesis'<sup>4</sup> whereby efforts are intensified the closer people are to set goals.

Blinder (1982) interestingly added to the theoretical discussion by raising the point that while expansions in private pensions, in the presence of capital market imperfections, would increase savings, social security systems of the PAYG system (based on the Modigliani-Miller Theorem) would likely not as savings in the latter case were solely aimed at financing consumption on retirement for what, and with no borrowing restraints, while private (funded) pension plans could not have any effect upon savings, social security taxes in unfunded regimes would in fact reduce savings, as shown in quoted Feldstein's developments.

Let alone the raised controversy above the likely effects of funded or unfunded systems upon aggregate savings, the Latin American region experienced in the eighties and the nineties the widespread adoption of funded systems (individual capitalization accounts) for reasons other than an expected positive impact upon savings and more related at the time with the collapse of PAYG regimes due to public sector's increasing deficits and debt

---

1. As will be shown, results more clearly depict the case of unfunded PAYG regimes.

2. This assertion obviously depicts the case of unfunded PAYG systems.

3. First stated by Cagan (1965).

4. See Katona (1964), p. 4.

accompanied by high inflation levels and low working labour/retirees ratios, as developed in Section III below. Nevertheless, the initial optimism placed upon funded systems gradually turned into skepticism as soon as evidences showed that the performance of individual capitalization accounts yielded in practice results that fell short of people's expectations, as shown in Section IV.

As the matter is of the outmost importance for the Region, this survey aims to contribute to the discussion of appropriate pension systems, for what the performance of both the PAYG and the Individual Capitalization Scheme is critically reviewed for eight developing and emerging countries: Argentina, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, México, Perú and Uruguay, in line with what Bertranou et al (2009) called the First Round of Reforms. This assessment purports not only to point out the regimes' shortages and drawbacks but also to ascertain whether both can be jointly and advantageously used when optimizing the working of pension systems is the upheld objective.

## **II. THE USE OF DEFINED BENEFIT AND DEFINED CONTRIBUTION PENSION REGIMES BY SELECTED LATIN AMERICAN COUNTRIES**

As Boadway and Cuff (2005) pointed out, contributory pension schemes basically aim at ensuring –through some coercion- that income earners save out of their incomes, as the presumption exists that otherwise this may not happen voluntarily. In this regard, the implied government intervention spreads over a range of matters such as regulation of alternative regimes, coverage, employees and employers' contributions, legal requirements for acceding to benefits, pension payments' form, public and private participation, composition of fund assets, schemes' administrative arrangements and so on.

Needless to emphasize, a major feature that characterizes pension regimes is whether they are funded or unfunded. In the first case, pension benefits are paid out of a fund, integrated with assets stemming from the accumulation of past or current contributions and whose size, determined on the basis of correct actuarial procedures<sup>5</sup>, should permit to meet future liabilities; unfunded regimes, such as PAYG, rely on the contrary on the explicit principle of intergenerational solidarity in so far as all active labour's current contributions are devoted to finance benefits paid to individuals that, let alone compliance of legal requirements, have reached the retirement age.

---

5. Boadway and Cuff (2005, p. 101) pointed out the fact that actuarial fairness of fully funded regimes could refer to the accounts of each individual contributor but also to the regime as an aggregate but not for all persons.

In either case, pension regimes may fall in the categories of defined-contribution or defined-benefit depending on whether workers are subject to predetermined contributions or benefits. A defined-contribution regime implies that workers periodically (monthly) pay a predetermined percentage of earnings and therefore their pension payments will result from the accumulated contributions plus the expected investment's yield whereas in the second case they will accede –on retirement- to predetermined benefit levels based on income earned during working life<sup>6</sup>. Let it be noticed that different risk levels are involved for the parties depending on the chosen variant; thus, individuals undertake more risk under defined-contribution as the size of their pension benefits will be highly related to the rate of return of accumulated contributions; contrariwise, pension benefit providers (either public or private ones) are more exposed to risks in reason of the liability imposed upon them by the defined-benefit system. A worth mentioning point refers to the impact of inflationary risk that may hurt defined-benefits unless these are indexed and also individual accounts in defined-contribution plans that may have eroded their future values due to the negative impact of inflationary situations caused by government policies or any other cause.

Finally, defined-contribution or defined-benefit systems resort to various forms of financing the most common being employees or employers' contribution or a combination of both which are normally levied as a fixed percentage of wages. Nevertheless, and particularly in Latin American countries, pension systems are seen to permanently increase their dependence on budgetary tax resources (mainly Value Added and Income Tax); the reasons for that should mainly be sought at the large share of informal labour as well as the marked contributors' tax infidelity, particularly in the group of self employed workers. The need to resort to fiscal resources –other than payroll taxes- is also explained by important social policies of inclusion and poverty checking whereby governments set transfer programmes for supporting the elderly with no incomes.

Apart from the characterization of the different pension systems, a far more important policy matter, with which a number of specialists have dealt with<sup>7</sup>, refers to the economic effects of contributory pension regimes upon labour supply and demand, individual and aggregate savings and capital

---

6. There are several variants for computing the ratio of pension benefits to income earned: income of the last years before retirement, the highest earning years or a combination of both.

7. See for instance Baillieu and Reisin (1997), Boadway and Cuff (2005), Faruqee and Husain (1994), Feldstein (1974), Raddatz and Schmukler (2008), Rezk et al. (2009).

market furthering.<sup>8</sup> In this connection, labour supply may dwindle due to payroll taxes and their negative impact on wage incomes unless, and as Boadway and Cuff (2005) pointed out, benefits are directly related to contributions and these have an upper limit above which there is a nil marginal tax rate effect; a corollary of this is that while provident funds and pension plans are not expected to have an important effect upon labour supply, this conclusion is not straightaway applicable to public defined-benefit regimes. The impact of pension regimes on retirement age is not a linear one: in particular, the possibility of early retirement pensions tends to shrink labour supply to the extent that the pension size proves to be higher than the opportunity cost of staying (i.e additional contributions); on the other side, the retirement age will not be affected should actuarially well designed regimes operate. Also, the idea prevails that human capital accumulation will unlikely be affected by payroll schemes but would be favoured by provident funds from which individuals could draw resources for financing training. Finally, labour mobility will not generally be prevented if public pensions (such as PAYG) and provident funds grant their benefits at an individual level. Although subjects such as workers' mobility and cost of hiring somehow impact upon labour demand, the outstanding point here refers to employment effects of fully flexible labour markets versus those in which wage rigidities are important, as in the first case elasticities of demand and supply will determine how contributions will be absorbed both by employees and employers whereas if wage rigidities prevent shifting the tax burden to employees, employers may refrain from hiring additional labour.

Latin American countries, based on the European tradition of unfunded schemes and defined-benefits, traditionally ran PAYG regimes; however, and for reasons to be mentioned in the next section, they started to explore different alternatives in the last part of the 20 century and to experiencing advances as well as noticeable setbacks. In this connection, the ensuing Table 1 shows choices of eight selected Latin American emerging countries when resorting to one of the ensuing four variants for running their pension systems:

1. *A Single System*: In this case, affiliation is mandatory for all workers and contributions are channeled to the PAYG regime or to individual capitalization accounts in order to be administered by private firms or public bodies (pension fund administrators).

---

8. The economic impact of funded and unfunded regimes upon individual and aggregate saving and the capital market is dealt with in the next section.

**Table 1: Operating Pension Systems**

Countries	Year	Single System	Mixed Integrated System	Mixed In Competition	Others
Argentina	1994			x	
	2008	x			
Bolivia	1997			x	
	2010	x			
Brazil	1991				x
Chile	1981	x			
Colombia	1993			x	
Mexico	1997	x			
Peru	1993			x	
Uruguay	1995		x		

2. *Integrated Mixed System*: PAYG and individual capitalization regimes coexist and workers' contributions are distributed between both regimes as it is legally determined.
3. *Mixed System in Competence*: individual capitalization and PAYG compete for affiliations and contributions are totally directed to the regime chosen by employees.
4. *Others*: It refers to the case in which pillar 1 is mandatory and other options are open for pillar 2.

Argentina introduced in 1994 a mixed in competition system whereby labour and self employed workers could chose between the PAYG regime and individual capitalization accounts administered by private pension fund administrators. As of 2008, the system was suspended and the country returned to a single PAYG variant. Bolivia, for its part, somehow experienced a similar change the difference being that the mixed in competition scheme created in 1997 evolved into a capitalization regime in which workers' contributions started to be administered by a governmental body.

The mixed in competition regime (similar to those in Argentina and Bolivia) persists in Colombia and Peru whereas Uruguay adopted in 1995 a mixed integrated system whereby workers are compulsorily sent to the PAYG regime, if salaries do not exceed a fixed legal floor and to the individual capitalization accounts when salaries range between minima and maxima salary incomes. Contributions corresponding to salaries exceeding the compulsory upper limit can be voluntarily sent to the capitalization regime.

Finally Chile and Mexico, since 1981 and 1997 respectively, are the only two countries in the group that have a single mandatory system based on individual capitalization accounts.

### III. WHY INDIVIDUAL CAPITALIZATION ACCOUNTS BECAME AN ALTERNATIVE TO PAYG REGIMES IN LATIN AMERICA <sup>9</sup>

As of the eighties and the nineties, in the 20 century, several Latin American countries began to assess the convenience of substituting existing PAYG earning related pension schemes (as it happened with Chile's pioneering reforms) or adding (as in Argentina) privately managed fully funded pension systems –based on individual capitalization accounts- leaving however on contributors hands' (labour and self employed workers) the decision over the preferred system.

In some cases, the switch took place all of a sudden following bankruptcy situations faced by PAYG regimes, whose causes could be traced back to sharp inflationary processes and economic and demographic unbalances dwindling to unbearable levels the workers/retirees ratio and increasing existing pension regimes' deficits; the massive incorporation of beneficiaries (specially the self employed) through ad-hoc plans amounting to a bail out<sup>10</sup> and the channeling of pension resources to general fiscal revenues, in order to deal with the important deficits originated by a growing public spending and the difficulties in tax collection and budgetary financing, must also be accounted for at the moment of explaining the crisis of unfunded pension schemes.

It needs to be acknowledged also that a widespread fall in saving rates occurring by the time in many Latin American countries, must also be counted as an important motivation underlying substantial changes in pension systems, as the idea prevailed that the accumulation of pension fund assets would definitely encourage aggregate savings (Bailliu and Reisen, 1997) and contribute also to enlarge domestic capital stock markets (Reisen, 1997; Raddatz and SchmuKler, 2008<sup>11</sup>).

---

9. Section III was taken from Rezk, Irace and Ricca (2009).

10. Those programmes, known as "moratorias", permitted contributors to enjoy the benefits after a limited number of years of contribution (smaller than the 35 legally required).

11. The paper by Raddatz and SchmuKler is a particularly interesting one as the authors aim at shedding light on the very interesting debate of how pension funds affect capital markets' development.

The economic appeal that individual capitalization schemes had upon policy makers, specially for their assumedly expected positive impact upon saving rates, must however be revised in the light of the very often ambiguous results found in the literature devoted to the analysis of several countries' recent experience. Thus, while some analysts of the micro and macroeconomic performance of pension systems concluded that fully funded pension schemes definitely contributed to enhancing private saving in countries like Chile and Singapore others found running counter evidences for Malaysia (see for instance Corsetti and Schmidt-Hebbel, 1996; Morandé, 1996; and Faruqee and Husain, 1994).

In the context of the American economy, Feldstein (1974) also analyzed the impact upon individuals' decision on saving of introducing social security systems; by resorting to a life cycle model, his econometric estimations showed that social security funds depressed personal savings.<sup>12</sup> Nevertheless, Feldstein also explored the implications of using an "extended life cycle model", allowing people to continue working after the age of 65 and in which the net impact of social security regimes upon aggregate savings fell short of being unambiguous.

It is to be noticed that the existing theoretical controversy with regard to the real impact of individual capitalization upon saving rates and capital formation is related to the Life Cycle Model's nature, whose conclusions sensitively react to changes in assumptions held, but also to the type of pension system referred to. Bailliu and Reisen's paper (1997) is in this regard worth mentioning as these authors also stressed the ambiguity of pension fund assets' effect upon saving depending for instance on whether there were taxed returns or liquidity constraints, for what they concluded that the sign of the relation between pension fund assets and saving was finally a matter of empirical resolution.

In dealing with the matter, Boadway and Cuff (2005) reflected the existing ambiguity in respect of the real effect of mandatory regimes upon aggregate saving, whose increase was deemed necessary to boost investment and, in turn, the growth rate. The analysis, built upon a dynamic version of the life-cycle model acknowledged in the first place that the financing form chosen for pensions could affect the saving rate either by affecting the average wealth of individuals in the pension regime or by respectively redistributing wealth among individuals in the same group (intra generational

---

12. Mainly based on the rational of a PAYG system, the idea was that the need of counting with savings for future consumption was averted by retirees' guaranteed benefits financed through previously collected social security taxes.



transfers) or between different age groups (intergenerational transfers). The conclusion was that a fully funded scheme would not induce changes in the saving rate (and in turn in aggregate saving) unless a very high contribution rate were resorted to whereas an unfunded pay as you go system would decrease aggregate savings.<sup>13</sup>

The empirical treatment of the subject also posed interesting challenges, as shown by econometric attempts forced to dealing with the problem of a scarce number of degrees of freedom, this being explained by the relatively short existence of main fully funded pension regimes in the world and the consequent recourse to statistical series yielding information only for a limited number of periods. Grouping data for a set of countries and estimating coefficients by means of a fixed effect panel data model, in order to reflect included countries' specificities, became therefore an alternative to sort out the mentioned difficulty.<sup>14</sup>

#### **IV. FEATURES AND PERFORMANCE OF PRIVATE CAPITALIZATION REGIMES IN THE MAIN LATIN AMERICAN EMERGING ECONOMIES**

The review of fully funded pension regimes in all the eight countries chosen<sup>15</sup>, as well as the analysis of determined features regarding their investment portfolio structure and of some other related indicators intends to shed some light on individual capitalization' performance in the Region following something more than two decades since it came into being.<sup>16</sup>

A first feature deserving a comment is the relative size and evolution of pension fund assets, in terms of gross domestic product. As Graph 1 depicts for the period 1996-2006, the increasing paths show also differences in magnitude once countries are individually considered; thus, while the ratio reached in Chile more than 50%, it only reached 10% in average for the rest of the countries by the end of the period. Two main reasons can be accounted for

---

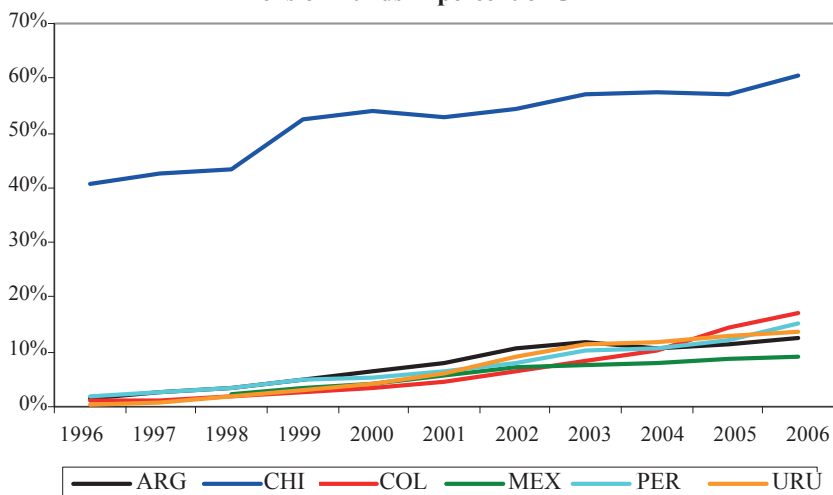
13. The situation becomes more complex when one intends to assess the impact of pension regimes upon individual saving as the outcome may depend on the type of assumptions held. In this regard, individuals may naturally be low savers, wages may not be flexible enough, individuals may be affected by the uncertainty of pension fund returns, individuals may save for reasons other than to smooth consumption, savings may be affected by pension plans that affect the decision to retire, etc.

14. See the empirical treatment due to Rezk et al. (2009).

15. Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Mexico, Peru and Uruguay.

16. Except for Chile, where the system dates from 1981.

**Graph 1**  
**Pension Funds in percent of GDP**



in explaining differences in percentages: in the first place, individual capitalization started much earlier in Chile for what the regime exhibits more maturity<sup>17</sup>; in the second place, individual capitalization was mandatory in Chile and Mexico whereas PAYG regimes in Argentina, Colombia and Peru have not been eliminated and competed with the former as people were allowed to choose. Uruguay presents in turn an interesting situation as inclusion in either of the two regimes depended on individuals' scale of income or wages<sup>18</sup>.

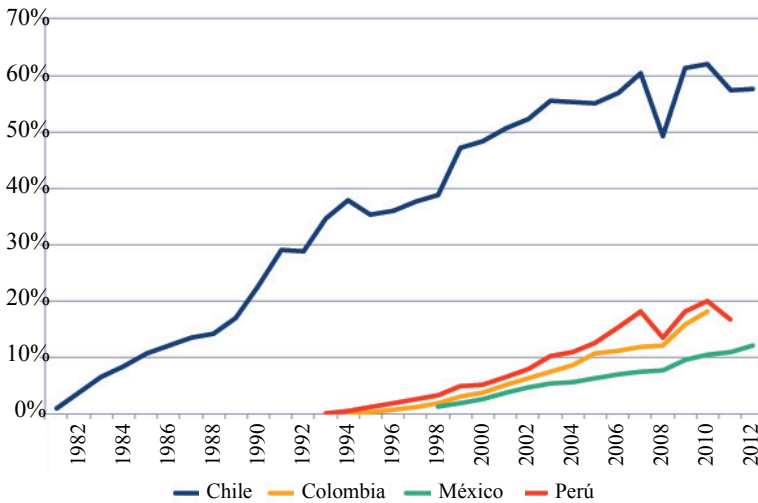
Graph 2, that depicts the evolution of funds (in terms of gross domestic products) beyond 2006 and up to 2012, permits to assert that pension funds kept increasing their participation with figures of 10% to almost 20% of product, with the exception of Chile that remained in 60%. Due to changes in their pension systems in 2008 and 2010 respectively, Argentina<sup>19</sup> and

17. Nevertheless, the assets' yearly percentage growth is higher in the other five countries as suggested by Bailliu and Reisin (op.cit. page 23) due to the fact that, by being more recent, they have greater contributors/retirees ratios.

18. People can however express their decision to be included in one of them.

19. As is publicly known the Argentine Congress, following a project received from the Executive Branch, enacted in November 2008 a law to stop the privately managed fully funded pension scheme based on individual capitalization. From that moment on, the ANSES (Social Security National Administration) already managing the PAYG regime, took over exclusive responsibility for the collection of all social security taxes and the payment of pension benefits and for the management of the Sustainability Guarantee Fund composed at the time of the assets of the former capitalization system.

**Graph 2**  
**Pension Fund Assets in Percentage of GDP**



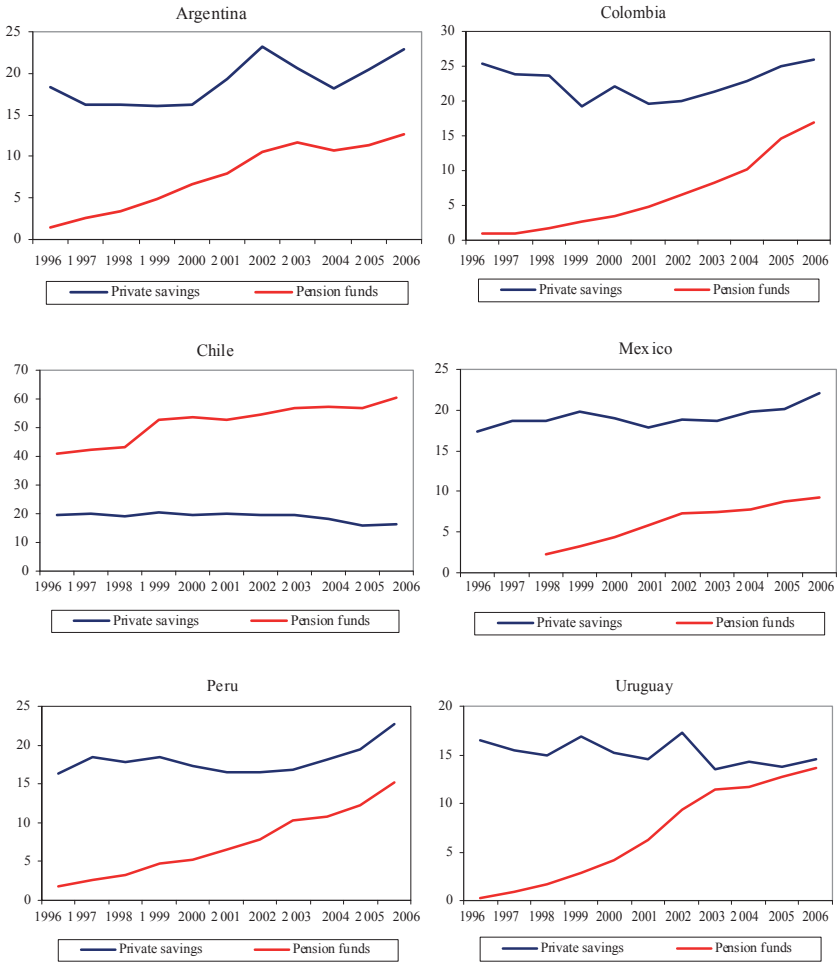
Bolivia are not represented in the graph; Brazil is –as mentioned above– a particular case as individual capitalization operates at the second pillar and close funds range between 17% and 20% of the product.

The matter discussed above made reference to the impact of funded pension systems upon aggregate saving formation, in relation to what it was assumed that unfunded systems stemming from the theoretical framework of the Life-Cycle Model were not expected to increase but rather decrease it. With respect to this, the following graphical display helps to visualize whether individual capitalization regimes implemented since the eighties in Argentina, Chile, Colombia, México, Peru and Uruguay were conducive to increasing aggregate saving in the period 1996-2006<sup>20</sup>.

Figures in Graph 3 show that pension fund assets clearly dragged aggregate savings in all the countries, the effect being more visible generally after the fifth year of the regime implementation; Chile and Uruguay constituted the exception in so far as they seemed to reveal a negative relationship between both plots. Argentina was in particular a worth quoting case as aggregate private saving kept stable between 1997 and 2000 although gross

20. Graphs were taken from Acuña (2013) and from Rezk et al (2009) who also backed the graphical analysis with an econometric estimation of a panel data model one of whose purposes was to gather evidence about the role of fully funded regimes in enhancing aggregate saving.

**Graph 3**  
**Pension fund assets and aggregate private savings in percent of GDP, by country**



domestic product shrank in these years as a consequence of an industrial recession lasting until 2001; it can be inferred therefore that the sustained growth shown by pension funds somehow helped to compensate a fall in private savings that would otherwise happened following the reduction of income.

As for the supposedly paradoxical Chilean case, the explanation can again be sought in that, due to the earlier regime implementation, the effect must have been stronger in the eighties when restrictions on foreign investment

by the new pension funds existed.<sup>21</sup> In short, the stagnation and consequent small fall in aggregate savings in percent of gross domestic product must be looked at in the light of the banning lift in foreign investment, which is in turn confirmed by the diagram showing the latter's incidence in portfolios.

In seeking next an explanation for the Uruguayan case, the saving plot's pattern must somehow be reflecting a feature of the implemented system which notwithstanding the fact that it is compulsory for certain wage earner groups, inclusion by default is based on the individuals' income scale.

The variations and lack of similarities in portfolio structures, as shown by graphs 4 and 5 below, are the best examples of differences, in many cases significant ones, that can be found in national legislation concerning how pension fund assets can be invested. In particular, and even if it is taken for granted that public bonds will always be an important part of portfolios, countries often place a limit to their share in investment composition<sup>22</sup>. Despite this, countries have somehow managed to find shortcuts to the mentioned limitations, as it was particularly noticeable in the case of Argentina, whose legislation banned pension funds to invest in public bonds beyond 50% of the whole portfolio. Fiscal matters and the restructuring of public debt must be borne in mind when the excessive government bonds' participation in pension funds is analyzed in Argentina; in particular, severe credit restrictions preventing the access to foreign and domestic financing led the authorities to resort to pension funds which became forced lenders.

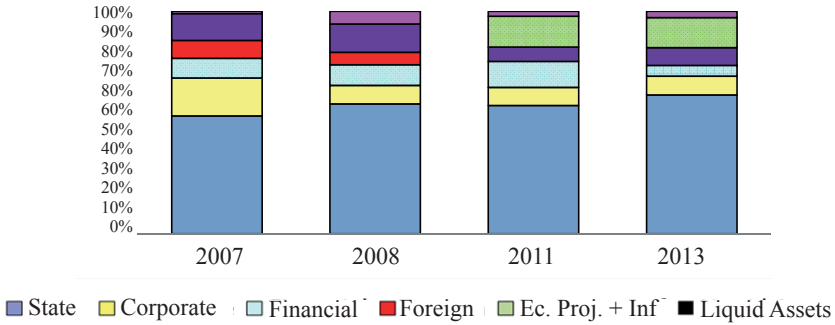
Worth quoting changes are however revealed by Graph 4, when comparing the situation while Argentina had the funded regime (2007-2008) with the one in which PAYG was reinstated and the Sustainability Guarantee Fund managed (2012-2013). In the first place, the section embodying investment in public bonds gradually increased up to 63% of total but the two following sections (corporate and financial assets) shrank and investment in foreign bonds disappeared and other assets in turn reduced drastically its share within the portfolio. In change, the governmental body managing the Fund (ANSES) started to finance a number of public projects included under the label of "productive projects and infrastructure" whose participation reaches 14% of the portfolio.

---

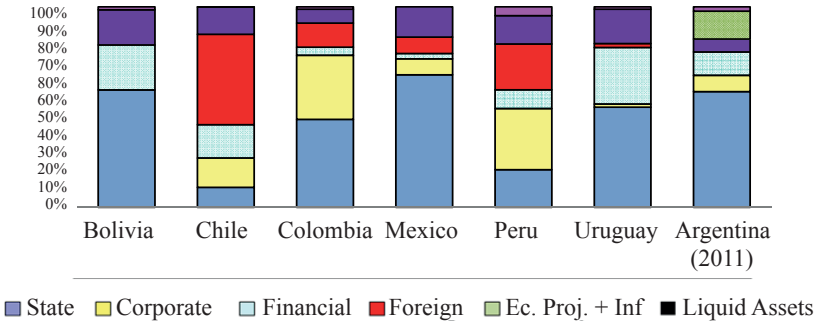
21. While Fontaine (1996) recalled that until 1989 Chilean regulations banned any international diversification of pension funds, Reisen (1997) in turn asserted that this restriction was crucial in explaining why the Chilean domestic capital market grew in size and depth despite an internal climate of debt crisis and uncertainty.

22 See National Legislation in the Appendix to this paper.

**Graph 4**  
**Argentina: Former Private Funds Portfolio (2007-2008)**  
**and PAYG Sustainability Guarantee Fund (2011-2013)**



**Graph 5**  
**Structure of Fund Portfolios**  
**in some Latin American Countries (2010)**



As for the rest of countries (Graph 5), Chile and Peru exhibit public bonds' lesser shares but while in the former the evolution shows a downturn trend there is a slight increase in participation in the latter country. The cases of Bolivia and Mexico are also noticeable in that public bonds participation in portfolios is practically overwhelming<sup>23</sup>; Uruguay, in turn, stabilized participations of public bonds in around 55% after experiencing shares as high as 90% in 2006 – 2007 whereas Colombia reflects in turn the average situation of 45%-50%.

23. Investment of Mexican pension funds in government bonds represented more than 90% in 1997, although they later stabilized in around 70%-80% for the rest of the period; the opposite took place in Uruguay as the initial participation rounding 60%-80% climbed to 80%-90% by the end of the considered period.

The participations of other portfolio components fell short of being stable, or similar among countries, throughout the period considered. In general, there has been a tendency, on the part of pension funds and except for Uruguay, to increase investment in foreign assets shares although at a slow rhythm. Chile is however the worth stressing case here as, following the end of the initial banning over pension funds' international diversification of portfolios, foreign assets started to climb reaching to around 40% of all applications. Investment in foreign bonds is also important in Peruvian pension funds and of lesser relevance in Colombia and México.

Financial investments by pension funds both exhibited an irregular performance among countries as well as a marked cyclical behavior in the period; except for the case of Chile where they have had a very stable share within the portfolio, with moderate variations within a 25%-30% interval, investment in financial assets showed marked cyclical variations in several countries although their participation is still important in Argentina, Bolivia, Chile, Peru and Uruguay whereas their importance is minor in the cases of Colombia and Mexico. Similar conclusions can in general be drawn for the case of equities, although in this case Colombia and Peru were the only countries in which the latter's participation kept stable around 35% total pension fund's portfolios and they are also noticeable in Chile.

While figures in Table 2, column 3, replicate the situation already shown by the Graph 2 above, it is noticeable what the column 4 indicates with respect to pension assets' real returns: in all cases, the average real return was positive and ranged between 6% and 10% per year. The Argentine case was also included in the table as, despite having stopped the individual capitalization regime in 2008, a Sustainability Guarantee Fund was created to which funds of the former Pension Fund Private Administrators were channeled.

## **V. IS THE REGION NOW EXPERIENCING A SET BACK TOWARDS NON-FUNDED PAYG REGIMES?**

As pointed out in Table 1, two countries (Argentina and Bolivia) reverted their systems from fully funded pension regimes to totally or partially PAYG systems in 2008 and 2010, respectively. Even the leading country, Chile, had a thorough revision in 2008 whereby a modification of its pension regime took place and an unfunded non contributory system was introduced

**Table 2**  
**Administered Pension Assets – Year 2012**

	Million dollars	Share of GDP	Average Annual Real Return <sup>c</sup>
Argentina <sup>a</sup>	50,500	15.0%	9.4%
Brazil <sup>b</sup>	232,373	17.0%	
Bolivia	7,875	29.2%	5.8%
Chile	159,190	58.5%	8.7%
Colombia	71,205	18.8%	9.5%
Mexico	143,898	10,3%	6.9%
Peru	35,547	19.2%	8.1%
Uruguay	9,120	17.4%	9.0%

- a. 2013 figures are used for Argentina, corresponding to the Sustainability Guarantee Fund.  
 b. Brazilian figures are for 2007 and they correspond to closed pension funds; open funds represented 3%-4% of GDP  
 c. As of the year each country started the regime.

financed out of general revenues; the revision also stated that individual capitalization beneficiaries would be supplemented had they not reached a minimum level for their retirement benefits. Furthermore, countries like Brazil or others, like Colombia and Peru in which individual capitalization schemes are a key component of the pension systems found necessary to implement non contributory pensions for individuals above 65 years with no incomes.

The response to the question posed by the headline to this section may not possible be straightforward, as distinct macro and microeconomic reasons such as sustainability and fairness might have been behind the changes; nevertheless, the information on coverage in the ensuing Tables 3 and 4 offers clear hints for understanding why this is today still an important political concern in the region, let alone the socio economic implications.

The first of two facts deserving being stressed in Table 3 is that only 55% of workers in the region are in average actually contributing to any pension regime and that this percentage is not also even throughout countries analyzed as figures as low as 32% (for Bolivia) find their counterpart in Uruguay with almost 85%. The second result is the striking evidence that, while the average for regional affiliation is substantially high regarding civil servants (90%), almost 40% of private labour and 90% of self employed workers are not included in any pension scheme. Needless to emphasize, the



**Table 3**  
**Employed Individuals, over 15, effectively contributing to PAYG**  
**or Individual Capitalization Regimes**

	<b>Total</b>	<b>Civil Servants</b>	<b>Private Sector Workers</b>	<b>Self Employed Workers</b>	<b>Pension earners over 65</b>
Argentina	68.7%	92.6%	77.2%	32.7%	90.7%
Bolivia	32.4%	74.6%	32.5%	2.1%	91.0%
Brazil	75.9%	93.6%	84.0%	24.3%	84.7%
Chile	81.7%	86.0%	86.5%	26.3%	84.2%
Colombia	57.2%	97.2%	77.2%	10.5%	44.0%
Mexico	41.3%	69.2%	59.3%	...	44.0%
Peru	50.4%	89.0%	59.5%	14.0%	25.4%
Uruguay	84.7%	99.9%	91.5%	39.4%	85.6%
<b>Latin America</b>	<b>55.4%</b>	<b>90.4%</b>	<b>65.5%</b>	<b>12.4%</b>	<b>%</b>

Source: ECLAC figures for 2011, Mexico 2010.

**Table 4**  
**Pension Funds' gross and effective contributors - year 2010**

	<b>Registered Contributing</b>	<b>Effectively</b>
Argentina <sup>a</sup>	10,972,000	40.9%
Brazil	...	...
Bolivia	515,159	39.3%
Chile	4,487,843	51.7%
Colombia	4,080,088	45.3%
Mexico	13,440,855	33.0%
Peru	1,923,466	42.4%
Uruguay	624,093	65.5%

a. Figures for Argentina correspond to 2008, as the regime was stopped that year.

explanation must be sought at the existence and size of the shadow economy and consequently of informal labour markets, which is particularly noticeable in Bolivia, Mexico and Peru (for the case of private workers) and generalized to all countries with respect to self employed workers. Despite the pessimism transpired by figures in Tables 3 and 4, the last column of Table 3

clearly shows that the performance in most of the selected countries is much better than in the regional level, situation explained by strong national social policies oriented to widening the coverage of the elderly (as is particularly the case of Argentina and its ample moratoria) or to enabling people over 65 to accede to non contributive income (such as Dignity Rents in Bolivia, or pensions financed out general revenues in Chile).<sup>24</sup>

The question as to why individual capitalization accounts did not become the solution envisaged when the system was first implemented, in the eighties in Chile, is somehow responded by figures of Table 4 that pointed out the marked discrepancy between those individuals registered and those effectively complying with the payment of contributions; the compliance hardly reached the fifty per cent of registered in fully funded regimes.<sup>25</sup> Needless to say, this feature is basically related to the weakest tax compliance of affiliated self employed workers that, in many cases, carry out their economic activities in the informal sector.

The major role of, or reliance on, fully funded private systems has been challenged several times, let alone the most extreme Argentine and Bolivian cases. It has already been said that the leading country in this field, Chile, underwent in 2008 a revision of its regime the result of which were some important modifications and the introduction of a non contributory regime for the poor without income or pension coverage. The discussion seems not to be over in this country as the government recently initiated announced the setting up of a committee of national and international experts with the duty of assessing the system and proposing changes in the light of low pensions earned by the retired.

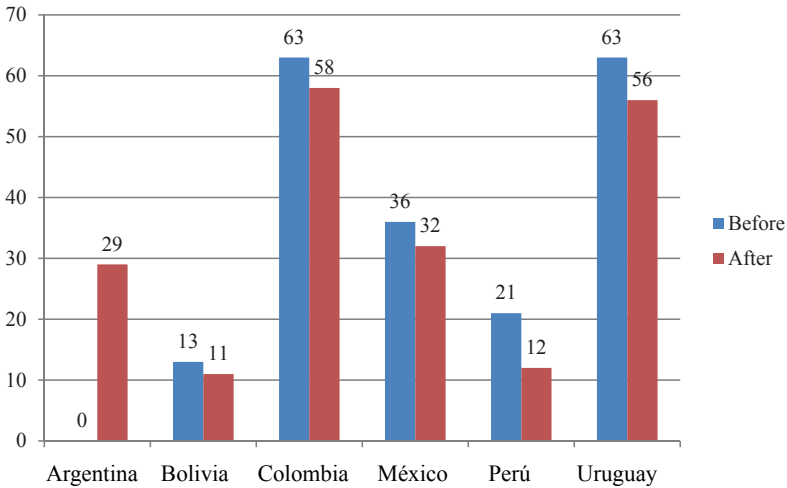
In a very interesting article in which Bertranou et al. (2009) wondered whether Latin American countries were actually moving away from individual capitalization accounts these authors emphasized that fear of fiscal unbalances and badly managed PAYG regimes counted at the outset for countries to resort to pensions based on capitalization but also pointed out that three main issues could not appropriately be dealt with by fully funded schemes; that is, a low level of coverage, the contraction of social nets and imperfections in regulatory frameworks.

---

24. Colombia, Mexico and Peru stand as an exception as they have lower coverage of the elderly.

25. It is not uncommon that employees' lack of compliance be in turn accompanied by tax evasion on the employers' side.

**Graph 6**  
**Latin American Countries: Coverage rates previous to fully funded schemes**  
**(before) and in 2002 (after)**



The authors' first assertion is clearly reflected not only by figures in Table 4 but also but the bars of the ensuing Graph 6 in which coverage rates<sup>26</sup> for the seven countries<sup>27</sup> are measured for two points in time: the moment before countries adopted a fully funded scheme (also called first round of reforms) and the year 2002, depicted in the graph as after.

The underlying rationale behind what Bertranou et al. (2009) called the First Round of Reforms was the idea that defined contribution schemes were going to enhance not only the level of coverage, but also tax compliance, based on the assumption that individuals would not only find a stronger connection between contributions and benefits but also because they would regard contribution payments as savings instead of a tax; nevertheless, and supporting the evidence given by Table 4, the above Graph 6 clearly shows that the rate of coverage fell in all countries once fully funded schemes started to operate. The main reasons for this to happen were already mentioned; that

26. For the purpose of the analysis, the coverage rate is defined as the quotient between contributors and economically active population.

27. Needless to say, Argentina is only represented by the 'before' bar as individual accounts were stopped at 2008. Brazil is not represented either as PAYG is still the main pension system, although there is an important development of individual accounts at firms' level (closed funds) and also some others run by state governments.

is, the structure of labour markets in which informality is by no means a minor feature<sup>28</sup>, apart from other features such as important unemployment levels.

A second important reason explaining why fully funded regimes fell short of fulfilling expectations was that, contrariwise to PAYG systems, they did not solve the problem of inter and intra generational solidarity for what public intervention had to be called upon in order to handle, via non contributory regimes, the situation of the elder with no incomes.<sup>29</sup>

A third worth emphasizing matter was that, after an initial enthusiasm with fully funded schemes, a feeling of disappointment grew among retirees when they realized that the quantum of their benefits was by far much smaller than originally expected, as rates of return resulted negatively affected by the excessive burden of items such as fees, insurance premium and other costs detracted from their contributions.

A last but by no means less important matter referred to imperfect regulation, one of whose flaws was a marked degree of weakness due to political interference with the investment decisions followed by funds. Argentina was a clear example in this matter, as pension administrators suffered, due to the government's scanty access to international capital markets, an enormous pressure to take public bonds, which ended in 2009 with the total asset seizure.<sup>30</sup>

In sum, a fair and balanced answer to the question posed at the beginning of this section should be that many Latin American countries managed to legally enact –and operate- sophisticated fully funded pension regimes that not only relieved governments in a moment of fiscally strained fiscal budgets but also served the purpose of enhancing aggregate saving and of furthering financial markets.<sup>31</sup> Nevertheless, the experience of almost two decades of fully funded regimes clearly showed that important changes were indispensable should countries intend to continue running pension systems based on individual capitalization accounts.

---

28. As expected, this is also a consequence of a stretching informal economy that prevails in many sectors of activity.

29. After individual capitalization accounts were implemented, different countries (i.e. Bolivia, Chile, Colombia) had to strengthen their social security nets with non contributory pensions.

30. The authorities blamed the world crisis of 2008 and 2009, as being responsible for the country's fiscal problems and the transmission of their negative effects to the pension system.

31. It must also be pointed out that private pension schemes counted in general with approval within the countries where they were implemented. Argentina was a clear example of this: the government did away with the regime in 2008 notwithstanding the fact that –the year before- the option of allowing those individuals in capitalization accounts to return to the PAYG systems was rejected by more than 80% of affiliates.

## **VI. CAN PENSIONS' INDIVIDUAL ACCOUNTS AND PAYG REGIMES COEXIST IN LATIN AMERICAN EMERGING COUNTRIES?**

Although many experts have pointed out that the use fully funded schemes in Latin American countries gathered political rejection and experienced contraction, the prevailing idea is that fully funded and unfunded regimes can and should coexist for what, as Bertranou et al (2009) suggested, individual accounts should be improved while accepting –at the same time- that PAYG and non contributory regimes may successfully accompany properly designed and run defined-contribution schemes as the former could have, at least in relation to solidarity, equity and distributional goals, a better performance.

In this regard, and given that the quality of any pension regime, or combination of pension regimes, must be judged for the efficacy in reaching expected levels of coverage, equity and efficiency as well as for its success in guaranteeing long run financial sustainability, social security economic policies to be drawn in the future must necessary address a set of matters which, only for the sake of illustration are listed below:

1. Non contributory pensions are definitely necessary, on grounds of distributional, solidarity and equity goals and should work in connection with programmes seeking to check poverty and structural unemployment.
2. Coverage and tax compliance need to be expanded, both in fully funded and unfunded regimes, in special in the case of self employed workers as they prove to be the more reluctant group at the moment of meeting their fiscal (including social security) responsibilities.
3. Individual capitalization needs be improved and turned more attractive in various ways that could influence pensions' size at retirement, as for instance by reducing administrative and commercial costs for allowing rates of return to increase and by offering a more varied portfolio composition both in term of financial instruments and levels of risk.
4. Competition between fully funded and unfunded regimes, by permitting affiliates to switch from one system to another, could at the end be favourable in so far as this enhances overall efficiency.

5. Financial sustainability of PAYG regimes may be deepened by resorting to ad-hoc reserve funds whose resources are available for stabilizing pension outlays in the event of cyclical perturbations taking place. In this connection, schemes like the Argentine Sustainability Guarantee Fund could be very useful should they have clear and sound portfolio investment rules averting their becoming an additional revenue source for governments' public spending.

## VI. REFERENCES

- Acuña, R. (Ed.) (2013). *Contribución del sistema privado de pensiones al desarrollo económico de Latinoamérica. Experiencias de Colombia, México, Chile y Perú*. SURA Asset Management.
- Asociacion Internacional de Organismos de Supervision de Fondos de Pensiones (AIOS) (2004). "Los Regimenes de Capitalización Individual en América Latina. Boletín Estadístico N° 12.
- Ando, A. and Modigliani F. (1963). "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests". *American Economic Review* 53, March, pp. 55-84.
- Bailliu, J. and Reis H. (1997). "Do Funded Pensions Contribute to Higher Aggregate Savings: A Cross-Country Analysis". Working Paper No. 130, OECD Development Centre, Paris.
- Blinder, A. S. (1982). "Private Pensions and Public Pensions: Theory and Fact". Working Paper No. 902, National Bureau of Economic Research. Cambridge, Ma.
- Boadway, R. and Cuff K. (2005). "Evaluating Public Pensions", in *Public Expenditure Analysis*, A. Shah Ed., The World Bank, Washington, pp. 69-133.
- Bertranou, F., Calvo, E. and Bertranou E. (2009). "¿Está Latinoamérica alejándose de las cuentas individuales de pensiones?". Center for Retirement Research, N° 9-14.
- Cagan, P. (1965). "The Effect of Pension Plans on Aggregate Savings". NBER, New York.
- Corsetti, G. and K. Schmidt-Hebbel (1996). "Pension Reform and Growth", in *Pensions: Funding, Privatization and Macroeconomic Policy*, S. Valdés-Prieto Ed., Cambridge University Press.
- David, P. A. and Scadding J. L. (1974). "Private Savings: Ultrarationality, Aggregation and Denison's Law". *Journal of Political Economy*, March/April, pp. 225-249.

- Faruqee, H. and Husain A. M. (1994). "Determinants of Private Saving in Southeast Asia: A Cross-Country Analysis", South East Asia and Pacific Department, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Feldstein, M. (1974). "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 5, pp. 905-925.
- Greene, W. H. (2007). *Econometric Analysis*, Prentice Hall, USA, Cap. 9.
- Katona, G. (1964). *Private Pensions and Individual Savings*. Ann Arbor: Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan.
- Mesa-Lago, C. (2005). "Assessing the World Bank Report Keeping the Promise". *International Social Security Review*, 58(2-3), pp. 97-117.
- Morande, F. (1996), "Savings in Chile: What Went Right?", Inter-American Development Bank Working Paper No. 322, Washington, D.C.
- Raddatz, C. and Schmukler S. (2008). "Pension Funds and Capital Market Development: How much bang for the buck". Policy Research Working Paper 4787, The World Bank, Washington D.C.
- Reisin, H. (1997). "Liberalizing Foreign Investments by Pension Funds: Positive and Normative Aspects". Working Paper No. 120, OECD Development Centre, Paris.
- Rezk, E., Irace, M. and Ricca V. (2009). "Pension funds' contribution to the enhancement of aggregate private saving: A panel data analysis for emerging economies". Annals of the 11° Fiscal Policy Workshop, Banca d'Italia, Perugia.
- Roffman, R. and Lucchetti L. (2006). "Pension Systems in Latin America: Concepts and Measurement of Coverage". Social Protection Discussion Paper 0616, World Bank, Washington, D.C.









# REVISTA DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA

---

## INSTRUCCIONES PARA LOS AUTORES

### I. NORMAS GENERALES

Se reciben para su posible publicación en la Revista de Economía y Estadística trabajos en idioma español o inglés, inéditos y que no estén siendo sometidos simultáneamente para su publicación en otros medios.

Todo trabajo recibido estará sujeto a la aprobación de un Comité de Árbitros, especialistas de reconocido prestigio. El procedimiento que se utiliza es el doble ciego (autores y árbitros anónimos).

Los originales deberán presentarse en versión electrónica (en Word y Excel) y ser enviados a los editores de la Revista a la siguiente dirección electrónica: [rev\\_eco\\_estad@eco.unc.edu.ar](mailto:rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar). Es responsabilidad del autor asegurarse que el archivo sea completamente legible en cualquier computadora personal (no solamente en aquella sobre la cual el artículo fue compuesto).

No serán aceptados archivos ilegibles.

Los Editores no aceptan la responsabilidad por el daño o la pérdida de artículos presentados. Sobre la aceptación de un artículo, se pedirá al autor/es transferir los derechos de autor del artículo al editor. Esta transferencia asegurará la diseminación más amplia posible de información.

Por mayor información, dirigirse a [rev\\_eco\\_estad@eco.unc.edu.ar](mailto:rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar) o consultar en la dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

### II. TIPOS DE CONTRIBUCIONES

- Artículos
- Artículos breves
- Crítica bibliográfica
- “Observatorio de Política”

### III. NORMAS EDITORIALES

El autor enviará el trabajo de acuerdo con las siguientes normas editoriales:

**Extensión:** los artículos deberán estar escritos a doble espacio, con márgenes de 2,5 cm.; la extensión promedio será de veinticinco (25) páginas, numeradas consecutivamente (la página del título es la página 1) y en ningún caso podrán superarse las cuarenta (40) páginas.

La primer página del artículo deberá contener la siguiente información:

**Título:** debe ser corto, explicativo y contener la esencia del trabajo.

**Autor (es):** indicar los nombres y apellidos completos sin títulos profesionales, seguido de la dirección postal (institucional o particular según corresponda) y dirección de correo electrónico.

**Resumen:** los trabajos deberán ir acompañados por un resumen en español y en inglés. El resumen debe escribirse en un solo párrafo de no más de 100 palabras. Contendrá una descripción del problema, los objetivos, la metodología y las principales observaciones y conclusiones.

**Palabras claves:** se debe incluir la clasificación JEL (JOURNAL OF ECONOMIC LITERATURE CLASSIFICATION SYSTEM) disponible en Internet y hasta cinco palabras claves que definan el artículo.

**Referencias:** todas las referencias bibliográficas citadas en el texto deberán ser presentadas alfabéticamente, y estar escritas según las normas de la International Organization for Standardization. ISO 690 - documentos impresos y materiales especiales e ISO 690-2 Documentos electrónicos y sus partes. Se puede consultar en Internet ambos documentos. ISO 690; ISO 690-2.

**Tablas (cuadros) y Figuras (gráficos):** tanto las tablas como las figuras se numerarán con números arábigos y cada una llevará una leyenda y la fuente si fuera el caso. Si en una figura se incluyen fotografías, deberán presentarse en forma de copias en blanco y negro, brillantes y de muy buena calidad. Ejemplos:

Figura 1  
Precios de las acciones y riesgo/país  
Fuente: JPMorgan

Tabla 1  
Cambios de tipo de tenencia de la vivienda

Fuente: encuesta movilidad espacial en Bogotá, Centro de Estudios sobre el Desarrollo Económico (CEDE), 1993.

Las tablas, referencias y leyendas para figuras deberán ser escritas en páginas separadas.

**Fórmulas:** deberán ser numeradas consecutivamente como (1), (2), etc. sobre el lado derecho de la página. Si la derivación de fórmulas ha sido abreviada, se recomienda presentar por separado, cuando sea pertinente, la derivación completa ( que no será publicada).

**Notas al pie de página:** deberán ser en un mínimo y numeradas consecutivamente en todas partes del texto con números en superíndice. Deberán ser escritas a doble espacio y no incluir fórmulas.

**Nombre de organizaciones y/o instituciones:** deberá indicarse la denominación completa, con su correspondiente sigla entre paréntesis, de toda organización o institución mencionada en el trabajo.

**Anexo:** con la base de datos, cuando corresponda, es conveniente el envío en un archivo adjunto, de los datos utilizados para las estimaciones y/o construcción de tablas y gráficos.





# REVISTA DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA

---

## INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

### I. GENERAL INFORMATION

Papers submitted for publication in *Revista de Economía y Estadística* must be written in Spanish or English and should not simultaneously be submitted for publication in other journals. Received papers will be considered by a Board of Associate Editors, composed by well known and prestigious specialists. Articles will be subject to the double blind procedure (anonymous authors and referees).

Electronic versions of originals (word and /or excel) must be sent to the Editors to the following e-mail address: [rev\\_eco\\_estad@eco.unc.edu.ar](mailto:rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar). It is the authors' responsibility to ensure that the file is completely legible in any personal computer (not only in the one in which the article was written).

Not legible files will not be accepted.

The Editors will not take any responsibility for any damage or loss of submitted articles. On papers acceptance, authors will be asked to transfer their property rights to the Editors in order that the amplest dissemination of information can be guaranteed.

For further information please email to [rev\\_eco\\_estad@eco.unc.edu.ar](mailto:rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar), or visit our web page <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

### II. TYPES OF CONTRIBUTIONS

- Articles
- Short Articles
- Bibliographical Reviews
- Contributions to Policy Watch

### III. MANUSCRIPT PREPARATION

**Papers' length.** Submitted articles should typically be less than 25 double-spaced pages with 2.5 cm margins on all sides, and should in no event exceed 40 pages. Pages should be consecutively numbered (the title page being number 1).

**Title page.** The title page will include:

The **article title**, which should be short, self explaining and bearing the paper's essence.

The authors' name and permanent affiliations, followed by their current postal address, e-mail address and telephone or fax number.

The title page will also include single paragraph abstracts, in Spanish and in English, of not more than 100 words each and a list of two to five keywords.

**Footnotes.** Footnotes will be kept at a minimum and numbered consecutively and designated by superscripts in the text. All footnotes should be typed double-spaced and they will not include formula.

**References.** All bibliographical references quoted in the text should follow the format prescribed by the International Organization for Standardization-ISO 690 (printed documents and special materials) and ISO 690-2 (electronic documents and their parts), available in internet for consultation. The list of references will be presented in alphabetic order.

**Formula.** They should be numbered consecutively throughout the text [e.g. (1), (2), etc] on the right of the page. It is recommended, in case of abbreviated formula display, to separately submit their complete derivation (which will be not published).

**Tables and Figures.** Tables as well as figures should be identified with Arabic numbers and will have a legend and the source (whenever it applies). Figures carrying photographs will be presented in brilliant, good quality white and black copies. Tables, references and figure legends should be written in separate pages.

**Organizations and Institutions.** Organizations and Institutions quoted or mentioned in the paper will be indicated with their complete denomination and the corresponding initials between brackets.

**Annex.** Authors are advised to send, enclosed to the paper, the file with the database used for estimations and the construction of tables and graphics.







UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
INSTITUTO DE ECONOMÍA Y FINANZAS

REPÚBLICA ARGENTINA

---

**REVISTA**  
DE  
**ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA**

---

VOLUMEN LI - Número 1

AÑO 2013

Entrevista a Carlos Daniel Heymann .....	7
JUAN CARLOS DE PABLO	
Endogenous Tariffs in a Common-Agency Model: A New Empirical Approach Applied to India.....	25
OLIVIER CADOT, LAURE DUTOIT, JEAN-MARIE GREThERX Y MARCELO OLARREAGA	
What if Cartel Fines are not high enough? Implications on Deterrence and Productive Efficiency.....	53
MARÍA C. AVRAMOVICH	
La Distribución Eléctrica en Argentina y su Eficiencia Técnica: Una Aplicación del Análisis de Fronteras Estocásticas (SFA) Utilizando Funciones Distancia.....	85
DARÍO EZEQUIEL DÍAZ	
Comportamiento cíclico de la política fiscal en Argentina: ¿Década ganada o década perdida?.....	119
MARÍA JOSÉ GRANADO	
Observatorio de Política	
Pension Regimes in Latin American Emerging Countries: Do and Can Individual Capitalization Schemes and PAYG Systems Coexist?.....	159
ERNESTO REZK	

---