

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

**VOL. LII-NÚMERO 1
AÑO 2014**

**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 Iturrealde

Secretaria
Melisa Anria

Vol. LII - Número 1 - Año 2014
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 versión papel; ISSN 2451-7321 en línea) 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

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



REVISTA DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

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

VOLUMEN LII - Número 1

AÑO 2014

Índice

• Entrevista a Juan Mario Jorrat.....	7
<i>An Interview with Juan Mario Jorrat</i>	
JUAN CARLOS DE PABLO	
• Cambio Demográfico y Federalismo Fiscal Proyecciones del gasto público consolidado y por nivel de gobierno 2009-2050.....	23
<i>Demographic change and Fiscal Federalism. Projections of consolidated public expenditure and by level of government 2009-2050</i>	
SERGIO ROTTENSCHWEILER	
• Structural Real Exchange Rate and Unemployment Interdependencies in Argentina.....	57
<i>Tipo de cambio real estructural y las interdependencias con el desempleo en Argentina</i>	
ERIC J. PENTECOST, FERNANDO ZARZOSA VALDIVIA	
• Endogenous Protection within a framework of monopolistic competition á la Dixit –Stiglitz.....	87
<i>Protección Endógena en una estructura de mercado de competencia monopolística à la Dixit-Stiglitz</i>	
MARÍA CECILIA GÁNAME	
• Electoral effects of intergovernmental fiscal transfers: An application to local elections in the province of Cordoba, 1995-2011.....	113
<i>Efectos electorales de las transferencias fiscales intergubernamentales: Una aplicación para las elecciones locales en la provincia de Córdoba, 1995-2011</i>	
SEBASTIÁN FREILLE, MARCELO CAPELLO	

Observatorio de Política

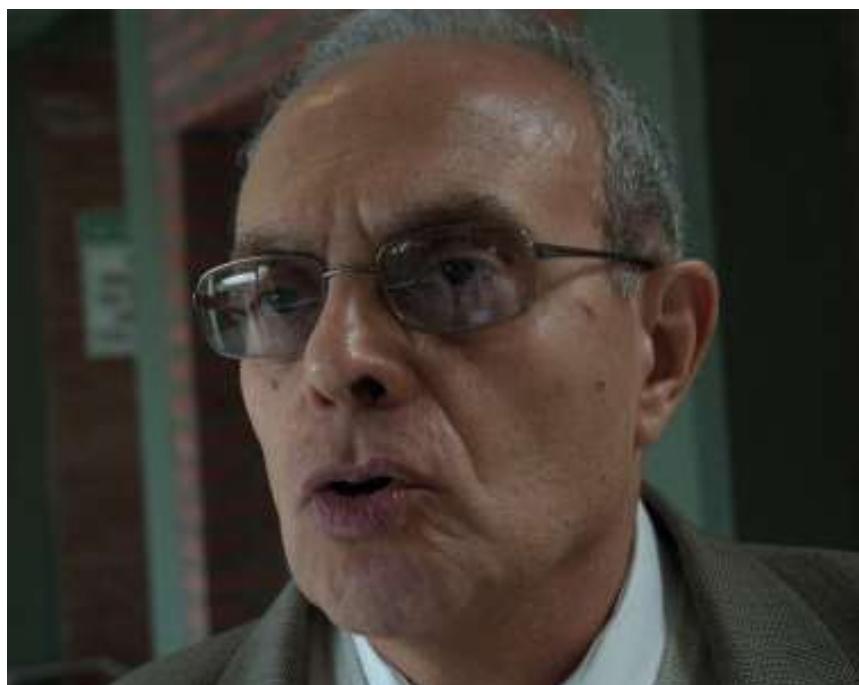
• Una radiografía del endeudamiento argentino. Implicancias del caso con Holdouts	139
<i>An x-ray of Argentine debt. Implications of the case with holdouts</i>	
SOFÍA DEVALLE	

Entrevista a Juan Mario Jorrat

An Interview with Juan Mario Jorrat

JUAN CARLOS DE PABLO

*Titular de DEPABLOCONSULT
Universidad de San Andrés y UCEMA
depablo@speedy.com.ar*



RESUMEN

Analizando su labor escrita uno encuentra economistas asociados con un solo tema (Víctor Jorge Elías, contabilidad del crecimiento) y economistas “todo terreno” (Paul Anthony Samuelson). Jorrat pertenece mucho más a la primera categoría que a la segunda. Porque desde hace más de dos décadas su apellido está asociado con el seguimiento sistemático del ciclo económico en Argentina, en base a la evolución de las series estadísticas.

Palabras clave: Entrevista, Economistas, Juan Mario Jorrat.

ABSTRACT

Analyzing their written work one finds economists associated with a single subject (Victor Jorge Elias, growth accounting) and economists "all terrain" (Paul Anthony Samuelson). Jorrat belongs much more to the first category than the second. Because for more than two decades his name is associated with the systematic monitoring cycle economic in Argentina, based on the evolution of the statistical series.

Keywords: Interview, Economists, Juan Mario Jorrat.

Juan Mario Jorrat nació en Tucumán, el 11 de noviembre de 1946. En 1970 se recibió de contador público nacional, en la Universidad Nacional de Tucumán (UNT), completando sus estudios de economía en la Ohio State University, donde obtuvo el Master of Arts en economía en 1974. Desarrolló su actividad docente en la UNT. En la actualidad preside la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP).

Analizando su labor escrita uno encuentra economistas asociados con un solo tema (Víctor Jorge Elías, contabilidad del crecimiento) y economistas “todo terreno” (Paul Anthony Samuelson). Jorrat pertenece mucho más a la primera categoría que a la segunda. Porque desde hace más de 2 décadas su apellido está asociado con el seguimiento sistemático del ciclo económico en Argentina, en base a la evolución de las series estadísticas.

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

¿Cómo es tu entorno familiar, nivel de vida, etc.?

Nací en San Miguel de Tucumán, en una familia de clase media con recursos modestos, con muchas aspiraciones pero también con muchas limitaciones. Mi papá era viajante de comercio, no estoy seguro de que tuviera estudios secundarios completos; mi mamá era profesora de piano, pero fundamentalmente ama de casa. Mi papá era hijo de inmigrantes libaneses, primera generación nacida en Argentina, con su madre y hermanas hablaba árabe. Mi madre era de varias generaciones en el país, de origen diverso (suizo, italiano, etc.), sufrió una deformación congénita de las corneas de ambos ojos que limitaron su visión y su vida. No teníamos auto y mis padres recién pudieron comprar un departamento poco antes de terminar la escuela primaria. Tengo un solo hermano, menor que yo, que es ingeniero químico.

A pesar de las limitaciones económicas, en casa se respiraba un ambiente con abundantes valores que nos marcaron, a mi hermano y a mí, de por vida. Los valores siempre presentes, leídos en la vida diaria de nuestros padres eran: 1) El trabajo como el medio y ambiente de realización de la persona humana, 2) Los estudios y una profesión universitaria como una herramienta imprescindible para ascender social y económicamente, 3) Importancia de la formación religiosa y humana, 4) Una intensa vida de fe de nuestros padres, especialmente mi mamá y 4) Un lugar especial en la escala de valores para la amistad.

Nuestra parroquia estaba en la misma cuadra de la casa alquilada dónde nacimos, era una prolongación de nuestros patios de juego y la catequesis era acompañada de fútbol, juegos y refrescos de los misioneros claretianos.

Respecto a la importancia de la amistad, recuerdo unas vacaciones que pasamos en un pueblito de Córdoba, acompañados de un íntimo amigo de mi padre que tuvo problemas con algún gobierno de Perón por su filiación comunista. El “tío Stanko” nos enseñó a jugar al ajedrez a mi hermano y a mí a una temprana edad. Mi papá era militante en la Unión Cívica Radical (UCR) y posteriormente en la Unión Cívica Radical Intransigente (UCRI), pero el “tío Stanko” era su amigo y en casa encontró refugio a la intolerancia política que se desarrolló en el peronismo.

¿Cómo llegaste a la economía?

Mi padre tenía una enfermedad cardíaca crónica. Razonablemente pensó que yo encarara estudios que tuvieran una rápida salida laboral. Por ello cursé la escuela comercial, soy perito mercantil. De hecho, él falleció cuando yo, a los trece años de edad, estaba cursando segundo año del secundario. Al terminar el secundario estaba seguro que me gustaban medicina y la investigación en medicina, pero esto hubiera requerido un año completo rindiendo equivalencias para recibirme de bachiller, y en casa no estábamos en situación económica como para afrontar eso. Me apegué al plan original de mi papá, seguir para contador público. Posteriormente, antes de concluir la carrera de contador, empecé a conocer y tomar cursos de la Licenciatura en Economía de la UNT.

¿Cómo era estudiar en la UNT?

Cuando ingresé a la facultad, no tenía idea de lo que era estudiar economía. Conseguí una beca, gracias a las notas que obtuve en el examen

de ingreso, lo cual me permitió no solamente mantenerme a mí sino también ayudar a mi madre. Durante varios años se me renovó la beca por cumplir con las exigencias de aprobar cierto número de materias y mantener un desempeño aceptable. Después gané el concurso de ayudantía en Estadística, y ahí fue cómo descubrí a la economía. Me deslumbró, porque tomé contacto con algo que no había encontrado en la carrera de contador. Algo que me recordaba mi vocación por la investigación aunque no en medicina.

¿Qué te deslumbró, la carrera o los profesores?

Ambas cosas. Lo tuve en Introducción a la Economía a Manuel Luis Cordomí y a David Koncevick; en Economía I a Víctor Jorge Elías y Raúl E. Soria; en Economía II a José Antonio Cerro y Raúl E. Soria; en Estadística Inferencial I a Eusebio Cleto del Rey; en Estadística Inferencial II a Raúl Pedro Mentz; en Econometría I a Víctor Jorge Elías; en Econometría II a Portluri Madasunda Rao (egresado de la Universidad de Chicago); en las Teorías de Precios a Codomí y a Elías; en las Teorías Monetarias a Raúl E. Soria; etc. Me deslumbró la presentación de la realidad, mejor dicho, de los elementos más importantes de la realidad, bajo la forma de modelos y el poder predictivo que tenía el análisis.

¿De qué realidad hablas; de la local, la nacional o la internacional?

El análisis aplicado a todas las realidades, dada la validez de la Economía como ciencia. Así, cumpliendo los deseos de mi padre, terminé la carrera de contador, pero llegué a ser jefe de trabajos prácticos de Estadística antes de graduarme, y de ahí me volqué directamente a economía.

¿Cuántos compañeros tenías; a quién se le ocurre estudiar economía en la ciudad de Tucumán?

Éramos 5 alumnos. Jorge R. Márquez Ruarte, que terminó trabajando en el FMI; Jorge Saúl Lizondo, también funcionario del Fondo; Luis Daniel Yañez, que actualmente está en la facultad; Eduardo Jaime Kohn, que terminó siendo empresario y yo. La competencia era sana, éramos un grupo muy chico, nos llevábamos muy bien, y teníamos estrecha relación con los profesores. De ese grupo, Márquez Ruarte, Lizondo y yo, continuamos los estudios de posgrado en EE.UU.

No nombraste, entre los profesores, a Adolfo César Díz y a Víctor Jorge Elías.

A Díz no lo conocí como profesor, sino cuando siendo presidente del Banco Central presentó un informe en el Instituto de Investigaciones Económicas de la facultad. Elías fue mi profesor de Teoría de Precios II, Comercio Internacional I y Econometría I. Sus cursos fueron impactantes y deslumbrantes. Tan es así que en EE.UU. para rendir los exámenes preliminares para el doctorado elegí como campos Comercio Internacional y Econometría.

¿Todos los profesores de la UNT habían estudiado en Chicago?

Cerro había estudiado en Minnesota, pero la mayoría había estudiado en Chicago.

¿Te enseñaron economía o te lavaron el cerebro?

Ja, ja. Me enseñaron economía. Hay 2 clases de economistas, algunos le tienen mucho respecto a los mercados, ya que determinan los precios relativos, y otros se creen por encima de los mercados y capaces de organizar la producción mejor que el mercado. Claramente, pertenezco al primer grupo.

En algún momento, se te ocurrió completar tus estudios en el exterior, concretamente en Ohio State University. ¿A quién se le ocurre estudiar allí?

La universidad queda cerca de la ciudad de Chicago, varios de los profesores eran egresados de allí. Gané una beca Fulbright, que gestionaba las admisiones y la ayuda económica. Ohio State tenía interés en estudiantes latinoamericanos, y particularmente argentinos. Así que terminé allí.

¿Qué recuerdos tenés de esa experiencia?

Un terrible dolor de cabeza, que me perseguía a cada instante. Fui al servicio médico de la universidad, y el médico me dijo: “no se preocupe, la jaqueca se le va a pasar en el momento en que comience a soñar en inglés”. Dicho y hecho, un día me ocurrió y los dolores de cabeza desaparecieron como por arte de magia.

Como estaba soltero, vivía en una residencia para estudiantes graduados, me desempeñaba como ayudante estudiantil y de investigación y en los recesos entre trimestres trabajaba en las oficinas del dormitorio. El dormitorio para graduados era un edificio de 14 pisos con forma de T, con 460 cuartos individuales con baño y 22 cuartos dobles con baños.

Como estudiante graduado tenía una oficina en el edificio del Departamento de Economía, la Biblioteca Central y la oficina del Departamento de Economía estaban abiertas hasta los días domingos, prácticamente nunca cerraban.

El invierno era muy frío, con mucha nieve y resbalones. Pero todo estaba estructurado para poder estudiar cuantas horas uno eligiera.

Como egresado de la UNT, supongo que estabas bien preparado técnicamente, aunque tuvieras problemas idiomáticos.

Efectivamente. En las universidades americanas había que rendir los exámenes *core* y los *prelims*. El primer core que rendí, microeconomía, fallé. El asesor académico me dijo: 'no se preocupe, usted tiene un problema de adaptación'. Tomé luego el de macroeconomía, y también aprobé el de econometría. Volví a rendir el de microeconomía, y ya no tuve problemas con la lengua. Todos los exámenes core los pasé a nivel de PhD.

Posteriormente, por la gran influencia de la formación en Tucumán, elegí los campos de Comercio Internacional y Econometría para los exámenes preliminares para el doctorado, aprobando ambos a nivel de PhD.

¿Qué profesores te impactaron, en Estados Unidos?

Me impactó el japonés Tatso Kouzumi, que enseñaba Microeconomía, con mucha claridad pero llevada con gran nivel. También cursé con él Teoría del Equilibrio General. Disfruté sus cursos muchísimo.

También fue importante el profesor de Comercio Internacional Edward Ray, posteriormente Jefe del departamento, con quien tomé el curso de Comercio parte real. Me resulta difícil identificar influencias separadas, tomé 18 cursos en 6 trimestres, incluidos los de verano. Si bien 2 fueron de inglés, el resto fue específico: economía y estadística.

En el área cuantitativa, estadística particularmente, yo traía suficiente formación de Tucumán (el primer curso que Diz dictó en Tucumán fue el de estadística inferencial, porque la consideraba esencial para cualquiera que pretendiera hacer investigación). Entonces me sugirieron que fuera a tomar cursos en el Departamento de Estadística. Tenía muchos compañeros japoneses. En la puerta del instituto había una frase que decía "lasciate ogni speranza, voi ch'entrate". La leí y me largué a reír. El profesor japonés me

preguntó por qué me reía, yo le respondí que por lo que decía el cartel. Entonces me preguntó: ¿qué dice? Con mi precario inglés le expliqué que decía “dejen afuera toda esperanza los que traspongan esta puerta”, y que era una ironía extraída de la Divina Comedia del Dante.

Es un hecho que regresaste a Tucumán. ¿Pensaste, en algún momento, en quedarte a vivir y trabajar en Estados Unidos?

Había aprobado todos los exámenes y era candidato para el doctorado. Pero en Tucumán había quedado mi novia. Las comunicaciones telefónicas, en ese entonces, eran casi imposibles. Una carta vía aérea demoraba 14 días. En esas condiciones revitalizamos el noviazgo. La idea era volver a Tucumán, casarme y volver a Estados Unidos para completar el doctorado. El hombre planea y Dios dispone. Volví, tardé un año en sacarle el sí a mi señora, como buena catalana, nos casamos, de la luna de miel vino el mayor de nuestros hijos, postergué todos los planes sucesivamente. Posteriormente di por terminada la etapa de mi formación con lo hecho.

Iniciaste, entonces, tu carrera docente en la UNT.

Enseñé Estadística I y II, Econometría I y II, Teoría de los Precios I y II, la porción real de Comercio Internacional y en algunos años también dicté la parte monetaria. Ahora que tengo gente formada en comercio internacional, asumí un nuevo desafío, una nueva asignatura del plan de estudios, que intenta conectar la teoría con la práctica de la economía. Que se llama, precisamente, Economía Aplicada. Centrada en las series estadísticas de tiempo.

Pasé por todas las etapas de la carrera docente: Jefe de Trabajos Prácticos, Profesor Adjunto, Profesor Asociado y, por último, Profesor Titular, desde 1977.

También tuve mi cuota de participación en las tareas de dirección: Secretario de Asuntos Académicos de la Facultad de Ciencias Económicas de la UNT (1977-1980), Vicedecano de esa facultad (1980-1981) y Director del Instituto de Investigaciones Económicas de la UNT (1985-1987).

Como corresponde a todo economista que se precie de tal, también puse el hombro en la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP): Secretario (1978-1980), Vocal Titular (2004-2005 y 2006-2007), Presidente electo (2014) y Presidente (2015-2016).

¿Cómo sos, como profesor?

A los alumnos los conduzco a que razonen, en términos de mercados. Usando las herramientas marshallianas básicas: demanda y oferta. ¿Qué es lo que está ocurriendo, qué genera esta serie? ¿Qué es lo que están captando estos datos? ¿Es demanda u oferta, es equilibrio? Explico en clase los principios, pero no planteo las grandes demostraciones, que las pueden encontrar en los manuales. Quiero que ellos mismos vayan desarrollando la capacidad de aplicación y maduración del conocimiento, mediante exposiciones a datos reales.

Siempre pensé qué difícil debe ser trabajar como maestra primaria, en un pueblo chico. Porque tenés que bochar a los alumnos que no saben, pero después te encontrás con los padres en el supermercado. Tucumán no es un pueblo, pero... ¿Alguna vez te corrieron por la calle?

Ja, ja. No, al contrario, mi experiencia es al revés. Tuve un conjunto de estudiantes sudamericanos, becados por la fundación Francisco Marroquín, que vinieron a la UNT a completar su licenciatura en economía. Yo los agarraba con Precios I y II y los hacía zapatear. Porque eran demasiados ejercicios, mucho estudio, para el ritmo al cual estaban acostumbrados. Teoría de Precios I, básicamente microeconomía, era una materia optativa dentro de la carrera de contador. Yo les recomendaba a los estudiantes de contador que no perdieran el tiempo tomando el curso, porque lo iban a abandonar a las pocas semanas, dado que no estaban acostumbrados al ritmo de estudio requerido por el curso. Años después me escribieron diciéndome que se habían casado, que había tenido hijos, y me agradecían toda la presión que les había puesto, porque les había servido en la vida, no solamente para madurar sino también para crecer profesionalmente.

Yo me acuerdo muy bien de los maestros y profesores que tuve, que fueron exigentes. Porque en un curso no solamente se transmiten conocimientos, sino que el profesor ayuda al alumno a formar su voluntad, adquirir disciplina, sentido de la responsabilidad, etc.

En la primera clase de cada uno de mis cursos, de manera informal, les explico a los alumnos que vivimos en democracia, pero que no todo puede funcionar de manera democrática. La cátedra está organizada de manera autocrática, es decir, que en la cátedra se hace lo que yo mando, como profesor titular, porque tengo el mejor criterio para saber qué es lo que les conviene más a los alumnos. De la misma manera que la familia está organi-

zada de manera autocrática, y que en mi casa invariablemente se hace lo que dispone mi esposa (risas). Después pasamos a diferenciar entre stock y flujo, variable nominal y real, constante y variable, etc., es decir, herramientas.

La profesión te conoce, principalmente, por tu labor de seguimiento y análisis de las series de tiempo, para identificar las etapas de los ciclos económicos. ¿Cómo llegaste a eso?

Desde mi regreso de Estados Unidos me desempeñé como el nexo entre la investigación de la Facultad en Economía y Estadística y el centro de cómputos que pertenecía a la Facultad de Ciencias Exactas y Tecnología de la UNT. Eso me llevó a compenetrarme de la programación y el manejo operativo de la computadora y a aplicar lo aprendido en mi formación cuantitativa.

Posteriormente surge el interés en las estadísticas públicas de Argentina. Durante 1978, había una gran discusión en Argentina sobre cómo medir la tasa de inflación, durante el ministerio de José Alfredo Martínez de Hoz, apareció el índice de precios al consumidor “descarnado”. En el gobierno surgió la necesidad de intentar mejorar el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). Las autoridades se pusieron en contacto con la UNT, particularmente con el profesor Raúl Pedro Mentz, quien actuó como director de un equipo que se forma con él, como estadístico senior, Cordomí como economista senior, Juan Carlos Abril como estadístico junior y yo como economista junior.

Trabajamos durante un par de años, nos metimos dentro del INDEC, conocimos sus diferentes programas, su estructura, encontramos un conjunto de censos cuyo procesamiento estaba muy atrasado, varios programas que había que mejorar, etc. Propusimos realizar una reunión, que tuvo lugar en Ezeiza, en la cual recuerdo que participaste, donde presentamos los trabajos que habíamos realizado y se formularon propuestas, algunas de las cuales eventualmente se llevaron a la práctica, como la creación del Directorio del INDEC.

Así fue como caí en lo que había sido mi formación cuantitativa. Como los sueldos de la docencia nunca resultan suficientes, terminé ya pando salarios en un ingenio azucarero. Con su gerente, el contador Héctor Merlo desarrollamos un modelo de la fábrica azucarera, su flujo financiero del ingenio, basada en diferentes tasas de interés, porcentaje de maquila, de caña propia y caña comprada, etc. Siempre estuve en esos temas cuantitativos.

En 1980, en la UNT, surgió el interés de desarrollar estudios referidos al ciclo económico. Particularmente estaban interesados Raúl Pedro Mentz, Víctor Jorge Elías, Cordoní y yo. Se firmó un convenio entre la UNT, el CONICET y el Banco Central. Por el CONICET intervino Rosa Elías, por el Banco Central Juan Arranz y después Carlos Rivas. Se consiguieron los programas desarrollados por el National Bureau of Economic Research (NBER).

Se estudió la metodología. Comenzamos a trabajar con un esquema viejo, no paramétrico, que consistía en contar las series que mostraban mejoras y restarles las series que indicaban deterioro; si la diferencia era positiva estábamos bien, si daba negativa, ojo, estábamos en recesión. Era una técnica muy intensiva en el uso de las series, que enfrentaba la falta de datos (algunos sectores no estaban representados) y otro problema era la poca calidad de los datos.

Ese enfoque, ¿no fue criticado por Tjalling Charles Koopmans, porque implica “medición sin teoría”?

Sin embargo, es el mismo tema que Milton Friedman, premio Nobel en economía, lo pone como uno de los estudios paradigmáticos en economía. El de los ciclos económicos. Sabemos bastante poco sobre la dinámica de los ciclos, en muchos países a veces se los da por superados, aunque no en el nuestro, donde recurrentemente aparecen recesiones y reactivaciones. La evidencia mundial de la crisis del año 2008, revivió el interés por los ciclos económicos y de crecimiento.

¿En qué medida tuviste que modificar la metodología, porque supongo que el trasplante no fue mecánico?

En 1994 se produjo un punto de inflexión. En 1993 la reunión de la Asociación Argentina de Economía Política se realizó en Tucumán. Allí Miguel Angel Broda se contactó con Víctor Jorge Elías, para hacer resurgir la cuestión del análisis del ciclo económico. Elías le sugirió que tomara contacto conmigo, como consecuencia de lo cual al año siguiente se firmó un convenio entre el estudio Broda y la UNT.

La metodología había cambiado. En 1950, a partir de una monografía escrita por Geoffrey Moore y Julius Shiskin, se dejó de contar el número de series que mejoraban y que empeoraban, para prestarle atención a la magnitud de las variaciones de cada serie. En otros términos, comenzaron a darse

cuenta que lo importante era estimar el componente cíclico de cada serie. Generaron un índice compuesto, que desde el punto de vista estadístico no era estrictamente un índice, porque consistía en sumar series normalizadas, para independizarlas de las unidades de medida.

En 1994 trabajamos intensamente, en la UNT se formó un equipo de 3 personas: Nora Carma, Claudia Hort y yo. La idea era que Claudia finalmente iba a trabajar en el estudio Broda. Se pagó su entrenamiento en Estados Unidos, y tuve el placer de entrar en contacto con Goofrey Moore. Identificamos las series adelantadas, coincidentes y rezagadas para Argentina. El calificativo de serie adelantada, coincidente o rezagada, tiene que ver con el comportamiento de cada serie respecto al ciclo de referencia. El objetivo consiste en generar índices compuestos de cada grupo de manera que el índice coincidente describa la situación económica con muy poco retraso (1 o 2 meses), que el índice líder anticipé los puntos de giro del índice coincidente (de la economía) en -por lo menos- varios meses y el índice rezagado, que confirme los movimientos de los otros dos rápidamente.

En 1994 Broda organizó una reunión con el viceministro de economía de la Nación, porque en marzo de dicho año habíamos identificado un punto de giro (máximo), sugiriendo que de ahí en más podría aparecer una fuerte desaceleración o una probable recesión, basada en causas internas. Más tarde nos golpeó la crisis mexicana y el efecto Tequila. Recuerdo que el equipo económico que asistió a la reunión se mostró escéptico de nuestro hallazgo.

En 2000 se me planteó el reto de por qué no aplicar la misma metodología a nivel provincial, para paliar la falta crónica de indicadores de Producto Brutos Geográficos provinciales y generar un índice mensual de actividad provincial. Es así que, en grupos que dirigí, becarios de la maestría en economía de la UNT y alumnos de la licenciatura, desarrollaron índices de actividad económica para las provincias de Tucumán, Jujuy, Salta, NOA, Santa Fe y Córdoba

Trabajando sobre datos, te cayó un “bombazo”, cuando el INDEC comenzó a dibujar sus estimaciones. ¿Qué hiciste?

Ja, ja, ja. Estamos hablando de enero de 2007, la introducción de los datos en la base de datos del proyecto de ciclo económico de Argentina la hacía yo personalmente. ¿Qué pasa con el índice de precios al consumidor? me pregunté. No me gusta. En aquel momento tenía una relación muy fluida con Abel Viglione, de FIEL, gran amigo a quien le tenía mucho aprecio.

Dije: "esto no puede ser". Entonces le presté atención al índice de precios mayoristas, y empalmé las series de los 2 índices. Después de algunos meses, epa, también se comenzó a frenar el aumento de los precios mayoristas. Entonces fui a buscar la estimación del costo de la construcción, pero al tiempo también aparecieron estimaciones raras.

Entonces Abel me pasó los índices de precios que estimaban una evaluadora, mucho más en línea con lo que ocurría con el aumento de la base monetaria, los precios y la actividad. Más tarde apareció el índice de precios Congreso, que es el que seguimos utilizando, y que espero no lo discontinúen, hasta que sepamos qué va a pasar con el INDEC.

A propósito de lo que puede llegar a ocurrir con el INDEC, en algún momento –junto a profesores de otras universidades públicas– te convocaron para que “bendijeras” lo que estaban haciendo, y les enviaste un informe técnico.

Me llamó primero el decano de la facultad, adelantándose que me iba a llamar el rector, para que le diera una mano al INDEC. Lo cual claramente no me interesaba. El rector me invitó a viajar a Buenos Aires, sin ninguna clase de compromiso. 'Anda a verlo al ministro Boudou, habla con toda tranquilidad y después decime y vemos'. Mandaba el rector, así que tuve que obedecer.

Fui, curioso, yo ni siquiera sabía que Boudou se llamaba Amado. Me referí a él como 'señor ministro', y él me dijo: 'No, no, profesor, Amado', lo que generó en mí una confusión. Una vez que se clarificó la confusión le pregunté: '¿está dispuesto a meter el cuchillo hasta el hueso?', 'Sí, profesor, adelante, adelante, adelante', me contestó.

Volví a Tucumán, hablé con el rector, y le dije que había aceptado, pero con condiciones. Primera: no acepto ninguna presión. Segunda: yo tengo el poder para dar el portazo y retirar a la UNT, porque en algún momento lo voy a tener que utilizar. Y tercera: éste es un trabajo en equipo, rentado, de manera que vos tenés que pedirle el dinero al Ministerio de Economía de la Nación, para financiar el trabajo.

¿Cómo encaraste el trabajo?

Siempre pienso en términos de equipo, estoy acostumbrado a trabajar de esa manera. Mentz no aceptó colaborar. Conseguí a la doctora en estadística Viviana Lencia, Jesús Gutiérrez como estadístico junior, José Bercoff economista junior y yo como economista senior. Especialmente en lo referente

a INDEC, la interdisciplinariedad es muy importante, particularmente con estadísticos.

Como había anticipado, en algún momento tuve que dar el portazo, porque necesitábamos información interna del INDEC para poder realizar el trabajo; de lo contrario nos retiraríamos. A raíz de lo cual en el 2010 la directora del INDEC viajó a Tucumán, con la información, que obviamente utilizamos guardando el secreto estadístico.

En base a esto realizamos un informe relativamente amplio de 120 páginas, que presentamos ante el ministerio, ya que la UNT pretendía cobrar nuestros honorarios al ministerio. Yo presenté el informe al resto de las universidades para que se lo utilizara como trama donde cada una pueda insertar sus contribuciones. Así surgió en informe del Consejo Académico de Evaluación y Seguimiento de INDEC (CAES-INDEC).

¿Qué hizo el gobierno nacional con el informe?

Directamente, nada. Aunque de manera informal el informe llegó al Congreso, porque algunas iniciativas parlamentarias están basadas en él.

Más allá de todos estos avatares, ¿cómo se pueden consultar los resultados de tus trabajos sobre ciclos; son de acceso libre y gratuito?

Todavía estoy esperando el apoyo de la UNT para formar un equipo con permanencia que pueda mensualmente presentar los resultados y publicarlos en la Internet. La información sobre la coyuntura tiene vida muy corta y además goza de la naturaleza de un bien público: el consumo de alguien no va en desmedro de que otro lo pueda consumir. La preparación de los recursos humanos es muy especializada pero en general el problema que tengo es la gran rotación de personal, siendo más atractivo para los jóvenes el sector privado o el gobierno que el universitario.

Estoy evaluando otras alternativas para que se autofinancie como ser suscripciones a una *newsletter* sobre el estado de la economía. De todos los esfuerzos realizados, la Bolsa de Comercio de Santa Fe continúa publicando mensualmente el Índice Compuesto de Actividad de Santa Fe (ICA-SFE).

Personalmente creo que es un proyecto valioso, espero poder hacerlo autosustentable antes que yo pase a mejor vida. Representaría una enorme pérdida de conocimientos y datos. Pero el mercado tiene la última palabra.

Junto a esta actividad académica, sos actualmente el “zar” de la Asociación Argentina de Economía Política. Conta tu experiencia.

Quien preside la AAEP, como vos sabes porque ejerciste la presidencia, no es un zar sino por el contrario, es un servidor de los que trabajan por la Asociación. Le tengo mucho aprecio a la institución, desde el momento en que Eusebio Cleto del Rey me presionó, cuando volví de Estados Unidos, para que comentara un trabajo. El autor de la monografía era nada menos que Fausto Toranzos, y entre los presentes estaba nada menos que Julio Hipólito Guillermo Olivera. Fue muy shoqueante para mí, pero un estímulo valioso. Quiero que los jóvenes puedan seguir teniendo esos sentimientos.

La AAEP siempre estuvo conectada con la actividad académica, con la búsqueda de la verdad y la comunicación de esa verdad a la sociedad, empezando por los economistas, porque son quienes mejor entienden lo que hacen los otros economistas.

Para mí trabajar en la Asociación implica llevar a la práctica lo que pide el Papa Francisco, una manifestación de amor al prójimo. Generar un lugar para que los jóvenes puedan presentar sus proyectos de investigación, tan queridos por ellos, recibir comentarios para que los intenten mejorar, y de alguna manera establecer un diálogo intergeneracional, que enriquece no solamente a los jóvenes sino también a los viejos. Es un ámbito educativo, formativo, espectacular.

Comparto, particularmente, lo de diálogo intergeneracional. La primera reunión a la que asistí fue a la que se hizo en Mendoza, en 1965. En aquel momento mirábamos a las “vacas sagradas”, pendientes de lo que hacían y decían. Bueno, ahora nosotros somos las “vacas sagradas” y estamos en posición de devolver lo que alguna vez recibimos.

Efectivamente. Un día le hice un comentario a una joven, que se me acercó y me preguntó sobre ciclos económicos, tema que me fascina. Con el tiempo me llegó el comentario –a través de mi hijo- de lo agradecida que estaba la chica, que la conversación le había resultado muy útil, y que se había quedado impactada por mi franqueza y apertura.

Esto es una característica de ser profesor universitario. Porque uno es profesor universitario por vocación, más que por razones económicas. Como comentamos con mi cardiólogo, también profesor universitario, ocurre que estamos tocando la inteligencia de los seres humanos, estamos

cincelando su desarrollo personal y profesional, es una manera de ser padre en una dimensión que nos hace un poco más semejantes a Dios.

Ya que hablamos de parentescos, hace tiempo inventé la figura del “tío” y el “sobrino” obviamente que postizos. Me auto titulo sobrino de quienes fueron mis profesores, con los cuales desarrollé interacción y amistad a lo largo de décadas; y me auto titulo tío de los economistas menores de, digamos, 60 años. La otra cosa que me encanta de ámbitos como el de la AAEP es que no hay generales ni soldados, sino presentaciones, comentarios, análisis, etc., al servicio de la verdad. Y discutimos fuertemente, sin afectar la amistad.

Así es “tío”. Y estamos trabajando para que eso se mantenga.

Juan Mario, muchas gracias.

A vos.

Cambio Demográfico y Federalismo Fiscal Proyecciones del gasto público consolidado y por nivel de gobierno 2009-2050*

*Demographic change and Fiscal Federalism
Projections of consolidated public expenditure
and by level of government 2009-2050*

SERGIO ROTTENSCHWEILER

*Universidad Argentina de la Empresa (UADE)
Universidad de Buenos Aires (UBA)*
srottenschweiler@uade.edu.ar

RESUMEN

El cambio demográfico y el envejecimiento poblacional tendrán impactos sobre el nivel de gasto público de la Argentina, aunque no serán homogéneos entre las funciones del Estado. De forma adicional, la existencia de un sistema federal con la correspondiente división de funciones entre los distintos niveles de gobierno, también implica que el cambio demográfico tendrá un impacto diferencial entre ellos. El objetivo de este trabajo es estudiar, a partir de la construcción de perfiles etarios de los diferentes programas públicos, los efectos del envejecimiento poblacional sobre el gasto público por función y nivel de gobierno.

Palabras clave: Envejecimiento, Cambio demográfico, Federalismo fiscal, Gasto público, Proyecciones fiscales.

Código JEL: H5, H7, J1.

ABSTRACT

Demographic change and population aging will impact on the level of public spending in Argentina, but it will not be homogeneous among the functions of the State. Additionally, the existence of a federal system with the corresponding division of responsibilities among the various levels of

* El presente trabajo es una versión revisada del Trabajo Final: “Cambio Demográfico y Federalismo Fiscal” correspondiente a la Maestría en Economía de la Universidad de Buenos Aires. El autor agradece el trabajo de tutoría realizado por el Mg. Oscar Cetrángolo, y sus valiosos comentarios y apreciaciones. Los errores y omisiones son de absoluta responsabilidad del autor.

government, will also implies that demographic change will induce a differential impact on them. In this context, the aim of this paper is to analyze the effects of ageing on public expenditure, by function and by different government levels, starting from the construction of different age profiles in public programs.

Keywords: Ageing, Demographic change, Fiscal federalism, Public expenditure, Fiscal projections

JEL Classification: H5, H7, J1.

I. INTRODUCCIÓN

El impacto de los cambios demográficos sobre las cuentas fiscales se ha analizado teniendo como marco de análisis, en general, el efecto del proceso de envejecimiento poblacional sobre la sustentabilidad financiera de sistemas previsionales del tipo *pay as you go* o de reparto. De esta forma, estos estudios analizan el impacto sobre el gasto previsional en términos del PIB de los cambios demográficos y la sensibilidad de dichos resultados a cambios en los supuestos utilizados para las proyecciones (tasa de fecundidad, tasa de participación, etc.), así como de posibles reformas paramétricas (edad de retiro, tasa de sustitución, requisitos de aportes), como se puede ver en Jimeno et al. (2006), de Miguel y Montero (2004), Rother et al. (2003), o Bertranou et al. (2000) para el caso argentino, entre otros. En menor medida, existen trabajos que estudian el impacto del envejecimiento demográfico en las cuentas públicas del sector salud, a partir de que las personas de mayor edad presentan un mayor gasto per cápita que las personas de otros grupos etarios (Hogan y Hogan, 2002; Ahn et al., 2003).

Sin embargo, hay otras cuestiones relacionadas con el cambio demográfico que no son consideradas en dichos estudios, y que registran suma importancia. En primer lugar, si bien es cierto que un envejecimiento de la pirámide poblacional puede generar un mayor gasto público previsional y en atención a la salud de los adultos mayores, también puede generar una menor demanda de otros servicios públicos estatales, que podría, al menos en parte, compensar la presión hacia un mayor gasto público (ver, por ejemplo, Denton y Spencer, 1999). En particular, una reducción del porcentaje de la población en edades jóvenes generaría una caída en la demanda de servicios de educación (especialmente en lo que se refiere a la educación básica y preescolar), y por lo tanto, del gasto en dicha función.

En segundo lugar, en los países federales existe división de funciones entre los niveles de gobierno, lo cual implica que el impacto de los cambios demográficos puede ser asimétrico entre ellos. En la medida que uno de los niveles de gobierno concentre funciones cuyas erogaciones estén dirigidas principalmente hacia la población adulta mayor, mientras que otro de los niveles de gobierno lo haga en aquellas destinadas a los niños y adolescentes, como es el caso argentino (Cetrángolo et al., 2002) el cambio en la estructura etaria puede generar una mejor posición fiscal en este último en detrimento del anterior.

El objetivo de este trabajo es estudiar los efectos sobre el gasto público de la Nación, provincias y municipios de la Argentina del cambio demográfico que resulta de las proyecciones de población realizadas para el año 2050, a partir de las erogaciones de los distintos niveles de gobierno en 2009. Para esto, se considerará que el gasto per cápita por grupo etario de las funciones gubernamentales se mantiene constante a lo largo del tiempo en términos reales¹, lo cual permite aislar el efecto del cambio demográfico sobre el gasto por finalidad y función, sin considerar cambios relativos en la productividad y variación de precios, así como tampoco modificaciones en la demanda y otros factores que afectan el gasto público. Este modelo para realizar las proyecciones se utiliza en diversos trabajos (Miller, 2007; Hoffman et al., 2008; Seitz et al., 2005; Seitz y Kempkes, 2007; Seitz, 2007, entre otros).

El análisis del impacto del cambio demográfico sobre las erogaciones de los distintos niveles de gobierno implica discutir la asignación de recursos y potestades tributarias entre los mismos, particularmente, el esquema de coparticipación actual. De esta forma, así como se marca la importancia de que un régimen de transferencias de recursos tenga criterios devolutivos, redistributivos y de incentivos, también sería necesario considerar un criterio demográfico, es decir, que los porcentajes de asignación al nivel central y subnacionales sean endógenos al cambio demográfico.

En la Argentina, en lo que respecta a la función de asignación, el gobierno central tiene a su cargo la gran mayoría del gasto previsional y la atención de la salud de los adultos mayores (a través del Instituto Nacional de Servicios Sociales para Jubilados y Pensionados –INSSJP–), así como del

1. De forma adicional, se plantearán algunas modificaciones en los parámetros iniciales para analizar la sensibilidad de las proyecciones ante cambios en alguno de los supuestos, siguiendo las principales modificaciones sugeridas en diversos trabajos.

sistema de asignaciones familiares y seguro de desempleo, mientras que las provincias, luego del proceso de descentralización de funciones que comenzó en los setenta y se aceleró en los noventa, tienen una gran responsabilidad en lo que respecta a la educación básica y la atención pública primaria y secundaria de la salud. Finalmente, los municipios tienen funciones relacionadas con servicios urbanos (alumbrado, barrido, recolección de residuos, mantenimiento de calles, etc.) y algunos servicios sociales. De esta forma, se espera a priori que el proceso de cambio demográfico implique, en términos relativos, un deterioro de la situación fiscal de la Nación con respecto a las provincias y municipios en relación a 2009. Por otra parte, la función de distribución del ingreso y la de estabilización también están en manos del gobierno central, aunque en la primera de ellas puede existir cierto grado de participación por parte de las provincias.

Si bien hay que tener en cuenta que el cambio en la estructura etaria puede afectar también la evolución de los ingresos, en este trabajo el análisis se concentrará exclusivamente en los gastos. Esto obedece a varios motivos. Por un lado, la dificultad de obtener microdatos para estimar la distribución de la carga tributaria por edades. En segundo lugar, el hecho de que la Argentina se caracterice por ser un país centralizado en la recaudación de impuestos, que luego se distribuyen (en su gran mayoría) a través del Régimen de Coparticipación, hace que los cambios demográficos impacten de forma similar en los distintos niveles de gobierno. Además, los impactos a nivel fiscal que tiene el cambio en la estructura de la población vienen especialmente por el lado de los gastos, y no tanto en los recursos, y esto es especialmente cierto cuando existe concurrencia de fuentes de financiamiento entre la Nación y las provincias y mecanismos de igualación de ingresos (Seitz et al., 2005; Seitz y Kempkes, 2007; Seitz, 2007), como es el caso argentino, donde la Nación recauda alrededor del 85% de los recursos tributarios, que luego constituyen la principal fuente de financiamiento para las provincias. Sin embargo, la existencia de algunos impuestos que no se coparticipan (como las cotizaciones a la seguridad social) y otros que son potestad exclusiva de los gobiernos subnacionales (propiedad inmobiliaria, automotores, ingresos brutos, entre otros), además de la tendencia creciente por parte del Estado Nacional a la utilización de recursos no tributarios (rentas de la propiedad del Banco Central y de la Administración Nacional de la Seguridad Social –ANSES–), podría generar un efecto asimétrico entre los distintos niveles de gobierno, lo cual implica la necesidad de un futuro trabajo de investigación al respecto.

II. ANTECEDENTES

La literatura sobre los impactos del envejecimiento poblacional en el gasto público (especialmente, como se mencionó, en el gasto previsional) está bastante difundida por la importancia del tema a nivel económico, político y social, y en general se concentra en que el aumento de la esperanza de vida de las personas y la menor fecundidad de las mujeres, llevan a que aumente la población pasiva con respecto a la activa, con efectos negativos sobre la sustentabilidad fiscal (CEPAL, 2008, Jimeno et al., 2006, Magno de Carvalho, 2002, Uthoff et al., 2005, entre otros). Una población más envejecida implica un aumento del gasto público asociado al sistema previsional y al de salud, al mismo tiempo que los ingresos fiscales se reducen por una menor población en edad de trabajar. Si bien el cambio demográfico también puede implicar un menor gasto en otras funciones (Denton y Spencer, 1999), podría no ser suficiente para compensar los efectos adversos en términos fiscales (Hernández de Cos y Ortega, 2002).

Por otro lado, la bibliografía que combina el cambio demográfico con el federalismo es bastante menor. El hecho de que los modelos demográficos se hayan aplicado casi exclusivamente a proyecciones de regímenes previsionales de reparto, que generalmente funcionan como subsistemas autárquicos y con recursos de asignación específica (especialmente impuestos al trabajo), es probablemente una parte importante de la explicación.

Uno de los trabajos pioneros a nivel teórico sobre el impacto del cambio en la estructura demográfica sobre el federalismo fiscal es el de Echevarría (1995), que analizó a través de un modelo las consecuencias del cambio demográfico en las necesidades de gasto público de los diferentes niveles de gobierno en un contexto federal. Para ello se parte de suponer que el gasto público puede ser clasificado de acuerdo a los grupos de edades de la población usuaria por un lado (incluyendo programas de gasto que no están dirigidos específicamente a algún grupo etario), y por el otro que los niveles de gobierno realizan diferentes programas de gasto, por lo que el cambio demográfico afectará al gobierno federal y a los subnacionales de distinto modo en términos de impacto fiscal. De esta forma, dicho modelo puede ser aplicado a estudios empíricos en países que tienen una forma federal de gobierno. Este marco teórico será el que se utilizará en este trabajo, y en la sección metodológica se analiza con mayor detalle el mismo.

Los trabajos empíricos que estudian el impacto del cambio demográfico sobre el federalismo fiscal se concentran fundamentalmente en

Alemania y Canadá, con diferentes metodologías y objetivos. En este caso, algunos de ellos se concentran exclusivamente en proyecciones sobre las erogaciones del sector público de los distintos niveles de gobierno, mientras que otros consideran también los ingresos públicos, el resultado financiero y la evolución del stock de deuda pública. El fundamento teórico de los mismos es, básicamente, el trabajo de Echevarría (1995).

Los estudios que se concentran exclusivamente en proyecciones sobre las erogaciones se justifican especialmente en los casos donde existe un sistema de distribución de recursos de acuerdo al método de concurrencia de fuentes, por lo que el cambio demográfico afectaría de forma homogénea a los distintos niveles de gobierno. Este argumento se refuerza si se tiene en cuenta que el mayor impacto fiscal de las modificaciones en la estructura etaria de la población se producen sobre los gastos en comparación con los ingresos (Seitz et al., 2005; Seitz y Kempkes, 2007; Seitz, 2007; Hoffman et al., 2008).

De esta forma, podemos destacar los trabajos de Foot (1984), Ruggeri (2000), King y Jackson (2000), Matier et al. (2001), Jackson y Matier (2002), y de Conference Board of Canada (2002, 2004) para Canadá, y de Seitz et al. (2005), Seitz y Kempkes (2007), Seitz (2007) y Hoffman et al. (2008) para Alemania. Finalmente, se puede agregar el estudio de Lee y Edwards (2001) para los Estados Unidos.

Uno de las conclusiones que brinda la literatura es que no existe una respuesta única relacionada con el impacto del cambio demográfico en la estructura fiscal federal, ya que los trabajos que toman como base del estudio a Canadá encuentran, en general, que el nivel central es el más favorecido en términos relativos, mientras que en Alemania los más beneficiados son los niveles subnacionales. La respuesta a los diferentes enfoques utilizados en estos trabajos, y la diferencia en cuanto a resultados, tiene explicación, en parte, en los marcos institucionales que existen en cada país.

En primer lugar, se debe considerar el grado de centralización en la recaudación, ya que cuanto más centralizada sea la estructura tributaria, y por lo tanto las fuentes de recursos sean relativamente homogéneas entre las diferentes jurisdicciones, el envejecimiento poblacional tendrá menos efectos diferenciales sobre los diferentes niveles de gobierno. En particular, esto explicaría que los estudios realizados en Canadá presten atención en general tanto a los ingresos como los gastos públicos, mientras que las

proyecciones realizadas para Alemania se concentran en mayor medida en las erogaciones, ya que en el país europeo la recaudación tributaria está más centralizada que en Canadá (Boadway y Watts, 2004).

En segundo lugar, hay que tener en cuenta las diferentes responsabilidades de gasto en cada país. En particular, los estados canadienses tienen mayores compromisos asociados a la provisión de servicios de salud que sus pares de Alemania, y eso explicaría el impacto diferencial del cambio demográfico en cada país (Seitz et al., 2005; Seitz, 2007). Las erogaciones en salud son muy sensibles al cambio demográfico, ya que el gasto per cápita es más elevado para las personas de mayor edad que para los más jóvenes, y además se ve afectado por la innovación tecnológica en el sector que implica la aparición de nuevos (y más costosos) tratamientos, de forma tal que la tecnología es también un factor que afecta el gasto per cápita (Comisión Europea, 2009). Esto ha justificado que algunos de los estudios mencionados incluyeran en el análisis una proyección por separado de las erogaciones de salud (Conference Board of Canada, 2002, 2004), y que en otros casos se haya incluido un factor exógeno de “enriquecimiento” del gasto per cápita en salud (King y Jackson, 2000; Seitz, 2007; Seitz y Kempkes, 2007).

En lo que respecta a la Argentina, no se han encontrado trabajos donde se haya analizado el impacto del cambio en la estructura demográfica en el federalismo fiscal, aunque sí se han realizado análisis en lo que respecta al sistema previsional, como en Bertranou et al. (2000), Grushka (2002), Grushka (2004) y Cetrángolo y Grushka (2008) y, de forma más reciente, Gragnolati et al. (2014) presentan un análisis comprehensivo de la transición demográfica en la Argentina, que comprende los impactos sobre el sistema de protección social, así como los efectos macroeconómicos, sobre el mercado de trabajo y las finanzas públicas. En este trabajo, se destaca que actualmente la Argentina se encuentra en una etapa favorable desde el punto de vista de la transición demográfica (bono demográfico), pero que una vez terminado, se generarán importantes desafíos para las finanzas públicas para sostener el sistema de protección social.

De hecho, en América Latina en general no es común la realización de proyecciones fiscales de largo plazo, con excepción de, como se mencionó, las relacionadas específicamente con sistemas previsionales. En este sentido, se pueden destacar los trabajos de Miller et al. (2008) y Miller et al. (2011), donde se analizan el impacto del cambio demográfico en países de América Latina y el Caribe (incluido la Argentina) sobre la evolución

del gasto público en educación, salud y jubilaciones, con una metodología homogénea que permite realizar comparaciones entre dicho grupo de países. De forma adicional, en Miller (2007) se analiza el efecto del cambio demográfico en la demanda de diferentes sectores sociales en Chile.

Al respecto, hay que hacer una mención cuando se realizan proyecciones de largo plazo en países desarrollados y países en desarrollo. En los países desarrollados, el gasto per cápita actual se encuentra probablemente en una situación de equilibrio, por lo que el supuesto de mantener el gasto per cápita constante es consistente con esa situación, mientras que en el caso de los países en desarrollo, el gasto en algunas funciones sería inferior al que debería sostenerse en el largo plazo², para alcanzar niveles adecuados de inversión en capital humano e infraestructura. Por este motivo, el supuesto de mantener el gasto per cápita constante en término reales no sería el más adecuado, pero sí es útil a fines de realizar un ejercicio sobre el efecto del cambio demográfico en la situación fiscal de los diferentes niveles de gobierno.

III. ARGENTINA Y EL FEDERALISMO FISCAL

Las características actuales del federalismo fiscal en Argentina son el resultado de un complejo desarrollo histórico que exceden el alcance del trabajo, pero que han resultado en la distribución actual de funciones entre la Nación, Provincias y Municipios. Por este motivo, expondremos algunas de las características principales que hacen al sistema federal actual en el país.

Los recursos tributarios, que son la principal fuente de financiamiento público en Argentina, se encuentran fuertemente concentrados en el gobierno nacional. En 2012, la recaudación tributaria bruta proveniente de impuestos nacionales representó el 84,9% de la recaudación tributaria total, donde el principal impuesto es el Impuesto al Valor Agregado (IVA), seguido por los Aportes y Contribuciones a la Seguridad Social. En cambio, el principal tributo a nivel provincial es el Impuesto sobre los Ingresos Brutos.

La estructura centralizada de los recursos tributarios contrasta con la estructura descentralizada de las erogaciones, donde la Nación concentra poco más de la mitad del Gasto Público Consolidado (GPC)^{3,4}; -54,2% en

-
2. También puede darse el caso de que algunos componentes del gasto estén sobredimensionados, como podrían ser los subsidios destinados a energía o transporte en la Argentina.
 3. Se debe tener en cuenta que la serie de GPC incluye las erogaciones del Sector Público No Financiero correspondientes a los tres niveles de gobierno, tanto presupuestarias como no presupuestarias. En el caso del gasto no presupuestario se destaca el de las (*continúa en la página siguiente*)

2009⁵ -, mientras que los niveles subnacionales se hacen responsables de casi el 46%. Esta situación es clara a partir de principios de la década del 90, cuando se profundizó el proceso de descentralización de la educación y la salud hacia las provincias y municipios. En particular, en la década del sesenta la relación entre las erogaciones del sector público nacional no financiero con respecto al sector público consolidado promedió el 72,8%, mientras que ese valor cayó al 55,7% durante la década del noventa.

Estas características del sistema federal argentino (centralización de los recursos y descentralización del gasto) que han sido resaltadas por varios autores (Porto, 2004; Saiegh y Tommasi, 1999; Cetrángolo y Jiménez, 2004; entre otros), generan la existencia de desequilibrios verticales e implican la necesidad de la existencia de un mecanismo de transferencias hacia las provincias. En este sentido, el principal es el Régimen de Coparticipación que establece coeficientes de distribución automática entre la Nación y las provincias sobre la masa de recursos tributarios coparticipables, aunque también existen otros mecanismos de transferencias automáticas (como por ejemplo el Fondo Nacional de la Vivienda -FONAVI-) y transferencias discrecionales. Por otra parte, las provincias también tienen regímenes de coparticipación hacia los municipios, establecidos en las respectivas Constituciones Provinciales y leyes vigentes.

La Nación tiene principalmente las funciones relacionadas con la administración general, seguridad y defensa nacional, y servicios de la deuda, mientras que en lo que respecta al gasto social y al gasto en servicios económicos, es donde se presentan facultades concurrentes entre Nación y Provincias. En este sentido, Cetrángolo et al. (2002) afirman que, en un esquema simplificado, se puede pensar en la Nación concentrada en funciones relacionadas con problemas del pasado (sistema previsional, salud en adultos mayores, deuda), mientras que las provincias lo hacen en cuestiones relacionadas con el futuro (salud, educación e infraestructura).

(continúa de la página anterior) las Obras Sociales Nacionales (OSN), computado en el gasto público nacional en salud, pese a que constituyen erogaciones de organizaciones del sector privado y que por lo tanto no se reflejan como gasto público en las series fiscales de diferente tipo que elabora la Secretaría de Hacienda del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas. Este aspecto no debe olvidarse a la hora de realizar conclusiones sobre la sustentabilidad fiscal del sistema.

4. (*provieniente de la página anterior*) En esta serie, el gasto se imputa en el nivel de gobierno que lo ejecuta y no en el que lo financia, por lo que las transferencias de fondos entre niveles de gobierno se descuentan del gobierno financiador para incluirlas en el gobierno ejecutor. Un mayor detalle de la metodología utilizada para la realización de la serie de GPC puede consultarse en http://www.mecon.gov.ar/peco-nomica/docs/resumen_metod.pdf.

5. El año 2009 es el último disponible de la serie de Gasto Público Consolidado.

En términos del presente trabajo, la Nación concentraría sus erogaciones en los grupos etarios de mayor edad, a la vez que las provincias lo harían en los más jóvenes. Sin embargo, la cuestión no es tan sencilla ya que la Nación también concentra erogaciones relacionadas con grupos de edad jóvenes (como el gasto en asignaciones familiares, tanto contributivas como no contributivas), mientras que las provincias también tienen erogaciones relacionadas con los adultos mayores (en aquellas que no han transferido sus cajas previsionales, que suman un total de trece provincias).

En el Cuadro 1 se puede observar la estructura porcentual horizontal del GPC por finalidad, función y nivel de gobierno.

Además, las funciones que tienen una mayor sensibilidad al cambio de la estructura etaria (Previsión Social, Educación y Salud⁶) representan más del 50% del gasto público consolidado y el 22,4% del PIB, lo cual indica la importancia que presenta la demografía en las proyecciones de gasto. Otros programas que también son sensibles a cambios demográficos, como la función Trabajo (que incluye no sólo a programas de empleo y seguro de desempleo, sino también a las Asignaciones Familiares), no representan un porcentaje significativo del GPC (1,1% del PIB⁷), mientras que existen otras que representan un porcentaje relativamente importante, pero que benefician de forma pareja a los diferentes tramos etarios de la población (en este punto entran los típicos bienes públicos puros, como Administración General, Justicia y Defensa, además de Servicios de la Deuda Pública). En la sección 6 se presenta una estimación de la asignación del gasto entre los diferentes grupos etarios.

IV. CAMBIO DEMOGRÁFICO

La Argentina está atravesando la fase final de la transición demográfica, es decir el proceso que implica el cambio de un régimen demográfico caracterizado por fecundidad y mortalidad altas, a un régimen demográfico caracterizado por fecundidad y mortalidad bajas (CEPAL, 2004). Este proceso conduce a un aumento progresivo del porcentaje de personas de 65 y más años de edad, fenómeno conocido como envejecimiento de la pobla-

6. El Gasto Público en Salud incluye, dentro de las erogaciones del Gobierno Nacional, al gasto de las obras sociales nacionales, que es un gasto que está fuera de la ejecución presupuestaria del Estado Nacional. A fines del trabajo, se conservará dicha metodología aunque represente un gasto extrapresupuestario.

7. PIB base 1993.

Cuadro 1.Estructura porcentual del Gasto Público Consolidado por nivel de gobierno, clasificado por Finalidad y Función. 2009
Estructura porcentual horizontal

FINALIDAD / FUNCION	Nación	Provincias	Municipios	Porcentaje sobre el GPC
	% de Participación por Nivel de Gobierno			
I. FUNCIONAMIENTO DEL ESTADO	39,0%	47,1%	13,9%	16,7%
I.1. Administración general	33,6%	38,9%	27,4%	8,4%
I.2. Justicia	31,6%	68,4%	-	2,3%
I.3. Defensa y seguridad	49,5%	50,5%	-	6,0%
II. GASTO PUBLICO SOCIAL	51,2%	41,6%	7,2%	64,3%
II.1. Educación, cultura y ciencia y técnica	22,3%	75,4%	2,3%	15,5%
II.1.1. Educación básica	3,2%	93,2%	3,6%	9,8%
II.1.2. Educación superior y universitaria	74,4%	25,6%	-	3,1%
II.1.3. Ciencia y técnica	95,3%	4,7%	-	0,7%
II.1.4. Cultura	35,0%	65,0%	-	0,4%
II.1.5. Educación y cultura sin discriminar	2,1%	97,9%	-	1,5%
II.2. Salud	52,2%	42,2%	5,6%	14,4%
II.2.1. Atención pública de la salud	18,3%	68,1%	13,6%	5,9%
II.2.2. Obras sociales - Atención de la salud	68,2%	31,8%	-	6,3%
II.2.3. INSSJyP - Atención de la salud	100,0%	-	-	2,1%
II.3. Agua potable y alcantarillado	46,2%	53,8%	-	1,0%
II.4. Vivienda y urbanismo	2,9%	97,1%	-	1,5%
II.5. Promoción y asistencia social	31,0%	36,4%	32,6%	5,2%
II.5.1. Promoción y asistencia social pública	19,4%	42,2%	38,4%	4,4%
II.5.2. Obras sociales - Prestaciones sociales	90,9%	9,1%	-	0,3%
II.5.3. INSSJyP - Prestaciones sociales	100,0%	-	-	0,5%
II.6. Previsión social	79,2%	20,8%	-	22,0%
II.7. Trabajo	93,6%	6,4%	-	2,6%
II.7.1. Programas de empleo y seguro de desempleo	81,0%	19,0%	-	0,9%
II.7.2. Asignaciones familiares	100,0%	-	-	1,7%
II.8. Otros servicios urbanos	-	20,1%	79,9%	2,2%
III. GASTO PUBLICO EN SERVICIOS ECONOMICOS	73,1%	22,8%	4,1%	13,0%
III.1. Producción primaria	61,1%	38,9%	-	1,5%
III.2. Energía y combustible	90,2%	9,7%	0,1%	4,3%
III.3. Industria	44,5%	51,6%	3,9%	0,3%
III.4. Servicios	69,7%	23,5%	6,9%	6,5%
III.4.1. Transporte	69,7%	23,1%	7,2%	6,1%
III.4.2. Comunicaciones	69,8%	30,2%	-	0,3%
III.5. Otros gastos en servicios económicos	20,0%	63,9%	16,1%	0,5%
IV. SERVICIOS DE LA DEUDA PUBLICA	88,3%	11,1%	0,6%	6,0%
GASTO TOTAL	54,2%	38,2%	7,5%	100,0%

Fuente: elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía y Finanzas Públicas

ción. En general, el envejecimiento de la población es una transformación en la estructura de edades de las poblaciones, donde aumenta el tamaño relativo de los grupos de mayor edad y se reduce la presencia de todos los demás, especialmente, de los que conforman la población en edad de trabajar. Esto significa que si las pautas de actividad no varían, cada vez más personas tendrían que vivir del esfuerzo productivo de menos trabajadores.

El cambio en la estructura por edades de la población ocurre tanto por una reducción de la base de la pirámide de edades (envejecimiento por la base), debida a la caída de la fecundidad, como por un ensanchamiento de la cúspide (envejecimiento por la cúspide), provocado por el aumento de la esperanza de vida, o caída de la mortalidad. La tendencia observada en nuestro país, y las proyecciones hacia 2050, confirman el envejecimiento de la estructura demográfica.

Uno de los aspectos más importantes del proceso de cambio demográfico es la caída de la tasa global de fecundidad, que en el lustro 1950-1955 era de 3,15 hijos por mujer y que cayó a 2,63 en 1995-2000, y se proyecta que en 2045-2050 ese número alcance 1,85 hijos por mujer en edad fértil. Esto, de forma conjunta con el aumento de la esperanza de vida (80,7 años para 2050), implica una mayor dependencia sobre la población en etapa activa y genera desafíos para la sustentabilidad fiscal. En efecto, una mayor proporción de población adulta mayor implica un aumento del gasto público previsional, que justamente es el componente más importante del GPC (9,5% del PIB en 2009), entre otros ítems de las erogaciones que son sensibles al envejecimiento poblacional.

El Cuadro 2 resume las características del proceso de envejecimiento demográfico en la Argentina, donde se puede observar el incremento del porcentaje de la población adulta mayor sobre el total de la población, con su posible impacto fiscal.

Cuadro 2. Indicadores Demográficos, años seleccionados

Indicadores	2010	2030	2050
Población de 65 años y más	4.282.276	6.410.324	9.736.487
Porcentaje de personas de 65 años y más	10,6%	13,7%	19,5%
Porcentaje de personas de 80 años y más	2,6%	3,6%	5,5%
Índice de envejecimiento	42,7	66,1	112,6
Edad mediana de la población	30,4	35,6	40,6

Fuente: elaboración propia sobre la base de CELADE -. Revisión 2011

V. METODOLOGÍA

Los datos que se utilizarán provienen de las series de gasto público consolidado y de los tres niveles de gobierno que realiza el Ministerio de Economía y Finanzas Públicas clasificado por finalidad y función⁸, mientras que para las proyecciones de población se tomarán las realizadas por CELADE.

En este contexto, se pretenden realizar proyecciones para el año 2050 sobre la evolución de las erogaciones de dichos niveles de gobierno para comparar la estructura de gastos con la actual, de forma de analizar el impacto del cambio demográfico. Para esto, se supone que la división de funciones entre los niveles de gobierno y los programas de gasto se mantiene constante. Si bien este escenario es poco probable si se tienen en cuenta los cambios que se han producido a lo largo de la historia argentina, y que posiblemente sucedan a futuro, es el punto de partida que se toma en las proyecciones de largo plazo ya que permite aislar el efecto del cambio demográfico de cambios estructurales o coyunturales.

En el mismo sentido, se supone que el gasto per cápita en términos reales por función también se mantiene constante a lo largo del período de proyecciones, lo cual significa que crece a la misma tasa que el PBI y la inflación⁹, a la vez que no existen diferenciales de productividad y variación de precios entre funciones. En principio, este es uno de los supuestos básicos en la literatura, con excepción del área de salud donde se espera que el gasto per cápita, como consecuencia del avance tecnológico y la extensión de la edad de vida, crezca a lo largo del tiempo (Comisión Europea, 2009).

La metodología general que se utiliza en este trabajo sigue a Echavarria (1995) y Seitz y Kempkes (2007) y que, con diferentes variantes, se utiliza en la mayoría de los estudios analizados. En primer lugar, el Gasto Público Consolidado (G) por funciones (f) y por nivel de gobierno (j) se puede asignar a diferentes grupos etarios, de forma tal que:

$$G_{f,j,t} = \sum_{x=1}^x G(x,f,j,t) \quad (1)$$

donde x representa cada grupo etario y x la edad máxima.

8. En http://www.mecon.gov.ar/peconomica/docs/resumen_metod.pdf se pueden consultar los aspectos metodológicos referidos a dicha serie.

9. De forma complementaria, se está asumiendo que la tasa de cobertura (especialmente en lo que hace a la del sistema previsional y de salud) se mantiene constante a lo largo del tiempo, así como el resto de variables que pueden afectar la demanda relativa de las funciones fiscales (como el nivel de formalidad laboral por ejemplo).

Para los objetivos de nuestro trabajo, se construyen los perfiles de gasto por edad a partir de

$$e(x, f, j, t) = \frac{G(x, f, j, t)}{N(x, t)} \quad (2)$$

Donde $N(x, t)$ representa a la población de edad x en el período t y $N_t = \sum_x N(x, t)$ es la población total.

La variable $e(x, f, j, t)$ representa el gasto per cápita en la función f del nivel de gobierno j para las personas del grupo etario x , y es una de las variables claves del trabajo. En particular, si la función f no es específica de algún grupo etario (bienes públicos puros), entonces $e(x, f, j, t)$ será idéntico entre todos los grupos de edades para cada nivel de gobierno, mientras que en el caso contrario diferirán entre sí.

La ecuación 1 puede ser reescrita de la siguiente forma:

$$G_t = \sum_{f=1}^F \sum_{j=1}^J \sum_{x=1}^{\bar{x}} N(x, t) e(x, f, j, t) \quad (3)$$

De esta forma, se puede realizar una proyección sencilla del gasto público en el marco del cambio demográfico, simplemente teniendo en cuenta que $e(x, f, j, t)$ se mantiene constante en el tiempo. Este ejercicio se realizó en los trabajos de Seitz et al. (2005), Seitz y Kempkes (2007) y, en una parte, en Seitz (2007).

En el presente trabajo, se partirá de este escenario sencillo, y posteriormente se introducirán variantes que reflejen cambios sectoriales. En particular, nos interesan tres modificaciones al escenario inicial. En primer lugar, el gasto real per cápita en salud ha mostrado una evolución creciente a lo largo del tiempo, que refleja la aparición de nuevas tecnologías y tratamientos médicos (con mayores costos) por un lado, y también una mayor demanda por parte de la población de que el sector público brinde cobertura de algunos servicios de salud que típicamente se han financiado con gastos de bolsillo. Un ejemplo al respecto se relaciona con la reciente sanción de la ley de fertilización asistida. En segundo lugar, se ha observado que la demanda de servicios de educación superior se ha incrementado en los últimos años, en línea con la propensión de las personas a insertarse a una edad cada vez mayor en el mercado laboral, a fin de proseguir los estudios luego de finalizado el ciclo de educación secundaria. Pese a que en la Argentina no se

han observado dichos patrones entre los censos de los años 2001 y 2010, se espera que en el largo plazo aumente la demanda de educación superior. Por lo tanto, se introducirán modificaciones en los parámetros que reflejen tanto el aumento en el gasto real per cápita en salud como la mayor demanda de educación universitaria. Finalmente, a fines del año 2009 se implementó en la Argentina la Asignación Universal por Hijo para Protección Social (AUH) como un programa dirigido a realizar transferencias condicionadas a niños y adolescentes cuyos padres se encuentren desocupados o en la economía informal. Este programa se refleja como gasto público del gobierno nacional en la función Asignaciones Familiares, pero en el año 2009 solamente se evidenció en dos meses del año, por lo que a fines de que la proyección de las erogaciones en dicha función sea correcta, debemos aplicar un coeficiente de ajuste.¹⁰ El tratamiento especial que se realiza a este programa se justifica en cuanto a la cobertura del mismo (alrededor de 3,5 millones de niños y adolescentes) y su impacto presupuestario (0,5% del PIB en 2012).

Por otro lado, también se presentan interrogantes relacionados con otras funciones del Estado que podrían sufrir modificaciones en los próximos años, como por ejemplo las relacionadas con las políticas de cuidado de adultos mayores, niños menores a cuatro años y personas con discapacidad. Si bien no tienen una clasificación funcional específica, están incluidas en el gasto en Salud y en Promoción y Asistencia Social. Por ejemplo, en lo que respecta a las políticas de cuidado de largo plazo de los adultos mayores, el principal actor es el INSSJyP que presenta erogaciones en ambas funciones del Gasto Público Social. A fines de este trabajo, se supone que se mantendrán constantes con respecto al año 2009. Un mayor análisis sobre las políticas de cuidado a largo plazo se puede encontrar en el capítulo 7 de Gragnolati et al. (2014).

El primer paso del trabajo será la estimación de la utilización por edades de las diferentes funciones que realiza el Estado al año 2009, para calcular el perfil etario del GPC.

10. Se debe tener en cuenta que dicho programa recibió la migración de beneficiarios de otros programas similares existentes, principalmente del Plan Familias por la Inclusión Social, por lo que en la realidad el impacto presupuestario “neto” es inferior al gasto total de la AUH. Para fines de este trabajo, se omitirá ese aspecto.

VI. GASTO PÚBLICO POR ESTRUCTURA ETARIA

En esta sección se estimará el gasto público por función y grupo etario, tomando como base el año 2009, que es el último año disponible de la serie de Gasto Público Consolidado. A fin de llegar a este objetivo, en primer lugar se dividirán las funciones del Estado entre aquellas que son consumidas de forma homogénea por la población, independientemente de su edad (el caso de los bienes públicos puros), y las que tienen un perfil etario definido. En segundo lugar, se estimará la demanda de servicios públicos que tienen un perfil etario por cada grupo de edades de acuerdo a indicadores seleccionados. Finalmente, y a partir del gasto público por función y nivel de gobierno, se establecerá el costo per cápita de proveer cada servicio público a cada grupo etario para cada uno de los niveles de gobierno, que se tomará como base para las proyecciones.

Para estimar el consumo de los servicios públicos en función de los diferentes grupos etarios, recurrimos tanto a la utilización de información de diferentes fuentes (principalmente el Censo 2010 y la Encuesta Permanente de Hogares –EPH– correspondiente al IV Trimestre 2010, ambos realizados por el INDEC) y a la deducción de acuerdo a las características de las funciones utilizadas y los principales programas presupuestarios que comprenden cada una de las funciones en las cuales se divide el GPC. De forma adicional, se observan los supuestos utilizados en otros trabajos que abordan la misma dinámica. Un mayor detalle sobre la utilización de los servicios públicos en función de la estructura etaria se puede encontrar en Rottenschweiler (2013), que es una versión previa del presente trabajo.

De acuerdo a los supuestos realizados sobre la demanda de los bienes públicos (disponibles en el Anexo) y las estimaciones de utilización por parte de los diferentes grupos etarios, se presentan las estimaciones de la demanda de los diversos sectores que componen el gasto público, de acuerdo a su perfil etario, en el Cuadro 3. Para este objetivo, se normalizaron los indicadores de manera tal que se establece un valor de 1 para el grupo etario que utiliza de forma más intensiva el servicio público, de forma decreciente hasta 0, cuando dicho grupo etario no tiene participación en el consumo del bien. Por ejemplo, en el caso de Previsión Social, el 86,6% y el 86,4% de las personas de 80 y más años, y de entre 65 y 79 años, respectivamente, tienen al menos un beneficio previsional de acuerdo al Censo 2010, y representan los grupos etarios con la mayor demanda relativa de Previsión Social, por lo que los coeficientes para los mismos tienen un valor de 1. En el extremo opuesto se

Cuadro 3. Indicadores de Demanda Relativa, por función y grupo etario

Finalidad - Función	0-4	5-14	15-19	20-24	25-29	30-49	50-64	65-80	80 y más
I.1. Administración general	1	1	1	1	1	1	1	1	1
I.2. Justicia	1	1	1	1	1	1	1	1	1
I.3. Defensa y seguridad	1	1	1	1	1	1	1	1	1
II.1.1. Educación básica	0,21	1	0,75	0,07	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00
II.1.2. Educación superior y universitaria	-	-	0,32	1	0,49	0,12	0,02	0,00	0,00
II.1.3. Ciencia y técnica	1	1	1	1	1	1	1	1	1
II.1.4. Cultura	1	1	1	1	1	1	1	1	1
II.1.5. Educación y cultura sin discriminar	1	1	1	1	1	1	1	1	1
II.2.1. Atención pública de la salud	0,94	0,95	0,97	1	0,86	0,71	0,61	0,12	0,07
II.2.2. Obras sociales - Atención de la salud	0,85	0,94	0,92	0,80	0,88	1	0,86	0,40	0,07
II.2.3. INSSyP - Atención de la salud	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,80	1
II.3. Agua potable y alcantarillado	1	1	1	1	1	1	1	1	1
II.4. Vivienda y urbanismo	1	0,89	0,65	0,47	0,36	0,40	0,12	0,05	0,02
II.5.1. Promoción y asistencia social pública	1	0,88	0,78	0,68	0,59	0,57	0,35	0,16	0,13
II.5.2. Obras sociales - Prestaciones sociales	0,85	0,94	0,92	0,80	0,88	1	0,86	0,40	0,07
II.5.3. INSSyP - Prestaciones sociales	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,13	0,80	1
II.6. Previsión social	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,06	0,27	1	1
II.7.1. Programas de empleo y seguro de desempleo	-	-	0,01	0,50	1	0,99	0,72	-	-
II.7.2. Asignaciones familiares	1	0,95	0,46	-	-	-	-	-	-
II.8. Otros servicios urbanos	1	1	1	1	1	1	1	1	1
III.1. Producción primaria	-	-	0,07	0,52	0,93	1	0,76	0,08	-
III.2. Energía y combustible	1	1	1	1	1	1	1	1	1
III.3. Industria	-	-	0,07	0,52	0,93	1	0,76	0,08	0,00
III.4.1. Transporte	0,31	0,32	0,56	0,92	1	0,84	0,56	0,40	0,31
III.4.2. Comunicaciones	1	1	1	1	1	1	1	1	1
III.5. Otros gastos en servicios económicos	1	1	1	1	1	1	1	1	1
IV. Servicios de la Deuda Pública	1	1	1	1	1	1	1	1	1

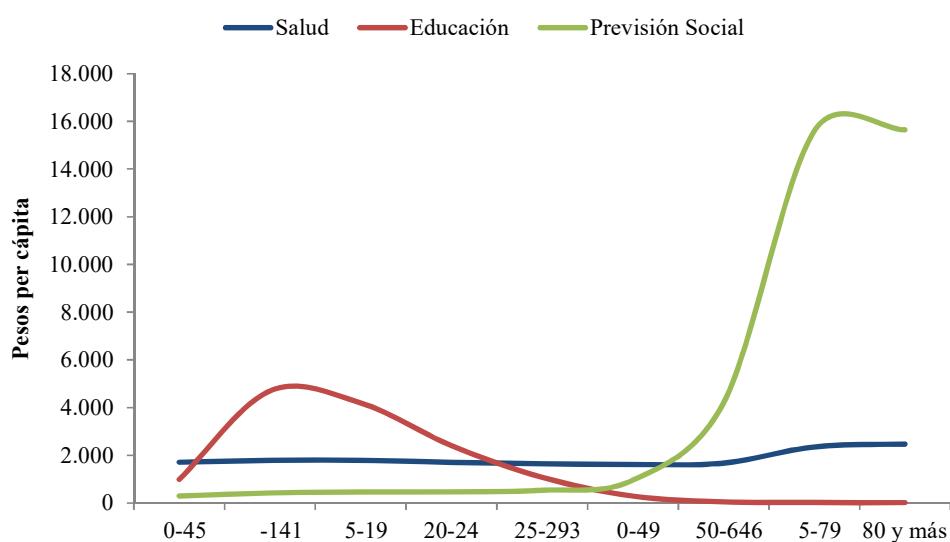
Fuente: elaboración propia sobre la base de diferente información

encuentra la población de 0-4 años, con una relación de 1,6% con respecto al total poblacional en ese grupo, y por lo tanto con un coeficiente de 0,02. En el caso de los bienes públicos puros, que son consumidos por todos los grupos etarios con la misma intensidad, corresponde un valor de 1 para todos ellos.

De acuerdo a los indicadores de demanda relativa presentados en el Cuadro 3, y en función del gasto público del gobierno nacional y de los gobiernos provinciales y municipales para el año 2009, además de la población por grupo etario del Censo 2010, se realizaron las estimaciones correspondientes al gasto público funcional per cápita y por nivel de gobierno.

En primer lugar, se presenta el gasto por grupo etario de las principales funciones que, de acuerdo a la literatura, son más sensibles al cambio demográfico. Como se había supuesto, Educación está concentrada en los grupos más jóvenes, con un máximo para el grupo entre 5-14 años, mientras que el gasto en Previsión Social beneficia particularmente a los mayores, en los grupos entre 65-79 años y 80 años y más. En cambio, el gasto en Salud es más homogéneo entre grupos etarios, especialmente entre la población de hasta 64 años, pero registra un incremento para los adultos mayores: el gasto per cápita del grupo entre 65-79 años es 40,7% más elevado que el gasto per cápita del grupo entre 50 y 64 años, lo cual confirma la evidencia de que el gasto en salud crece con la edad.

Gráfico 1. Gasto Público per cápita por grupo etario en Educación, Previsión Social y Salud (año 2009 en \$ corrientes)



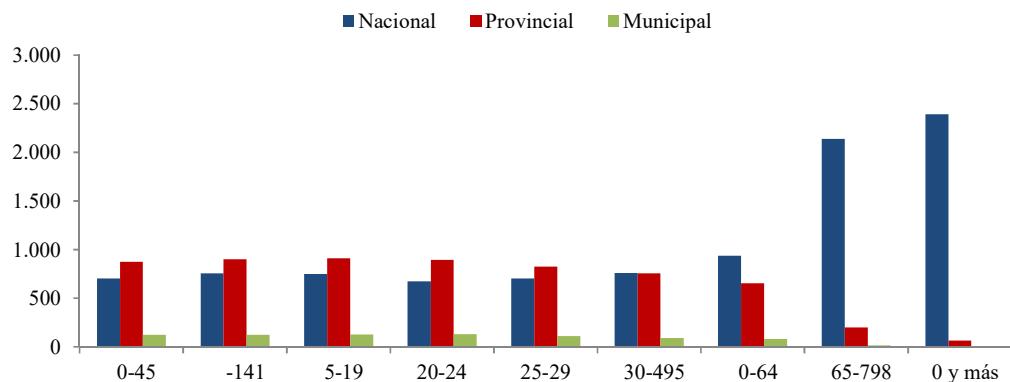
Fuente: elaboración propia sobre la base de INDEC, Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.

Los resultados presentados en el gráfico 1 son consistentes con los hallazgos encontrados en Gragnolati et al. (2014) donde, con la metodología de cuentas nacionales de transferencias, se encuentra un perfil etario similar pero con niveles diferentes que se explican por la diferente metodología, y por el distinto año utilizado como base para las estimaciones ya que en dicho trabajo se consideró el año 2010, que no está disponible públicamente.

Las estimaciones presentadas en el Gráfico 1 son importantes para los objetivos de nuestro trabajo, ya que significa que el cambio demográfico afectará de forma distinta al gasto en las diferentes funciones, y que además la división entre funciones no es homogénea entre los distintos niveles de gobierno. Como se destacó en la sección III, el 77,7% del Gasto Público en Educación, Cultura y Ciencia y Técnica es ejecutado por los niveles subnacionales (provincias y municipios), mientras que el 79,2% del gasto en Previsión Social está a cargo del Estado Nacional. En lo que respecta a salud, si bien la división de responsabilidades es, a priori, pareja entre niveles de gobierno (la Nación concentra el 52,2% del gasto y los niveles subnacionales el 47,8%), hay que tener en cuenta que el 27,9% de las erogaciones nacionales se concentran en el INSSJP, que presta servicios de salud a los beneficiarios de prestaciones previsionales del régimen general del SIPA y de pensiones no contributivas.

En los gráficos siguientes se puede observar la distribución del gasto per cápita por nivel de gobierno y grupo etario del gasto en Salud, Previsión Social y Educación (Básica y Superior y Universitaria).¹¹ De la inferencia de

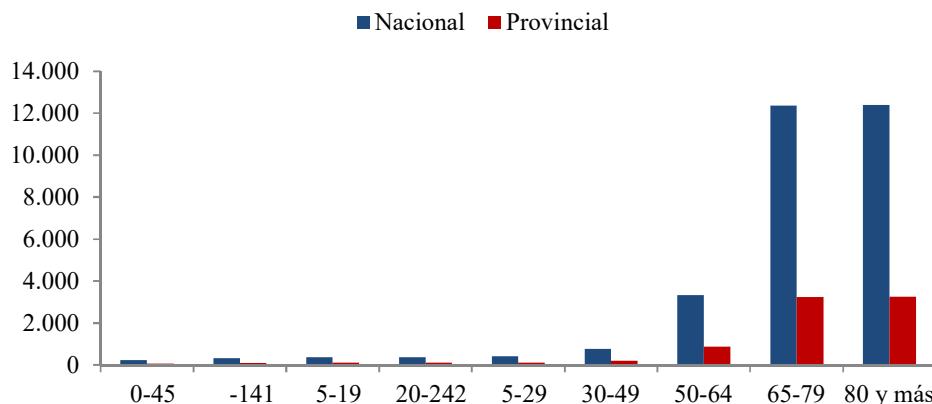
Gráfico 2. Gasto Público per cápita en Previsión Social por nivel de gobierno y grupo etario (año 2009 en \$ corrientes)



Fuente: elaboración propia sobre la base de INDEC y Ministerio de Economía y Finanzas Públicas

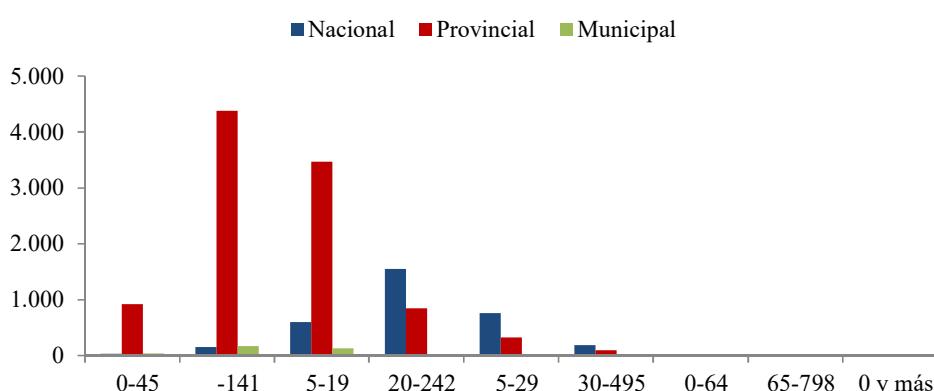
11. Se consideró el gasto en Educación Básica y Educación Superior y Universitaria porque son las subfunciones de la función Educación que son consumidas por grupos etarios específicos. En cambio, el gasto en Cultura, Ciencia y Técnica, y Educación y Cultura sin discriminar se consideraron bienes públicos puros (representan solamente el 16,7% del Gasto Público Consolidado en Educación, Cultura y Ciencia y Técnica).

Gráfico 3. Gasto Público per cápita en Salud por nivel de gobierno y grupo etario (año 2009, en \$ corrientes)



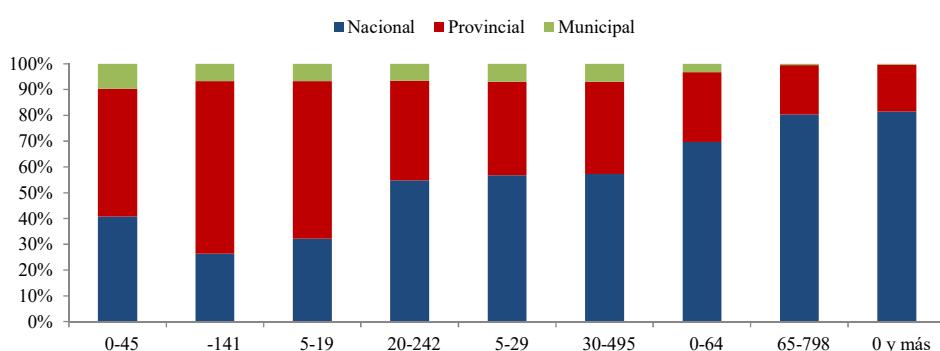
Fuente: elaboración propia sobre la base de INDEC y Ministerio de Economía y Finanzas Públicas

Gráfico 4. Gasto Público per cápita en Previsión Social por nivel de gobierno y grupo etario (año 2009, en \$ corrientes)



Fuente: elaboración propia sobre la base de INDEC y Ministerio de Economía y Finanzas Públicas

Gráfico 5. Gasto per cápita en Educación Básica y Educación Superior y Universitaria por nivel de gobierno y grupo etario (año 2009, en \$ corrientes)



Fuente: elaboración propia sobre la base de INDEC y Ministerio de Economía y Finanzas Públicas

estas estimaciones, se destaca que el cambio demográfico afectaría desfavorablemente al nivel nacional de gobierno.

A continuación se presenta la estimación del gasto per cápita por grupo etario y por nivel de gobierno para el gasto público que, de acuerdo a nuestros supuestos, se puede considerar sensible al cambio etario.

El gráfico 5 muestra la concentración que tiene el gasto público del gobierno nacional en los adultos mayores, mientras que los niveles subnacionales se concentran fundamentalmente en los niños y adolescentes. En las edades intermedias, la asignación entre Nación por un lado, y provincias y municipios por el otro, es relativamente más pareja. En el caso de los grupos etarios más jóvenes, influyen principalmente las erogaciones en Educación Básica y en Atención Pública de la Salud, donde las provincias se destacan por su participación, aunque Nación tiene un gasto relativamente importante asociado a las Asignaciones Familiares (tendencia que se espera que sea mayor a partir de la implementación de la Asignación Universal por Hijo para Protección Social en noviembre de 2009, que se refleja solamente de forma parcial en el gasto de dicho año) y en Salud-Obras Sociales, lo que explica que participe en alrededor del 30% del gasto dirigido a la población de hasta 19 años. En los adultos mayores, el principal componente del gasto, que afecta fundamentalmente a la Nación, es la Previsión Social, seguido por el del PAMI.

La concentración del gasto dirigido a los adultos mayores en la Nación y el dirigido a los niños y adolescentes en las provincias y municipios indica que el cambio demográfico afectará de forma negativa, en términos fiscales, a la Nación con respecto a los niveles subnacionales. En la siguiente sección, se presentan las proyecciones del Gasto Público Consolidado de acuerdo a las estimaciones de la población para el año 2050, considerando que el gasto per cápita por función y nivel de gobierno se mantiene constante a lo largo del período analizado, a fin de aislar los efectos del cambio demográfico de otras modificaciones que puedan presentarse.

De forma alternativa, se modificarán algunos párametros para incorporar posibles cambios que se produzcan a lo largo del período proyectado, o inclusive, para reflejar cambios a nivel funcional que se produjeron desde el año 2009, y que impactan sobre el gasto actual. Por ejemplo, y como se mencionó previamente, el gasto público nacional dirigido a los niños y adolescentes se encuentra subestimado ya que en dicho año la implementación de la AUH solamente impactó en los meses de noviembre y diciembre, por

la distribución actual de funciones. Para tener una idea de la subestimación del gasto, en el año 2009 las erogaciones de la AUH representaron el 4,1% del gasto presupuestario de la ANSES en Asignaciones Familiares¹², mientras que en 2010 dicho porcentaje llega al 38,6%.

VII. PROYECCIONES

En esta sección se presenta la proyección de las responsabilidades de gasto por nivel de gobierno en función de los perfiles etarios de gasto estimados para el año 2009. En primer lugar, se considerará una situación de statu quo con respecto a dicho año (Proyección A), y posteriormente se incluirán las modificaciones en los parámetros indicadas en el punto vi (Proyección B).

Los supuestos que se realizan, para la primera son los siguientes:

- i. La población se divide en nueve grupos etarios, sin discriminación entre hombres y mujeres.
- ii. El gasto per cápita por función, por grupo etario y por nivel de gobierno se mantiene constante en términos reales a lo largo del período analizado, sin que existan diferenciales en lo que respecta a inflación y productividad entre funciones.
- iii. Se utiliza el gasto público consolidado y por nivel de gobierno al año 2009 y los indicadores de demanda relativa de las diferentes funciones realizadas para el año 2010.
- iv. La proyección se realiza considerando el tamaño de la población y la estructura etaria en el año 2050, a los perfiles etarios del gasto de 2009.
- v. Se supone que la distribución de funciones entre los niveles de gobierno y los programas de gasto se mantienen constantes para el período analizado.
- vi. Se incorpora un coeficiente de ajuste para considerar aumentos en los costos de provisión de salud, el aumento de la demanda de servicios de educación superior y universitaria, y la implementación de la AUH (estas modificaciones se utilizan para la segunda proyección).

12. Se debe tener en cuenta que el gasto presupuestario de la ANSES no refleja exactamente el gasto público nacional en asignaciones familiares debido a, por un lado, la existencia del Fondo Compensador de Asignaciones Familiares que no se registra presupuestariamente, pero sí forma parte de la serie de Gasto Público Nacional en Asignaciones Familiares y por el otro, que el gasto de ANSES en asignaciones familiares del sector pasivo se refleja en la función Previsión Social en la serie de Gasto Público Consolidado.

lo que se lo corregirá para considerar.

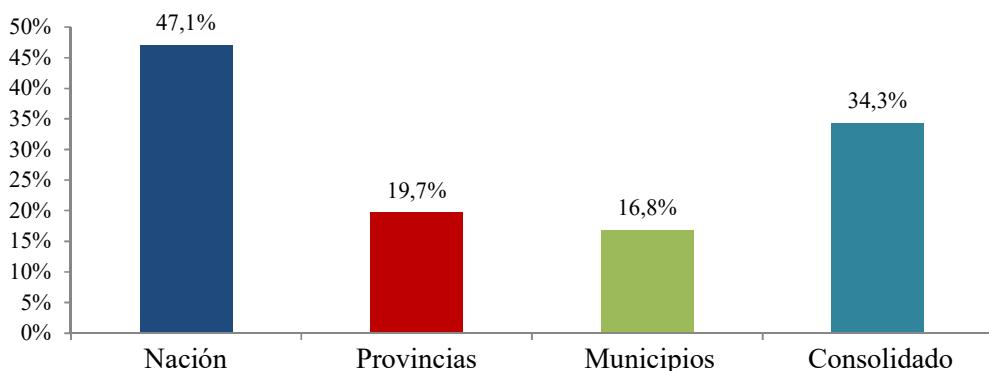
En el cuadro 4 y el gráfico 6 se presentan los resultados de la primera proyección (considerando los supuestos de i. a v.).

**Cuadro 4. Gasto Público por Nivel de Gobierno y Consolidado. 2009-2050
(en millones de \$ de 2009)**

Año	Nacional	Provincial	Municipal	Consolidado
2009	268.382,8	189.207,4	37.132,8	494.723,0
2050	394.754,0	226.393,5	43.375,1	664.522,6

Fuente: elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía y Finanzas, CEPAL-CELADE

Gráfico 6. Variación del Gasto Público Consolidado por Nivel de Gobierno. 2009-2050 (en porcentaje)

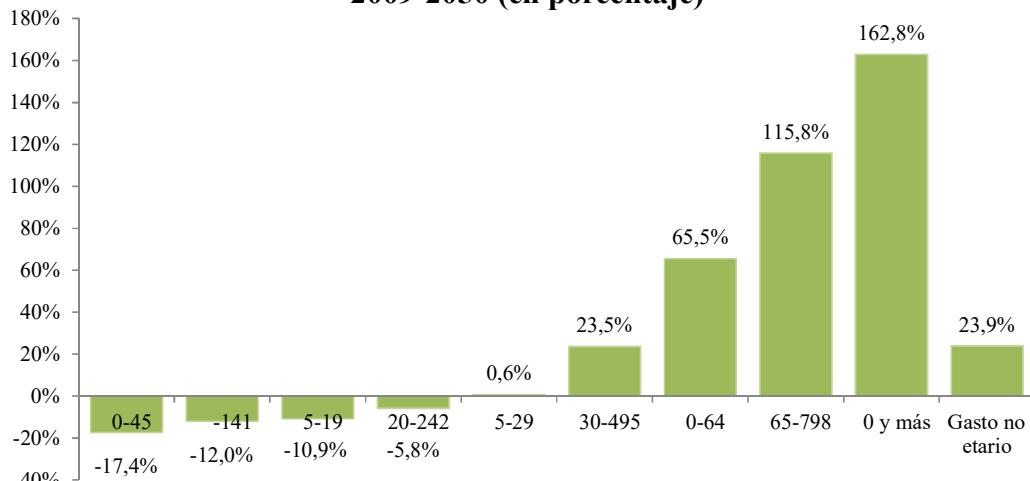


Fuente: elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía y Finanzas, CEPAL-CELADE

Las proyecciones muestran que efectivamente, suponiendo que el gasto per cápita por función y nivel de gobierno se mantenga constante a lo largo del tiempo y que no haya variaciones diferenciales en la productividad y la inflación por sector, el cambio demográfico provocará un aumento de las erogaciones de la Nación en mayor medida que lo que sucederá en los niveles subnacionales: el gasto público nacional se incrementará un 47,1% mientras que el gasto público provincial lo hará en 19,7% y el gasto público municipal en un 16,8%, arrojando un aumento del gasto público consolidado del 34,3%. Si se tiene en cuenta el aumento de la población, llegamos a otro resultado concluyente en la medida que el gasto público consolidado per cápita se incrementará un 8,4% entre 2009 y 2050, donde será solamente el gasto público nacional el que impulse dicho aumento en la medida que se incrementará en 18,7% en términos per cápita, mientras que el gasto público

La principal explicación para este efecto dispar se debe a que el Gasto Público Nacional se concentra especialmente en la población adulta (52,2% del gasto etario y 35,5% del total corresponde al gasto dirigido a la población de 50 años y más), mientras que esos porcentajes para los niveles subnacionales son sensiblemente menores.¹³ El gasto público consolidado dirigido a la población de 50 años y más es el que más se incrementa entre 2009 y 2050, especialmente en el segmento de los adultos mayores: 115,8% para el grupo de 65-79 años y 162,8% para el grupo de 80 años y más.

Gráfico 7. Variación del Gasto Público Consolidado por Grupos de Edades. 2009-2050 (en porcentaje)



Fuente: elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía y Finanzas, CEPAL-CELADE

Si se analiza la variación en la estructura porcentual del Gasto Público Nacional, Provincial y Municipal por grupo etario, además del gasto no etario, se destaca el incremento del porcentaje del gasto dirigido a los adultos mayores en 13,4 p.p. entre los años 2009 y 2050 para la Nación.

Para ilustrar cómo los efectos del cambio demográfico pueden ser sensibles a cambios en los parámetros relacionados con el gasto per cápita por función del Estado, se ajustarán las proyecciones considerando un incremento del gasto per cápita en salud (reflejo de la tendencia al aumento en los costes de los servicios de provisión de salud) y un aumento en la demanda de los servicios de educación superior.

Para considerar un aumento en el gasto per cápita en salud del 1% anual (como supone Lee y Edwards, 2001 y, en uno de los escenarios que

13. Las provincias y municipios destinan el 20,8% y el 11,2% de su gasto etario, y el 14,2% y 4,9% de su gasto total, respectivamente, a la población de 50 años y más.

plantean, King y Jackson, 2000) por encima del incremento de la productividad y la inflación general, se puede agregar a la ecuación del perfil etario de gasto un coeficiente para tener en cuenta un cambio diferencial de la productividad o inflación de un bien público con respecto al índice de precios implícito, un “enriquecimiento” del gasto per cápita en la función. Siguiendo a Seitz y Kempkes (2007), la misma se puede escribir como:

$$e(x, f, j, t+\tau) = e(x, f, j, t)\pi(f, t+\tau) \quad (4)$$

Donde $\pi(f, t+\tau)$ indica el aumento en los precios en la provisión de la función f con respecto a la variación del deflactor del PIB.

De esta forma, se puede incorporar un aumento en el gasto per cápita en salud del 1% anual en las proyecciones como una forma de analizar la sensibilidad de las mismas a cambios en los parámetros, considerando que diferentes trabajos (Lee y Edwards, 2001; King y Jackson, 2000; Comisión Europea, 2009) destacan la tendencia al incremento del gasto per cápita en salud.

Se puede observar que la ecuación (4) también permite estimar el impacto de tasas de crecimiento diferenciales por grupo de edad del gasto per cápita en salud, que fue la estrategia seguida por *Conference Board of Canada* (2002, 2004) a partir de datos del Ministerio de Salud de Canadá y del Instituto Canadiense de Información sobre Salud. Esto implicaría un impacto distinto por nivel de gobierno en función de los grupos etarios que presenten un mayor crecimiento en el gasto per cápita en salud.

Otra modificación en los parámetros de las proyecciones se realiza a través del “efecto participación” (Seitz et al., 2005; Seitz y Kempkes, 2007) relacionado con cambios en la participación de los grupos etarios en la demanda de los bienes públicos. En particular, Seitz et al. (2005) y Seitz y Kempkes (2007) destacan el aumento del porcentaje de la población que asiste a las universidades como una tendencia secular, y estima que el porcentaje de la población de 20-29 años que demanda dichos servicios educativos se incrementa en un 35% hacia el 2030 (último año de la proyección).

La incorporación del “efecto participación” se puede hacer fácilmente considerando un coeficiente de participación $q(x, f, t)$ que resulta de:

$$q(x, f, t) = \frac{P(x, f, t)}{N(x, t)} \quad (5)$$

donde $P(x, f, t)$ representa la cantidad de personas del grupo etario x que demandan el bien público f , y $N(x, t)$ el total de la población que pertenece a dicho grupo etario. Si se combina (3) con (4) y (5), resulta que se puede proyectar el gasto:

$$G_t = \sum_{f=1}^F \sum_{j=1}^J \sum_{x=1}^{\bar{x}} N(x, t) e(x, f, j, t) * q(x, f, t + \tau) / q(x, f, t)$$

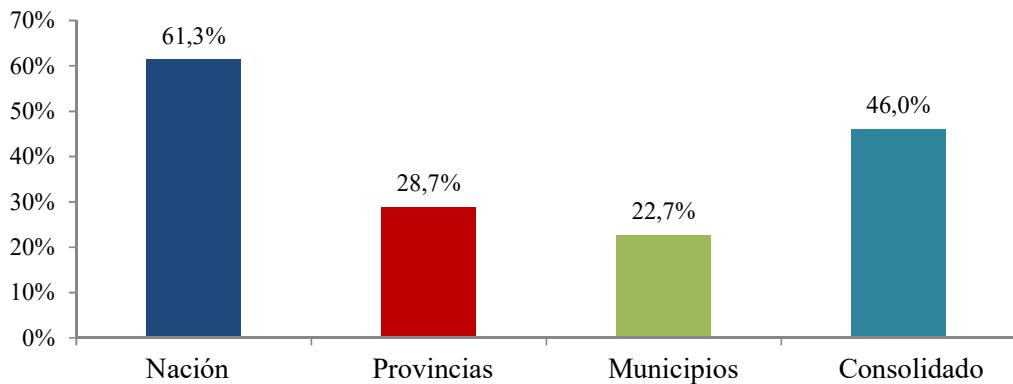
En lo que corresponde a nuestras proyecciones, se utilizará el incremento de la participación de los grupos etarios de 20-24 años y 25-29 años en la demanda de servicios de educación superior y universitarios (estos grupos representan el 66,5% de los que asisten a dicho nivel educativo) entre los años 2010-2011 partir de datos de la EPH. De acuerdo a dichas estimaciones, se estima un aumento de la participación del 11,0% y 12,6% respectivamente para dichos grupos etarios para todo el período proyectado (el incremento entre los años 2010 y 2011 es del 0,28% y 0,32% respectivamente). Este aumento de una magnitud relativamente modesta en la participación (por ejemplo, en Seitz y Kempkes (2007) el aumento era del 35% para un período inferior a los 30 años de proyección) es consistente con la evolución de la demanda de educación superior y universitaria que se presenta entre los censos 2001 y 2010, donde la tendencia es declinante, pese a lo observado en otros países.

Finalmente, se ajustarán las erogaciones para tener en cuenta la implementación de la Asignación Universal por Hijo a fines de 2009, y que se refleja de forma incompleta en las erogaciones en Asignaciones Familiares del gobierno nacional para dicho año. En este caso, se comparan las erogaciones en la AUH entre 2010 y 2009, y la diferencia se agrega en el gasto público nacional en Asignaciones Familiares para el año 2009.

La incorporación de estas tres modificaciones afecta principalmente a la Nación, por sus responsabilidades en términos de la AUH, las universidades nacionales, y la atención de la salud de los adultos mayores.

De esta forma, el gráfico 8 muestra la evolución del gasto público consolidado y para los tres niveles de gobierno en el período 2009-2050.

Gráfico 8. Variación del Gasto Público Consolidado por Nivel de Gobierno. 2009-2050 (en porcentaje)



Fuente: elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía y Finanzas, CEPAL-CELADE

provincial per cápita se reducirá en 3,5% y el municipal en 5,7%.

El cuadro siguiente resume la diferencia entre la proyección relacionada con el statu quo (Proyección A) y la asociada con la incorporación de los parámetros (Proyección B). Como se puede observar, el gasto público consolidado se incrementa en 11,7 p.p. en la segunda proyección, y ese aumento se explica fundamentalmente por el gasto público nacional que aumenta en 14,2 p.p., mientras que el gasto público provincial lo hace en 9,0 p.p. y el gasto público municipal en 5,9 p.p.

Cuadro 5. Gasto Público por Nivel de Gobierno y Consolidado. Comparación de las Proyecciones. 2009-2050 (en millones de \$ de 2009)

Año	Nacional	Provincial	Municipal	Consolidado
2009	268.382,8	189.207,4	37.132,8	494.723,0
2050 A	394.754,0 47,1%	226.393,5 19,7%	43.375,1 16,8%	664.522,6 34,3%
2050 B	432.990,5 61,3%	243.512,2 28,7%	45.569,8 22,7%	722.072,5 46,0%

Fuente: elaboración propia sobre la base de Ministerio de Economía y Finanzas, CEPAL-CELADE

VIII. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se estudió el impacto del cambio demográfico sobre el gasto público de los tres niveles de gobierno, con el objetivo de analizar en qué medida el envejecimiento de la población que se espera hacia el año 2050 repercutirá sobre las relaciones intergubernamentales. En particular, el objetivo del trabajo fue demostrar que las modificaciones en la población no afectan de forma igual a todos los niveles de gobierno, ya que la división de funciones implica que la Nación esté más concentrada en la provisión de bienes públicos asociados a los adultos mayores con respecto al nivel provincial y municipal de gobierno.

A partir de la clasificación funcional del gasto público consolidado por nivel de gobierno y la estimación de la demanda de cada grupo de edades realizada para cada función del Estado, se calcularon los perfiles etarios del gasto per cápita para cada una de ellas. De esta forma, suponiendo que el gasto per cápita de cada grupo etario por función y nivel de gobierno se mantuvo constante durante el período 2009-2050, se proyectó el gasto público consolidado y por cada nivel de gobierno para el año 2050. Este ejercicio, que supone de forma adicional que la inflación y la evolución de la productividad son homogéneas para todas las funciones, permite aislar el impacto del cambio demográfico de otros factores que afectan las erogaciones (cambios en la participación del consumo de bienes públicos, presiones políticas, cambios en la asignación de funciones, creación de nuevos programas presupuestarios y eliminación de existentes, etc.).

Las proyecciones muestran que el cambio demográfico afecta fundamentalmente al nivel central del gobierno ya que se ocupa del financiamiento del SIPA y de otros regímenes nacionales de previsión y de la atención de la salud de los adultos mayores a través del PAMI. El impacto en las funciones señaladas explica casi el 75% de la variación del gasto público nacional que se espera entre 2009 y 2050. En cambio, los gobiernos provinciales y municipales se verían sensiblemente menos afectados ya que las principales responsabilidades de las provincias están en las personas jóvenes (educación básica y atención pública de la salud) que presentan un menor crecimiento poblacional, mientras que en los municipios predomina el gasto no etario (56,1% del gasto público municipal), por lo que están afectados principalmente por los cambios en el total de la población que, como consecuencia del envejecimiento demográfico, son menores que el

aumento de la población adulta mayor.

Posteriormente, se introdujeron modificaciones en las proyecciones para analizar su sensibilidad ante variaciones en algunos de los parámetros que se dejaron constantes. En particular, y de forma consistente con otros trabajos empíricos que estudian el impacto fiscal del cambio demográfico, se agregó al gasto per cápita en salud un coeficiente de “enriquecimiento” para considerar la tendencia al aumento del gasto en salud, además de incorporar un aumento en la demanda relativa de los grupos etarios de 20-24 y 25-29 años en la asistencia a universidades e institutos de educación superior. Adicionalmente, y a fin de tener en cuenta que el gasto público nacional en asignaciones familiares no incorpora de forma plena la Asignación Universal por Hijo para Protección Social, se corrigieron dichas erogaciones para mejorar la base de proyecciones.

Estos cambios en los supuestos afectan, nuevamente, al gobierno nacional, ya que impactan en las erogaciones en salud (el gasto del PAMI y las obras sociales nacionales representan casi el 45% del gasto público consolidado en salud en 2009), el gasto en educación superior y universitaria (del cual la Nación es responsable en alrededor del 75%) y en el gasto en asignaciones familiares, donde sólo la Nación tiene erogaciones.¹⁴

En definitiva, el cambio demográfico genera desequilibrios fiscales entre las diferentes jurisdicciones ya que afecta de forma negativa al nivel nacional de gobierno, mientras que los niveles subnacionales se ven favorecidos relativamente, en lo que respecta a la proyección de las erogaciones. Para que este análisis sea completo, se debería analizar el impacto del cambio demográfico en la proyección de recursos de los diferentes niveles de gobierno, aunque dadas las características del sistema federal argentino, donde su financiamiento proviene de las mismas fuentes tributarias, se esperaría, a priori, que las modificaciones en la estructura etaria generen efectos relativamente homogéneos entre Nación, provincias y municipios. Sin embargo, también habría que considerar la importancia de las rentas de la propiedad como recurso para el Estado Nacional y su sustentabilidad a largo plazo, lo cual genera interrogantes. Esto sería consistente con lo planteado por Seitz (2007), que destaca la estructura institucional y de división de funciones en lo que respecta al análisis de los impactos del cambio demográfico.

Por otra parte, y más allá de que el cambio demográfico tenga un ma-

14. Las erogaciones de los gobiernos provinciales en asignaciones familiares de los empleados públicos, al igual que lo que sucede para el gobierno nacional, se asignan en las funciones del gasto relacionadas.

yor impacto en las erogaciones en la Nación con respecto a las provincias, también hay que tener en cuenta si las magnitudes involucradas generarán una mayor presión sobre las finanzas públicas o si serán manejables en un contexto de crecimiento y equilibrio macroeconómico.

Finalmente, el análisis del impacto del cambio demográfico genera interrogantes sobre la asignación de potestades fiscales entre los niveles de gobierno, y sobre los mecanismos de transferencias intergubernamentales, especialmente en lo que hace al Régimen de Coparticipación. En efecto, en el marco de la discusión sobre posibles reformas al Régimen de Coparticipación, se plantearía la importancia de incluir parámetros demográficos relacionados con la estructura etaria para establecer los coeficientes de transferencias tanto en la distribución primaria, como en la distribución secundaria de los recursos tributarios contemplados en dicho esquema.

IX. BIBLIOGRAFÍA

- Ahn, N., Alonso Meseguer, J. y Herce San Miguel, J. (2003). “Gasto sanitario y envejecimiento de la población en España”. Serie Documentos de Trabajo de la Fundación BBVA N° 7.
- ANSES (2011). “Boletín Previsional y de la Seguridad Social 2010”. Disponible en:<http://observatorio.anses.gob.ar/files/subidas/Bolet%C3%ADn%20Anual%202010.pdf>
- Bertranou, F., Grushka, C. y Shultess, W. (2000). “Proyección de responsabilidades fiscales asociadas a la reforma previsional en la Argentina”. CEPAL – Serie de Financiamiento del Desarrollo N°84, Santiago de Chile.
- Boadway, R., Roberts, S. y Shah, A. (1994). “The Reform of Fiscal Systems in Developing and Emerging Market Economies: A Federalism Perspective”. Policy Research Working Paper N°1259, World Bank, Washington.
- Boadway, R. y Watts, R. (2004). “Fiscal Federalism in Canada, The USA and Germany”. Working Paper N°6, Queen’s University, Canadá.
- CELADE (2011): Estimaciones y Proyecciones de Población a Largo Plazo 1950-2100. Disponible en http://www.eclac.cl/celade/proyecciones/basedatos_BD.htm (Revisión 2011).
- CEPAL (2004): Población, Envejecimiento y Desarrollo, Trigésimo Período de Sesiones de La Cepal, San Juan, Puerto Rico, 28 de Junio al 2 de Julio de 2004.
- CEPAL (2008). Transformaciones Demográficas y su Influencia en el Desarrollo de

- América Latina y el Caribe, CEPAL.
- Cetrángolo, O., Jiménez, J.P., Devoto, F., Vega, D. (2002). "Las finanzas públicas provinciales: situación actual y perspectivas". CEPAL- SERIE Estudios y Perspectivas 12, Buenos Aires.
- Cetrángolo, O. y Jiménez, J.P. (2004). "Las relaciones entre niveles de gobierno en Argentina". Revista de la CEPAL 84.
- Cetrángolo, O. y Grushka, C. (2008). "Perspectivas previsionales en Argentina y su financiamiento tras la expansión de la cobertura". CEPAL - Serie Financiamiento del Desarrollo N° 205.
- Comisión Europea (2009). "2009 Ageing Report: Economic and budgetary projections for the EU-27 Member States (2008-2060)". European Economy 2.
- Conference Board of Canada. (2002). Fiscal prospects for the federal and provincial/territorial governments: Economic performance and trends. Ottawa, ON, Canada.
- Conference Board of Canada. (2004). Fiscal prospects for the federal and provincial/territorial governments: Economic performance and trends. Update. Ottawa, ON, Canada.
- De Miguel, C. y Montero, M. (2004). "Envejecimiento y sostenibilidad del sistema de pensiones". Serie EEE N°190, Fundación de Estudios de Economía Aplicada.
- Denton, F. y Spencer, B. (1999): "Population Aging and its Economics Costs: A Survey of the Issues and Evidence", QSEP Research Report N° 340.
- Echevarría, C. A. (1995). "On age distribution of population government expenditure and fiscal Federalism". *Journal of Population Economics* 8: 301-313.
- Foot, D. (1984). "The Demographic Future of Fiscal Federalism in Canada". *Canadian Public Policy*, X:4.
- Gragnolati, M., Rofman, R., Apella, I. y Troiano, S. (eds) (2014). *Los años no vienen solos. Oportunidades y desafíos económicos de la transición demográfica en Argentina*, Banco Mundial.
- Grushka, C. (2002). "Proyecciones previsionales de largo plazo Argentina 2000-2050", Estudio Especial N° 14, Superintendencia de Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones.
- Grushka, C. (2004). "Perspectivas del sistema previsional argentino y evaluación de políticas para expandir la cobertura: Proyección de gastos y beneficios: 2002-2008", BID Nota técnica de discusión de pensiones 001/2004.

- Hernández de Cos, P. y Ortega, E. (2002). "Gasto Público y Envejecimiento de la Población", *Revista Valenciana de Economía y Hacienda* N° 6.
- Hoffmann, M., Kempkes, G. y Seitz, H. (2008). Demographic Change and Public Sector Budgets in a Federal System. CESifo Working Paper N° 2317.
- Hogan, S. y Hogan, S. (2002). "How will the Ageing of the Population Affect Health Care Needs and Costs in the Foreseeable Future?". Discussion Paper No. 25. Toronto: Commission on the Future of Health Care in Canada.
- Jackson, H. y Matier, C. (2002): "Public Finance Implications of Population Ageing: An Update", Department of Finance Working Paper 2003-3.
- Jimeno, J., Rojas, J. y Puente, S. (2006). "Modelling the Impact of Aging on Social Security Expenditures", Documentos Ocasionales N° 0601, Banco de España.
- Kempkes, G. (2010). "Rapid demographic change and the allocation of public education resources: evidence from East Germany". Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 16/2010.
- King, P. and Jackson, H. (2000). "Public Finance Implications of Population Ageing", Department of Finance Working Paper 2000-08.
- Lee, R. And Edwards, R. (2001). "The Fiscal Impact of Population Change". In *Seismic Shifts: The Economic Impact of Demographic Change*, edited by Jane Sneddon Little and Robert K. Triest, 220-237. Federal Reserve Bank of Boston Conference Series No. 46, 2001.
- Magno de Carvalho, J.A (2002). "¿Hacia dónde iremos?: Algunas tendencias demográficas en el siglo XXI". *Notas de Población* N°74, Año XXIX, CEPAL.
- Matier, C., Wu, L. y Jackson, H. (2001). "Analysing Vertical Fiscal Imbalance in a Framework of Fiscal Sustainability". Department of Finance Working Paper 1/23.
- Miller, T. (2007). "Modelos demográficos para la proyección de la demanda del sector social". CEPAL – Serie Población y Desarrollo 66, Santiago de Chile.
- Miller, T., Martinez, C., Saad, P. y Holz, M. (2008). "The Impact of the Demographic Dividend on Three Key Support Systems: Education, Health Care, and Pensions", Documento presentado en the Expert Group Meeting on Mainstreaming Age Structure Transitions into Economic Development Policy and Planning, organizado por United Nations Population Fund y el Institute for Future Studies, Viena, Octubre 7–9.
- Miller, T., Mason, C. y Holz, M. (2011). "The Fiscal Impact of Demographic Change in Ten Latin American Countries: Projecting Public Expenditures in Education, Health, and Pensions", en Cotlear, D. (Editor): *Population Aging. Is Latin America Ready?*, Banco Mundial, Washington.
- Ministerio de Economía y Finanzas Públicas (2011). Series de Gasto Público Con-

- solidado por finalidad -función, 1980-2009 (Última actualización: Marzo de 2011). Disponible en http://www.mecon.gov.ar/peconomica/basehome/serie_gasto.html
- Ministerio de Economía y Finanzas Públicas (2012). Serie de Ejecución Presupuestaria del Sector Público Provincial – Esquema Ahorro-Inversión Financiamiento. (Consulta realizada el 30-06-2013). Disponible en http://www2.mecon.gov.ar/hacienda/dncfp/provincial/info_presupuestaria/esq_total_serie_ACOD.php
- Ministerio de Economía y Finanzas Públicas (2013). Serie de Recaudación Tributaria Nominal y Presión Tributaria (Consulta realizada el 30-04-2013). Disponible en <http://www.mecon.gov.ar/sip/basehome/rectrib.htm>
- Musgrave, R. (1959). *Teoría de la Hacienda Pública*, Editorial Aguilar, Madrid.
- Porto, A. (2004). *Disparidades regionales y federalismo fiscal*. Editorial de la Universidad de La Plata, La Plata.
- Rother, P.C., Catenaro, M. y Schwab, G. (2003). “Ageing and Pensions in the Euro Area Survey and Projection Results”, SP Discussion Paper N° 0307, Banco Mundial.
- Rottenschweiler, S. (2013). “Cambio Demográfico y Federalismo Fiscal”, Tesis de la Maestría en Economía de la Universidad de Buenos Aires.
- Ruggeri, G.C. (2000). “A Federation Out of Balance”, Mimeo.
- Saiegh, S. y Tommasi, M. (1999). “Why is Argentina’s Fiscal Federalism so Inefficient? Entering the Labyrinth”, *Journal of Applied Economics*, Vol. 2, No. 1, pp. 169-209.
- Seitz, H., Freigang, D., Kempkes, G. (2005). “Demographic Change and Federal Systems: Some Preliminary Results for Germany”, Dresden Discussion Paper in Economics No. 07/05.
- Seitz, H. y Kempkes, G. (2007). “Fiscal Federalism and Demography”, *Public Finance Review* 35, 385-413.
- Seitz, H. (2007). “The Impact of Demographic Change on Fiscal Policy in Germany”, en Hamm, I., Seitz, H. y Werding, M. (Editores): *Demographic Change in Germany*, Springer Verlag, Berlín.
- Uthoff, A.; Bravo, J.; Vera, C. y Ruedi, N. (2005). Cambios en la estructura por edades de la población, transferencias intergeneracionales y protección social. CEPAL: Taller sobre transformaciones demográficas, transferencias intergeneracionales y protección social en América Latina, Santiago de Chile.

ANEXO**Criterios para la distribución de los bienes y servicios públicos**

Administración General: población.

Justicia: población.

Defensa y Seguridad: población.

Educación Básica: población que asiste a un establecimiento escolar de educación primaria y secundaria (EPH IV Trimestre 2010) y establecimiento de educación inicial (Censo 2010).

Educación Superior y Universitaria: población que asiste a un establecimiento de educación superior y universitaria (EPH IV Trimestre 2010).

Ciencia y Técnica: población.

Cultura: población.

Educación y Cultura sin discriminar: población.

Atención pública de la salud: población con cobertura por programas y planes estatales de salud y sin cobertura por obra social, prepaga o plan estatal de salud (Censo 2010).

Obras sociales - Atención de la salud: población con cobertura de obra social o prepaga a través de obra social (Censo 2010).

INSSJyP - Atención de la salud: población beneficiaria del SIPA (MTEySS).

Agua Potable y Alcantarillado: población.

Vivienda y urbanismo: población que vive en hogares con un promedio de 3 o más personas por habitación (EPH IV Trimestre 2010).

Promoción y asistencia social pública: población que vive en hogares que recibe un subsidio o plan social (EPH IV Trimestre 2010).

Obras sociales - Prestaciones sociales: población con cobertura de obra social o prepaga a través de obra social (Censo 2010).

INSSJyP - Prestaciones sociales: población beneficiaria del SIPA (MTEySS).

Previsión social: población que percibe una jubilación y/o pensión (Censo 2010).

Programas de empleo y seguro de desempleo: beneficiarios del seguro de desempleo (MTEySS).

Asignaciones familiares: beneficiarios de la Asignación Universal por Hijo (ANSES)

Otros servicios urbanos: población.

Producción primaria: aportantes al SIPA (MTEySS).

Energía y Combustible: población.

Industria: aportantes al SIPA (MTEySS).

Transporte: 50% por población usuaria del sistema de transporte público (Secretaría de Transporte) y 50% por población.

Comunicaciones: población.

Otros gastos en servicios económicos: población.

Servicios de la Deuda Pública: población.

Structural Real Exchange Rate and Unemployment Interdependencies in Argentina

*Tipo de cambio real estructural y las interdependencias con el desempleo
en Argentina*

ERIC J. PENTECOST

*Loughborough University,
Loughborough, Leicestershire, United Kingdom
e.j.pentecost@lboro.ac.uk*

FERNANDO ZARZOSA VALDIVIA

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

ABSTRACT

Based on a three-sector micro-founded model of a small open economy, this paper investigates the interdependences between the structural real exchange rate (defined as the relative prices tradable to non-tradable goods prices) and the unemployment rate with an application to Argentina. The empirical results suggest a significant, negative relationship between the structural real exchange rate and the rate of unemployment, suggesting that an appreciating real exchange rate may lead to Dutch disease effects – which effectively contract the size of the manufacturing sector – and damage long-term growth and employment opportunities.

Keywords: Structural real exchange rate, unemployment rate, factor productivity, capital endowments, terms of trade.

JEL Code: C32, E24, F11, F31, F37, F41, J64.

RESUMEN

Utilizando un modelo micro-fundamentado de tres sectores para una pequeña economía abierta, se analiza la interdependencia entre la tasa de

cambio real estructural (definida como el cociente entre el precio de los bienes transables y el de los no transables) y la tasa de desempleo, aplicándolo al caso de Argentina. Los resultados empíricos sugieren una relación negativa y significativa entre el tipo de cambio real estructural y la tasa de desempleo, lo cual indicaría que frente a una apreciación del tipo de cambio real se puede producir un efecto del tipo enfermedad holandesa - contrayendo el sector productor de manufacturas - afectando negativamente las oportunidades de crecimiento y empleo en el largo plazo.

Palabras Clave: Tipo de cambio real, tasa de desempleo, productividad, stock de capital, términos de intercambio.

Código JEL: C32, E24, F11, F31, F37, F41, J64.

I. INTRODUCTION

In developing economies the real exchange rate - defined as the relative price between tradable and non-tradable goods - is a key variable in determining the economic structure of the economy, given that it provides both an incentive for reallocating resources to the tradable sector and, given relative prices of the rest of the world, how productively the home country produces tradable goods. Furthermore, since the size of the traded goods sector is a vital determinant of the level of employment, there should be an observable link between the real exchange rate and the rate of unemployment. Such a link is potentially important for economic policy formulation as an over-appreciation of the real exchange rate may give rise to Dutch disease effects, whereby the size of the traded goods sector contracts and there is a rise in unemployment.

Despite a relatively large literature on micro-founded models of the real exchange rate (see, for example, Rodrik, 2008; Montiel, 2003) only a few, namely Hoon and Phelps (2002), Frenkel (2004), Frenkel and Ros (2006), Soto (2008), Soto and Elbadawi (2008) and Oslington (2001), explicitly link the structural real exchange rate to the rate of unemployment. Furthermore, one arm of this literature postulates, like Frenkel and Ros, that unemployment is a function of the structural real exchange rate, while the other strand, for example Soto and Elbadawi, has the structural real exchange rate as a function of unemployment. One contribution of this paper is therefore to develop a general model which nests both approaches within a general equilibrium framework, in which sector productivities , capital

endowments, the terms of trade, government expenditures and debt service simultaneously determine the equilibrium structural real exchange rate and unemployment rate.

A second contribution is that in the empirical version of the model, in contrast to a number of recent papers focusing on Argentina, (see, for example, Baldi and Mulder (2004), Falbo and Gaba (2005), Garegnani and Escudé (2005), Montiel (2007), Padua and Mastronardi (2008), Bastourre, et al (2008), Carrera and Restout (2008), and Bello, et al (2010)), the role of capital endowments are explicitly modelled. The results justify this modelling strategy in that capital endowments are found to be a significant factor in explaining unemployment, whilst there is an insignificant interdependence between unemployment and the structural real exchange rates.

A third specific modelling problem in the current literature is the choice of technology. Perfect competition and constant returns to scale in all sectors is assumed by Hoon and Phelps (2002), Rodrik (2008) and Soto and Elbadawi (2008), whereas in contrast, Montiel (2007) assumed perfect competition, but with diminishing returns to scale in all sectors. In this contribution it is assumed that perfect competition prevails in the tradable and non-tradable sectors, but that the non-tradable and tradables sectors are characterised by different technologies, as in Zarzosa Valdivia (2008), with the non-tradable sector assumed to have a linear technology and the tradable sectors Cobb-Douglas technologies.

The remainder of this paper is organized as follows. Section II outlines a general theoretical model, which generates a two-equation simultaneous system with relations for factor market and goods market equilibrium. Section III discusses the compilation and construction of the Argentinean data set and its time series properties. Section IV presents the empirical results from the estimated model and Section V offers some conclusions for policy.

II. A GENERAL MODEL

Following the seminal contributions of Swan (1955) and Salter (1959), we assume a world with three goods: two tradable goods and one non-tradable good. Tradable goods consist of *primary goods*, of which the surplus over home consumption is exported and *manufactured goods*, of which the deficiency between home consumption and home production is imported. The law of one price is assumed to hold for the prices of tradable

goods and thus, the relative price of the primary good to the manufactured good is equal to the terms of trade ($TT = P_X/P_M$), where TT refer to the terms of trade and P_X and P_M are the prices of primary and manufactured goods, respectively.

On the income side of the model total expenditure is divided between non-tradable goods and tradable goods in the proportion (β_C) and ($1 - \beta_C$), respectively, while the proportion, δ , of the expenditure on tradable falls on primary goods and ($1 - \delta$) on manufactured goods. These assumptions are in line with Cobb-Douglas preferences in which a tradable price index (P_T) has the following structure:

$$P_T = \delta^{-\delta} (1 - \delta)^{(1-\delta)} P_X^\delta P_M^{1-\delta} \quad (1)$$

In a developing-country context, the three-good model focuses on the three-internal real exchange rates: the exportable real exchange rate (relative primary to non-tradable price, P_X/P_N); the importable real exchange rate (relative manufacturing to non-tradable price, P_M/P_N); and the structural real exchange rate (SRER) which is defined as the quotient between the tradable price and the non-tradable price, P_T/P_N , where P_N is the price of the non-tradable good. In addition, the economy consists of three internally homogenous production sectors: primary (X), manufacturing (M) and non-tradables (N), all of which use labour and capital in their production processes. The technology of both tradable sectors is Cobb-Douglas, like Rodrik (2006), but in this case it is also assumed that there are diminishing returns to scale so that the sum of the elasticity of labour and capital in the primary sector (ϕ_X and ψ_X , respectively) as well as the sum of the elasticity of labour and capital in the manufacturing sector (ϕ_M and ψ_M , respectively) are less than one.

Following Henderson and Quandt (1980, p. 80) and Varian (1986, p. 338), the factor demands and the corresponding supply functions of both tradable sectors are presented in terms of their total factor productivities, their prices, the domestic wage and the interest rate, formally:

$$L_X = \left[TFP_X P_X \left(\phi_X / w \right)^{1-\psi_X} \left(\psi_X / r \right)^{\psi_X} \right]^{\frac{1}{\gamma_X}} \\ \left[TFP_X \frac{P_X}{P_T} SRER \left(\phi_X \frac{P_N}{w} \right)^{1-\psi_X} \left(\psi_X \frac{P_N}{r} \right)^{\psi_X} \right]^{\frac{1}{\gamma_X}} \quad (2)$$

$$L_M = \left[TFP_M P_M (\phi_M/w)^{1-\psi_M} (\psi_M/r)^{\psi_M} \right]^{\gamma_M^{-1}} \\ \left[TFP_M \frac{P_M}{P_T} SRER \left(\phi_M \frac{P_N}{w} \right)^{1-\psi_M} \left(\psi_M \frac{P_N}{r} \right)^{\psi_M} \right]^{\gamma_M^{-1}} \quad (3)$$

$$X = \left[TFP_X (P_X)^{\phi_X + \psi_X} (\phi_X/w)^{\phi_X} (\psi_X/r)^{\psi_X} \right]^{\gamma_X^{-1}} \\ = \left[TFP_X (SRER)^{\phi_X + \psi_X} \left(\frac{P_X}{P_T} \right)^{\phi_X + \psi_X} \left(\phi_X \frac{P_N}{w} \right)^{\phi_X} \left(\psi_X \frac{P_N}{r} \right)^{\psi_X} \right]^{\gamma_X^{-1}} \quad (4)$$

$$M = \left[TFP_M (P_M)^{\phi_M + \psi_M} (\phi_M/w)^{\phi_M} (\psi_M/r)^{\psi_M} \right]^{\gamma_M^{-1}} \\ = \left[TFP_M (SRER)^{\phi_M + \psi_M} \left(\frac{P_M}{P_T} \right)^{\phi_M + \psi_M} \left(\phi_M \frac{P_N}{w} \right)^{\phi_M} \left(\psi_M \frac{P_N}{r} \right)^{\psi_M} \right]^{\gamma_M^{-1}} \quad (5)$$

where TFP is the total factor productivity of the factors employed and L is the labour input, with the subscripts X and M referring to the primary and manufacturing sectors, respectively, and where w and r are the domestic wage and the interest rate. ϕ_X , ϕ_M , ψ_X and ψ_M all lie between zero and one, and $\gamma_X^{-1} = (1 - \phi_X - \psi_X)^{-1}$ and $\gamma_M^{-1} = (1 - \phi_M - \psi_M)^{-1}$.

The second expression of the right hand sides of equations (2) - (5) are obtained by multiplying and dividing the first expression by $SRER$. Taking into account that P_X/P_T and P_M/P_T depend positively and negatively, respectively, on the terms of trade, equations (4) and (5) show that the supply of each tradable good is positively related to the structural real exchange rate, while terms of trade improvements increase the supply of primary goods, but decrease the supply of manufacturing goods. Less resources would also be reallocated to the tradable sector when the cost of any factor in terms of non tradable prices increase.

The production technology for the non-tradable goods sector is assumed to be of the constant of elasticity of substitution (CES) variety, such that equation (6) shows the unit cost function (W) of the non-tradable goods sector:

$$W = TFP_N^{-1} \left\{ \varphi_N w^{1-\sigma_N} + (1-\varphi_N) r^{1-\sigma_N} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma_N}} \quad (6)$$

where TFP_N is the total factor productivity, φ_N is the distribution parameter ($0 < \varphi_N < 1$) and σ_N is the absolute value of the elasticity of substitution between labour and capital employed in the non-tradable sector.

From the first-order condition of the non-tradable producer's optimization problem, the value of the marginal product ($P_N TFP_N$) equals the factor price index (W); in other words, $W = P_N TFP_N / SRER$. When the relative factor price, w/r , is constant, the non-tradable producer adjust his demand for factors and supply of goods up to the point at which the percentage variation of any factor price equals the percentage variation of the non-tradable price. In our economy with perfect factor mobility between sectors, factor prices are equal in all sectors and, therefore, their percentage variation is equal to the percentage variation of the total factor productivity of the non-tradable sector minus the rate of change of the structural real exchange rate; that is:

$$\hat{w} = \hat{r} = \hat{P}_T - \hat{SRER} + \hat{TFP}_N \quad (7)^1$$

where the hats denote the rates of growth of the respective variables; i.e.
 $\hat{z} = (dz/dt)(1/z)$

II.1 Factor market equilibrium

In our model labour and capital are perfectly mobile between sectors, but only capital is fully employed. Equation (8) defines the employed labour force, L as consisting of the (constant) economically active population (EAP) and the unemployment rate (u):

$$L = \frac{EAP}{100}(100-u) \quad (8)$$

If the relative factor price is given, due to rigidities in the factor markets the unemployment rate, or the employed labour force, would be endogenous and its equilibrium rate driven by the macroeconomic fundamentals that affect the economy. Thus, when the relative factor price is constant and there is full employment of the capital factor, the adjustment of the labour market occurs through an adjustment of quantities, the unemployment.

1. Note that both factor prices are endogenous variables, but they depend on the structural real exchange rate. Once the structural real exchange rate is determined, factor prices are also determined.

When both factor markets are in equilibrium the capital intensity of the economy is given by k which equals the quotient between the capital and employed labour force, or alternatively:

$$\theta_{L_X} k_X + \theta_{L_M} k_M + (1 - \theta_{L_X} - \theta_{L_M}) k_N = k = K/L \quad (9)$$

where $k_X = K_X/L_X$, $k_M = K_M/L_M$ and $k_N = K_N/L_N$ are the capital intensity of the primary, manufacturing and non-tradable sectors, respectively; K_X , K_M and K_N are the capital inputs of the primary, manufacturing and non-tradable sector, respectively; and $\theta_{L_X} = L_X/L$ and $\theta_{L_M} = L_M/L$ are the shares of the labour employed in the primary and manufacturing sector in the employed labour force, respectively. Rearranging (9) gives:

$$\frac{k}{k_N} = 1 + \theta_{L_X} \left(\frac{k_X}{k_N} - 1 \right) + \theta_{L_M} \left(\frac{k_M}{k_N} - 1 \right) \quad (10)$$

Assuming constant relative factor prices, the derivative of (10) depends on the demand for labour in the primary and manufacturing sectors and the variation of the factor endowments, that is: $d\theta_{L_X} = \theta_{L_X} (\bar{L}_X - \hat{L})$ and $d\theta_{L_M} = \theta_{L_M} (\bar{L}_M - \hat{L})$ and $dk = k(\bar{K} - \hat{L})$. Substituting for \bar{L}_X and \bar{L}_M from (2) and (3) gives the production-side equilibrium of the model:

$$d(\log(100 - u)) = -\lambda_1 TFP_X - \lambda_2 TFP_M + \lambda_3 (TFP_N - SRER) + \lambda_5 \bar{K} - \lambda_6 \bar{T} \quad (11)$$

$$\text{where: } \lambda_1 = \gamma_X^{-1} \theta_{L_X} [(k_X/k_N) - 1]$$

$$\lambda_2 = \gamma_M^{-1} \theta_{L_M} [(k_M/k_N) - 1]$$

$$\lambda_3 = \lambda_1 + \lambda_2 > 0$$

$$\lambda_5 = (k/k_N) > 0$$

$$\lambda_6 = \delta \lambda_1 - (1 - \delta) \lambda_2$$

According to equation (11), the effect of the structural real exchange rate on the unemployment rate that equilibrates both factor markets depends on the relative sectoral capital intensities: that is, λ_3 is positive (negative)

if both tradable goods sectors are more capital (labour) intensive than the non-tradable goods sector; and λ_2 is negative if the manufacturing sector is more labour intensive than the non-tradable sector, so that when TFP_M improves the manufacturing sector requires more labour than the non-tradable sector releases and so the unemployment rate is pushed down.

II.1 Goods market equilibrium

The presence of non-tradable goods partly determines the structure of the economy because non-tradable prices are set by the local supply and demand conditions, such that the supply of non-tradable goods and the consumption of non-tradable goods (private expenditure plus the government spending that falls on non-tradable goods) are therefore equal, as in equation (12):

$$N = (\beta_C E + aG) / P_N \quad (12)$$

where E is domestic private expenditure and a is the proportion of government spending (G) that is devoted to non-traded goods.

In this model it is assumed that the interaction between each individual sector of the economy and the rest of the world is through changes in the real exchange rate. It is also assumed that the current account (CA) is at a ‘sustainable’ level, in that it is consistent with eventual convergence to the stock-flow equilibrium. Thus the current balance is the difference between domestic output (GDP) and total domestic expenditure ($E+G$) plus any invisible earnings and transfers, as given by equation (13):

$$\begin{aligned} CA &= GDP - (E + G) + r^* F + Tr \\ &= (P_X X + P_M M) - (1 - \beta_C) E + r^* F + Tr - (1 - a) G \end{aligned} \quad (13)$$

where $GDP = P_X X + P_M M + P_N N$, is Gross Domestic Product, r^* is the international interest rate, F is the net foreign asset position and Tr are the international transfers. In this model government spending falls on tradable and non-tradable goods without affecting directly the relative allocation of the private expenditure, as it would be in the case if government spending were introduced in the utility function in a separable way implying that the marginal rate of substitution in private consumption does not depend on it (see, for example, Garcia (1999)). The equilibrium of a perfectly competitive economy implies no extraordinary profits and therefore the income generated by all sectors, GDP , equals the factor rewards, $wL+rK$. Rearranging (13) gives:

$$\beta_c DS + (\beta_c - a)g = \frac{P_x X + P_M M}{wL + rK} - (1 - \beta_c) \quad (14)$$

where $DS = -(r^*F + Tr) / GDP$ measures the debt services minus transfers-to-GDP ratio and $g = G/GDP$ is the government expenditure as a share of GDP. Differentiating (14) gives:

$$\begin{aligned} \beta_c d(DS) + (\beta_c - a)d(g) &= \theta_X (\hat{P}_X + \hat{X}) + \theta_M (\hat{P}_M + \hat{M}) \\ &\quad - \theta_T \theta_L (\hat{w} + \hat{L}) - \theta_T \theta_K (\hat{r} + \hat{K}) \end{aligned} \quad (15)$$

where $\theta_T = \theta_X + \theta_M$. Substituting for the supply functions of the primary and manufacturing sectors, from (3) and (4) and noting the definition of the terms of trade, (15) becomes (16):

$$\begin{aligned} SRER &= -\Phi_1 \square TFP_X - \Phi_2 \square TFP_M + \Phi_3 \square TFP_N + \Phi_4 d(\log(100 - u)) \\ &\quad + \Phi_5 K - \Phi_6 TT - \Phi_7 d(g) + \Phi_8 d(DS) \end{aligned} \quad (16)$$

where the parameters are defined as follows:

$$\Phi_0 = \left(\gamma_X^{-1} \theta_X + \gamma_M^{-1} \theta_M \right)^{-1} > 0 \quad \Phi_1 = \Phi_0 \gamma_X^{-1} \theta_X > 0 \quad \Phi_2 = \Phi_0 \gamma_M^{-1} \theta_M > 0$$

$$\Phi_3 = \Phi_1 + \Phi_2 = 1 \quad \Phi_4 = \Phi_0 \theta_T \theta_L > 0 \quad \Phi_5 = \Phi_0 \theta_T \theta_K > 0$$

$$\Phi_6 = \delta \Phi_1 - (1 - \delta) \Phi_2 \stackrel{\leq}{>} 0 \quad \Phi_7 = \Phi_0 (\beta_c - a) > 0 \quad \Phi_8 = \Phi_0 \beta_c > 0$$

Equation (16) implies that the equilibrium of the goods market requires a *SRER* depreciation when the unemployment rate increases as Φ_4 is unequivocally positive. In other words, reductions in the unemployment rate increase the employed labour force and the total supply of goods. The resulting excess supply of non-tradable goods pushes non-tradable prices downwards and the *SRER* upwards.

Equations (11) and (16) postulate bi-directional causality between the *SRER* and unemployment rate and the equilibrium is reached when the *SRER* and unemployment rate are simultaneously determined. Unemployment in our model, as in Frenkel and Ros (2006), is partly an equilibrium

phenomenon and partly a disequilibrium one. It is consistent with factor market equilibrium at any *SRER* level, but at the same time, it has an important disequilibrium component from which there are no forces that drive relative factor prices to their equilibrium values. The conjunction of equations (11) and (16) imply that the *SRER* and the unemployment rate are driven by macroeconomic fundamentals, such as factor productivity, capital endowments, terms of trade, government spending and the external debt services minus transfers and the response of these variables to exogenous shocks depends not only on preference and technology parameters, but also on the economic structure of a country (as captured by the sectoral and functional income distribution ratios, sectoral capital intensities and labour shares to the total employed labour force and external restrictions).²

The theoretical model is particularly well-suited for small, dependent economies like Argentina, where the primary and manufacturing sectors are mainly net exporters and importers, respectively. The estimated model is in log-linear form and so Equations (11) and (16) are replaced with (18) and (17), respectively, where lower case letters denote the logarithms of the upper case letters in equations (11) and (16) and where in addition, in the empirical model \bar{e} and \bar{w} are constant parameters, *DMI* is the intercept dummy variable, which is a zero one vector, with ones after the 1st quarter of 2002 and zero before, and *DMC* is the crisis dummy variable, with ones in the 1st and 2nd quarter of 2002 and zeros elsewhere and ε 's are the random error terms.

$$\begin{aligned} srer = & \bar{e} - \Phi_1 tfp_x - \Phi_2 tfp_m + (\Phi_1 + \Phi_2) tfp_n + \Phi_4 \log(100 - u) + \Phi_5 \Delta(k) - \Phi_6 tt + \Phi_7 g \\ & + \Phi_8 DS + \Phi_9 DMI + \Phi_{10} DMC + \varepsilon_s \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \log(100 - u) = & \bar{w} - \lambda_1 tfp_x - \lambda_2 tfp_m + (\lambda_1 + \lambda_2)(tfp_n - (SRER - \Phi_9 DMI - \Phi_{10} DMC)) \\ & + \lambda'_5 \Delta(k) - \lambda_6 tt + \varepsilon_u \end{aligned} \quad (18)$$

2. In case of perfect international capital mobility, the domestic and international interest rate would be the same and exogenous for our small economy. If we assume three factors, skilled and unskilled labour and capital, that there is always full employment of the skilled factor and that the wage gap between skilled and un-skilled labour is constant, our theoretical results will again suggest interdependences between the structural real exchange rate and the unemployment rate, but they will add the international interest rate as an additional macroeconomic fundamental.

III. THE DATA SET

The data requirements of the model are quite demanding and so we first report the sources and construction of the series before identifying and discussing some of the main patterns in the data.

The price indices, sectoral value added, export and import price indices, unemployment rates, government expenditure and capital stock series were obtained from the National Statistic office (INDEC, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos). The Argentinean Central Bank provides series of the multilateral PPP real exchange rate (RER_{PPP} , the relative price between the foreign price level, expressed in domestic currency, and domestic price level), debt services and transfers. Labour market data were obtained from the Ministry of the Economy (Dirección General de Estudios y Estadísticas Laborales, Subsecretaría de Programación Técnica y Estudios Laborales), a seasonally adjusted unemployment rate series is provided on a biannual basis between 1974 up to 2003. This series has been converted into a quarterly series by the cubic interpolation method.³ INDEC provides quarterly data of unemployment from the first quarter of 2003 onwards.

The annual capital stock series are provided by the INDEC up to the year 2006. The quarterly data was obtained from the extrapolation of these series based on the depreciation to gross fixed investment ratio and the annual net investment series. Net investment series from 2006 onwards were obtained from applying the depreciation to gross fixed investment ratio of the year 2006 to the gross investment series.

Primary, manufacturing and non-tradable sectors have been classified based on the International Standard Industrial Classification revision 3.1 (ISIC Rev.3.1) of the United Nations. The first includes agriculture, hunting, forestry, fishing and mining and quarrying sectors (codes A, B and C of the ISIC Rev.3.1). The second includes all the manufacturing sectors (code D of the ISIC Rev. 3.1). In line with Gay and Pellegrini (2003), the non-tradable sector includes: electricity, gas and water, construction, wholesale and retail, hotel and restaurants, transport, storage and communication, financial intermediation, real estate and business services, public administration and defense, education, health and social work, other community, social and personal service

3.This method assigns each value in the low frequency series to the last high frequency observation associated with the low frequency period, and then places all intermediate points on a natural cubic spline connecting all the points.

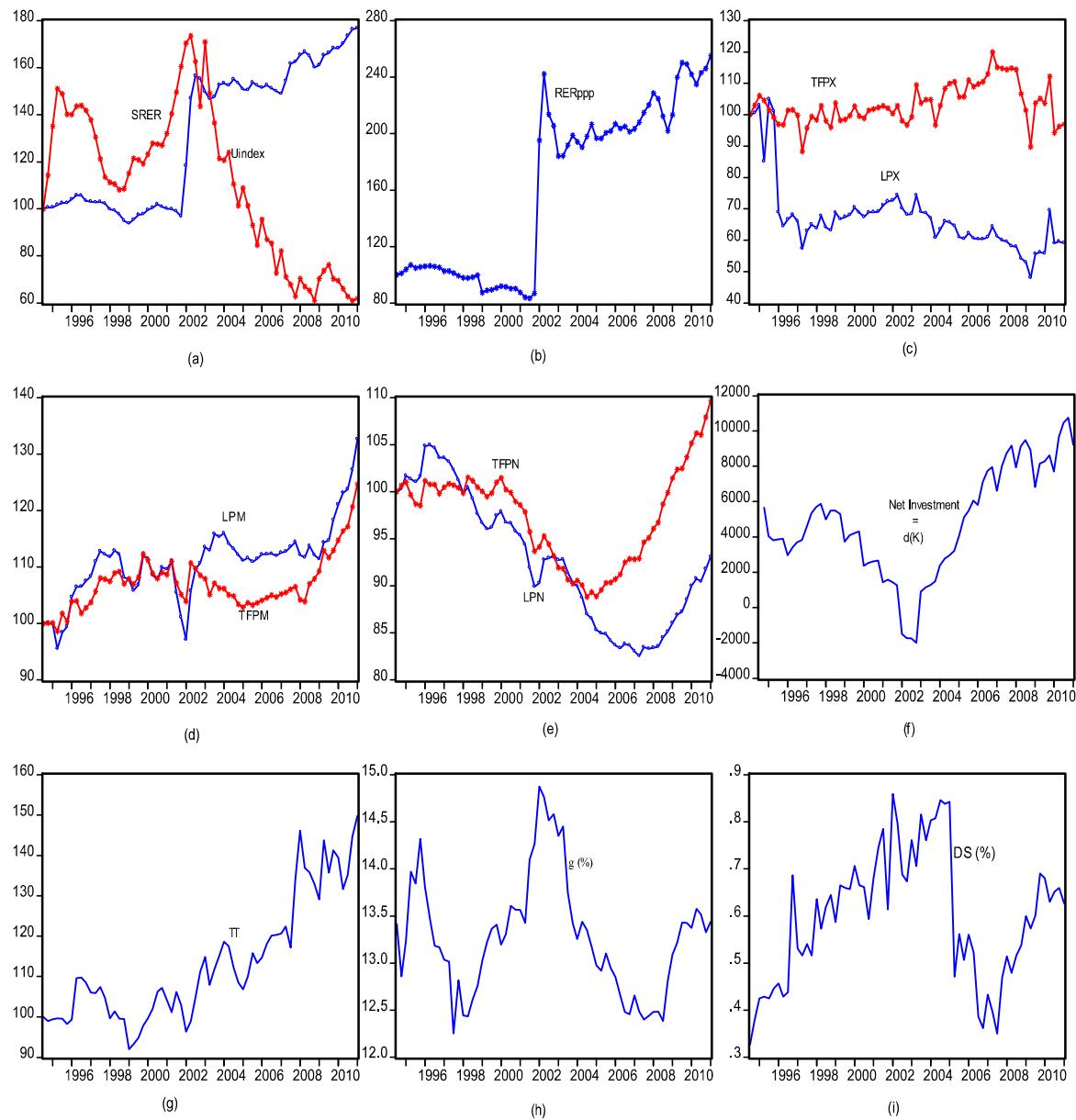
activities and private households with employed persons (codes E, F, G, H, I J, K, L, M, N, O and P of the ISIC Rev.3.1). Sectoral GDPs are expressed in volumes (constant prices of the base year 1993). Aggregate GDP series are the sum of primary, manufacturing and non-tradable production values. Sectoral value added (sectoral outputs) and labour employed have been calculated taking into account the sector classification criteria mentioned above. Sectoral labour productivities (*LP*) are calculated as the ratio of sectoral product to its employment. Appendix A describes how the sectoral *TFPs* are measured.

Assuming that all variables follow a stochastic seasonal process, the XII-ARIMA model of the Census Bureau of National Statistics of the U.S. has been applied and where seasonality was found, the seasonally adjusted data were used to construct the relevant macroeconomic variables.

The dataset used for the estimation of the model includes 67 quarterly observations from 1994Q3 to 2011Q1 on the nine variables plotted in Figure 1. At the beginning of this sample period Argentina's economic policy was changing substantially, as ambitious stabilization and market-oriented reform programs were introduced. To promote transparency and credibility, monetary policy was initially constrained by a commitment to a fixed exchange rate. Although economic performance in the first half of the 1990s was promising, fragility and contagious vulnerability became evident in the aftermath of the Mexican, Asian and Russian financial crises. At the end of 2001, Argentina was unable to meet to the constraint of a fixed exchange rate and abandoned it, triggering a severe economic crisis with higher levels of unemployment and simultaneous debt crisis.

This change in policy is starkly shown in Figure 1 panel (a) by the sharp depreciation of the *SRER* in 2001. Comparing its mean before and three quarters after the crisis, the *SRER* and *RER_{PPP}* (in panel b) jumped by over 40% and 124%, respectively. After the collapse, both real exchange rate measures exhibit similar positive trends. The *SRER* is measured by the wholesale to consumer price index ratio, where the wholesale price index has been constructed to only include the prices of primary and manufactured goods. The wholesale to consumer price index ratio serves as a proxy measure of the structural real exchange rate since the wholesale price index predominantly measures traded goods prices, while the consumer price index has a significant component of services, which are generally not traded; see Edwards (1988), Faruque (1995), Hinkle and Montiel (1999) and Harberger (2004).

Figure 1: Macroeconomic Variables (1994Q3-2011Q1, base year 1994Q3)



The unemployment rate as shown by the *uindex* line, also in panel (a), shows no discernable trend prior to 2003q3, but from 2003q4 it exhibits a strong downward trend to the end of the sample.

Figure 1 panel (c) shows labour productivity in the primary sector (LP_X) declined until the first quarter of 1997 but then increased slowly until 2002q1, after which it decreased again until 2009q3. TFP in the primary sector (TFP_X) followed a slightly steady upward trend up to the third quarter of 2003, a positive trend until the third quarter of 2008 and a decreasing one thereafter. Labour productivity manufacturing sector (LP_M) (panel, d) increased until the second quarter of 1998, decreased until the exchange rate regime changed, but increased thereafter. TFP in the manufacturing sector (TFP_M) increased until the fourth quarter of 1999 but decreased until the first quarter of 2005, increasing thereafter. Labour productivity in the non-tradable sector (LP_N) – as shown in panel (e) – mostly decreased throughout the period. TFP in the same sector (TFP_N) has been almost constant up to the first quarter of 2001. It decreased until the fourth quarter of 2003 but increased thereafter.

Net investment – panel (f)- declined up to the last quarter of 2002 but rebounded thereafter. The terms of trade (panel g) decreased between the second quarter of 1996 and the first quarter of 1999, and then embarked on a broadly upward trend until the end of the sample. Public consumption (as a share of GDP), g, in panel (h), fell until 1998q2, from where it picked up again. It reached a peak at the time of the exchange rate collapse and again contracted up to the fourth quarter of 2006. It was almost constant until 2008q3, but increased thereafter. Panel (i) effectively shows the debt service ratio, due to the low level of transfers⁴, the pattern of DS increased up to 2004q4, but decreased substantially after 2004q7, a period in which Argentina restructured its foreign obligations.

IV. ECONOMETRIC RESULTS

Prior to estimating the postulated relationships the time series properties of the individual series need to be investigated. Following Plasmans, et al (2007, p. 2) the general-to-specific sequential testing procedure is used, starting with third order of integration and moving downwards to lower or-

4. Like other South American countries, Argentina depend less of its remittances. Remittances in South America were, in 2006, not higher than 1%GDP, while up to 10%GDP in Central America (Bello, Heresi, & Pineda, 2010, p. 20).

ders of integration. Each unit root test has three versions: an unrestricted model (including trend and intercept), a trend restricted model (including intercept but not trend) and a trend-intercept restricted model (neither trend nor intercept). The unit root models for the *SRER* include a crisis dummy variable that captures the effects of the collapse of the fixed exchange rate regime at the end of 2001.

Table 1 provides the ADF (augmented Dickey-Fuller) statistic of each unit root test. There is no evidence of three unit roots in any series at the 1% significance level. The null hypothesis of two unit roots is rejected at the 1% significance level for all series, except for the capital series. If the one unit root test is applied to the capital series, the trend parameter of the unrestricted model is significantly different from zero at the 5% level, thus the capital stock series is a trend stationary process rather than a data stationary process. Table 1 suggests that it is reasonable to proceed on the assumption that all series are I(1) processes.

The Johansen procedure, Johansen (1991), is applied to test for simultaneity between the real exchange rate and the unemployment rate. Equation (19) shows a VAR of order p written in the form of an autoregressive error correction model, which include the capital series in first differences and two dummy variables as follows:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

where $y_t = [srer_t, \log(100 - u)_t, tfp_{Xt}, tfp_{Mt}, tfp_{Nt}, \Delta(k)_t, tt_t, g_t, DS_t]$ is a vector of non-stationary variables, $x_t = [DMC, DM2Q02]$ is the vector of deterministic dummy variables; and ε_t is a vector of innovations. Equation (19) was tested with a one-period lag, which was optimal according to the Schwartz criterion, and Table 2 shows that there are two cointegrating vectors at the 5 per cent level.⁵

With more than one cointegration relation, however, there is some ambiguity in the interpretation of the estimated cointegrating vector, as the estimated coefficients are more related to the reduced form relationships than to the interdependent relationships (Johnston & Dinardo, 1997, p. 305). In this case it is not possible to estimate behavioural relationships as cointe-

5. This result is fully consistent with Bello, et al (2010) who also find two cointegration vectors for Argentina over the period 1969-2006.

Table 1: Observed ADF statistics of the unit root test

Model	Three unit root tests			Two unit roots			One unit root		
	Un	T	TI	Un	T	TI	Un	T	TI
srer	-10.3***	-10.4***	-10.3***	-14.3***	-14.2***	-14.4***	-0.67	0.88	0.80
u	-13.9***	-14.0***	-14.0***	-5.54***	-5.60***	-5.52***	-1.80	-0.79	-1.19
lpx	-13.3***	-13.4***	-13.5***	-8.30***	-8.11***	-7.96***	-3.33*	-3.41**	-1.41
tfp_x	-14.6***	-14.7***	-14.8***	-7.64***	-7.69***	-7.74***	-2.66	-2.34	-0.34
lp_x	-14.7***	-14.89***	-15.07***	-3.717**	-3.69***	-3.73***	-1.358	-1.168	0.0009
lp_m	-13.7***	-13.8***	-13.9***	-5.94***	-5.85***	-5.53***	-0.28	0.25	1.67*
lp_n	-10.1***	-10.1***	-10.2***	-4.7***	-4.3***	-4.3***	0.2	-1.4	-0.7
tfp_n	-11.0***	-11.1***	-11.1***	-5.21***	-4.22***	-4.18***	1.04	0.03	0.71
k	-8.10***	-8.14***	-8.19***	-1.55	-1.16	-0.30			
tt	-12.0***	-12.1***	-12.2***	-6.99***	-6.94***	-6.74***	-2.15	-0.20	1.41
DS	-16.0***	-16.1***	-16.2***	-7.68***	-7.68***	-7.71***	-1.93	-2.01	0.14
g	-15.4***	-15.5***	-15.6***	-4.74***	-4.78***	-4.82***	-2.21	-2.18	-0.01

where

srer, lpx, tfpx, lpm, tfpm, lpn, tfpn, k and tt are the logarithms of SRER, LP_x, TFP_x, LP_M, TFP_M, LP_N, TFP_N, K and TT.

Un, T and TI refer to the unrestricted, trend restricted and trend-intercept restricted models, respectively

 H_0 = there are k(=3, 2 or 1, respectively) unit roots

(*), (***) and (**) indicate that the null of k unit roots is rejected at 10%, 5% and 1% significance levels, respectively

Table 2: Johansen Test (one lag)

Number of Cointegration	Eigen Value	Trace test			Maximum Eigenvalue test		
		Statistics	Critical	Signif.	Statistic	Critical	Signif.
Equations		λ_{Trace}	Values (5%)		λ_{Max}	Values (5%)	
None	0.59	235.08	208.44	**	56.30	59.24	0.59
At most 1	0.52	178.78	169.60	**	46.56	53.19	0.52
At most 2	0.47	132.22	134.68		40.41	47.08	0.47
At most 3	0.37	91.81	103.85		29.59	40.96	0.37
At most 4	0.31	62.22	76.97		23.89	34.81	0.31
At most 5	0.24	38.33	54.08		17.71	28.59	0.24
At most 6	0.15	20.62	35.19		10.48	22.30	0.15
At most 7	0.11	10.13	20.26		7.34	15.89	0.11
At most 8	0.04	2.79	9.16		2.79	9.16	0.04

(*) denotes significance at the 5% (1%). The λ_{Trace} and λ_{Max} are the statistics corresponding to the trace and maximum eigenvalue test

gration vectors without out-of sample information, Greene (2003, p. 652). Assuming the theoretical model is well-suited for Argentina, it provides exact information about the endogenous variables (the structural real exchange rate and the unemployment rate), their interrelation (equations (17) and (18)) and the exogenous variables. Following Greene (2003, p. 655), the Engle and Granger (1987) method is based on assessing whether single-equation estimates of the equilibrium errors appear to be stationary. We proceed therefore by using the Engle and Granger (1987) two-step cointegration method⁶ combined with an iterative OLS method for simultaneous equations, which has the additional advantage of enabling direct estimation of the parameters Φ_4 , λ_1 and λ_2 .

Equations (17) and (18) are simultaneously estimated by the iterative OLS method.⁷ Equations (17) and (18) have 13 parameters (excluding the intercept and crisis dummy variables), but their corresponding reduced-form equations have 14 parameters. Equation (17) is exactly identified, but equation (18) is overidentified. The overidentification of equation (18), however, is solved by the exclusion of government spending. Moreover, as the inclusion of government spending does not give rise to any significant changes in the size or significance of the estimated parameters then the exclusion of government spending does not invalidate the results.

Table 3 includes the estimated pre-equilibrium and equilibrium equations for the *SRER* and unemployment rate. It also includes the estimated pre-equilibrium equations based on the PPP real exchange rate. For instance, the first row suggests that the structural real exchange rate that equilibrates the goods market increases in a 0.32% when the employed labour force increases in 1%; while the second suggests that, in order to keep the factor

-
- 6. As a first step, the Engle and Granger cointegration approach tests the order of integration of each of the variables involved in the analysis. Then, it runs the long-run relationships, given in our case by equations (17) and (18). The fact that variables are cointegrated implies that there is some adjustment process which prevents the errors in the long-run relationships from continuously increasing. Thus, the estimated relationships are non-spurious if their residuals are stationary; the critical values of the Dickey-Fuller statistic applied to these residuals depend on the non-deterministic exogenous variables. Also, when their residuals are stationary, each cointegrated relationship has a matching error correction short-run model, which is an equation with variables in first differences and with an error correction term (residual from the long-run relationship lagged one period).
 - 7. The simultaneity problem arises because endogenous variables are correlated with the relevant stochastic disturbances. The Hausman's test has been applied to check whether $\log(100-u)$ and the error term are correlated. The Hausman specification error test estimates the reduced-form equations for *SRER* and then estimates equation (18) considering the *SRER* equal to the estimated *SRER* of the previous step minus Φ_9DMI and the error term of the estimated *SRER* as explanatory variables. It does not then reject the null of interdependences between the *SRER* and the unemployment rate.

Table 3: SRER and Unemployment rate interdependences in Argentina

	Variables	srer	$\log(100-u)$	C	$t\bar{p}x$	$t\bar{p}m$	$t\bar{p}n$	$\Delta(k)$	$t\bar{t}$	DS	g	DMI	DMC	Statistics	
Pre-equilibrium conditions	srer		0.32 (0.19)	1.07 (0.84)	-0.01 (0.04)	-0.26 (0.13)	0.28 (0.13)	0.15 (2.32)	0.39 (0.05)	0.02 (0.03)	0.03 (0.01)	0.38 (0.01)	0.09 (0.02)	R2 AdjR2 ADF	0.988 0.986 -8.03***
	srer	*			**	**			***		***	***			
	log(100-u)	0.23 (0.07)		3.27 (0.20)	0.02 (0.03)	0.21 (0.08)	-0.23 (0.07)	8.45 (1.00)	0.01 (0.05)					R2 AdjR2 ADF	0.87 0.86 -4.44**
Equilibrium relationships	srer		2.29 (0.26)	-0.01 (0.05)	-0.21 (0.14)	0.22 (0.14)	3.08 (2.03)	0.42 (0.05)	0.02 (0.03)	0.03 (0.01)	0.38 (0.01)	0.09 (0.02)		R2 AdjR2 ADF	0.99 0.99 0.99
	log(100-u)		3.80 (0.14)	0.02 (0.04)	0.16 (0.08)	-0.18 (0.07)	9.17 (1.31)	0.10 (0.03)	0.01 (0.01)	0.006 (0.003)		***	***		
	RERPPP		0.35 0.43	1.00 1.88	-0.14 0.10	-1.13 0.29	1.27 5.14	4.93 0.11	0.34 0.07	0.02 0.02	0.04 0.03	0.77 0.03	0.52 0.04	R2 AdjR2 ADF	0.98 0.97 -8.79***
PPP Pre-equilibrium relationships	log(100-u)				***	***	***	***	***	*	***	***		R2 AdjR2 ADF	0.83 0.82 -3.97*
	RERPPP														
	log(100-u)	-0.02 0.09		3.74 0.38	0.02 0.08	-0.03 0.10	0.02 0.09	6.83 1.91	0.16 0.07						

The pre-equilibrium conditions are the estimated equations (14) and (15), while the equilibrium relationships are their corresponding reduced forms

The estimated PPP pre-equilibrium conditions refer to the estimates of equation (14) and (15) based on the PPP real exchange rate. The first row in each cell refers to the estimated parameters while values in parenthesis to its standard deviation. (*), (***) and (****) indicate that the estimate is significant different from zero at the 10%, 5% and 1% significance levels. ADF is the observed Dickey-Fuller statistic of the estimated residuals, which are stationary at the 5% level.

markets in equilibrium, the employed labour force increases in 0.23% when the structural real exchange rate increases in 1%.

The estimated pre-equilibrium conditions suggest negative interdependences between the *SRER* and the unemployment rate at the 10% significance level. The negativity of the estimated λ_2 parameter implies from the theoretical model that the manufacturing sector is more labour intensive than the non-tradable sector in Argentina.⁸ The application of the three stage least squares method also yields negative interdependences between the *SRER* and the unemployment rate at the 5% significance level. Further, when sector labour productivites are used instead of sector TFPs, significant negative interdependences between the *SRER* and the unemployment rate are still be found; λ_2 is again negative and statistically different from zero.

The Argentinean economic environment may have changed after the collapse of the fixed exchange regime at the end of 2001. To test for this major structural shock the Quandt-Andrews unknown break test for each variable was applied: so when the null hypothesis of no break points is rejected at the 10% significance level, a dummy variable is included for the corresponding varying regressor. There is, however, still evidence of negative interdependence between the *SRER* and the unemployment rate, although only the *SRER-u* relationship of Equation (17) is now statistically significant.⁹

According to the pre-equilibrium conditions, Argentinean TFP improvements in any of the tradable sectors reallocate resources pushing the *SRER* and the unemployment rate down. Once the interactions between the *SRER* and the unemployment rate have been taken into account, the equilibrium relationships show that these productivity improvements appreciate the equilibrium *SRER* and reduce the unemployment rate. Both the pre-equilibrium and equilibrium conditions confirm the presence of the Balassa-Samuelson

-
8. Referring to Neary and Purvis' (1982) paper, which assumed a labour-intensive non-traded sector, Fleming (1982, p. 256) wrote "non-tradable sector includes extremely capital-intensive public utilities (electricity, generation and transport) as well as housing. It is quite probable that the tradable goods sector is less intensive of capital". If it is still expected a non-tradable sector more labour intensive than the tradable sectors, our result can be seen as a paradox. Nonetheless, if our model refers to skilled and unskilled labour instead of labour and capital, full employment of the unskilled labour and constant or exogenous relative factor price, the negativity of λ_2 would suggest that the manufacturing sector is more skilled-labour intensive than the non-tradable sector.
 9. The quality of the Argentinean official data on prices has drastically diminished since the year 2006. Nonetheless, the Quandt- Andrews break point test does not reveal significant variations in the behaviour of the SRER from the 2006 year onwards. Also, the results are not that different from estimations based on data up to the second quarter of 2006.

markets in equilibrium, the employed labour force increases in 0.23% when the structural real exchange rate increases in 1%.

The estimated pre-equilibrium conditions suggest negative interdependences between the *SRER* and the unemployment rate at the 10% significance level. The negativity of the estimated λ_2 parameter implies from the theoretical model that the manufacturing sector is more labour intensive than the non-tradable sector in Argentina.⁸ The application of the three stage least squares method also yields negative interdependences between the *SRER* and the unemployment rate at the 5% significance level. Further, when sector labour productivites are used instead of sector TFPs, significant negative interdependences between the *SRER* and the unemployment rate are still be found; λ_2 is again negative and statistically different from zero.

The Argentinean economic environment may have changed after the collapse of the fixed exchange regime at the end of 2001. To test for this major structural shock the Quandt-Andrews unknown break test for each variable was applied: so when the null hypothesis of no break points is rejected at the 10% significance level, a dummy variable is included for the corresponding varying regressor. There is, however, still evidence of negative interdependence between the *SRER* and the unemployment rate, although only the *SRER-u* relationship of Equation (17) is now statistically significant.⁹

According to the pre-equilibrium conditions, Argentinean TFP improvements in any of the tradable sectors reallocate resources pushing the *SRER* and the unemployment rate down. Once the interactions between the *SRER* and the unemployment rate have been taken into account, the equilibrium relationships show that these productivity improvements appreciate the equilibrium *SRER* and reduce the unemployment rate. Both the pre-equilibrium and equilibrium conditions confirm the presence of the Balassa-Samuelson effect, that is TFP improvements in any of the tradable sectors appreciate the *SRER* in Argentina. The effects of TFP improvements in the non-tradable sector on the *SRER* and the unemployment rate are opposite to the effects of TFP improvements in any of the tradable sectors.

Additional investment depreciates the pre-equilibrium and equilibrium *SRER*, but reduces the pre-equilibrium and equilibrium unemployment rate. According to the pre-equilibrium and equilibrium conditions, terms of trade improvements depreciate the *SRER* and reduce the unemployment rate. The effect of debt service minus transfers (*DS*) on the pre-equilibrium

and equilibrium conditions is as theoretically expected, with reductions in *DS* appreciating the equilibrium *SRER* and raising the unemployment rate.

Government spending impacts positively on the *SRER* (as in Bastourre, et al (2008, p. 274) and in Padua and Mastronardi (2008, p. 17)), but its impact on the unemployment rate is negative. The sign of the estimated parameter Φ_7 would suggest that reductions in the proportion of government spending that falls in non-tradable goods depreciate the *SRER* and reduce the unemployment rate. The intercept and crisis dummy variables reveal that the long-run *SRER* was up by 38% with a 18% overshooting as a consequence of the exchange rate regime collapse at the end of 2001.

The residuals of the pre-equilibrium conditions of Table 3 are stationary at the 5 per cent significance level. Consequently, an error correction model (ECM) for the *SRER* and the unemployment rate is estimated. Both ECMs also include the second difference of capital as well as lagged values of the differences of the dependent variables. Both ECMs are estimated by the iterative SUR method, in which the matrix of covariances and coefficients are corrected for heteroskedastic disturbances. They are estimated by modeling from the general-to-specific with non-significant variables at the 10 per cent level dropped. In Table 4, the error correction terms of both ECMs are negative and statistically significant at the 10 per cent level; thus each cointegration relationship has a matching ECM. Also, the statistical significance of the lagged dependent variables, at the 10 per cent level, show

Table 4: Short-run relationships

Variables	$\Delta(\text{tfpn})$	$\Delta(\Delta(k))$	$\Delta(t)$	DMC	ECF	Lag(-1)	Lag(-2)	Statistics
$\Delta(\text{SRER})$	0.24 (0.16)		0.13 (0.04)	0.20 ***	-0.11 ***	0.21 **	-0.10 ***	R2 AdjR2 0.87 0.86
$\Delta(\log(100-u))$		2.32 (0.91)			-0.41 (0.08)	0.16 (0.10)		R2 AdjR2 0.26 0.24
			**			***	*	

Values in brackets refer to the corresponding standard deviation

Δ refers to the lag of the corresponding variable, $\Delta(\Delta..)$ refer to the second difference of the involved variable, Lag(-1) and Lag(-2) refer to the first difference of the dependent variable lagged one or two periods, respectively

(*), (***) and (****) indicate statistical significances at the 10%, 5% and 1% levels.

that the adjustment process to the equilibrium of the goods and factors markets is not immediate but implies a learning process. The PPP real exchange rate measures the value of a domestic goods in terms of foreign goods. When it increases, domestic goods become cheaper in terms of foreign goods and the competitiveness of the domestic economy improves. The PPP real exchange rate, however, only moves in line with the structural real exchange rate when law of one price holds and the foreign structural real exchange rate is constant. As equation (19) shows the distinction between the real exchange rate and the *SRER* measures is not innocuous and the bias may be particularly important in the presence of interdependences between the *SRER* and the unemployment rate

$$\boxed{RER_{PPP}} = \left(\hat{S} + \hat{P}_r^* - \hat{P}_r \right) + (1-\beta_c) \boxed{SRER} - (1-\beta_c^*) \boxed{SRER^*} \quad (20)$$

where S is the nominal exchange rate, RER_{PPP} is the PPP real exchange rate and a star denotes a foreign variable. Consequently, equations (17) and (18) have also been estimated using the multilateral PPP real exchange rate as a proxy variable of the *SRER*. Only the linkage between the PPP real exchange rate and the unemployment rate postulated by equation (17) has the expected sign, but it is not statistically significant even at the 10% level (see the rows of the PPP pre-equilibrium conditions of Table 3). There is therefore no evidence of interdependences between the PPP real exchange rate and the unemployment rate.

V. CONCLUSIONS

This research, using a micro-based structural model, finds evidence of significant negative linkages between the Argentinean structural real exchange rate and unemployment rate. It is important to note that this negative interdependence does not exist when the real exchange rate is measured as the PPP real exchange rate. The importance of the interdependence between the structural real exchange rate and the unemployment rate is essential for the conduct an appropriate and efficient economic policy and in particular, for the avoidance of Dutch disease-type effects, whereby an appreciation of the structural real exchange rate leads to a rise in the rate of unemployment. Appropriate economic policies, as suggested by Diewert (2006), can foster productivity improvements via investment in physical and human capital, although the implications for unemployment and the structural real exchange rate are likely to be complex as the model developed here demonstrates. For Argentina, it seems that the influence on the economy

of the TFP in the tradable sector is mainly due to the impact of the TFP in the manufactured goods sector with the role of TFP in both manufactured and non-traded goods sectors being statistically significant. Moreover, since these TFP coefficients have opposite signs and are almost of the same magnitude, a simultaneous rise in these variables will have offsetting effects on the structural rate exchange rate and the rate of unemployment. However, to the extent that productivity in the manufacturing sector typically exceeds that of the non-traded goods sector, then unemployment is likely to fall, even if there is some appreciation of the equilibrium, structural real exchange rate in the long run. There is also evidence that additional investment reduces the Argentinean unemployment rate, while terms of trade improvements depreciate the structural real exchange rate, but reduce the unemployment rate.

VI. REFERENCES

- Baldi, A.-L., & Mulder, N. (2004). "The Impact of Exchange Rate Regimes on Real Exchange Rates in South America, 1990-2002". OECD Economic Working Paper No. 396 .
- Bastourre, D., Carrera, J., & Ibarlucia, J. (2008). "En Busca de una Quimera: Enfoques Alternativos para el Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Argentina". In CEMLA (ed.) Estimación y Uso de Variables No Observables en la Región, pp. 244-312, México.
- Bello, O. D., Heresi, R., & Pineda, R. E. (2010). "El Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un estudio Para 17 Países de América Latina". CEPAL-Serie Macro-economía del Desarrollo, No 82 .
- Carrera, J., & Restout, R. (2008). "Long-run Determinants of Real Exchange Rates in Latin-America". GATE (Groupe d'Analysis de théory Economique) Working paper 08-11 .
- Coremberg, A. A. (2003). "El Crecimiento de la Productividad de la Economía Argentina Durante la Década de los Noventa: Mito o Realidad". XXXVIII Reunión Anual de Economía. Mendoza: Asociación Argentina de Economía Política.
- De Gregorio, J., & Wolf, H. (1994). "Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate". NBER Working Paper #4807 .
- De Gregorio, J., Giovannini, A., & Krueger, T. (1994). "The Behavior of Non-tradable Goods in Europe: Evidence and Interpretation". *Review of International Economics*, Vol 2, Issue 3 , 284-305 (Cited by De Gregorio and Wolf (1994), p.8).

- Diewert, W. E. (2006). "The Measurement of Productivity". Chapter 6 in *Applied Economics*, (Cited by Amoros S., Kort P., Melenberg B., Plasmans J. and Vancauteren M.; Total Factor Productivity and Competitive Behavior under Varying Returns to Scale, 2006, p.4, CentER, Tilburg University).
- Edwards, S. (1988). "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries". The World Bank, Occasional Papers Number 2 / New series .
- Engle, R., & Granger, C. (1987). "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55 , 251-276.
- Falbo, R., & Gaba, E. (2005). "Un Estudio Econométrico Sobre el Tipo de Cambio de Argentina". Servicio de Estudios Económicos, Serie de Estudios Especiales, BBVA Banco Francés .
- Faruque, H. (1995). "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A stock-Flow Perspective". *Staff Papers, International Monetary Fund* , Vol. 42, No.1 (March) , 80-107.
- Fleming, J. S. (1982). Comment on J.P. Neary and D.D. Purvis, "Sectoral Shocks in a Dependent Economy: Long-run Adjustments and Short-run Accommodation". *Scandinavian Journal of Economics* 84 (2) , 255-257.
- Frenkel, R. (2004). "Real Exchange Rate and Unemployment in Argentina, Brazil and Mexico". Paper prepared for the G24 meeting, Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES) .
- Frenkel, R., & Ros, J. (2006). "Unemployment and the Real Exchange Rate in Latin America". *World Development* Vol.34, No.4 , pp.631-646.
- Garcia, P. (1999). "Income Inequality and the Real Exchange Rate". Central Bank of Chile, Working Paper No. 54 .
- Garegnani, M. L., & Escudé, G. J. (2005). "An estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate: 1975-2004". mimeo, Central Bank of Argentina .
- Gay, A., & Pellegrini, S. (2003). "The Equilibrium Real Exchange Rate of Argentina". Instituto de Economía y Finanzas, Universidad Nacional de Córdoba and Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y técnicas (CONICET).
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*, Fifth Edition. New York: Prentice Hall: Pearson Education International.
- Harberger, A. C. (2004). "The Real Exchange Rate: Issues of Concept and Measurement". Paper prepared for a conference in Honor of Michael Mussa, University of California, Los Angeles .

- Henderson, J. M., & Quandt, R. E. (1980). *Microeconomic Theory: A Mathematical Approach*. Tokyo: McGraw-Hill Kogakusha, Ltd. Third Edition, International Student Edition.
- Hinkle, L., & Montiel, P. (1999). *Exchange Rate Misalignment: Concept and Measurement for Developing countries*. A World Bank Research Publications, Oxford University Press .
- Hoon, H. T., & Phelps, E. S. (2002). "Asset Prices, the Real Exchange Rate and Unemployment in a Small Open Economy: A Medium-Run Structuralist Perspective". In A. Arie, & Y. Warren, *The Open Economy Macromodel: Past, Present and Future*. Dordrecht and Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector". *Econometrica* 59, 1551-1580.
- Johnston, J., & Dinardo, J. (1997). *Econometric Methods*. New York: McGraw Hill.
- Montiel, P.J.(2007). "Equilibrium real exchange rates, misalignments and competitiveness in the Souther Cone". Serie Macroeconomía del Desarrollo, CEPAL, 62.
- Montiel, P. J. (2003). *Macroeconomics in Emerging Markets*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Neary, J. P., & Purvis, D. D. (1982). "Sectoral Shocks in a Dependant Economy: Long-run Adjustments and Short-run Adjustment". *Scandinavian Journal of Economics* N° 84 , 229-253 (Cited also by Brock and Turnovsky (1994, p.27)).
- Oslington, P. (2001). "An Australian Model: Non-traded Goods, Real Exchange Rates and Unemployment". *Australian Economic Papers*, Wiley Blackwell, vol. 40(3) , 334-51.
- Padua, S. M., & Mastronardi, M. E. (2008). "Tipo de Cambio real de equilibrio: Argentina 1991-2006". XLII Annual Meeting. Argentinean Association of Political Economy .
- Plasmans, J., Huisman, K., & Kort, P. (2007). Online Appendix on Unit Roots to "Investment in High-tech Industries: An Example from LCD Industry".CentER discussion paper, tilburg University.
- Rodrik, D. (2006). Industrial Development: Stilized Facts and Policies. Draft for the "Industrial Development for the 21st Century", U.N.-DESA Publication.
- Rodrik, D. (2008). "The real exchange and Economic Growth". *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2008 , 365-439.
- Salter, W. (1959). "Internal and External Balance, The Role of Price and Expenditure

- Effects". *Economic Record*.35 , 226-238. (Reprinted in: Deepak, Lal (ed.), *Development Economics*, vol. IV, The International Library of Critical Writing in Economics).
- Soto, R. (2008). "Unemployment and Real Exchange Rate Dynamics in Latin-American Economies". Pontificia Universidad Católica de Chile, Working Paper 337.
- Soto, R., & Elbadawi, I. (2008). "Theory and Empirics of Real Exchange Rates in Developing Countries". Universidad Católica de Chile, Institute of Economy, Working Paper 324 .
- Swan, T. (1955). "Longer Run Problems of the Balance of Payments". Written in 1955 but unpublished, latter published by Corden and Arndt eds: *The Australian Economy: A Volume of Readings*, Cheshire Press(Melbourne) , (Cited by Salter (1959).
- Varian, H. R. (1986). *Intermediate Macroeconomics: A Modern Approach*. New York: W.W. Norton and Company.
- Zarzosa Valdivia, F. (2008). "Real Exchange Rate Movements, Dutch disease and functional and sectoral income distribution". In G. Tondl, *Trade, Integration and Economic Development: The EU and Latin America*, pp. 81-110. Viena: ECSA-Austria Vol. XIII.

APPENDIX A: MEASURING TOTAL FACTOR PRODUCTIVITIES

The recent real exchange rate literature has focused on proxy variables for TFP as “data on sector TFP are unavailable for developing countries because its calculation involves data on sector labour and capital stocks, as well as estimates of sector labour shares in production, which are almost unavailable for most developing countries” (Carrera & Restout, 2008, p. 12). De Gregorio and Wolf (1994, p. 8) also note that most work on real exchange rates has relied on labour productivity rather than on TFP. This distinction is not innocuous since labour shedding may introduce substantial differences between changes in average labour productivity and TFP (De Gregorio, Giovannini, & Krueger, 1994) and the bias may be particularly important in the presence of unemployment. Recently for Argentina, Bastourre, Carrera and Ibarlucia (2008) use GDP per-capita as a TFP proxy while Bello, Heresi and Pineda (2010) measure TFP based on the GDP-to-labour force ratio, where GDP is expressed in constant dollars adjusted by the purchasing power parity.

TFP can be calculated by four different approaches: (a) the growth accounting approach, which requires the explicit specification of a neo-classical production function and identifies TFP as the output that cannot be accounted for by the growth in inputs according to a specific production function (under Cobb-Douglas, TFP is commonly called the Solow residual); (b) the index number approach, which is an extension of (and complement to) growth accounting and involves dividing a (real) output quantity index by an input quantity index to obtain a measure of TFP, the critical issue regarding this approach is the choice of the appropriate index; e.g. the Fischer or Törnquist indices; (c) the distance function approach, which separates TFP into changes resulting from movements toward the production frontier (technical efficiency change) and shifts of this frontier (technical change); it requires full information about the state of technology at every point and identical production functions for all production units; and (d) the econometric approach, which involves estimating the parameters of an aggregator function (cost, profit or production function) and measures TFP in terms of the estimated parameters.

In this paper, Argentinean sectoral TFP series have been constructed assuming a constant relative factor price.¹⁰ Cobb-Douglas and CES production functions are homothetic in the sense that the optimal capital / labour ratio depends only on the relative factor price. Thus, if the relative factor price is constant, the proportional change in the labour and capital employed are the same ($\% \Delta K_i = \% \Delta L_i$, where i refers to the sector under analysis).

When the technology is Cobb-Douglas, the proportional change in the product ($\% \Delta y_i$) is equal to: (a) $\phi_i (\% \Delta L_i) + \psi_i (\% \Delta K_i) + (\% \Delta TFP_i)$ or (b) $(\phi_i + \psi_i) * (\% \Delta L_i + \% \Delta TFP_i)$; where ϕ_i and ψ_i are the output elasticities of labour and capital employed in sector i, respectively. In the case of the CES technology, the proportional change in the product ($\% \Delta y_i$) can be approximated by (a) $(1-\phi) (\% \Delta L_i) + \phi (\% \Delta K_i) + (\% \Delta TFP_i)$ or (b) $(\% \Delta L_i) + (\% \Delta TFP_i)$. It means that only one factor - labour (available) in this case - can be used to calculate the proportional change in TFP as a residual; a special case of Solow residual. Assuming that TFP changes take one year (four quarters) to manifest itself, equation (A.1.1) has been estimated for the primary, manufacturing and non-tradable sector.

10. The ARKLEMS project measures Argentinean TFPs following the KLEMS (capital, labour, energy and intermediate inputs) methodology. Its data base refer, however, to annual TFP series between 1993 and 2006; see also Coremberg (2003) who, based on the Solow residual, measures the aggregate TFP for Argentina.

$$\begin{aligned}\Delta(\log(y_t)) = & c_{11}\Delta(\log(L_t)) + c_{12}\Delta(\log(L_{t-1})) + c_{13}\Delta(\log(L_{t-2})) + c_{14}\Delta(\log(L_{t-3})) \\ & + c_{15}\Delta(\log(y_{t-1})) + c_{16}\Delta(\log(y_{t-2})) + c_{17}\Delta(\log(y_{t-3})) + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (\text{A.1.1})$$

Table A1 displays the estimated results of equation (A.1.1); not statistically significant variables have been dropped. Equation (A.1.2) displays the expected variation of the sector output y_t^e after the TFP has manifested itself, while equation (A.1.3) describes the variation in output that cannot be accounted for by growth in ‘capital’ and labour.

$$\Delta(\log(y_t^e)) = \frac{c_{11}\Delta(\log(L_t)) + c_{12}\Delta(\log(L_{t-1})) + c_{13}\Delta(\log(L_{t-2})) + c_{14}\Delta(\log(L_{t-3}))}{1 - c_{15} - c_{16} - c_{17}} \quad (\text{A1.2})$$

$$\Delta(\log(TFP_t)) = \Delta(\log(y_t)) - \Delta(\log(y_t^e)) \quad (\text{A1.3})$$

**Table A1: TFP measures,
OLS estimations of $\% \Delta y_i = (\phi_i + \psi_i)^* (\% \Delta L_i) + (\% \Delta TFP_i)$**

Sector labour employed	Sector value added		
	Primary	Manufacturing	Non-tradable
	$\Delta(\log(y_t))$	$\Delta(\log(y_t))$	$\Delta(\log(y_t))$
$\Delta(\log(L_t))$		2.32*** (0.20)	0.81*** (0.12)
$\Delta(\log(L_{t-1}))$	0.11 (0.08)		-0.18 (0.13)
$\Delta(\log(L_{t-2}))$		-1.10*** (0.15)	
$\Delta(\log(L_{t-3}))$	0.16* (0.08)		-0.16** (0.07)
$\Delta(\log(y_{t-1}))$	-0.41*** (0.10)	-0.17* (0.09)	0.31* (0.11)
$\Delta(\log(y_{t-2}))$	-0.24** (0.10)		
<i>DM2Q10</i>	0.23*** (0.04)		
R ²	0.40	0.71	0.73
R ² _{Adjusted}	0.36	0.70	0.72

where:

values below each estimated coefficient refer to their corresponding standard error (*), (***) and (****) shows statistical significances at the 10%, 5% and 1% levels, respectively; y and L variables refer to the sector value added and labour employed in the sector corresponding to each column, respectively; The subscripts (-1), (-2) and (-3) indicate that the corresponding variable si lagged one, two and three periods, respectively; Δ refers to the first difference of the corresponding variable ; DM2Q10 refers to a dummy variable with one in the second quarter of 2010 and zero elsewhere; R2 and R2Adjusted are the R-squared and Adjusted R-squared, respectively

Endogenous Protection within a framework of monopolistic competition à la Dixit –Stiglitz

Protección Endógena en una estructura de mercado de competencia monopolística à la Dixit-Stiglitz

MARÍA CECILIA GÁNAME

*Facultad de Ciencias Económicas,
Universidad Nacional de Córdoba
mganame@eco.unc.edu.ar*

ABSTRACT

This paper studies the determination of trade policy by considering an imperfect competitive market. The model adopts the political process developed by Grossman and Helpman (1994), but it also takes into account a different economic structure, which is based on the Footloose Capital model. Two new appealing insights come from the consideration of monopolistic competition. Firstly, in this setting the interest group seems to be more worried to persuade the government to set a high tariff when it can charge a low mark-up. Secondly, the initial distribution of industry might also influence the structure of protection in one economy.

Keywords: Endogenous trade policy; Monopolistic competition; Trade; Economic geography.

JEL classification: F12, F13, R30.

RESUMEN

Este trabajo estudia la determinación de la política comercial en un marco de competencia imperfecta. El modelo incorpora el proceso político desarrollado por Grossman and Helpman (1994), teniendo en cuenta una estructura económica diferente, basada en el modelo Footloose Capital. Dos nuevas predicciones surgen al considerar competencia imperfecta. En primer lugar, en este marco, un lobby parece estar más preocupado en persuadir al gobierno de aplicar un arancel elevado cuando puede cargar al precio un bajo mark-up. En segundo lugar, la distribución inicial de la firma puede influir en la estructura de protección en una economía.

Palabras claves: Política comercial endógena; Competencia monopolística; Comercio; Geografía económica.

Clasificación JEL: F12, F13, R30.

I. INTRODUCTION

Quite often incumbent governments design economic policies considering not only the general well-being of societies but also their own political interests. Trade policies are one of the various sets of tools that policy makers have at hand to pursue their political objectives. This set comprises instruments of ad-valorem nature, quantity restrictions and a complex and diversified range of non-tariff barriers. Trade policies affect individuals' wealth, serving as frequent instruments to redistribute incomes among different groups in the society. Governments favor some interest groups by protecting them from foreign competition; while, at the same time, negatively affect others agents of a community.

During the three last decades, theoretical and empirical research has focused in analyzing the political process from which the structure of trade protection is determined. The Grossman and Helpman (1994) model is the prominent framework that explains the formation of trade policy in a representative democracy. This political-support approach has the interesting characteristic of providing micro-foundations to the player's actions, which are less formally specified in previous political economy models. The political process is developed by considering perfect competition. During the last decades, this core background has been extended in several ways.¹

Chang (2005) is one of the first attempts to analyze the determination of trade policy in an alternative market structure. This model adopts the political process developed by Grossman and Helpman (1994), but it takes into account the Krugman-Dixit-Stiglitz monopolistic competitive model. Two new insights, which are somewhat different from predictions of the core model under perfect competition, arise from this extension. Interestingly, an organized export sector may be affected by either an export subsidy or an

1. Bombardini (2008), Facchini et al. (2006), Gawande and Bandyopadhyay (2000), Gawande, et al. (2006) and Mitra (1999) present interesting theoretical extensions of the core model.

export tax. Moreover, the inverse of import penetration positively affects the level of endogenous tariff, regardless the political status of the productive sector. The author concludes that these differences in predictions suggest that endogenous levels of protection vary with the characteristics of the industrial sector, i.e. the market structures.

Facchini *et al.* (2010) have extended the Grossman and Helpman (1994) model by allowing different degrees of substitutability between domestically produced and imported goods in an *ad hoc* manner. The model relies on the Dixit-Stiglitz monopolistic model but introduces different degree of substitutability between differentiated goods *vis à vis* different source countries. The main prediction is that higher levels of protection in small economies are explained by a higher degree of substitutability between domestic and imported varieties.

Alternatively, Ossa (2013) has developed a general equilibrium framework of trade, which is based on the traditional model of Ricardo (1817), the monopolistic competition setting of Krugman (1980) and the core model of political economy.² The model serves to introduce a novel quantitative analysis of non-cooperative and cooperative trade policy; the quantitative application is a multi-regional and multi-industrial study for a big country; it hands estimations of the United States tariffs.³ One of the main results is that estimates of optimal tariffs, which are computed by taking as given all other countries' factual tariffs, are decreasing in the elasticity of substitution due to the profit shifting effect.⁴ The intuitive explanation posed by the author is that lower elasticities give the United States more monopoly power in world markets, which it optimally exploits by setting higher tariffs. The negative relationship between tariffs and the elasticity of substitution is also present when Nash tariffs are computed.⁵ When cooperative tariff are estimated, the relationship reverses; world cooperative tariffs are negative for those industries that evidence the lowest elasticities and increases strongly for industries with high elasticity of substitution.

-
2. The author introduces government's preferences as a reduced form of the incumbent's objective function specified in Grossman and Helpman (1994). The numerical exercise computes the political economy weights using estimates of Goldberg and Maggi (1999).
 3. The author considers 7 regions, which are Brazil, China, the European Union, India, Japan, the United States and the Rest of the World, and 26 manufacturing industries.
 4. As industries' mark ups are constants, the profit shifting effect captures changes in country i's welfare due to changes in country i's aggregate profits originated in changes of industry output.
 5. In this case, countries optimally retaliate.

The present paper contributes the study of determination of trade policy within a monopolistic competitive framework. It presents a background introduced in Gáname (2005) and based on the political-support model of Grossman and Helpman (1994) that, though similar in nature to those models presented in Chang (2005), Facchini et al. (2010) and Ossa (2013), considers another economic structure based on the Footloose Capital model (Martin and Rogers, 1995). The Footloose Capital model (henceforth, FC) belongs to the New Economic Geography branch; it is the most tractable model among the economic geography settings. Hence, this paper aims to explore whether the fashion of the market structure may provide some new predictions.

In fact, the setting developed hands two new appealing insights that come from the consideration of monopolistic competition. Firstly, the interest group seems to be more worried to persuade the government to set a high tariff when it can charge a low mark-up. This insight is in line with the argument presented in Baldwin and Robert-Nicoud (2007). The authors show that asymmetric appropriability of rents is the reason why interest groups fight harder to avoid losses. Secondly, the initial distribution of industry might also influence the structure of protection in one economy. On the one hand, the presence of a high number of firms in the economy involves a tough level of competition among them, which tends to erode the potential gains that capital owners would derive from the protectionist policy. In this situation, lobbying activity might become less fruitful. On the other hand, if the number of firms might reflect a measure of lobby's political power, a higher number of firms will magnify the potential gains of protection. Hence, the lobby would be more willing to bid for protection.

This note is structured as follows. Section II presents the formal background, in which economic and political behaviors are specified. Section III introduces interesting insights that emerge from the political game when the spatial distribution of firms is taken as given, i.e. a short run analysis. Section IV gives the concluding remarks. Annex A presents the equilibrium of the spatial distribution of firms when trade costs (included trade policy) are considered exogenous. Finally, Annex B shows the comparative static analysis.

II. THE THEORETICAL FRAMEWORK

This section presents the main features of the model as well as a description of agents' preferences over trade policy, the specification of how

these preferences are aggregated into political demands and the government's objective function.

II.1 The economic structure

As it was mentioned above, the economic structure takes the form of the FC model which takes into account two economies, two sectors and two productive factors. One of the assumptions introduced is that one economy is small and represents the home country while the other is a large region and can be viewed as the rest of the world. They have similar tastes and technologies. The production structure is characterized by two different sectors, the industrial sector, which is considered as the *modern* one and the agricultural *traditional* sector. On the one hand, the industrial sector produces a number of varieties under increasing returns to scale and firms compete monopolistically. On the other hand, the agricultural sector produces a homogeneous good under constant return to scale and perfect competition. This good is traded without frictions; while differentiated goods are traded between countries with frictions and trade costs are modeled *à la* iceberg. The two economies are endowed with two factors, physical capital and labor. While the manufacture activity uses both factors, the agriculture sector only employs labor. In the short-run capital factor cannot migrate from one economy to the other. Labor is the inter-sectoral mobile factor and is also considered as immobile between regions.

The two economies are populated by individuals with identical preferences though different endowments. The typical consumer of the small economy maximizes the following quasi-linear Dixit-Stiglitz utility function:⁶

$$U = c_A + \mu \ln \left(\sum_{i=1}^n c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \sum_{i=1}^{n^*} \bar{c}_i^*{}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

where c_A denotes the consumption of the agricultural good, which is chosen to be the numeraire good. c_i and \bar{c}_i^* are, respectively, the domestic and foreign differentiated industrial good i consumed by a representative resident of the small economy, and n and n^* are the numbers of varieties produced domestically and abroad, respectively.⁷ Thus, the total number of varieties

6. The rest of the world has an identical economic structure. All variables of the large economy are denoted by an asterisk.

7. One of the results in the Dixit-Stiglitz monopolistic competition model is that there is one firm per variety and one variety per firm.

available in both regions equals $N = n + n^*$. μ represents the expenditure on all varieties and $\sigma > 1$ is a parameter that stands for both the own price and substitution constant elasticities.⁸

The total expenditure that a typical individual devotes to all sorts of goods is given by the amount E . With quasi-linear preferences, the demand functions of local and foreign goods, c_i and \bar{c}_i^* , are given by the following expressions:

$$c_i = \frac{p_i^{-\sigma} \mu}{\sum_{i=1}^n p_i^{1-\sigma} + \sum_{i=1}^{n^*} \bar{p}_i^{*1-\sigma}} \quad \text{and} \quad \bar{c}_i^* = \frac{\bar{p}_i^{*\sigma} \mu}{\sum_{i=1}^n p_i^{1-\sigma} + \sum_{i=1}^{n^*} \bar{p}_i^{*1-\sigma}} \quad (2)$$

where p_i denotes the price of the local differentiated good i , \bar{p}_i^* stands for the price of the foreign differentiated good i and $P = \left(\sum_{i=1}^n p_i^{1-\sigma} + \sum_{i=1}^{n^*} \bar{p}_i^{*1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ is the average price that prevails in the home economy.

Hence, demands depend on the level of its own prices as well as on the level of the average price; the smaller the average price, the lower the demand of a particular variety. Equations (2) also show that when the intensity of preferences for differentiated goods strengthens, i.e. μ increases, demands of varieties augment. The demand function of the numeraire good is equal to:

$$c_A = E - \mu \quad (3)$$

Equations (2) and (3) represent the optimal choices of an individual in terms of consumption. The corresponding indirect utility function takes the form:

$$V(P, E) = E + \mu \left[\ln(P^{-1}\mu) \right] - \mu \quad (4)$$

where $s(P) = [\ln(P^{-1}\mu)] - \mu$ accounts for the consumer surplus that each individual derives from the consumption of goods.

The two productive sectors use different technologies. The technology in the agricultural sector is modeled as simple as possible. This sector uses

8. Preferences are modeled by taking into account a sub-utility function that imposes diminishing marginal utility of expenditure on differentiated good; the advantage of this modelling strategy is that one avoids the problem of indeterminacy of expenditure allocation. For more details, see Baldwin et al. (2003).

only labor to produce the traditional good under constant returns to scale. It requires one unit of labor to produce one unit of the numeraire good, $a_A=1$. The aggregate supply of labor is sufficient to ensure a positive supply of this good. As a result of these assumptions, the wage rate of labor, w , equals 1. Labor factor is considered to be immobile across regions but mobile across sectors.

The industrial sector exhibits increasing return to scale. A typical firm faces a cost function which is not homothetic.⁹ The fixed cost includes the reward of capital while the variable cost involves the retribution of labor:

$$TC = \pi K + a_{mc} Xw \quad (5)$$

where π is the reward of capital, a_{mc} is the input-output requirement of labor and $X = x + \bar{x}$ is the total supply of a typical firm, x is supplied at home, while \bar{x} is offered abroad. To keep the cost structure in a simple fashion, it is assumed that each firm requires only one unit of physical capital, that is $K=1$.¹⁰

Each firm can sell its production in the local market or abroad. When domestic varieties are sold in the large region, local firms face an iceberg trade cost, τ^* . For simplicity, in this paper, the iceberg trade cost only comprises an ad-valorem tariff, t^* , which is set by the foreign government; hence, $\tau^* = (1 + t^*)$. Similarly, when a foreign firm wants to sell its production in the small economy, it faces a trade cost $\tau = (1 + t)$ that consists of an ad-valorem tariff, t , which is introduced by the domestic government; in this setting $\tau = (1 + t)$ arises endogenously. The maximization problem of a local firm gives the following pair of prices:

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma - 1} a_{mc} \quad \text{and} \quad \bar{p}_i = \tau^* \frac{\sigma}{\sigma - 1} a_{mc} \quad (6)$$

where p_i is the price of the domestic variety i that prevails in the small economy and \bar{p}_i is the price of the domestic variety i that prevails in

9. The factor intensity of the fixed cost differs from the factor intensity of the variable cost (Baldwin et al., 2003: p. 71).

10. As in Grossman and Helpman (1994), the production structure consists of two productive sectors; one sector produces the homogeneous good under constant returns to scale using only the mobile factor. Due to assumptions related to this sector, the wage rate is fixed at one; hence, the rewards to capital factor adjust to absorb the operating surplus of a firm that produces a variety under increasing returns to scale.

the large economy. $\frac{\sigma}{\sigma-1} > 1$ denotes the mark-up that a local firm charges above the marginal cost, given by a_{mc} . Firms have the same marginal cost and the elasticity of substitution, σ , is the same for every pair of varieties. Hence, domestic varieties that are sold at the local market are equally priced (i.e. $p_i = p$). Also one can see that $\bar{p}_i = \tau^* p_i$ and $\bar{p}_i = \bar{p} = \tau^* p$. Similarly, foreign firms maximize benefits; the maximization problem gives the prices for each foreign variety i in each market:

$$p_i^* = \frac{\sigma}{\sigma-1} a_{mc}^* \quad \text{and} \quad \bar{p}_i^* = \tau \frac{\sigma}{\sigma-1} a_{mc}^* \quad (7)$$

where p_i^* is the price of the foreign variety that prevails in the foreign economy and \bar{p}_i^* accounts for the price of the foreign variety that prevails domestically. In this case, $p_i^* = p^*$, $\bar{p}_i^* = \bar{p}^*$ and $\bar{p}^* = \tau p^*$. Moreover, since the economies are assumed to have the same technology in every sector, $a_{mc} = a_{mc}^*$, domestic and foreign varieties have the same price in domestic and foreign markets respectively, that is $p = p^*$. However, an asymmetry in prices between both regions arises since trade policy applied by governments is generally different, $\bar{p} \neq \bar{p}^*$.

As it was remarked previously, this paper assumes only one sort of trade policy instrument. Hence, in the small economy, the policy-maker only may influence internal prices of varieties by introducing an ad-valorem import tariff, t .¹¹ The government introduces a wedge between the internal and foreign prices if it decides to set a tariff. The tax revenue that the incumbent derives from this policy, in per capita terms, is given by:

$$r = \sum_{i=1}^{n^*} (\tau - 1) p_i \bar{c}_i^* \quad (8)$$

The government redistributes the tax income equally among individuals. Individuals also derive income from alternative sources. Each resident derives income as owner of *one unit* of labor and also, possibly, as owner of capital factor. It is assumed that individuals may have at most one unit of capital. Those individuals that own physical capital will perceive that their incomes are influenced by the external competition of foreign varieties. For this

11. The model features a shortcoming in this respect, since does not formally consider a wider range of trade policy instruments and the proper selection mechanism that government may apply. Though Grossman and Helpman (1994) and Chang (2005) take into account a wider set of instruments, authors circumscribe them to a sub-set of trade policy such as ad-valorem taxes and subsidies applied on exports as well as on imports.

reason, they will be interested to prevent such competition via a tariff applied to them. A higher tariff increases the average price of the small economy since

$$P = \left(\sum_{i=1}^n p_i^{1-\sigma} + \sum_{i=1}^{n^*} \bar{p}_i^{*1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} = \left(np^{1-\sigma} + n * \bar{p}^{*1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \text{ and } \bar{p}^* = \tau p^*. \text{ As it can}$$

be seen from equation (2), a higher average price tends to increase the demand of each local differentiated good, which of course favors local firms.

II.2 The political game

The study focuses on the short-run period; hence, capital cannot flow from one region to the other in order to look for higher rewards. In the short run, other strategies can be taken in order to increase benefits; capital owners may have an economic incentive that drives them to influence the government in its trade policy choice. By avoiding the external competition, local firms capture a higher share of domestic market, which increases total profits. Owners of capital have a common interest in doing that, so they may choose to join forces for political activity. As in Grossman and Helpman (1994) setting, it is assumed that capital owners can overcome the free-rider problem that arises in collective actions and organize themselves into an interest group.

The lobby that represents the interest of capital owners makes political contributions contingent on the tariff imposed by the government. $C_{IG}(\tau)$ denotes the contribution schedule offered by the interest group. The lobby chooses the optimal level of the contribution maximizing its total net welfare $V_{IG} = W_{IG} - C_{IG}$. The gross welfare is given by:

$$W_{IG} = I_{IG} + \sum_{i=1}^n \pi_i [p, P(\tau)] + \alpha_{IG} [R(\tau) + S(P(\tau))] \quad (9)$$

where I_{IG} is total labor supply of capital owners, π_i is the profit of a firm that produces a particular variety i , α_{IG} is the fraction of the voting population that owns capital and belongs to the lobby, $R(\tau) = Ir(\tau)$ is the total tax revenue, $S(P(\tau)) = Is(P)$ stands for the aggregate consumer surplus, and I represents total population in the small economy.

As in Grossman and Helpman (1994), the government is interested in both the level of contributions and in the well-being of individuals. The incumbent cares about the total amount of contributions because they are a potential source of economic funds to finance campaign spending; contribu-

tions may also provide other direct benefits to politicians.¹² The well-being of the society is of concern to the government because individuals, as voters, are more likely to re-elect a government that has taken actions to improve their standard of living. Hence, the linear objective function that reveals the government's preferences just equals to:

$$G = C_{IG} + \theta W(p, P(\tau)) \quad (10)$$

where θ is the weight that government attaches to the society's welfare relative to the amount of campaign contributions and W is the aggregate welfare given by:

$$W = I + \sum_{i=1}^n \pi_i [p, P(\tau)] + [R(\tau) + S(P(\tau))] \quad (11)$$

I is the total income of labor factor since $w=1$. Aggregate welfare also comprises the total income of capital owners, the total tax revenue, because the incumbent government redistributes tariff revenue in the form of poll subsidies, and the aggregate consumer surplus.

Political activity governs the scene of the short run. The model has the structure of the principal-agent problem. This situation arises when a *principal* attempts to persuade an agent to take an action that may be costly for the agent to perform. The political ingredient considers two kinds of actors. First, a single interests group, the principal, serves to coordinate campaign contributions and to communicate the political offers to the incumbent. The lobby chooses its contributions maximizing the net welfare of its members; and contributions are linked to the trade policy implemented by the incumbent. Second, an incumbent government, the *agent*, maximizes its own objective function given by equation (10).¹³

The sequence of the model is as follows. The short-run setting is characterized by a two-stage non-cooperative game in which the lobby chooses its political contribution in the first stage and the government sets the trade policy in the second. The short-run equilibrium gives the optimal

12. Mitra, Thomakos and Ulubaşoğlu (2002) emphasize that in dictatorships the “other sort of benefits” are the main reason why dictators are interested in contribution funds.

13. Grossman and Helpman (1994) and Chang (2005) allow for competition among many lobbies that represent interests of specific factor owners. As it will be noted in sub-section III.1, a single organized interest group is a special case, with similar predictions about the structure of protection that emerges in case where there is rivalry among interest groups.

levels of contributions and trade policy, which is reflected by a parameter that measures the level of freeness.

III. THE SHORT-RUN EQUILIBRIUM

III.1 The endogenous protection

Grossman and Helpman (1994) assume that the interaction between lobbies and the government takes the form of a menu auction in the sense of Bernheim and Whinston (1986). Bernheim and Whinston (1986) develop a model that is adaptable to many cases in which a single individual is endowed with the power to make a relevant decision and differently affected agents offer rewards in an attempt to obtain their most preferred outcome. In lemma 2, authors characterize the set of Nash Equilibria for first-price menu auctions; proposition 1 of *protection for sale* is a characterization of the equilibrium to the particular case of a trade policy game in which the economic structure features perfect competition within sectors and technology is governed by constant returns to scale.

This paper follows the Grossman and Helpman (1994) approach assuming the same kind of interaction between the government and a single lobby. In this background, if the contribution function is differentiable and the equilibrium price maximizes both the welfare of the particular lobby and the government's objective function, the lobby may choose a contribution that is *locally truthful*. Such a contribution schedule has the interesting property of indicating identical marginal changes in the contribution and in the lobby's welfare when both changes are caused by a marginal change in the tariff, that is:

$$\frac{\partial C_{IG}^*(\tau^*)}{\partial \tau} = \frac{\partial W_{IG}(p^*, P^*(\tau^*))}{\partial \tau} \quad (12)$$

In equilibrium, truthful contributions induce the government to behave as if it were maximizing $\theta W + W_{IG}$.¹⁴ In this case, the objective function of the government is characterized by a social welfare function that weights differently the members of society. Lobby's members receive a weight of $(1+\theta)$ and individuals who are not organized receive a smaller weight, θ . The first order condition of this problem is:¹⁵

-
14. One can decompose total welfare by distinguishing welfare of not organized individuals from well-being of those who belong to the interest group.
15. Goldberg and Maggi (1999) have pointed out that the same trade policy outcome may arise when, instead of assuming a menu-auction problem, it is assumed a Nash bargaining game.

$$\frac{\partial W_{IG}(p^*, P^*(\tau^*))}{\partial \tau} + \theta \frac{\partial W(p^*, P^*(\tau^*))}{\partial \tau} = 0 \quad (13)$$

Equation (13) characterizes the equilibrium domestic tariff, and consequently the equilibrium of domestic prices, of all varieties supported by the differentiable contribution function.

To look for the derivatives of the lobby's welfare and the aggregate welfare with respect to the tariff, first a final expression for profits of a typical firm has to be calculated:

$$\Pi = (pc + \bar{pc})I - [\pi + a_{mc}(x + \bar{x})] \quad (14)$$

Equation (14) depends on optimal demands (equations 2) and the marginal cost, i.e. $a_{mc} = p \frac{\sigma-1}{\sigma}$.

Hence, after replacing in equation (14) all expressions, and considering the fact that the market clears when $(c + \tau^* \bar{c})I = x + \bar{x}$, firm's profits are equal to:

$$\Pi = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\mu I}{n + n^* \tau^{1-\sigma}} + \frac{\tau^{*1-\sigma} \mu^* I^*}{n^* + n \tau^{*1-\sigma}} \right] - \pi \quad (15)$$

where μ^* represents the expenditure on all differentiated goods in the large economy. Equation (15) can be expressed in terms of the spatial

distribution of expenditure, $s_\mu = \frac{\mu I}{\Xi^w}$ and $1 - s_\mu = \frac{\mu^* I^*}{\Xi^w}$ where

$\Xi^w = \mu I + \mu^* I^*$ is the total world expenditure in varieties, and in terms

of the given spatial distribution of industry, $s_n = \frac{n}{N}$.¹⁶

$$\Pi = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{s_\mu}{s_n + (1 - s_n) \tau^{1-\sigma}} + \frac{\tau^{*1-\sigma} (1 - s_\mu)}{(1 - s_n) + s_n \tau^{*1-\sigma}} \right] \frac{\Xi^w}{K^w} - \pi \quad (16)$$

16. The assumption of 1 unit of capital per firm implies that the total number of firms equals the total the total stock of physical capital in the world.

The marginal changes in aggregate welfare and in lobby's welfare due to a marginal change in the tariff are given by the sum of the marginal changes in profits, total tax revenue and aggregate consumer surplus. As it is expected, the marginal policy change positively affects profits. Such change has two different impacts in tax revenue. On the one hand, a positive direct effect which reflects the fact that when the tariff changes, the income revenue changes in the same direction for a given level of imports. On the other hand, an indirect negative effect, which shows the change in import quantities as the tariff is modified. Finally, the effect of the marginal tariff change on the aggregate consumer surplus is, of course, negative.

Replacing the impacts of the tariff change on profits, on the total tax income and on the aggregate consumer surplus into equation (13), the following expression arises in the short run:

$$\left[-(1-s_n) \tau^{1-\sigma} + \tau^{-\sigma} (1-s_n) + \tau^{-1} \sigma s_n \right] = -\frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \frac{(\sigma-1)}{\sigma} s_n + \sigma s_n \quad (17)$$

Equation 17 can be written in terms of a freeness parameter as:

$$\left[-\phi + \phi^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} + s_n \left(\phi - \phi^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} + \phi^{\frac{1}{\sigma-1}} \sigma \right) \right] = -\frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \frac{(\sigma-1)}{\sigma} s_n + \sigma s_n \quad (18)$$

where $\phi = \tau^{1-\sigma}$ represents a measure of freeness that takes values between zero and one. As τ increases, ϕ tends to zero. By contrary, when differentiated goods are almost traded freely, ϕ is near to one. If trade were completely free, $t = 0$; however, in this setting with monopolistic competition, when the incumbent maximizes the general welfare, the outcome is a second best optimal tariff. Therefore, the level of freeness would tend to be less than one.

Equation (18) cannot be solved in general for the degree of freeness, ϕ , since such level in the left hand side has different powers in each term. The left hand side (henceforth LHS) of equation (18) can take positive, null or negative values. It takes positive values for admissible values of $\sigma > 1$ and $0 < s_n < 1$. The higher the value of σ , the higher the probability that the LHS expression is positive for a particular s_n . For small values of s_n , the LHS expression can still be positive; however, as s_n tend to zero, it tends to be negative. A necessary condition for the LHS of equation (18) to be positive

is that $s_n \sigma \phi^{\frac{1}{\sigma-1}} > (1 - s_n) \left(\phi - \phi^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \right)$ (C1). If the left hand side (LHS) is positive, as ϕ increases, the LHS increases. A sufficient condition for this positive relation is that $\phi^{\frac{1}{\sigma-1}} > \frac{\sigma-1}{\sigma}$ (C2).¹⁷ Though one cannot obtain from (18) a final expression to measure the level of protection, it might be interesting to consider the LHS as a proxy of the inverse of such measure and analyze how it is influenced by political and economic variables. Some constructive predictions arise from this approximation.¹⁸

Like one of the relevant outcomes of the Grossman-Helpman approach, equation (18) confirms that when the incumbent has a remarkable concern for the well-being of the society, it will avoid creating an important excess burden via the introduction of a high tariff. Hence, for a high value of θ , the LHS of equation (18) will also be high.

As the share of voters who are members of the interest group increases, the level of trade freeness also increases. Though this prediction is also present in Grossman and Helpman (1994), its explanation here is somewhat different. In a setting in which many lobbies interact, the fact that lobbies want to increase the domestic price of their goods but to lower the prices of the other goods in order to avoid the excess burden as consumers generates a competitive mechanism that makes lobbies' actions to neutralize each other. Here, with only one interest group as *principal*, the competition effect is absent. However, the members of the lobby, as consumers, also want to avoid the high social cost of a protective tariff. The deadweight loss that the lobby faces increases as the share of population who belongs to the lobby increases.¹⁹ However, the extra profits that the group as a whole obtains with the tariff implementation do not change with changes in α_{IG} . The negative effect of the tariff on the lobby's welfare could be relatively more important than the positive effect of the extra benefit for high values of α_{IG} . The incentive to lobby for a tariff diminishes as the share of individuals that belongs to the interest group increases. Hence, the optimal trade policy for the government might be one which is near to the second best optimal tariff that such government would choose when maximizes general welfare.

17. This condition does not hold for values of ϕ near to zero and values of ϕ near to one.

18. Annex B presents the derivations of comparative statics.

19. The negative impact that the tariff has in consumer surplus is multiplied by the total number of people that belongs to the lobby.

When $\alpha_{IG} = 1$, the LHS equals to $\frac{s_n + s_n \sigma(\sigma - 1)}{\sigma}$, which is positive since by assumption $\sigma > 1$. If $\alpha_{IG} \leq 0$, the fraction of population that owns capital is very low. The LHS is positive when $\theta > \frac{1}{\sigma - 1}$ (C3) holds. In this case, a high level of free trade is the probable outcome when the demand elasticity is relatively high and the government is well concerned about general welfare.²⁰

Though lobbies would persuade the government to introduce a tariff when demand elasticity is high, the incumbent will follow the Ramsey rule when $1 > \frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \frac{1}{\sigma^2}$ (C4) holds. The political cost that government may bear increases with the excess burden that individuals have to face when the incumbent set a tariff and this burden is higher at higher demand elasticity. When $\theta > 0$ and θ and σ are high, condition (C4) holds. Moreover, though $\theta = 0$, the government would follow the Ramsey rule. A similar reasoning as the one explained in the previous paragraph applies. If the proportion of the society that belongs to the lobby is high, α_{IG} , the lobby's welfare will be more affected by the negative effect that the tariff imposes to its members as consumers than by the positive effect that members can derive as capital owners. Therefore, it is more likely that the government sets a wedge between the domestic and foreign prices when the demand elasticity is low, since the deadweight that the incumbent introduces in this case is lower.²¹

The spatial distribution of firms also seems to influence the structure of protection in an economy.²² The relationship between the industry share and the inverse of the level of protection is a priori ambiguous. On the one hand, one might expect that concentration of firms in one region would

20. When the elasticity of demand is high, the deadweight loss is important.
21. The effect of the elasticity of substitution is not easy to visualize since such variable is also present in the LHS of equation (18). Chang (2005) does not present a definite relationship between trade policy and the elasticity of substitution, as well as does not hand an insight on the effect of mark up on the level of protection. Nonetheless, from equation (22) of Chang (2005), one would infer a positive relationship between the inverse of mark up and the level of protection obtained with an ad-valorem import tax.
22. Some caution have to be taken when one analyses the impact of s_n on the level of freeness due to the fact that this variable is also present in the LHS of equation (18). However, interesting plausible insights rises from the following analysis presented in the text.

reflect the political power of the industrial sector since the gains that producers would obtain from an increase in protection would be magnified by the number of firms. In this case, the lobby would have much to lose from free trade; hence, it would bid more actively for protection. On the other hand, the presence of a high number of firms in such economy involves a tough level of competition among firms that tends to lower the potential gains that capital owners would derive from the protectionist policy. In fact, when local competition is important, foreign competition and the lobbying activity to avoid it become irrelevant. The relationship between a given industrial share and the level of freeness will be positive if the following inequality holds:

$$1 > \frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{1}{\sigma} \quad (C5)$$

If the sign of condition (5) is inverted, the relationship is negative. Finally, a particular distribution of industry might not influence the level of freeness when this level is too small, that is when the economy is almost closed. For levels of freeness near to zero, expression (18) approximates to:

$$\phi^{\frac{1}{\sigma-1}} = -\frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \frac{(\sigma-1)}{\sigma^2} + 1 \quad (19)$$

where $\phi^{\frac{1}{\sigma-1}} = \tau^{-1}$ also measures the degree of trade freeness. In this case, the economic variables that affect the level of protection are the demand elasticity and the level of mark-up, which depends on demand elasticity. The protectionist government follows the Ramsey rule as long as $\sigma > 2$. Political variables impact in the level of protection in a similar manner as they do in the general case.

III.2 Political Contributions

The characterization of the equilibrium (equation 13) involves the fact that the interest group may offer contributions that are locally truthful.²³

23. The consideration of truthful contributions restricts the set of Nash equilibria that emerge when contributions are assumed to be differentiable to the set of truthful Nash equilibria supported by truthful bids functions. Bernheim and Whinston (1986) have shown that a player can substitute a truthful strategy for a non-truthful one without facing any additional cost. Since these strategies are also coalition proof, the authors have argued that truthful Nash equilibria may be focal among the set of Nash equilibria.

When the lobby plays truthful contributions, it will choose the maximum level of its net welfare in such a way that will induce the government to select the lobby's most preferred trade policy. Since the lobby aims to increase its net welfare (B_{IG}), it will do it by diminishing the level of contribution until making the government be *indifferent* between the trade policies that it can choose. In this case, the incumbent has two alternative possibilities; it can select the lobby's most preferred policy, τ^* , or the one that maximizes general welfare. As it was mentioned above, when the government maximizes general welfare, as there is a distortion in the economy due to the monopolistic pricing rule, it will choose a second best small tariff. This tariff, τ^W , will be lower than that the lobby prefer the most. The equilibrium campaign contribution that satisfies the incumbent's indifferent situation is equal to

$$C_{IG}(p^*(\tau^*), B_{IG}) = \theta W(p(\tau^W)) - \theta W(p^*(\tau^*)) .$$

As Grossman and Helpman (1994) have pointed out, when there is only a single organized interest group, it contributes to the government an amount that is proportional to the excess burden that the equilibrium trade policy imposes on the society. The proportionality component is given by the relative weight that the incumbent set on general welfare. The excess burden is given by the sum of the gain in producer surplus when government chooses the lobby's most preferred equilibrium tariff, the tax revenue that the government derives from such policy and the loss of consumer surplus as a result of the protectionist policy. In this case, the government payoff is equal to $G = \theta W(p(\tau^W))$, just the same to what the incumbent would derived if it were implemented a second best trade policy.

VI. CONCLUDING REMARKS

This paper has aimed to explain how tariffs are endogenously determined within a background of imperfect competition. The model incorporates in an economic geography setting, the political standpoint of why governments may select trade policies that are far from those that maximize the general well-being. Particularly, two different backgrounds are combined in order to characterize the political game and the economic structure. The Grossman and Helpman (1994) model has usefully served to characterize the political game due to the fact that, as it well known, it provides micro-foundations for each payer's behavior. The FC model has provided an economic structure in which one of the two sectors competes monopolistically. Both models share the nicely feature of being relatively tractable; therefore,

these frameworks were selected as pillars to build a first simple background that helps to understand how economic variables, that are relevant in a monopolistic competition structure, may determine the endogenous tariff.

As it can be expected, predictions derived from the influence of political variables are the same than those of derived in the Grossman and Helpman (1994) setting. All else given, a relevant government's concern about the welfare of the general electorate will predict a high level of freeness. Though competition among lobbies is not present in this setting, as the share of voters who are members of the interest group increases, the level of trade freeness also increases. The deadweight loss that the lobby faces when a high tariff is implemented increases with α_{IG} , but the extra profits that the group as a whole can derive do not change. When the negative impact in the welfare's lobby becomes relatively more important than the positive effect of the extra benefit due to the tariff change, the lobby does not contribute. In fact, as truthful contributions reflect the marginal change in lobby's welfare, a negative impact prevents the lobby to bid for protection.

Two new appealing insights come from the consideration of a monopolistic competition structure. Firstly, in this setting the interest group seems to be more worried to persuade the government to implement a high level of protectionism when it can charge a low mark-up. This insight is in line with the argument presented in Baldwin and Robert-Nicoud (2007); the authors explain the asymmetric incentive that makes interest groups to fight harder in order to avoid losses; the asymmetric appropriability of rent is the reason for that.²⁴ Secondly, the initial distribution of industry might also influence the structure of protection in an economy. On the one hand, the presence of a high number of firms in such economy involves a tough level of competition among firms that tends to erode the potential gains that capital owners would derive from the protectionist policy. In this situation, lobbying activity might become less fruitful. On the other hand, if the number of firms might reflect a measure of lobby's political power, a higher number of firms will magnify the potential gains from protection. Hence, the lobby would be more willing to bid for protection. When an economy is almost closed, the industry share is not a relevant variable in the determination of the trade policy.

24. As authors explain, in an expanding industry, entry tends to erode those rents that may arise from persuading the government to set the lobby's most preferred policy. Differently, in declining industries, sunk costs rule out entry as long as the rents are not too high. In other words, there is an asymmetric appropriability of rents.

V. REFERENCES

- Baldwin, R., Forslid R., Martin P., Ottaviano G. and Robert-Nicoud F. (2003). *Economic geography and public policy*. PUP Princeton.
- Baldwin, R. and Robert-Nicoud F. (2007). "Entry and asymmetric lobbying: why governments pick losers". *Journal of the European Economic Association*, 5 (5), 1064-1093.
- Bernheim, B. Douglas and Michael, Whinston (1986): "Menu auctions, resources allocation and economic influence". *Quarterly Journal of Economics*, 101, 1-31.
- Bombardini, M. (2008). "Firm heterogeneity and lobby participation". *Journal of International Economics*, 75 (2), 329-348.
- Chang, PL. (2005). "Protection for sale under monopolistic competition". *Journal of International Economics*, 66, 509-526.
- Facchini, G., Olarreaga M., Silva P. and Willmann G. (2010). "Substitutability and Protectionism: Latin America's Trade Policy and Imports from China and India". *World Bank Economic Review*, 24(3), 446-473.
- Facchini, G., Van Bieseboeck J. and Willmann G. (2006). "Protection for Sale with Imperfect Rent Capturing". *Canadian Journal of Economics* 39 (3), 845-873.
- Gáname, M. (2005). "The effect of endogenous protection on the economic landscape". Instituut voor Ontwikkelingsbeleid en -beheer (IOB-UA), Working Paper #01. Retrieved from : http://www.ua.ac.be/main.asp?c=*&n=4267&ct=001595&e=o74944.
- Gawande, K. and Bandyopadhyay U. (2000). "Is Protection for Sale? Evidence on the Grossman-Helpman Theory of Endogenous Protection". *The Review of Economics and Statistics*, 82 (1), 139-152.
- Gawande, K., Krishna P. and Robbins M. (2006). "Foreign Lobbies and U.S. Trade Policy". *The Review of Economics and Statistics*, 88 (3), 563-571.
- Goldberg P. and Maggi G. (1999). "Protection for sale: an empirical investigation". *American Economic Review*, 85(5), 1135-1155.
- Grossman, G. and Helpman E. (1994). "Protection for sale". *American Economic Review*, 84(4), 833-850.
- Martin, P. and Rogers C. (1995). "Industrial location in public infrastructure". *Journal of International Economics*, 39, 335-351.
- 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 Ulubaşoğlu M. (2002). "Protection for sale in a developing country: democracy versus dictatorship". *Review of Economics and Statistics*, 84(3), 497-508.
- Ossa, R. (2013). "Trade Wars and Trade Talks with Data". Mimeo, University of Chicago Booth School of Business. Retrieved from: <http://faculty.chicagobooth.edu/ralph.ossa/research/trade%20wars.pdf>.

ANNEX A

The Footloose Capital Model: The spatial distribution of firms

As it was mentioned above, the endogenous level of protection is derived by considering the spatial distribution of firms as given; hence, the background allows for a short-run analysis. NEG models take into account the possibility of factor mobility; this consideration is crucial in defining the spatial distribution of economic activity in the long run.

The FC model assumes capital services move from one region to another in the long run. Unlike in the short run, capital owners can offer their capital services in every region, looking for the highest nominal reward.²⁵ In this context, the long run equilibrium is only achieved when capital owners have no incentive to continue offering capital services in the other region. This situation happens either when capital earns the same retribution in both regions or when such factor is agglomerated in one of the two regions and this region pays the highest (and only) reward. In other words, one can visualize two types of long run equilibria; the interior ones which equalize profits between regions, $\pi = \pi^*$, or the core-periphery outcomes in which $s_n = 0$ and $\pi < \pi^*$ or $s_n = 1$ and $\pi > \pi^*$. Focusing in interior outcomes, the equilibrium division of industry equals to:

$$s_n = -\frac{\phi}{(1-\phi)} + \frac{(1-\phi\phi^*)s_\mu}{(1-\phi)(1-\phi^*)} \quad (\text{A1})$$

25. Although capital services are perfectly mobile in the long run, the FC model assumes capital owners are completely immobile across regions. Thus, owners spend their incomes in the region where they live. This assumption prevents the model from displaying circular causality, an important characteristic of most NEG models. Though this absence makes the FC model totally tractable, it brings the disadvantage of losing the self-reinforcing mechanism that is present in other economic geography models.

where $\phi^* = \tau^{*1-\sigma}$ characterizes the foreign level of freeness, which is considered as an exogenous variable. Equation (A1) shows the positive relationship between the share of industries located in the small economy and the spatial distribution of expenditure in differentiated goods. Such relation reflects the fact that a high market size in one region tends to encourage concentration of firms in that economy. The process involves the interaction of two opposite forces. On the one hand, monopolistic firms desire to locate their production in the largest market in order to increase their sales and profits and to export to small ones, when trade barriers are present. Such behavior is a distinctive characteristic of the monopolistic industry and defines the so-called *market access effect*, which is an agglomeration force. On the other hand, firms want to avoid competition locating their production in regions in which there are fewer competitors. This effect is called the *market crowding effect* and represents a dispersion force. Both forces make up the *home market effect* which highlights the outcome that for an exogenous change in the share of market size, the relocation of firms is more than proportional to that exogenous change, that is

$$\frac{\partial S_n}{\partial S_\mu} = \frac{(1 - \phi\phi^*)}{(1 - \phi)(1 - \phi^*)} > 1$$

The *home market effect* depends crucially on the levels of freeness of the home economy and the rest of the world. When protection diminishes and both economies become freer in terms of trade, the home market effect becomes more powerful. The reduction in protection weakens the two forces, the *market access* advantage and the *market crowding* disadvantage. However, the fall in the tariff weakens the dispersion force at a higher speed than it weakens the agglomeration force. Hence, freer trade magnifies the degree of relocation of firms; capital becomes more footloose as the level of trade freeness increases. Algebraically, these effects can be shown by the following partial derivatives:

$$\frac{\partial HME}{\partial \phi} = \frac{1}{(1 - \phi)^2} > 0 \quad \text{and} \quad \frac{\partial HME}{\partial \phi^*} = \frac{1}{(1 - \phi^*)^2} > 0 \quad (\text{A2})$$

The reasoning behind this argument is that as trade gets freer, competition from firms that are located in the other economy becomes as important as domestic competition. The *market crowding* disadvantage of being in the larger market turns into an irrelevant problem. Hence, the incentive to

relocate capital factor from one region to the other in order to avoid competition vanishes; competition is not very much localized for low tariff barriers. The advantage of producing in the larger market, the *market access effect*, also erodes as the level of freeness increases since firms can have access to all markets when barriers are dismantled.

This paper has endogenously determined the level of protection in the small economy. Though an extended formal background should be considered to explore how political variables would impact on the spatial distribution of firms, one can intuitively follow a path of reasoning to have a roughly first notion. Since the level of freeness depends on political and economic variables and the *home market effect* depends on this level, one can deduce implicitly that impact in terms of such variables:

$$HME = f(\phi(\theta, \alpha_{IG}, \sigma, \bar{s}_n)) \quad (A3)$$

Hence, intuitively, when the government has a valuable concern on the well-being of individuals, the share of voters who are members of the interest group, the mark-up and the constant elasticity are high, the home market effect would become powerful since the level of freeness tends to be relatively high. An exogenous positive change in the market size would trigger a more than proportional change in the location of industry.

An interesting issue arises when one considers the initial spatial distribution of industry. The home market effect may be affected by the *initial* share of firms, i.e. \bar{s}_n since, as it was mentioned above, it affects the level of freeness. However, the direction of such impact is a priori not determined. If condition (C5) holds, a high initial share will reinforce the home market effect. When the economy is almost closed, the initial distribution of industry does not impact on the home market effect.

Equation (A1) shows that the location of industry depends not only on the market size but also on other variables. The first expression in the RHS of equation (A1) is indeed related with the level of freeness. Hence, the total impact of the level of freeness on spatial location is given by the following expression:

$$\frac{\partial s_n}{\partial \phi} = -\frac{1}{(1-\phi)^2} + \frac{1}{(1-\phi)^2} s_\mu \quad (A4)$$

When trade costs are asymmetric, they affect differently the location of industry. In fact, a high level of protection in one economy creates a positive profit gap that favors such economy. The difference in profits stimulates capital to flow from the region with high level of freeness to the other, with high level of protection. While the level of freeness in the home economy negatively affects the share of local industries, the level of freeness in the foreign economy affects positively the industry share of the local region:

$$\frac{\partial s_n}{\partial \phi^*} = \frac{1}{(1-\phi^*)^2} s_\mu > 0 \quad (\text{A5})$$

A government that scarcely weights the welfare of individuals in the short run and set a high tariff will induce a relocation of firms to its economy in the long run. Such relocation in favor of the relatively closed country is also probable when capital owners who are part of the lobby are few, the mark-up that firms can charge is low and the demand of varieties is relatively inelastic. Moreover, the likelihood of such relocation increases when the foreign country is a freer trader.

The market size

Since market sizes are also relevant variables that define the economic landscape between different countries, it is a useful task to fully characterize them. Market shares are defined by the total income that local individuals spend on differentiated goods in each market in terms of total world spending on such goods. In the quasi-linear utility function (equation 1) the intensity parameter, μ , which reveals the preferences for varieties, is assumed to be common to all individuals in each region. However, though identical inside each country, it may differ across them; $\mu \neq \mu^*$. Hence, the total spending on differentiated goods is simply $\Xi = I\mu$ in the home region and $\Xi^* = I^*\mu^*$ in the foreign country, and the sum of both represents total world spending on differentiated goods, Ξ^W . The local market size is therefore

$$s_\mu = \frac{I\mu}{\Xi^W} \quad \text{and the foreign market size is equal to } 1 - s_\mu = \frac{I^*\mu^*}{\Xi^W} \quad .26$$

As it was mentioned in section II, in every region each individual is endowed with one unit of labor and possible one unit of capital; accordingly,

26. The quasi-linear structure of preferences implies that income effects are absent; hence consumer spending on differentiated goods is independent of income.

the home population equals the number of labor, $I = L$. Labor force in the home economy can be expressed in terms of world labor endowment, $L = s_L L^W$, where $L^W = L + L^*$ and $s_L = L / L^W$. Relative home market size is therefore:

$$s_\mu = \frac{s_L}{s_L + (1 - s_L) \frac{\mu^*}{\mu}} \quad (\text{A6})$$

Equation (A6) expresses the relative market size of the home economy in terms of its share of world labor and the ratio of the intensity parameters. The more skewed local individuals' preferences on differentiated goods relatively with those of the foreign economy, $\frac{\mu^*}{\mu} < 1$, the bigger relative home market size. Also, a higher share of labor factor involves a higher market size.

What means “small economy”?

It has been used the term “*small economy*” without precisely defining in terms of what parameters the economy might be considered *small*. The *small economy* term was used to highlight the existence of some kinds of asymmetries in the model, beyond the one that exists in trade costs, without explicitly specifying which asymmetries were taken place.

As in other NEG models, in the FC setting uneven economies may arise because of differences in market size and factors endowments. The domestic economy can be small due to the fact that its relative market size is low, $s_\mu < 1/2$. Equation (A6) defines the market share in terms of the intensity ratio of preferences and the labor share of world labor endowment. Therefore, a low relative market size can be the result of a relative lower expenditure on differentiated goods by local individuals, a small population in the home country, or both. The economy also might be small in terms of the capital endowment, i.e. $s_k < 1/2$.

When differences between regions are the outcome of differences in market share, a small size spurs firms to locate in the larger region; the market access advantage operates in favor of the rest of the world. However, the small economy has the advantage of being the region in which firms face less competition. A dispersed equilibrium is the likely result when trade costs are high since the small region protects pretty well its industry from competition coming from the large region. As equation (A4) shows, though

a lower trade cost boosts the impact of s_μ on s_n , since $s_\mu < 1/2$; such impact does not predominate in the determination of the geographical distribution of firms. There is a process of delocation of firms from the small region to the large one as the tariff falls. The political game can prevent such a delocation when the local lobby has the incentive and succeeds in the short run to persuade the government to set a high tariff, or when the incumbent scarcely cares about the general welfare, or both.

If the economy is small in terms of capital endowment, an interesting issue to analyze is whether the region is an importer or exporter of such factor. The difference between the share of employed capital, s_n , and the spatial distribution of capital owners, s_k , gives the direction of capital flows. The small economy hosts foreign capital when the following inequality holds:

$$\frac{s_\mu - \phi + \phi\phi^*(1-s_u)}{(1-\phi)(1-\phi^*)} \geq 1/2 \quad (\text{A7})$$

Because of similar arguments as those expressed above, this situation is likely to occur when the local government implements a high tariff, when the foreign government follows a free trade policy and when the small economy is not too small in terms of the market size.

ANNEX B

The Comparative Statics Analysis

The effect of the weight government attaches to the well-being, θ , on the proxy of the level of freeness (LHS of equation 18) is:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{LHS}}{\partial \theta} &= - \left[\frac{(\alpha_{IG} + \theta) - (1 + \theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)^2} \right] \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} s_n \right) \\ &= \frac{(1 - \alpha_{IG})}{(\alpha_{IG} + \theta)^2} \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} s_n \right) \geq 0 \quad \text{since } \alpha_{IG} \leq 1 \quad \text{and } \sigma > 1 \end{aligned} \quad (\text{B1})$$

Similarly, total differentiation of equation (18) with respect to the share of voters who belong to the interest group, α_{IG} , is positive:

$$\frac{\partial \text{LHS}}{\partial \alpha_{IG}} = \frac{1}{(\alpha_{IG} + \theta)^2} \frac{\sigma - 1}{\sigma} s_n > 0 \quad (\text{B2})$$

The inverse of mark up (IMU) also impacts on the proxy of the level of freeness; as $IMU = (\sigma - 1)/\sigma$ increases, the proxy expression diminishes since:

$$\frac{\partial LHS}{\partial IMU} = -\frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} s_n < 0 \quad (B3)$$

The own price and substitution elasticities are represented by only one parameter, σ :

$$\begin{aligned} \frac{\partial LHS}{\partial \sigma} &= -\frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} s_n \left[\frac{\sigma - (\sigma - 1)}{\sigma^2} \right] + s_n \\ &= -\frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} s_n \left[\frac{1}{\sigma^2} \right] + s_n \end{aligned} \quad (B4)$$

Government will follow a modified Ramsey rule if expression (B4) is positive; hence condition (C4) is derived by taken into account that $\partial LHS/\partial \sigma > 0$, which implies:

$$1 > \frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \left[\frac{1}{\sigma^2} \right] \quad (\text{Condition (C4)})$$

Finally, the impact of the share of firms on the proxy level of freeness equals:

$$\frac{\partial LHS}{\partial s_n} = -\frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \frac{(\sigma - 1)}{\sigma} + \sigma \quad (B5)$$

When $\partial LHS/\partial s_n > 0$, the following inequality holds:

$$1 > \frac{(1+\theta)}{(\alpha_{IG} + \theta)} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{1}{\sigma} \right] \quad (\text{Condition (C5)})$$

Electoral effects of intergovernmental fiscal transfers: An application to local elections in the province of Córdoba, 1995-2011*

*Efectos electorales de las transferencias fiscales intergubernamentales:
Una aplicación para las elecciones locales en la provincia de Córdoba, 1995-2011*

SEBASTIÁN FREILLE

*Unidad Asociada CONICET - Área de Ciencias Sociales y Humanidades,
Universidad Católica de Córdoba
sebastian.freille@gmail.com*

MARCELO CAPELLO

*Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba
y IERAL de Fundación Mediterránea
marcapello@gmail.com*

ABSTRACT

We examine the impact of decentralized public policy in the form of intergovernmental fiscal transfers on local election outcomes –the probability of reelection. We assemble a new and unique dataset recording every local executive election in the period 1995-2011 and examine the electoral effect of various types of intergovernmental fiscal transfers. We find that the odds of reelecting local incumbents are increasing in the incumbency dummies for both major parties. Local governments which receive a positive discretionary transfer from the provincial government have also associated higher odds of being reelected. The probability of reelection is also increasing in the difference in the vote share between the winner and the runner up in the previous election. Finally we find evidence that the amount of discretionary transfers per capita affect positively the probability of reelection only in those governments aligned with the provincial government. Our results are robust to controlling for other potential explanatory variables.

* We benefited from excellent research assistance from Guadalupe Martínez Crespo, Melisa Gorondy Novak, Gastón Michel and Nadia Pessina. We thank Alberto Porto, Luis Ignacio Lozano Espitia, José Silva Costa and María Cecilia Gáname for useful comments and suggestions. We also thank Valeria Brusco for providing us with data on local parties and mayors for the 1995-1999 period.

Key Words: Reelection, Transfers, Fiscal Policy, Municipalities.

JEL Classification: H72, C23, C25.

RESUMEN

Analizamos el impacto de la política pública descentralizada bajo la forma de transferencias fiscales inter-gubernamentales sobre los resultados electorales a nivel local. Usando una base de datos especialmente compilada para este trabajo, examinamos el impacto de diferentes tipos de transferencias inter-gubernamentales sobre la probabilidad de reelección. Encontramos que la probabilidad de reelección de los incumbentes es creciente en las dummies de incumbencia para los dos principales partidos. Los gobiernos locales que reciben un monto positivo de transferencias discretionales desde el gobierno provincial también poseen mayores probabilidades de ser reelegidos. La probabilidad de reelección también es creciente en relación a la diferencia en el porcentaje de votos entre el primero y el segundo en la elección previa. Finalmente, encontramos evidencia de que el monto de transferencias discretionales per capita afecta positivamente la probabilidad de reelección sólo en aquellos gobiernos locales alineados políticamente con el gobierno provincial. Nuestros resultados son robustos a la inclusión de variables de control adicionales.

Palabras Clave: Reección, Transferencias Inter-Gubernamentales, Política Fiscal, Gobiernos Locales.

Código JEL: H72, C23, C25.

I. BACKGROUND AND MOTIVATION

In many federal countries, a large proportion of local governments rely almost exclusively on revenues other than their own. This may be due to the fact that many local governments have expenditure levels which are far larger than the amount of taxes collected locally. It may also be the result of the specific features of the inter-jurisdictional financial arrangements in place. Either way, this form of financing local spending may generate an incentive structure that discourages local fiscal discipline and may have adverse effects on electoral competition. In this paper, we focus on the political (electoral) effects of inter-governmental cash transfers for a sample of over 2000 local elections in Argentina. Our study makes two related contributions. Firstly, it introduces electoral competition as a predictor of the

probability of reelection. Secondly, it assesses the impact of different types of transfers –automatic, discretionary- on the probability of reelection.

There is a vast literature addressing the relationship between cash transfers and economic and political outcomes [Levitt (1995), Khemani (2003), Sakurai and Menezes-Filho (2008), Litschig and Morrison (2009), Brollo et al. (2009), Arvate et al. (2010) Brollo and Nannicini (2011)]. Levitt (1995) shows that higher federal transfers to a constituency increases the congressional incumbent's vote share by a significant margin. Using data for Brazilian municipalities, Sakurai and Menezes-Filho (2008) show that higher public expenditures increase the probability of reelection of Brazilian mayors; more specifically, higher capital expenditures in the years preceding the election and higher current expenditures in the election year increase the probability of reelection. There are several studies exploring various aspects of the relationship between fiscal transfers and electoral results for Argentine municipalities. Porto and Porto (1999) suggest that fiscal performance during the election year and the previous year is a significant predictor of the probability of reelection of local mayors in the Buenos Aires province. Similarly, Porto and Porto (2000) find that capital expenditures are associated with a greater probability of reelection. More recently, a paper by Cingolani et al. (2009) finds that municipalities and townships which receive discretionary transfers in the election year increase their probability of reelection; another paper by Paniagua (2012) find that provincial transfers are distributed politically to municipal governments in her study of two Argentine provinces, Buenos Aires and Córdoba. Although the scholarly literature has found reelection rates of local mayors and governors (and legislators) to be rather high [Porto and Porto (1999), Porto and Porto (2000), Sakurai and Menezes-Filho (2008), Levitt (1995)], there are various differing explanations as to the variables that influence the probability of reelection.

The choice of local governments of the province of Cordoba is made on the basis of its significance as a politically decentralized constituency –the province with the largest number of local governments- and the availability of disaggregated transfer and electoral data. The period examined also allows us to explore whether aligned and swing districts have been targeted by the provincial government –which remains the same political color throughout the period- by the selective allocation of discretionary funds.

The theoretical presumption behind our hypothesis is that the vote share of the incumbent party at the local level is directly related with the

amount of money spent in the local jurisdiction. More precisely, in line with a long-standing literature, we argue that the vote share going to the incumbent party is a function of spending financed with resources that are collected without local political effort; in other words, *the larger the share of spending which is financed through resources not locally collected –resources collected in other jurisdictions, automatic and discretionary transfers from the provincial and national government, resources collected from local taxes designed to be applied to non-local taxpayers¹–, the larger the vote share for the incumbent party*. Note that due to several data limitations obtaining vote shares, we use a proxy that has been widely used in the literature: the probability of reelection.

II. LOCAL GOVERNMENTS IN ARGENTINA

As of 2010, there are 2259 recognized local governments in Argentina, half of which have the legal status of municipality.² Local governments elect their own representatives and receive transfers from both the provincial and national governments. In most provinces, a population of at least 10000 is required for a municipality to have the right of sanctioning their own municipal charter. Smaller local governments are not entitled to this. In many aspects, Argentine municipalities are afforded a great deal of autonomy by law. Due to the tax-sharing system, however, in practice municipalities are heavily dependent on both automatic and discretionary transfers from above. This is the case for the large majority of Argentine local governments where own-source municipal revenues amount to less than half of total revenues; in many cases, own-source revenues are less than 10% of total revenues. On av-

-
1. There are several types of such resources applied in local governments such as the *Tasa de Abasto*, whose aim is to tax products entering the jurisdiction from other jurisdictions and has been levied by local governments in the Buenos Aires province, the *Tasas de publicidad y propaganda*, which is levied on advertising in local trades especially in the provinces of Mendoza and Córdoba, and *Contribuciones sobre ventas de extraña jurisdicción*, which is particularly important in the province of Córdoba where most of the mid-size and large municipalities have gradually imposed taxes on sales which are carried out locally by non-resident firms.
 2. Each province has its own municipal regime which, among other things, specify the population criteria for being considered a municipality and provisions regarding their autonomy. The population requirements are usually higher in larger provinces –criteria range from 2000 to 10000 for Santa Fe, Córdoba and Salta– than in smaller provinces –criteria range from 500 to 1000 for Catamarca, Corrientes, Chaco, La Pampa, Neuquén and Santa Cruz. Several provinces define different types of municipalities according with population size; this often entails different fiscal and political autonomy regimes. The legal status for units not meeting the population requirement for a municipality varies between provinces –Comisión de Fomento, Comuna, Comisión Municipal, Delegación Municipal, Comisión Rural– although most of them face similar restrictions on their fiscal and political autonomy.

verage for municipalities in over half of the Argentine provinces, only around 3 out of 10 pesos –the local currency- are collected locally.³

Municipal governments in Argentina are heterogenous in several aspects. They differ in total population –three municipalities with over a million inhabitants while several municipalities in Chaco, Corrientes and other provinces have less than 1000 inhabitants-, economic status –from rich and resourceful agricultural and industrial districts with large tax bases to desolate and impoverished municipalities with little own-source revenues-, and the extent of their capacity and autonomy –municipalities providing a wide range of public services to municipalities providing only the most basic set of services. Figure 1 shows the average local government population and the total number of local governments by province. The five largest provinces –Buenos Aires (BUE), Mendoza (MZA), Córdoba (CBA), Santa Fe (SFE), and Entre Ríos (ERI) have very different distributions of local governments. While the first two have the largest average population by local government, local governments in the latter are amongst the least populated districts on average. For all the other provinces, however, a clear pattern emerges: there seems to be a negative association between total number of local governments and average local population size.

II.1 The province of Cordoba: an ideal testing ground

The province of Cordoba boasts the largest number of local governments and is also among the provinces with the smallest average district size (7955 inhabitants). The average locality in the province of Córdoba has a population 12 to 14 times smaller than the average locality in the provinces of Buenos Aires and Mendoza.⁴ According to its *Ley Orgánica de Municipios* which rules on all important organizational and fiscal municipal matters, local governments are of two types: municipalities (“municipio”), with a population larger than 2000, and townships (“comuna”), with a population below 2000.⁵ This distinction between municipalities and townships is important since the tax-sharing scheme between the Province of Cordoba and the local governments has different provisions for both types of governments. The financial arrangements between the province of Cordoba and its local governments are laid out in the Ley 8663 - *Régimen de Coparticipacion de*

3. This includes the sale of public assets and capital resources which are highly volatile.

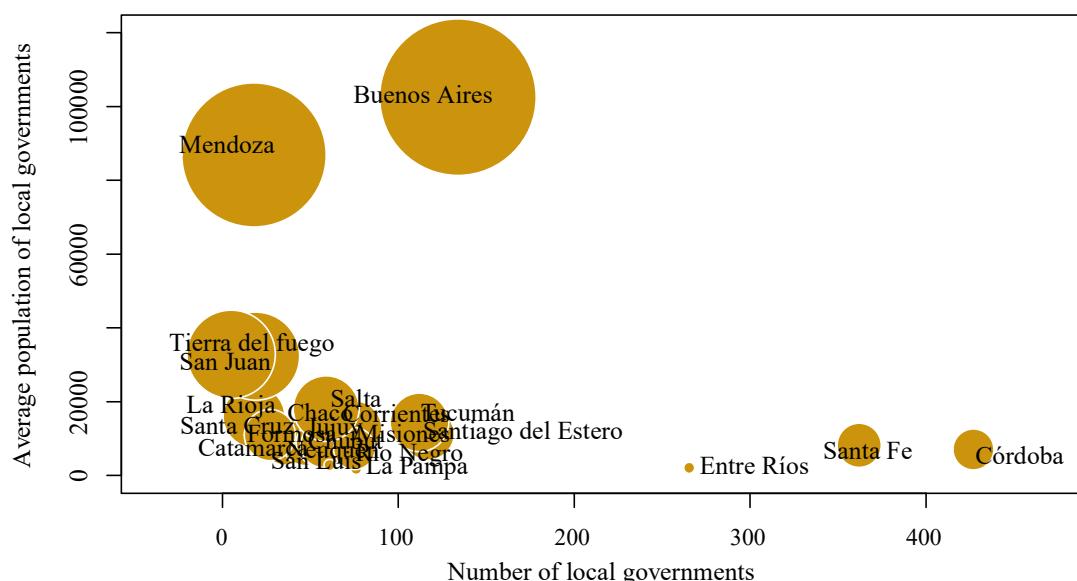
4. This ratio is even smaller if we exclude the capital cities in each of the provinces.

5. All municipalities with a population larger than 10000 are considered cities (“ciudades”) and are granted the right to sanction their own Carta Orgánica which is the equivalent to the local Constitution.

Impuestos entre la Provincia y sus Municipalidades y Comunas. According to this tax-sharing law, the total amount of transfers that the provincial government distributes to the lower level –known as primary distribution– is made up of 20% of the provincial sales tax, 20% of the housing tax and 20% of the amount that the province itself receives from the National government as transfers from the national tax-sharing fund. This total is split between local governments to form the secondary distribution in the following manner: 80.5% goes automatically to municipal governments; 3% goes automatically to local townships and other local communities; 12% goes to local governments which run their own public health services through the *Fondo para el Financiamiento de la Descentralización*; 1.5% are selectively assigned to struggling governments –these are usually known as *Aportes del Tesoro Provincial*–; and 3% goes to pay for general and infrastructure investment in selected municipalities and townships through the *Programa de Asistencia Municipal*. The latter are, in practice, highly discretionary.⁶

For a large majority of local governments in the province of Córdoba, public spending is financed by transfers from the provincial level.⁷

Figure 1:
Number of local governments and average population by district size (total population)



6. It is relevant to note that more than 83% of this fund is allocated automatically to local governments depending on population and government type –devolution and population criteria–; while only around 4.5% and 16.5% are subject to more political discretion in their allocation –redistributive and political criteria.

7. They also receive non-automatic transfers from the Federal level.

Local tax bases are virtually non-existent in most local governments below 2000 inhabitants and represent only a small fraction of total revenues in municipalities with less than 5000 inhabitants. However, municipalities with populations above 10000 inhabitants –only around 10% of total local governments- often collect local taxes and other revenues to meet their expenditures. On the other hand, local debt levels have been falling markedly relative to transfers throughout the period under examination. As Table 1 shows, the average ratio of total debt relative to total transfers went from 0.90 in 2001 to less than 0.20 in 2010.⁸ Larger municipalities tend to have debt-to-transfers ratios above 1 while smaller municipalities and townships show ratios below 1.⁹

Although we do not have data on the structure of local government revenues, the available information suggests that in 80% –328 out of 427- of the local jurisdictions the level of public spending is by and large financed by transfers from above.¹⁰ Although these jurisdictions represent only around 13% of the population of the province, they are electorally relevant on two fronts: they contribute votes to both the executive –proportional representation elected in a unique district- and legislative provincial election –mixed-member district with around two-thirds of the Legislature elected through proportional representation in a unique district (Province) and around one-third elected in single-member district plurality voting (where districts are lower level provincial administrative divisions known as *Departments*).¹¹

8. This only includes municipalities as we could not obtain the total debt for townships and villages for 2010.

9. Due to the limited availability of data on public debt holdings, we are only able to get a rather sketchy picture of the importance of public debt as a source of local government financing. However, since total transfers are largely automatic and follow a population and devolution criteria it is clear that public debts have either fallen or grown at a much slower rate than total transfers. During this period, the evidence shows, transfers appear to have been by and large the main source of local government financing.

10. If debt is a significant local government resource then it may be the case that this had an impact on the probability of reelection. Unless local governments were able to issue as much public debt as they wanted at a negligible cost, a higher public debt position implies a lower spending levels for a given tax rate and/or higher tax rates to maintain a given spending level –both diminish theoretically the probability of reelection through a higher cost of raising local taxes and/or lowering local public spending. In the empirical analysis below, we include the public debt position to control for this possibility.

11. It is interesting to note that since each Department elects a legislator for the provincial legislative assembly, population size is hardly a good indicator of political relevance. In other words, small municipalities and townships often play a critical role in regional politics due to their alignment with the provincial government and/or due to strategic political reasons. In fact, a relevant proportion of provincial legislators in recent decades have previously held office as mayors in small local governments.

Table 1: Local government debt relative to total transfers

Local government population							
Year	Total	less 2000	2000- 5000	5000- 10000	10000- 25000	25000- 50000	over 50000
2001	0.90	0.64	0.85	1.09	1.70	1.15	1.52
# govs	249	106	62	47	22	7	5
2010	0.18	0.10	0.12	0.22	0.23	0.36	1.09
# govs	254	93	62	52	33	9	5

Note: Since we only have complete debt data for municipalities –the debt information for townships and villages is missing for 2010– for both years, we include only municipalities for the calculations above.

III. DATA AND METHODOLOGY

Data on transfers come from the annual release of the *Cuenta de Inversión Ejercicio Financiero* by the Ministry of Finance of the province of Cordoba.¹² We group transfers into automatic and discretionary.

III.1 Automatic transfers: COPA and FOFINDES

The *Co-Participación a Municipios* (COPA) is by and large the most important transfer that local governments receive. It is non-earmarked and is distributed according with both a devolutive –population- and redistributive –minimum provision- criteria. Significantly smaller, the *Fondo para el Financiamiento de la Descentralización* (FOFINDES) is also non-earmarked although it compensates those local governments running their own health services.¹³

III.2 Discretionary transfers: ATP, ATN, and PAM

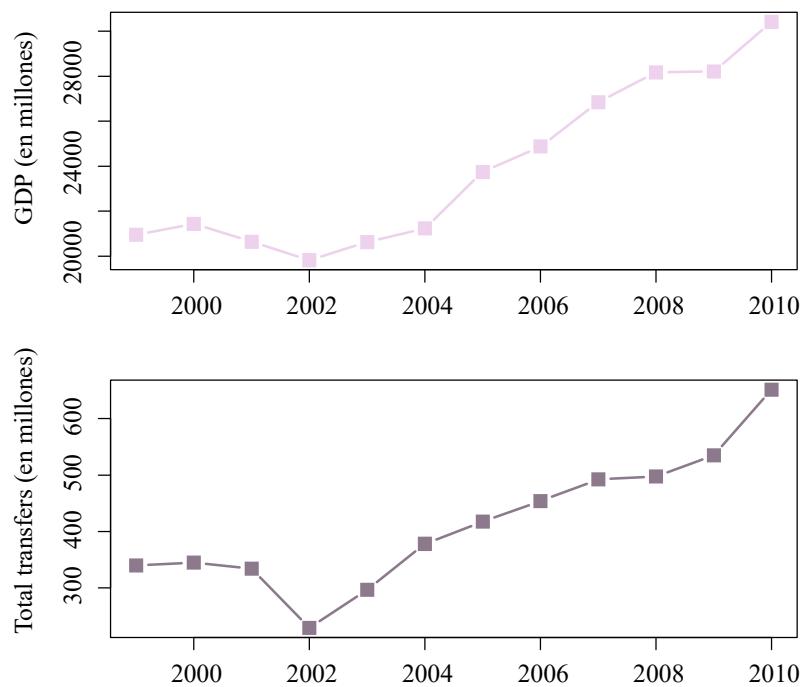
These transfers are neither automatic nor allocated on the basis of any devolutive or redistributive criteria. Two of these are given out at the will of the Provincial government –*Fondo para Emergencias y Desequili-*

12. We have adjusted all the financial data for inflation using the regional GDP deflator. We also adjust for government size by using constant-prices transfers per capita in all cases.

13. The provision of basic and low-level healthcare services were transferred (continued on next page) (continued from previous page) to municipalities and townships by National law starting 1989. Between 1989 and 1995, local governments initially were paying for non-personnel costs and capital expenditures. After the provincial economy went into a deep economic crisis in 1995, both personnel and other running costs were transferred to the local governments which eventually caused an increase in debt levels of local governments. See Cingolani (2001) for more details.

librios Económicos (ATP) and *Programa de Asistencia Municipal (PAM)*. The third fund –*Aportes del Tesoro Nacional (ATN)*- consists of discretionary transfers from the National government.

Figure 2:
**GDP and total transfers to municipalities and townships
of the province of Córdoba, 1999-2011 (in millions of constant 1993 pesos)**

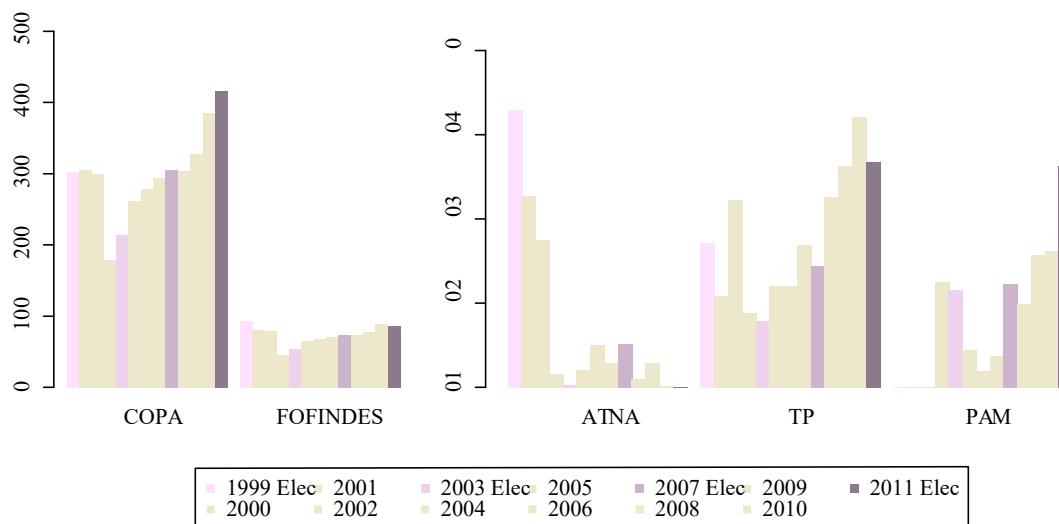


There are no official accounts or estimates for local economic activity.¹⁴ However, since decentralized automatic transfers are highly correlated with the evolution of provincial economic activity, they can be used as a first-hand proxy of local economic activity. Therefore, we use the automatic transfer variables to capture at least part of the effect of local (regional) economic conditions on the probability of reelection. Contrarily, discretionary transfers (ATN, ATP, PAM) are better suited to capture political influence on the probability of reelection. Figure 3 presents the evolution of both types transfers for the period 1999-2011. On the left panel, we can see that both automatic transfers closely match the evolution of provincial GDP per capita. The right panel shows that discretionary transfers –ATN, ATP and PAM- are only loosely associated with the evolution of provincial economic

14. The only available information on regional economic activity is the series on departmental GDP estimations produced by the province of Cordoba that we use as a control variable in the econometric section.

activity and are prone to sharp variations from one year to another. National transfers tend to be rather unimportant after 2003 but provincial transfers have grown in size in recent years. More importantly, some of these transfers seem to increase sharply in election years.

Figure 3: Average transfers per capita by type, 1999-2011



III.3 Election data

Local government elections in the province of Córdoba are held regularly every 4 years. During the period under study, there were local executive elections in 1995, 1999, 2003, 2007 and 2011. All 427 mayors and council chiefs are elected throughout the election year. We collected electoral data from the *Justicia Electoral de la provincia de Córdoba* and *Justicia Federal Electoral*. However, since data are only available for those local elections concurring with the provincial election, we gathered data from both selected local jurisdictions and from secondary sources –regional and local newspapers and radio stations.¹⁵ We obtained three types of data on elections characteristics and outcomes. Firstly, we recorded information on both winning parties and mayors to construct incumbency dummies and re-election dummies.¹⁶ Secondly, we collected data on vote shares for each

15. Obtaining data directly from the local electoral councils is often difficult due to poor record keeping thereby we resorted to many secondary sources. We are aware that errors and inaccuracies may be present in our data.

16. We end up with a balanced panel with 427 cross-sectional units and 5 time periods, 2135 observations in total.

of the major parties in each election year and data on margin of victory.¹⁷ Finally, we also recorded election dates to create dummies and “distance” variables between local and provincial/national dates.

III.4 Data modelling and estimation

Table 2 summarizes the electoral data. The reelection rate of parties and mayors stands at around 76% and 61% respectively for all years. Mayors have lower reelection rates due to a number of different reasons such as primary elections, deaths, resignations and removals. The reelection rate is increasing throughout the period going from 73.07% and 54.57% respectively in the 1999 election to 78.45% and 69.55% respectively in the 2011 election. Also, the reelection rates for municipalities are slightly lower than for townships, specially if we look at reelection of mayors.

Our estimation approach follows a two-step procedure. Firstly, we test whether the probability of reelection is affected by the amount and type of transfers that local mayors receive. We use a logistic regression approach. The main independent variable is the amount of per-capita transfers from the national and provincial government to the local governments. We also include additional controls such as dummies for incumbent parties. Our baseline specification is:

$$REELEC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TRF_{i,t} + \beta_2 PJINCPRE_{i,t} + \beta_3 UCRINCPRE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

where $REELEC_{i,t}$ is a dummy recording whether the incumbent party was re-elected (1) or not (0) in the locality i for the election year t ; $TRF_{i,t}$ is a variable that captures per capita transfers to locality i in the election year t ; $PJINCPRE_{i,t}$ and $UCRINCPRE_{i,t}$ are party incumbency dummies for locality i and period t for PJ and UCR parties.

We run the regressions for both reelection of parties and mayors using a logistic regression with pooled observations. We do not use a fixed-effects

17. The two major nationwide parties in Argentina are the Partido Justicialista (PJ) and the Unión Cívica Radical (UCR). Both have widespread presence at sub-national levels: in fact, only 12% of the total number of elections have been won by parties other than the UCR and PJ. We also recorded vote shares obtained by three other parties: the Partido Nuevo, later renamed Frente Cívico formed in 2003; a local grassroots party known as the Unión Vecinal and the Frente para la Victoria, the ruling party at the National level. The reason we include the latter is that the PJ at the national level is fragmented in two blocks: the Frente para la Victoria and the Peronismo Federal.

Table 2:
Re-election of parties and mayors

All four elections

Group	Parties					Mayors			
	Reelect	Change	Total	RR	Reelect	Change	Total	RR	
Full sample	1295	413	1708	75.82	1044	664	1708	61.12	
Municipalities	759	246	1005	75.52	596	409	1005	59.30	
Townships	536	167	703	76.24	448	255	703	63.72	

1999 Election

Group	Parties					Mayors			
	Reelect	Change	Total	RR	Reelect	Change	Total	RR	
Full sample	312	115	427	73.07	233	194	427	54.57	
Municipalities	182	67	249	73.10	132	117	249	53.01	
Townships	130	48	178	73.03	101	77	178	56.74	

2003 Election

Group	Parties					Mayors			
	Reelect	Change	Total	RR	Reelect	Change	Total	RR	
Full sample	316	111	427	74.00	238	189	427	55.74	
Municipalities	185	64	249	74.30	136	113	249	54.62	
Townships	131	47	178	73.60	102	76	178	57.30	

2007 Election

Group	Parties					Mayors			
	Reelect	Change	Total	RR	Reelect	Change	Total	RR	
Full sample	332	95	427	77.75	276	151	427	64.64	
Municipalities	196	53	249	78.71	156	93	249	62.65	
Townships	136	42	178	76.40	120	58	178	67.42	

2011 Election

Group	Parties					Mayors			
	Reelect	Change	Total	RR	Reelect	Change	Total	RR	
Full sample	335	92	427	78.45	297	130	427	69.55	
Municipalities	196	62	258	75.97	172	86	258	66.67	
Townships	139	30	169	82.25	125	44	169	73.96	

The column RR in each block denotes the reelection rate for each category. It is calculated as the number of reelections as a fraction of the total number of elections. There are 249 municipalities and 178 townships during 1999 and 2007; and 258 municipalities and 169 townships during 2007 and 2011. Source: Own elaboration based on data from the Justicia Electoral and other sources.

logistic regression due to the incidental parameter problem, which may be really important in our case due to the small T and relatively large N, thus increasing the the number of nuisance parameters (Abrevaya, 1997).¹⁸ In such cases, there are three alternative approaches: the traditional random effects (RE) logit model, the conditional fixed-effects logit and the Mundlak-Chamberlain approach. The first two approaches require to some extent that the individual effects are not correlated with the explanatory variables –an assumption that is not valid for our data-; while the third approach does not require independence between explanatory variables and individual effects, it does require explicit functional forms. Since there is little advantage to the random effect model as compared to a pooled model, we decided to run pooled logit models.

Table 3 shows models for reelection of parties. We include two variables for automatic transfers –*copapc* and *fofindespc*; *copapc* is our main proxy local economic activity. It comes out as not significant in any of the models. The same applies to *fofindespc*. Incumbency dummies –*pjincpre* and *ucrincpre*- are both statistically significant and with the expected sign: incumbency gives an advantage to parties since it is positively associated with the probability of reelection for the main two parties. The models represent a reasonably good fit of the data given the log-likelihood ratio statistic and the residual deviance. The last column reports odds ratios for the last model: localities where the incumbent party is the PJ and UCR are 3.16 and 1.94 times more likely to gain reelection respectively compared to incumbents from other parties. Interestingly, the *pjincpre* variable doubles also as a dummy for political alignment with the governor: since the *Partido Justicialista (PJ)* was the incumbent party at the provincial level from 1999 to 2011, all local governments ruled by the PJ are considered party-aligned with the provincial level.

The amount of discretionary transfers have little (if any) effect on the probability of reelection: although the coefficients for *atppc*, *atnpc*, and *pampc* are all positive, they are not statistically significant. However, including a dummy for a locality receiving (1) or not-receiving (0) each type of discretionary transfer in the election year changes the results somewhat. The coefficients associated with *atpd* and *atnd* –transfers from the provincial and national government respectively- are not statistically significant; however, the coefficient

18. Additionally, the nature of our data means that the main independent variables change little over time so most of the variation is explained by the between-unit variation. In these cases, the standard errors of the fixed-effects coefficients are often too large.

Table 3:
Reelection of parties, pooled logistic regression, 1999-2011

	(1) reelecpc	(2) reelecpc	(3) reelecpc	(4) reelecpc	(5) reeelecp	(6) reeelecp	(7) reeelecp	(Odds) Model 7
<i>copapc</i>	-0.0002 (0.0002)	0.99						
<i>fofindespcc</i>	0.001 (0.001)	1.00						
<i>pjincpre</i>	1.424*** (0.181)	1.391*** (0.182)	1.409*** (0.185)	1.430*** (0.182)	1.411*** (0.182)	1.394*** (0.183)	1.279*** (0.186)	3.16
<i>ucrincpre</i>	0.736*** (0.175)	0.732*** (0.175)	0.730*** (0.176)	0.746*** (0.175)	0.721*** (0.175)	0.751*** (0.175)	0.743*** (0.176)	1.94
<i>atppc</i>		0.004* (0.002)						
<i>atpd</i>			0.052 (0.120)					
<i>atnpsc</i>				0.001 (0.002)				
<i>atnd</i>					0.194 (0.149)			
<i>pampc</i>						0.003 (0.002)		
<i>pamd</i>							0.469*** (0.132)	1.60
Constant	0.167 (0.164)	0.162 (0.165)	0.145 (0.171)	0.156 (0.164)	0.139 (0.165)	0.153 (0.163)	0.049 (0.168)	
Observations	1708	1708	1708	1708	1708	1708	1708	
Log Likelihood	-914.613	-912.417	-914.517	-913.895	-913.744	-913.519	-908.180	
Akaike Inf. Crit.	1.839.225	1.836.835	1.841.035	1.839.789	1.839.487	1.839.038	1.828.361	

Note: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Standard errors in parentheses. All transfer variables are measured in per capita terms. Transfer variables ending in “d” are transfer dummies. Odds-ratios above 1 imply a positive effect on the reelection probability

for *pamd* –discretionary transfers belonging to the Programa de Asistencia a Municipios (PAM)- is positive and highly statistically significant.¹⁹

Table 4 shows the regression results for the reelection of mayors. The results are somewhat different to those for the reelection of parties, particularly with respect to the party incumbency dummies. Neither *pjincpre* or *ucrincpre* are statistically significant as predictors of the probability of reelecting the mayor. Although this may be against the incumbency advantage theory, we think it may be due to the large number of cases where party and mayor reelection do not coincide –there are over 300 instances where party gets reelected while mayor does not and nearly 70 instances where mayor gets reelected but running for a different party.²⁰ The automatic transfer variables are not statistically significant but some of the discretionary transfers are. This is the case of *pampc* –amount of per capita transfers– and *pamd* –dummy for receiving a trasnfer or not in the election year.

The coefficient is statistically significant in both cases and the odds-ratios are shown in the last column. This evidence supports the results from Table 3 regarding the positive association between discretionary PAM funds and the probability of reelection. In particular, the evidence up to this point would seem to suggest that the probability of reelection is related to whether a local government receives or not the PAM transfer. However, although the amount of (discretionary) transfers per capita do not affect the probability of reelection, it may have an effect on the margin of victory.²¹

19. The *pam* or *Programa de Asistencia a Municipios (PAM)* was created in 2002 and it was specifically oriented to assisting municipalities and townships meet extraordinary expenditures arising due to fast population growth, the need for basic public infrastructure and the improvement of basic public services. Although these funds are meant to complement the automatic transfers, the provincial executive has significant power over the allocation of these funds since they are non-reimbursable. Cingolani et al. (2005) argue that these transfers are loosely regulated thereby leaving ample room for using political criteria in their allocation. The authors cite anecdotal evidence on several scandals concerning the arbitrary distribution of these transfers in 2005.

20. It is quite common at the local level to have candidates switching from grassroot parties to one of the major parties, usually the Unión Civica Radical (UCR), and also candidates switching between the two major parties. Additionally, the Partido Justicialista (PJ) has a history of factionalism, the most recent version separating the Kirchner's flavour of Peronismo from the Peronismo disidente –or Peronismo federal.

21. As was noted above, we have limited information on the vote shares variable. For this reason, we will not compare the same models but with different dependent variables –i.e. reelection/non reelection vs margin of victory.

Table 4:
Reelection of mayors, pooled logistic regression, 1999-2011.

	(1) reelecm	(2) reelecm	(3) reelecm	(4) reelecm	(5) reelecm	(6) reelecm	(7) reelecm	(Odds) Model 7
<i>copapc</i>	0.0000 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	1.000
<i>fofindesp</i>	0.0009 (0.0008)	0.0005 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0010 (0.0008)	0.0009 (0.0008)	0.0012 (0.0008)	0.0012 (0.0008)	1.001
<i>pjincpre</i>	0.2384 (0.1735)	0.1987 (0.1744)	0.1786 (0.1762)	0.2330 (0.1737)	0.2303 (0.1738)	0.1762 (0.1751)	0.0986 (0.1780)	1.104
<i>ucrincpre</i>	-0.1093 (0.1736)	-0.1155 (0.1739)	-0.1342 (0.1743)	-0.1166 (0.1740)	-0.1180 (0.1739)	-0.0905 (0.1738)	-0.1097 (0.1743)	0.896
<i>atp</i>		0.0038** (0.0016)						
<i>atpd</i>			0.2107 (0.1044)					
<i>atn</i>				-0.0002 (0.0003)				
<i>atnd</i>					0.1036 (0.1250)			
<i>pam</i>						0.0053*** (0.0020)		
<i>pamd</i>							0.4178*** (0.1111)	1.518
Observations	1708	1708	1708	1708	1708	1708	1708	
Log Likelihood	-1134.56	-1.131.148	-1.132.627	-1.134.387	-1.134.314	-1.130.276	-1.127.526	
Akaike Inf. Crit.	2.275.600	2.271.000	2.273.900	2.277.100	2.276.600	2.267.900	2.263.000	

Note: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Standard errors in parentheses. All transfer variables are measured in per capita terms. Transfer variables ending in “d” are transfer dummies. Odds-ratios above 1 imply a positive effect on the reelection probability

Table 5 presents the results of including additional control variables to the baseline model. The first three models –models (1), (2) and (3)- are for the reelection of parties while the last three models are for the reelection of mayors. Models (1) and (4) include the degree of electoral competition in the jurisdiction in the previous election –diff12²². This means we lose one

22. This variable measures the difference in vote shares for the winner and the runner up.

Table 5:
Reelection of parties and mayors, additional controls, 1999-2011

	reelecp			reelecm		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>copapc</i>	-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	-0.0004 (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)
<i>fofindespc</i>	0.0017 (0.0015)	0.0016 (0.0015)	0.0023 (0.0018)	0.0013 (0.0013)	0.0015 (0.0013)	0.0017 (0.0015)
<i>pjincpre</i>	1.3642*** (0.2940)	1.3632*** (0.2945)	1.3633*** (0.2947)	0.2557 (0.2761)	0.2342 (0.2770)	0.2350 (0.2771)
<i>ucrincpre</i>	0.8309*** (0.2964)	0.8342*** (0.2969)	0.8245*** (0.2974)	0.0683 (0.2832)	0.0474 (0.2841)	0.0432 (0.2845)
<i>pamd</i>	0.5571*** (0.1799)	0.5777*** (0.1927)	0.5559*** (0.1944)	0.4554*** (0.1538)	0.5090*** (0.1662)	0.4998*** (0.1681)
<i>diff12</i>	5.4304*** (0.7074)	5.4572*** (0.7116)	5.4913*** (0.7121)	4.3374*** (0.5277)	4.2262*** (0.5309)	4.2439*** (0.5332)
<i>year2003</i>		-0.1331 (0.3330)	-0.0976 (0.3324)		-0.1672 (0.2987)	-0.1546 (0.2979)
<i>year2007</i>		-0.0615 (0.3045)	-0.0210 (0.3086)		0.0863 (0.2758)	0.1017 (0.2791)
<i>year2011</i>		-0.1444 (0.2979)	-0.1209 (0.2997)		0.2790 (0.2715)	0.2886 (0.2729)
<i>muni</i>			0.1677 (0.2119)			0.0652 (0.1816)
Constant	-1.0560*** (0.3108)	-0.9692** (0.3851)	-1.1191*** (0.4308)	-0.8663*** (0.2876)	-0.9151** (0.3574)	-0.9743** (0.3941)
Observations	916	916	916	916	916	916
Log Likelihood	-4.450.267	-4.448.560	-4.445.399	-5.685.093	-5.658.685	-5.658.039
Akaike Inf. Crit.	9.040.534	9.097.119	9.110.798	1,151.0190	1,151.7370	1,153.6080

Note: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Standard errors in parentheses. All transfer variables are measured in per capita terms. Transfer variables ending in "d" are transfer dummies. Odds-ratios above 1 imply a positive effect on the reelection probability

election period, hence the reduction in the number of observations.²³ This variable is highly significant in both regressions –parties and mayors- and has the expected sign: lower electoral competition is positively associated with the probability of reelection. Incumbency dummies are only significant for the reelection of parties echoing the previous results. However,

23. Additionally, there is a significant drop in the number of observations since our data on vote shares is incomplete.

the dummy for discretionary transfers –*pamd*- is still positive and highly significant.²⁴ Models (2) and (5) include year dummies with the year 1999 as benchmark; the results suggests that localities in the 2007 election are around two times more likely to gain reelection than in 2003 –there is no such significant effect for the 2011 election. Finally, models (3) and (6) include a dummy for the size of municipal government –we assign a 1 to larger, municipal governments; a 0 to smaller, townships. The results show that municipalities are no more likely to gain reelection of parties. Interestingly, the variables capturing the incumbency advantage –*pjincpre*, *ucrincpre*-, the resource advantage –*pamd*- and the degree of electoral competition in the district –*diff12*- preserve their sign and significance throughout most of the models.

Table 6 shows regressions for the reelection of parties including controls for the concurrence of local with provincial and national elections. We have alternative measures for these variables: *provelecalign* and *natelecalign* are dummies recording whether the local election is held on the same day as the provincial and national election, respectively. Similarly, *daystoprovelec_va* and *daystonacelec_va* measure the numer of days (in absolute value) between the local and provincial and national elections data. These variables are often used to give a sense of “distance” between executive elections at different levels of government. These variables are almost never significant in any of these models. It does not seem that having local elections concur with provincial/national elections bear any effect on the probability of reelection of parties.

Thus far, we have ruled out possible interactions between the explanatory variables. If there are reasons to expect that the level of transfers –or, the decision to grant a transfer- may be dependent on the partisan alignment or the degree of political competition in a given district, then we must include these potentially relevant interactions. We are interested in one key interaction, the relationship between discretionary transfers and the political alignment of the local mayor. The results of these models are given in Table 7. All the models are run using the full sample except for the last two models which run the regressions for sub-samples. The incumbency dummies remain strongly significant as in the previous tables. The variable *pampc* –the amount of discretionary transfers per capita– does not seem to affect

24. There appears to be a relatively high correlation between positive PAM funds and the magnitude of electoral competition in the districts, measured as the difference in vote shares between the winner and the runner up.

Table 6:
Reelection of parties, additional controls, 1999-2011

	reeelecp							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
copapc	-0.0004 (0.0004)	-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	-0.0004 (0.0003)	-0.0004 (0.0004)	-0.001 (0.001)	-0.0004 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)
fofindespc	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.004)	0.003 (0.003)	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)
pjincpre	1.399*** (0.313)	1.302*** (0.308)	1.323*** (0.309)	1.334*** (0.309)				
ucrincpre	0.751** (0.312)	0.821*** (0.311)	0.808*** (0.310)	0.796** (0.311)				
pamd	0.616*** (0.191)	0.519*** (0.183)	0.577*** (0.191)	0.511*** (0.183)	0.785*** (0.237)	0.771** (0.332)	0.767*** (0.257)	0.756*** (0.246)
diff12	5.802*** (0.741)	5.647*** (0.739)	5.743*** (0.739)	5.679*** (0.737)	5.989*** (1.106)	6.535*** (1.244)	6.152*** (1.129)	6.159*** (1.126)
provelecalign	-0.371* (0.207)							
natelecalign		-0.208 (0.470)						
daystoprovelec_va			0.001 (0.001)				0.002 (0.002)	
daystonacelec_va				0.002 (0.002)				-0.007** (0.003)
Constant	-0.943*** (0.331)	-1.043*** (0.326)	-1.155*** (0.340)	-1.194*** (0.350)	0.053 (0.264)	-0.431 (0.272)	-0.083 (0.299)	0.480 (0.331)
Observations	864	864	864	864	552	293	515	515
Log Likelihood	-423.442	-424.977	-424.505	-424.443	-232.978	-57.881	-223.764	-221.582
Akaike Inf. Crit.	862.884	865.953	865.011	864.886	475.956	325.763	459.528	455.164

Note: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Standard errors in parentheses. All transfer variables are measured in per capita terms. Transfer variables ending in "d" are transfer dummies.

the probability of reelection. None of the interacted terms are statistically significant. The last two models test the effect of the amount of discretionary transfers per capita on the probability of reelection. Model (5) includes only districts where the incumbent party is the PJ, while model (6) only includes observations where the incumbent party is the UCR. One interesting result

comparing these two models is that the coefficient of *pampc* is positive and statistically significant for the PJ-incumbent sample while is not statistically different from zero for the UCR-incumbent sample. This suggest that the larger the discretionary transfers per capita to districts aligned with the provincial government, the larger the effect on the probability of reelection.

Table 7:
Probability of reelection: Models with interactions

	reelecpc					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>copapc</i>	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)	-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	0.0007 (0.0006)
<i>fofindesp</i> c	0.0012 (0.0009)	0.0008 (0.0010)	0.0010 (0.0010)	0.0016 (0.0011)	0.0003 (0.0016)	-0.0007 (0.0016)
<i>pjincpre</i>	1.1829*** (0.1927)	1.2681*** (0.1821)	1.1888*** (0.1939)	1.1257*** (0.3111)		
<i>pampc</i>	0.0033 (0.0062)	0.0027 (0.0024)	0.0032 (0.0063)		0.0099** (0.0041)	-0.0045 (0.0032)
<i>muni:pampc</i>		0.0024 (0.0062)				
<i>pamd</i>				0.1824 (0.5620)		
<i>ucrincpre</i>	0.6994*** (0.1805)	0.6779*** (0.1746)	0.7033*** (0.1811)	0.5613** (0.2573)		
<i>pjincpre:pampc</i>	0.0060 (0.0074)		0.0060 (0.0074)			
<i>pampc:ucrincpre</i>	-0.0069 (0.0070)		-0.0068 (0.0070)			
<i>muni</i>		-0.0809 (0.1442)	-0.0378 (0.1392)			
<i>pjincpre:pam</i> d				0.5875 (0.6581)		
<i>pam</i> d: <i>ucrincpre</i>				-0.1265 (0.6777)		
Constant	0.2457 (0.1681)	0.2998* (0.1791)	0.2672 (0.1856)	0.3119 (0.2336)	1.4998*** (0.1250)	0.8205*** (0.1288)
Observations	1,708	1,708	1,708	703	819	709
Log Likelihood	-9.102.319	-9.137.200	-9.101.949	-3.640.465	-3.693.903	-4.169.797
Akaike Inf. Crit.	1,836.4640	1,843.4400	1,838.3900	7.440.929	7.467.806	8.419.595

Note: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Standard errors in parentheses. All transfer variables are measured in per capita terms. Transfer variables ending in “d” are transfer dummies.

IV. CONCLUDING REMARKS

In this paper, we have studied the impact of decentralized public policy in the form of intergovernmental transfers on the probability of reelection of local governments in the province of Córdoba for the period 1995-2011. Our regressions show that there are two sources of variation in the probability of reelection of local mayors. Firstly, there is what is often called as the incumbency advantage or incumbency effect. This effect is strong and it may be due to a number of factors which we were unable to measure (number and quality of challengers; incumbent advertising and publicity; etc). Secondly, there is what we call a “resource effect”. This effect is somewhat smaller but still significant throughout most of our models and involves increasing the odds of being reelected for those local governments which receive a positive amount of the main type of discretionary transfer that the provincial government distributes among local governments. Furthermore, we find that the higher the amount of transfers per capita –pampc- the higher the odds of being reelected for those local governments which are aligned with the ruling party at the provincial level. This relationship is not present when we consider the subsample of local governments not aligned with the party.

V. REFERENCES

- Abrevaya, J. (1997). “The equivalence of two estimators of the fixed-effects logit model”. *Economics Letters*, 55 (1), 41–43.
- Arvate, P.R., Mendes, M. and Rocha, A. (2010). “Are voters fiscal conservatives? Evidence from Brazilian municipal elections”. *Estudos Econômicos* (São Paulo), 40 (1), 67–101.
- Brollo, F. and Nannicini, T. (2011). “Tying Your Enemy S Hands in Close Races: The Politics of Federal Transfers in Brazil,” IZA Discussion Paper No. 5698.
- Brollo, F.; Nannicini, T.; Perotti, R. and Tabellini, G. (2009). “Federal Transfers, Corruption, and Political Selection: Evidence from Brazil,” Technical Report, Mimeo, Bocconi University.
- Cingolani, M.; Mazzalay, V. and Nazareno, M. (2005). “Gasto público y estrategias de distribución. La asignación de recursos provinciales entre jurisdicciones locales. Córdoba, 2001-2004,” Technical Report, Prepared for the 7mo Congreso Nacional de Ciencia Política.
- Cingolani, M.; Mazzalay, V. and Nazareno M. (2009). “Gobiernos locales, redes y distribución del gasto provincial en Argentina. El caso de Córdoba,” Technical Report, Prepared for the 2009 Congress of the Latin American Studies Association.

- Cingolani, M. (2001). “La cooperación intermunicipal después de la descentralización en la Provincia de Córdoba: oportunidades y restricciones”. Cooperación intermunicipal en Argentina.
- Khemani, S. (2003). “Partisan politics and intergovernmental transfers in India”. World Bank Policy Research Working Paper No. 3016.
- Levitt, S.D. (1995). “The impact of federal spending on House election outcomes”.
- Litschig, S. and Morrison, K. (2009). “Electoral Effects of Fiscal Transfers: Quasi-Experimental Evidence from Local Executive Elections in Brazil, 1982–1988”. Technical Report, mimeo, Cornell University.
- Paniagua, M.V. (2012). “El Partido Justicialista y la asignación estratégica de recursos: Un estudio comparado del nivel subnacional en Argentina”. *Revista SAAP*, 6 (1), 0–0.
- Porto, A. and Porto, N. (1999). “Desempeño fiscal y resultados electorales,” Technical Report, Mimeo, La Plata, Universidad Nacional de La Plata-Departamento de Economía.
- Porto, A. and Porto, N. (2000). “Influencia de las condiciones económicas y fiscales sobre los resultados electorales provinciales y municipales”. Documento de Trabajo del Departamento de Economía Nro, 26.
- Sakurai, S.N. and Menezes-Filho, N.A. (2008). “Fiscal policy and reelection in Brazilian municipalities”. *Public Choice*, 137 (1), 301–314.

VI. APPENDIX

Table 8: Summary statistics for the main variables

Variable	Description	Min	Max	mean	n
<i>muni</i>	Dummy for municipal status	0.0	1.0	0.6	5551
<i>pop</i>	Total population	0.0	1322467.0	7090.7	5551
<i>idm</i>	Index of local development	13.0	77.9	49.8	249
<i>copapc</i>	Automatic transfers due to the Co-participación	25888.0	559689381.0	1708108.0	5551
<i>fofindespc</i>	Transfers to finance health decentralization	0.0	45083704.0	235502.7	5551
<i>atnpsc</i>	Non-automatic transfers from the National government	0.0	14733000.0	17297.0	5495
<i>atppc</i>	Non-automatic transfers from the provincial government	0.0	950000.0	30250.8	5548
<i>pampc</i>	Non-automatic transfers for extraordinary situations	0.0	1280000.0	31994.2	3845
<i>ffspc</i>	Fondo federal solidario	0.0	1192027000.0	1203978.1	1263
<i>fcomppc</i>	Fondo compensador	0.0	29365551.0	38231.9	1093
<i>ucrvts</i>	Total votes obtained by the UCR	10.0	126263.0	1085.3	536
<i>pjvts</i>	Total votes obtained by the PJ	6.0	73347.0	1002.9	676
<i>vecvts</i>	Total votes obtained by localist parties	14.0	100356.0	1447.9	141
<i>fcivvts</i>	Total votes obtained by the Frente Cívico	5.0	264442.0	1855.0	198
<i>othvts</i>	Total votes obtained by other parties	0.0	227149.0	2125.8	159
<i>totvts</i>	Total valid votes	25.0	623562.0	4000.6	700
<i>winsh</i>	Vote share of the winner party	0.2	1.0	0.5	700
<i>runsh</i>	Vote share of the runner-up party	0.1	0.9	0.3	670
<i>thirdsh</i>	Vote share of the third party	0.0	0.4	0.1	401
<i>diff12</i>	Vote share difference between winner and runner-up	0.0	0.9	0.2	670
<i>diff23</i>	Vote share difference between runner-up and third	0.0	0.5	0.2	401
<i>reelecp</i>	Dummy for reelected incumbent party	0.0	1.0	0.7	583
<i>ucrincpre</i>	Dummy for incumbent party UCR	0.0	1.0	0.3	3855
<i>pjincpre</i>	Dummy for incumbent party PJ	0.0	1.0	0.6	3855
<i>othincpre</i>	Dummy for incumbent party Other	0.0	1.0	0.1	3854

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.

Una radiografía del endeudamiento argentino

Implicancias del caso con *Holdouts*

The current scenario of Argentine debt
Implications of the case with holdouts

SOFÍA DEVALLE*^{**}

*Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba

**Instituto Argentino de Análisis Fiscal

sdevalle@iaraf.org

RESUMEN

En los últimos meses ha vuelto a tomar notoriedad pública el tema de los holdouts (los tenedores de bonos argentinos que no aceptaron la reestructuración de deuda propuesta por el gobierno en 2005 y 2010), a raíz del fallo del Juez Federal en la Corte del Distrito en Estados Unidos por el Distrito Sur de Nueva York, Thomas Griesa, a favor de un grupo de acreedores de bonos que no entraron en las últimas dos restructuraciones. En este marco, además de analizar las posibles implicancias que este fallo tiene sobre el sector privado en Argentina, resulta importante poner en contexto el problema de los holdouts. Para ello, se realiza a continuación una descripción del panorama del endeudamiento argentino, haciendo una reseña del pasado, presente y las perspectivas futuras.

Palabras clave: Política Fiscal, Argentina, Reestructuración de deuda.

Clasificación JEL: E62

ABSTRACT

In recent months he has retaken public attention the issue of the holdouts (the Argentine bondholders who did not accept the debt restructuring proposed by the government in 2005 and 2010), following the ruling of Federal Judge in the District Court in the United States by the Southern District of New York, Thomas Griesa, in favor of a group of creditors of bonds that did not enter the last two restructurings District. In this frame-

work in addition to analyzing the possible implications that this failure has on the private sector in Argentina, it is important to contextualize the problem of holdouts. To do this, then a description of the panorama of the Argentine debt is done, making a review of past, present and future prospects.

Key words: Fiscal Policy, Argentina, debt restructuring.

JEL Classification: E62

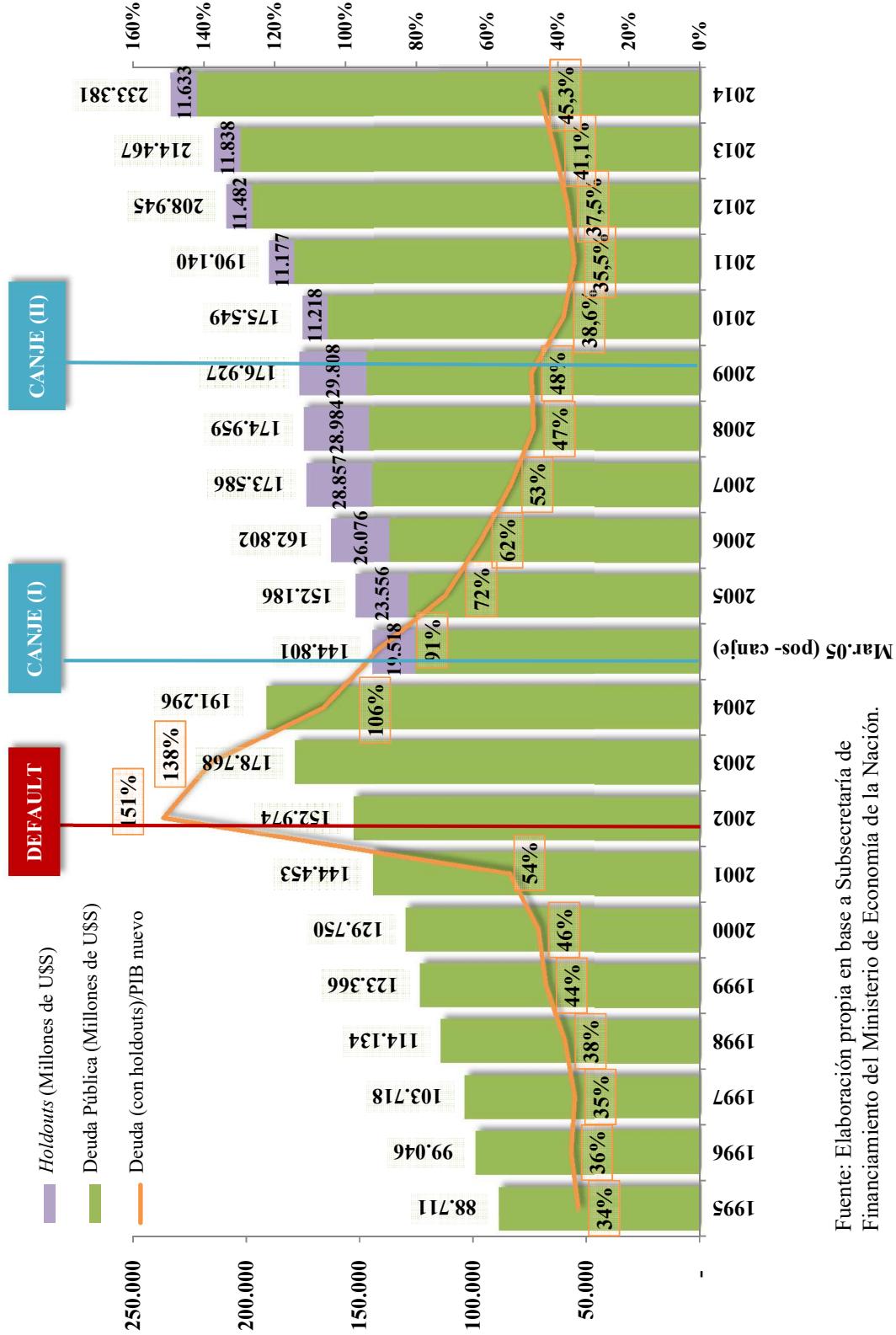
I. NIVEL DE DEUDA PÚBLICA: ¿CÓMO SE LLEGÓ A LA SITUACIÓN ACTUAL?

El stock de deuda pública a diciembre del 2014 (según estadísticas oficiales de la Subsecretaría de Financiamiento de la Nación) asciende a unos US\$ 233.381 millones, de los cuales US\$ 11.633 millones corresponden a deuda no ingresada en los Canjes 2005 y 2010, es decir a los llamados *holdouts*. En términos relativos, el total de deuda representa actualmente un 45,3% del PIB.¹

Observando la trayectoria de la deuda 20 años hacia atrás, se aprecia que luego de crecer a un ritmo sostenido en el período 1993-2001, en diciembre del 2001 se declara la cesación de pagos, con un stock total cercano a los US\$ 144.500 millones. La deuda siguió creciendo, llegando a un pico máximo de US\$ 191.300 millones en diciembre de 2004, y en marzo del 2005 se llevó adelante el proceso de reestructuración de la deuda, en el cual se canjearon los títulos de deuda en default por nuevos títulos que implicaban una importante quita de capital y un alargamiento de los plazos. Se logró una adhesión al canje del 76% de los títulos en default, con una quita promedio del 65%. Los nuevos títulos que se otorgaron fueron los siguientes: Discount (que suponían una quita de la deuda original), Par (que no llevaban quita, pero sí una tasa menor y un plazo mayor que el anterior), y Bonos Cuasipar (que implicaban una quita menor que los bonos Discount, pero estaban todos nominados en \$, a diferencia de los Par y Discount -que había en Pesos, Dólares, Euros y Yenes-). Los nuevos bonos fueron emitidos en distintas monedas y bajo distintas legislaciones y se les agregó además, a modo de incentivo, el “Cupón PIB”, que consiste en un bono atado al crecimiento de la economía argentina y que se paga proporcionalmente al PIB

1. Considerando la nueva serie del PIB publicada en este año, con base año 2004.

**Gráfico 1: Evolución del Stock de deuda pública
(En millones de dólares y porcentaje del PIB)**



Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

cuando la economía crece a un ritmo mayor al 3%. El monto de deuda que no aceptó ingresar al canje ascendía a US\$ 23.500 millones, que crecieron hasta casi unos US\$ 30.000 millones en 2009.

En el año 2010 se realizó una reapertura del Canje, tras el cual el monto de tenedores *holdouts* se redujo a los US\$ 11.200 millones, que son los que persisten actualmente y entre los cuales se encuentran los llamados “fondos buitres” que han iniciado acciones judiciales para poder cobrar sus acreencias a un valor del 100% de los montos originales.

En términos nominales, se aprecia que el nivel de endeudamiento actual es mayor aún que el pico máximo alcanzando en el 2004, antes del canje de deuda. Si bien en términos del PIB el porcentaje actual es sustancialmente más bajo que en ese año, dicho ratio se encuentra en niveles similares a los de fines de la década del noventa, período en el cual el endeudamiento ya empezaba a constituir un problema difícil de manejar.

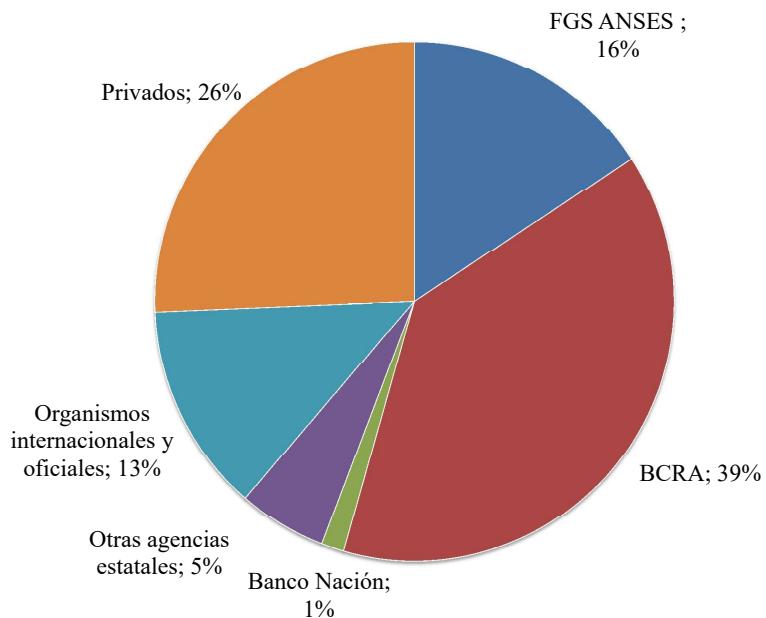
Entonces, ¿cuáles son las diferencias entre el nivel de deuda actual y el del período previo al default, que hacen que hoy la deuda no aparente ser un problema grave para la economía? (o, al menos que sea un problema con características diferentes a las que históricamente enfrentó la economía Argentina).

La respuesta tiene que ver con la estructura y composición de la deuda, lo cual se analiza en los apartados a continuación.

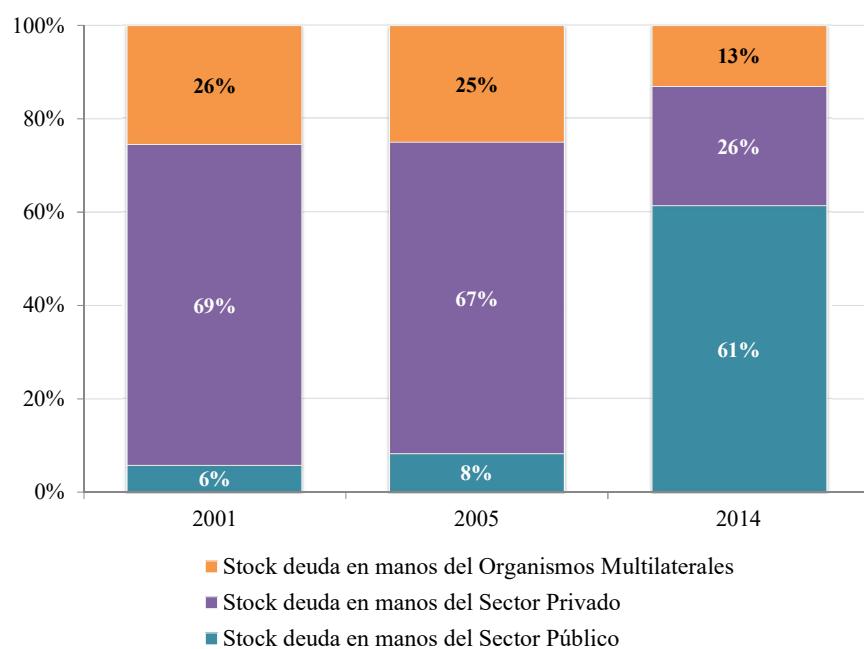
II. ESTRUCTURA DE LA DEUDA PÚBLICA: ¿A QUIÉN LE DEBE ACTUALMENTE EL ESTADO?

Analizando la estructura de la deuda pública según el tipo de acreedor, se aprecia que un 39% de la deuda del Sector Público Argentino está en manos del BCRA y un 16% en el Fondo de Garantía y Sustentabilidad de la ANSES. Otros organismos estatales y el Banco Nación se llevan un 6%. Los organismos internacionales participan con un 13% y el 26% restante corresponde a deuda con acreedores privados.

En definitiva, actualmente un 61% de la deuda se encuentra en manos del propio Estado; a diferencia del año 2001, en que la deuda con agencias estatales representaba solo el 6%, e inclusive del 2005, luego de la

Gráfico 2: Composición de la deuda por tipo de acreedor (2014)

Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

Gráfico 3: Composición de la deuda por tipo de acreedor (2014 vs. 2005 y 2001)

Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

reestructuración cuando la deuda intra sector público era del 8%. En otras palabras, en una buena medida el Estado se debe a sí mismo.

Desagregando un poco más la estructura de la deuda pública según instrumento, se observa que prácticamente la mitad del stock actual está constituido por títulos públicos. El segundo instrumento de relevancia lo constituyen las Letras Intransferibles al BCRA, que son los títulos colocados en el Banco Central a los fines de poder utilizar las reservas para pagar la deuda y que actualmente llegan a representar un 24% del stock. En tercer lugar, se encuentran los préstamos de organismos multilaterales, que participan con un 13% del total.

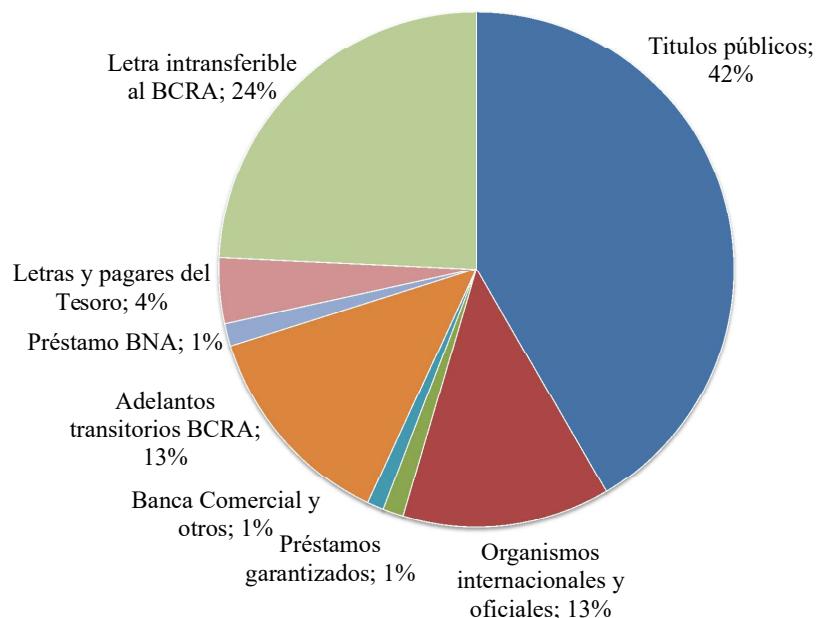
Por su parte, y analizando más en detalle la composición de los títulos públicos, en primer lugar se aprecia que los bonos emitidos con la reestructuración de la deuda en default representan un 56% del stock total de títulos públicos (Par, Discount y Cuasi Par, en los distintos tipos de monedas y legislaciones bajo las cuales fueron emitidos). Otros títulos con un peso de importancia son los Bonar, en US\$ y en \$ (que son los títulos de deuda colocados luego del canje del 2005) representan en conjunto un 33% del stock total. Por su parte, de los diferentes Boden en \$ y en US\$ (emitidos luego del default, para compensar a bancos y ahorristas por la pesificación asimétrica), solo resta de ser pagado el Boden 2015 en US\$ (representa un 7% del stock total).

III. COMPOSICIÓN POR MONEDAS:

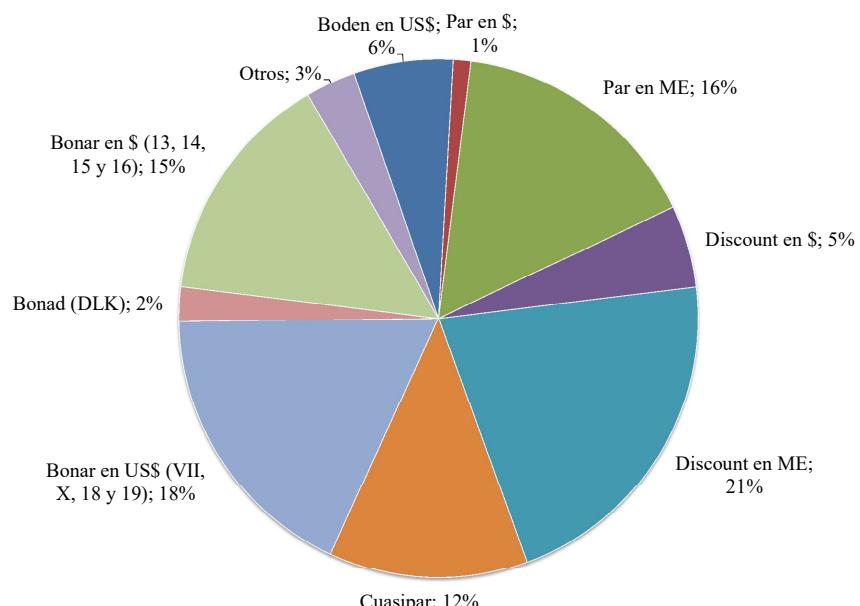
¿BENEFICIARÍA AL GOBIERNO UNA DEVALUACIÓN DEL PESO?

Teniendo en cuenta la composición del stock de deuda por monedas, se aprecia que actualmente un 35% de la deuda está nominada en \$, mientras que este porcentaje en el 2001 era de sólo el 3%, con lo cual podría decirse que se habría reducido el riesgo que implicaría sobre la capacidad de pago de la deuda una devaluación de la moneda nacional.

Sin embargo, analizando cuáles son los acreedores que poseen la deuda en pesos, se aprecia que prácticamente un 60% se trata de los propios organismos estatales, principalmente la ANSES y el BCRA. De este modo, si bien una devaluación terminaría diluyendo una parte de la deuda, más de la mitad de la misma es deuda con el propio Estado, con lo cual se reduciría el beneficio de la licuación, viéndose potencialmente perjudicados estos organismos estatales.

Gráfico 4: Composición de la deuda, según instrumento

Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

Gráfico 5: Composición de los títulos públicos

Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

IV. VENCIMIENTOS FUTUROS: LA NECESIDAD DE DÓLARES SE PROFUNDIZA EN 2015

El horizonte de pago de los servicios de deuda a futuro es bastante extenso. Concretamente, hasta el año 2045 el gobierno nacional debe afrontar vencimientos de títulos públicos, tanto en moneda local como extranjera.²

Centrando el análisis en un plazo más inmediato, se aprecia que en el período 2015-2017, los vencimientos de deuda por pagos de amortización e interés promedian los US\$ 26.000 millones, con una mayor importancia de vencimientos en moneda extranjera en todos los casos.

A su vez, de los vencimientos de deuda en dólares, los que marcarían la verdadera necesidad de divisas para poder afrontarlos son los que corresponden a acreedores privados, puesto que se considera que los vencimientos con los propios organismos estatales (como el BCRA) se refinanciarían en su totalidad, mientras que aquellos con organismos multilaterales si bien se pagan en su totalidad, lo usual es que luego se obtengan préstamos por montos similares a los que vencían.

Los vencimientos en moneda extranjera, netos del Sector Público, ascienden a un total de US\$ 12.300 millones en el 2015, US\$ 7.800 millones en 2016 y 13.116 millones en 2017.

En consecuencia, la necesidad de divisas para el pago de la deuda en los próximos años sería de casi US\$ 8.400 millones en el 2015, se reducirían a unos US\$ 2.800 millones en el 2016 y ascenderían a US\$ 9.200 millones en 2017. Claramente, estas cifras podrían verse modificadas en caso de alcanzarse algún tipo de acuerdo con los *holdouts*, dependiendo de las características que tenga el acuerdo.

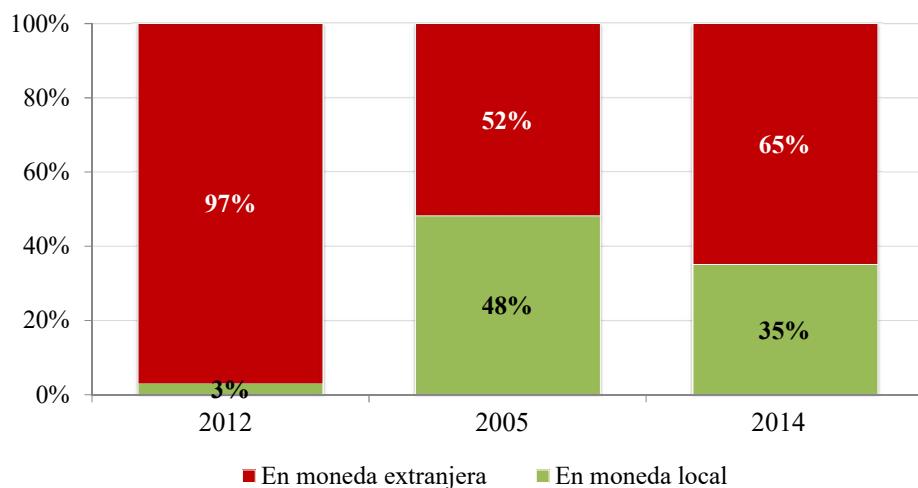
V. CASO HOLDOUTS: EL PANORAMA PODRÍA OSCURECERSE

V.a ¿Qué está pasando con los *holdouts*?

El frente con los bonistas que no aceptaron ingresar al canje de deuda se complica a partir del fallo del juez de los EEUU, Thomas Griessa, en noviembre de 2012 que obligó a la Argentina a pagar US\$ 1.330 millones a un fondo de acreedores (NML, Aurelius y un grupo minorista).

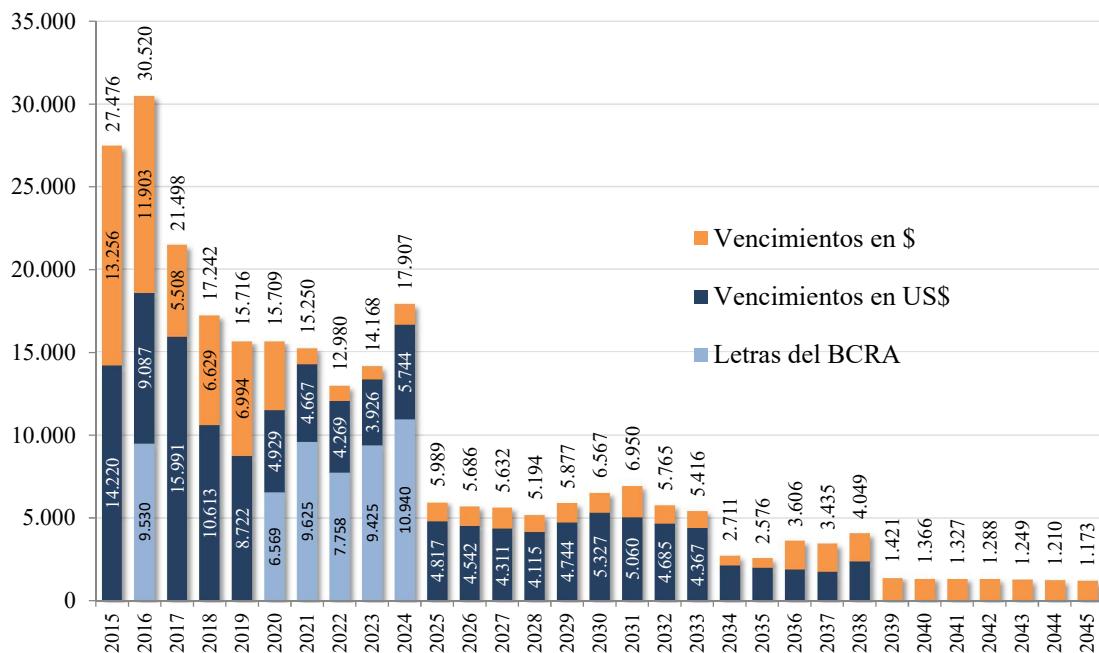
20. Existe también un bono colocado en el BCRA que se terminaría de pagar en el 2089, pero su importancia resulta bastante marginal.

**Gráfico 7: Servicios futuros de amortización e interés
(datos en millones de US\$)**



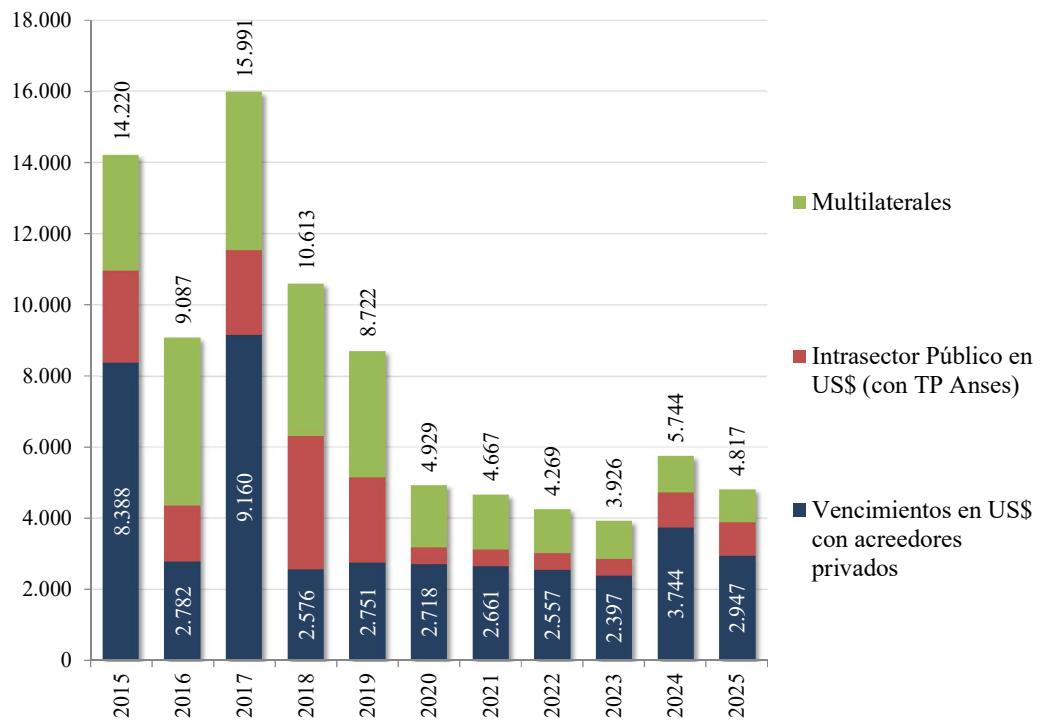
Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

**Gráfico 8: Servicios futuros de amortización e interés, en moneda extranjera
(datos en millones de US\$)**



Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

**Gráfico 8: Servicios futuros de amortización e interés, en moneda extranjera
(datos en millones de US\$)**



Fuente: Elaboración propia en base a Subsecretaría de Financiamiento del Ministerio de Economía de la Nación.

Además, el juez trabó un embargo de los fondos argentinos ante el Banco de Nueva York (BoNY), que es el agente de pago de los bonos argentinos que se encuentran actualmente en situación de pago normal en los Estados Unidos.

En marzo de 2013, la Argentina presentó una nueva oferta de canje a los *holdouts*, bajo condiciones similares a las otorgadas en los canjes del 2005 y 2010. Dicha oferta fue rechazada por el grupo de bonistas, que no aceptan una quita y reestructuración de la deuda sino que reclaman se les pague en efectivo el 100% del valor original, más los intereses devengados.

A comienzos del 2014, Argentina apeló el fallo del Juez Griessa ante la Cámara de Apelaciones, quien otorgó una “suspensión” del embargo hasta tanto se definiera la situación.

Luego del rechazo por parte de la Cámara de Apelaciones, ratificando el fallo de Griesa, la Argentina se presentó ante la Corte Suprema de Jus-

ticia de los EEUU para que se expediera acerca de este tema. Sin embargo, en junio de 2014 el máximo tribunal no aceptó la apelación de la Argentina, dejando en firme las decisiones que ordenaban al gobierno pagarle a los *holdouts* los US\$ 1.330 millones.

A mediados de 2014, la Argentina entró entonces en un período al que se puede denominar “Default Técnico”, puesto que si bien el país depositó en el BCRA en la cuenta a nombre del BoNY los recursos para pagar a los bonistas reestructurados, la Justicia norteamericana frenó el pago de dicha deuda, hasta tanto no se llegue a un acuerdo con los *holdouts*.

V.b ¿Por qué se llegó a esta situación?

Dos interrogantes que surgen son:

1) Siendo que la cifra de US\$ 1.330 millones no resulta de gran magnitud, ¿por qué no se afronta directamente el pago a dicho grupo de acreedores?

Debido a que los restantes fondos que integran los *holdouts* poseen características similares a los de los acreedores en litigio (todos otorgados bajo legislación extranjera), con lo cual seguramente surgirían nuevas demandas por el monto restante.

2) Considerando que el monto total de los *holdouts* no llega a representar un 10% del stock total de la deuda pública, por qué no se intenta llegar a un acuerdo, ofreciendo una propuesta más en línea con lo que los acreedores solicitan?

Diversas cláusulas le impiden actualmente al gobierno ofrecer una mejor propuesta.

La primera es la Ley Cerrojo, que imposibilita al gobierno realizar una nueva apertura del Canje de deuda ya realizado. De todas formas, esta ley puede llegar a ser suspendida (tal como ocurrió en el año 2010), o directamente derogada, si el Congreso así lo decide.

La segunda es la cláusula del *Pari Passu*, que figura en la mayor parte de las emisiones de deuda soberana y que implica “un trato igualitario para aquellos bonistas de un país que entren o no entren a un canje de deuda pública”.

Por otro lado, los bonistas que accedieron a los Canjes del 2005 y 2010 acordaron con el gobierno la cláusula RUFO (Right Upon Future Offer), que implica el derecho a una mejor oferta para ellos si el gobierno mejorara las condiciones propuestas a alguno de los bonistas que no ingresaron a los canjes. De todas formas, esta cláusula vence el 31 de diciembre del 2014, con lo cual luego de esa fecha, caería la vigencia y no existiría fundamento legal para pedir una compensación similar en caso de existir acuerdo.

En esencia, la situación actual argentina para negociar con los *holdouts* se encuentra bastante condicionada por los canjes del 2005 y 2010.

V.c. Implicancias del litigio actual con los *holdouts*

La falta de resolución del litigio con los *holdouts* posee implicancias altamente negativas para el país, a pesar que el monto en cuestión no representa un porcentaje elevado del nivel de endeudamiento actual de la Argentina. De hecho, el sector privado no resulta para nada ajeno a esta cuestión, además de la imposibilidad que tiene el sector público argentino en todos sus niveles para acceder a financiamiento internacional a tasas razonables.

El actual escenario al que se ve expuesto el país, luego de la negativa por parte de la Corte Suprema de EEUU a analizar el caso de Argentina, podría impactar sobre múltiples variables de la economía, con efectos que se pueden sintetizar de la siguiente manera:

- Caída en el precio de los títulos públicos.
- Aumento en las tasas de interés.
- Incremento del riesgo país.
- Freno adicional en el nivel de actividad económica.
- Imposibilidad para el sector privado de tomar financiamiento en el exterior.
- Necesidad de incrementar el financiamiento del BCRA al sector público Nacional.

VI. REFLEXIÓN FINAL

De lo expuesto en los párrafos anteriores, se aprecia que Argentina se encuentra actualmente frente a una situación sumamente delicada en materia de deuda pública, no tanto por su nivel de endeudamiento actual y los vencimientos futuros en concepto de amortización e interés (que a diferencia de otras épocas de la historia del país, resultan ahora bastante “manejables”), sino por el frente abierto con los *holdouts*, los acreedores que no aceptaron entrar en la reestructuración de la deuda ofrecida por el gobierno argentino.

Resulta necesario seguir de cerca lo que suceda con el caso *holdouts* en los próximos meses. De ahora en más, se vislumbran básicamente dos escenarios posibles: o la Argentina realiza un drástico cambio en su política de deuda externa y evidencia una verdadera voluntad de acuerdo, presentando una nueva oferta que resulte atractiva, lo cual le permitiría volver a insertarse en los mercados financieros internacionales; o se sigue con la estrategia actual de no encarar una solución de fondo, con las consecuencias mencionadas anteriormente, algunas de las cuales ya se están comenzando a vislumbrar y que no resultan nada favorables para el crecimiento sostenido del país.



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. 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 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. Debe presentarse en inglés y español.

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. 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, 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. It should be presented in english and spanish.

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 LII - Número 1

AÑO 2014

Entrevista a Juan Mario Jorrat.....	7
JUAN CARLOS DE PABLO	
Cambio Demográfico y Federalismo Fiscal Proyecciones del gasto público consolidado y por nivel de gobierno 2009-2050.....	23
SERGIO ROTTENSCHWEILER	
Structural Real Exchange Rate and Unemployment Interdependencies in Argentina.....	57
ERIC J. PENTECOST, FERNANDO ZARZOSA VALDIVIA	
Endogenous Protection within a framework of monopolistic competition <i>á la</i> Dixit –Stiglitz	87
MARÍA CECILIA GÁNAME	
Electoral effects of intergovernmental fiscal transfers: An application to local elections in the province of Cordoba, 1995-2011.....	113
SEBASTIÁN FREILLE, MARCELO CAPELLO	
<hr/>	
Observatorio de Política	
Una radiografía del endeudamiento argentino. Implicancias del caso con Holdouts.....	139
SOFÍA DEVALLE	