ISSN 0120-3576
Volumen XLIV No. 2 | Diciembre 2014

COYUNTURA ECONÓMICA
INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL

Presentación

Artículos de investigación

Regalías directas por hidrocarburos y esfuerzo fiscal municipal en Colombia
Juan Mauricio Ramírez | Juan Guillermo Bedoya

Pronósticos para una economía menos volátil: el caso colombiano
Santiago Cajiao Raigosa | Luis Fernando Melo Velandia | Daniel Parra Amado

Conflictos asociados al uso del suelo: una aproximación al área de conservación óptima en el Páramo de Santurbán
Laura Calderón Etter

Widening social security coverage. Evaluating income distribution effects of argentina's PROG.R.ES.AR
Ana Paula Di Giovambattista | Demian Panigo

La inflación en Panamá (2006-2012): Un estudio descriptivo y econométrico
Eloy Fisher

Resúmenes de investigaciones recientes de fedesarrollo

Índice por autores 2010-2014

FEDESARROLLO
Centro de Investigación Económica y Social

Fedesarrollo

Fundación para la Educación Superior y el Desarrollo

Fedesarrollo es una fundación privada, independiente, sin ánimo de lucro, dedicada a la investigación no partidista en los campos de economía, ciencia política, historia, sociología, administración pública y derecho. Sus principales propósitos son contribuir al desarrollo de políticas acertadas en los campos económico y social, promover la discusión y comprensión de problemas de importancia nacional, y publicar y difundir análisis originales sobre fenómenos económicos y sociopolíticos, nacionales y latinoamericanos que sirvan para mejorar la calidad de la educación superior.

●●●

El Consejo Directivo es responsable de vigilar por la adecuada marcha de la administración de la institución y de trazar y revisar los objetivos generales de la fundación. La administración de los programas, del personal y de las publicaciones corre por cuenta del Director Ejecutivo, quien es el representante legal de la fundación. El Director y el Editor de Coyuntura asesorados por un comité interno de publicaciones tienen la responsabilidad de determinar qué trabajos se publican en *Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social* o en forma de libros o folletos de la institución. La publicación de un trabajo por Fedesarrollo implica que éste se considera un tratamiento competente de un problema y por lo tanto un elemento de juicio útil para el público, pero no implica que la fundación apoye sus conclusiones o recomendaciones.

●●●

Fedesarrollo mantiene una posición de neutralidad para garantizar la libertad intelectual de sus investigadores. Por lo tanto, las interpretaciones y las conclusiones de las publicaciones de Fedesarrollo deben considerarse exclusivamente como de sus autores y no deben atribuirse a la institución, los miembros de su Consejo Directivo, sus Directivos, o las Entidades que apoyan las investigaciones. Cuando en una publicación de Fedesarrollo aparece una opinión sin firma, como es el caso del Análisis Coyuntural en las Revistas de la Institución, se debe considerar que ésta refleja el punto de vista del conjunto de Investigadores que están colaborando en la Institución en el momento de la publicación.

Fundación para la Educación Superior y el Desarrollo
Fedesarrollo

Fundada en 1970

Director Ejecutivo
Leonardo Villar G.

Secretaria General
Marcela Pombo A.

Editora Coyuntura Económica
Helena García & Natalia Salazar F.

Comité Editorial
Jim Albrecht
José Antonio Ocampo
Gustavo Suárez

Comité Científico
David Bardey
Felipe Barrera
Jorge Barrientos
Patricia Cortés
Sebastián Edwards
William F. Maloney
Guillermo Perry

Asistente Editorial
Camilo Correa

Fedesarrollo
Calle 78 No. 9-91 | Bogotá, Colombia
Teléfono.: (571) 325 97 77 | Fax: (571) 325 97 70
E-mail: coyuntura@fedesarrollo.org.co
www.fedesarrollo.org.co

Publicaciones - Suscripciones
Patricia Monroy C.
pmonroy@fedesarrollo.org.co

Diagramación
Consuelo Lozano G.
Formas Finales Ltda. | formas.finales@gmail.com

Impresa en: La Imprenta Editores S.A.
Calle 77 No. 28A-39 | Bogotá, Colombia.

Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social
(ISSN 0120-3576), Volumen XLIV, No. 2, Diciembre 2014

Periodicidad y tamaño: dos números al año, 19,5 x 24 cms.

"El material de esta Revista puede ser reproducido sin autorización si se menciona como fuente a Coyuntura Económica de Fedesarrollo".

Tiraje: 180 ejemplares

Impresa y hecha en Colombia
Printed and made in Colombia

La Revista *Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social* se encuentra indexada en Publindex (Colciencias) y en las bases de datos EconLit, Latindex y DoTec.

Objetivo de la revista:

La revista *Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social* de Fedesarrollo es una publicación semestral que tiene como propósito publicar artículos de alta calidad técnica cuyos temas centrales comprendan el análisis teórico y empírico en las áreas económicas, incluyendo análisis económico de temas sociales. La revista está dirigida a la comunidad académica, hacedores de política y en general a la población interesada en investigación económica y social.

Coyuntura Económica:
Investigación Económica y Social

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre 2014

Presentación 9

Artículos de investigación

Juan Mauricio Ramírez | Juan Guillermo Bedoya
Regalías directas por hidrocarburos y esfuerzo fiscal municipal en Colombia 15

Santiago Cajiao Raigosa | Luis Fernando Melo Velandia | Daniel Parra Amado
Pronósticos para una economía menos volátil: el caso colombiano 35

Laura Calderón Etter
Conflictos asociados al uso del suelo: una aproximación al área de conservación óptima en el Páramo de Santurbán 61

Ana Paula Di Giovambattista | Demian Panigo
Widening social security coverage. Evaluating income distribution effects of argentina's PROG.R.ES.AR 105

Eloy Fisher
La inflación en Panamá (2006-2012): Un estudio descriptivo y econométrico 127

Resúmenes de investigaciones recientes de Fedesarrollo 149

Índice por autores 2010-2014 157

Presentación

La Revista Coyuntura Económica de Fedesarrollo es una publicación académica semestral indexada dedicada a temas de economía. Los artículos publicados en esta edición son una muestra de trabajos de investigación que no solamente ilustran de manera formal diferentes temas económicos relevantes para su mejor entendimiento sino que también buscan contribuir al debate académico y de políticas públicas.

El artículo de Juan Mauricio Ramírez y Juan Guillermo Bedoya analiza la relación a nivel municipal entre producción de hidrocarburos y pereza fiscal utilizando información para el período 2004-2011. La literatura ha mostrado que entre mayores son los ingresos provenientes de la explotación de recursos naturales no renovables, menor es el esfuerzo de los gobiernos municipales para generar recursos propios. Aunque un primer vistazo a los ingresos fiscales de los municipios parecen contradecir esta hipótesis, mediante métodos de estimación econométricos de panel con efectos fijos y de panel dinámico, los autores presentan evidencia que corrobora la hipótesis de pereza fiscal en municipios productores. Adicionalmente, los autores encuentran que la explotación de cualquier recurso natural, no sólo en el caso de los hidrocarburos, también está asociado con menor esfuerzo en la generación de recursos propios en los municipios productores.

El artículo de Santiago Cajiao, Luis Fernando Melo y Daniel Parra hace un recorrido por la literatura que trata el tema de las transformaciones de potencia de series de tiempo para el estudio de variables macroeconómicas, para luego centrarse en analizar la conveniencia de aplicar dichas transformaciones en el pronóstico de series colombianas, tales como el IPC, PIB y agregados monetarios, entre otros. Los autores realizan el ejercicio para dos periodos: el primero, entre

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 9-11

1980 y 1995, cuando la economía colombiana mostró una mayor volatilidad y el segundo, entre 2002-2012, cuando se registró, al contrario, una mayor estabilidad. Los resultados muestran que para el primer período, los pronósticos estimados a partir de series transformadas tuvieron mejor desempeño frente a las series en niveles, mientras que para el segundo periodo, los resultados encontrados fueron mixtos, excepto para el IPC y la inversión. Para este período, los resultados sugieren modelar las series en niveles.

El artículo de Laura Calderón trata un tema de economía ambiental. La autora parte del hecho que en Colombia el componente ambiental ha ocupado un segundo lugar en las prioridades de política cuando se le compara con el desarrollo sostenible. En particular, la explotación de recursos naturales se considera uno de los principales medios de desarrollo y sus impactos ambientales son muchas veces subvalorados. El análisis se centra en el caso del Páramo de Santurbán, que abastece de agua a más de dos millones de habitantes de Bucaramanga y de otros municipios de la región, pero al mismo tiempo cuenta con tierras idóneas para la explotación minera y agrícola. La autora analiza alternativas de explotación que minimizan el daño ambiental al tiempo que maximizan el bienestar de la sociedad, sopesando el valor de los servicios ecosistémicos que este páramo provee frente a los beneficios económicos que se pueden derivar de su explotación.

El cuarto estudio es uno de los pocos estudios centrados en el Programa de Respaldo a Estudiantes Argentinos (PROG.R.ES.AR). Este programa fue creado en el 2014 con la intención de reducir las inequidades distributivas, a partir del apoyo financiero a jóvenes de bajos ingresos, promover la generación de nuevas capacidades en los jóvenes e impulsar la demanda agregada, inyectando hasta AR$10,600 millones anuales en inversión social. Este trabajo expone los efectos distributivos que se esperan del programa, utilizando la Encuesta Permanente de Hogares de Argentina. La evidencia sugiere que el programa tiene el potencial de reducir la desigualdad de manera importante.

El documento de Eloy Fisher propone un modelo para explicar la evolución de la inflación panameña en el período 2003 y 2012, con la intención de identificar los factores detrás de su aceleración en los últimos años. El estudio compara el Índice de Precios al Consumidor con una medida construida de inflación raíz, la cual excluye los elementos más volátiles, tales como el gasto en alimentos y aquellos relacionados al transporte. Los resultados sugieren que movimientos exóge-

nos en el mercado internacional de insumos y de alimentos así como el deterioro de la posición fiscal pueden propiciar incrementos en los niveles de inflación raíz y causar dinámicas inestables en la inflación total.

La diversidad de artículos presentados además de presentar nueva información y evidencia empírica sobre diferentes temas espera promover el debate sobre las políticas públicas y alternativas para mejorarlas.

Natalia Salazar Ferro
Editora Coyuntura Económica

Artículos de Investigación

Regalías directas por hidrocarburos y esfuerzo fiscal municipal en Colombia*

Juan Mauricio Ramírez**
Juan Guillermo Bedoya

Abstract

This paper analyzes the effects of hydrocarbon's royalties on the fiscal effort of Colombian regions, defined as the property tax per capita collected for 2004-2011. Through fixed effects panel data estimations and dynamic panel estimations, it pretends to stablish short term and long term fiscal effort elasticity with respect to direct royalties' income as proportion of a region´s total income. Results show that short term elasticity with respect to royalties dependence is -0.65. Long term elasticity reduces to -0.30.

Resumen

Este paper analiza los efectos de las regalías por hidrocarburos sobre el esfuerzo fiscal de los municipios, definido como los ingresos por impuesto predial per cápita para los años 2004-2011. A través de métodos de estimación de panel con efectos fijos y de panel dinámico se busca esclarecer la elasticidad de corto y largo plazo del esfuerzo fiscal con respecto a los ingresos provenientes de las regalías directas, como proporción de los ingresos municipales totales. Los resultados muestran que en el corto plazo la elasticidad del esfuerzo fiscal con respecto a la dependencia fiscal en los recursos de regalías es de -0,65. En el largo plazo, esta elasticidad se reduce a -0,30.

Keywords: Hydrocarbons, Royalties, Tax effort
Palabras clave: Hidrocarburos, Regalías, Esfuerzo fiscal
Clasificación JEL: H230, Q350, O230

Primera versión recibida el 3 de noviembre de 2014; versión final aceptada el 27 de diciembre de 2014
Coyuntura Económica. Vol. XLIV, No. 2, Diciembre de 2014, pp. 15-34. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

* Este trabajo hace parte de un estudio de Fedesarrollo para la UPME (Villar *et. al.*, 2014). Se agradecen los comentarios de Leonardo Villar, Mauricio Reina, Fernando Rojas, técnicos de la UPME y de los participantes al Seminario de Fedesarrollo donde se presentó este trabajo. Un especial agradecimiento a los comentarios de Jaime Bonet.

** Investigador Asociado de Fedesarrollo y Asistente Graduado, Facultad de Economía, Universidad de Los Andes, respectivamente.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 15-34

I. Introducción

Entre 2004 y 2011 las regalías por explotación de hidrocarburos casi se duplicaron al pasar de $2,7 billones a $5,3 billones (a pesos de 2010) principalmente por el incremento en los precios internacionales del petróleo. Durante este período los recursos de regalías directas que recibieron los principales municipios productores de hidrocarburos representaron el 30% de sus ingresos corrientes[1]. Esta participación fue aún mayor (58%) en el caso de los municipios productores pequeños (categorías 4, 5 y 6), receptores del 72% de las regalías directas municipales.

De otro lado, en este mismo período los ingresos tributarios de los municipios productores tuvieron un incremento de 14,1% por año en términos reales, mientras que los de los no productores lo hicieron en 5,3%[2]. Como muestra el Cuadro 1, este dinamismo estuvo basado en los recaudos por industria y comercio y en "otros impuestos". Estos últimos son, principalmente, los recaudos por estampillas y las contribuciones por celebración de contratos.

Los anteriores resultados parecieran contradecir una hipótesis que ha sido explorada en la literatura internacional reciente y es que los mayores ingresos provenientes de la explotación de recursos naturales no renovables (RR.NN.) están asociados con un menor esfuerzo de los gobiernos que los reciben para generar recursos propios, un efecto que ha sido caracterizado como "pereza fiscal".

Sin embargo, una interpretación alternativa de los resultados presentados en el Cuadro 1 es que los mayores recaudos tributarios municipales de los municipios productores fueron el resultado de un incremento de la riqueza y de la base gravable total, y no del "esfuerzo fiscal" propio. En efecto, aunque el impuesto de Industria y Comercio (ICA) y el impuesto de estampillas y sellos son locales, en realidad el municipio prácticamente no los gestiona ni el incremento en su recaudación es fruto de la gestión municipal. El primero está ligado a la base gravable del IVA, hasta el punto que resulta muy difícil para un municipio dejar de captar el incremento en el valor de las ventas (y la dirección de los recaudos del ICA marcha a la par con los del IVA). La gestión municipal es mínima y los grandes contribuyentes (por ejemplo, las compañías petroleras) suelen liquidarlo y pagarlo regularmente, con o sin gestión municipal.

Se debe reconocer que el concepto de "esfuerzo fiscal" no es una variable que pueda ser definida

[1] Corresponde a 40 municipios que recibieron el 80% de las regalías directas municipales por explotación de hidrocarburos.

[2] La comparación se hace entre municipios categorías 4, 5 y 6 que no hacen parte del Sistema de Ciudades en Colombia. Estos municipios corresponden al 94% de los municipios productores de hidrocarburos del país.

Cuadro 1

CRECIMIENTO PROMEDIO Y VARIACIÓN (P.P.) DE LA PARTICIPACIÓN DE LOS IMPUESTOS EN LOS INGRESOS TOTALES EN MUNICIPIOS PRODUCTORES Y NO PRODUCTORES 2004-2013*

	% crecimiento promedio 2004-2011		Variación (p.p.) en ingresos totales 2004-2011	
Impuesto	**No productor**	**Productor**	**No productor**	**Productor**
Ingresos tributarios	5,3	14,1	-	-
Predial	2,8	5,3	-7,0	-10,8
Industria y comercio	6,3	19,7	3,2	14,0
Sobretasa gasolina	-3,6	-2,9	-17,5	-23,7
Alumbrado público	10,1	20,3	1,8	0,3
Oleoductos	-7,6	3,7	-1,6	-6,3
Otros impuestos	32,0	54,5	21,2	26,4
Ingresos totales	5,5	10,2	-	-

* Municipios de categoría 4, 5 y 6 que no pertenecen al Sistema de Ciudades.
Fuente: Cálculos propios con base en información del SICEP (2004-2010) y FUT (2011-2013).

de manera incontrovertible. En una comparación entre países, Pesino y Fenochietto (2010) estiman fronteras de eficiencia de recaudación de impuestos como proporción del PIB para calcular la capacidad tributaria y la brecha entre recaudo efectivo y capacidad. Como señalan los autores, aunque esta última variable sería una proxy de esfuerzo fiscal, ello no necesariamente es cierto ya que un país puede elegir un menor nivel de bienes públicos y por ende un menor nivel de recaudo aún si la capacidad de recaudación es alta. De otro lado, y con referencia a los gobiernos subnacionales, Bird y Smart (2001) resaltan la complejidad implícita de este concepto, en especial si los gobiernos locales poseen una alta flexibilidad para alterar sus ingresos como consecuencia de sus acciones deliberadas. En cualquier caso, se espera que la medida de "esfuerzo fiscal" refleje el comportamiento particular del gobierno local, aislándose al máximo de elementos que se encuentran fuera de su control.

En este contexto, en este artículo se analizan los efectos de las regalías por hidrocarburos sobre el esfuerzo fiscal propio de los municipios definiendo este último como los ingresos por impuesto predial per cápita a nivel municipal (Rocha y Postali, 2009)[3]. Esta definición del esfuerzo fiscal en función de los recaudos del impuesto predial tiene la ventaja

[3] Como se hace explícito en la sección de resultados, se hacen ejercicios paralelos con las regalías totales.

de que evita problemas de endogeneidad entre el esfuerzo fiscal propio y la participación de los ingresos de regalías en los ingresos totales a nivel municipal, que se presentarían si se incluyeran otros recaudos como los del impuesto de industria y comercio que se ven directamente afectados por la presencia de empresas para la explotación de hidrocarburos y de actividades económicas conexas en el territorio, las cuales son en su mayoría formales.

Se debe señalar que el análisis y la estimación econométrica de este estudio se basan en información del anterior régimen de regalías y no necesariamente son extrapolables al nuevo Sistema General de Regalías (SGR) que opera desde 2012. Hay dos rasgos principales que diferencian el nuevo régimen del anterior: el primero, es que en el SGR se alteraron drásticamente las reglas de distribución de estos recursos entre los entes territoriales, disminuyendo su alta concentración en pocos municipios y departamentos como ocurría con el anterior régimen. En segundo lugar, cambiaron también las reglas de acceso a los recursos al ponerse como condición la formulación de proyectos de inversión. Con todo, no hay ninguna razón para pensar que el efecto negativo de los ingresos por regalías sobre el esfuerzo fiscal propio municipal no prevalezca también en el nuevo Sistema General de Regalías (SGR)[4].

El artículo está organizado de la siguiente manera: en la segunda sección se presenta una revisión de la literatura sobre ingresos por explotación de RR.NN. y pereza fiscal. En la tercera sección se presenta la metodología para estimar el efecto de las regalías directas por hidrocarburos sobre el esfuerzo fiscal propio de los municipios en Colombia. La sección IV presenta los resultados que se obtienen de las estimaciones. Finalmente, la sección V contiene las conclusiones.

II. Recursos naturales no renovables y esfuerzo fiscal

Desde hace varias décadas, la literatura ha prestado especial atención a los posibles efectos de los recursos naturales no renovables (RR.NN.) sobre la economía. La mayor parte de las aproximaciones a este tema se ha concentrado en estudiar evidencias, a nivel de los países productores, de la llamada "enfermedad holandesa" y sus efectos macroeconómicos (Bornhorst *et. al.*, 2009).

Dentro de los canales que tradicionalmente se han considerado dentro de esta literatura Corden (1984) resalta que los países que poseen grandes explotaciones de recursos naturales experimentan fuertes apreciaciones de la tasa de cambio real, como consecuencia de dos fenómenos: i) la reva-

[4] Como se muestra en la Sección 2, Bonet *et. al.* (2014) encuentran resultados negativos de los ingresos por regalías sobre diversos indicadores de desempeño fiscal municipal utilizando información del nuevo Sistema General de Regalías.

luación de la tasa de cambio nominal producto de los ingresos asociados tanto con la venta de los recursos explotados como con capitales de inversión que llegan al sector, y ii) el incremento en los niveles de inflación generado por las expansiones de gasto financiadas con estos recursos. Adicionalmente, se ha explorado el impacto de la potencial volatilidad de los precios relativos de los RR.NN. sobre los ingresos del gobierno y la incertidumbre de los inversionistas (Micksell, 1997).

Esta agenda se ha ampliado a otros aspectos que incluyen los posibles impactos de los RR.NN. sobre el funcionamiento del Estado (Isham *et. al.*, 2003) y el vínculo entre rentas derivadas de la explotación de RR.NN. y el potencial surgimiento de conflictos armados al interior de los países (Collier y Hoeffler, 2005), entre otros.

Dentro de la nueva agenda de investigación asociada con los RR.NN., se incluye también el posible efecto de los ingresos derivados de su explotación sobre el esfuerzo fiscal de los gobiernos. A este respecto, diversos análisis han encontrado que los gobiernos que se encuentran fuertemente financiados por recursos provenientes de la explotación de RR.NN. tienden a generar menos recursos de otras fuentes, en lo que se ha denominado como "pereza fiscal". Bajo esta línea, Bornhorst *et. al.* (2009) realizan una estimación para 30 países productores de hidrocarburos, encontrando que un aumento del 1% en la participación de los ingresos por hidrocarburos sobre el PIB está asociada con una reducción de 0.20% en la participación de otros ingresos diferentes a hidrocarburos en el PIB. Esto implica que en el mediano plazo, aquellos gobiernos que se encuentran fuertemente financiados con RR.NN. podrían requerir ajustes costosos de sus sistemas tributarios cuando dichos recursos se agotan. También se verán afectados negativamente en el corto plazo con las caídas en los precios internacionales de estos productos, sobre todo si no operan mecanismos de ahorro que ayuden a suavizar los efectos de dichos ciclos de precios.

De otro lado, Ossowski y Gonzáles (2012) se enfocan en el estudio de los potenciales efectos de los ingresos provenientes de RR.NN. sobre otras fuentes de recursos para las economías de América Latina. A diferencia de Bornhorst *et. al.* (2009), los autores incluyen en sus estimaciones un conjunto de países de la región que no son exportadores de RR.NN. con el objetivo de contrastar el comportamiento fiscal de ambos grupos de países. Los resultados derivados del ejercicio, revelan que el efecto de los RR.NN. sobre los recursos renovables es negativo y estadísticamente significativo para diferentes especificaciones.

En adición a estos resultados, los autores resaltan las implicaciones de política de los mismos especialmente para aquellos países donde la participación de los ingresos provenientes de los RR.NN. es alta y un ambiente desfavorable de precios a nivel internacional requeriría ajustes fiscales apresurados y costosos en términos macroeconómicos y sociales.

A. Regalías y esfuerzo fiscal propio a nivel sub-nacional

Al igual que para el caso de los gobiernos nacionales, estas hipótesis sobre los posibles efectos de los ingresos asociados a la explotación de RR.NN. sobre el esfuerzo fiscal se ha extendido a los gobiernos sub-nacionales, en particular para aquellos países con sistemas de gobierno descentralizado donde los gobiernos locales participan directamente de los ingresos derivados de la explotación y uso de los RR.NN. a través de esquemas de regalías.

Algunos estudios realizados para Brasil y Perú, países con sistemas de regalías similares al que tenía Colombia antes de la implementación del Sistema General de Regalías (SGR) han arrojado resultados mixtos. Por ejemplo, Rocha y Postali (2009) exploran si los municipios brasileros que son elegibles para recibir regalías producto de la explotación de hidrocarburos exhiben menor esfuerzo fiscal que los no elegibles. Haciendo uso de metodologías de datos panel dinámicos, los autores encuentran que un aumento de un 1% en la proporción de regalías sobre ingresos totales municipales está asociado con una reducción de 1,34% del esfuerzo fiscal propio, este último definido como el monto de ingresos por impuesto a la propiedad urbana en términos per cápita. Este resultado se mantiene a través de diferentes especificaciones del modelo.

En un trabajo posterior para Brasil, Carnicelli y Postali (2014) obtienen un resultado similar de un efecto negativo de las regalías sobre el esfuerzo fiscal propio municipal usando métodos de emparejamiento para definir un contrafactual entre los municipios que son elegibles para recibir regalías por hidrocarburos y los que no lo son.

En dirección contraria, para el caso de Perú, Aguilar y Montes (2005) encuentran que las transferencias gubernamentales dentro de las que se incluye el canon petrolero aumentan el esfuerzo fiscal propio, que en este caso se mide por los montos de impuestos municipales y los recaudos directos.

Para el caso colombiano se destacan dos estudios, que analizan la relación entre ingresos por regalías y esfuerzo fiscal propio en contextos de diseños institucionales diferentes. Perry y Olivera (2009), haciendo uso de datos para el año 2002, encuentran que los ingresos por regalías no tienen ningún efecto sobre el esfuerzo fiscal propio, el cual es medido por los ingresos tributarios per cápita a nivel municipal.

Recientemente, Bonet *et. al.* (2014) haciendo uso de un análisis de dosis-respuesta, evalúan los efectos del Sistema General de Regalías (SGR) sobre el desempeño fiscal municipal. Los autores concluyen que aquellos municipios donde los ingresos por regalías representan menos de 20% de los ingresos totales (93% de los municipios), el desempeño fiscal se deteriora debido a una reducción de los recursos propios de los municipios. Este resultado contrasta con aquellos municipios

donde las regalías representan más del 20% de los ingresos totales, para los cuales los ingresos propios aumentan.

A continuación se presenta la metodología para estimar los efectos de las regalías por hidrocarburos sobre el esfuerzo fiscal propio de los municipios en el periodo 2004-2011.

III. Metodología

Para estimar el efecto de las regalías directas por hidrocarburos sobre el esfuerzo fiscal propio de los municipios en Colombia, se utilizan dos metodologías que permiten contrastar los resultados obtenidos en ambos casos. La primera metodología utiliza el estimador de efectos fijos de datos panel, la cual permite obtener una elasticidad del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia en los recursos por regalías. Sin embargo, esta metodología ignora la posibilidad de persistencia en algunas de las variables del modelo. En especial, se espera que las variables fiscales a nivel municipal en cierto periodo estén asociadas significativamente con la misma variable en periodos previos. Por tal motivo, se hace necesario considerar de manera explícita la potencial dinámica dentro del modelo, a través de la estimación de un panel dinámico, para lo cual se utiliza la aproximación de Rocha y Postali (2009). Con base en esta metodología se pueden obtener estimadores de corto y largo plazo de la elasticidad del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia en los ingresos por regalías.

A. Datos panel y estimador de efectos fijos

Para esta estimación se utiliza un panel de datos de los municipios colombianos para el periodo 2004-2011. Nuestra variable dependiente es el esfuerzo fiscal propio *(Predial_pc)*, el cual, como se discutió en la introducción, se define como los ingresos por impuesto predial per cápita a nivel municipal para cada uno de los municipios incluidos en el panel.

Vale la pena señalar que esta medida de esfuerzo fiscal propio contrasta con la que se utiliza en otras aproximaciones como la de Perry y Olivera (2009), quienes consideran todos los ingresos tributarios sobre el producto a nivel municipal. En nuestro caso, la exclusión de la sobretasa a la gasolina y del impuesto de industria y comercio dentro de los ingresos que configuran el esfuerzo fiscal se fundamenta en que éstos están mucho más asociados con la dinámica económica, la cual en gran medida se encuentra fuera del control de las administraciones municipales. Adicionalmente, la actividad de explotación de hidrocarburos suele venir acompañada con la instalación de actividades económicas conexas en el territorio, las cuales son en su gran mayoría formales y aportan a los ingresos tributarios municipales a través del impuesto de industria y comercio. Por tal motivo, la inclusión de estos impuestos dentro de la medida de esfuerzo fiscal, traería como consecuencia problemas de endogeneidad entre el esfuerzo fiscal propio y la participación de los ingresos de regalías en los ingresos totales a nivel municipal.

La segunda variable de interés (variable independiente), es la participación de las regalías en los ingresos municipales *(Regal/IT)* para cada uno de los años del panel. Esta variable captura la dependencia fiscal de los municipios con respecto a los ingresos por regalías. La hipótesis a explorar es que una mayor dependencia en los ingresos por regalías está asociada con un menor esfuerzo fiscal propio. Dos motivaciones podrían explicar este menor esfuerzo: la primera es un costo puramente administrativo de llevar a cabo la gestión alrededor de este cobro y la segunda, un costo político al obligar a los electores a cumplir con sus obligaciones tributarias.

Dentro de las variables independientes del modelo se incluyen otras que pueden ser relevantes para explicar el esfuerzo fiscal propio como son la participación de las transferencias sobre los ingresos totales *(Trans/IT)*, la población que habita en el municipio *(Pob)*, la tasa de urbanización *(T.urba)*, otros ingresos tributarios per cápita *(Otros_pc)* y el número de años sin actualizar del catastro urbano *(A.cat)*. Adicionalmente, se incluye una variable indicadora que periodo a periodo toma el valor de uno para aquellos municipios en los que los ingresos por regalías representan más del 20% de los ingresos municipales totales *(Mas_20%)*[5]. Con esta variable se busca evaluar los resultados obtenidos por Bonet *et. al.* (2014), quienes, como se señaló en la sección anterior, encuentran que las regalías tienen un efecto negativo sobre el desempeño fiscal de aquellos municipios para los cuales las regalías representan menos del 20% de sus ingresos totales.

Para contrastar la hipótesis que se plantea esta sección, se estima en primer lugar la ecuación [1]:

$$Ln(\text{Pr } edial_pc)_{it} = \alpha + \beta_1 Ln(1 + \text{Re } gal/IT)_{it} + \beta_2 Ln(Trans/IT)_{it} + \beta_3 Ln(Otros_pc)_{it} + \beta_4 Ln(Pob)_{it} + \beta_5 Ln(T.urba)_{it} + \beta_6 A.cat_{it} + \beta_7 Mas_20\% + \lambda_t + v_{it} \quad [1]$$

En esta ecuación el término de error, v_{it} se descompone entre un efecto fijo no observable asociado con cada municipio, u_i, y un error aleatorio ε_{it}, es decir: $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$. Además de las variables que pueden ser relevantes para explicar el esfuerzo fiscal propio, en la ecuación *[1]* también se incluyen efectos fijos de tiempo (λ_t), los cuales capturan choques macroeconómicos que son comunes a todos los municipios, como por ejemplo cambios en los precios internacionales del petróleo, los cuales inciden de manera directa sobre el monto de regalías que reciben los municipios.

Para obtener los estimadores de cada uno de los parámetros de interés de la ecuación *[1]*, en especial β_1, se utiliza el estimador *"within"* de efectos fijos[6].

[5] El Anexo 1 presenta las definiciones y fuentes para las variables utilizadas en las estimaciones.

[6] Siguiendo a Rocha y Postali (2009), se realiza una transformación sobre la variable de regalías sumando uno para todos los municipios, con el fin de asegurar que el logaritmo de esta variable esté definido.

Al utilizar este método de estimación, se asume que el efecto fijo de municipio representado por u_i es invariante en el tiempo y que la heterogeneidad que recoge este efecto no está asignada aleatoriamente entre los municipios de la muestra. Dado lo anterior, es posible que las características invariantes en el tiempo, como la ubicación geográfica elementos culturales u otros, estén asociadas con el esfuerzo fiscal propio del municipio. Por lo tanto, se hace necesario eliminar este efecto para evitar potenciales sesgos provenientes de esta endogenidad.

Para eliminar el efecto fijo u_i, el estimador *"within"* promedia sobre la dimensión temporal en cada una de las unidades de análisis de la muestra (municipios), y luego procede a restar este promedio de cada una de las observaciones para cada una de las unidades de análisis. Finalmente, el modelo transformado se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Como se indicó, aunque el modelo representado por la ecuación *[1]* permite obtener una elasticidad del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia en los recursos por regalías, representada por el parámetro β_1, éste ignora la posibilidad de persistencia en algunas de las variables del modelo, y en particular de las variables fiscales. Por tal motivo, se hace necesario considerar de manera explícita la potencial dinámica dentro del modelo, a través de la estimación de un panel dinámico.

B. Panel dinámico

Con el fin de considerar de manera explícita la dinámica de las variables fiscales a nivel municipal y de obtener estimadores de corto y largo plazo de la elasticidad del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia en los ingresos por regalías se plantea un modelo de panel dinámico. El modelo propuesto está representado en la ecuación *[2]*:

$$Ln(\text{Pr}edial_pc)_{it} = \alpha + \lambda_1 Ln(\text{Pr}edial_pc)_{it-1} + \lambda_2 Ln(\text{Pr}edial_pc)_{it-2} + \lambda_3 Ln(Otros_pc)_{it-3} + \ldots + \theta_1 Ln(\text{Re}gal/IT)_{it} + \theta_2 Ln(\text{Re}gal/IT)_{it-1} + \theta_3 Ln(Trans/IT)_{it} + \ldots + \theta_4 Ln(Trans/IT)_{it-1} + \theta_5 Ln(Otros_pc)_{it} + \theta_6 Ln(Pob)_{it} + \theta_7 Ln(T.urba)_{it} + \theta_7 A.Cat_{it} + \theta_8 Más_20\% + \lambda_{it} + v_{it} \quad [2]$$

A diferencia de la ecuación *[1]*, el modelo propuesto en *[2]* incluye tres regazos de la variable dependiente en el lado derecho, además de un rezago para la principal variable de interés (participación de los ingresos por regalías en los ingresos totales)[7]. Dada la endogenidad subyacente entre los errores del periodo *t*, y de la variable dependiente rezagada en el periodo *t-1*, los estimadores obtenidos por efectos fijos de la ecuación *[2]* serían inconsistentes; por tal motivo, Arellano y Bond (1991) proponen un estimador basado en el método generalizado de momentos (GMM), el cual utiliza como instrumentos los rezagos y diferencias de las variables

[7] La elección de los rezagos está asociada con los que son necesarios para que las pruebas de autocorrelación y la prueba de sobre-identificación de Sargan sean satisfactorias para los modelos que se presentan en la siguiente sección.

explicativas del modelo. Este método de estimación permite obtener estimadores consistentes de los parámetros de interés, además de estar diseñado para paneles donde la dimensión temporal es corta y el número de individuos es grande, lo que coincide con el panel municipal que se utiliza en este estudio.

Además de la consideración explicita de la potencial dinámica de las variables municipales, la ecuación *[2]* permite obtener un estimador de la elasticidad del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia fiscal de los recursos de regalías tanto de corto plazo como de largo plazo. Siguiendo a Farahani *et. al.* (2009), y dado que las variables de interés se encuentran en logaritmos, las elasticidades de corto plazo (ECP) y de largo plazo (ELP) están representadas por *[3]* y *[4]*.

$$ECP = \theta_1 \qquad [3]$$

$$ELP = \frac{\theta_1 + \theta_1}{1 - \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3} \qquad [4]$$

A continuación se presentan los resultados concentrando el análisis en las elasticidades del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia fiscal de los recursos de regalías.

IV. Resultados

A continuación se presentan, inicialmente, los resultados del modelo de efectos fijos en el cual se ignora la potencial dinámica de las variables fiscales a nivel municipal. En la segunda, el análisis se concentra en las elasticidades de corto y largo plazo del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia fiscal de los recursos de regalías.

El Cuadro 2 contiene los resultados para los modelos de efectos fijos. En las columnas (1) y (2) se estima el efecto de las regalías directas asociadas con la producción de hidrocarburos (como proporción de los ingresos municipales totales, *Reg/IT)*, mientras que en las columnas (3) y (4) se estima el efecto de las regalías directas asociadas con la producción de cualquier RR.NN. independientemente de si se trata o no de hidrocarburos (como proporción de los ingresos municipales totales, *Regtotales/IT)*. Se introducen ambas especificaciones con el fin de contrastar si los efectos fiscales de la dependencia en los recursos de regalías varían entre los recursos provenientes de la explotación de hidrocarburos (que constituyen la mayor parte de las regalías directas) y los que provienen de otros RR.NN.

En primer lugar, se encuentra que los signos de las variables explicativas son los esperados y que, excepto la población municipal y la variable que identifica los municipios con participaciones mayores al 20% de los recursos de regalías en los ingresos totales, todas son estadísticamente significativas al 1%. Además, se observa que no existen diferencias importantes entre los resultados obtenidos para las especificaciones con dependencia en los recursos de regalías por hidrocarburos y los de las regalías totales.

Cuadro 2
RESULTADOS MODELO DE EFECTOS FIJOS
(2004-2011)[a]

Logpredialpc	**(1)**	**(2)**	**Logpredialpc**	**(3)**	**(4)**
Log(Reg/IT)	**-1.044** ***	**-1.146** ***	**Log(Regtotales/IT)**	**-1.110** ***	**-1.079** ***
	(0,173)	(0,268)		(0,179)	(0,267)
Log(Trans/IT)	-0,326 ***	-0,326 ***	Log(Trans/IT)	-0,395 ***	-0,395 ***
	(0,038)	(0,038)		(0,040)	(0,040)
Log(Otros_pc)	0,041 ***	0,041 ***	Log(Otros_pc)	0,039 ***	0,039 ***
	(0,013)	(0,013)		(0,013)	(0,013)
Log(Población)	0,001	0,001	Log(Población)	0,003	0,003
	(0,032)	(0,032)		(0,032)	(0,032)
Log(Tasaurba)	0,340 ***	0,341 ***	Log(Tasaurba)	0,333 ***	0,333 ***
	(0,059)	(0,059)		(0,059)	(0,059)
Años sin actualizar	-0,014 ***	-0,014 ***	Años sin actualizar	-0,013 ***	-0,013 ***
	(0,002)	(0,002)		(0,002)	(0,002)
Más de 20%		0,038	Más de 20%_RT		-0,012
		(0,065)			(0,062)
Constante	-5.403	-5.280	Constante	-7.204	-7.213
	(6.720)	(6.724)		(6.618)	(6.625)
Observaciones	8.526	8.526	Observaciones	8.526	8.526
Número de municipios	1.090	1.090	Número de municipios	1.090	1.090

Errores estándar robustos en paréntesis.
*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.
[a] Se incluyen efectos fijos de año.

Los resultados del Cuadro 2 muestran que una mayor dependencia de los ingresos provenientes de transferencias del Gobierno Central se encuentra asociada con un menor esfuerzo fiscal municipal. En particular, se estima una elasticidad de -0,33 para la especificaciones (1) y (2) y de -0,4 para (3) y (4). Así mismo, un mayor número de años sin actualizar el catastro urbano a nivel municipal se encuentra negativamente asociado con el esfuerzo fiscal propio. Se encuentra también una relación positiva entre el recaudo per cápita del predial y los otros ingresos tributarios, un resultado que también

había sido obtenido por Iregui *et. al.* (2004) y que indica que los municipios realizan un esfuerzo simultáneo en los diferentes tributos[8]. Como era de esperarse, aumentos en la tasa de urbanización presentan una relación positiva con el esfuerzo fiscal propio, con una elasticidad estimada de 0,34 y 0,33 para las columnas (1), (2) y (3), (4) respectivamente. De otro lado, la variable que diferencia entre municipios para los cuáles las regalías representan más del 20% de sus ingresos no resulta significativa.

El resultado más importante para los propósitos de este estudio, es, sin duda, el estimador obtenido con respecto a la participación de las regalías. La elasticidad estimada de alrededor de -1,1 para el caso de las regalías por hidrocarburos, indica que aumentos del 1% en la participación de los ingresos por regalías de hidrocarburos sobre los ingresos totales, reducen en 1,1% el esfuerzo fiscal propio, resultado que es consistente con el de las especificaciones (3) y (4) para las regalías provenientes de cualquier actividad extractiva.

El Cuadro 2 evidencia entonces la existencia de pereza fiscal a nivel municipal producida por la dependencia fiscal de los recursos provenientes de regalías. Este resultado coincide con el hallado por Postali y Rocha (2009) para el caso de Brasil, y está en línea con la evidencia a nivel de países de Bornhorst *et. al.* (2009). Como se explicó en la sección anterior, la consideración explicita de la dinámica dentro del modelo es relevante, ya que la existencia de persistencia en las variables fiscales afecta los resultados obtenidos. Además, las especificaciones de panel dinámico permiten obtener elasticidades de corto y largo plazo para la variable de interés.

El Cuadro 3 contiene los resultados de la estimación de panel dinámico. El número de rezagos incluidos para la variable dependiente aseguran que las pruebas de autocorrelación hasta de orden 2 y de sobre-identificación (validez de los instrumentos) se cumplen para todas las especificaciones.

En contraste con los resultados contenidos en el Cuadro 2, la significancia de los otros recursos propios per cápita desaparece cuando se considera de manera explícita la dinámica en la variable de esfuerzo fiscal propio. De otro lado, se mantiene la significancia y con los signos esperados, de la relación directa entre esfuerzo fiscal propio y tasa de urbanización, y de la relación inversa entre esfuerzo fiscal propio y el número de años sin actualizar el predial, así como con la dependencia de los ingresos por transferencias del Gobierno Central[9].

---

[8] Este resultado deja de observarse en el modelo dinámico como se muestra más adelante.

[9] En el Anexo 3 se muestran los resultados de la estimación sin incluir la variable de años de actualización del catastro, una variable que, se podría argumentar, esta captada en la relación entre ingresos por predial y regalías, es decir, en el esfuerzo fiscal municipal. Como se ve en el Anexo, los resultados son robustos a esta modificación.

Cuadro 3
RESULTADOS MODELO PANEL DINÁMICO
(2004-2011)[a]

Logpredialpc	(1)	(2)	Logpredialpc	(3)	(4)
Logpredialpc(-1)	-0,650 ***	-0,654 ***	Logpredialpc(-1)	-0,639 ***	-0,645 ***
	(0,206)	(0,206)		(0,199)	(0,199)
Logpredialpc(-2)	-0,343 ***	-0,345 ***	Logpredialpc(-2)	-0,339 ***	-0,342 ***
	(0,095)	(0,094)		(0,093)	(0,092)
Logpredialpc(-3)	-0,194 ***	-0,195 ***	Logpredialpc(-3)	-0,193 ***	-0,195 ***
	(0,045)	(0,045)		(0,045)	(0,045)
Log(Reg/IT)	-0,629 ***	-0,642 **	Log(Regtotales/IT)	-0,617 ***	-0,669 ***
	(0,244)	(0,263)		(0,186)	(0,226)
Log(Reg/IT)(-1)	-0,014	-0,013	Log(Regtotales/IT)(-1)	-0,123	-0,123
	(0,265)	(0,267)		(0,203)	(0,205)
Log(Trans/IT)	-0,065 *	-0,066 *	Log(Trans/IT)	-0,103 ***	-0,105 ***
	(0,037)	(0,037)		(0,038)	(0,037)
Log(Trans/IT)(-1)	0,020	0,018	Log(Trans/IT)(-1)	0,010	0,008
	(0,042)	(0,042)		(0,044)	(0,044)
Log(Otros_pc)	-0,007	-0,007	Log(Otros_pc)	-0,010	-0,010
	(0,016)	(0,016)		(0,017)	(0,017)
Log(Población)	0,283	0,280	Log(Población)	0,346	0,336
	(0,496)	(0,497)		(0,492)	(0,493)
Log(Tasaurba)	1.328 **	1.325 **	Log(Tasaurba)	1.380 **	1.366 **
	(0,604)	(0,604)		(0,600)	(0,600)
Años sin actualizar	-0,012 ***	-0,012 ***	Años sin actualizar	-0,011 ***	-0,011 ***
	(0,002)	(0,002)		(0,002)	(0,002)
Más de 20%		0,002	Más de 20%_RT		0,020
		(0,069)			(0,059)
Constante	-62.776 ***	-63.020 ***	Constante	-62.464 ***	-62.616 ***
	(16.955)	(17.001)		(16.912)	(16.928)
Observaciones	4.096	4.096	Observaciones	4.096	4.096
Número de municipios	1.056	1.056	Número de municipios	1.056	1.056
AR(1) (estadístico z)	Pr > z = 0,48	Pr > z = 0,47	AR(1) (estadístico z)	Pr > z = 0,69	Pr > z = 0,71
AR(2) (estadístico z)	Pr > z = 0,62	Pr > z = 0,64	AR(2) (estadístico z)	Pr > z = 0,36	Pr > z = 0,37

Errores estándar robustos en paréntesis.
*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.
[a] Se incluyen efectos fijos de año.

Al igual que en el caso del Cuadro 2, los resultados obtenidos para las especificaciones que consideran como variable de interés las regalías provenientes del sector hidrocarburos (columnas (1) y (2)) y las regalías totales (columnas (3) y (4)) no muestran grandes diferencias.

El Cuadro 4 resume los resultados de las elasticidades que se desprenden del Cuadro 3. Los principales elementos a destacar de estos resultados son los siguientes:

- La elasticidad de corto plazo estimada se encuentra alrededor de -0,65 para todas las especificaciones, es decir, aumentos del 1% en la participación de las regalías en los ingresos totales, reduce en 0,65% el esfuerzo fiscal propio en el corto plazo, lo que evidencia la pereza fiscal proveniente de la dependencia de los ingresos por regalías.

- La elasticidad de largo plazo es alrededor de la mitad de la de corto plazo (-0,30), lo que indica que aún en el largo plazo hay evidencia de pereza fiscal municipal proveniente de la dependencia de los recursos de regalías. Sin embargo, una menor elasticidad puede interpretarse como evidencia de que los municipios "interiorizan" el hecho de que los ingresos provenientes de los RNN pueden agotarse, lo que implicaría el fortalecimiento de otras fuentes de ingresos menos volátiles en el futuro.

Cuadro 4

ELASTICIDADES DEPENDENCIA EN REGALÍAS SOBRE ESFUERZO FISCAL

Elasticidad (Reg)		**Elasticidad (Regtot)**	
Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo
-0,642	-0,299**	-0,669***	-0,307**

Otra posible interpretación de este resultado es que las administraciones municipales hacen esfuerzos de gestión para mejorar sus ingresos propios solo cuando se encuentran en condiciones adversas, y la necesidad de recursos es apremiante.

V. Conclusiones e implicaciones de política

En este artículo se ha estimado el efecto fiscal de las regalías directas que recibieron los municipios colombianos entre 2004 y 2011. Utilizando métodos de estimación de panel con efectos fijos y de panel dinámico se ha buscado establecer la elasticidad de corto y largo plazo del esfuerzo fiscal propio medido como los ingresos provenientes del impuesto predial por habitante, con respecto a los ingresos provenientes de las regalías directas como proporción de los ingresos municipales totales.

Los resultados evidencian la presencia de pereza fiscal, es decir, de un menor esfuerzo para la recolección de ingresos provenientes del impuesto predial a medida que las regalías representan una

mayor proporción de los ingresos municipales totales. En adición a lo anterior, se observa que los efectos son similares en significancia y magnitud para los ingresos por regalías provenientes de la explotación de cualquier recurso natural.

Se estima que en el corto plazo, la elasticidad del esfuerzo fiscal propio con respecto a la dependencia fiscal en los recursos de regalías es de -0,65, lo que indica que aumentos del 1% en la dependencia fiscal de los recursos de regalías reduce en 0.65% el esfuerzo fiscal propio. En el largo plazo, esta elasticidad se reduce a -0,30, lo que evidencia que aunque el efecto de pereza fiscal prevalece, los municipios parecen incorporar dentro de su comportamiento fiscal el hecho de que este flujo de recursos es transitorio y necesitan fortalecer otras fuentes de ingresos menos volátiles, como las provenientes de los recursos del predial.

Aunque los resultados que se obtienen se basaron en información correspondiente al anterior sistema de regalías, no hay ninguna razón para pensar que el efecto negativo de los ingresos por regalías sobre el esfuerzo fiscal propio municipal no prevalezca también en el nuevo Sistema General de Regalías (SGR).

La evolución reciente de los precios del petróleo y los escenarios esperados para los próximos diez años (Villar *et. al.* 2014) implican que los municipios colombianos (particularmente los productores) van a tener que sustituir los menores ingreso por regalías por mayores esfuerzos de generación de recursos propios, y de mayores recaudos del predial en particular. Esta coyuntura puede ser un buen momento para inducir a los municipios a aumentar dichos recaudos a través de un apoyo a la actualización catastral y a aumentos en la tarifa mínima del predial.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 15-34

Bibliografía

Agencia Nacional de Hidrocarburos (2008). *Las Regalías en el Sector de Hidrocarburos. Bogotá*. Disponible en: http://www.anh.gov.co/Operaciones-Regalias-y-participaciones/Regalias/Documents/regalias-Sector.pdf

Aguilar, G. & Morales, R. (2005). *Las transferencias intergubernamentales, el esfuerzo fiscal y el nivel de actividad*. Instituto de Estudios Peruanos IEP (working paper).

Angulo, R., Díaz, Y. & Pardo, R. (2011). *Índice de Pobreza Multidimensional en Colombia (IPM-Colombia) 1997-2010*. Archivos de Economía. Documento 382. Disponible en: https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Estudios%20Econmicos/382.pdf

Arellano, M. & S. Bond. (1991). *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. The Review of Economic Studies, 58, 277-297.

Bonet, J., Guzmán, K., Urrego, J. & Miguel, J. (2014). *Efectos del nuevo Sistema General de Regalías sobre el desempeño fiscal municipal: Un análisis de dosis -respuesta*. Documentos de trabajo sobre economía regional. Banco de la República.

Bornhorst, F., Gupta, S., & Thornton, J. (2009). *Natural resource endowments and the domestic revenue effort*. European Journal of Political Economy 25(4), 439-446.

Carnicelli, L. & Postali, F. (2014). *Oil windfalls and local fiscal effort: a propensity score analysis*. Working Papers, Department of Economics 2014_03, University of São Paulo (FEA-USP).

Collier, P. & Hoeffler, A., (2005). *Democracy and natural resource rents*. Working paper GPRG-WPS-016, Department of Economics. Oxford University, Oxford.

Corden, W.M. (1984). *Booming sector and Dutch disease economics: survey and consolidation*. Oxford Economics Papers 36, 359-380.

DNP (2013). *Sistema de Ciudades: Una aproximación visual al caso colombiano*. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.

Farahani, M., Gupta, S. & Canning, D. (2009). *The effect of changes in health sector resources on infant mortality in the short-run and the long-run: A longitudinal econometric analysis*. Social Science & Medicine, 68, 1918-1925.

Iregui, A. M., Melo, L. & Ramos, J. (2004). *El impuesto predial en Colombia: Factores explicativos del recaudo*. Borradores de Economía, No. 319.

Isham, J., Pritchett, L., Woolcock, M., & Busby, G. (2003). *The Varieties of the Resource Experience: How Natural Resource Export Structures Affect the PoliticalEconomy of Economic Growth*. Mimeo, World Bank, Washington DC.

Micksell, R.F. (1997). *Explaining the resource curse, with special reference to mineral-exporting countries*. Resources Policy 23, 191–199.

Ministerio de Minas y Energía (2002). *Seminario Regional Regalías por Minería e Hidrocarburos* - De la Ley 141 de 1994 a la Ley 756 de 2002. Disponible en: http://www.minminas.gov.co/minminas/downloads/UserFiles/File/Presentacion.pdf

Ossowski, R. & Gonzáles, A. (2012). *Manna from Heaven: The Impact of Nonrenewable Resource Revenues on Other Revenues of Resource Exporters in Latin America and the Caribbean*. IDB Working Paper Series No. IDB-WP-337.

Perry, G. & Olivera, M. (2009). *El impacto del petróleo y la minería en el desarrollo regional y local en Colombia*, Working Paper, CAF.

Postali, F. & Rocha, F. (2009). *Resource windfalls, fiscal effort and public spending: evidence from Brazilian municipalities*. XXXVII Encuentro Nacional de Economia-ANPEC. Foz do Iguacu.

Villar, L., Castro, F., Reina, M., Forero, D. & Ramírez, J.M. (2014). *Evaluación de la contribución económica del sector de hidrocarburos colombiano frente a diversos escenarios de producción*. Informe de Investigación para la UPME. Fedesarrollo.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 15-34

Anexo 1
DEFINICIÓN DE VARIABLES

Variable	Nombre regresiones	Definición	Fuente
Predial per cápita	predialpc	Ingresos por impuesto predial per cápita	GAFDT-DDTS-DNP
Regalías hidrocarburos sobre ingresos totales	Reg/IT	Regalas directas por hidrocarburos sobre ingresos municipales totales	UPME, GAFDT-DDTS-DNP
Regalías totales sobre ingresos totales	Regtotales/IT	Regalas directas totales sobre ingresos municipales totales	GAFDT-DDTS-DNP
Transferencias sobre ingresos totales	Trans/IT	Transferencias sobre ingresos municipales totales	GAFDT-DDTS-DNP
Otros recursos propios per cápita	Otros_pc	Industria y Comercio, Sobretasa a la gasolina y otros ingresos tributarios per cápita	GAFDT-DDTS-DNP
Población	Población	Población total a nivel municipal	DANE
Tasa de urbanización	Tasaurba	Proporción de población viviendo en cabecera sobre población total.	DANE
Años sin actualizar catastro urbano	Años sin actualizar	Años sin actualizar catastro urbano	IGAC
Municipios donde regalías por hidrocarburos representan más del 20% de los ingresos totales	Más de 20%	Variable dicótoma que indica si los ingresos por regalías por hidrocarburos representan más del 20% de los ingresos totales.	UPME, GAFDT-DDTS-DNP
Municipios donde regalías totales representan más del 20% de los ingresos totales	Más de 20%_RT	Variable dicótoma que indica si los ingresos por regalías totales representan más del 20% de los ingresos totales	GAFDT-DDTS-DNP

Anexo 2

MEDIAS

Año	Predial per cápita*	Regalías hidrocarburos sobre ingresos totales	Regalías totales sobre ingresos totales	Transferecnias sobre ingresos totales	Otros recursos propios per cápita*	Población	Tasa de urbanización	Años sin actualizar catastro urbano	Municipios donde regalías por hidrocarburos respresentan más del 20% de los ingresos totales	Municipios donde regalías por totales representan más del 20% de los ingresos totales
2004	25,82	2,84	4,33	61,62	40,54	38.381	41,50	6,22	5,00	8,17
2005	27,90	2,37	3,51	60,76	45,15	38.852	41,84	6,14	3,54	6,54
2006	27,97	2,80	4,13	59,61	50,30	39.321	42,16	5,10	5,27	7,72
2007	28,01	2,77	4,55	57,40	58,15	39.793	42,47	4,68	4,18	8,08
2008	28,50	3,18	4,77	61,65	56,76	40.267	42,76	4,91	5,00	8,45
2009	31,25	2,48	4,77	60,06	62,79	40.745	43,05	5,21	4,18	8,17
2010	30,96	3,22	5,42	59,13	72,34	41.226	43,32	5,42	6,36	10,08
2011	32,07	4,33	6,95	52,76	84,15	41.711	43,58	5,87	9,72	14,90
Total	29,06	3,00	4,80	59,12	58,79	40.037	42,59	5,45	5,40	9,01

* Miles de pesos constantes de 2010.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 15-34

Anexo 3
MODELO PANEL DINÁMICO
(2004-2011)

Logpredialpc	**(1)**	**(2)**	**Logpredialpc**	**(3)**	**(4)**
Logpredialpc(-1)	-0,600 ***	-0,604 ***	Logpredialpc(-1)	-0,592 ***	-0,597 ***
	(0,203)	(0,203)		(0,196)	(0,197)
Logpredialpc(-2)	-0,319 ***	-0,320 ***	Logpredialpc(-2)	-0,316 ***	-0,319 ***
	(0,095)	(0,095)		(0,093)	(0,093)
Logpredialpc(-3)	-0,182 ***	-0,183 ***	Logpredialpc(-3)	-0,182 ***	-0,184 ***
	(0,045)	(0,045)		(0,045)	(0,045)
Log(Reg/IT)	-0,552 ***	-0,590 **	Log(Regtotales/IT)	-0,584 ***	-0,656 ***
	(0,237)	(0,262)		(0,180)	(0,224)
Log(Reg/IT)(-1)	0,008	0,009	Log(Regtotales/IT)(-1)	-0,114	-0,115
	(0,260)	(0,263)		(0,202)	(0,204)
Log(Trans/IT)	-0,060 *	-0,263 *	Log(Trans/IT)	-0,104 ***	-0,107 ***
	(0,037)	(0,037)		(0,038)	(0,038)
Log(Trans/IT)(-1)	0,030	0,029	Log(Trans/IT)(-1)	0,020	0,017
	(0,042)	(0,042)		(0,044)	(0,043)
Log(Otros_pc)	-0,011	-0,011	Log(Otros_pc)	-0,014	-0,014
	(0,016)	(0,016)		(0,016)	(0,016)
Log(Población)	0,157	0,152	Log(Población)	0,226	0,215
	(0,487)	(0,488)		(0,482)	(0,484)
Log(Tasaurba)	1.213 **	1.208 **	Log(Tasaurba)	1.266 **	1.250 **
	(0,592)	(0,592)		(0,588)	(0,588)
Más de 20%		0,002	Más de 20%_RT		0,020
		(0,069)			(0,059)
Constante	-55.098 ***	-55.255 ***	Constante	-55.053 ***	-55.167 ***
	(16.513)	(16.543)		(16.510)	(16.513)
Observaciones	4.145	4.145	Observaciones	4.145	4.145
Número de municipios	1.062	1.062	Número de municipios	1.062	1.062

Errores estándar robustos en paréntesis.
*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Pronósticos para una economía menos volátil: el caso colombiano*

Santiago Cajiao Raigosa**
Luis Fernando Melo Velandia
Daniel Parra Amado

Abstract

This paper evaluates if power transformations (Box-Cox and logarithmic) of time series improve the prognostic precision of ARIMA models, adjusted to economic variables from Colombia in two different time periods: 1980-1995 and 2002-2012. Also, this paper compares the predictive ability of original series and transformed series with a non-sample experiment through the unconditional predictive ability test of Giacomini and White (2006). Results indicate that transformed series forecasts, in general, are better for the 1980-1995 period when the Colombian economy was relatively more volatile. For the 2002-2012 period, results are unclear, and for some series it is better not to use power transformations.

Resumen

Este trabajo evalúa si las transformaciones de potencia (Box-Cox y en particular logarítmica) de series de tiempo mejoran la precisión de los pronósticos de modelos ARIMA ajustados a variables económicas de Colombia en dos periodos diferentes: 1980-1995 y 2002-2012. Se compara la habilidad predictiva de series en nivel y series transformadas a través de un experimento fuera de muestra mediante el uso de la prueba de habilidad predictiva incondicional de Giacomini y White (2006). Se encuentra que los pronósticos de las series transformadas, en general, se desempeñan mejor para el periodo 1980-1995, cuando la economía colombiana fue relativamente más volátil que durante el periodo 2002-2012. Para este último tramo de la muestra, los resultados son mixtos y para algunas series se sugiere mantenerlas en niveles; es decir, sin utilizar transformaciones de potencia.

Keywords: CCT program, Impact evaluation, Social policy, Human capitaly
Palabras clave: Transformación de potencia, Transformación logarítmica, Evaluación de pronósticos
Clasificación JEL: I20, I31, H53

Primera versión recibida el 6 de agosto de 2014; versión final aceptada el 11 de diciembre de 2014
Coyuntura Económica. Vol. XLIV, No. 2, Diciembre de 2014, pp. 35-59. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

---

* Los autores son, en su orden, Economista Asistente de Investigación de Fedesarrollo, Econometrista Principal de la Gerencia Técnica del Banco de la República, y Profesional Experto del Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República. Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su junta directiva. Se agradecen los comentarios y sugerencias de Andrés Jiménez.

** scajiao@fedesarrollo.org.co, lmelovel@banrep.gov.co y dparraam@banrep.gov.co, respectivamente.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

I. Introducción

En la mayoría de trabajos empíricos que utilizan variables macroeconómicas, es usual realizar transformaciones que permitan acercarse a los supuestos requeridos por la teoría econométrica clásica. En la literatura se encuentra un gran número de transformaciones no lineales; por ejemplo, logarítmicas, recíprocas, raíces cuadradas, raíces cúbicas, trigonométricas, entre otras[1]. Dichas transformaciones se utilizan para diferentes propósitos, tales como estabilizar la varianza del proceso o linealizar el modelo.

La transformación de potencia más utilizada a nivel empírico es la de Box-Cox propuesta en el documento seminal de 1964, de la cual la transformación logarítmica es un caso particular. Dentro de las bondades de su aplicación se destaca que permite estabilizar la varianza de las variables y aproximar la distribución de las series a una distribución normal.

Cabe señalar que en la mayoría de investigaciones en economía se recurre directamente a la transformación logarítmica como caso particular de Box-Cox. Entre las principales razones que explican dicha preferencia se destacan: i) En la metodología Box-Cox se debe estimar un parámetro adicional[2], denominado parámetro de la transformación de potencia (λ) y ii) la logarítmica permite generar una aproximación a la tasa de crecimiento de la variable de interés, lo que puede facilitar la interpretación de los resultados[3].

Aunque es un consenso que las transformaciones son convenientes para el ajuste de los modelos (Chen y Lee, 1997; Yeo y Johnson, 2000; Proietti y Riani, 2007; Proietti y Riani, 2009), son pocos los estudios que muestran evidencia empírica de mejoría en términos de pronósticos (Mayr y Ulbricht, 2007; Lütkepohl y Xu, 2011; Lütkepohl y Xu, 2012; Zárate y Renginfo, 2013).

Lütkepohl y Xu (2012) simulan series con varianzas estables e inestables, y comparan la habilidad predictiva de modelos ARIMA implementados sobre las series en nivel y en logaritmos. Como resultado, encuentran que si la transformación logarítmica logra estabilizar la varianza, entonces existe una ganancia al reportar menores perdidas en errores de pronóstico fuera de muestra. Por el contrario, en el caso de las variable simuladas con varianza estable, el uso de la transformación

[1] Un recuento de ellas puede encontrarse en Hoyle (1973) y Sakia (1992).

[2] El lector puede consultar las siguientes referencias para ver diversos métodos de estimación del parámetro: Rahman y Pearson (2008), Sun, Tong, y Zhou (2012), Gillard (2012) y Lee, Sadaei, y Suhartono (2013).

[3] La tasa de crecimiento resulta de la diferenciación de los logaritmos de la serie en niveles.

logarítmica puede inducir a deterioros en la capacidad predictiva de los modelos. Esto último, los lleva a concluir que en algunos casos cuando la variabilidad es relativamente baja, los modelos se deberían estimar sobre las series en nivel.

Adicionalmente, los autores realizaron el mismo ejercicio sobre varios índices bursátiles de diferentes países entre enero de 1990 y diciembre de 2007 y del consumo privado de algunos países de la OCDE entre el primer trimestre de 1980 y el cuarto de 2006. Dada su volatilidad, en el primer conjunto de variables los autores encuentran que al aplicar la transformación logarítmica, los modelos mejoran el desempeño en términos de los pronósticos. Por el contrario, en el segundo, la evidencia sugiere que es aconsejable no realizar transformaciones, lo cual era de esperarse puesto que el consumo es una variable que presenta una baja variabilidad.

En Lütkepohl y Proietti (2011) se usan más de 500 series de índices de producción industrial y de ventas al por menor de Estados Unidos, Reino Unido y países de la Unión Europea. El periodo de análisis se ubica entre mediados de los noventa y principios de la siguiente década, el cual se enmarca en un contexto en el que las economías desarrolladas presentaron una variabilidad baja y un crecimiento e inflación estables. Los autores encuentran que sólo en menos de un quinto de los casos los pronósticos de las series transformadas mediante Box-Cox son relativamente mejores que los pronósticos de las series en niveles.

Trabajos que incorporan la modelación de la estacionalidad llegan a conclusiones similares en términos de pronósticos. Por ejemplo, Lütkepohl y Xu (2011) estiman diversos modelos ARIMA estacionales sobre la inflación de miembros de Unión Europea y Estados Unidos entre 1996 y 2007. Los resultados sugieren que para más de la mitad de los países es adecuado implementar los pronósticos de los modelos sobre las series originales, puesto que al realizar algunas transformaciones se generaron pérdidas en la habilidad predictiva.

Zárate y Rengifo (2013) investigan si el uso de transformaciones de potencia sobre el índice de precios al consumidor generan mejoras en la precisión de los pronósticos. Los autores utilizan una muestra de 28 países, para un periodo en el cual se muestra que no hay cambios significativos en los patrones estacionales ni cambios estructurales; ellos concluyen que para los pronósticos un paso adelante, el uso de la transformación logarítmica mejora el desempeño en aproximadamente la mitad de los países. Sin embargo, para doce pasos adelante, la transformación Box-Cox domina sobre el uso del logaritmo ó los niveles. Los resultados también indican que para los países que adoptaron el esquema de inflación objetivo, modelar la inflación como la primera diferencia de los logaritmos del IPC puede conducir a inexactitudes en los pronósticos.

En general, la literatura encontrada sugiere que usar transformaciones mejora significativamente las proyecciones cuando la volatilidad de

las series es alta. Sin embargo, en el caso de las variables macroeconómicas como la inflación y el crecimiento económico, los estudios que se ubican en un periodo muestral caracterizado por una relativa estabilidad, sugieren que es mejor implementar los modelos sobre las series en niveles. Cabe señalar que estos estudios no incorporan la existencia de cambios estructurales en la economía y que estos podrían afectar la decisión de incorporar transformaciones a las series que se pretenden modelar.

Por ejemplo, Stock y Watson (2007) comparan la habilidad predictiva de la inflación de EEUU en dos periodos diferentes, el primero entre los años 1970-1983, y el segundo, entre 1984-2004[4]. Ellos encuentran que hubo una reducción significativa de las pérdidas de los pronósticos de la inflación al entrar en el segundo periodo. Para el Reino Unido, Benati (2004) aplica pruebas de múltiples cambios estructurales y encuentra que para el PIB y la inflación existe un cambio alrededor de 1992, año en que se adoptó el régimen de inflación objetivo. Adicionalmente, realizó otro ejercicio en el cual concluye que la variabilidad de dichas series se redujo luego de implementar el nuevo esquema de política.

De igual manera, en buena parte de las economías emergentes durante los ochentas y noventas se observaron niveles elevados de la inflación y alta volatilidad de la misma y del PIB. Por lo que en dicho entorno de mayor variabilidad, los investigadores recurrían a la aplicación de la transformación logarítmica para estabilizar la varianza. No obstante, luego de la adopción del esquema de inflación objetivo en algunas economías se ha apreciado un periodo de estabilización del PIB y de la inflación. Así, el presente trabajo surge del interés asociado al uso de transformaciones de potencia y de como ello mejora o empeora el desempeño de los modelos econométricos en entornos económicos menos volátiles.

En particular, un punto importante de inflexión de la economía colombiana fue la crisis de 1998-1999; después de dicho evento se adoptó el sistema de inflación objetivo con regimen de flotación cambiaria, medidas macroprudenciales y regulaciones financieras más estrictas. La configuración de herramientas regulatorias y de política económica contracíclica permitió suavizar el ciclo de crecimiento económico y estabilizar la inflación en niveles bajos con una menor volatilidad, tal como lo documentan Zárate, Cobo, y Gómez (2012).

Tales cambios estructurales en la economía colombiana y sus efectos sobre el modelamiento de las variables económicas motivan el presente estudio. A diferencia del trabajo de Zárate y Ren-

[4] Conocido como "La Gran Moderación".

gifo (2013), mencionado anteriormente, el presente estudio se concentra sólo en el caso colombiano y abarca un periodo muestral que contempla dos entornos macroeconómicos diferentes. Además, el ejercicio no solo considera la inflación, sino que se extiende a un conjunto mayor de variables macroeconómicas.

El objetivo principal de este documento es analizar la pertinencia de aplicar transformaciones de potencia en términos del desempeño del pronóstico de series macroeconómicas colombianas (como el IPC, agregados monetarios, producto interno bruto, inversión, e índices de actividad manufacturera). No sólo se evalúa si las transformaciones logarítmicas o de Box-Cox mejoran la habilidad predictiva, sino que adicionalmente se busca comparar el desempeño de dichas transformaciones en contextos económicos diferentes.

Así, se realiza el ejercicio para dos periodos: el primero, entre 1980 y 1995, cuando la economía colombiana mostró una mayor volatilidad y el segundo, entre 2002-2012, cuando la economía fue más estable. En línea con los resultados de la literatura, se encontró que para el periodo de mayor variabilidad (1980-1995) los pronósticos estimados a partir de series transformadas tuvieron mejor desempeño que los estimados al utilizar series en niveles. En el caso del período de mayor estabilidad (2002-2012), los resultados encontrados son mixtos, pero en el caso del IPC y de la inversión sugieren modelar las series en niveles.

El documento se divide de la siguiente manera. En la sección II se exponen las razones teóricas para transformar las series de tiempo y los inconvenientes al estimar pronósticos a partir de series transformadas. En la sección III se describe el ejercicio con el que se comparó la habilidad predictiva de los pronósticos fuera de muestra. En la sección IV se muestran los resultados obtenidos para las series colombianas seleccionadas. Por último, en la sección V se concluye.

II. Pronósticos de series transformadas

Dentro del marco de trabajo de los modelos de series de tiempo, uno de los supuestos necesarios para su implementación es la propiedad de estacionariedad sobre la variable a modelar[5]. Existen varias técnicas para estabilizar media y varianza, de tal forma que mediante transformaciones aplicadas a la serie original, se puede obtener una nueva serie que cumpla con media y varianza constantes a lo largo del tiempo. En el caso de la media, es usual que en la literatura econométrica se use la diferenciación ó la extracción de componentes

[5] En la práctica, se utiliza el concepto de estacionariedad débil, relacionado con la estabilidad de los primeros dos momentos de la serie.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

tendenciales. Para la varianza, por lo general, se utilizan transformaciones de potencia propuestas por Box y Cox (1964), en donde la logarítmica es un caso particular.

Aunque éstas transformaciones sobre la serie generan nuevas variables que cumplen con el supuesto de estacionariedad, el modelo que resulta estimado es ajustado sobre la transformación de la serie y no sobre los valores originales de la misma. En términos de pronóstico, se debe tener en cuenta, que dado que se aplicaron transformaciones a la serie original, éstas deben ser reversadas. Sin embargo, este procedimiento puede generar sesgos.

Para tratar este tema, a continuación se presenta el proceso de estabilización de la varianza usualmente utilizado en el modelamiento de series de tiempo a través de las transformaciones de potencia propuestas por Box y Cox (1964). Asimismo, se mencionarán brevemente los problemas asociados con la aplicación del procedimiento anterior en términos de pronósticos.

A. Transformaciones estabilizadoras de varianza

Suponga un proceso estocástico y_t, el cual tiene una varianza que cambia con el tiempo en función del valor esperado μ, en la que $Var(y_t) = c \cdot f(\mu_t)$, donde c es una constante y f es una función sobre μ. Guerrero (2003) muestra que es posible encontrar una función $f(\cdot)$ infinitamente diferenciable, tal que la serie transformada $x_t = f(y_t)$ tenga una varianza constante. Para ello, $f(y_t)$ se aproxima utilizando una expansión de Taylor alrededor de μ_t,

$$f(y_t) \simeq f(\mu_t) + f'(\mu_t)\,(y_t - \mu_t)$$

en este caso la varianza de la serie transformada es:

$$Var\,[f(y_t)] = [f'(\mu_t)]^2\, Var(y_t) = c\,[f'(\mu_t)]^2 f'(\mu_t)$$

Una familia de transformaciones, $f(\cdot)$, que satisfacen la anterior expresión es:

$$f(y_t) = \begin{cases} \dfrac{y_t^{\lambda-1}}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ log\,(y_t), & \lambda = 0 \end{cases}$$

Las cuales se agrupan en las denominadas transformaciones de potencia o transformación de Box y Cox (1964), del cual el logaritmo natural es un caso particular cuando $\lambda = 0$. Por lo tanto, la anterior expresión puede ser notada de la siguiente forma:

$$f(y_t) = y^{(\lambda)} = \frac{y_t^{\lambda} - 1}{\lambda}$$

B. Pronósticos de series en nivel y transformadas

Sea y_t una serie de tiempo en niveles y $x_t = f(y_t)$ una transformación aplicada sobre y_t. Es de interés para el investigador estimar los valores futuros de y_t. Por ejemplo, conocer el pronóstico de la serie original h periodos adelante con información hasta el periodo t, el cual puede ser denotado como $y_{t+h\,|\,t}$. Lütkepohl y Xu (2012) muestran algunas formas de obtener dicho pronóstico a través de modelos

de predicción que se ajustan ya sea sobre la serie original o sobre la serie transformada:

- Si el modelo se ajusta directamente sobre la serie original y_t, el pronóstico se calcula como $E\,[y_{t+h} \mid t]$ y se denomina lineal[6].

$$y^{lin}_{t+h\mid t} = E\,[y_{t+h} \mid t] \qquad (1)$$

- Cuando el modelo se ajusta a la serie transformada (x_t), el pronóstico de y_t se calcula como $f^{-1}\,(E\,[x_{t+h} \mid t])$. Así, para hallar el nivel de y_{t+h} se aplica la transformación inversa sobre el pronóstico de la serie transformada (x_{t+h}). A esta proyección se le denomina *naive*. Por ejemplo, para la transformación logarítmica, donde $x_t = log(y_t)$, el pronóstico naive de y_t es:

$$y^{nai}_{t+h\mid t} = exp\,(E\,[x_{t+h} \mid t]) \qquad (2)$$

No obstante, *(2)* no tiene en cuenta el cambio en la distribución de la serie transformada, y por lo tanto, no es óptimo. El pronóstico *óptimo* ajustado a la serie en logaritmo es:

$$y^{opt}_{t+h\mid t} \approx exp\,(E\,[x_{t+h} \mid t] + \frac{1}{2}\,\sigma^2_x(h)) =$$

$$exp\,(E\,[x_{t+h} \mid t] \cdot exp\,(\frac{1}{2}\,\sigma^2_x(h)), \qquad (3)$$

en donde $\sigma^2_x\,(h)$ es la varianza del error de pronóstico h pasos adelante. De esta manera, en *(3)* se aprecia que la proyección *naive* debe ser corregida por un factor de la varianza del error de pronóstico de la serie en logaritmo.

Teniendo en cuenta que se cuenta con tres tipos de pronósticos: lineal, naive y óptimo; a continuación, se utiliza la desigualdad de Jensen para mostrar que el pronóstico lineal no es igual que el naive, incluso tiende a ser mayor. La desigualdad de Jensen contempla que para cualquier variable aleatoria z y una función convexa $g(z)$ se cumple que[7]:

$$E\,[g(z)] \geq g(E\,[z]), \qquad (4)$$

Utilizado lo anterior, al comparar los pronósticos de una serie en logaritmo respecto a las proyecciones en niveles y dado que la función exponencial es estrictamente convexa, se puede reemplazar las ecuaciones *(1)* y *(2)* en *(4)*:

$$E\,[exp(x_{t+h}) \mid t] > exp\,(E\,[x_{t+h} \mid t])$$

$$y^{lin}_{t+h\mid t} > y^{nai}_{t+h\mid t}, \qquad (5)$$

De esta manera, se observa que los pronósticos naive y lineal no son iguales[8]. De hecho, el lineal resulta ser mayor que el naive. En ese sentido, *a*

6 Donde $E\,[y_{t+h} \mid t] = E\,[y_{t+h} \mid y_t, y_{t-1}, y_{t-2} \ldots]$

7 Si la función es estrictamente convexa, la desigualdad es estricta. Por otra parte, cuando la función es cóncava, la desigualdad se invierte, es decir $E\,[g(z)] \leq (E\,[z])$.

8 Lo mismo aplica al comparar el pronóstico óptimo respecto al lineal.

priori el investigador no sabría si las proyecciones lineales están sobreestimando los valores futuros de la variable de interés o si la proyección naive está subestimando los mismos. Como cada tipo de pronóstico tendrá un error asociado, se podría determinar cuál de aquellos presenta el mejor desempeño al encontrar aquel que genere las menores pérdidas posibles. Más adelante se muestra una aplicación que evalúa el desempeño de las proyecciones sobre un conjunto de variables macroeconómicas en Colombia que se derivan del uso de modelos ARIMA y de transformaciones de potencia, motivación del presente trabajo.

III. Metodología propuesta

Para realizar la implementación de los modelos ARIMA junto con la aplicación de transformaciones de potencia a las series de tiempo (y_t), se divide la muestra de T observaciones en una submuestra *in-sample* de tamaño m y una submuestra *out-sample* de tamaño $n = T - m$. Con ello, se busca ajustar el modelo más adecuado para los valores dentro de muestra $y_1, \ldots, y_m$ y luego comparar su desempeño en términos de pronóstico fuera de muestra para horizontes de tiempo h.

Se busca comparar los valores estimados para $y_{m+h|m}, \ldots, y_{T|T-m}$ respecto a los datos observados, es decir, $y_{m+h}, \ldots, y_T$. Cabe señalar que en cada estimación se utilizó una ventana móvil de tamaño w para ajustar cada modelo y realizar los pronósticos de la serie h pasos adelante. En otras palabras, en cada iteración del procedimiento se actualiza la ventana agregando una observación al final y eliminando una inicial. De esta forma, el número de observaciones disponibles para la estimación permanece constante en cada iteración.

La ventaja de utilizar el procedimiento de ventana móvil es que permite capturar posibles cambios en el comportamiento de la serie, ya que la identificación de los modelos y los parámetros estimados no son necesariamente los mismos al desplazarse a lo largo de la muestra. En cada ventana se ajusta un modelo, se estiman los coeficientes y se pronostica. Así, el procedimiento se repitió $T\text{-}w\text{-}h + 1$ veces y arrojó $n\text{-}h$ proyecciones h pasos adelante.

En cada iteración (cada ventana) se identifican y estiman modelos ARIMA siguiendo la metodología de Box y Jenkins (1970). Para modelar el componente estacional de las series, siguiendo a Lütkepohl y Xu (2011) se consideran los siguientes modelos:

- SARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)$

$$\theta(B)\Theta_s(B^s)\Delta\Delta_s xt = \upsilon + \phi(B)\,\Phi_s(B^s)\varepsilon_t$$

- SARI $(p, d)(P, D)$

$$\theta(B)\Theta_s(B^s)\Delta\Delta_s xt = \upsilon + \varepsilon_t$$

- Estacional determinístico: ARIMA (p, d, 0) con *dummies* estacionales

$$\theta(B)\Delta_{xt} = v_1\delta_{1t} + \ldots + v_{s-1}\delta_{(s-1)t} + \varepsilon_t$$

- Estacional combinado: SARIMA (p, d, 0)(P, D, 0) con *dummies* estacionales

$$\theta(B)\Theta(B^s)\Delta\Delta_s xt = v_1\delta_{1t} + \ldots + v_{s-1}\delta_{(s-1)t} + \varepsilon_t$$

donde Δ es el operador diferencia, s es la frecuencia estacional, $\theta(B)$, $\Theta_s(B^s)$, $\phi(B)$, $\Phi_s(B^s)$ son polinomios del operador de rezago B de orden p, P, q y Q, respectivamente y $\Delta_s = 1 - B^s$. Para seleccionar el número de diferencias simples y estacionales, se aplicó la prueba de raíz unitaria de Kwiatkowski, Phillips, Schimdt, y Shin (1992) y la prueba de raíz unitaria estacional de Canova y Hansen (1995). De igual forma, los ordenes autorregresivos y de media móvil se eligieron a partir del criterio de información bayesiano (BIC). Adicionalmente, δ_{it} es el conjunto de variables dicotómicas estacionales con $i : 1,\ldots, s - 1$, υ es una constante y $\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$. En caso de utilizarse la transformación Box-Cox se debe también estimar el parámetro[9].

Así, se cuenta con un número de pronósticos para cada horizonte de tiempo *(h)*, para cada estructura ARIMA determinada, y para cada uno de los tipos de proyecciones contempladas en este documento: *lineal, naive y óptimo*. Por último, para evaluar si el uso de las transformaciones mejora el desempeño de las proyecciones, en este documento se calculan los errores de pronósticos cuadráticos medios y se realiza la prueba Giacomini y White (2006) para analizar si existen diferencias significativas en los pronósticos de los ejercicios *lineal, naive y óptimo.* Todo lo anterior sobre dos periodos muestrales diferentes, antes y después de la crisis de 1998-1999 en Colombia.

La prueba de Giacomini y White (2006)[10] contrasta la hipótesis nula de no existencia de diferencias sistemáticas entre las pérdidas de los pronósticos de dos modelos de la siguiente manera.

$$H_0: E\left[L_{t+h}(e_{1_{t+h\,|\,t}}) - L_{t+h}(e_{2_{t+h\,|\,t}})\right] \equiv E\left[\Delta L_{t+h}\right] = 0$$

donde $L(\bullet)$ es cualquier función de pérdida y $e_{i_{t+h\,|\,t}}$ con $i=1,2$ son los errores de los pronósticos estimados h pasos adelante a partir de dos modelos a evaluar. Para contrastar la hipótesis, los autores derivan el estadístico de prueba

$$t_h = \frac{\Delta\bar{L}_{t+h}}{\hat{\sigma}_n/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

donde $\Delta\bar{L}_{t+h} \equiv n^{-1}\sum\Delta L_{t+h}$, y $\hat{\sigma}_n^2$ es un estimador HAC de la varianza de $\Delta\bar{L}_{t+h}$.

IV. Ejercicio empírico sobre variables macroeconómicas colombianas

El procedimiento descrito en la sección anterior se aplicó sobre las siguientes series macroeconómicas[11] de Colombia: el índice de precios al consumidor (IPC), el agregado monetario M1, el producto

[9] El parámetro se estimó por máxima verosimilitud. Ver Spitzer (1982) y Seaks y Layson (1983(.

[10] Esta prueba no es condicional porque el desempeño relativo de los pronósticos no está sujeto a ningún conjunto de información adicional. Para una discusión de las pruebas de habilidad predictiva condicionales y no condicionales, ver Clark y McCraken (2010).

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

interno bruto (PIB), el índice de producción manufacturera (IPI), y la inversión[12]. Para cada una de las series se cuenta con información desde la década del ochenta, sin embargo se debe advertir la existencia de un cambio estructural marcado y común para todas ellas en el periodo muestral analizado. Este fenómeno está relacionado con lo sucedido a finales de los noventa (entre 1998 y 1999), cuando la economía colombiana sufrió una crisis hipotecaria[13].

Mediante el cálculo de ciertas estadísticas descriptivas se puede ilustrar que la economía colombiana se comportaba diferente antes y después de los noventa. Por ejemplo, el coeficiente de variación del crecimiento anual del PIB entre el primer trimestre de 1991 y el último de 1999 fue 0,65, y luego entre el primer trimestre de 2001 y el segundo de 2012 disminuyó a 0,48. Entre enero de 1980 y diciembre de 1999, la inflación a 12 meses estuvo en promedio alrededor de 22% con una desviación estándar de 5,6%, mientras que entre enero de 2001 y abril de 2013 su promedio disminuyó y se ubicó en 5,2% con una desviación estándar de 1,8%. Como lo muestran Melo y Núñez (2004), el cambio en el comportamiento de la inflación luego de la crisis de 1998-1999, que implicó una menor variabilidad de la misma, favoreció la habilidad predictiva de los modelos de series de tiempo con que el Banco Central contaba en ese momento.

El presente trabajo divide el ejercicio en dos periodos de análisis, antes y después de dicha crisis. En el Cuadro 1 se resume la periodicidad y el tiempo tomado en las muestras asociadas a cada una de las series en cada periodo. Asimismo, el Gráfico 1 permite realizar una primera inspección gráfica de las series en su nivel original (línea gruesa, eje izquierdo) y transformadas con logaritmos (línea punteada, eje derecho). Allí, las regiones sombreadas resaltan los dos periodos muestrales que serán analizados más adelante para cada una de las variables de interés.

---

[11] Esta investigación aborda la pregunta sobre la pertinencia de las transformaciones de potencia desde el punto de vista estadístico; así, la variable original es modelada de acuerdo a la transformación de potencia apta a los modelos econométricos. No obstante, se puede retornar a la serie de interés para calcular la cifra que tenga más sentido económico. Por ejemplo, al querer pronosticar la inflación, se modela y pronostica el IPC y luego se puede calcular la inflación mensual o anual a partir de las variaciones porcentuales del IPC.

[12] En el caso del PIB y la inversión en precios constantes se tomaron las series desestacionalizadas puesto que son las más utilizadas en el análisis económico y, a diferencia de las otras utilizadas en esta investigación, cuentan con una publicación oficial de la serie desestacionalizada, la cual es realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

[13] Al realizar las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural desconocido Zivot y Andrews (1992) y conocido Saikkonen y Lütkepohl (2002) se apreció lo siguiente: i) en la prueba de Zivot y Andrews (1992) la prueba detectó varios cambios estructurales para una misma serie, sin embargo, para todas las serie coincide que existe un cambio estructural hacia finales de los noventa y ii) en la prueba de Saikkonen y Lütkepohl (2002) al introducir variables dicotómicas que modelan el cambio estructural después de los noventa, éstas variables resultaron significativas.

Cuadro 1
PERIODICIDAD Y PERÍODO DE MUESTRA DE LAS SERIES SELECCIONADAS DE COLOMBIA

Serie	Periodicidad	Período 1	Período 2	Fuente
IPC	Mensual	Enero 1980 - diciembre 1995	Enero 2003 - octubre 2012	DANE
M1		Enero 1986 - diciembre 1995	Enero 2003 - octubre 2012	Banco de la República
IPI		Enero 1980 - diciembre 1996	Enero 2001 - octubre 2012	DANE
PIB	Trimestral	1977 (I) - 1995 (IV)	2000(I) - 2012(II)	Banco de la República
Inversión				

El cambio más evidente ocurre sobre el IPC que para el primer periodo presenta un comportamiento exponencial, el cual es lineal al aplicar la transformación logarítmica. Para el periodo 2, la dinámica del IPC con y sin transformación es muy similar. Algo similar ocurre para el agregado monetario (M1). En el resto de series no se aprecia un cambio sustancial entre la serie original y el logaritmo de la serie en ambos tramos de tiempo, lo que podría sugerir que no habría diferencias importantes entre utilizar una o la otra para implementar las metodologías ARIMA mencionadas en la sección anterior.

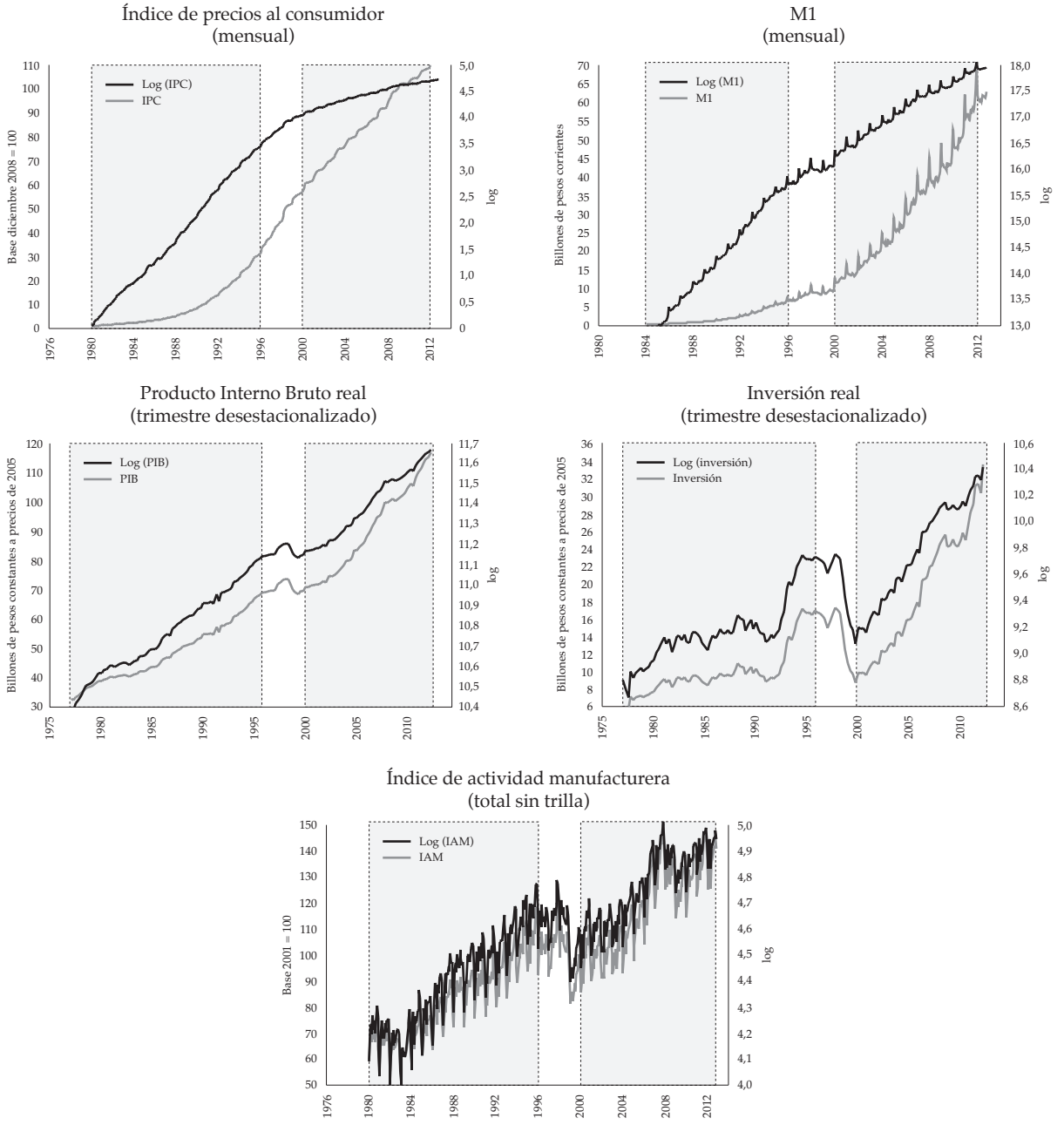
Pese a esto, es importante señalar que de acuerdo con la mayoría de estudios en la literatura econométrica, se espera que para el periodo de mayor volatilidad (antes del año 2000) los pronósticos estimados a partir de series transformadas tengan mejor desempeño que los realizados mediante el uso de las series en niveles. Para el segundo periodo, caracterizado por una menor variabilidad, después del año 2000, se espera que suceda lo contrario. En los Cuadros 1A al 5B del Anexo 1 se presentan los resultados obtenidos de comparar las pérdidas en términos de pronóstico derivadas de las proyecciones lineales y naive para cada una de las series y cada una de las estructuras o modelos mencionados en la sección anterior[14].

En los Cuadros 1A al 5B del Anexo 1 se presentan los cocientes entre el promedio de las pérdidas calculadas para las proyecciones naive respecto a las lineales, utilizando medidas como el error cuadrático medio (MSE) y error absoluto medio (MAE). De esta manera, valores menores (mayores) que uno indican que los pronósticos naive se desempeñan relativamente mejor (peor) que los

[14] Para las series del PIB e inversión, se realizó un empalme de los valores a precios constantes de las bases 1975, 1994 y 2005 de las series desestacionalizadas. Por tanto, para estas dos variables se prescindió de los modelos estacionales y únicamente se estimaron modelos ARIMA y ARI.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

Gráfico 1
NIVELES VS. LOG DE SERIES SELECCIONADAS DE COLOMBIA



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de la República y DANE.

pronósticos lineales. Adicionalmente, los asteriscos denotan la significancia, * al 10 %, ** al 5%y *** al 1%de la prueba Giacomini-White de habilidad predictiva no condicional aplicada a las pérdidas de los pronósticos.

La comparación entre pronósticos óptimos y naive (ver Anexo 2) mostró que, en línea con Lütkepohl y Xu (2012), no hay evidencia estadística que muestre diferencias significativasen la habilidad predictiva de ellos[15]. A partir de esto, y dado que el pronóstico *naive* es frecuentemente utilizado en los trabajos empíricos y su calculo es más sencillo, respecto a las proyecciones *óptimas*, el presente trabajo se concentra en la comparación entre los *lineales* y los *naive*. Es decir, los obtenidos sobre las series en niveles y sobre la aplicación de la operación inversa de la serie transformada.

En el caso concreto del IPC, en los Cuadros 1A y 1B del Anexo 1, se confirma el análisis previo realizado con la inspección gráfica. Al comparar la habilidad predictiva, se encontró que los pronósticos naive (tanto de transformación logarítmica como Box- Cox) tienen un desempeño más favorable que los lineales en el periodo 1 y su ajuste mejora a medida que el horizonte de predicción se incrementa, en especial para horizontes 6 y 12 meses adelante. En términos de la transformación utilizada, se aprecia que el estimador del parámetro de Box-Cox es cercano a cero, lo que sugiere que debería utilizarse el logaritmo[16].

Por el contrario, para el periodo 2, se observan algunas pérdidas significativas en el desempeño del pronóstico bajo el esquema que utiliza la transformación logarítmica del IPC. De hecho, al aplicar la metodología Box-Cox, el intervalo de confianza de $\hat{\lambda}$ incluye al uno, lo que señala que es adecuado mantener la serie en su nivel original. Este resultado también fue encontrado por Zárate y Rengifo (2013) para Colombia. Asimismo, debe notarse que las ganancias predictivas de los pronósticos lineales son significativas para horizontes de 1, 3, 6 y 12 meses adelante. Para un año adelante, el modelo de mejor desempeño predictivo es el estacional combinado.

Con todo ello, se puede concluir que con el objetivo de pronosticar el IPC es adecuado transformar la serie en el periodo 1, en particular mediante el uso del logaritmo, mientras que para el periodo 2 es conveniente mantener los niveles originales de la serie.

---

[15] Los valores en los Cuadros del Anexo 2 corresponden a la razón entre el promedio de las pérdidas de los pronósticos naive y óptimos, de manera que valores menores (mayores) que uno indican que los pronósticos naive se desempeñan relativamente mejor (peor) que los pronósticos óptimos. Para el cálculo se utilizaron las medidas MSE y MAE. El lector puede apreciar en los Cuadros 6 al 10 que los valores de las estadísticas se encuentran muy cercanos a uno.

[16] Note que como $\hat{\lambda}$ es cercano a cero, los resultados de comparar los pronósticos de la serie en niveles contra la serie en logaritmos son similares a los de comparar los pronósticos de la serie en niveles contra la serie transformada a la Box-Cox.

Para M1, en el (Cuadros 2A y 2B del Anexo 1), se observa que para el periodo 1 al usar modelos estacionales determinísticos y combinados resulta beneficioso aplicar la transformación logarítmica para horizontes de 1 y 3 meses adelante. Por el contrario, al implementar los modelos SARIMA y SARI la prueba de Giacomini y White (2006) muestra que los resultados no son significativos. Para el periodo 2, no hay diferencias estadísticamente significativas que favorezcan la habilidad predictiva de algún tipo de pronóstico. En los modelos SARIMA y SARI el desempeño entre los pronósticos *naive* y *lineales* es similar (valores cercanos a uno), mientras que en los modelos determinísticos y combinados los pronósticos naive parecen ajustarse mejor. Algo similar ocurre para el PIB, para el cual el ejercicio sugiere que la transformación logarítmica mejora el desempeño para el periodo 1 para un horizonte de un año (4 trimestres adelante), mientras que para el periodo 2, la evidencia estadística no es concluyente en favor de ninguno de los tres tipos de proyecciones: lineal, naive u óptimo (ver Cuadro 3A del Anexo 1).

En los Cuadros 4A, 4B, 5A y 5B del Anexo 1 se observa que para el periodo 1, tanto para la producción industrial como para la inversión, la evidencia estadística no es concluyente a favor de la utilización de las transformaciones. Para el periodo 2, los modelos y transformaciones utilizadas sobre la variable asociada al sector manufacturero muestran resultados mixtos, mientras que en el caso de la inversión, la evidencia estadística se inclina por la utilización de las proyecciones lineales, con lo cual se concluye que es mejor mantener los niveles originales de la serie.

Por último, en el Cuadro 2 se presenta un resumen que señala cuál tipo de transformaciones de potencia se debería utilizar para los periodos y variables analizados, dados los resultados obtenidos. Esto evaluando la mejor habilidad predictiva para cada serie. Como resultado se observa que en el período 1, la transformación logarítmica de las series es, en general, la mejor opción para pronosticar, lo cual es intuitivo puesto que en ese periodo la economía colombiana fue más volátil[17]. Por el con-

Cuadro 2
RESUMEN DE COMPARACIÓN DE PRONÓSTICOS

	IPC	M1	PIB	IPI	Inversión
Período 1	Log	Log	Log	Mixto	Indiferente
Período 2	Lin	Mixto	Indiferente	Indiferente	Lin

Log: en logaritmos. Lin: los resultados de la pruebas sugieren el uso de las series en niveles. Indiferente: no hay evidencia estadística que favorezca o rechace el uso de transformaciones. Mixto: en unos modelos es mejor transformar y en otros más favorable usar la serie en nivel.

[17] Al realizar las transformaciones se lograba estabilizar de cierta forma la varianza.

trario, en el período 2, no hay evidencia suficiente que favorezca el uso de las transformaciones sobre la utilización de las series originales, y viceversa.

V. Conclusiones

La aplicación del logaritmo natural a las series económicas es muy utilizada debido a las bondades que dicha transformación tiene sobre el comportamiento de la serie en términos de modelación. Es un consenso en el campo de la econometría que el uso del logaritmo estabiliza la varianza. Sin embargo, esto es cierto parcialmente, puesto que en el caso que el proceso generador de datos de la serie es más estable o es menos volátil, la transformación no necesariamente mejora el desempeño de los modelos en términos de pronóstico.

Partiendo de lo anterior, en este trabajo se comparó la habilidad predictiva de algunas series macroeconómicas de Colombia en niveles y sus respectivas transformaciones de potencia (logarítmica y Box-Cox) en dos periodos de muestra: i) entre 1980 - 1995 en el cual la economía del país fue más volátil, y ii) entre 2002 - 2012 en el cual la variabilidad disminuyó significativamente. Las variables usadas en el ejercicio empírico fueron el índice de precios al consumidor (IPC), el agregado monetario M1, el producto interno bruto real (PIB), el índice de producción manufacturera (IPI), y la inversión real.

Para contrastar los resultados de los diferentes modelos mencionados en la sección III y utilizado las series en niveles, en logaritmos y la transformación Box-Cox en cada uno de ellos, se realizó una evaluación de pronóstico fuera de muestra a través de la metodología de ventanas móviles. A partir de esto, se calculó el error cuadrático medio y el error absoluto medio para comparar los pronósticos entre modelos. Luego, se evalúo la habilidad predictiva de los pronósticos estimados aplicando la prueba de Giacomini y White (2006).

Entre los principales resultados del presente ejercicio se tiene que: i) en el período 1, la estrategia de transformar las series con logaritmos mejora la habilidad predictiva, lo cual es consistente con el hecho de que las transformaciones de potencia permiten estabilizar la varianza de las series en presencia de mayor volatilidad; lo que a su vez, permite una mejor calibración del modelo y mejorías en los pronósticos, y ii) en el período 2, no se encuentra evidencia contundente acerca de las ventajas de aplicar transformaciones de potencia en términos de mejorar la habilidad predictiva; por el contrario, en algunos casos puede ocasionar pérdidas significativas en la precisión de los pronósticos. De esta manera, los resultados de este trabajo resaltan la importancia y relevancia de evaluar si aplicar transformaciones es un procedimiento adecuado cuando se quiere pronosticar series económicas.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

Bibliografía

A Benati, L. (2004). *Evolving Post World War II Economic Performance*. Journal of Money, Credit and Banking, 36(4), 691-717.

Box, G. E. P. & Cox, D. R. (1964). *An Analysis of Transformations*. Journal of Royal Statistical Society, Series B (Methodological), 26(2), 211-252.

Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.

Canova, F. & Hansen, B. E. (1995). *Are Seasonal Patterns Constant over Time? A Test for Seasonal Stability*, Journal of Business & Economic Statistics, 13(3), 237-252.

Chen, C. & Lee, J. (1997). *On selecting a power transformation in time-series analysis*. Journal of forecasting, 16, 343-354.

Clark, T. E. & Mccraken, M. W. (2010). *Testing for Unconditional Predictive Ability*. Working Paper Series 2010-031A, Research Division, Federal Reserve Bank of St.Louis.

Giacomini, R., & WHITE, H. (2006). *Test of Conditional Predictive Ability*. Econometrica, 74(6), 1545-1578.

Gillard, J. (2012). *A generalised Box-Cox transformation for the parametric estimation of clinical reference intervals*. Journal of Applied Statistics, 39(10), 2231-2245.

Guerrero, V. (2003). *Análisis Estadístico de Series de Tiempo Económicas*. Thomson, 2 edn. Hoyle, M. (1973). Transformations: an introduction and a bibliography. The International Statistical Review, 41, 203-223.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schimdt, P. & Shin, Y. (1992). *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*. Journal of Econometrics, 54, 159-178.

Lee, M., Sadaei, H. & Suhartono, J. (2013). *Improving TAIEX forecating using fuzzy time series with Box-Cox power transformation*. Journal of Applied Statistics, 40, 2407-2422.

Lütkepohl, H. & Proietti, T. (2011). *Does the Box-Cox Transformation help in Forecasting Macroeconomic Time Series?* OMEWorking Paper 08 / 2011, Business School, University of Sydney.

Lütkepohl, H. & Xu, F. (2011). *Forecasting Annual Inflation with Seasonal Monthly Data: Using Levels versus Logs of the Underlying Price Index*. Journal of Time Series Econometrics, 3(3).

____(2012). *The Role of the Log Transformation in Forecasting Economic Variables*. Empirical Economics, 42(3), 619-638.

Mayr, J.,& Ulbricht, D. (2007). *Log versus level in VAR forecasting: 16 million empirical answers, expect the unexpected*. Working paper 42, Ifo Institute.

Melo, L. F. & Núñez, H. M. (2004). *Combinación de Pronósticos de la Inflación en Presencia de Cambios Estructurales*. Borradores de Economía 286, Banco de la República.

Proietti, T. & Riani, M. (2007). *Transformations and Seasonal Adjustment: analytic solutions and case studies*. Working Paper Series 143, Research Division, Federal Reserve Bank of St. Louis.

____(2009). *Transformations and Seasonal Adjustment*. Journal of Time Series Analysis, 30, 47-69.

Rahman, M. & Pearson, L. (2008). *Anderson-Darling statistic in estimating the Box Cox transformation parameter*. Journal of Applied Probability and Statistics, 3(1), 45-57.

Saikkonen, P. & Lütkepohl, H. (2002). *Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time.* Econometric Theory, 18, 313-348.

Sakia, R. (1992). *The Box-Cox transformation technique: a review*. The Statistician, 41, 169-178.

Seaks, T. G. & Layson, S. K. (1983). *Box-Cox estimation with standard econometric problems*. The Review of Economics and Statistics, 65(1), 160-164.

Spitzer, J. J. (1982). *A primer on Box-Cox estimation*. The Review of Economics and Statistics, 64(2), 307-313.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2007). *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?* Journal of Money, Credit and Banking, 39(s1), 3-33.

Sun, L., Tong, X. & Zhou, X. (2012). *A class of Box-Cox transformation models for recurrent event data*. Lifetime Data Analysis, 17, 280-301.

Yeo, I. & Johnson, R. (2000). *A new family of power transformations*. Biometrika, 87, 954-959.

Zárate, H. & Rengifo, A. (2013). *Forecasting Annual Inflation with Power Transformations: the Case of Inflation Trageting Countries*. Borradores de Economía 756, Banco de la República.

Zárate, J. P., Cobo, A. L. & Gómez, J. E. (2012). *Lecciones de las crisis financieras recientes para el diseño e implementación de las políticas monetaria y financiera en Colombia.* Borradores de Economía 708, Banco de la República.

Zivot, E. & Andrews, D. (1992). *Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis*. Journal of Business and Economic Statistics, 10(3), 251-270.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

Anexo 1

Cuadro 1

ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. LINEALES DEL IPC

A. Período 1: enero 1980 - diciembre 1995

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 72		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = -0,01)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\lambda}$ = 0,05)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
SARIMA	h = 1	1,09	1,11	1,08	1,13	0,086	0,091	0,091
	h = 3	0,99	0,89	0,98	0,91	0,235	0,223	0,224
	h = 6	0,89	0,74	0,89	0,75	0,430	0,370	0,373
	h = 12	0,82	0,72	0,82	0,72	0,713	0,606	0,608
SARI	h = 1	1,04	1,15	1,16	2,07	0,086	0,092	0,124
	h = 3	1,00	1,06	1,04	1,29	0,236	0,244	0,26
	h = 6	0,90	0,94	0,92	0,99	0,452	0,439	0,45
	h = 12	0,80 *	0,92	0,81 *	0,94	0,774	0,744	0,751
Estacional determinístico	h = 1	0,97	0,71	0,98	0,72	0,094	0,079	0,080
	h = 3	0,71	0,45	0,71	0,46	0,297	0,002	0,203
	h = 6	0,57 ***	0,32 **	0,58 ***	0,34 **	0,626	0,355	0,364
	h = 12	0,52 ***	0,32 **	0,53 ***	0,34 **	1,262	0,716	0,740
Estacional combinado	h = 1	1,00	0,65	1,02	0,70	0,101	0,081	0,085
	h = 3	0,80	0,53	0,82	0,55	0,297	0,217	0,220
	h = 6	0,71 **	0,45 **	0,71 *	0,44 *	0,593	0,399	0,394
	h = 12	0,66 ***	0,48 **	0,66 ***	0,47 *	1,157	0,800	0,793

B. Período 2: enero 2003 - octubre 2012

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 72		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = 1,46)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\lambda}$ = 0,63)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
SARIMA	h = 1	1,07	1,16 *	1,03	1,02	0,203	0,218	0,205
	h = 3	1,18 **	1,24 **	1,01	0,99	0,570	0,635	0,568
	h = 6	1,22 ***	1,33 ***	0,88 *	0,84 **	1.057	1.218	0,971
	h = 12	1,21 ***	1,41 ***	0,80 ***	0,76 ***	1.642	1.949	1.434
SARI	h = 1	1,07 *	1,12	1,02	1,01	0,207	0,219	0,208
	h = 3	1,10 **	1,15	1,00	0,99	0,583	0,626	0,583
	h = 6	1,11 *	1,20 *	0,90	0,89	1.078	1.182	1.019
	h = 12	1,20 ***	1,38 **	0,83 **	0,76 **	1.595	1.873	1.396
Estacional determinístico	h = 1	1,14 ***	1,27 ***	0,96 **	0,93 ***	0,205	0,232	0,199
	h = 3	1,26 **	1,58 **	0,93 ***	0,86 **	0,528	0,664	0,491
	h = 6	1,32 ***	1,84 ***	0,89	0,79 ***	0,893	1.214	0,794
	h = 12	1,62 ***	2,22 ***	0,82 ***	0,70 **	1.401	2.086	1.172
Estacional combinado	h = 1	1,04	1,10	0,96	0,93	0,210	0,221	0,203
	h = 3	1,24 *	1,41	0,96	0,90	0,531	0,631	0,504
	h = 6	1,38 **	1,88 ***	0,96	0,88	0,866	1.187	0,812
	h = 12	1,87 ***	2,72 ***	0,85 **	0,74	1.349	2.226	1.160

Nota: * significancia al 10 %, ** al 5% y *** al 1% de la prueba Giacomini-White de habilidad predictiva no condicional aplicada a los errores absolutos (EA) y errores cuadráticos (SE).

Cuadro 2
ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. LINEALES DEL M1

A. Período 1: enero 1986 - diciembre 1995

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 72		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = -0,02)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}}$ = 0,08)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
SARIMA	h = 1	0,945	0,84	0,93	0,79	0,104	0,096	0,093
	h = 3	0,984	0,94	0,96	0,90	0,160	0,155	0,152
	h = 6	1,044	1,50	1,06	1,52	0,189	0,232	0,233
	h = 12	1,06	1,63	1,08	1,70	0,313	0,400	0,408
SARI	h = 1	1,02	0,99	1,02	1,00	0,105	0,104	0,104
	h = 3	1,13	1,20	1,12	1,21	0,159	0,174	0,175
	h = 6	1,15	1,71	1,17	1,78	0,188	0,247	0,251
	h = 12	1,21	2,22	1,20	2,28	0,305	0,455	0,461
Estacional determinístico	h = 1	0,64 ***	0,35 **	0,64 ***	0,35 **	0,144	0,086	0,086
	h = 3	0,60 **	0,36 *	0,61 **	0,38 *	0,230	0,139	0,142
	h = 6	0,54	0,49	0,55	0,52	0,294	0,207	0,212
	h = 12	0,53	0,49	0,528	0,52	0,518	0,363	0,373
Estacional combinado	h = 1	0,73 **	0,45 *	0,76 *	0,49 *	0,129	0,087	0,091
	h = 3	0,71	0,51	0,73	0,53	0,195	0,140	0,142
	h = 6	0,66	0,76	0,69	0,82	0,244	0,213	0,221
	h = 12	0,65	0,74	0,67	0,82	0,431	0,371	0,391

B. Período 2: enero 2003 - octubre 2012

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 72		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = 0,32)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}}$ = 0,21)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
SARIMA	h = 1	1,07	1,18	1,03	1,10	0,090	0,098	0,094
	h = 3	1,13	1,29	1,06	1,03	0,137	0,155	0,139
	h = 6	1,05	1,09	1,01	0,95	0,195	0,204	0,190
	h = 12	0,88	0,88	0,88	0,84	0,316	0,296	0,290
SARI	h = 1	1,01	1,05	0,97	1,03	0,101	0,103	0,103
	h = 3	1,19	1,24	1,16	1,15	0,144	0,161	0,154
	h = 6	1,10	1,13	1,05	0,99	0,206	0,220	0,205
	h = 12	0,88	0,87	0.90 **	0,89	0,328	0,306	0,310
Estacional determinístico	h = 1	0,98	1,17	0,94	0,86	0,090	0,098	0,084
	h = 3	0,93	0,97	0,83	0,72	0,134	0,132	0,114
	h = 6	0,84	0,79	0,82	0,67	0,187	0,166	0,153
	h = 12	0,84	0,76	0,84	0,66	0,282	0,247	0,229
Estacional combinado	h = 1	0,93	1,16	0,89	0,82	0,090	0,097	0,081
	h = 3	0,91	0,96	0,81	0,69	0,135	0,132	0,112
	h = 6	0,85	0,82	0,80	0,66	0,188	0,170	0,153
	h = 12	0,81	0,72	0,81	0,62	0,288	0,246	0,227

Nota: * significancia al 10 %, ** al 5% y *** al 1% de la prueba Giacomini-White de habilidad predictiva no condicional aplicada a los errores absolutos (EA) y errores cuadráticos (SE).

Cuadro 3
ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. LINEALES DEL PIB

A. Período 1: 1977(I) - 1995(IV)

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 32		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = -0,32)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\lambda}$ = 0,72)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
ARIMA	h = 1	0,91	0,92	0,91	0,91	856,94	822,20	818,80
	h = 4	0,63 ***	0,44 ***	0,55 ***	0,34 ***	1.077,31	718,13	626,43
ARI	h = 1	1,01	1,18	1,01	1,17	800,03	870,06	864,92
	h = 4	0,71 ***	0,55 ***	0,63 ***	0,44 ***	1.052,19	779,71	701,01

B. Período 2: 2000(I) - 2012(II)

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 32		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = -0,82)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\lambda}$ = 0,80)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
ARIMA	h = 1	0,98	1,01	1,08	1,38 *	1.061,83	1.066,87	1.247,70
	h = 4	0,93	1,10	1,22	1,49 ***	2.803,39	2.950,48	3.429,39
ARI	h = 1	1,03	1,14	1,10	1,49 *	9.88,48	1.056,77	1.207,86
	h = 4	0,96	1,07	1,37	1,75 ***	2.737,44	2.837,48	3.618,85

Nota: * significancia al 10 %, ** al 5% y *** al 1% de la prueba Giacomini-White de habilidad predictiva no condicional aplicada a los errores absolutos (EA) y errores cuadráticos (SE).

Cuadro 4
ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. LINEALES DEL ÍNDICE DE PRODUCCIÓN MANUFACTURERA

A. Período 1: enero 1980 - diciembre 1996

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 72		MAE	MSE	MAE ($\hat{\lambda}$ = 0,72)	MSE ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}}$ = 0,30)	Lin	Log	BoxCox
SARIMA	h = 1	1,04	1,10	1,02	1,04	3.781	3.958	3.856
	h = 3	1,01	1,03	1,01	1,03	4.121	4.190	4.185
	h = 6	1,05	1.14 *	0,99	1,03	4.361	4.650	4.418
	h = 12	0,99	1,08	1,02	1,07	4.939	5.142	5.119
SARI	h = 1	1,03	1,11	1.02 *	1.03 **	3.839	4.056	3.905
	h = 3	0,99	1,02	1,00	1.02 **	4.196	4.242	4.244
	h = 6	1,06	1,14	1,03	1.05 **	4.485	4.785	4.600
	h = 12	1,06	1.13 *	1,00	1,00	5.034	5.347	5.042
Estacional determinístico	h = 1	1,00	1,03	0,99	0,99	3.494	3.551	3.485
	h = 3	0,99	1,04	0.98 *	0,99	3.840	3.916	3.820
	h = 6	0,99	1,03	0,99	0,99	4.613	4.675	4.597
	h = 12	1,03	1,07	1,01	1.02 *	5.334	5.524	5.383
Estacional combinado	h = 1	1,04	1,06	1,01	1,00	3.590	3.694	3.593
	h = 3	0,98	1,02	0,98	0,97	3.963	4.001	3.913
	h = 6	1,01	1,06	0,98	0,98	4.469	4.605	4.432
	h = 12	1,02	1,02	0,99	1,00	5.141	5.194	5.144

B. Período 2: enero 2001 - octubre 2012

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 72		MAE	MSE	MAE ($\hat{\lambda}$ = 0,22)	MSE ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}}$ = 0,56)	Lin	Log	BoxCox
SARIMA	h = 1	0,95	1,01	1,00	1,06	4.420	4.444	4.563
	h = 3	0,97	0,98	0,97	0,97	5.406	5.352	5.328
	h = 6	0,98	1,05	1,00	1,04	7.679	7.875	7.831
	h = 12	1,06	1,12 *	1,11 **	1,15 ***	12.088	12.785	12.959
SARI	h = 1	0,95	0,90	0,98	0,92	4.314	4.098	4.143
	h = 3	0,96	0,95	0,97	0,97	4.884	4.775	4.807
	h = 6	0,93	0,94	0,96	0,97	7.120	6.910	7.032
	h = 12	1,03	1,06	1,10 *	1,12 *	11.075	11.409	11.732
Estacional determinístico	h=1	1,01	1,03	0,99	1,00	3.784	3.848	3.786
	h=3	1,02	1,08	1,02	1,06	4.484	4.663	4.614
	h=6	1,05	1,10	1,04	1,06	6.463	6.768	6.668
	h=12	1,05 **	1,13 **	1,05 **	1,10 **	10.106	10.729	10.597
Estacional combinado	h = 1	1,02	1,10	0,99	0,99	4.073	4.275	4.065
	h = 3	1,05	1,13	0,95	0,89	4.909	5.218	4.633
	h = 6	1,04	1,13	0,98	0,99	7.235	7.688	7.205
	h = 12	1,15	1,32	1,10 **	1,22 ***	10.356	11.885	11.419

Nota: * significancia al 10 %, ** al 5% y *** al 1% de la prueba Giacomini-White de habilidad predictiva no condicional aplicada a los errores absolutos (EA) y errores cuadráticos (SE).

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

Cuadro 5
ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. LINEALES DE LA INVERSIÓN

A. Período 1: 1977(I) - 1995(IV)

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 32		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = 1,07)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\lambda}$ = 0,65)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
ARIMA	h = 1	1,03	1,04	1,04	1,06	808,73	826,23	833,19
	h = 4	0,97	1,04	0,86	0,91	2.829,07	2.887,68	2.706,00
ARI	h = 1	0,79	0,53	0,79	0,52	1147,54	837,33	833,19
	h = 4	0,93	0,88	0,80	0,73	3156,78	2.961,31	2.706,00

B. Período 2: 2000(I) - 2012(II)

		Log/Lin		BoxCox/Lin		RMSE		
ω = 32		**MAE**	**MSE**	**MAE ($\hat{\lambda}$ = 0,00)**	**MSE ($\hat{\sigma}_{\lambda}$ = 0,31)**	**Lin**	**Log**	**BoxCox**
ARIMA	h = 1	1,15	1,33	1,15	1,33	1.180,89	1.363,36	1.363,36
	h = 4	1,29	1,70	1,29	1,70	2.179,57	2.847,67	2.847,67
ARI	h = 1	1,14	1,34 *	1,14	1,34 *	1.163,41	1.350,01	1.350,01
	h = 4	1,27	1,65	1,27	1,65	2.133,97	2.743,36	2.743,36

Nota: * significancia al 10 %, ** al 5% y *** al 1% de la prueba Giacomini-White de habilidad predictiva no condicional aplicada a los errores absolutos (EA) y errores cuadráticos (SE).

Anexo 2

Cuadro 6

ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. ÓPTIMOS DEL IPC

	Antes de 1998		Después de 1998	
ω = 72	**MAE**	**MSE**	**MAE**	**MSE**
SARIMA				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 6	1,00	1,00	1,00	0,99
h = 12	1,00	1,00	0,99	0,99
SARI				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 6	1,00	1,01	1,00	1,00
h = 12	1,01	1,04	0,99	0,99
Estacional determinístico				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 6	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 12	1,00	0,99	1,00	0,99
Estacional combinado				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 6	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 12	1,00	1,00	1,00	0,99

Cuadro 7

ERRORES PRONÓSTICOS NAIVE VS. ÓPTIMOS DEL PIB

	Antes de 1998		Después de 1998	
ω = 22	**MAE**	**MSE**	**MAE**	**MSE**
ARIMA				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 4	1,01	1,02	1,00	1,00
ARI				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 4	1,01	1,01	1,00	0,99

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 35-59

Cuadro 8
ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. ÓPTIMOS DEL M1

	Antes de 1998		Después de 1998	
ω = 72	**MAE**	**MSE**	**MAE**	**MSE**
SARIMA				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	0,99	0,99	1,00	0,99
h = 6	0,99	0,98	1,00	0,99
h = 12	0,99	0,98	1,00	1,00
SARI				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	0,99	1,00	0,99
h = 6	0,99	0,97	1,00	0,99
h = 12	0,99	0,97	1,00	0,99
Estacional determinístico				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	0,99	1,00	0,99
h = 6	1,00	0,99	1,00	0,99
h = 12	1,00	0,98	1,00	0,98
Estacional combinado				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	0,99	1,00	0,99
h = 6	1,00	0,99	1,00	0,99
h = 12	1,00	0,99	1,00	0,98

Cuadro 9
ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. ÓPTIMOS DE LA INVERSIÓN

	Antes de 1998		Después de 1998	
ω = 22	**MAE**	**MSE**	**MAE**	**MSE**
ARIMA				
h = 1	1,00	1,01	1,00	0,99
h = 4	1,00	0,99	1,00	1,00
ARI				
h = 1	1,00	1,01	1,00	0,99
h = 4	1,00	0,97	1,00	1,00

Cuadro 10
ERRORES DE PRONÓSTICOS NAIVE VS. ÓPTIMOS DEL ÍNDICE DE PRODUCCIÓN MANUFACTURERA

	Antes de 1998		Después de 1998	
ω = 72	**MAE**	**MSE**	**MAE**	**MSE**
SARIMA				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	1,00	1,00	0,99
h = 6	1,00	1,00	1,00	0,99
h = 12	1,00	0,99	1,00	0,99
SARI				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	1,00	1,00	0,99
h = 6	1,00	1,00	1,00	0,99
h = 12	1,00	0,99	1,00	1,00
Estacional determinístico				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h=1	1,00	1,00	1,00	1,00
h=3	1,00	1,00	1,00	1,00
h=6	1,01	1,01	1,00	0,99
h=12	1,01	1,02	1,00	0,99
Estacional combinado				
h = 1	1,00	1,00	1,00	1,00
h = 3	1,00	1,00	1,00	0,99
h = 6	1,00	1,00	1,00	0,99
h = 12	1,00	1,00	1,00	0,99

Conflictos asociados al uso del suelo: una aproximación al área de conservación óptima en el Páramo de Santurbán

Laura Calderón Etter*

Abstract

Most of the ecosystem services provided by Andean Páramos lack a market price and as a consequence the land use allocation in these ecosystems is inefficient. In this article, I study the case of the Páramo de Santurbán using a dynamic optimization framework to analyze optimal land use decisions, considering three land uses: conservation, agriculture, and mining. I find that when the value of environmental services is taken into account the optimal solution is to allocate at least 74% of the area to conservation. If potential negative externalities from mining are considered, the area dedicated to conservation and agriculture increases and the area devoted to mining decreases by more than 75%.

Resumen

La mayoría de los servicios ecosistémicos que prestan los páramos no cuentan con un precio de mercado y como consecuencia la asignación del uso del suelo en estos ecosistemas resulta ineficiente. En este artículo, se estudia el caso del Páramo de Santurbán usando un enfoque de optimización dinámica para analizar las decisiones óptimas de uso del suelo, contemplando tres usos excluyentes del mismo: conservación, agricultura y minería. Se encuentra que al incluir el valor de los servicios ecosistémicos en las decisiones de uso del suelo hace que resulte óptimo conservar por lo menos el 74% del área del páramo y que tener en cuenta potenciales externalidades negativas de la minería aumenta el área óptima a conservar y a dedicar a actividades agrícolas, mientras que el área óptima de extracción minera disminuye en más del 75%.

Keywords: High mountain ecosystem, Ecosystem services, Land use conflicts, Opportunity costs, Dynamic optimization
Palabras clave: Ecosistemas de alta montaña, Servicios ecosistémicos, Conflicto de uso del suelo, Costos de oportunidad, Optimización dinámica
Clasificación JEL: C61, D04, D62, D61, Q01, Q15, Q32, Q51, Q57

Primera versión recibida el 21 de noviembre de 2014; versión final aceptada el 5 de diciembre de 2014
Coyuntura Económica. Vol. XLIV, No. 2, Diciembre de 2014, pp. 61-104. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

* Información de contacto: lauracalderon5@gmail.com. Documento realizado como tesis para la Maestría en Economía (PEG) de la Universidad de los Andes. Agradezco la valiosa asesoría de Jorge Higinio Maldonado y también los comentarios y sugerencias de Guillermo Rudas, Ramón Rosales, Ana María Ibáñez y Mauricio Romero.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 61-104

I. Introducción

Los páramos son ecosistemas estratégicos para la conservación de la diversidad ecológica que proveen una amplia variedad de servicios ambientales, entre los cuales se destacan la producción y regulación hídrica. Colombia posee la mayor superficie de los páramos del mundo (SPNN, 2013) y uno de ellos es el Páramo de Santurbán, que produce el agua que abastece a más de dos millones de habitantes de Bucaramanga y de otros municipios de la región. Además de su importante oferta hídrica, el Páramo de Santurbán también es rico en otros servicios ecosistémicos, alberga recursos minerales y sus suelos son cada vez más usados para la producción agrícola. Esto genera conflictos entre los diferentes usuarios de los bienes y servicios ofrecidos por el páramo, pues las actividades mineras, así como las agropecuarias, tienen un impacto negativo sobre la cantidad y calidad de los servicios ambientales provistos.

A pesar de esfuerzos recientes y de un creciente interés por promover un desarrollo sostenible, el componente ambiental sigue siendo una preocupación secundaria en comparación con los objetivos de crecimiento económico en el corto plazo para Colombia; la explotación de los recursos naturales se considera uno de los principales medios de desarrollo económico (DNP, 2010) y sus impactos ambientales son muchas veces ignorados o subvalorados. Este hecho se debe, en parte, a que el valor económico total de los servicios ambientales no es incorporado en la toma de decisiones sobre uso del suelo. Como consecuencia de fallas de mercado en la asignación de este tipo de bienes y servicios, la mayoría de beneficios derivados de ellos tienen características de bienes públicos, lo que tiene serias implicaciones sobre su uso y conservación.

En este contexto, se hace relevante contar con estudios técnicos que enriquezcan la discusión sobre el uso que se debe dar a ecosistemas estratégicos como los páramos, de manera que se maximice el bienestar de la sociedad a través de una administración eficiente de los recursos. Para esto, es necesario tener en cuenta tanto los costos como los beneficios derivados de las diferentes actividades que se pueden desarrollar en el territorio y resulta útil analizar un caso particular en donde se presenten conflictos asociados al uso del suelo. El Páramo de Santurbán es un caso de estudio interesante por su importancia ecológica y por la coyuntura actual de conflicto de uso del suelo entre conservación, minería y agricultura que presenta, y porque las decisiones que se tomen sobre este caso puntual, seguramente servirán de lineamiento para futuras tomas de decisiones sobre el uso de otros ecosistemas estratégicos en el país.

Con el fin de determinar cuál es el área del Páramo de Santurbán que se debería conservar para maximizar el bienestar social, este trabajo pone en la balanza el valor de los servicios ecosistémicos que este páramo provee y los beneficios

económicos que se pueden derivar de la explotación de los recursos mineros o del desarrollo de actividades agrícolas, usando un modelo de optimización dinámica que permite evaluar las disyuntivas intertemporales que surgen al tomar decisiones sobre el uso del suelo. Inicialmente se establece el área óptima de conservación para el Páramo de Santurbán cuando se tienen en cuenta los servicios ambientales que este ecosistema provee, asumiendo que su valor es conocido con certeza. A través de un análisis de sensibilidad de las variables que afectan el área a conservar, se determina cuál es el efecto que cambios en estas variables pueden tener sobre el uso óptimo del suelo, esto con el fin de ilustrar escenarios que permitan hacer recomendaciones de política relevantes para la toma de decisiones sobre la conservación de los páramos en el país. Este trabajo encuentra que el área óptima a conservar es por lo menos el 74% del área total del páramo y que el resto debe dedicarse a actividades agrícolas y mineras. Sin embargo, el área óptima destinada a minería se ve reducida en más del 75% cuando las externalidades negativas que esta actividad puede generar son tenidas en cuenta. Adicionalmente, reconociendo que existe incertidumbre sobre el valor futuro de los servicios ecosistémicos y que las decisiones de transformación de estos ecosistemas son irreversibles, se comparan los resultados obtenidos con un escenario en donde los beneficios ambientales no se conocen con certeza y cambian en el tiempo, y se encuentra que puede resultar óptimo conservar una fracción mayor del área de estudio.

El documento está compuesto por siete secciones. La primera es esta introducción. La segunda sección ilustra la importancia de los páramos en términos de provisión de servicios ecosistémicos y describe fallas de mercado asociadas a la provisión de estos servicios. En la tercera sección se presenta una caracterización de la zona de estudio y en la cuarta se describe la estrategia empírica. En la quinta sección se presentan los datos de los costos de uso del suelo utilizados para el desarrollo del estudio. La sexta sección presenta los resultados de uso óptimo del suelo y el análisis de sensibilidad ante cambios en parámetros claves. Por último, la séptima sección consiste en una discusión de los resultados y recomendaciones de política.

II. Antecedentes

A. Los páramos: ecosistemas estratégicos, frágiles y amenazados

Los ecosistemas de páramo se encuentran ubicados en las partes superiores de la zona norte de la cordillera de los Andes, aproximadamente entre los 3000 m.s.n.m. y las nieves perpetuas, alrededor de los 4500 m.s.n.m. Sin embargo, el límite inferior de los páramos es variable según la latitud, la vertiente, el clima global y la actividad humana (Hofstede, 2003; Ospina y Rodríguez, 2011). Según los estudios más recientes, en Colombia los páramos cubren 2,9 millones de hectáreas (ha), es decir el 2,5% de la extensión continental del país (IAvH, 2013a), pero las autoridades am-

bientales aún no han reconocido la totalidad del área identificada como páramo; actualmente son reconocidas 1.925.410 hectáreas identificadas por Morales *et al.* (2007).

Los páramos son estratégicos para la conservación de la diversidad ecológica y para la provisión de servicios ecosistémicos, en particular por su potencial de almacenamiento de agua, su capacidad de regulación hídrica y recarga de acuíferos, en donde nacen los principales sistemas hídricos de abastecimiento de la población (MAVDT, 2010; Buytaert *et al.*, 2012). La conjunción del clima y las características de su vegetación y suelos hacen que los páramos se constituyan en reguladores naturales de la escorrentía y además presenten un fenómeno de precipitación horizontal, que representa entre el 15% y el 60% de la precipitación vertical (Aldrich *et al.*, 2000; Díaz-Granados *et al.*, 2005). Dada la alta capacidad de producción y regulación hídrica, el agua proveniente de los páramos andinos es ampliamente utilizada para consumo, irrigación y generación de energía eléctrica (Buytaert *et al.*, 2006). En Colombia, los páramos son el lugar en donde nacen los principales ríos del país, aportan el 4% de la oferta hídrica superficial y regulan el 70% de los ríos en sus cabeceras (MADS, 2002), garantizando una oferta hídrica constante y mitigando efectos derivados de eventos de precipitación extremos.

Por otra parte, los páramos son muy importantes en términos de biodiversidad ya que cuentan con numerosas especies de plantas[1] (Kapelle & Horn, 2005) y con altas tasas de diversificación de éstas (Madriñán *et al.*, 2013). Cerca del 90% de su flora es endémica, el 8% del total de endemismos de la flora nacional se encuentra en estos ecosistemas y son el hábitat de múltiples especies polinizadoras y dispersoras de semillas (Sanclemente, 2011). La riqueza en biodiversidad y la belleza escénica del paisaje de páramo constituye un atractivo importante para turistas. Por ejemplo, en el año 2012 el Parque Nacional Natural Chingaza ubicado al oriente de Bogotá recibió a más de 13.800 visitantes y entre 2007 y 2012 presentó una tasa promedio de crecimiento en el número de visitantes de 26%. (MADS y SPNN, 2012). Además, los páramos han tenido históricamente un valor cultural importante para las comunidades que los habitan o se benefician directamente del agua que allí se produce (Cárdenas *et al.*,1996).

Adicionalmente, el ecosistema de páramo presenta bajas tasas de mineralización y reciclaje de nutrientes, las cuales favorecen una lenta pero continua absorción de dióxido de carbono (CO2) que se acumula como parte de la materia orgánica de los suelos. Los contenidos de carbono son altos en las capas superficiales del suelo (20%-30%) y algunos autores afirman que estos ecosistemas pueden al-

[1] 3.400 especies de plantas vasculares y 1.300 de plantas no vasculares según Kappelle y Horn (2005).

macenar más carbono que la selva tropical si se tiene en cuenta el suelo (García, 2003; Hofstede, 2003).

Los páramos son reconocidos como ecosistemas estratégicos en la legislación colombiana y en ellos "no se podrán adelantar actividades agropecuarias, ni de exploración o explotación de hidrocarburos y minerales, ni construcción de refinerías de hidrocarburos" (Ley 1450 de 2011, art. 202). Sin embargo, en la práctica esto no se cumple y desde hace muchos años los páramos han sufrido procesos de ocupación que han generado profundas transformaciones en los ecosistemas, principalmente por el desarrollo de la ganadería extensiva, la agricultura y en algunas ocasiones la minería (Sanclemente, 2011). La ganadería extensiva y el cultivo de papa que cada vez emplea más maquinaria que compacta el suelo, fertilizantes y pesticidas, tienen una repercusión negativa en la cantidad y calidad de los servicios hídricos prestados por los páramos (Morales *et al.*, 2007). No obstante, las actividades agropecuarias y mineras en zonas de páramo son la principal fuente de ingresos para un número importante de familias, el 12% del área total de páramo en Colombia ha sido transformada, y más del 80% de los complejos de páramo presenta algún tipo de intervención de este tipo[2].

Recientemente, con el crecimiento del sector minero-energético y su consolidación como sector estratégico para la economía nacional (DNP, 2010) se han presentado conflictos entre los objetivos de aumentar la inversión extranjera y la producción de este sector, y la protección y manejo de los recursos naturales. Los páramos no han sido ajenos al desarrollo minero; a pesar de que actualmente las zonas de páramo se consideran excluidas de la minería, se calcula que para el año 2011 se habían otorgado 451 títulos mineros en zonas de páramo en un área de 106.000 hectáreas (CGR, 2011). Esto se debe a que el suelo de algunos páramos es rico en minerales con un alto valor comercial y hay interés en explotar estos recursos por parte de empresas nacionales e internacionales. Sin embargo, este desarrollo entra en conflicto directo con la provisión de servicios ecosistémicos de los páramos ya que esta actividad contamina las fuentes hídricas y los suelos por el uso intensivo de químicos como el cianuro y el mercurio, los altera por la remoción de la tierra y utiliza grandes cantidades de agua (Soto, 2011). En particular, afecta el régimen hidrológico local tanto de las aguas superficiales como subterráneas (Guerrero, 2009). Adicionalmente, no se tiene certeza sobre la magnitud de los efectos negativos en el largo plazo y los pasivos ambientales que genera (Rodríguez *et al.*, 2012). Según el Instituto de Investigación de Recursos Biológicos Alexander von Humboldt (IAvH) la calidad de los servicios ecosistémicos provistos por los páramos está asociada a la preservación de la integridad ecológica de todos

[2] Cálculos propios con base en Cabrera y Ramírez (2014).

los componentes del ecosistema y la intervención minera en los ecosistemas de alta montaña va en detrimento de la provisión de servicios ambientales, "con poca o ninguna garantía de restauración de su funcionalidad, aún en el mediano o largo plazo, dadas las limitaciones biofísicas para la formación de suelos orgánicos y comunidades vegetales propias del páramo" (IAvH, 2011, pág. 22). No existen suficientes estudios que cuantifiquen los impactos de la minería sobre el medio ambiente en Colombia, pero por ejemplo, en el caso del Páramo de Pisba en Boyacá, un estudio reciente encontró evidencia de altos niveles de acidez y conductividad en los cursos de agua relacionados con minería de carbón, indicando que posiblemente existan metales pesados o arsénico solubilizados en las aguas ácida. Esto corrobora las impresiones de habitantes locales que aseguran que los cuerpos de agua en contacto con la minería de carbón están contaminados. Además, se encontraron condiciones de inestabilidad en las montañas con la posibilidad de que se generen deslizamientos de tierra (El Tiempo, 2014). Palmer *et al.* (2008) revisan varios estudios sobre los impactos ambientales de la minería en zonas de alta montaña en Estados Unidos que revelan que los impactos no son mitigables y que generan pérdidas ecológicas irreversibles, afectando principalmente la regulación hídrica y la biodiversidad, además de generar contaminación que afecta la salud humana. También se ha encontrado evidencia para Ghana de que la minería de oro no sólo afecta el área directamente intervenida, sino que también tiene efectos negativos sobre la productividad agrícola en zonas aledañas a la explotación minera (Aragón y Rud, 2013).

Los páramos son ecosistemas frágiles que se degradan fácilmente ante intervenciones antrópicas debido a que la capacidad de retención hídrica y la permeabilidad que los caracteriza se ven disminuidas drásticamente una vez se pierde la estructura porosa del suelo por pisoteo, arado o desecación, y esta degradación muchas veces es irreversible, al menos en una escala de tiempo humana (Podowesk y Poulenard, 2001; Buytaert *et al.*, 2006; Buytaert *et al.*, 2007; Morales *et al.*, 2007). Este fenómeno además de afectar la cantidad y calidad del agua, repercute sobre el control de inundaciones y la operación segura, económica y eficiente de las represas que abastecen de agua a la población y generan energía (Sáenz y Mulligan, 2007). El Fondo de Adaptación (2013) considera que en Colombia este hecho es cada vez más evidente, pues la degradación de los ecosistemas de páramo ha contribuido a que en las recientes temporadas invernales se hayan presentado fenómenos catastróficos como inundaciones, deslizamientos y avalanchas que han sido costosos para el país. Por ejemplo, el reciente fenómeno de la niña (2010-2011) que causó daños que pusieron al país en situación de emergencia social, económica y ecológica, y cuyo costo ascendió a aproximadamente 2% del PIB (OECD, 2014), puso en evidencia la importancia de estos ecosistemas y mostró las consecuencias de su degradación. Esto, pues la deforestación del bosque alto andino y la pérdida de páramos que regulan

los flujos de agua, reduce su capacidad de respuesta de estos ecosistemas para mitigar las consecuencias de eventos climáticos extremos (BID y Cepal, 2012). Si se consideran las predicciones de futuros escenarios de cambio climático que indican que eventos de precipitación extrema serán cada más vez más intensos y más frecuentes (IPCC, 2013), la regulación hídrica cobrará mayor importancia.

Por otra parte, el cambio en la cobertura de suelo rico en materia orgánica libera el carbono almacenado a la atmósfera contribuyendo a la emisión de gases de invernadero. De igual manera, incide en pérdidas de biodiversidad y afecta la belleza paisajística de la cual las personas disfrutan para llevar a cabo actividades recreativas.

B. Servicios ecosistémicos y fallas de mercado

A pesar de la importancia de los ecosistemas de alta montaña y de su fragilidad ante intervenciones antrópicas, estos han sido y continúan siendo deteriorados. La degradación de ecosistemas estratégicos como los páramos se debe en gran parte a que en la planeación ambiental y toma de decisiones sobre el uso de los recursos naturales, los beneficios derivados de los ecosistemas en estado natural no son tomados en cuenta de manera completa, por lo que los paisajes productivos y multifuncionales continúan siendo transformados en paisajes más simples como monocultivos, o convertidos a tierras o ecosistemas infértiles (De Groot, 2006).

Existen varios factores que explican por qué los beneficios que se derivan de los ecosistemas en estado natural no son tenidos en cuenta de manera completa. En primer lugar, las características de propiedad de los servicios ambientales generan fallas de mercado, lo que tiene como consecuencia que su asignación sea ineficiente (Baumol y Oates, 1988; Pearce *et al.*, 1990). En segundo lugar, hace falta información sobre el valor de los servicios ecosistémicos (Balmford *et al.*, 2002); en el caso de los páramos falta conocimiento científico y económico de las funciones ecosistémicas y de cómo las diferentes actividades económicas afectan la capacidad de estos ecosistemas para proveer servicios ambientales (Buytaert *et al.*, 2007). Por último, aun cuando los servicios ecosistémicos son reconocidos y valorados, en muchos casos el valor que se les asigna es inferior a su valor real (De Groot, 2006).

La mayoría de los bienes y servicios ecosistémicos cuentan con características de bienes públicos, lo que tiene implicaciones importantes tanto para su uso como para su conservación. Por definición, los bienes públicos, dadas sus características de no rivalidad y no exclusión, generan fallas de mercado que llevan a que su asignación sea subóptima (Baumol y Oates, 1988), pues los beneficios de los ecosistemas naturales son percibidos como externalidades positivas a nivel local, regional e incluso global, que no tienen un valor de mercado (Cole, 2002; Mann *et al.*, 2012). En este sentido, la conversión del suelo de ecosistemas complejos generalmente sólo genera beneficios para el agen-

te privado que interviene el ecosistema, mientras que los costos asociados a la pérdida de servicios ambientales (externalidades negativas) se reparten entre un grupo difuso de usuarios y generaciones futuras, teniendo un impacto insignificante sobre quienes obtienen los beneficios derivados de la transformación (De Groot, 2006).

A pesar del aumento en los estudios de valoración económica de servicios ambientales que proveen los ecosistemas en estado natural, muchos ecosistemas no cuentan con valoraciones de este tipo, lo que genera fallas de información. En particular, hace falta mayor información sobre cómo cambia la capacidad de los ecosistemas para proveer bienes y servicios a medida que aumentan los impactos antrópicos y cómo se ve reflejado esto en términos monetarios (Balmford *et al*., 2002). Adicionalmente, aun cuando los servicios ecosistémicos son valorados, dada la complejidad ecológica de los ecosistemas naturales, es difícil definir el valor total que se deriva de los servicios ambientales prestados por un ecosistema en estado natural, lo que generalmente conlleva a una subestimación del valor real de los servicios ecosistémicos (Costanza *et al*., 1997; De Groot *et al*., 2010).

Si bien existen limitaciones de información importantes, con las valoraciones económicas disponibles, se ha evidenciado que los ecosistemas en estado natural pueden llegar a generar mayores beneficios para la sociedad que cuando son intervenidos para el desarrollo de actividades productivas. Balmford *et al.* (2002) revisan numerosos estudios de valoración económica de servicios ambientales y concluyen que el beneficio neto del flujo de servicios ecosistémicos de un ecosistema intacto sobrepasa el flujo de beneficios de un ecosistema intervenido en la mayoría de casos. Para el caso colombiano, Carriazo *et al.* (2003) estiman los beneficios del aporte económico del Sistema de Parques Nacionales Naturales a la economía nacional y encuentran que éstos superan ampliamente los recursos financieros para su administración y mantenimiento. Otros estudios que incorporan una aproximación del valor económico total de los ecosistemas para determinar el uso que se debería hacer de los recursos naturales con el fin de maximizar el bienestar social, muestran que las decisiones óptimas de explotación de recursos y del uso del suelo cambian de manera importante cuando el valor de los servicios ecosistémicos es tenido en cuenta de manera integral. En muchos casos, se ha encontrado que el valor total de un uso multifuncional de un ecosistema en estado natural genera mayores beneficios que los que podrían generar los ecosistemas convertidos (Naido y Ricketts, 2006; Olschewski y Benítez, 2010; Barua *et al*., 2012; Mann *et al*., 2012; Alvarez, 2013). Por ejemplo, para el caso de un ecosistema de alta montaña en Colombia, Alvarez (2013) encuentra que el valor por hectárea de los beneficios del bosque de roble asciende a 2.5 veces el valor de la actividad económica alternativa, el cultivo de papa.

Por otra parte, algunos autores han encontrado que incluir un componente de incertidumbre so-

bre el valor de los servicios ecosistémicos, que es ignorado en modelos determinísticos, y considerar el beneficio de retardar la conversión del suelo mientras se genera mayor conocimiento sobre los futuros costos y beneficios asociados a dicha conversión, aumenta el área que resulta óptimo conservar en estado natural (Conrad, 1997; Bulte *et al.*, 2002; Girma *et al.*, 2012). En particular, cuando la decisión de desarrollar actividades económicas causa una transformación irreversible del ecosistema, la combinación de los factores de irreversibilidad e incertidumbre implica una ganancia asociada a la precaución y el retraso de la conversión del suelo natural (Pindyck, 2006). Esto se explica porque la expansión de posibilidades mediante la preservación de opciones alternativas representa beneficios para la sociedad en el futuro y reduce los beneficios netos de una actividad económica con costos ambientales (Arrow y Fisher, 1974).

Adicionalmente, dentro de los factores críticos para determinar el uso óptimo del suelo se destacan el costo de oportunidad de la conservación y las expectativas sobre los precios de los servicios ecosistémicos en el futuro (Adams y Turner, 2012). Por su parte, la tasa de descuento social juega un papel fundamental cuando se están evaluando los beneficios de los bienes y servicios ambientales, ya que la mayoría de los impactos sobre estos se perciben en el largo plazo. Esta tasa refleja la valoración del bienestar de hoy en relación con el bienestar en el futuro y tiene implicaciones importantes en la asignación de recursos: una tasa muy alta puede impedir el desarrollo de proyectos públicos deseables, mientras que una tasa muy baja puede resultar en inversiones ineficientes (Zhuang *et al.*, 2007; Nordhaus, 2008). Adicionalmente, hay un creciente interés en la literatura por el uso de tasas de descuento hiperbólico, es decir, tasas que decrecen el tiempo, dándole un mayor peso al presente y al futuro lejano, y menor peso a tiempos intermedios bajo el supuesto de que la preferencia intertemporal de los individuos es decreciente en el tiempo. Esto tendría implicaciones importantes en la toma de decisiones sobre el uso de recursos naturales que afectan la disponibilidad de los mismos en el futuro lejano (Weitzman, 2001; Farmer & Geanakoplos, 2009; Correa, 2008). Sin embargo, no existe un consenso sobre la tasa de descuento que debería ser usada para este tipo de proyectos, donde las tasas usadas en diferentes países oscilan generalmente entre 3% y 15%, siendo más bajas en las economías más desarrolladas (Zhuang *et al.* 2007).

III. El caso del Páramo de Santurbán: uso del suelo actual y características socioeconómicas

El Páramo de Santurbán se encuentra ubicado en la Cordillera Oriental y tiene influencia directa en 20 municipios de los departamentos de Santander y Norte de Santander. Según la delimitación del IAvH a escala 1:100.000 (Sarmiento *et al.*, 2012), cuya delimitación del complejo de páramo Jurisdicciones-Santurbán-Berlín (JSB) será la referencia para este estudio, el complejo está ubicado

principalmente en las zonas altas de los municipios de Silos, Mutiscua, Arboledas, Vetas y Cucutilla, ocupando 142.608 ha. entre los 2800 msnm y los 4300 msnm. Alrededor del 68% del área del páramo se encuentra en territorio de Corpono[3], el 28% en territorio de la CDMB[4] y el 4% en territorio de la CAS[5]. El 24% del área total cuenta con alguna figura de protección reconocida: de las zonas protegidas, el 57% corresponde a la figura de Parque Natural Regional, que excluye explícitamente las actividades agropecuarias y mineras.

En cuanto al estado de conservación, el 28%[6] del área total del complejo JSB presenta algún grado de transformación o reemplazo de la cobertura de suelo original y se encuentra cubierta principalmente por cultivos y pastizales, y predominan los cultivos de papa y cebolla y la ganadería extensiva. La tenencia de la tierra se caracteriza por pequeños predios que pertenecen, en su mayoría, a campesinos que se dedican a actividades agropecuarias (García, 2013). Sin embargo, es importante notar que en los últimos años empresas mineras han adquirido grandes áreas en los municipios de Vetas y California. Se estima que la población de los municipios sobre los cuales el páramo tiene influencia directa asciende a 382 mil habitantes y que un total de casi 9 mil habitantes se encuentran ubicados al interior de los límites del páramo; de estos, 1.210 habitantes corresponden a población que vive en las zonas urbanas del municipio de Vetas (551 habitantes) y en la cabecera del corregimiento de Berlín, en el municipio de Tona (669 habitantes) (IAvH, 2013b).

Este páramo es catalogado como una "estrella fluvial" por el Ideam (2006) pues pertenece a las áreas hidrográficas Caribe, Magdalena-Cauca y Arauca y a siete subzonas hidrográficas, especialmente las cuencas de los ríos Lebrija, Zulia y Chitagá. Actualmente Santurbán produce y regula el agua consumida por más de 2.450.000 habitantes del área metropolitana de Bucaramanga, Cúcuta, Pamplona y de más de 20 municipios adicionales de la región, así como el agua utilizada por el sector agropecuario, los distritos de riego en Norte de Santander y por una central de energía termoeléctrica (IAvH, 2013b). Además de las funciones de regulación y producción asociadas al recurso hídrico, este ecosistema provee otros bienes y servicios ambientales que generan un flujo de beneficios para la sociedad como lo son la captura de carbono en sus suelos, las oportunidades de recreación deri-

[3] Corporación Autónoma Regional de la Frontera Nororiental.

[4] Corporación Autónoma Regional para la Defensa de la Meseta de Bucaramanga.

[5] Corporación Autónoma de Santander.

[6] Cálculos propios con base en IAvH (2013b).

vadas de la belleza escénica del paisaje y el soporte de la biodiversidad que alberga, así como también ofrece oportunidades para desarrollar cultivos agrícolas y alberga importantes recursos mineros.

Históricamente se han desarrollado actividades agrícolas y se ha extraído oro y plata en este páramo, lo cual ha generado una serie de conflictos asociados al uso del suelo, ya que la agricultura y la minería repercuten de manera negativa sobre la capacidad del ecosistema de proveer servicios ecosistémicos. La minería en la región había sido explotada a pequeña escala hasta finales de la década del 2000 cuando llegaron grandes empresas mineras con la intención de desarrollar proyectos a gran escala. Si bien la minería de oro y plata es la principal actividad económica los municipios de Vetas y California, su participación en la producción nacional es menor[7]. Actualmente existen varias empresas que tienen títulos mineros y predios en zona de páramo, así como en zonas de sub-páramo y bosque andino en donde adelantan labores de exploración, desarrollo, preparación y explotación. Según el IAvH (2013b) se encuentran traslapados dentro de los límites del páramo 65 títulos mineros que ocupan un total de 28.273 hectáreas, lo que corresponde al 20% del territorio del páramo. El 81% del área titulada se encuentra concentrada en cinco empresas. En términos generales, hay una tendencia al incremento de capital extranjero que ha remplazado progresivamente a las pequeñas empresas familiares (IAvH, 2013b).

Las empresas que pretenden realizar explotaciones mineras subterráneas sostienen que este tipo de minería tiene el beneficio de que los impactos sobre el medio ambiente se pueden prevenir y son mitigables, pero según el IAvH (2011) y el Acueducto Metropolitano de Bucaramanga (Figueroa, 2010) , este tipo de intervención tiene repercusiones irreversibles en la capacidad de provisión de servicios hídricos del páramo a pesar de que la superficie no se vea alterada de manera drástica. Si bien el debate actual sobre los conflictos de uso de suelo en Santurbán se centra en el tema minero, este conflicto se presenta sólo en algunos municipios del páramo, principalmente Vetas y California, mientras que en el resto de municipios la principal amenaza son los cultivos de papa y cebolla, y la ganadería extensiva (García, 2013).

La agricultura de papa y cebolla se concentra en la región suroccidental del páramo, principalmente en el municipio de Tona y la mayoría de los culti-

[7] Entre el 2004 y el 2012 la producción de estos minerales en la región representó menos del 0.6% de la producción nacional de oro y del 0,03% de la producción nacional de plata. (Cálculos propios con base en el SIMCO [2013]. Los cálculos corresponden a la producción que paga regalías. Sin embargo, tanto los datos de producción local como nacional se pueden considerar subestimados, dado que una parte importante de la producción minera es informal y no se lleva una contabilidad precisa de este tipo de producción: según el Censo Minero l [2010-2011], de las 4133 Unidades de Producción Minera de oro censadas, el 86,7% no contaban con título minero [Martínez, 2013]).

vadores son pequeños propietarios con menos de una hectárea (IAvH, 2013b; García, 2013). Ambos cultivos son intensivos en el uso de maquinaria, pesticidas y fertilizantes. La región es la segunda abastecedora a nivel nacional de cebolla (IAvH, 2013b) y Santander es el cuarto departamento productor de papa (MADR, 2012). Los productos pecuarios predominantes el área de estudio son los bovinos y los ovinos y gran parte de los hogares cuentan con cabezas de ganado para la producción de leche para el consumo del hogar y en algunas ocasiones, para la venta. Adicionalmente, se observa que muchas veces las personas no usan exclusivamente el área de su predio para el pastoreo de sus animales, sino que también los llevan a pastar a zonas fuera de su predio (García, 2013). A partir de una encuesta realizada por Fedesarrollo a los habitantes de la parte alta de los municipios ubicados en el Páramo de Santurbán, se encuentra que la mayor parte se dedica principalmente a actividades agropecuarias (50%), a labores del hogar (31%) y a actividades mineras (10%) (García, 2013).

En ausencia de políticas que regulen el uso del suelo en este ecosistema estratégico, seguramente la frontera seguiría expandiéndose y se desarrollarían proyectos mineros a gran escala en los municipios de Vetas y California. Frente a esta situación han surgido varias propuestas de declaratoria de zona de reserva natural, pero hasta ahora sólo se han declarado dos zonas de protección: el Parque Regional Sisavita en Norte de Santander en 2007 (12.000 ha) y el Parque Regional Páramo de Santurbán en 2013 (11.700 ha), dentro del cual hay 30 títulos mineros en la actualidad (IAvH, 2013b).

IV. Estrategia empírica

A. Inclusión del valor de los beneficios que brindan los ecosistemas

Para tomar una decisión adecuada sobre el uso que debe darse al Páramo de Santurbán es necesario incorporar la mayor información posible sobre los servicios ambientales que este ecosistema provee y sobre sus valores económicos, así como de los potenciales ingresos que se pueden derivar de los proyectos productivos en el páramo, para hacer un análisis adecuado que permita hacer un uso eficiente al recurso. Identificar los valores de los servicios ecosistémicos de la manera más completa posible, para así contar con una buena aproximación del valor económico total del ecosistema, constituye uno de los principales retos en la planificación ambiental. De Groot (2006) y recientemente la iniciativa TEEB[8] propone un marco para el manejo integrado de las funciones y los valores de los ecosistemas con el fin de lograr un uso de suelo adecuado que maximice los beneficios de la sociedad (De Groot *et al.*, 2010).

[8] "Economía de los ecosistemas y la biodiversidad".

En primer lugar, es necesario traducir la complejidad de los ecosistemas en un número manejable de funciones ecosistémicas. Estas funciones, a su vez, proveen los bienes y servicios ambientales que son valoradas por los seres humanos. La literatura de los servicios ecosistémicos ha identificado un rango amplio de funciones ecosistémicas, así como de bienes y servicios asociados a ellas, que pueden ser clasificadas en cuatro grupos: funciones de provisión, de regulación, de hábitat y de servicios culturales (Helliwell, 1969; Constanza *et al.*, 1997; Millenium Ecosystem Assessment, 2005).

Una vez se han identificado las funciones del ecosistema, la naturaleza y la magnitud del valor que la sociedad le asigna a dichas funciones puede ser determinada a partir de los bienes y servicios provistos por los aspectos funcionales del ecosistema en cuestión. La valoración de estos bienes y servicios ecosistémicos, que la mayoría de veces carece de mercado, debe hacerse por medio de técnicas de valoración económica como los métodos de valoración contingente, costos evitados, precios hedónicos, entre otros. De igual forma, se debe considerar cómo varía la capacidad de provisión de servicios ecosistémicos y el valor de los mismos ante diferentes intervenciones a los ecosistemas naturales. Sin embargo, es necesario tener presente que una valoración monetaria completa de todos los servicios que presta el ecosistema, incluyendo los valores de uso y de no uso, es difícil en la práctica, pero que sí es posible hacer una aproximación dadas las limitaciones de información.

B. Manejo óptimo de recursos naturales y modelo de bosques

La complejidad y vulnerabilidad del ecosistema de páramo hace que la intervención humana lo afecte de manera severa y su renovación tarde muchos años (Sarmiento *et al.*, 2003; IAVH, 2011). Por esta razón, en este trabajo se trata el ecosistema de páramo como un recurso no renovable, lo cual implica que una vez intervenido no puede volver a su estado original ni puede prestar los mismos servicios ecosistémicos que cuando se encuentra en estado natural.

Con el fin de hacer un análisis que incorpore las disyuntivas particulares de uso del suelo que se presentan en el Páramo de Santurbán, se usa un modelo de optimización dinámica que considera decisiones de uso del suelo que tienen impactos intertemporales y permite modelar un problema de maximización del flujo de beneficios derivados de los diferentes usos que se pueden hacer del suelo, teniendo en cuenta una tasa de descuento social intertemporal. Dado el supuesto que el ecosistema de páramo es un recurso no renovable y por lo tanto, los servicios ambientales que presta son recursos no renovables, se usa un modelo de bosques naturales maduros propuesto por Conrad (1999) y Maldonado (2008) para determinar cuál es el área de conservación óptima en el páramo.

Como lo afirma Mann *et al.* (2012), asignarle un valor económico a los servicios ambientales

no implica que todos los ecosistemas deban ser preservados. Desde una perspectiva económica convencional, los servicios ambientales son manejados de manera eficiente cuando el beneficio marginal derivado de las rentas generadas por el cambio en el uso del suelo son iguales a las pérdidas marginales que se dan por la pérdida o deterioro de servicios ambientales ocasionadas por este cambio. Los beneficios marginales del cambio de uso del suelo son medidos en términos de la renta que genera la agricultura de papa pastusa y la minería de oro, que son las actividades económicas predominantes en el área del Páramo de Santurbán. Los costos marginales del cambio del suelo están asociados a valores económicos de cuatro servicios ambientales: producción y regulación hídrica, soporte de biodiversidad, recreación y captura de carbono y a externalidades negativas que se pueden generar por la extracción minera.

1. Modelo de ecosistemas naturales maduros

El supuesto clave detrás del modelo de bosques naturales maduros es que el bosque natural (en este caso, el páramo) es un sistema complejo que una vez talado pierde sus atributos ecosistémicos y su recuperación no es posible por medio de una plantación directa. Si el supuesto mencionado se cumple, la dinámica de las reservas de páramo en estado natural *(S)*, que es una variable de estado, se puede representar por $S_{t+1} = S_t - h_t$, la ecuación de evolución del estado, en donde h_t es el número de hectáreas intervenidas en el período *t*.

Asumiendo que el flujo de bienes y servicios ambientales esperados no relacionados con actividades económicas productivas en el período t es una función de las reservas de páramo en estado natural $A_t = A(S_t)$, en donde A_t es el valor monetario de los servicios ambientales del ecosistema no intervenido y S_t el área de ecosistema no intervenido, medida en hectáreas. El modelo supone que la función A_t es cóncava $(A_t(S_t) > 0, A''(S_t) < 0)$, ya que a medida que se tiene una mayor área de páramo conservada se obtienen más beneficios, pero su contribución marginal es cada vez menor. Esto coincide con las estimaciones realizadas por De Groot *et al.* (2012) que indican que el valor de los servicios ecosistémicos presenta retornos decrecientes a escala en función del tamaño del área de estudio, y además es razonable pensar que el valor de los servicios ecosistémicos que no tienen sustitutos (*e.g.* la provisión de hábitat para especies endémicas) aumente rápidamente a medida que la oferta disminuye (Balmford *et al.*, 2002).

En este modelo aplicado al caso del ecosistema de páramo, la conversión del ecosistema natural en cada período *t*, h_t, libera el carbono almacenado causando un costo neto *N* para la sociedad, por cada hectárea intervenida. Una vez que el suelo es modificado, puede ser dedicado a dos actividades productivas diferentes y excluyentes: agricultura o minería, que generan cada una un flujo de beneficios descontados π_{agr} y π_m, respectivamente, que son función del área dedicada a cada una de estas actividades.

De esta forma, el flujo de beneficios *W* en un período particular t resulta de la suma de los beneficios ambientales generados durante ese período, los costos netos *N* de la pérdida de carbono en ese período y los beneficios obtenidos por las actividades agrícolas y mineras en el terreno intervenido. Si *r* es la tasa social de descuento intertemporal, el flujo de beneficios, *W*, está dado por:

$$W_t = A(S_t)\, Nh_t + r * \pi_{agr}(S_{agr,t}) + r * \pi_m(S_{m,t}) \qquad (1)$$

Para determinar qué área conservar y qué área transformar para obtener los beneficios de la transformación y de las actividades alternativas, el planificador central debe tener en cuenta todos los beneficios de todos los períodos posibles, considerando un factor de descuento δ, lo que equivale maximizar la siguiente expresión:

$$max \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{A(S_t) + Nh_t + r * \pi_{agr}(S_{agr,t}) + r * \pi_m(S_{m,t})\}$$
$$s.a.\ S_{t+1} = S_t - h_t\ ;\ S_0 > 0\ ;\ S_0 = S_t + S_{a,t} + S_{m,t} \qquad (2)$$

Al derivar las condiciones de primer orden (*CPO*) del problema intertemporal se obtienen las condiciones usuales de un problema estático (siempre y cuando se cumplan las condiciones de que las funciones *A*, π_{agr} y π_m sean cóncavas y las restricciones convexas). En algún momento se debe detener la transformación del ecosistema, bien sea porque el páramo en estado natural se ha agotado o porque resulta más rentable preservarlo que transformarlo para dedicarlo a otras actividades. Entonces, la solución más probable de este modelo es que existe un período $0 \le t \le T$ en el cual la transformación del ecosistema sea positiva y un período $t \ge T$, en el cual sea cero. En ese momento se habrá alcanzado el estado estacionario y se tendrá:

$$h^* = 0 \ y\ S^* = S \ge 0$$

Al remplazar estas dos condiciones en la *CPO* respecto a h_t se tiene que $N = \delta\lambda^*$, lo cual implica que $\lambda^* = (1+r)N$. Remplazando estas condiciones en las *CPO* respecto a S_t, S_{agr} y S_m se obtienen dos ecuaciones con dos incógnitas, que permiten solucionar el modelo en estado estacionario y encontrar el área a conservar en el largo plazo.

$$A' - r\pi'_{agr}(S_{agr}) + rN \qquad con\ N \le 0 \qquad (3)$$

$$r\pi'_{agr}(S_{agr}) = r\pi'_{min}(S_0 - S_t - S_{agr}) \qquad (4)$$

Estas condiciones implican que, de un lado, se debe intervenir el ecosistema hasta que el valor marginal de los servicios ambientales iguale el costo de conversión del suelo más el beneficio neto de la actividad alternativa y, de otro lado, los beneficios marginales de la minería y la agricultura, deben ser iguales.

A partir de este modelo se hace un análisis de sensibilidad que permite ilustrar cómo varían los resultados ante la inclusión de posibles cambios en los parámetros claves del modelo como lo son los precios de los minerales, de los productos agrícolas y de los servicios ecosistémicos. Adicionalmente

se hace una ampliación al modelo que permite incluir posibles externalidades negativas que se derivan de la actividad minera, como se presenta a continuación.

2. Externalidades de la actividad minera

Para incluir en el análisis las repercusiones negativas que puede ocasionar la extracción de oro, en primer lugar, se considera una situación en donde el desarrollo de la minería afecta los beneficios marginales de la conservación y de la agricultura, de manera que cada unidad de área dedicada a minería, causa una pérdida de los beneficios generados tanto por los servicios ecosistémicos, como por la producción agrícola al interior del páramo. Para esto, se incluye en el modelo un parámetro $\theta \in [0,1]$ que representa el porcentaje de pérdida generado por la actividad minera, como se puede ver en la ecuación *(5)*. En segundo lugar, se considera una externalidad que asume que la minería de oro afecta los beneficios derivados de actividades agrícolas en zonas aledañas a la explotación minera, como consecuencia de la contaminación que esta actividad genera. Con base en los resultados de Aragon y Rud (2013) para Ghana, que indican que la contaminación generada por la minería de oro a gran escala puede reducir la productividad de los cultivos que se encuentran ubicados en un radio de 20 km a la explotación minera en más del 25%, se hace una aproximación al costo generado por cada hectárea de explotación minera, sobre las actividades agrícolas fuera del área del Páramo, E. De esta forma, el problema de maximización cuando se consideran externalidades negativas de la actividad minera es:

$$max \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{A(S_t) * (1 - \frac{\theta S_m}{S_0}) + Nh_t + r * \pi_{agr}$$

$$(S_{agr,t}) * (1 - \frac{\theta S_m}{S_0}) + r * \pi_m (S_{m,t}) - E * S_{m,t} \} \qquad (5)$$

$$s.a.\ S_{t+1} = S_t - h_t\ ;\ S_0 > 0\ ;\ S_0 = S_t + S_{a,t} + S_{m,t}$$

En donde θ representa la fracción de pérdida de productividad agrícola generada por cada hectárea dedicada a actividades agrícolas y E el costo asociado a la pérdida de productividad agrícola en los alrededores de la explotación minera.

3. Cambio en el valor futuro de los servicios ecosistémicos

Adicionalmente, teniendo en cuenta que la conversión de ecosistemas naturales no sólo puede ser irreversible, sino que además existe incertidumbre sobre muchos de los beneficios que proveen estos ecosistemas en estado natural y no se conoce el valor que estos tendrán en el futuro, es importante considerar el valor de cuasi opción (Azqueta, 2007). Para esto resulta relevante considerar un escenario que tenga en cuenta tanto la irreversibilidad de la intervención en un ecosistema de páramo, como la incertidumbre asociada a los beneficios que se derivan de su conservación, en particular si se considera que existe la oportunidad de generar mayores conocimientos sobre el ecosistema en el futuro (Conrad, 1997; Bulte *et al.*, 2002; Girma *et al.*, 2012).

El cambio en el valor de los servicios ecosistémicos puede ser positivo (por ejemplo, si la escasez del agua aumenta y como consecuencia su valor también lo hace o si en el futuro aumenta la demanda por estos servicios) o negativo (en caso de que, por ejemplo, desarrollos de nuevas tecnologías permitan descontaminar el agua y tratarla a menores costos). De Groot *et al.* (2012) encuentran que variables socioeconómicas como el ingreso per cápita de los países incide en la valoración de los servicios ecosistémicos y que la mayor parte de los servicios ecosistémicos tienen un valor más alto en países con mayores ingresos. Adicionalmente, el tamaño de la población incide de manera positiva en el valor de los servicios ecosistémicos, pues ésta afecta directamente la demanda por estos bienes y servicios. Si se tiene en cuenta que el crecimiento del PIB per cápita en Norte de Santander y Santander ha sido en promedio del 2,4% y del 4,4% anual, respectivamente, para los últimos diez años (DANE, 2012) y que según las proyecciones del DANE (2011a) el crecimiento anual de la población hasta el año 2020 para los departamentos de Santander y Norte de Santander será, en promedio, del 0,48% y 0,85% respectivamente, y además se considera un escenario de cambio climático en donde la frecuencia de eventos de precipitación extremos sean más frecuentes y de mayor magnitud (IPCC, 2013), es razonable pensar que el valor de los servicios ecosistémicos prestados por el Páramo de Santurbán aumente en el tiempo.

En ausencia de series de tiempo del valor de los servicios ecosistémicos, en algunos estudios la tasa de cambio del valor de los beneficios derivados de estos servicios en el tiempo se ha calibrado a partir de las expectativas del precio de los bonos de carbono (Bulte *et al.*, 2002; Girma *et al.*, 2011) y del número de visitas a la zona de estudio, como aproximación al valor de recreación (Conrad, 1997). En este trabajo, para incluir el componente de cambio del valor de los servicios ambientales en el futuro, la tasa de crecimiento de este valor se calibra a partir de proyecciones del consumo de agua de la ciudad de Bucaramanga que es una de las principales beneficiarias de los servicios ecosistémicos del páramo de Santurbán. Por lo tanto, el supuesto crítico de esta estimación es que la tasa de crecimiento del consumo de agua de Bucaramanga es proporcional la tasa de crecimiento del valor de los servicios ecosistémicos, que no es observable. A partir de una serie de tiempo del consumo de agua mensual de Bucaramanga para los años 2003 a 2013 (SUI, 2013), se estima un modelo ARIMA (2,1,3), que es el que mejor se ajusta a los datos considerando pruebas de raíz unitaria y el criterio de información AIC, AICc y BIC, con base en el algoritmo de Hyndman & Khandakar (2008) (Anexo 1). Con base en los resultados de esta estimación, se simulan 10.000 caminos que puede tomar el proceso estocástico de las tasas de crecimiento de la demanda de agua para los próximos doscientos años. A partir de estas simulaciones, se asume que el valor de los servicios ecosistémicos crece a esta misma tasa y se estima el área óptima a conservar para cada una de las tasas del crecimiento del valor de los servicios ecosistémicos en el futuro estima-

do. En promedio, la tasa de crecimiento anual del consumo encontrada es 0,6%. Es importante tener en cuenta que las proyecciones de tan largo plazo distan de ser exactas y presentan gran varianza a medida que se amplía el horizonte de la proyección, sin embargo dado que el valor de los servicios ecosistémicos es descontado en el tiempo, el error de estimación se ve disminuido.

4. Limitaciones

Este enfoque resulta útil para analizar disyuntivas que se presentan a la hora de tomar decisiones sobre el manejo de recursos naturales, pero es necesario tener presentes sus limitaciones cuando es aplicado al caso del Páramo de Santurbán, que es particularmente complejo. La primera de ellas es que el páramo es un ecosistema complejo que no es homogéneo y sus características biofísicas varían con la altitud, pero el modelo asume que el ecosistema de páramo es homogéneo. Adicionalmente, el modelo incluye sólo algunos de los servicios ecosistémicos que presta el Páramo de Santurbán, por lo que el resultado del ejercicio es un límite inferior del área que debería dedicarse a la producción de servicios ecosistémicos asociados a la producción y regulación de agua, recreación y conservación de la biodiversidad. En el mismo sentido, la ausencia de información exacta sobre las externalidades que puede generar la minería de oro hace que la inclusión de estas externalidades no sea completa, ya que el valor de las externalidades mineras no se conoce con certeza y no se incorpora el valor de las externalidades asociadas a la salud. Finalmente, los precios utilizados en el modelo no incluyen sus relaciones económicas (precios cuenta), que pueden llegar a ser diferentes en diferentes contextos; por ejemplo, la mano de obra puede tener un precio sombra diferente para la actividad minera que para la actividad agropecuaria.

V. Costos de oportunidad de los usos del suelo en el Páramo de Santurbán

Para resolver el problema de optimización dinámica propuesto se requiere de una gran cantidad de información sobre costos y beneficios de los potenciales usos del suelo en el Páramo de Santurbán: es necesario contar con cifras de las actividades económicas que se pueden llevar a cabo en el Páramo de Santurbán y de los beneficios económicos que se derivan de ellas, así como de los servicios ecosistémicos que el ecosistema provee. Por esta razón se recurre a diversas fuentes de información, y a partir de una extensa revisión de la información disponible para el Páramo de Santurbán y para otros lugares con características similares se seleccionan los datos que mejor se ajustan a la zona de estudio. Para estimar los costos y beneficios de la agricultura y minería se usan precios de mercado y no se tiene en cuenta el precio sombra del empleo. Sin embargo, debido a que en Colombia el desempleo es alto y que la intensidad de mano de obra de ambas actividades es diferente, los beneficios netos estimados podrían variar al considerar

precios cuenta (Stiglitz, 2000; Azqueta, 2007)[9]. A continuación se presentan las estimaciones de cada una de las alternativas de uso de suelo que serán usados para la construcción del modelo[10].

A. Agricultura

Para estimar los beneficios de la producción agrícola se tiene en cuenta la producción de papa pastusa que es uno de los principales productos cultivados en el Páramo de Santurbán, junto con el cultivo de cebolla junca. La producción agrícola depende de diversos factores tales como el clima, la calidad del suelo, el uso de fertilizantes, la habilidad del productor, la pérdida de cosechas, entre otros, y por lo tanto presentan una gran varianza (Cuadro 1).

Los ingresos netos anuales agrícolas en términos monetarios por hectárea, cuando se considera que los rendimientos son constantes para toda el área del páramo, están dados por:

$$\pi_a (S_{agr}) = P_i * Q_i (S_{agr}) - C_i (S_{agr}) \quad (6)$$

En donde P_i es precio de mercado de cada producto agrícola, Q_i es la cantidad producida en términos de toneladas por área plantada y C_i son los costos de producción del área plantada. Para calcular estas variables, se estima un promedio a partir de diferentes fuentes (Cuadro 1).

Bajo el supuesto de que a medida que se expande la frontera agrícola se usan tierras menos productivas, se asume que la función de producción agrícola es cóncava en el área total cultivada en la zona de páramo. Este supuesto es particularmente importante en zonas de páramo, pues en estos ecosistemas la productividad de la tierra decae

Cuadro 1
INGRESOS DEL CULTIVO DE PAPA

	Producción (Tn/ ha/año)	Precio promedio (COP/tn)	Ingresos/ha	Costos/ha	Ingresos netos (COP/ha/año)
Promedio	15,8	$706,67	$10.197.604	$9.183.906	$1.013.698
s.d.	4,63	$108	$3.274.844	$2.174.157	$3.274.844

Fuente: Elaboración propia con base en: Producción: Barrera (2008), CDMB y Corponor (2002), DANE (2011b), DANE (2011c) y Perfetti (2012). Precio mayorista promedio en 2012: Agronet (2013). Costo: Fedepapa (2012), Perfetti (2012) y Alvarez (2013).

[9] La tasa de desempleo en el año 2013 ha sido de alrededor del 9% (DANE, 2013). En el 2012 el sector agrícola representó el 6,2% del PIB y generó el 17,4% del empleo, para el sector minería y petróleo estas cifras son del 7,7% y el 1,2% respectivamente. (Martínez, 2013).

[10] Todas las cifras monetarias corresponden a pesos colombianos (COP) del 2012 y la tasa de cambio empleada es 1800 COP por dólar estadounidense.

de manera importante a medida que aumenta la altitud y, a partir de los 3.600 metros, generalmente no resulta rentable cultivar.

B. Minería

Para calcular los ingresos derivados de la minería se usa información de los ingresos esperados de una explotación minera a gran escala. En ausencia de información sobre reservas de oro estimadas para toda el área de estudio, se toma como referencia el proyecto de Angostura que pretende extraer aproximadamente 2,7 millones de onzas de oro[11] con una producción anual promedio de 269,000 oz durante 10 años (Golder Associates, 2012) y es uno de los principales proyectos de explotación de oro en el departamento de Santander. El Cuadro 2 presenta las ganancias esperadas del proyecto de Angostura tomando un precio del oro de $USD1.100 por onza y una tasa de descuento del 6%. Para el desarrollo de este proyecto están contemplados tres años de inversiones y a partir del cuarto año se empiezan a generar ganancias derivadas de la explotación.

Como en el caso de la producción agrícola, se considera que la minería tiene rendimientos marginales decrecientes con respecto al área explotada, ya que los costos de extracción pueden ser reservo-dependientes (Mason, 2011) y hay zonas que albergan mayores reservas de oro, mientras que en otras probablemente no hay. Por ejemplo, en el caso del proyecto de Angostura, en un título de 5.245 hectáreas se contempla explotar 200 hectáreas.

Para estimar el valor de las externalidades sobre la producción agrícola que podría derivarse de una explotación de oro, en términos monetarios por hectárea, se considera una explotación minera de un kilómetro de radio (314 hectáreas), asumiendo que se pierde el 25% de la productividad agrícola en el área afectada[12] y que el 50%[13] de esta área

Cuadro 2
INGRESOS ESPERADOS MINERÍA DE ORO

Rubro	Millones COP	VPN/ha (millones COP)
Ingreso bruto	1.913.405	9.567
Otros costos	166.622	833.000
Regalías	111.534	558.000
Impuestos	302.728	1.514
Ingreso después de impuestos	614.629	3.073
Inversión	888.606	4.443
Ingreso neto	1.196.194	5.981
VPN del Proyecto (ingreso neto - inversión)	307,.588	1.538

Fuente: Elaboración propia con información de Golder Associates (2012).

[11] Los recursos minerales no constituyen reservas, por lo tanto su viabilidad económica no está garantizada.

[12] Estimado con base en pérdidas de rendimientos agrícolas encontradas por Aragón & Rud (2013).

[13] Corresponde al porcentaje promedio del área de los departamentos de Santander y Norte de Santander dedicada a actividades agropecuarias.

está dedicada a actividades agropecuarias. El valor de la pérdida se calcula a partir del PIB agrícola promedio anual por hectárea cultivada en los departamentos de Santander y Norte de Santander.

C. Conservación

Determinar los beneficios derivados de la conservación es uno de los principales retos, ya que no se cuenta con un mercado que establezca un precio para los bienes y servicios que provee el Páramo de Santurbán en estado natural. Sin embargo, es posible hacer una aproximación al valor de los beneficios derivados de la conservación a partir de diferentes fuentes de información que permiten calcular los beneficios que presta este ecosistema en términos de pesos por hectárea (COP/ha). Para este estudio, la función de beneficios ambientales está compuesta por cuatro servicios ecosistémicos de los muchos que presta el Páramo de Santurbán: provisión hídrica, regulación hídrica, soporte de biodiversidad y recreación, así como la captura de carbono representada en el costo de transformación del ecosistema. Esto implica que se está valorando un límite inferior del valor de los servicios ambientales provistos por el páramo ya que no se están teniendo en cuenta otros servicios ambientales que genera. Para algunos servicios ecosistémicos se cuenta con valoraciones de estudios realizados específicamente para el Páramo de Santurbán, pero para los casos en que no se cuenta con información específica del valor que provee esta zona en particular, se hace una transferencia de beneficios[14] a partir de otros estudios para zonas con características similares.

Para estimar el valor económico de la provisión hídrica del Páramo de Santurbán, se estima tanto la oferta como la demanda hídrica a partir de estudios de las corporaciones autónomas regionales que tienen jurisdicción sobre el páramo de Santurbán, en particular a partir de planes de manejo y ordenamiento de cuencas (POMCA) de los ríos Suratá y Cáchira y de un estudio realizado por Cercapaz (2012) para el río Zulia[15]. Como se puede ver en el Cuadro 3, la demanda hídrica es inferior a la oferta para las tres cuencas, pero los índices de escasez[16] son diferentes en cada caso, siendo alto para la cuenca del río Zulia, medio para la subcuenca del Suratá y bajo para Cáchira.

[14] La transferencia de beneficios consiste en la utilización de los valores monetarios de bienes y servicios ecosistémicos ambientales estimados para un caso particular, para estimar los beneficios de un bien o servicio similar para un caso similar del cual se desconoce su valor.

[15] Los Planes de Ordenamiento y Manejo de Cuencas (POMCA) mencionados, tienen información detallada sobre la oferta y demanda de agua.

[16] Metodología IDEAM (2010). Índice escasez = (Demanda/Oferta)*100. Un índice superior al 40% se considera "Alto", entre 20-40% "Medio", 10-20% Moderado y menor a 10% bajo.

Cuadro 3
OFERTA Y DEMANDA HÍDRICA (M^3)

Cuenca	Uso doméstico	Uso agropecuario*	Uso Termoeléctricas	Total demanda	Oferta total (m^3/año)	Oferta demanda	Índice escaces (%)
Zulia*	29.134	441.504	220.752	691.390	1.592.568	901.178	43,41
Suratá**	69,57	316	0	69.886	279,094	209.207	25,04
Cáchira***	492	1.763	0	2.255	606.742	604.487	0,37
Total m^3	99,196	443.583	220.752	763.531	2.478.403	1.714.872	30,81

Fuente: Elaboración propia con datos de: Cercapaz * (2012), CDMB ** (2009) y CDMB *** (2010).

Para la valoración del servicio de provisión hídrica se usa el precio promedio del agua en Bucaramanga para el caso doméstico y para el agua destinada a usos agrícolas e industriales, se usan valores estimados por Aylward (2010). Este valor es multiplicado por el consumo de agua y dividido entre el área total del páramo en estado natural con el fin de obtener un valor en términos de COP/ha. El servicio de regulación hídrica, que garantiza la oferta hídrica constante en épocas secas y disminuye la magnitud de los caudales extremos en épocas de lluvia, se valora por medio de una transferencia de beneficios a partir de un estudio de De Groot (2012) que recopila una serie valoraciones económicas de múltiples servicios ecosistémicos en diferentes ecosistemas, en donde el valor estimado para el Páramo de Santurbán corresponde al promedio entre el valor del servicio para ecosistemas de humedales no costeros, bosques tropicales y pasturas. Este estudio también es usado para valorar el servicio de soporte de biodiversidad.

La disminución en los sedimentos generados por la erosión de las cuencas, reduce los costos de tratamiento del agua que potabilizan los acueductos, así como la vida útil de la infraestructura de los mismos. Gutiérrez y Díaz-Granados (2004), mediante la modelación hidrológica de la cuenca del río Tona, que nace en Santurbán, calculan los costos que representa para el Acueducto Metropolitano de Bucaramanga (AMB) el tratamiento de los sedimentos generados por la alteración de la cobertura natural del suelo y estos costos se emplean para valorar la calidad del agua.

El valor asociado al servicio de recreación se estima a partir de un estudio de García (2013) que calcula el valor de recreación total para el páramo de Santurbán usando la metodología de costo de viaje. Este estudio también valora la captura de carbono atmosférico, estableciendo que cada hectárea de páramo en estado natural retiene en promedio 79,8 toneladas de carbono. Tomando un valor de $USD10 por tonelada de carbono, se tiene que el

beneficio en términos monetarios asociados a este servicio es de $USD798 por hectárea. El Cuadro 4 presenta un resumen del valor estimado de los servicios ecosistémicos provistos por el páramo de Santurbán en términos monetarios por hectárea.

D. Aproximación de funciones

Para capturar la concavidad en las funciones de los beneficios derivados de las tres actividades alternativas que se pueden llevar a cabo en el páramo, se hace una aproximación logarítmica para cada una de las alternativas de uso del suelo a partir de los datos descritos en la sección anterior, siguiendo a Conrad y Ludwig (1994) y a Álvarez (2013).

Para estimar la función de beneficios que puede generar la extracción del oro en todo el páramo se asume que sólo una fracción del área tiene depósitos mineros que son económicamente viables. Para esto, se toma como límite superior de las posibilidades de intervención el porcentaje del área del título minero del proyecto de Angostura que efectivamente se planea explotar. Con este escenario, se realiza una aproximación logarítmica, de la misma forma que para el caso de los servicios ecosistémicos y la agricultura, como se puede ver en el Gráfico 1.

A partir de esta aproximación de las funciones de beneficios generados por los diferentes usos del suelo se estima el uso óptimo del mismo.

VI. Resultados

A. Solución al problema de optimización dinámica: aproximación al uso del suelo óptimo en el Páramo de Santurbán

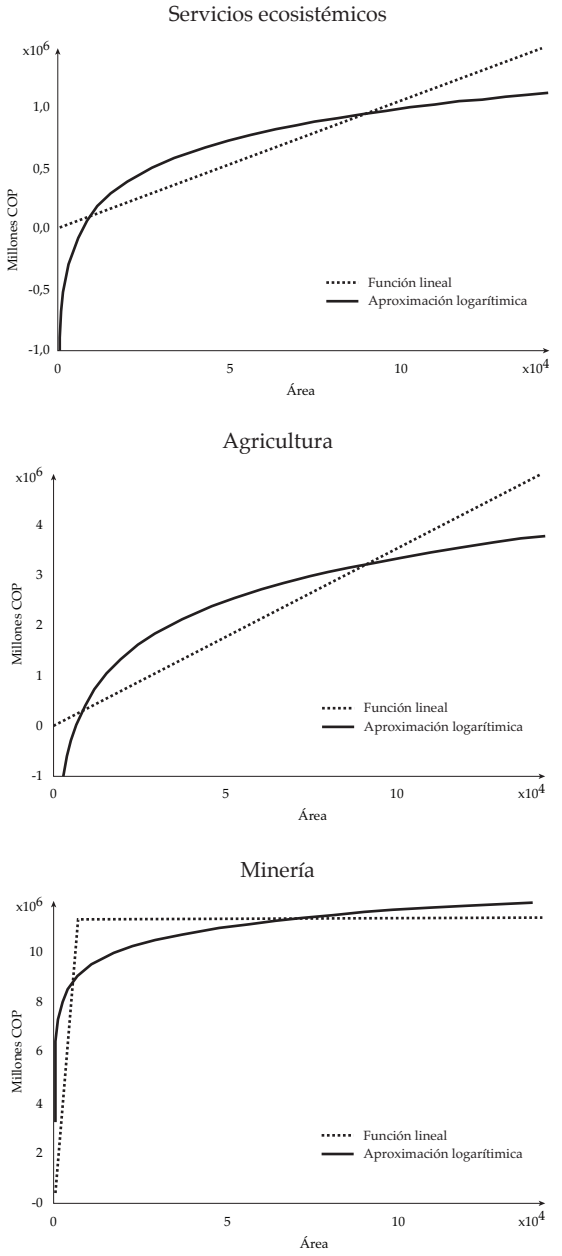
A partir de los datos descritos en la sección 5 y de las funciones de beneficios estimadas para cada uno de los usos del suelo alternativos predominantes en el Páramo de Santurbán, se resuelve el problema

Cuadro 4
VALOR DE LOS SERVICIOS AMBIENTALES EN EL PÁRAMO DE SANTURBÁN

Servicio ecosistémico	COP/ha/año	Fuente	Metodología
Provisión hídrica	$2.878.954	AMB, CDMB, Cercapaz (2011), Aylward(2010)	Precio de mercado
Regulación hídrica	$5.353.200	De Groot (2012)	Transferencia beneficios
Calidad del agua (sedimentos)	$31,818	Díaz-Granados (2004)	Costos evitados
Biodiversidad	$2.224.800	De Groot (2012)	Transferencia beneficios
Recreación	$13,912	Fedesarrollo (2013)	Costo de viaje
Total	$10.502.684		

* Valoraciones para el Páramo de Santurbán.
Fuente: Elaboración propia con datos de: AMB (2012), Gutiérrez y Díaz Granados (2007), Aylward (2010), CDMB (2009), CDMB (2010), CERCAPAZ, De Groot (2012) y García (2013).

Gráfico 1
APROXIMACIÓN DE FUNCIONES



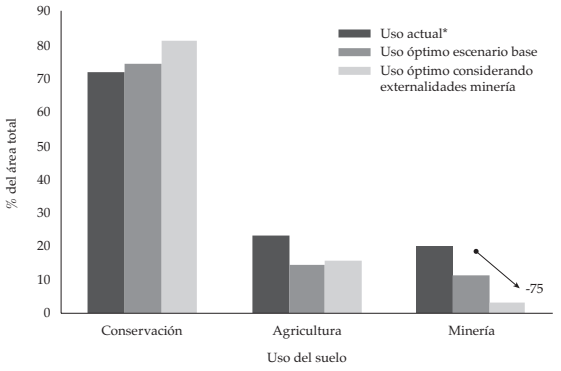
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos descritos en las secciones V.A a V.C.

de optimización dinámica, bajo este escenario base. Como se muestra en el Gráfico 2, se encuentra que para maximizar el flujo de beneficios que se pueden derivar del uso del suelo del Páramo de Santurbán, dado el objetivo del planificador central, y con la información disponible y utilizada en el modelo, resultaría óptimo conservar por lo menos el 74% del área del páramo, es decir un área mayor a la que se encuentra en estado natural actualmente (71,65%), y dedicar el 14% a actividades agrícolas y el 11% del área del páramo a actividades mineras, cuando las externalidades de esta actividad no son incluidas en el modelo. Sin embargo, incluir las externalidades de la minería en el análisis disminuye el área que resulta óptimo dedicar a actividades mineras en más del 75%, lo que equivale a una reducción de 12.093 hectáreas, y aumenta tanto el área a conservar, como el área a destinar a actividades agrícolas. Por lo tanto, el área que actualmente se encuentra en estado natural no debería ser transformada para el desarrollo de actividades productivas, pues ya ha sido transformada un área mayor a la que resulta óptimo transformar.

Estos resultados dan una noción de cómo debería ser usado el suelo en el Páramo de Santurbán para garantizar la maximización de beneficios sociales, no obstante, es necesario tener en cuenta que los parámetros utilizados son una aproximación al valor real de los mismos y que, además, éstos pueden fluctuar en el tiempo y que no se conoce con exactitud el impacto negativo de las actividades productivas dentro y fuera del páramo. Con el fin de determinar cómo cambia el área óptima de con-

servación en el páramo de Santurbán ante cambios en los parámetros más importantes del modelo, se hace un análisis de sensibilidad de la solución del problema de uso óptimo del suelo, ante variaciones en dichos parámetros y se incluyen externalidades potenciales de la minería.

Gráfico 2
USO ÓPTIMO DEL SUELO EN EL PÁRAMO DE SANTURBÁN



* En el caso de la minería el uso del suelo actual corresponde al área que cuenta con título minero.
Fuente: Elaboración propia.

B. Análisis de sensibilidad frente a cambios en parámetros claves

Los parámetros relevantes en el análisis corresponden a determinantes económicos (precio del oro, precio de productos agrícolas, valor de los servicios ecosistémicos y tasa de descuento) y a determinantes de los impactos que un uso particular del suelo puede tener sobre los beneficios económicos que se derivan de otros usos del suelo. Para hacer el análisis de sensibilidad a través de una estática comparativa, se estima el impacto de aumentar (y disminuir) en un 10% el valor de cada uno de los parámetros económicos en la línea base (Cuadro 5) y en variar la magnitud de las externalidades derivadas de las actividades mineras, así como el impacto que tienen las actividades agrícolas sobre la capacidad de provisión de servicios ecosistémicos del páramo (Cuadro 6). Se encuentra que los signos del cambio en los resultados del uso del suelo óptimo, ante cambios en los parámetros son intuitivos. Por ejemplo, si el valor de los servicios ecosistémicos se incrementa en 10% el área óptima a conservar aumenta, mientras que el área óptima dedicada a actividades agrícolas o mineras disminuye.

Este análisis permite identificar aquellos parámetros que tienen mayor incidencia en las decisiones de uso del suelo. El área óptima de conservación se ve afectada principalmente por cambios en los precios del oro y de la papa, que representan el costo de oportunidad de la conservación, y por el valor que se asigna a los servicios ecosistémicos. De igual manera, se observa que incorporar las externalidades mineras en la estimación, en particular por las externalidades sobre la producción agrícola y la provisión de servicios ecosistémicos al interior del páramo, tiene un efecto importante en el área a conservar, pues disminuye los beneficios netos que se pueden derivar de la minería.

Teniendo en cuenta la incertidumbre asociada a la estimación del valor de los servicios ecosistémicos, este ejercicio incluye una estimación del

Cuadro 5
ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD ANTE CAMBIOS EN PARÁMETROS ECONÓMICOS

			Aumento 10%				Disminución -10%			
Parámetro	**Valor parámetro escenario base**	**Unidad % área**	**Valor parámetro**	**Conserv. %**	**Agr. %**	**Min. %**	**Valor parámetro**	**Conserv. %**	**Agr. %**	**Min. %**
Escenario Base				74,16	14,48	11,36		74,16	14,48	11,36
Valor SE/ha	10,5	Mill. COP/tn	11,6	75,78 *	13,57	10,64	9,45	72,02	15,69	12,30
				2,19 **	-6,28	-6,28		-2,89	8,29	8,29
Precio oro	1.100	USD/onza	1210	68,78	13,46	17,76	990	81,41	15,86	2,73
				-7,25	-7,09	56,37		9,78	9,52	-75,98
Precio papa	0,71	Mill. COP/tn	0,8	68,93	20,49	10,57	0,6	81,13	6,47	12,40
				-7,05	41,48	-6,89		9,40	-55,32	9,16
Precio del carbono	10	USD/tn	11,0	74,20	14,46	11,34	9,0	74,11	14,51	11,38
				0,06	-0,16	-0,16		-0,07	0,19	0,19
Tasa de descuento	6	%	6,6	74,55	14,61	10,84	5,4	73,96	14,40	11,64
				0,53	0,85	-4,52		-0,27	-0,58	2,50

* Porcentaje del área total.**Cambio con respecto al escenario base.
Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 6
ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD ANTE CAMBIOS EN PARÁMETROS BIOFÍSICOS

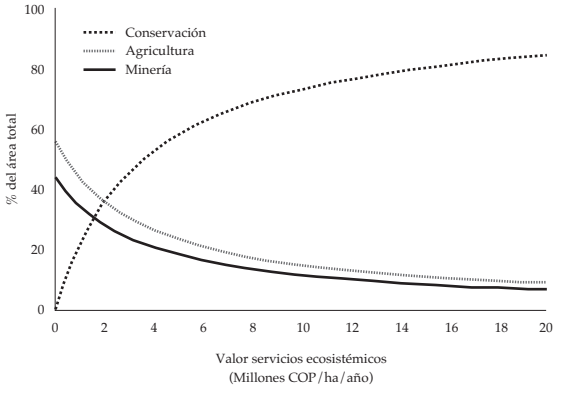
			Aumento				Disminución			
Parámetro	**Valor parámetro escenario base**	**Unidad % área**	**Valor parámetro**	**Conserv. %**	**Agr. %**	**Min. %**	**Valor parámetro**	**Conserv. %**	**Agr. %**	**Min. %**
Escenario Base				74,16	14,48	11,36		74,16	14,48	11,36
Externalidad fuera del páramo	0	Km	10,0	75,82	14,80	9,38	20,00	78,57	15,32	6,10
				2,24	2,18	-17,39		5,95	5,80	-46,25
Externalidad dentro del páramo (% perdia Agr. y SE)	0	%	0	80,55	15,70	3,76	1	81,84	15,94	2,22
				8,61	8,37	-66,91		10,36	10,06	-80,46
Porcentaje pérdida SE por agricultura	1,00	%	0,9	72,45	16,19	11,36	0,8	70,45	18,19	11,37
				-2,30	11,75	0,04		-5,00	25,56	0,09
Disponibilidad de recursos mineros	5	%	5,5	72,74	14,21	13,05	4,5	75,61	14,76	9,63
				-1,91	-1,87	14,88		1,96	1,91	-15,20

* Porcentaje del área total.**Cambio con respecto al escenario base.
Fuente: Elaboración propia.

efecto de un rango amplio de valores asociados a los servicios ecosistémicos sobre el uso del suelo. Como se muestra en el Gráfico 3, a valores bajos de los servicios ecosistémicos, el área óptima de conservación aumenta de manera importante ante incrementos en este valor, mientras que cuando éste supera los 15 millones COP/ha, el área a conservar supera el 80% del páramo y el cambio marginal en el área a conservar es menor ante incrementos en el valor de los servicios ecosistémicos. Es decir que a valores bajos de los servicios ecosistémicos la respuesta es elástica, mientras que a valores altos esta elasticidad converge a 0,1.

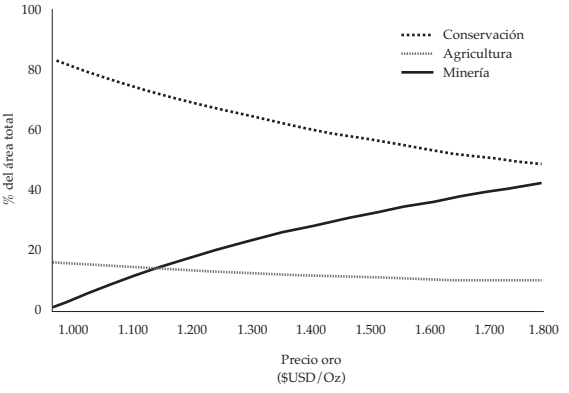
Por otra parte, se observa que cambios en el precio del oro tienen efectos importantes sobre el uso del suelo óptimo, en particular sobre el área a dedicar a actividades mineras: según los resultados de este análisis, si el precio del oro cae por debajo de 950 USD/oz los proyectos de extracción de oro a gran escala dejan de ser rentables, siendo óptimo conservar más del 82% del páramo y dedicar el resto del área a actividades agrícolas, cuando no son tenidas en cuenta las externalidades de la minería (Gráfico 4). Por el contrario, si el precio alcanza los 1.800 USD/oz resulta óptimo dedicar más del 40% del área del páramo a proyectos mineros, cuando no son tenidas en cuenta sus externalidades negativas. Este resultado es importante a la hora de tomar decisiones de inversión en proyectos de minería, pues el precio del oro fluctúa de manera considerable, ya que depende altamente de los mercados accionarios, al ser percibido como un activo de refugio en momentos en donde crece la aversión al riesgo. En años anteriores al 2009, el precio se ubicó por debajo de los 1.000 USD/Tn, mientras que en el año 2012 alcanzó un precio máximo de 1.770 USD/oz (UPME, 2013). En el mismo sentido, la disponibilidad de los

Gráfico 3
USO ÓPTIMO DEL SUELO EN FUNCIÓN DEL VALOR DE LOS SERVICIOS ECOSISTÉMICOS



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4
USO ÓPTIMO DEL SUELO FRENTE AL PRECIO DEL ORO



Fuente: Elaboración propia.

recursos mineros económicamente viables es un factor crítico para determinar el área que debe ser dedicada a la minería: una variación del 10% en este parámetro cambia el área óptima a de extracción minera en aproximadamente 15%.

En cuanto al efecto que tiene el precio de los productos agrícolas sobre el uso del suelo, se encuentra que el área óptima dedicada a la agricultura es muy sensible a cambios en este parámetro: un aumento del 10% en el precio de la papa se ve reflejado en un aumento de 41,81% en el área óptima a dedicar a actividades agrícola. Por otra parte, los resultados indican que el precio del carbono es uno de los parámetros que menos afecta los resultados de uso del suelo óptimo (Anexo 2G), de manera que mecanismos de pago por reducción de emisiones de gases de efecto invernadero serían poco efectivos para conservar este ecosistema y es necesario considerar otro tipo de mecanismos de compensación.

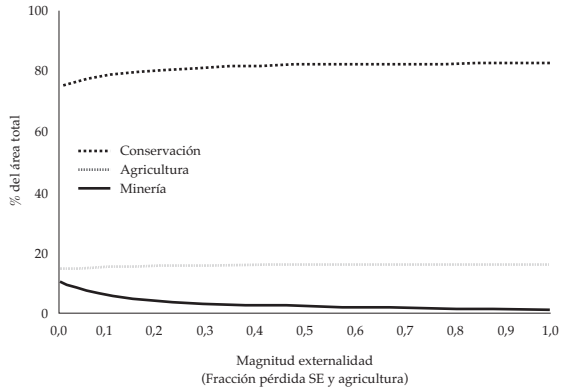
Con relación a la tasa de descuento social, se observa que cuando esta es del 6%, un aumento del 10% en este parámetro amplía el área óptima a conservar y a dedicar a actividades agrícolas, mientras disminuye el área óptima de explotación minera. En la literatura de la economía ambiental se ha reconocido que la tasa de descuento habitualmente empleada para evaluar proyectos sociales no resulta adecuada para evaluar proyectos con componentes ambientales de largo plazo y que es necesario recurrir a tasas de descuento específicas para este tipo de proyectos. En el problema analizado en este trabajo se encuentra que la tasa de descuento tomada para el análisis tiene implicaciones importantes en los resultados, pero que una tasa de descuento alta no necesariamente disminuye el área a conservar, ya que esta presenta una forma de parábola en función de la tasa de descuento (Anexo 2I). El área óptima de conservación disminuye a medida que aumenta la tasa de descuento, hasta que ésta alcanza un nivel de 4,91% y el área óptima de la minería alcanza su máximo valor (11,54%). A partir de ese punto, a medida que aumenta la tasa de descuento, el área óptima que se dedica a la minería disminuye, mientras que el área óptima de conservación y de agricultura aumenta. Esto se debe a que la minería requiere de altas inversiones en los tres primeros años del proyecto y que los ingresos de la explotación minera se empiezan a recibir a partir del cuarto año.

Al analizar los efectos que tienen los parámetros de interacción entre los diferentes usos del suelo y los beneficios que cada uso puede generar, se encuentra que las externalidades ocasionadas por la minería son determinantes a la hora de definir el uso óptimo del suelo (Cuadro 6 y Gráfico 5). Cuando se considera que la minería de oro afecta el 25% de los beneficios derivados de la agricultura y de la provisión de los servicios ecosistémicos dentro del páramo, el área óptima a dedicar a actividades mineras disminuye en 67%, es decir en 10.837 hectáreas, mientras que el área óptima agrícola y de conservación aumentan en 9% y 8% respectivamente. Sin embargo, es importante reconocer que

la afectación de la minería sobre la agricultura (u otras actividades económicas) no se conoce con exactitud, en particular para Colombia, y por lo tanto, es necesario generar mayor conocimiento para tomar una decisión acertada.

En el mismo sentido, incluir los efectos negativos que la extracción de oro pueda tener sobre la agricultura fuera del páramo hace que el área a dedicar a actividades mineras disminuya en un 17,4% cuando se afecta la producción agrícola ubicada dentro de un radio de 10Km de la explotación minera y en un 46% cuando el radio es de 20Km (Cuadro 5). Además, se debe tener presente que la minería puede tener repercusiones negativas en la salud de las personas que trabajan y viven en el área de influencia de las minas, entre otras

Gráfico 5
USO ÓPTIMO DEL SUELO EN FUNCIÓN DE LA MAGNITUD DE LA EXTERNALIDAD MINERÍA SOBRE SERVICIOS ECOSISTÉMICOS Y AGRICULTURA AL INTERIOR DEL PÁRAMO



Fuente: Elaboración propia.

externalidades, por lo tanto es razonable asumir que las externalidades negativas consideradas en este estudio son un límite inferior del valor real de las externalidades que pueda causar la actividad minera. Generalmente, este tipo de externalidades está ausente en el debate y la omisión de estos costos sobreestima la contribución de las actividades extractivas a la economía y lleva a establecer políticas de compensación y mitigación insuficientes.

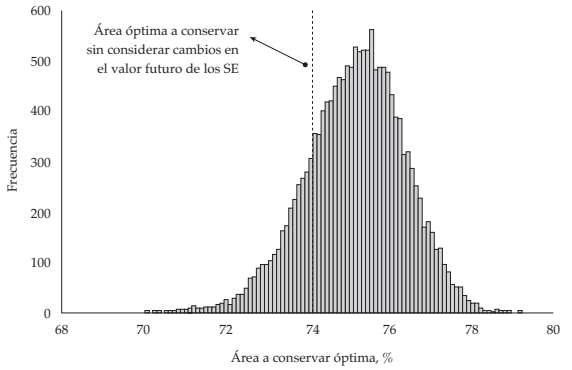
Por otra parte, si las pérdidas en la capacidad de provisión del páramo de servicios ecosistémicos generadas por la actividad agrícola no son totales sino parciales, y se pierde el 90% de ellos, el área óptima a dedicar a actividades agrícolas aumenta en un 11,75% y si se pierde el 80% de los servicios ecosistémicos aumenta en 25,56% (Anexo 2B). Este último resultado es relevante a la hora de decidir sobre el uso que se le va a dar al área de estudio, ya que puede ser óptimo dedicar una mayor fracción del área del páramo a actividades agrícolas cuando éstas tienen un menor impacto negativo sobre la capacidad de provisión de servicios ecosistémicos del páramo. Sin embargo, aún hace falta mayor información sobre los impactos que pueden llegar a tener los cultivos agrícolas sobre la capacidad de provisión de servicios ecosistémicos de los páramos.

C. Cambios en el valor futuro de los servicios ecosistémicos

Considerando que existe incertidumbre sobre el valor futuro de los servicios ecosistémicos del

páramo, pero que es razonable que este valor aumente en los próximos años, se incluye un análisis que incorpora cambios en el valor futuro de los servicios ecosistémicos. Para esto se simula el valor futuro de los servicios ecosistémicos a partir de predicciones de la tasa de crecimiento del consumo de agua de la ciudad de Bucaramanga, la cual se abastece del agua proveniente del Páramo de Santurbán (Ver sección 4.B.). Como se puede ver en el Gráfico 6, la distribución del área óptima a conservar cuando se considera que en el futuro el valor de los servicios ecosistémicos estará relacionado con el consumo de agua de Bucaramanga, más del 78% de las simulaciones se ubican por encima del área que resulta óptimo conservar (74,16%) si no se tiene en cuenta este cambio en el tiempo. Esto indica que si se ignora el cambio que puede presentar el valor de los servicios ecosistémicos, el área de conservación percibida como óptima puede ser subestimada, llevando a una pérdida de bienestar irreversible para la sociedad. Por lo tanto, es necesario interpretar los resultados con precaución y generar mayor conocimiento sobre el valor de los servicios ecosistémicos prestados por este páramo, sobre todo si se considera que la pérdida de servicios ecosistémicos es irreversible ante intervenciones antrópicas. Por ejemplo, ante incrementos en eventos de precipitación extrema como consecuencia del cambio climático, el valor de los servicios de regulación hídrica prestados por los páramos seguramente aumentará.

Gráfico 6
DISTRIBUCIÓN ÁREA ÓPTIMA A CONSERVAR



Fuente: Elaboración propia con base en DANE (2011a) y valoración de servicios ecosistémicos presentadas en la sección IV.

VII. Discusión y recomendaciones de política

A partir de un análisis de optimización dinámica que contempla tres usos alternativos y excluyentes del suelo (*i.e.* conservación, agricultura y minería) este estudio muestra que incluir el valor de los servicios ecosistémicos en las decisiones de uso del suelo del Páramo de Santurbán hace que resulte óptimo conservar por lo menos el 74% del área del páramo. Esto implica que la mayor parte de este ecosistema debe ser conservada y que la política óptima es conservar un área mayor de la que actualmente se encuentra en estado natural (72%), y mucho mayor al área que se encuentra bajo alguna figura de protección que limita el uso del suelo a la conservación (16%). Si bien en el Páramo de Santurbán existen más alternativas de uso del suelo de las que se consideran en este estudio, esta simplificación permite ilustrar el problema de la

conversión de un ecosistema natural en proyectos productivos, en un mercado que no valora los servicios ecosistémicos.

Cuando se incluyen en el análisis las externalidades potenciales de la minería de oro a gran escala que generalmente no son tenidas en cuenta a la hora de tomar decisiones sobre el desarrollo de este tipo de proyectos, el área que resulta óptimo dedicar a actividades mineras disminuye de manera significativa: en un escenario conservador de afectación de estas externalidades, el área que se debe dedicar a extracción de oro pasa de 11% a 3% del área total del páramo, lo que representa una disminución del 75%. Este resultado indica que es fundamental hacer que los proyectos mineros internalicen no sólo el daño que causan al ecosistema en el área que intervienen de manera directa, sino las repercusiones negativas que pueden llegar a tener fuera de ésta, tanto sobre la provisión de servicios ecosistémicos, como sobre el rendimiento de otras actividades productivas. No obstante, el análisis indica que si sólo se tienen en cuenta estas externalidades, es óptimo dedicar una fracción del Páramo de Santurbán (3%) a la explotación de oro y por lo tanto, una política que prohíba el desarrollo de actividades mineras en la totalidad del páramo no sería deseable, bajo estos supuestos. Este resultado debe ser interpretado con cautela pues, como se mencionó anteriormente, las externalidades consideradas en este ejercicio constituyen un límite inferior de las que potencialmente se pueden llegar a generar. Por esta razón resulta razonable aplicar un principio de precaución, fundamentado en el reconocimiento de que los potenciales daños no se conocen con exactitud, pero son plausibles desde un punto de vista científico, y es recomendable que la carga de la prueba de que las afectaciones mineras no superan un cierto nivel de pérdidas ambientales repose sobre el responsable de realizar la explotación minera (Azqueta, 2007; Orduz & Uprimny, 2008). Además, es importante tener presente que el área dedicada a actividades mineras es muy sensible al precio del oro, que a su vez presenta grandes variaciones en el tiempo, de manera que si el precio cae, estas actividades dejan de ser rentables y se habrá deteriorado de manera irreversible un ecosistema estratégico.

Por otra parte, es de destacar que el área que resulta óptimo dedicar a actividades agrícolas es altamente sensible al nivel de afectación que estas actividades generan sobre la capacidad de los páramos de proveer servicios ecosistémicos. Por lo tanto, implementar prácticas agrícolas de menor impacto puede ser una alternativa para maximizar el bienestar, permitiendo que las personas que dependen de la agricultura en el Páramo de Santurbán puedan desarrollar sus actividades económicas de tal forma que el ingreso que deriven de ellas sea por lo menos igual al costo del daño que causan en términos de pérdida de servicios ecosistémicos. Para esto, es necesario conocer con exactitud cuál es el impacto que tienen los diferentes cultivos sobre la capacidad de provisión de servicios ecosistémicos del páramo e implementar programas

que incentiven a los habitantes o dueños de la tierra en el páramo a desarrollar estos cultivos y mejorar sus prácticas de producción, por ejemplo, no usando maquinaria pesada que compacta el suelo y disminuyendo el uso de pesticidas y fertilizantes.

Adicionalmente, como el beneficio derivado de la conservación es de largo plazo, se deben considerar los posibles cambios que el valor de los servicios ecosistémicos pueda tener en el futuro, sobre todo cuando las decisiones de transformación del ecosistema en estado natural son irreversibles, pues de no ser tenidos en cuenta estos cambios se subestima el área que resulta óptimo conservar, generando una pérdida irrecuperable de bienestar para sociedad.

Una vez que se cuenta con una aproximación al uso óptimo del suelo para el área de estudio, el gran reto consiste en encontrar los mecanismos que permitan alcanzar este óptimo en la práctica, para que se preserven los ecosistemas estratégicos que proveen servicios esenciales para la sociedad y se desarrollen actividades productivas sustentables. Para ello, es necesario implementar políticas que corrijan las fallas de mercado que se generan a la hora de valorar y proveer servicios ecosistémicos, así como las fallas relacionadas con las externalidades que se derivan las actividades mineras. Se deben considerar mecanismos que van desde instrumentos de regulación directa (comando y control) como la creación de un área protegida en donde se restrinja el desarrollo de actividades mineras y agrícolas, hasta instrumentos económicos que incentiven a los agentes privados a internalizar el costo de los daños que causan sus actividades productivas o les permitan percibir los beneficios de la conservación o de la implementación de mejores prácticas agrícolas. Además, dado que al tomar la decisión de asignar el suelo a un uso determinado algunos agentes privados se verían afectados de manera negativa, mientras que otros se verían beneficiados, es deseable encontrar métodos que compensen a los perdedores. Por ejemplo, en el caso de decidir conservar un área mayor, los habitantes de Bucaramanga se beneficiarían de los servicios de provisión y regulación hídrica, mientras los agricultores se verían afectados al no poder desarrollar sus actividades productivas. En este caso, encontrar un mecanismo que transfiera los beneficios que percibe la población de Bucaramanga para incentivar a los agricultores a conservar o adoptar prácticas agrícolas de menor impacto ambiental es necesario para garantizar un desarrollo ambiental y social sostenible en la región.

Dentro de los instrumentos económicos que han sido implementados en el mundo para promover la conservación de ecosistemas estratégicos en los últimos años se destacan los pagos por servicios ambientales (PSA), un instrumento de gobernanza ambiental en donde los beneficiarios de la conservación realizan pagos a los actores que deciden conservar, creando un mercado donde se encuentran la oferta y la demanda por servicios ambientales. Sin embargo, pasar de la teoría a la práctica ha mostrado

ser un gran reto al implementar esquemas de PSA: investigaciones recientes han encontrado evidencia empírica de que algunas iniciativas de PSA han generado poca oferta adicional de servicios ambientales y no han generado el aumento de eficiencia esperado, y que factores institucionales como las redes y organizaciones sociales, y las motivaciones intrínsecas de los agentes son claves para que estos esquemas funcionen (Hecken *et al.*, 2012). En el caso de la minería, los seguros y fianzas ambientales pueden constituir un instrumento para corregir o compensar daños que esta actividad pueda generar, dando certeza al cumplimiento de las condiciones establecidas al otorgar licencias ambientales para el desarrollo de este tipo de proyectos al garantizar que los potenciales causantes de daños ambientales cuenten con los recursos adecuados para corregir o compensar por los daños que puedan causar (Icaza & Piña, 2008). En suma, existen diferentes mecanismos que deben ser considerados para desarrollar instrumentos que se adapten a las particularidades de la zona de estudio. Probablemente sea necesario combinar varios instrumentos para acercarse a un uso óptimo del suelo en el Páramo de Santurbán y en otros ecosistemas estratégicos.

Por otra parte, teniendo en cuenta que los resultados indican que es óptimo dedicar, por lo menos, una fracción del páramo a cada uno de los usos del suelo analizados, es recomendable considerar las heterogeneidades que presenta el suelo del área estudiada, pues este estudio asume que éste es homogéneo. Esto permitiría contar con un plan de manejo que proteja las zonas que tienen un mayor valor ecológico y que permita que el desarrollo de las actividades agrícolas y mineras se lleve a cabo en zonas en donde este valor sea menor. En particular, las explotaciones mineras deben ser desarrolladas en zonas en donde se minimice el valor de sus externalidades y al mismo tiempo se cuente con una concentración de reservas de oro que haga rentable el desarrollo del proyecto, siempre y cuando las externalidades negativas que pueda generar este tipo de actividad no superen los beneficios que pueda generar a la sociedad. Para esto se requiere mayor información de la riqueza ecológica al interior del área estudio. Dada la complejidad implica la toma de decisiones de uso del suelo en el Páramo de Santurbán, de los riesgos y de la relación entre factores ecológicos, económicos y sociales, el análisis presentado en este estudio debería ser considerado como un componente de una investigación interdisciplinaria de mayor alcance, e incorporar mayor información a medida que ésta esté disponible.

Los resultados del trabajo constituyen un elemento útil para los formuladores de política pública que deben tomar decisiones sobre el manejo que se debe dar al Páramo de Santurbán y a otros ecosistemas estratégicos del país. Esto es relevante si se considera que actualmente se está llevando a cabo la delimitación de los páramos y humedales en todo el país con base en criterios físicos y socioeconómicos y que, adicionalmente, se han establecido diferentes formas de protección en estos ecosistemas, que

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 61-104

algunos sectores consideran insuficientes para su conservación, mientras para otros éstas no deberían existir pues consideran que impiden el desarrollo económico de las regiones. Es indispensable lograr entender y cuantificar tanto los costos como los beneficios que implica la conservación de ecosistemas estratégicos para asignar los recursos escasos de manera eficiente.

Bibliografía

Adams, T., & Turner, J. (2012). An investigation into the effects of an emissions trading scheme on forset management and land use in New Zeland. *Forest Policy and Economics*, 15, 78-90.

Agronet. (2013). *Precios históricos de la papa*. Recuperado el 20 de Junio de 2013, de Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural: http://www.agronet.gov.co/agronetweb1/Estad%C3%ADsticas.aspx

Aldrich, M., Bubb, P., & Hostettler, S. (2000). *Tropical montane forests: Time for action*. WWF International.

Álvarez, A. (2013). Promoción de la Conservación de Bosque Natural de Roble mediante el pago por el Servicio Ambiental de Almacenamiento de Carbono: Un ejercicio de Optimización dinámica Aplicado en el Corredeor Ecológco Guantiva-La -Rusia-Iguaque. *Documento CEDE* (12).

AMB (2012). *Indicadores para el control social a las personas prestadoras de servicios públicos*. Bucaramanga: Acueducto Metropoitano de Bucaramanga.

Aragón, F., & Rud, J. P. (2013). *Modern industries, pollution and agricultural productivity: Evidence from Ghana*. London: International Growth Centre - LSE.

Arrow, & Fisher. (1974). Environmental Preservation, Uncertainty and Irreversability. *Quarterly Journal of Economics*, 312-19.

Aylward, B., Seely, H., Harwell, R., & Dengel, J. (2010). The Economic Value of Water for Agricultrual, Domestic and Industrial Uses: A Global Comparation of Economic Studies and Market Prices. *Ecosystem economics*.

Azqueta, D. (2007). *Introducción a la economía ambiental* (Segunda ed.). Madrid: McGRAW-HILL/INTERAMERICANA DE ESPAÑA.

Balmford, A., Bruner, A., Cooper, P., Constanza, R., Farber, S., Green, R., y otros. (2002). Economic Reasons for Conserving Wild Nature. *Science, 297*(5583), 950-53.

Banco de la República de Colombia. (2013). *Banco de la República de Colombia*. Recuperado el 20 de Julio de 2013, de PIB total y por habitante: http://www.banrep.gov.co/es/info-temas-a/4024

Barrera, V., Alwang, J., & Cruz, E. (2008). *Viabilidad socio-económica y ambiental del sistema papa-leche en la microcuenca del río Illangama-Ecuador*.

Barua, S., Uusivuor, J., & Kuulvainen, J. (2012). Impacts of carbon-based policy instruments and taxes on tropical deforestation. *Ecological Economics*, 73, 211-219.

Baumol, W. J., & Oates, W. E. (1988). *The theory of environmental policy*. Camdridge: Cambridge University Press.

BID y Cepal. (2012). *Valoración de daños y pérdidas. Ola invernal en Colombia 2010-2011*. Bogotá: Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y Comisión Económica para América y el Caribe (Cepal).

Bulte, E., Van Soest, D., Kooten, G. C., & Shipper, R. (2002). Forest Conservation in Costa Rica when Nonuse benefits are uncertain but rising. *American Journal of Agricultural Economics*, 150-160.

Buytaert, W., Celleri, R., De Bievre, B., Cisneros, F., Wyseure, G., Deckers, J., y otros. (2006). Human

impact on the hydrology of the Andean Páramos. *Earth Science Review*, 79, 53-72.

Buytaert, W., Iñiguez, V., & Bievre, B. d. (2007). The effects of afforestation and cultivation on water yield in the Andean Páramo. *Forest Ecology and Management*, 22-30.

Buytert, W., Célleri, R., & B. de Bievre, F. C. (2006). *Hidrología del Páramo Andino: Propiedades, importancia y vulnerabilidad*.

Buytert, W., Celleri, R., & B. De Bievre, F. C. (2012). Hidrología del Páramo Andino: Propiedades, importancia y vulnerabilidad. En P. C. Mena Vásconez, *Páramo. Paisaje estudiado, habitado, manejado e institucionalisado*. Ecociencia/Abya.

Cabrera, M., & Ramirez, W. (2014). *Restauración Ecológica de los páramos de Colombia: Trasnformación y herramientas para su conservación*. Bogotá, D.C.: Instituto de Investigación de Recursos Biológicos Alexander von Humboldt (IAvH).

Cárdenas, F., Cleef, A. M., Cortés, A., Flórez, A., González, F., Iriarte, P., y otros. (1996). *El páramo: Un ecosistema de alta montaña. Los páramos en las culturas indígenas*. Recuperado el 14 de septiembre de 2013, de Biblioteca virtual Luis Angel Arango: http://www.banrepcultural.org/blaavirtual/faunayflora/paramo/paisa2.htm

Carriazo, F., Ibáñez, A. M., & García, M. (2003). Valoración de los beneficios económicos provistos por el Sistema de Parques Nacionales Naturales: Una aplicación del análisis de transferencia de beneficios. *Documento CEDE* 2003-26.

CDMB (2009). *Plan de Manejo y Ordenamiento de la Cuencua del Río Suratá*. Bucaramanga: Corporación Autónoma para la Meseta de Bucaramanga.

CDMB (2010). *Plan de Manejo y Ordenamiento de la Cuenca del Río Cáchira*. Bucaramanga: Corporación Autónoma para la Defensa de la Meseta de Bucaramanga.

CDMB, & CORPONOR (2002). *Estudios de caracterización y zonificación ambiental de la unidad biogeográfica de Santurbán. Informe final. Documento de Caracterización biofísica y socioeconómica, evaluación, prospectiva y zonificación ambiental. Versión Digital*. Bucaramanga: Corporación Autónoma para la Defensa de Bucaramanga y Corporación Autónoma Regional de la Frontera Nororiental.

Cercapaz (2012). *Lectura integral de territorio sobre la zona de Santurb*án-Sisavita, Departamento de Norte de Santander. En Corponor, GIZ, Pconsult, & Ambero.

CGR (2011). *Estado de los recursos naturales y del ambiente 2010-2011*. Bogotá, D.C.: Contraloría General de la República.

CGR (2011). *Estado de los recursos naturales y del ambiente 2010-2011*. Bogotá, D.C.: Contraloría General de la Nación.

Cole, D. (2002). *Pollution and property: comparing ownership institutions for environmental protection*. Cambridge: Cambridge University Press.

Conrad, J. M. (1997). On the option value of old-growth forest. *Ecological Economics*, 97-102.

Conrad, J. M. (1999). *Resource Economics - Chapter 4: The Economics of Forestry*. New York: Cambridge University press.

Conrad, J., & Ludwig, D. (1994). Forest land policy: the optimal stock of old-growth forest. *Natural Resource Modeling*, 8(1), 27-45.

Correa, F. (2008). Tasa de descuento ambiental gamma: una aplicación para Colombia. *Lecturas de Economía - Universidad Nacional de Antioquia* (69), 143 - 162.

Costanza, R., D'Arge, R., De Groot, R., Farber, S., Grasso, M., Hannon, B., y otros. (1997). The value of the world's ecosystem services and natural capital. *Nature, 387*, 253 - 260.

DANE (2011a). *Población y demografía: estimaciones de población 1985-2005 y proyecciones 2006-2020*. Recuperado el 20 de Julio de 2013, de Departamento Administrativo Nacional de Estadística: http://www.dane.gov.co/index.php/poblacion-y-demografia/proyecciones-de-poblacion

DANE (2011b). *Encuesta agropecuaria experimental a altitudes superiores a los 3000 m.s.n.m 2009*. Bogotá, D.C., Colombia: Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

DANE (2011c). *Resultados de la Encuesta Nacional Agropecuaria ENA*. Bogotá, D.C.: Departamento Administrativo de Estadística Nacional.

DANE (2012). *Cuentas departamentales de Colombia 2000-2012*. Bogotá, D.C.: Departamento Administrativo de Estadística.

DANE (2013). *Principales indicadores de mercado laboral*. Bogotá, D.C.: Departamento Nacional de Administración Estadística.

De Groot (2006). Function-analysis and valuation as a tool to assess land use conflicts in planning for sustainable, multi-functional landscapes. *Urban planning and landscape, 75*, 175–186.

De Groot, R., Fisher, B., Christie, M., Aronson, J., Braat, L., Haines-Young, R., y otros (2010). Integrating the ecological and economic dimensions in biodiversity and ecosystem service valuation. En *The Economics of Ecosystems and Biodiversity: The Ecological and Economic Foundations*. London: The Economics of Ecosystems and Biodiversity.

De Groot, R; Brander, L; Van der Ploeg, S; Costanza, R; Bernard, F; Braat, L; Christie, M; Crossman, N; Ghermandi, A; Hein, L; Hussain, S; Kumar, Pushpam; McVittie, A; Portela, R; Rodriguez, L.C.; Ten Brink, P; Van Beukerin, P. (2012). Global estimates of the value of ecosystems and their services in monetary units. *Ecosystem Services*, 1, 50-61.

Díaz-Granados, M., Navarrete, J., & Suárez, T. (2005). Páramos: Hidrosistemas Sensibles. (F. d. Andes, Ed.) *Revista de Ingeniería* (22), 64-75.

DNP. (2010). *Plan Nacional de Desarrollo 2010-2014*. Bogotá, D.C.: Departamento Nacional de Planeación.

El Tiempo (20 de Noviembre de 2014). Minería contamina el agua y causa deslizamientos en Tasco (Boyacá). *El Tiempo*.

Farmer, J. D., & Geanakoplos, J. (2009). Hyperbolic discounting is rational: Valuing the far future with with uncertain discount rates. (C. F. University, Ed.) *Cowles Foundation Discussion Paper* (No. 1719).

Fedepapa (2012). *Costos de producción*. Recuperado el 10 de Junio de 2013, de Federación Colombiana de Productores de Papa: http://www.fedepapa.com/?page_id=419

Figueroa, G. A. (2010). *Proyectos de gran minería en zonas productoras de agua. Caso Santurbán. V Seminario de medio ambiente y servicios públicos*. Bogotá, D.C.: Acueducto Metropolitano de Bucaramanga S.A ESP.

Fondo de Adaptación (2013). *Estudios previos para la suscripción de un convenio interadministrativo entre*

el Instituto Alexander von Humboldt y el Fondo de Adaptación para aunar esfuerzos para la delimitación de los ecosistemas estratégicos priorizados (páramos y humedales). Convenio intersintitucional, Bogotá, D.C.

García, H. (2013). *Valoración de los servicios ecosistémicos del Páramo de Santurbán*. Documento de trabajo de Fedesarrollo - Financiado con recursos de USAID.

García, J. (2003). *Análisis del potencial de emisión de dióxido de carbono del Páramo de Chingaza y lineamientos para su conservación en el contexto del mecanismo de desarrollo limpio*. Trabajo de grado. Facultad de estudios ambientales y rurales - Pontificia Universidad Javeriana, 38-45.

Girma, H. M., Hassan, R. M., & Hertzler, G. (2012). Forest conservation versus conversion under uncertain market and environmental forest benefits in Ethiopia: The case of Sheka forest. *Forest Policy and Economics, 21*, 101-107.

Golder Associates (2012). *Technical Report: Updated Preliminary Economic Assessment on the Angostura Gold-Silver Underground Project*. Lima: Golder Associates.

Guerrero, E. (2009). *Implicaciones de la minería en los páramos de Colombia, Ecuador y Perú*.

Gutierrez, Á., & Díaz Granados, M. (Mayo de 2007). Valoración de impactos y evaluación económica en rehabilitación de cuencas. Caso cuenca río Tona. *Avances en recursos hidráulicos* (15), 3-10.

Hecken, G. V., Bastiaensen, J., & Huybrechs, F. (2012). Towards an Institutional Approach of Payments for Environmental Services: Supply and Demand Perspectives from two Case Studies in the Nicaraguan Agricultural Frontier. En L. R. Roldan Muradian, *Governing the Provision of Ecosystem Services* (Vol. 4, págs. 357-375).

Helliwell, D. (1969). The valuation of wildlife resources. *Regional Studies, 3*, 41-47.

Hofstede, R. (2003). Los páramos en el mundo: Su diversidad y sus habitantes. En R. Hofstede, P. Segarra, & P. Mena, *Proyecto atlas mundial de los Páramos: Los páramos del mundo*. Quito, Ecuador: EcoCiencia.

Hyndman, R., & Khandakar, Y. (2008). Automatic Time Series Forecasting: The forecast package for R. *Journal of Statistical Software, 27*(3).

IAvH (2011). *Concepto técnico pertinente a la delimitación y caracterización del sistema paramuno en el área de la serranía de Santurbán ubicada en el departamento de santander, solicitado por la Dirección de licencias del MADS*. Bogotá, D.C.: Instituto de Investigación de Recursos Biológicos Alexander von Humboldt.

IAvH (2013a). *Nueva cartografía de los Páramos de Colombia: diversidad, territorio e historia*. Recuperado el 5 de Agosto de 2013, de Instituto de Investigación de Recursos Biológicos Alexander von Humboldt : http://www.humboldt.org.co/iavh/component/k2/item/1189-nueva-cartograf%C3%ADa-de-los-p%C3%A1ramos-de-colombia-diversidad-territorio-e-historia

IAvH (2013b). *Resumen Ejecutivo: Aportes a la identificación de los límites inferiores del ecosistema de páramo a esc. 1:25.000 y análisis de su contexto socioeconómico. Complejo de Páramos Jurisdicciones-Santrubán-Berlín*. Bogotá, D.C.: Documento de trabajo. Instituto de Investigación de Recursos Biológicos Alexander von Humboldt .

Icaza, P. Á., & Piña, C. M. (2008). Evolución y perspectivas de las políticas ambientales y sus instrumentos que favorecen la conservación y el uso sustenatble de la biodiversidad. En *Capital natural de México, vol. III: Políticas públicas y perspectivas de sustentabilidad*. Conabio.

IDEAM (2006). *Zonificación hidrográfica de Colombia*. Bogotá, D.C.: Instituto de Hidrología, Meteorología, y Estudios Ambientales.

IDEAM (2010). *Estudio Nacional del Agua*. Bogotá, D.C., Colombia: Miniestario de Ambiente, Vivienda y Desarrollo Territorial e Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales.

IPCC (2013). *Working Group I Contribution to the IPCC Fifth Assessment Report. Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Summary for policy makers*. Estocolmo, Suecia: Intergovernmental Panel on Climate Change.

Kapelle, M., & Horn, S. P. (2005). *Páramos de Costa Rica*. Santo Domingo: Editorial INBio.

MADR (2012). *Anuario estadístico del sector agropecuario*. Bogotá, D.C.: Ministerio de agricultura y desarrollo rural.

Madriñán, S., Cortés, A. J., & Richardson, J. E. (2013). Páramo is the world fastest evolving and cooling biodiversity hotspot. *Frontiers in Genentics, 4*(492).

MADS (2002). *Programa para el Manejo Sostenible y Restauración de Ecosistemas de Alta Montaña.* Bogotá, D.C., Colombia: Ministerio del Medio Ambiente de Colombia.

MADS, & SPNN (2012). *Comportamiento de visitantes a áreas protegidas nacionales con vocación ecoturística*. Bogotá: Ministerio de Ambiente y Desarrollo Sostenible y Sistema de Parques Nacionales Naturales.

Maldonado, J. (2008). *Economía de los recursos naturales*. Bogotá, D.C.: Facultad de Economía, Universidad de los Andes. Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico - Cede. Ediciones Uniandes.

Mann, M., Kaufmann, R., Bauer, D. M., Gopal, S., Baldwin, J., & Vera-Díaz, M. D. (2012). Ecosystem Service Value and Agricultural Conversion in the Amazon: Implications for Policy Intervention. *Environ Resource Econ* (53), 279-295.

Martínez, A. (2013). *Estudio sobre los impactos económicos del sector minero en Colombia: encadenamientos sectoriales*. Bogotá, D.C.: Fedesarrollo.

Mason, C. (2011). On stockpiling natural resources. *Resource and Energy Economics, 33*, 398-409.

MAVDT (2010). *Política nacional para gestión integral del recurso hídrico*. Bogotá, D.C., Colombia: Ministerio de Ambiente, Vivienda y Desarrollo Territorial.

Millennium Ecosystem Assessment (2005). *Ecosystems and Human Well-being: Synthesis*. Washington D.C.: United Nations Environment Programme UNEP.

Morales M., Otero J., Van der Hammen T., *et al.* (2007). *Atlas de Páramos de Colombia*. Bogotá, D.C.: Intituto de Investigación de Recursos Biológicos Alexander von Humboldt.

Naidoo, R., & Ricketts, T. H. (2006). Mapping the Economic Costs and Benefits of Conservation. *PLoS Biology, 4*(11).

Nordhaus, W. (2008). *A question of Balance. Wheighting the options of Global Warming Policies*. New Haven and London: Yale University Press.

OECD (2014). *Colombia Environmental Performance Review*. Organización .

Olschewski, R., & Benítez, P. (2010). Optimizing joint production of timber and carbon sequestration of afforestation projects. *Journal of Forest Economics* (16), 1-10.

Orduz, N., & Uprimny, R. (2008). *El principio de precaución y la Amazonía*. Bogotá, D.C.: Cepal; Patrimonio Natural.

Ospina, D. R., & Rodríguez, C. (2011). *Guía divulgativa de criterios para la delimitación de los páramos en Colombia*. Bogotá, D.C.: Ministerio de Ambiente, Vivienda y Desarrollo Territorial e Instituto de Investigación de Recursos Biológicos Alexander von Humboldt.

Palmer, M. A., Bernhardt, E. S., Schlesinger, W. H., Eshleman, K. N., Foufoula-Georgiou, E., Hendryx, M. S., y otros. (2008). Mountaintop Mining Consequences. *Science, 327*(5962), 148-149.

Pearce, D., Turner, R. K., & Bateman, I. (1990). *Environmental Economics: An elementary introduction*. Baltimore: The John Hopkins University Press.

Perfetti, J. J. (2012). *Costos de producción de 12 productos agropecuarios*. Bogotá, D.C.: Fedesarrollo - IQuartil.

Pindyck, R. (Diciembre de 2006). Uncertainty in environmental economics. *NBER Working paper series* (12752).

Podowesk, J., & Poulenard, P. (2001). Runnoff and soil erosion under rainfall simulation of Andisols from the Ecuadorian Paramo: Effect of tillage and burning. *Catena, 45*, 185 - 207.

Rodríguez, M., Andrade, G., & Wills, E. (2012). Dilemas Ambientales de la Gran Minería en Colombia. *Revista Javeriana*, 17-23.

Sáenz, L. L., & Mulligan, M. (2007). *Análisis científico detallado del impacto del cambio del uso del suelo en el suministro de recursos hídricos para la ciudad de Bogotá e implicacioes para el desarrollo de esquemas PES*. London: Department of Geography, King's College London.

Sanclemente, X. (2011). En D. Rivera, & C. Rodríguez, *Guía divulgativa de criterios para la delimitación de páramos en Colombia*. Bogotá: Ministerio de Ambiente y Desarrollo Sostenible y Insituto de Investigación de los recursos naturales Alexander von Humboldt.

Sanclemente, X. (2011). En D. Rivera, & C. Rodríguez, *Guía divulgativa de criterios para la delimitación de páramos en Colombia*. Bogotá: MADS y IAvH.

Sarmiento, C., Ramirez, D., Zapata, J., Medina, J., Cadena, C., & Sarmiento, M. (2012). *Actualización del Atlas de Páramos de Colombia*. Convenio interadministrativo de Asociación 11-103, Instituto de investigación de recursos biológicos Alexander von Humboldt y Ministerio de Ambiente y Desarrollo Sostenible. Bogotá D.C. : Geotadabase esc. 1:100.000.

Sarmiento, L., Lambí, L., & Marquez, A. E. (2003). Vegetations patterns, regeneration rates and divergence in an old-field succession of the high tropical Andes. (K. A. Publishers, Ed.) *Plant Ecology, 166*, 63-74.

SIMCO (2013). *Estadísticas de producción de minerales*. Recuperado el 21 de noviembre de 2013, de Sistema de información minero colombiano: http://www.simco.gov.co/simco/Estad%C3%ADsticas/Producci%C3%B3n/tabid/121/Default.aspx

Soto, J. P. (22 de marzo de 2011). Minería, papas y páramos. *El Espectador*.

SPNN (2013). *Páramos*. Recuperado el 11 de Septiembre de 2013, de Parques Nacionales Naturales de Colombia: http://www.parquesnacionales.gov.co/PNN/portel/libreria/php/decide.php?patron=01.201214

Stern, N. (2007). *The economics of climate change*. Cambridge University Press.

Stiglitz, J. (2000). *Economics of the public sector*. W W Norton & Company Incorporated.

SUI (2013). *Acueducto: consulta de información. Consumos Facturados*. Recuperado el 1 de Octubre de 2013, de Sistema Único de Información de Servicios Públicos SIO: http://www.sui.gov.co/SUIWeb/logon.jsp

UPME (2013). *Sistema de Información Minero Colombiano (SIMCO) - Indicadores*. Recuperado el 12 de Junio de 2013, de Unidad de Planeación Minero Energética: http://www.upme.gov.co/GeneradorConsultas/Consulta_Indicador.aspx?idModulo=4

Weitzman, M. (2001). Gamma discounting. *American Economic Review*, 91(1), 261-271.

Zhuang, J., Liang, Z., Lin, T., & Guzman, F. D. (2007). Theory and Practice in the Choice of Social Discount Rate for Cost-Benefit Analysis: A survey. A*sian Development Bank EDR Working Paper* (94).

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 61-104

Anexo 1
SELECCIÓN DEL MODELO ARIMA

auto.arima(Agua)
Series: Agua
ARIMA(2,1,3) (1,0,0) [12]

	ar1	ar2	ma1	ma2	sar1
Coeficientes	-0,8062	-0,4001	0,703	-0,03324	-0,003
s.e.	0,1966	0,1322	0,1348	0,1243	0,1007

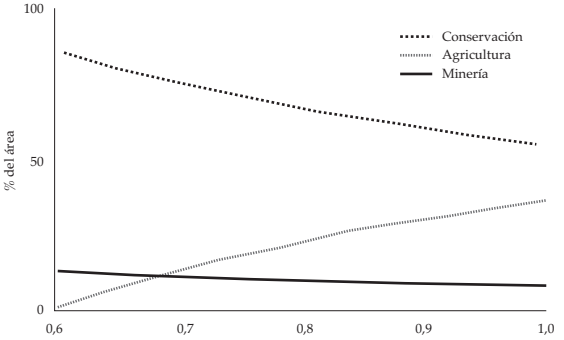
sigma^2 restricted as 2,22e + 0,9: log likelihood = -1.486,5
AIC = 2.987
AICc = 2.987
BIC = 3.006,62

Anexo 2

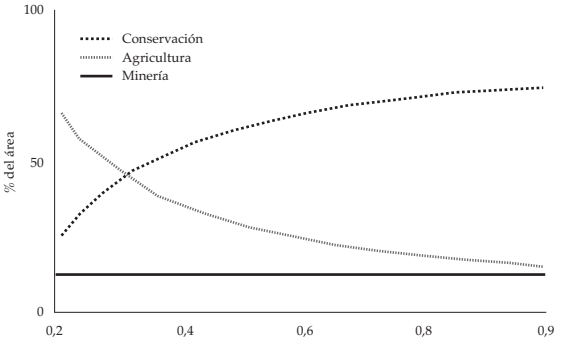
ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD ANTE CAMBIOS EN PARÁMETROS RELEVANTES

Uso óptimo del suelo

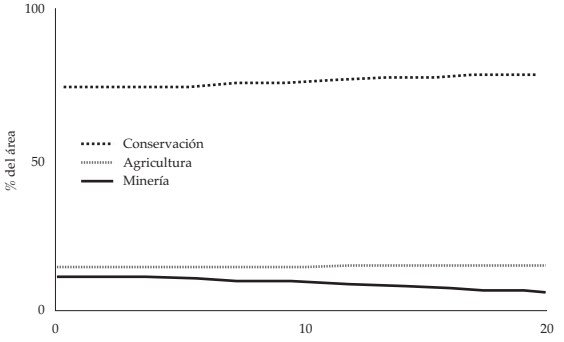
A. Precio papa (COP/ton)



B. Fracción pérdida SE por agricultura

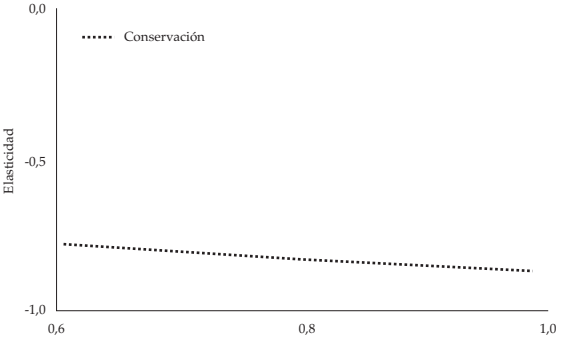


C. Externalidad: ratio (Km)

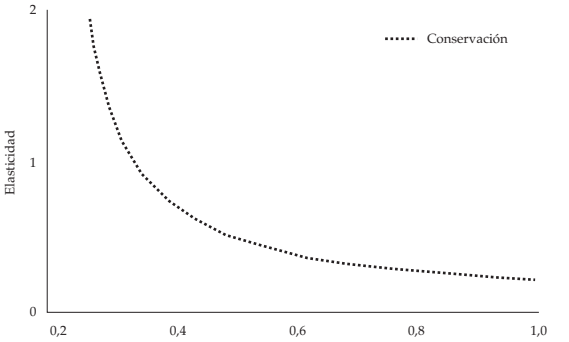


Elasticidad área conservada

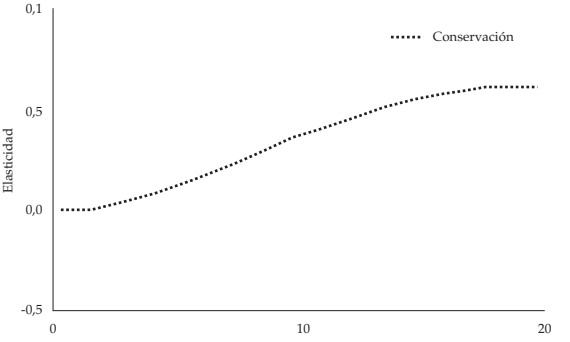
D. Precio papa (COP/ton)



E. Fracción pérdida SE por agricultura



F. Externalidad: ratio (Km)



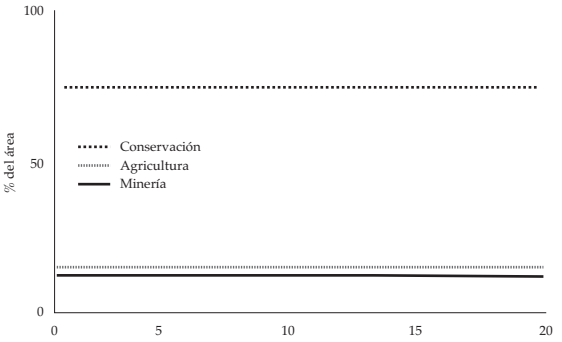
Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 61-104

Anexo 2

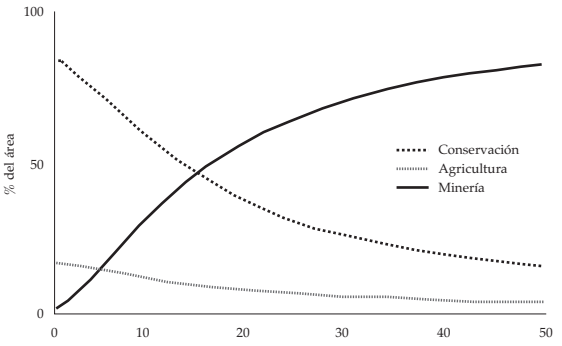
ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD ANTE CAMBIOS EN PARÁMETROS RELEVANTES

Uso óptimo del suelo

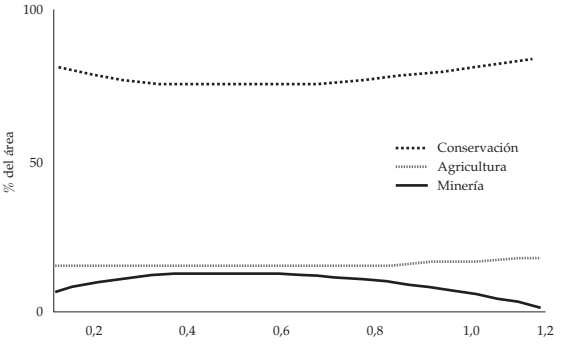
G. Precio del carbono (USD$/Tn)



H. Porcentaje área recursos mineros viables

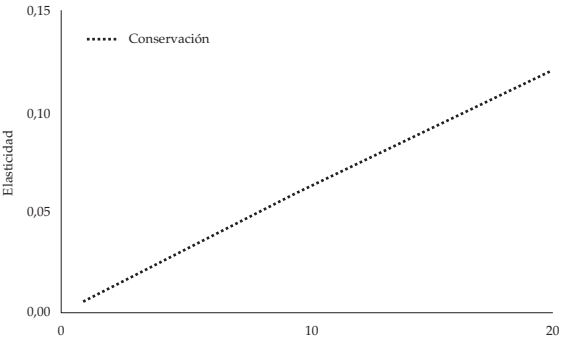


I. Tasa de descuento

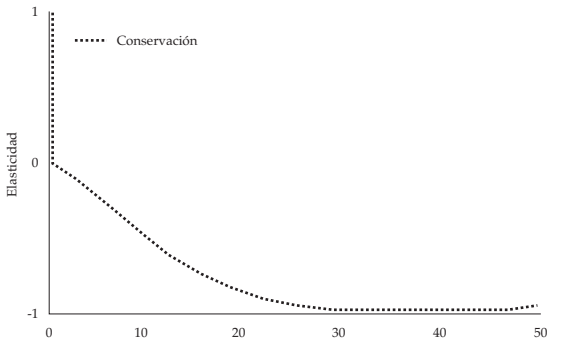


Elasticidad área conservada

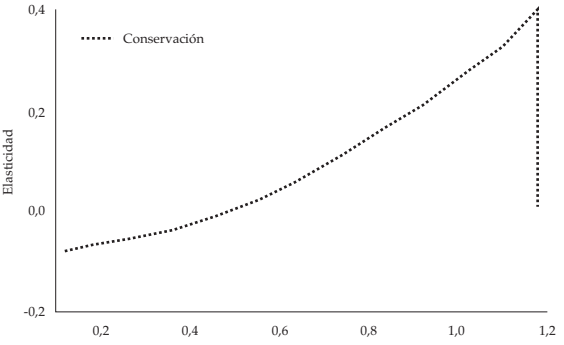
J. Precio del carbono (USD$/Tn)



K. Porcentaje área recursos mineros viables



L. Tasa de descuento



Widening social security coverage. Evaluating income distribution effects of Argentina's PROG.R.ES.AR

Ana Paula Di Giovambattista*
Demian Panigo**

Abstract

In the last decade, Latin American countries experienced a large increase in their social security coverage rates. Reinforcing this regional dynamics, Argentina introduced in 2014 a new set of social rights through the youth oriented program named PROG.R.ES. AR, aimed to: 1) reduce income inequality, by providing financial support to low-income young people; 2) complement and improve capacity-building strategies of human capital policies; and 3) stimulate aggregate demand, with the injection of up to AR$ 10,600 million annually in terms of social investment. In order to make the first prospective evaluation of this program, the main contribution of this paper is to show their expected "first round" distributional impact, using data from the EPH-INDEC (Q2-2013) and applying the methodology popularized by Bourguignon and Spadaro (2006). Our simulations show that it could potentially reduce inequality in up to 14.3% and 32% for the whole population and the youth, respectively.

Resumen

En la última década, las economías latinoamericanas experimentaron un considerable aumento en la cobertura de sus sistemas de seguridad social. Reforzando tal dinámica regional, Argentina introduce en 2014 una nueva política creadora de derechos sociales orientada a los jóvenes, PROG.R.ES.AR, que tiene por objetivos: 1) reducir las inequidades distributivas, a partir del apoyo financiero a jóvenes de bajos ingresos; 2) promover la generación de nuevas capacidades en los jóvenes; e 3) impulsar la demanda agregada, inyectando hasta AR$10,600 millones anuales en inversión social. A efectos de realizar una evaluación de impacto del programa, la principal contribución de este trabajo consiste en exponer sus efectos distributivos esperados de "primera vuelta" utilizando datos de la EPH de INDEC (2T-2013) y aplicando la metodología popularizada por Bourguignon y Spadaro (2006). Las simulaciones evidencian que PROG.R.ES.AR potencialmente reducirá la desigualdad hasta un 14.3% y un 32% para el total poblacional y los jóvenes, respectivamente.

Keywords: Argentina, Inequality, Youth, Micro-simulations, Cash transfer programs, PROGRESAR
Palabras clave: Argentina, Desigualdad, Jóvenes, Micro-simulaciones, Programas de transferencia condicionada, PROGRESAR
Clasificación JEL: D31, D63, I38, R19, Z18

Primera versión recibida el 29 de septiembre de 2014; versión final aceptada el 30 de noviembre de 2014
Coyuntura Económica. Vol. XLIV, No. 2, Diciembre de 2014, pp. 105-126. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

* Ph.D. student at National University of La Matanza, research fellow at CEIL-CONICET, and professor at the National University of Moreno (Argentina). anapaula.digio@gmail.com.

** Ph.D. in Economics (EHESS-ENS, Paris), researcher at CEIL-CONICET, and professor at the National University of La Plata and National University of Moreno (Argentina). panigo@gmail.com.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 105-126

I. Introduction

Despite significant improvements of Argentinean labor market figures in recent years, and in spite of having experienced a reduction of about 40% and 30%, respectively, both the unemployment rate and the unregistered employment rate among young people still present remarkable high values. As a consequence, the youth unemployment rate (18-24 years old) was, on average (between 2003 and 2013), 2.4 times the adult unemployment rate.

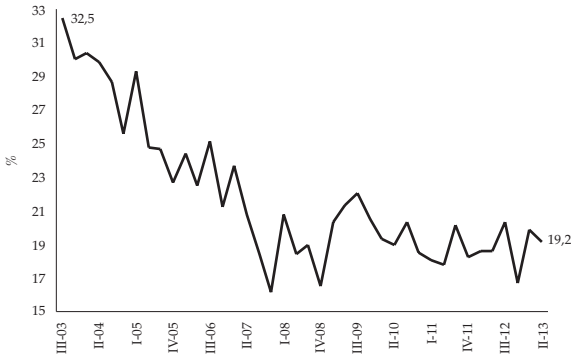
Moreover, the 2003-2009 auspicious initial evolution appears to be stagnated in the last four years (see Figures 1 and 2).

Absolute and relative vulnerability of young people -associated to lower employability and wage levels- and the above mentioned recently stagnated dynamics make young people a key population sub-group for targeted public policy in Argentina.

In this context, the government created in 2014 the *Programa de Respaldo a Estudiantes Argentinos* (PROG.R.ES.AR), aimed at widening the new mixed (and more Beveridgean) social security paradigm, extending coverage to young adults with the following objectives:

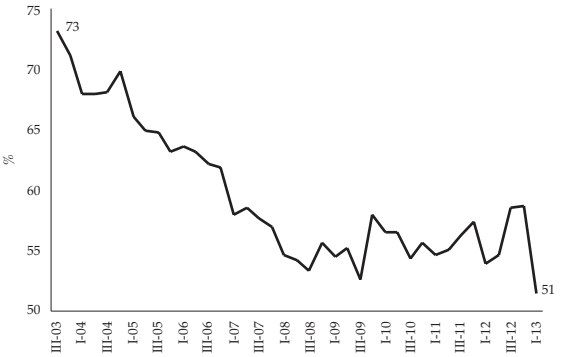
- To promote new social rights and reduce income inequality, by providing financial support to low-income young people;
- To complement and improve capacity-building strategies of human capital policies; and

Figure 1
YOUTH UNEMPLOYMENT RATE (18-24 YEARS OLD), IN % OF THE ECONOMICALLY ACTIVE POPULATION AGED BETWEEN 18 AND 24 YEARS OLD



Source: Own estimations based on EPH-INDEC.

Figure 2
UNREGISTERED YOUTH EMPLOYMENT RATE (18 TO 24 YEARS OLD), IN% OF TOTAL WAGE EARNERS EMPLOYED IN THE SAME AGE GROUP



Source: Own estimations based on EPH-INDEC.

- To stimulate aggregate demand, with the injection of up to $ 10,600 million annually in terms of social investment (targeted to people that generate the highest Keynesian multipliers).

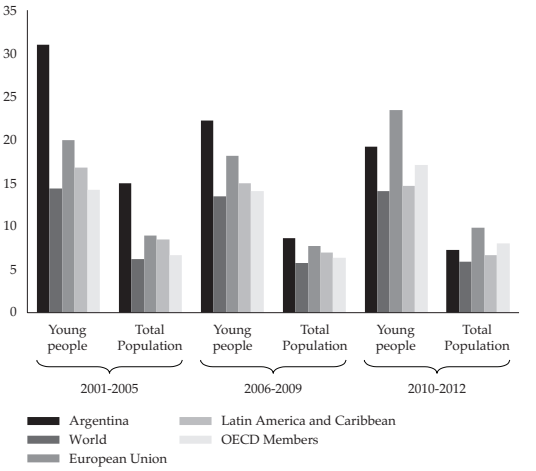
The main contribution of this paper is to generate the first prospective study of the PROG.R.ES. AR "first round" distributional impact (see section *3-Methodology*), following a detailed process of micro simulation using public data from the National Permanent Household Survey (EPH-INDEC). For that purpose, the paper is structured as follows. After this introduction, section II presents an overview about the PROG.R.ES.AR genesis and its main characteristics. Subsequently, in section III, the methodology used in the micro simulation process is described. Finally, in sections IV and V, we examine empirical analysis results and discuss our last key remarks, concluding the article with bibliographical references.

II. PROG.R.ES.AR in Argentina: motivation and main features

Young people's difficulties to gain (good quality) access to the labor market constitute a structural and global phenomenon. In quantitative terms, worldwide statistics suggest that youth unemployment is much higher than that of adults. Indeed, the youth[1] unemployment rate is nearly three times as high as adult rate (Figure 3), and young people also face much lower chances of getting a formal employment (OIT, 2013).

Figure 3

UNEMPLOYMENT RATE FOR YOUNG PEOPLE (AMONG 15 TO 24 YEARS OLD, IN % OF THE ECONOMICALLY ACTIVE POPULATION AMONG 15 TO 24) AND TOTAL POPULATION (IN % OF THE WHOLE ECONOMICALLY ACTIVE POPULATION). INTERNATIONAL COMPARISON (2001-2005, 2006-2009, 2010-2012 AVERAGES)



Source: World Development Indicators - World Bank.

In the mid 90s, and because of the high relative vulnerability of young people, many Latin American countries implemented different measures to improve their social, educational and employment status (Bourguignon *et al.*, 2003; Villatoro, 2005; Rawlings, 2005; Valencia Lomelí, 2008). They built-

[1] The definition of youth as the population group ranges from 18 to 24 years old corresponds to the category established by the World Bank.

up a new generation of "conditional cash transfer programs", aimed to produce synergies between different individual capabilities (*e.g.* education, training and professional experience). This set of experiences includes representative programs such as: *Programa Jóvenes con Oportunidades*, Mexico; *Programa Nacional de Inclusión de Jóvenes PRO JOVEN*, Brazil; *Programa Avancemos*, Costa Rica; among many others.

In Argentina, youth-oriented capability-building and redistributional measures revived after the 2001-2002 crisis. The national government implemented several youth programs aimed at promoting school retention (*e.g. Jóvenes con Más y Mejor Trabajo, Programa Nacional de Becas del Bicentenario, Programa Nacional de Becas Universitarias, Plan de Finalización de estudios primarios y secundarios*), as well as massive direct employment programs such as *Plan Jefes y Jefas de Hogar Desocupados* (PJyJHD) or *Argentina Trabaja*, where young people had a major participation rate (Neffa and Brown, 2011).

In this context, PROG.R.ES.AR was created by the Decree 84/2014. It is a direct cash transfer program with educational and health responsibility, in line with the design of income policies in Latin America (Skoufias *et al.*, 2001; Soares *et al.*, 2006). It was designed to ensure the recognition and establishment of a new social right for young people: to receive state support in order to achieve reintegration and/or continuity in the educational system, and conducting training experiences and/or qualifying practices at work. In this regard, PROG.R.ES.AR improves and refines the Argentinean new social security (increasingly Bervedigean) paradigm, by extending vulnerable population coverage and complementing other social rights creating policies such as: *Plan Nacional de Inclusión Previsional* (Decree 1454/2005), *Asignación Universal por Hijo para Protección Social* (AUH)[2] (Decree 1602/2009), *Asignación Universal por Embarazo para Protección Social* (AUE) (Decree 446/2011), and *Programa Concectar Igualdad* (Decree 459/2010), among others.

Its main and clearest antecedent is the *Programa Jóvenes con Más y Mejor Trabajo* (JMMT) (Resolution 497/2008) which operates under the aegis of the Ministry of Labor, Employment and Social Security of the Nation. However, PROG.R.ES.AR overcomes JMMT limitations, as its integral design eliminates previous programs hard access restrictions (*e.g.* occupational status) and addresses youth issues from the joint action of various state agencies, which integrate two inter-ministerial committees, the *Executive Committee and Advisory Committee*. The generation of new capabilities in young people (school retention and/or professional formal system) is encouraged

[2] For a comprehensive analysis of the impact of the Universal Child Allowance for Social Protection, see Agis, E., Cañete, C. & Panigo, D. (2013). "El impacto de la asignación universal por hijo en la Argentina", *Serie Empleo, desempleo y políticas de empleo*, 15, 1-75.

in conjunction with: a) the promotion of vocational training, counseling and job placement; b) support on child care services -if needed-; and c) the creation of a network of tutors to increase adherence.

Right holders must comply with the following requirements: a) aged between 18 and 24 years old; b) with own monthly income below the minimum wage (SMVM) -regardless of occupational category-; c) belonging to family groups with monthly incomes below SMVM (excluding the rights holder own income); d) being Argentine native, naturalized, or being resident in the country for 5 years at least; and e) not being beneficiary of any social contribution.

With regard to responsibilities, youth must submit: a) the national identity card; b) a certificate of ongoing education, accredited four times (every year) by public educational institution or training centers: at the enrollment date, and later at March, July and November; c) an annual certificate of health controls; and d) an affidavit, which certifies compliance with the requirements laid down. Additionally, rights holder must: e) fulfill specific (depending on the education level) academic performance requirements; and f) accomplish with an annual evaluation instance to be held in December by the National Social Security Administration (ANSES).

The monetary component of the program is a monthly cash benefit of AR$600 (USD84.55 at January 2014). However, replicating the design of the Asignación Universal por Hijo para Protección Social (AUH), the effective monthly stipend to receive corresponds to 80% of the prescribed amount (*i.e*. AR$480, equivalent to USD67.64) which will be paid through the ANSES standard payment system, while the remaining 20% is subject to the above mentioned annual evaluation. Since the payment is made through debit cards, the program also involves the incorporation of young people into the banking system -mechanism which (in conjunction with a clear defined set of requirements) strongly improves transparency and reduces political clientelism-. Funding will come from funds from the National Treasury annually allocated through the Budget Act.

In the following section, we show how to incorporate these main PROG.R.ES.AR features into consideration for micro simulation purposes about distributional issues.

III. Methodological issues and sources of information

In order to simulate the distributional impact of PROG.R.ES.AR in Argentina, we used INDEC-EPH (Permanent Household Survey) microdata from the last available database (Q2-2013)[3].

[3] Given that the first benefit payment was made in March 2014, the study aims to measure the impact on income distribution that the program would have had if it had been implemented during the second quarter of 2013.

Microsimulation techniques implemented, following the methodology proposed by Bourguignon and Spadaro (2006), have enabled a static evaluation of income distribution effects of the program. Consequently, obtained results should be interpreted as "first round" impacts that, a posteriori, will be influenced by: a) macroeconomic dynamics that determine the distributional "second and further rounds" effects (*e.g.* how young people spend additional income and how it influences the functional income distribution); and b) concomitant economic policies and macroeconomic shocks from different sources.

Finally, and before proceeding with the description of the micro simulation process, it appears necessary to explain some caveats that may influence the accuracy of the estimates:

- The register design and microdata structure of the EPH[4] does not allow to obtain information regarding potential right holders living in separate homes to their parents/guardians. Therefore, compliance with household income requirements cannot be determined in cases in which potential right holders are not living with their parents/guardians.

- The micro simulation operations have been made assuming that there exist some income sources that cannot be officially verified -primarily those associated with unregistered activities-. Nevertheless, in practice, the utilization of income administrative records by the ANSES -that differ from those provided by the survey- would allow the agency to find incomes that we have considered as not verifiable for the present work.

- The EPH would present income under-reporting. Therefore, a proportion of subjects identified as right holders, actually may not be in compliance with both own and family income requirements -as their actual incomes are indeed higher than those reported to the survey-.

Having made the foregoing clarifications, methodology steps used to determine the universe of potential right holders are described below. Subsequently, that universe will allow to assess the expected impact of PROG.R.ES.AR on income distribution through micro simulations.

The initial step was to process the EPH individual database, in order to:

- Create a household identifier to allow the matching with the household database.

- Define non-monetary variables that permit the identification of those people who preliminarily qualify to PROG.R.ES.AR. To do this,

[4] See http://www.indec.mecon.ar/nuevaweb/cuadros/4/EPH_disenoreg_09.pdf.

- ❒ A dummy variable for young people between 18 and 24 years old was created; and
- ❒ According to normative requirements, restrictions on nationality and residence of young people were imposed.

- ❍ Create a verifiable income variable (EPH variable), built from the "amount of total individual income earned in the month of reference", from which the following concepts were deducted:
  - ❒ General not verifiable income[5]; and
  - ❒ Individual not verifiable income for: i) unregistered employees; and ii) patron or self-employed *(cuentapropistas)*[6].
- ❍ Generate the adult equivalent variable, that will allow to build an additional variable of interest to be used in the calculations of the distributive analysis: *family income per adult equivalent*.
- ❍ Create additional dummies in order to identify sub-universes of: a) employees, b) women, and c) people under the age of 18 years old.
- ❍ Complete the initial phase by generating the *qualifies individually* variable. The dummy has value 1 if the young has met the individual requirements for being a right holder and zero otherwise (see Figure 4).

Then, considering previous changes made over the individual database:

- ❍ A new aggregate database was created, with the per household sum or average of the following variables: a) adult equivalent; b) less than 18 years old; and c) employed household members.
- ❍ Also, seven per household aggregate databases were constructed. They provide information about: household head, spouses, child/stepchild, daughters/sons in law, mothers/fathers, other relatives and non-relatives, respectively.

The following stage involved processing the complementary household database corresponding to the same wave of the individual database previously used:

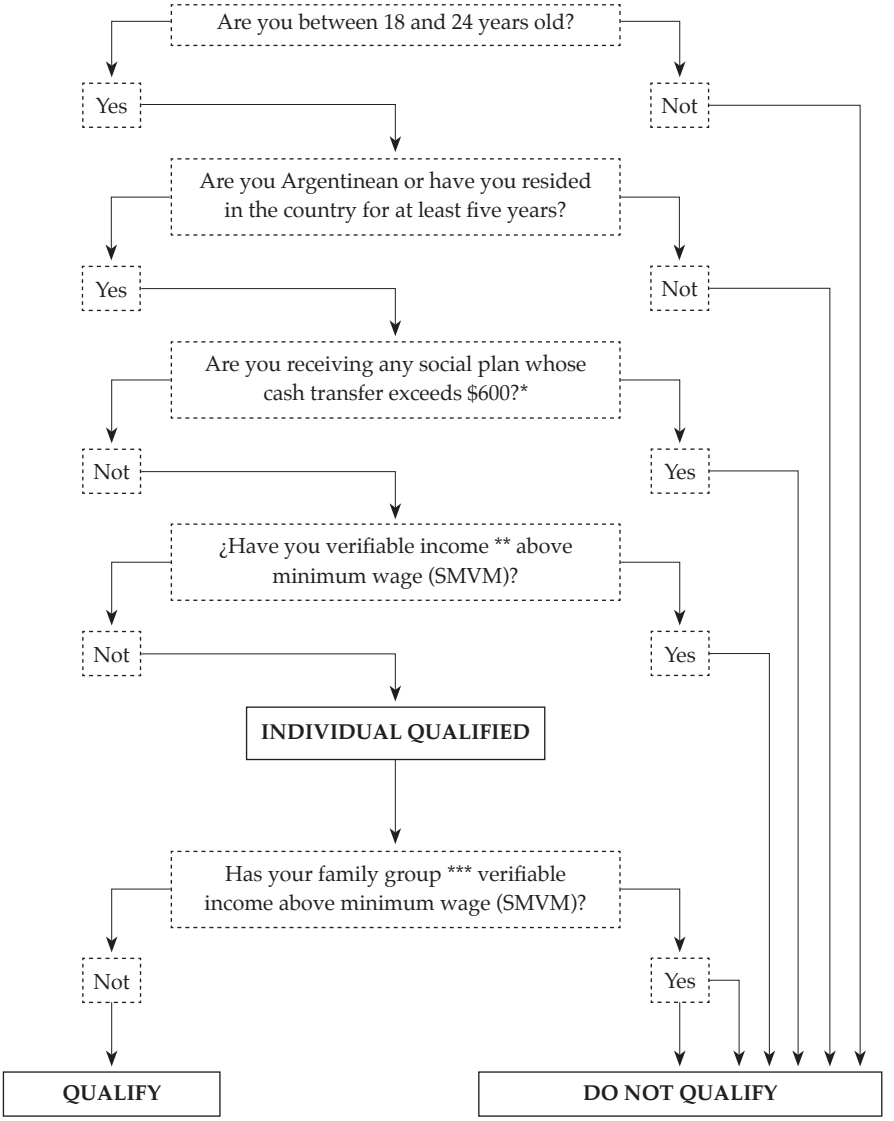
---

[5] In this classification it is assumed that, with the exception of registered worker'wages, retirement pensions and social plans, benefits of legally constituted societies and interests from financial investments, the remaining income sources are not liable to be effectively controlled by the public sector. In addition, in the absence of EPH information in this regard, it is also assumed that the secondary occupation income is not verifiable (*e.g.* hypothesis of an unregistered secondary employment). Finally, although they are verifiable in nature, the following items were not included in this category: a) extraordinary incomes as unemployment insurance compensation (even though this component is not specifically excluded from the calculation in the current legislation); and b) periodic income in concept of complementary annual salary (formally excluded in the Res. 51/2014, Art. 1 - ANSES).

[6] According to INDEC, cuentapropistas can be defined as people who work for its own business or activity and do not employ workers or only employ them seasonally.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 105-126

Figure 4
FLOWCHART, NORMATIVE PROCESS FOR DETERMINING RIGHT HOLDERS OF PROG.R.ES.AR



* If it is lower than $600 (monthly cash transfer per right holder of PROG.R.ES.AR), the individual will choose to stop receiving the alternative plan, otherwise he/she will not apply for the program.

** Verifiable income will vary depending on the individual's occupational category.

*** Analysis of family income excludes the right holder, according to Disc. 84/14, Art 8.

- A household identifier was created for matching purposes.

- Then, aggregate databases created in points 7. and 8. were incorporated into the household database.

Once the changes to the household database were made and saved, the process required a return to the modified individual database (saved after item 6). Later, subsequente changes were implemented:

- Matching the modified individual and household databases (saved at point 10.). Implying that for each household member the same aggregate household information is replicated.

- Generation of the verifiable income of the family group[7] (IVGF) variable, and a dummy that evaluates compliance with the family group income restriction, taking value 1 if it complies with (*i.e*. is lower than a SMVM) and zero otherwise. Then, a new dummy was created in order to identify young people who fulfill individual and family requirements, and therefore qualify to the PROG.R.ES.AR.

- Subsequently, the variable that assigns the monetary component of the program to those who qualify was generated. Two different scenarios were distinguished in an attempt to assign: (a) zero if the young was receiving an alternative allowance greater than $600; and (b) the difference between $600 and the amount perceived, if the alternative program benefit was lower than $600.

- Thereafter, the matched/enlarged individual database was saved and an additional aggregate database per household was created, containing the amounts per household of the variables of points 12. and 13.

- This aggregate database was then incorporated into the modified individual database saved in the previous point.

- Next, *income per adult equivalent* (IAD_EQ) variable was created. Defined as the ratio between the total family income and the number of equivalent adult per household.

- *Total family income 2* (ITF2) variable was built. Created as the sum of total family income (ITF) and the amount of program benefits per household.

- A posteriori, *per capita family income 2* (IPCF2) variable was constructed from the ratio between ITF2 and the number of household members.

[7] It must be remembered that the verifiable income of the family group will vary depending on the family relationship and the characteristics of coexistence of the potential right holder (considering in all cases only the income of individuals older than 17 years old).

- Income *per adult equivalent 2* (IAD_EQ2) variable was also created, specified as the ratio between ITF2 and the number of household equivalent adults.

- Then, outliers were discarded by deleting the 5% extreme values of the *per capita family income*.

- An identification of household income quintiles and deciles was performed, using (IAD_EQ), both at national and regional level.

- Finally, all changes made to the individual database were saved.

Using this matched/enlarged individual database, the expected impact of PROG.R.ES.AR on inequality can be performed by means of different indicators depending on:

- the observed income measure (Feres and Mancero, 2001), taking in all cases ex-ante and ex-post values of:
  - total household income (ITF);
  - per capita family income (IPCF);
  - income per adult equivalent (IAD_EQ); and

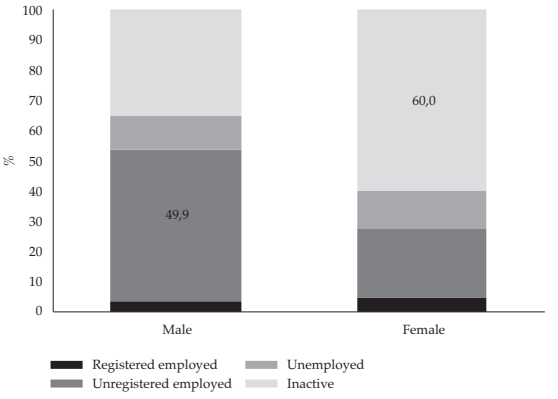
- selected inequality measures (Sen and Foster, 1997; and Haughton and Khandker, 2009), whose sensitivity to income transfers varies according to the particular part of the distribution to be considered:
  - Atkinson Index;
  - Entropy measures;
  - Gini Coefficient;
  - Decile (D10/D1, D6/D1) and quintile (Q5/Q1) ratios.

IV. Empirical Results

As a result of the micro simulation process, the universe of potential right holders was determined. It covers 1.55 million of young people that fulfill all program requirements. On this particular universe, 47% are women.

Firstly, we examine potential right holder performance in the labor market. For male potential right holders the predominant occupational category is unregistered employed (49.9%) whereas most women who qualify do not belong to the economically active population (60%).

Figure 5
DISTRIBUTION OF POTENTIAL RIGHT HOLDERS PROG.R.ES.AR ACCORDING TO OCCUPATIONAL CATEGORY, BY SEX. TOTAL COUNTRY



Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

In second instance, we intended to examine the distribution of potential right holders educational condition: a) a 42.9% was attending an educational institution; and b) - from a gender comparison- our universe of women showed a slightly higher educational attendance rate (45.5% female and 40.6% male).

Afterwards, the joint analysis of youth occupational status and educational condition was performed (see Figure 6). Obtained results indicate that a 61% of potential right holders was in fact studying, working or performing both activities synchronously.

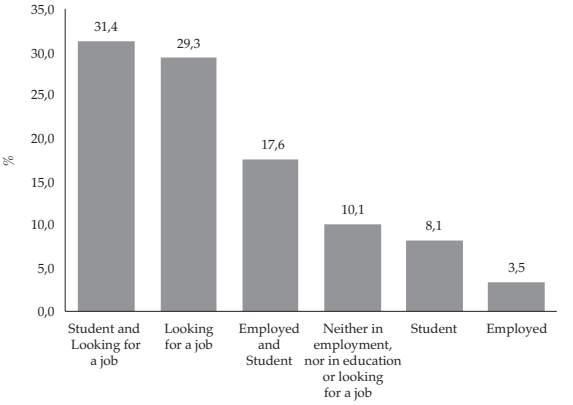
Indeed, of all individuals aged between 18 and 24 years old that were identified as potential right holders, the major sub-group was involved in the formal education system and looking for a job (31.4%), a 29.3% was exclusively looking for a job, and 17.6% were studying and working at the same time. This situation tends to refute, somehow, the extended argument that associates youth with lack of commitment to labor and / or educational activities, through the stigmatizing category of NEET[8] (neither in employment, nor in education or training).

Then, in order to analyze the universe composition according to socioeconomic variables, it was considered a percentage distribution of income by deciles (using household income per adult equivalent as income measure instead of individual income, so that all deciles have the same amount of people but not necessarily the same amount of young people).

Figure 7 exhibits a high absolute and relative concentration of potential right holders in the lower income tail, while the distribution of the total population between 18 and 24 years old revealed a greater proportion of individuals belonging to some

Figure 6

DISTRIBUTION OF POTENTIAL RIGHT HOLDERS OF PROG.R.ES.AR ACCORDING TO OCCUPATIONAL STATUS AND EDUCATIONAL CONDITION (AS % OF TOTAL UNIVERSE OF POTENTIAL RIGHT HOLDERS). TOTAL COUNTRY



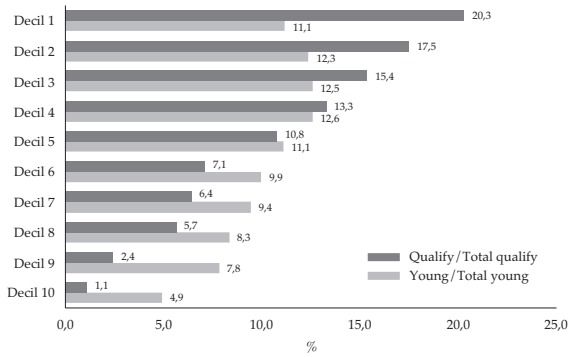
Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

[8] The English acronym 'NEET', from which the Spanish term "Ni-Ni" derives, emerged in the UK in the late eighties to reflect a new way of categorizing young people as a result of certain changes in policy benefits unemployment (Eurofound, 2011). For further analysis, see Saravi (2001).

middle deciles (deciles 3 and 4). In fact, the group of the poorest 40% -at total country level- concentrated near the 70% of those who qualify for the program.

Figure 7

DISTRIBUTION OF YOUNG PEOPLE (RIGHT HOLDERS OF PROG.R.ES.AR AND TOTAL), BY INCOME DECILE -CONSTRUCTED FROM INCOME PER ADULT EQUIVALENT. TOTAL COUNTRY



Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

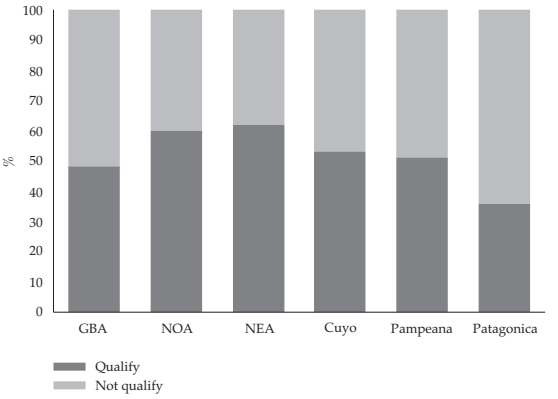
Finally, from a geographical perspective, it was found that regions with the lowest average income per capita of the country present the highest over-representation ratios (defining over-representation as potential right holders in proportion of total young people between 18 and 24 years old living in each region): Northeast (62.3%) and Northwest (60.2%).

With regard to "first round"[9] impacts of PROG.R.ES.AR on income distribution, it is noted that -according to our estimates- the implementation of this conditional cash transfer program in Argentina should involve considerable positive effects.

In fact, we found that inequality would significantly fall among both total population and, primarily, the youth, regardless of the used indicator and the selected income variable (see Figure 9). In quantitative terms, considering the results for the country as a whole and for each of the geographic regions concomitantly, it could be expected a "first round" reduction of inequality that could reach up to 23.5% for total population and 37.7% for the sub-universe of young people.

Figure 8

POTENTIAL RIGHT HOLDERS OF PROG.R.ES.AR AS A PROPORTION OF TOTAL YOUNG PEOPLE, BY REGION

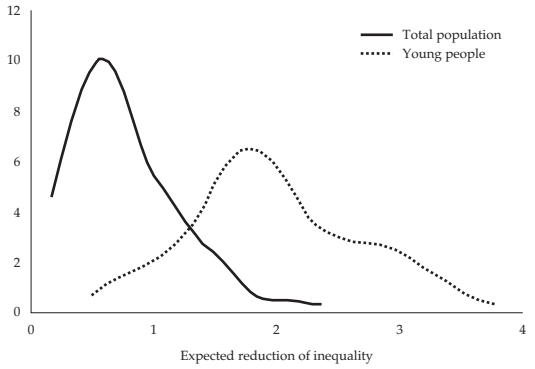


Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

[9] Refer to section *III. Methodological issues and sources of information*.

Figure 9

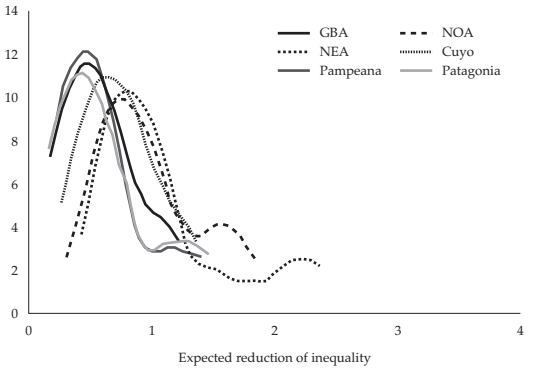
PROG.R.ES.AR AGGREGATED RESULTS (TOTAL COUNTRY AND REGIONS). EPANECHNIKOV KERNEL DENSITIES FOR EXPECTED REDUCTION OF INEQUALITY, (BWIDTH= 0.02)



Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

Figure 10

PROG.R.ES.AR AGGREGATED RESULTS. EPANECHNIKOV KERNEL DENSITIES FOR EXPECTED REDUCTION OF INEQUALITY, BY REGION (BWIDTH= 0.02). TOTAL POPULATION



Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

Thus, the distribution of results by geographic region is presented for both population universes considered. In particular, for total population, Figure 10 exposes that a considerable proportion of results -regardless the region deemed- concentrates around -5% and -10%. However, while Patagonia, Pampeana and GBA regions appear to be associated to moderate potential falls in inequities as a response of the implementation of PROG.R.ES.AR, the distribution of results for NEA, NOA and Cuyo reveals prospective impact on income distribution notable deeper, with maximum expected decreases of 23.55%, 18.53% and 13.57% in turn.

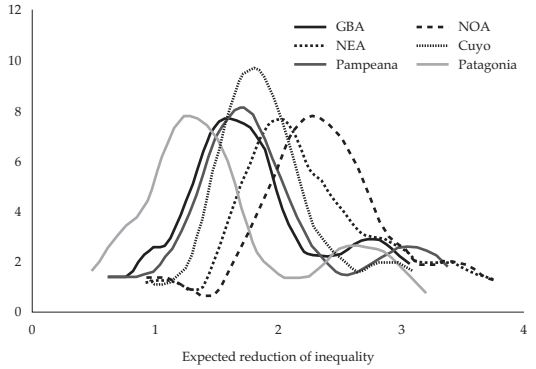
In the case of estimates for young people, firstly it can be seen that the range of expected decline in inequality vary around 20%. Given that this special sub-universe is the one the program is oriented to, it is reasonable that the impact of PROG.R.ES.AR shows a higher result.

In terms of geographic analysis, as in the case of adults, NEA, NOA and Cuyo emerge as the areas that could be most affected by the program. In fact, its implementation could potentially reduce inequality in up to 37.7%, 37% and 31%, respectively. Furthermore, the corresponding distribution to Northwest appears to reflect the most notable impacts, as it is located on the right side of the distributions of outcomes linked to the remaining regions of the country.

Additionally, and consistent with existing literature on distributional issues, we corroborated that

Figure 11

PROG.R.ES.AR AGGREGATED RESULTS. EPANECHNIKOV KERNEL DENSITIES FOR EXPECTED REDUCTION OF INEQUALITY, BY REGION (BWIDTH= 0.02). YOUNG PEOPLE (18 TO 24 YEARS OLD)



Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

the expected decrease in income inequality turned to be more significant for indicators that most heavily weight -in relative terms- income changes at the bottom of the distribution (*e.g.* D10/D1; Atkinson with $\varepsilon = 2$; Entropy Indicators with $\theta = -1$).

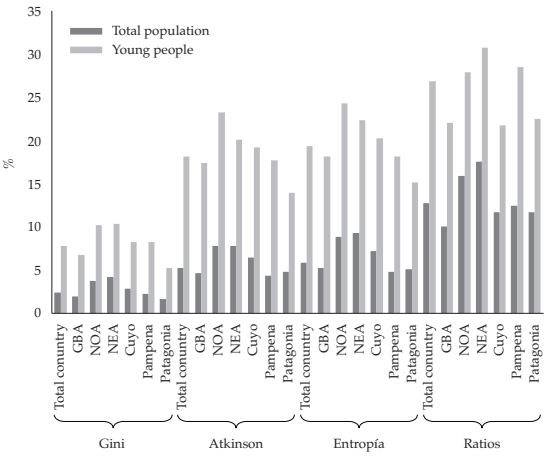
The smaller expected falls in inequalities were associated with the utilization of the Gini Coefficient, while the most significant one was linked to the ratio between the average incomes of the richest 10% and the poorest 10% of the population (Figure 12 and Table 1). This arising heterogeneity generated a greater outcome dispersion for young people, sub-universe for which the range of results exceeds the 24 p.p. (against the range of 12 p. p. obtained for total population).

From a geographical approach, as expected from the overrepresentation ratios (see Figure 8) and kernel analysis (Figures 9, 10 and 11), we inferred that although the implementation of PROG.R.ES.AR could significantly reduce income inequality in all regions, the program most substantial effects will be associated to the poorest regions of the country: the Northeast (NEA) and the Northwest (NOA) (see Tables 2 and 3 below).

Taking into account the total population, in regard to the Gini Coefficient, it is observed that while

Figure 12

EXPECTED REDUCTION OF INEQUALITY AS A RESULT OF PROG.R.ES.AR, BY INEQUALITY INDICATOR. TOTAL POPULATION AND YOUNG PEOPLE (18 TO 24 YEARS OLD). TOTAL COUNTRY (Q2-2013)



Note: For Atkinson Index and Entropy Indicators, we considered total average of results obtained from the multiple values assigned to the inequality aversion parameters, -Atkinson Index with ($\varepsilon = 0{,}5; 1; 1{,}5; 2$) and Entropy Indicators with ($\theta = -1; 0; 1; 2$)-.
Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

the expected reduction of inequality in NOA and NEA reaches 4.0% (IAD_EQ) and 4.4% (IAD_EQ) respectively, in the remaining geographic regions, the prospective falls in inequalities range from a minimum of 1.7% (IAD_EQ, in Patagonia) to 2.9% (IAD_EQ, in Cuyo), denoting a lower remarkable impact of the program.

Nevertheless, the asymmetrical effects on income distribution between less and more developed regions are most noteworthy if the analysis is made through indicators that assign a heavy weight to income changes at the bottom of the distribution, such as D10/D1; Atkinson with $\varepsilon = 2$ and Entropy Indicators with $\theta = -1$. So, in terms

Table 1

PROG.R.ES.AR. EXPECTED REDUCTION OF INEQUALITY, BY INEQUALITY INDICATOR. TOTAL POPULATION AND YOUNG PEOPLE. TOTAL COUNTRY (Q2-2013)

	Variation					
	Total Population			Young People		
INDICATOR	ITF (%)	IPCF (%)	IAD_EQ (%)	ITF (%)	IPCF (%)	IAD_EQ (%)
Gini	-2.18	-2.42	-2.48	-7.60	-7.68	-8.10
Atkinson eps = 0.5	-4.98	-5.40	-5.57	-17.84	-17.34	-18.31
Atkinson eps = 1	-4.53	-5.28	-5.53	-16.92	-16.16	-17.17
Atkinson eps = 1.5	-4.67	-5.48	-5.81	-18.85	-17.53	-18.73
Atkinson eps = 2	-4.47	-5.13	-5.53	-20.85	-19.00	-20.42
Entropy theta = -1	-7.40	-9.31	-9.91	-31.45	-28.90	-30.16
Entropy theta = 0	-5.04	-6.04	-6.32	-18.64	-17.95	-18.94
Entropy theta = 1	-4.11	-4.50	-4.60	-13.92	-13.96	-14.71
Entropy theta = 2	-4.39	-4.38	-4.40	-14.04	-14.35	-15.00
Ratio D10/D1	-13.69	-14.30	-13.81	-27.96	-32.08	-31.59
Ratio D6/D1	-12.60	-13.29	-12.82	-25.55	-29.54	-29.00
Ratio Q5/Q1	-9.40	-9.46	-9.19	-18.50	-21.25	-20.98

Note 1: ITF is the total household income, IPCF is the per capita family income and IAD_EQ is the income per adult equivalent. Values represent the percentage rate of change of the indicators with respect to the values of the original base.

Note 2: For the total population, the largest expected declines in inequality when evaluating through Atkinson eps=0.5 responds to the fact that given that the program is targeted to low income individuals between 18 and 24 years old, when is considered the population as a whole and the indicator heavily weighted the bottom of the distribution, there is still a significant amount of people that is intensely weighted by the indicator but is not experimenting any change in their income levels, implying that the reduction of inequalities for the aggregate is dimmed.

Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

of the D10/D1 ratio –for the total population universe–, the income gap between the richest and poorest 10% of the population in Northeast and Northwest regions would, in average[10], potentially decrease a 23.3% and a 18.3%, respectively; while in the case of Cuyo -the third region in terms of over-representation ratios analysis-, the expected fall in inequality as a consequence of the implementation of PROG.R.ES.AR would be 10 percentage points (p.p) lower (see Table 2).

On the other hand, if the analysis focuses on the population sub-universe of young people (see Table 3), the results follow the same pattern: when taking into account the outcomes related to the Gini Coefficient, we find that the program would involve a decrease in inequalities of 10.8% in NOA (IAD_EQ) and 9.7% in NEA (IAD_EQ). In addition, this potential reduction of inequalities accounts for a 8.3% in Cuyo and a lower 5.7% in Patagonia.

However, if we analyze the eventual impact of PROG.R.ES.AR on inequality through the indicator that gives a strong weight to income transfers at the bottom of the distribution, D10/D1, it can be seen that -considering the average of expected falls linked to the three measured income variables- in NOA the expected reduction of inequality reaches an average of 37%, and an average of 31.7% in NEA. But the effects of the program in Cuyo are almost as significant as those associated to the two most backward regions, showing a similarity to the magnitude of potential impact in the remaining regions (see Table 3). This phenomenon could answer to the fact that youth represent the target population group.

V. Final Considerations

It has been well and broadly documented that young people are one of the most vulnerable population sub-groups worldwide. Trying to break the intergenerational cycle of poverty related to youth social exclusion, many Latin-American countries have implemented different sets of public policies aimed to widen social rights (Cecchini y Martínez, 2011; Rofman y Oliveri, 2011).

Argentina has not been an exception, especially from 2005 onwards, with a number of measures that partially shifted the social security paradigm from Bismarckian to Beveridgean principles (Panigo, Médici and Dvoskin, 2011).

Within this general framework, the creation of PROG.R.ES.AR promotes the strengthening of this new paradigm through the following objectives:

- To obtain a more equitable income distribution by means of new social rights;

[10] Considering the three income measures evaluated: the total household income, the per capita family income and the income per adult equivalent.

Table 2

PROG.R.ES.AR. EXPECTED REDUCTION OF INEQUALITY, BY INEQUALITY INDICATOR. TOTAL POPULATION AND YOUNG PEOPLE. TOTAL COUNTRY (Q2-2013)

	Total population - variation, %								
	GBA			NOA			NEA		
Indicator	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**
Gini	-1.7	-2.1	-2.1	-3.1	-4.0	-4.0	-4.2	-4.2	-4.4
Atkinson eps = 0.5	-4.0	-4.7	-4.8	-6.5	-7.8	-8.0	-8.4	-8.7	-9.1
Atkinson eps = 1	-3.8	-4.8	-5.0	-6.7	-8.3	-8.6	-7.4	-8.1	-8.6
Atkinson eps = 1.5	-4.0	-5.1	-5.4	-6.9	-8.5	-8.9	-6.8	-7.9	-8.4
Atkinson eps = 2	-4.1	-5.1	-5.5	-6.8	-8.6	-9.2	-5.8	-7.1	-7.8
Entropy theta = -1	-6.6	-9.1	-9.6	-10.3	-13.7	-14.5	-9.7	-12.4	-13.2
Entropy theta = 0	-4.2	-5.5	-5.7	-7.4	-9.3	-9.6	-8.3	-9.3	-9.8
Entropy theta = 1	-3.4	-4.0	-4.0	-6.2	-7.4	-7.5	-7.7	-7.8	-8.2
Entropy theta = 2	-3.6	-3.8	-3.8	-6.3	-7.1	-7.2	-8.5	-8.2	-8.4
Ratio D10/D1	-11.5	-12.2	-11.7	-18.3	-18.5	-18.2	-23.5	-23.5	-22.9
Ratio D6/D1	-10.5	-11.4	-10.9	-16.0	-16.3	-16.0	-21.1	-20.9	-20.4
Ratio Q5/Q1	-8.1	-7.9	-7.7	-14.0	-13.5	-13.1	-14.7	-15.3	-14.9
	Cuyo			**Pampeana**			**Patagonia**		
Indicator	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**
Gini	-2.6	-2.8	-2.9	-2.1	-2.3	-2.4	-1.7	-1.6	-1.7
Atkinson eps = 0.5	-5.3	-6.0	-6.2	-5.2	-5.3	-5.6	-4.9	-4.7	-4.9
Atkinson eps = 1	-5.3	-6.3	-6.6	-4.0	-4.3	-4.7	-4.0	-3.9	-4.2
Atkinson eps = 1.5	-5.6	-6.9	-7.2	-4.0	-4.2	-4.6	-4.8	-4.6	-5.0
Atkinson eps = 2	-6.3	-7.7	-8.0	-3.3	-3.1	-3.5	-5.3	-5.0	-5.7
Entropy theta = -1	-9.3	-12.0	-12.4	-5.9	-5.9	-6.6	-9.8	-9.5	-10.7
Entropy theta = 0	-5.8	-7.1	-7.3	-4.4	-4.9	-5.3	-4.5	-4.5	-4.8
Entropy theta = 1	-5.1	-5.4	-5.5	-3.6	-3.9	-4.1	-2.8	-2.8	-2.9
Entropy theta = 2	-5.4	-5.2	-5.2	-4.0	-4.2	-4.3	-3.0	-2.9	-2.9
Ratio D10/D1	-13.6	-13.3	-13.0	-12.9	-14.1	-13.6	-13.1	-14.7	-14.5
Ratio D6/D1	-11.6	-11.0	-10.9	-12.3	-13.4	-12.9	-12.5	-14.3	-14.1
Ratio Q5/Q1	-9.5	-9.3	-9.1	-8.1	-8.8	-8.5	-6.7	-7.4	-7.3

Note 1: ITF is the total household income, IPCF is the per capita family income and IAD_EQ is the income per adult equivalent. Values represent the percentage rate of change of the indicators with respect to the values of the original base.
Note 2: For the total population, the largest expected declines in inequality when evaluating through Atkinson eps=0.5 responds to the fact that given that the program is targeted to low income individuals between 18 and 24 years old, when is considered the population as a whole and the indicator heavily weighted the bottom of the distribution, there is still a significant amount of people that is intensely weighted by the indicator but is not experimenting any change in their income levels, implying that the reduction of inequalities for the aggregate is dimmed.
Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 105-126

Table 3

PROG.R.ES.AR EXPECTED REDUCTION OF INEQUALITY, BY INDICATOR AND GEOGRAPHIC REGION. YOUNG PEOPLE (18 TO 24 YEARS OLD; Q2-2013)

	Total population - variation, %								
	GBA			NOA			NEA		
Indicator	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**
Gini	-6.2	-6.8	-7.0	-9.5	-10.5	-10.8	-12.2	-9.3	-9.7
Atkinson eps = 0.5	-15.4	-15.7	-16.3	-20.4	-20.7	-21.5	-24.7	-20.1	-20.6
Atkinson eps = 1	-15.4	-15.6	-16.3	-22.1	-22.0	-22.8	-22.6	-17.7	-18.2
Atkinson eps = 1.5	-17.7	-17.5	-18.4	-24.1	-23.7	-24.6	-22.6	-18.1	-18.5
Atkinson eps = 2	-20.1	-19.5	-20.7	-26.3	-25.9	-27.0	-22.2	-18.2	-18.7
Entropy theta = -1	-30.0	-29.8	-30.9	-37.0	-35.4	-36.3	-32.7	-26.9	-27.1
Entropy theta = 0	-16.8	-17.3	-18.0	-24.0	-23.9	-24.6	-24.7	-19.6	-20.1
Entropy theta = 1	-12.0	-12.7	-13.1	-18.6	-19.3	-20.1	-21.3	-17.1	-17.6
Entropy theta = 2	-11.9	-12.4	-12.7	-17.5	-18.8	-19.7	-22.3	-19.6	-20.1
Ratio D10/D1	-25.5	-28.4	-27.7	-30.3	-32.4	-32.5	-35.4	-37.7	-37.2
Ratio D6/D1	-22.8	-25.8	-25.0	-26.4	-28.3	-28.5	-30.3	-31.6	-31.1
Ratio Q5/Q1	-16.2	-18.0	-17.8	-22.9	-24.6	-24.6	-23.5	-27.1	-26.7
	Cuyo			Pampeana			Patagonia		
Indicator	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**	**ITF**	**IPCF**	**IAD_EQ**
Gini	-8.6	-7.7	-8.3	-8.2	-7.9	-8.8	-4.9	-5.2	-5.7
Atkinson eps = 0.5	-17.4	-17.3	-18.5	-20.0	-19.3	-21.3	-13.6	-13.5	-14.5
Atkinson eps = 1	-16.6	-16.8	-17.9	-16.5	-14.6	-16.6	-12.4	-11.5	-12.4
Atkinson eps = 1.5	-18.5	-19.0	-20.0	-18.3	-15.3	-17.5	-15.3	-12.9	-13.9
Atkinson eps = 2	-21.9	-22.3	-23.0	-20.3	-16.0	-18.5	-18.2	-14.1	-15.6
Entropy theta = -1	-30.8	-30.9	-31.0	-30.9	-23.5	-26.3	-32.1	-24.7	-26.3
Entropy theta = 0	-18.2	-18.3	-19.3	-18.2	-16.0	-18.0	-14.1	-13.2	-14.0
Entropy theta = 1	-14.9	-14.7	-15.6	-13.7	-13.2	-14.7	-8.6	-9.1	-9.8
Entropy theta = 2	-15.6	-15.5	-16.3	-14.6	-14.9	-16.2	-9.0	-9.7	-10.3
Ratio D10/D1	-24.5	-27.1	-27.1	-29.0	-33.9	-33.3	-22.6	-28.3	-28.3
Ratio D6/D1	-19.7	-20.5	-20.7	-27.4	-31.6	-31.2	-21.5	-27.1	-27.1
Ratio Q5/Q1	-17.3	-18.6	-18.4	-17.6	-21.1	-20.7	-12.9	-16.5	-16.5

Note 1: ITF is the total household income, IPCF is the per capita family income and IAD_EQ is the income per adult equivalent.
Source: Own estimates based on EPH-INDEC (Q2-2013).

- To generate new capabilities among vulnerable individuals; and

- To expand aggregate demand through greater progressivity of social investment.

The main contribution of this paper has been to provide, to our knowledge, the first prospective evaluation of the PROG.R.ES.AR potential impact on income distribution.

Using INDEC-EPH data for the second quarter of 2013 and applying a micro-simulation methodology (inspired by Bourguignon and Spadaro, 2006), the expected "first round"[11] effects indicate that the PROG.R.ES.AR could:

- Have more than one and a half million of potential right holders, universe that represents a 51.1% of all individuals in the age range of 18 to 24 years old.

- Be characterized by an adequate level of targeting on the most vulnerable sectors, because: a) the group of the poorest 40% -total country- concentrated near the 70% of those who qualify for the program; and b) regions with the greatest relative representation (youth who qualify as a proportion of total young people in each region) are also the most backward in terms of average per capita income.

- Inject up to $10,600 million annually to boost aggregate demand, conditional on the final degree of youth program adherence.

- Generate, in static terms, a reduction of income inequality of up to 14.3% for the whole population (total country), depending on the indicator and the inequality aversion parameter considered.

- Decrease young people inequities up to a 32.1% (again, for total country figures and depending on the indicator examined).

- Affect much more intensively income distribution in the poorest regions of the country, with youth inequality reductions higher than 37% in both, the Northeast (NEA) and the Northwest (NOA) regions of the country.

Notwithstanding, there is still a caveat to emphasize. The final impact of the program in terms of scope and progressiveness will crucially depend on auxiliary search mechanisms that the Argentine government should promote. Such mechanisms play a central role in ensuring that young people

[11] The overall distributive impact will also depend on: 1) the final level of youth adherence to the program; 2) macroeconomic dynamics that determine the distributive effects of "second and further rounds"; and 3) concomitant macroeconomic shocks.

who meet all program requirements and have not been registered yet (to May 2014), were able to do so in the short term. Efforts in this sense would strongly contribute to the consolidation of an increasingly Beveridgean Social Security System, as PROG.R.ES.AR extends previous social rights created by the *Asignación Universal por Hijo para Protección Social* (Decree 1602/09) and the *Asignación Universal por Embarazo para Protección Social* (Decree 446/11) to young-adults aged 18 and 24 years old.

Bibliografía

Agis, E., Cañete, C. & Panigo, D. (2013). "El impacto de la asignación universal por hijo en la Argentina", *Serie Empleo, desempleo y políticas de empleo*,15,1-75.

Aigner, D. & Heins, A. (1967). "A Social Welfare View of the Measurement of Income Inequality", *Review of Income and Wealth*, 13 (1), 12-25.

Atkinson, A. (1970). "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, 2(3), 244-263.

Beveridge, W. (1942). *Social insurance and allied services*, Report submitted to the British Parliament - HMSO. London.

Bourguignon, F., Ferreira, F. & Leite, P. (2003). "Conditional cash transfers, schooling, and child labor: Micro-simulating Brazil's Bolsa Escola program", *The World Bank Economic Review*, 17(2), 229-254.

Bourguignon, F. & Spadaro, A. (2006). "Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies", *The Journal of Economic Inequality*, 4 (1), 77-106.

Campano, F. & Salvatore, D. (2006). *Income distribution*. Oxford: Oxford University Press.

Cecchini, S., & Martínez, R. (2011). Protección social inclusiva en América Latina. *Una mirada integral, un enfoque de derechos*. Santiago de Chile: CEPAL.

Champernowne, D. & Cowell, F. (1998). *Economic inequality and income distribution*. Cambridge: Cambridge University Press.

Cowell, F. (1995). *Measuring inequality*. London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

Dalton, H. (1920). "The Measurement of the Inequality of Incomes", *Economic Journal*, 30 (119), 348-361.

Eurofound (2011). "Los jóvenes y los «NiNi» en Europa: primeras conclusiones". *Fundación Europea para la Mejora de las Condiciones de Vida y de Trabajo*, 72, 1-8.

Feres, J. & Mancero, X. (2001). Enfoques para la medición de la pobreza: breve revisión de la literatura. Santiago de Chile: CEPAL.

Freeman, R. B., & Wise, D. A. (1982). The Youth Labor Market Problem: Its Nature Causes and Consequences. In *The youth labor market problem: Its nature, causes, and consequences* (pp. 1-16). Chicago: University of Chicago Press.

Haughton, J. & Khandker, S. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*. Washington DC: World Bank.

Jacinto, C. (2008). "Los dispositivos recientes de empleo juvenil: institucionalidades, articulaciones con la educación formal y socialización laboral", *Equidad en el Trabajo*, 4(6), 123-142.

Neffa, J. & Brown, B. (2011). "Políticas públicas de empleo III. 2002/2010", *Serie Empleo, desempleo y políticas de empleo*, 7, 1-122.

Niall, O. (2001). *Youth unemployment and employment policy: a global perspective*. Munich: University Library of Munich.

OIT (2013). *Tendencias Mundiales del Empleo Juvenil 2013. Una generación en peligro*. Oficina Internacional del Trabajo. Ginebra: OIT.

Panigo, D., Médici, F. & Dvoskin, N. (2011). "La seguridad social en la posconvertibilidad: de privilegios a derechos universales", *Voces en el Fenix*, 6, 62-67.

Pérez, P. (2012). "Los jóvenes argentinos y la "imprevisibilidad" de sus trayectorias laborales". In *The Second ISA Forum of Sociology. (August 1-4, 2012)*. Isaconf. Buenos Aires.

Pérez, P. (2009). Desigualdad social e inserción laboral de jóvenes en el periodo posconvertibilidad, Retrieved from: http://www.ceil-conicet.gov.ar/divulgacion/articulo-del-mes/desigualdad-social-e-insercion-laboral-de-jovenes-en-el-periodo-posconvertibilidad-pablo-perez/ /

Pérez, P. (2007). "El desempleo de los jóvenes en Argentina. Seis hipótesis en busca de una explicación". *Revista Estudios del Trabajo*, 34, 79-116.

Rawlings, L. (2005). "A new approach to social assistance: Latin America's experience with conditional cash transfer programmes", *International Social Security Review*, 58 (2-3), 133-161.

Rofman, R., & Oliveri, M. (2011). *La cobertura de los sistemas previsionales en América Latina: conceptos e indicadores*. Buenos Aires: Banco Mundial.

Saravi, G. (2001). "Entre la evasión y la exclusión social: jóvenes que no estudian ni trabajan", *Nueva Sociedad*, 190, 71-85.

Sen, A. & Foster, J. (eds.) (1997). *On economic inequality*. New York: Oxford University Press.

Skoufias, E., Parker, S., Behrman, J. & Pessino, C. (2001). "Conditional cash transfers and their impact on child work and schooling: Evidence from the Progresa program in mexico" [with comments], *Economia*, 1, 45-96.

Soares, F., Soares, S., Medeiros, M. & Osório, R. (2006). "Cash transfer programmes in Brazil: impacts on inequality and poverty", UNDP International Poverty Center, 21, 1-30.

Valencia Lomelí, E. (2008). "Conditional Cash Transfers as Social Policy in Latin America: An Assessment of their Contributions and Limitations", *Annual Review of Sociology, 34*, 475-499.

Villatoro, P. (2005). "Conditional cash transfer programmes: experiences", *Cepal Review, 86*, 83-96.

Weller, J. (2006). "Inserción laboral de jóvenes: expectativas, demanda laboral y trayectorias", *Boletín RedEtis*, (5), 1-6.

Weller, J. (2007). "La inserción laboral de los jóvenes: características, tensiones y desafíos", *Revista de la CEPAL, 92*, 61-82.

Weymark, J. (1981). "Generalized Gini inequality indices", *Mathematical Social Sciences*, 1(4), 409-430.

La inflación en Panamá (2006-2012): Un estudio descriptivo y econométrico

Eloy Fisher*

Abstract

This document provides an econometric model of Panama's inflation over the past six years. To that end, we unbundle the observed consumer price index and build a measure of root inflation which excludes volatile elements. Our models support that the underlying elements to inflation in Panama are, on average, stable. However, we also found that Panamanian inflation is highly elastic to local and international circumstances. These exogenous movements cause heightened levels of root inflation, especially if these are driven by international or local price shocks or sudden changes in government deficit which overheat the economy. In the present context, these factors could open unstable inflationary dynamics over the short and medium run.

Resumen

Este documento ofrece un modelo para el estudio de la inflación panameña para los ultimos seis años. Desagrega el índice de precios al consumidor y lo coteja con una medida construida de inflación raíz que excluye elementos volatiles. Los modelos econométricos sustentan que los elementos subyacentes a la inflacion en Panamá son, en promedio, estables. También encuentran que la inflación en Panamá, al ser una pequeña economía abierta dolarizada, es muy elástica a situaciones locales e internacionales. Cambios súbitos de precio en algunos insumos cotizados en mercados internacionales o locales (como alimentos) o choques en el déficit fiscal que recalientan la economía pueden ocasionar incrementos en los niveles de inflación, en especial la inflación raíz. En un contexto propicio, estos factores tienen la posibilidad de causar dinámicas inestables en la inflación local a corto y mediano plazo.

Keywords: Inflation, Panama, Dollarization
Palabras clave: Inflación, Panamá, Dolarización
Clasificación JEL: E3, E31, N1, C32

Primera versión recibida el 1 de abril de 2014; versión final aceptada el 5 de julio de 2014
Coyuntura Económica. Vol. XLIV, No. 2, Diciembre de 2014, pp. 127-147. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

* Correo electrónico fishe248@newschool.edu. Eloy Fisher es panameño, docente e investigador asociado a la Universidad Católica Santa Maria La Antigua de Panamá. El autor agradece al Instituto de Estadística y Censo de la Contraloría General de la República, al Sr. Hernán Arboleda y al Ministerio de Economía y Finanzas de Panamá, a un evaluador externo y especialmente al Profesor Rogelio Valenzuela, al Profesor Rolando Gordón y a los demás participantes de la Jornada de Actualización 2014 de la Facultad de Economía en la Universidad de Panamá. Todos los errores y omisiones en el documento son responsabilidad exclusiva del autor.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 127-147

I. Introducción

Este documento pretende explicar el desarrollo y las causales de la inflación panameña en los últimos seis años a partir de datos disponibles entre el 2003 y el 2012 y deslindar el origen de la aceleración actual de la inflación. La inflación panameña se acelera desde el 2004. Una tasa de crecimiento que promedia 7% desde entonces contrasta con la experiencia entre 1990 y el 2004, cuando el promedio nacional se mantuvo alrededor de un 5% - de acuerdo a cifras del Fondo Monetario Internacional (en adelante FMI). Este dinamismo económico propició una reducción inédita en el desempleo, de un 13 a 5% entre el 2000 y el 2012. Así, un crecimiento por encima del potencial, un mercado laboral estrecho, picos de precios recientes en materia alimentaria y un déficit fiscal problemático fueron factores que se conjugaron en la determinación de un panorama inflacionario que hoy gradualmente se estabiliza.

A nivel metodológico, el documento desagrega la medida oficial de la inflación panameña (el IPC, o índice de precios al consumidor) y la coteja con una medida construida de inflación raíz (o subyacente) que excluye elementos volátiles (*i.e.* gastos en alimentos y aquellos relacionados al transporte, especialmente el combustible). Esto busca constatar si las presiones endógenas (producto de la dinámica propia de las expectativas inflacionarias) y exógenas (a causa de efectos locales del déficit fiscal, efectos de picos de precios en los mercados locales e internacionales, y otras causales, como la depreciación del dólar) son estables. El modelo y los resultados sustentan que los elementos subyacentes a la inflación panameña permanecen estables. No obstante, producto de su singular posición como una pequeña economía abierta dólarizada, el modelo encuentra que la inflación en Panamá es muy elástica a choques locales o internacionales de precios.

A partir del modelo, se sugiere que choques exógenos ocasionan incrementos en los niveles de inflación raíz, especialmente si provienen de choques en el déficit fiscal, o choques en precios de bienes primarios a nivel local o internacional. En el presente contexto, estos movimientos corren el riesgo de causar dinámicas inestables en la inflación a corto y mediano plazo.

El documento esta estructurado de la siguiente forma: tras esta breve introduccion, la segunda sección presenta algunas generalidades de la inflación en Panamá, una economía dólarizada desde 1904. La tercera sección presenta puntos descriptivos de la inflación en Panamá, y describe y explica el modelo empírico y los datos utilizados en la estimación. La cuarta sección recoge los resultados del modelo, las pruebas de calidad y de robustez. Asimismo, esta sección presenta el análisis de los resultados, algunos pronósticos y discute brevemente las implicaciones y limitaciones del modelo. La quinta y última sección presenta las conclusiones.

II. Generalidades de la inflación y del desempeño macroeconómico en Panamá

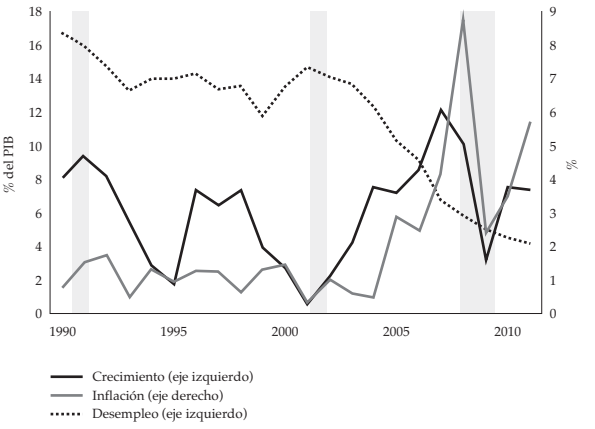
Salvo por episodios muy particulares, la inflación en Panamá no constituye un problema persistente, tal como ocurre en el resto de América Latina. La historia económica panameña (Acosta, 2004) reconoce aumentos en la inflación tras 1971 (cuando EEUU cerro la ventana de descuento oro-dólar y con ello, permitió al dólar flotar en los mercados internacionales), y especialmente durante los picos inflacionarios que se sucedieron en 1972 y 1977 con los choques petroleros derivados de los conflictos en el Medio Oriente e Irán. Panamá es un importador neto de combustible, lo que incide en su sensibilidad a choques en precios del petróleo y derivados. No obstante, en los albores de "la década pérdida" la inflación rápidamente se estabilizó a tendencias históricas.

Tras la crisis economica del 2008-2009, Panamá sufrió una corrección en su crecimiento de casi 7 puntos porcentuales en el 2009, pero no tardó en recuperar terreno con un crecimiento económico del 8% en el 2010. El dinamismo económico a consecuencia del inicio de la expansión de El Canal de Panamá y el aumento de la inversión privada (que de acuerdo al FMI alcanzaron un 30 y un 26,5% del PIB respectivamente) permitieron al país alcanzar cifras de desempleo inéditas en la historia reciente (alrededor del 5%) y con ello, situarse como el país de mayor crecimiento en la región en el 2011 y uno con los de mayores proyecciones a futuro.

Como aparece en el Gráfico 1, vemos que a pesar de la corrección en los niveles de crecimiento durante la crisis, el desempleo continuó su tendencia a la baja. La combinación de un contexto laboral estrecho y altos niveles de crecimiento e inversión, conjugados a una recalibración tributaria (a fin de aumentar la recaudación fiscal) incidieron en aumentos en la inflación observada y motivó solicitudes de cautela por parte de organismos internacionales. Hoy aquellos retos permanecen soterrados producto de las tribulaciones economicas en Europa.

Un nutrido grupo de economistas insiste que la relativa estabilidad en el nivel de precios, a pesar de las amenazas que presenta la economía global, se debe a la *dólarización* (Barletta, 2004; Goldfajn

Gráfico 1
CRECIMIENTO, INFLACIÓN Y DESEMPLEO EN PANAMÁ (1990-2011)



Fuente: World Economic Outlook, Fondo Monetario Internacional.

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 127-147

y *et al.*, 2001; Moreno-Villalaz, 1999; Salvatore, 2001). Mediante un convenio con EEUU, Panamá dolariza su economía en 1904, si bien el país constitucionalmente mantiene que no existe moneda de curso forzoso[1]. Mas que una legalidad, el dólar en Panamá es una realidad que actua como una camisa de fuerza a los niveles de precios domésticos y reduce los costos asociados al mantenimiento y defensa del regimen flotante, y propician mayor apertura al comercio, transparencia e integracion financiera. De acuerdo a Nicolas Ardito Barletta (Barletta, 2004):

> El sistema monetario dolarizado ha dado una gran estabilidad al nivel general de precios, casi sin inflación, lo cual se compara muy favorablemente con [las] grandes inflaciones de la mayoría de los países latinoamericanos... En efecto, el gobierno no puede financiar sus déficits con emisión monetaria porque no hay banco central. Tiene que financiarlos con deuda interna y externa, lo cual pone un límite al nivel de déficit sostenible y evita un aumento de circulante que no puede ser compensado en el mercado interno por importaciones, como medio para disipar presiones inflacionarias del gasto.

No obstante, existen posiciones encontradas sobre si la dolarizacion es una condición *necesaria y suciente* para garantizar la disciplina fiscal. El estudio de Goldfajn *et al.* (2001), quizas el más profundo sobre la materia en lo atinente a las circunstancias de Panamá, concluye que en el caso panameño "la dolarización no garantiza disciplina fiscal, y la eliminación del riesgo cambiario no precluye riesgo de *default* o la alta volatilidad de los *spreads* de deuda soberana" tal como ocurrio entre 1980 y 1996 (situacion que mejoró tras el plan de ajuste que tuvo lugar entre 1994 y 1996). A partir de estudios anteriores suscritos por Edwards y Losada (1994) para Guatemala y Honduras (países que mantuvieron regímenes cambiarios fijos entre 1926-1986 y 1918-1990 respectivamente), Goldfajn *et al.* confirman que si bien la dolarización (como un régimen de cambio fijo al extremo) impone limitaciones al desempeño macroeconómico para países pequeños, aquellas limitaciones no son suficientes para evitar picos de inflación, crisis de balanza de pagos, o incluso problemas con respecto al pago de la deuda externa a causa de déficit fiscales persistentes.

No obstante, los autores reconocen que el control de la inflación en Panamá es *impresionante*, parcialmente producto de su apertura financiera, que mantiene tasas de interes en Panamá con tendencias a la baja y por debajo del resto de los países latinoamericanos. Otro canal internacional inflacionario que recibe menos atención es la cuenta

[1] Constitución de la República de Panamá, Artículo 262.

corriente. Panamá es un importador neto de mercancías, así que encarecimientos de las importaciones y devaluaciones en el valor del dólar merman la capacidad adquisitiva del consumidor panameño en los mercados internacionales. Históricamente la brecha en cuenta corriente que sostiene el país alcanza alrededor de un 6% del Producto Interno Bruto a precios constantes, hecho que magnifica el efecto relativo de las presiones que existen sobre el dólar a nivel internacional. Con una estructura productiva volcada al sector de servicios, tras una devaluación del dólar, Panamá es incapaz de generar una compensación en cuenta corriente que incremente de manera suficiente el volumen de exportaciones y con ello, permita captar un mayor volumen de divisas.

Vista esta batería de situaciones, desenmara~nar las races macroeconomicas de la inflación en Panamá se convierte en un ejercicio dable y necesario. Lo anterior implica deslindar los efectos atribuibles a los efectos cambiarios, del aumento de precios de materias primas a nivel internacional y de aquellos efectos locales producto el gasto público.

A. Modelos sobre inflación

Existen muchos modelos para el estudio y comprensión de la inflación. Sobre el particular, Edwards y Losada, y Goldfajn *et al.* (Edwards y Losada, 1994; Goldfajn *et al.*, 2001) realizaron algunas estimaciones con especial relevancia al caso panameño. Asimismo, existen varios estudios empíricos que intentan estimar la inflación reciente en Panamá con motivo de la ampliación del canal interoceánico y otros cambios de políticas públicas INDESA (2007). A un nivel más general, otras investigaciones buscan atestiguar la dinámica entre inflación raíz subyacente e inflación observada tras choques de precios exógenos, tal como ocurre en la pieza de Cecchetti y Moessner (2008), y otros trabajos que buscan estudiar la inflación a través de modelos VAR que dependiendo de su complejidad, imponen algunas restricciones estructurales (como Mehra y Herrington (2008)).

Utilizando métodos econométricos de series de tiempo, Edwards y Lozada encontraron que el sistema de regímenes cambiarios fijos funcionó muy bien en Guatemala y Honduras, pero que aquello no impidió los efectos inflacionarios tras los choques en los precios del petróleo, y las crisis de balanza de pagos. De acuerdo a estos autores, la adopción de un sistema cambiario fijo no garantiza estabilidad si se permite al país incrementar su deuda externa, es más, el documento propone que no fue óptimo para ambos países mantener un sistema de cambio fijo durante los choques a finales de los 70s y principios de los 80s.

Usando métodos similares, Goldfajn *et al.* utilizan una batería de modelos de vectores autorregresivos (VAR) que analizan el efecto de un choque en las variables domésticas y las dinámicas resultantes (Goldfajn *et al.*, 2001). Goldfajn *et al.* utilizaron datos mensuales en niveles

entre 1994 y 1999. Como variables domésticas incluyeron la tasa de cambio real, la tasa de interés nominal y el nivel de actividad económica. Como factores externos, utilizan el índice de bonos de mercados emergentes de JP Morgan (que representa un índice de confianza en la region y un *proxy* para el costo externo de fondeo), y un índice de producción industrial para los países industrializados.

En el modelo, encontraron que un choque negativo en la variable de confianza produce en Panamá un efecto signicativo y negativo en la tasa de cambio real, lo que deprecia y disminuye el nivel de precios en términos reales. Tras un horizonte de veinticuatro meses, 34% de la varianza de la tasa de cambio real es explicada por el índice de confianza, y un 17% de la varianza en el nivel de la actividad económica.

La firma consultora INDESA (INDESA, 2007) realizó un ejercicio econométrico con datos anuales que incluyó efectos inerciales, efectos de comercio exterior y de la brecha entre Producto Interno Bruto (en adelante PIB) actual y potencial para determinar el impacto de la ampliación en los niveles de inflación en el país. Los resultados arrojaron que por cada aumento de un 1% de inflación en un año, el año posterior captura un 0,36% de ese aumento. Por otro lado, la inflación norteamericana del año en curso, por cada 1% de aumento del índice de precios al consumidor (en adelante IPC) de los Estados Unidos, el IPC panameño aumenta en un 0,21 %. Finalmente, la inflación interna también tiene un componente de "recalentamiento": por cada 1% de crecimiento anual de la economía superior al potencial, los precios suben alrededor de 3,6 puntos respecto a la situación en que la economía creciera cónsona al potencial productivo. No obstante, la poca cantidad de datos es incentivo para estudios mas profundos (ya que la estimación utiliza 25 datos anuales).

Por otro lado, a un nivel mas general, Cecchetti y Moessner (2008) utilizaron una estructura de datos panel para validar la reversión al equilibrio entre la inflación raíz y la inflación observada tras la crisis alimentaria del 2008 que afectó el contexto de precios a nivel internacional. A través de una estructura panel de efectos fijos, los autores corrigieron problemas de circularidad y encontraron que los choques en los precios de alimentos no causaron efectos persistentes en países desarrollados y en mercados emergentes.

Finalmente, Mehra y Herrington (2008) presentan un modelo VAR estructural a fin de determinar las expectativas de la inflación (a partir de encuestas de clima de inversión) y los detonantes de la inflación en EEUU a partir de variables exógenas. A fin de imponer alguna estructura causal a su modelo, los autores asumen que la inflación esperada no responde a información contemporánea en materia de precios ni de los choques exógenos, lo que indica una formación autónoma de expectativas inflacionarias.

III. Modelos, metodología y descripción de datos

A. Costos, carácter y expectativas de la inflación panameña

Separar las influencias de los factores de la oferta y la demanda sobre los precios es un ejercicio complejo. A nivel teórico, existen retos en separar el corto plazo (donde las distorsiones en los mercados juegan un rol importante) del largo plazo (donde la flexibilidad de los factores involucrados en la producción es mayor, y debilita la presión de los costos sobre los precios). Con ello en mente, examinaremos los datos en el nivel y la dinámica de precios en Panamá, a fin de constatar cuán estable es la inflación en Panamá, y ver si es posible categorizarla como una inflación empujada por la oferta, jalada por la demanda o una combinación de ambas.

En la inflación empujada por la oferta (que en inglés se conoce *cost-push inflation*) donde incrementos en los costos se filtran en el precio de los insumos, ya sea a través de choques coyunturales en precios internacionales que se transmiten a nivel local a causa de importaciones, o por medio de mecanismos estructurales presentes en las distorsiones del mercado interno. La inflación jalada por la demanda (que en inglés se conoce como *demand-pull inflation*) tiene lugar producto de la expansion en la demanda a consecuencia de políticas fiscales o monetarias.

Con eso presente, basaremos este análisis descriptivo en un modelo básico Neo-Keynesiano como en Blanchard y Kiyotaki (1987) y Phelps (1968) donde la relación entre inflación y desempleo es vertical a largo plazo (es decir, no existe relación a nivel real entre ambas variables visto el supuesto de expectativas racionales a futuro de los agentes en materia de anticipación de precios), pero negativa a corto plazo (a mayor desempleo, menor inflación producto de las influencias de magnitudes nominales sobre la producción a corto plazo. El modelo canónico es atribuido a Blanchard y Kiyotaki, y en su forma más sencilla es:

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \lambda_{fmct} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

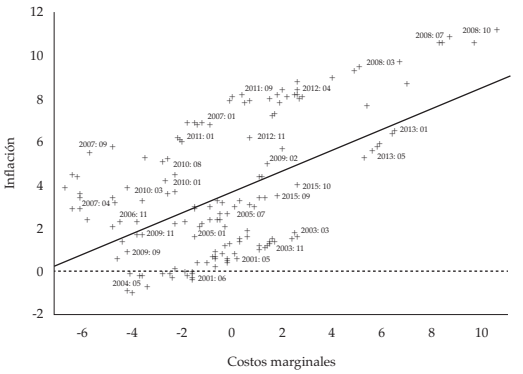
Donde π_t es la inflación a tiempo t, $E_t\pi_{t+1}$ representan las expectativas de inflación en $t + 1$, mct son los costos marginales y ε_t es una variable aleatoria (γ y λ son funciones para parámetros). Esta variable aleatoria constituye lo que se conoce como ajuste de precio tipo Calvo, donde el sobreprecio que las empresas utilizan en sus productos es representado por choques exógenos y aleatorios. Para usar la ecuacion *(1)* descrita con antelación, se construyeron variables sobre costos marginales y expectativas racionales a futuro en el nivel de precios. Al aislar la señal de la inflación de aquella atribuible a los costos marginales, podemos visualizar la correlacion entre aquellos costos subyacentes y la inflación observada.

Tal como aparece en el Gráfico 2, la relación entre los costos marginales subyacentes y la inflación

observada en Panamá es compleja: incrementos menores a dos puntos porcentuales año-a-año en los costos marginales explican un 25% del aumento de la inflación (en caso tal de que la inflación ronde alrededor de los 3,5 %) lo que sugiere distorsiones en el mercado de bienes y servicios a nivel local. Sin embargo, en los ultimos años ese promedio ha estado mas cerca del 4 y 5% - ante estas cifras, el aumento en los costos marginales (en un 5% anual) explica casi la mitad de la inflación observada a nivel general. Usando una correlacion simple, encontramos que el cambio mes-a-mes de un punto porcentual en el costo marginal a nivel agregado se traduce en un cambio mensual de 0,44 puntos porcentuales en la inflación año-a-año. Asimismo, el cambio en la inflación estructural no es distinto a cero. Lo anterior indica que la aceleración de los costos marginales se traducen casi en una relación 2:1 en la aceleración de la inflación.

Tal como aparece en el Gráfico 2, por mucho tiempo la inflación en Panamá se mantuvo por debajo del 2% (si se incluyen los datos de los noventas, incrementa la concentración alrededor del cero en la abscisa y por debajo del 2% en la ordenada). No obstante, en el segundo lustro de la década pasada, incluso si descontamos el episodio de encarecimiento en el precio de los alimentos y los commodities que ocurrio anterior al fracaso de Lehman Brothers (en el cuadrante superior derecho), Panamá experimenta recientemente un incremento en la elasticidad costo-inflacion donde aumentos menores en los costos marginales causan efectos mayores en el nivel de precios, lo que indica a su vez la existencia de dos regímenes, uno de baja y otro de de alta inflación. En tiempos de baja inflacion (como experimentó Panamá desde los noventas hasta el segundo lustro de la decada pasada), los costos marginales aumentaban gradualmente y dentro de las expectativas, y no incidían grandemente en los niveles de precio puesto que la elasticidad era menor. No obstante, tras ese periodo, aumentos en

Gráfico 2
COSTOS MARGINALES E INFLACIÓN MENSUAL EN PANAMÁ (AÑOS SELECTOS, 2001-2013)



La ecuación de la relación entre 1991 y 2013 es $\pi_t = 2{,}67 + 0{,}483\ mc_t$ donde π_t es inflación, y *mc* el costo marginal.
Nota: Se calculó el componente no-observado de la especificacion (es decir, los costos marginales a nivel nacional) a través de datos históricos sobre inflación: Se estableció un horizonte de tiempo a doce meses hacia futuro en vez de utilizar los cambios mes-a-mes y generamos las expectativas de inflación a un año usando datos históricos entre el mes de enero de 1991 y noviembre del 2013 restando los datos históricos. Después filtramos el término aleatorio de esos datos de inflación utilizando un filtro Baxter-King mediante la ecuación $mc_t = \lambda_f^{-1}(\pi_t - \gamma E_t \pi_{t+12} - \varepsilon_t)$ donde λ_f^{-1} es una función inversa. La utilización año a año nos permite des-estacionalizar la inflación doméstica, y con ello eliminar los efectos propios del calendario normal de actividades económicas.
Fuente: Cálculos del autor.

los costos marginales hoy se traducen en agudos aumentos en la inflación. Asimismo, la correlación indica que la inflación estructural panameña explica la mayor parte de la inflación local solo si existen aumentos debiles en los costos a lo largo y ancho de la economía (es decir, si la elasticidad es menor) - a niveles actuales, la inflación estructural no origina la mayor parte de los cambios en los niveles de precio, ni es responsable de su aceleración, si bien constituye un componente importante.

B. Modelo econométrico

A continuación se presenta una descripción del modelo VAR para deslindar los factores causales de la inflación en Panamá entre el 2006 y el 2012 con datos disponibles entre el 2003 y el 2012. A grandes rasgos, esta metodología toma prestado de los modelos ofrecidos por Goldfajn *et al.*, Cecchetti y Moessner, y Mehra y Herrington (Cecchetti y Moessner, 2008; Goldfajn *et al.*, 2001; Mehra y Herrington, 2008) que se reseñaron anteriormente. Usando elementos de estos trabajos, nuestra especicación busca capturar las dinámicas de reversión al equilibrio entre la inflación raíz y la inflación observada, tomando en cuenta los efectos de variables exógenas y endógenas. Con ello, el modelo tiene como propósito explicar la inflación panameña entre el 2006 y el 2012 en función de componentes inerciales, directos, indirectos, locales e internacionales.

La endogeneidad entre inflación raíz y observada rompe con algunos supuestos de estimación a través de regresiones tradicionales (donde todas las variables independientes se asumen como externas y exógenas). Por eso, similar al modelo de Goldfajn *et al.*, utilizaremos un modelo de vectores auto-regresivos al cual le aplicaremos pruebas de heteroscedasticidad auto-regresiva condicional VAR-ARCH para determinar si la varianza en la inflación es constante, si bien nuestro modelo será estimado en primeras diferencias. Contrario al modelo de Mehra y Herrington, no impondremos una estructura causal del modelo, vista la endogeneidad que existe implícitamente entre inflación raíz y observada. Sin embargo, como ocurre con el trabajo de Cecchetti y Moessner, también determinaremos cuan persistente es el repunte de precios a partir de variables locales e internacionales, y con ello, validar si la estructura de la inflación en Panamá es estable. Al no tener una estructura panel, el VAR es una metodología apropiada para dotar al modelo de una estructura dinámica, y con ello obviar problemas de circularidad. Nuestro modelo teórico general de inflación asume la siguiente forma:

$$E(IPC^{o}_{t} - IPC^{o}_{t-12}) = j(\dot{D}; \dot{P}; \dot{e}; \dot{C}) - E(IPC^{r}_{t} - IPC^{r}_{t-12})$$
$$E(IPC^{r}_{t} - IPC^{r}_{t-12}) = j(\dot{D}; \dot{P}; \dot{e}; \dot{C}) - E(IPC^{o}_{t} - IPC^{o}_{t-12}) \quad (2)$$

Donde se indica que la diferencia entre el valor esperado de la inflación raíz (o la diferencia del índice de precios entre el mes en curso y ese mes doce meses antes, en $IPC^{r}_{t} - IPC^{r}_{t-12}$ recae sobre una función *j* de factores exógenos al sistema (que incluyen el déficit fiscal, el nivel de precios internacional de alimentos, la tasa de cambio del dólar en los

mercados internacionales, entre otras) y el valor esperado de la inflación observada (descrita por la diferencia de un índice de precios que excluye elementos volátiles entre el mes en curso y ese mes doce meses antes en $IPC^{r}_{t} - IPC^{r}_{t-12}$.

Si los factores inflacionarios endógenos y circulares (la inflación raíz subyacente y la inflación observada) convergen en primera instancia a tendencias dadas por factores reales y exógenos (en la función *j*), el efecto del tercer término será negativo en la estimación empírica - una extensión de lo propuesto por Cecchetti y Moessner. Al ser estable, en la primera ecuación, la inflación raíz mantiene una presión a la baja sobre los precios observados a mediano plazo, y en tanto el pico de precios a nivel general es temporal, a mediano plazo, el impacto sobre la inflación raíz también será negativo, tal como aparecen en la segunda ecuación. Sin embargo, si el aumento no es estable, un aumento en la inflación raíz o de picos de precios en la función *j* ocasiona incrementos en la inflación observada a través de un coeficiente positivo.

Sobre el primer caso, podemos citar como ejemplo las dinámicas entre bienes transables y no-transables. Si existe un choque de precios en el mercado internacional para una economía abierta, aquel producirá un repunte de precios en la inflación observada que afectara los precios de los no-transables, y por consiguiente, los indicadores de inflación raíz. Si el choque es temporal, y la inflación mantiene una tendencia estable, a mediano plazo el choque en la inflación observada se ajustará a tendencias determinadas por factores exógenos en *j* tal como ocurre en la ecuación *(2)*; si el choque trastoca elementos subyacentes, $E(IPC_{t} - IPC_{t-12})$ tendrá un coeficiente positivo - existe evidencia que por lo menos para Estados Unidos, la inflación observada ha revertido a niveles de inflación raíz en años recientes - ver Kiley (2008). Si la inflación es persistente e inestable, esta dinámica podría incluso afectar la determinación de inflación raíz.

Ante estos supuestos, las variables exógenas en *j* impactan los niveles de inflación y evitan su convergencia, y por lo tanto se espera que tengan coeficientes positivos. Estos factores incluyen el cambio del déficit público entre el mes en curso y ese mismo mes un año antes ($\dot{D} = \dot{D}_{t} - \dot{D}_{t-12}$, medido a través de la prima de riesgo entre rendimientos de bonos del gobierno panameño y del gobierno estadounidense de misma duración y calidad), el cambio en el nivel de precios en los índices internacionales de alimentos y bienes básicos entre el mes en curso y ese mismo mes un año antes ($\dot{P} = \dot{P}_{t} - \dot{P}_{t-12}$) y el cambio en la tasa de intercambio del dólar en los mercados internacionales entre el mes en curso y ese mismo mes un año antes ($\dot{e} = \dot{e}_{t} - \dot{e}_{t-12}$). También incluímos una batería de variables comodín *C* mensuales para capturar efectos estacionales de la inflación doméstica[2].

Para probar la validez de los resultados, se realiza una batería pruebas ADF a fin de establecer si

existen raíces unitarias que indiquen la posibilidad de regresiones espurias. La estimación en niveles atestigua que las variables contienen raíces unitarias de orden de integracion 1, y por ello, se estima el modelo en primeras diferencias - las pruebas ADF sobre las variables utilizadas en la especicación se incluyen en los resultados. También se incluyen pruebas de cointegración entre la relación de inflación raíz y observada.

También usamos pruebas ARCH a fin de indagar sobre la variabilidad de la inflación, y con ello demostrar si la volatilidad inflacionaria permanece constante. El modelo concluye con pruebas sobre la normalidad de los residuos y con cambios en la especicación afin de ver si el modelo es robusto y los parámetros mantienen sus magnitudes y niveles de significación.

Nuestra especificación empírica adquiere la siguiente forma:

$$\Delta\prod_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\prod_{t-1} + \ldots + \beta_{24}\Delta\prod_{t-24} + \gamma\Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde $\prod_t$ es el vector de variables endógenas, el *X* es el vector de variables exógenas que aparecen descritas por la función *j* y Δ indica el operador de primeras diferencias. A fin de escoger los rezagos que optimicen el modelo, se utilizó el criterio de información Akaike, que arrojo la utilización de veinticuatro rezagos, como en Goldfajn *et al.* Finalmente, ε_t recoge los residuales de estimacion.

C. Descripcion de datos

Como medida de inflación observada se utilizaron datos mensuales entre el 1/1/2003 y el 1/2/2012 - la diferencia en el índice oficial de precios al consumidor agregado del mes en curso respecto a ese mismo mes un año antes. Para la estimación de la inflación raíz, a partir de los datos desagregados del IPC, se construyó una medida que excluye alimentos y transporte (que incluye combustibles) y recalibra las ponderaciones. La información fue gentilmente suministrada por la Instituto Nacional de Estadstica (INEC) de la Contraloría General de la República de Panamá[3].

El Cuadro 1 presenta los pesos del índice agregado oficial y aquellos en la nueva construcción a fin de determinar los niveles de inflación observada y raíz, además de pruebas sobre su media y desviación estandar. La construcción del IPC raíz es por definición menos volátil, tal y como aparece

[2] La inserción de variables comodín en el modelo para medir cuellos de botella busca validar si existen mercados cuya actividad depende de factores climáticos o producto de facilidades de producción o distribución que indican la existencia de mercados imperfectos en ciertos productos.

[3] www.contraloria.gob.pa/inec/.

en el cuadro (tambien se presenta el Gráfico 3 que muestra ambas construcciones).

Respecto a la serie de datos de las variables exógenas, para la prima de riesgo sobre el rendimiento *(D)*, se uso información disponible en Bloomberg sobre bonos panameños y estadounidenses de veinte años. Los índices internacionales mensuales de precios de alimentos están públicamente disponibles en la Organización Mundial de Alimentos (FAO)[4]. Los índices que se utilizaron fueron aquellos para medir cambios del mes en curso respecto a ese mismo mes un año antes a nivel internacional en cereales, aceites y carnes.

Para la tasa de cambio del dólar, se utilizó la tasa respecto al franco suizo, una moneda 'fuerte' de referencia en los mercados internacionales y que hasta hace poco, recibió mínima intervención a cargo de su respectivo banco central. Esta información esta disponible públicamente en el Banco de la Reserva Federal de St. Louis[5].

Cuadro 1
PONDERACIONES DEL IPC OFICIAL Y RAÍZ

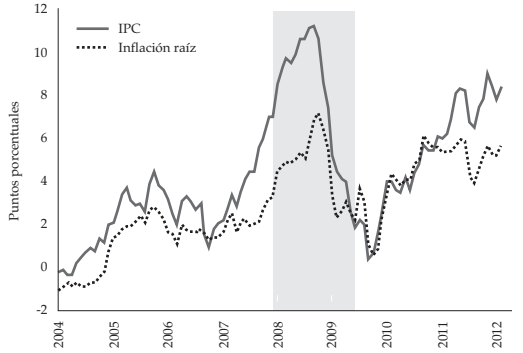
Rubro	IPC Oficial	IPC Raíz	IPC Raíz (Reb.)
Alimentos	22,39	0	0
Bebidas	3,5	3,5	5,49
Comidas fuera del hogar	6,61	6,61	10,36
Vestido y calzado	9,67	9,67	15,16
Vivienda...	10,06	10,06	15,76
Muebles...	8,79	8,79	13,77
Salud	3,15	3,15	4,94
Transporte	13,8	0	0
Esparcimiento...	7,68	7,68	12,04
Educación	3,01	3,01	4,72
Bienes y servicios diversos	8,88	8,88	13,92
Servicios para la comunicación	2,25	2,25	3,52
Tabaco	0,21	0,21	0,32
Total	100	63,82	100
Desviación estandar IPC Raíz	8,33		
Desviación estandar IPC Oficial	12,56		

La tercera columna presenta el IPC Raíz re-balanceado. Las desviaciones estandar muestran la variabilidad de ambos índices.

[4] http://www.fao.org/worldfoodsituation/wfs-home/foodpricesindex/en/

[5] Esta información aparece en research.stlouisfed.org/fred2/.

Gráfico 3
CONSTRUCCIONES DE INFLACIÓN OFICIAL IPC Y RAÍZ ENTRE 2004 Y 2012 PARA PANAMÁ



La barra gris denota recesiones de acuerdo al NBER.
Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INEC) de la Contraloría General de la República de Panamá y cálculos del autor.

IV. Resultados y análisis

A. Estimaciones

Tal como se presentó en la ecuación *(3)*, nuestra especicación (en forma extendida) asume la siguiente conguración:

$$\Delta\prod_t = \alpha_{1,1} + \beta_{1,1}\Delta\prod^{o}_{t-1} + \ldots + \beta_{1,24}\Delta\prod^{o}_{t-24} + \gamma_{1,1}\Delta\prod^{r}_{t-1} + \ldots + \gamma_{1,24}\Delta\prod^{r}_{t-24} + \delta_{1,1}\Delta\dot{D} + \delta_{1,2}\Delta\dot{P} + \delta_{1,3}\Delta\dot{e} + \delta_{1,4}\Delta\dot{g} + \delta_{1,5}C + \varepsilon_1$$

$$\Delta\prod_t = \alpha_{2,1} + \beta_{2,1}\Delta\prod^{o}_{t-1} + \ldots + \beta_{2,24}\Delta\prod^{o}_{t-24} + \gamma_{2,1}\Delta\prod^{r}_{t-1} + \ldots + \gamma_{2,24}\Delta\prod^{r}_{t-24} + \delta_{2,1}\Delta\dot{D} + \delta_{2,2}\Delta\dot{P} + \delta_{2,3}\Delta\dot{e} + \delta_{2,4}\Delta\dot{g} + \delta_{2,5}C + \varepsilon_2 \qquad (3)$$

Donde $\Delta\prod^{o}_{t} = (1 - L)\,(IPC^{o}_{t} - IPC^{o}_{t-12})$ y $\Delta\prod^{r}_{t} = (1 - L)\,(IPC^{r}_{t} - IPC^{r}_{t-12})$. Los Cuadros 2 y 3 presentan los resultados del modelo. En este cuadro, 'variable'

Cuadro 2
REGRESION SOBRE $\prod^{o}_{t}$

Variable	β	D.E	Valor-p
β_0	0,2843	0,2614	0,3185
$E(\prod^{o}_{t})$	0,1128	n/a	n/a
$E(\prod^{r}_{t})$	-0,6259	n/a	n/a
$\Delta\prod^{o}_{t-6}$	1.3162	0,5210	0,0449 **
$\Delta\prod^{o}_{t-11}$	1.0946	0,4344	0,0453 **
$\Delta\prod^{o}_{t-13}$	1.1596	0,5918	0,0977 *
$\Delta\prod^{o}_{t-18}$	0,9027	0,4337	0,0826 *
$\Delta\prod^{o}_{t-24}$	-1.4729	0,7438	0,0950 *
$\Delta\prod^{r}_{t-4}$	-1.8151	0,6638	0,0340 **
$\Delta\prod^{r}_{t-5}$	-1.2737	0,5209	0,0501 *
$\Delta\prod^{r}_{t-6}$	-1.2285	0,5287	0,0592 *
$\Delta\prod^{r}_{t-7}$	-1.2087	0,4803	0,0455 **
$\Delta\prod^{r}_{t-11}$	-1.6626	0,5837	0,0292 **
$\Delta\prod^{r}_{t-13}$	-0.8612	0,3957	0,0724 *
$\Delta\prod^{r}_{t-14}$	-1.2122	0,4667	0,0408 **
$\Delta\dot{P}_{cereales}$	0,0113	0,0224	0,6317
$\Delta\dot{P}_{carnes}$	0,1718	0,1117	0,1750
$\Delta\dot{P}_{aceites}$	-0,0120	0,0178	0,5275
$\Delta\dot{D}$	0,4158	0,2760	0,1827
$\Delta\dot{e}$	1,2720	5,2618	0,8170
C1	0,1913	0,3202	0,5720
C2	0,6589	0,2170	0,0229 **
C3	0,8655	0,4650	0,1120
C4	0,4920	0,3274	0,1836
C5	0,5625	0,3116	0,1211
C6	0,6308	0,4420	0,2035
C7	0,3058	0,3350	0,3965
C8	0,2660	0,2643	0,3531
C9	-0,0227	0,2919	0,9405
C10	0,2098	0,2735	0,4722
C11	0,4863	0,3349	0,1966
R^2Adj	0,6093		
DW	1.8670		
F-Test			
Todos los rezagos de $\prod^{o}_{t}$	F(24,6) = 4,3382 [0,0375]		
Todos los rezagos de $\prod^{r}_{t}$	F(24,6) = 3,8998 [0,0483]		
Todos los rezagos	F(2,6) = 5,1813 [0,0493]		

*** Signicación menos de 1 %; ** signicación menos de 5 %; * signicación menos de 10%.
Fuente: Cálculos del autor.

Cuadro 3
REGRESION SOBRE $\prod_t^r$

Variable	β	D.E	Valor-p
β_0	0,1334	0,2611	0,6278
$E(\prod_t^o)$	0,0900	n/a	n/a
$E(\prod_t^r)$	-0,5491	n/a	n/a
$\Delta\prod_{t-2}^o$	-1.5937	0,7473	0,0769 *
$\Delta\prod_{t-6}^o$	1.4117	0,4505	0,0202 **
$\Delta\prod_{t-11}^o$	1.2321	0,4005	0,0218 **
$\Delta\prod_{t-12}^o$	-1.8163	0,8406	0,0740 *
$\Delta\prod_{t-13}^o$	1.1193	0,4923	0,0634 *
$\Delta\prod_{t-17}^o$	1.3348	0,6793	0,0970 *
$\Delta\prod_{t-18}^o$	1.2838	0,3453	0,0099 ***
$\Delta\prod_{t-21}^o$	0,7675	0,3184	0,0525 *
$\Delta\prod_{t-24}^o$	-1.8963	0,6962	0,0345 **
$\Delta\prod_{t-4}^r$	-1.4430	0,6390	0,0647 *
$\Delta\prod_{t-5}^r$	-1.1806	0,5022	0,0570 *
$\Delta\prod_{t-6}^r$	-1.1128	0,5070	0,0706 *
$\Delta\prod_{t-9}^r$	-2.0220	0,6735	0,0239 **
$\Delta\prod_{t-11}^r$	-1.4805	0,5378	0,0332 **
$\Delta\prod_{t-13}^r$	-0,7656	0,3917	0,0984 *
$\Delta\prod_{t-14}^r$	-1.2358	0,4270	0,0275 **
$\Delta\prod_{t-17}^r$	-2.4945	0,9723	0,0426 **
$\Delta\prod_{t-22}^r$	-1.0552	0,4892	0,0744 *
$\dot{P}_{cereales}$	0,0658	0,0211	0,0205 **
$\dot{P}_{carnes}$	0,2042	0,1031	0,0949 *
$P_{aceites}$	-0,0491	0,0179	0,0334 **
$\dot{e}$	1.6584	4.4979	0,7250
$\dot{D}$	0,8266	0,2392	0,0135 **
C1	-0,2420	0,3356	0,4980
C2	0,6233	0,2722	0,0619 *
C3	0,8841	0,4280	0,0844 *
C4	0,4387	0,3126	0,2101
C5	0,7094	0,3338	0,0777 *
C6	1.0025	0,4135	0,0515 *
C7	0,5095	0,3620	0,2089
C8	0,2534	0,3301	0,4717
C9	0,0857	0,3263	0,8015
C10	0,4869	0,2841	0,1374
C11	0,5530	0,3320	0,1468
R^2Adj	0,5289		
DW	2.6694		
F-Test			
Todos los rezagos de $\Delta\prod_t^o$	F(24, 6) = 3,0947 [0,0817]		
Todos los rezagos de $\Delta\prod_t^r$	F(24, 6) = 3,5891 [0,0585]		
Todos los rezagos	F(2,6) = 9,9903 [0,0123]		

*** Signicación menos de 1 %; ** signicación menos de 5 %; * signicación menos de 10%.
Fuente: Cálculos del autor.

indica las variables de la regresión (que incluyen las variables teóricas/exógenas, los rezagos individuales signicativos de las variables endógenas y su respectivo valor-p); 'β' indica los coeficientes de la regresión - el signicado de estos coeficientes es la reacción positiva o negativa en la variable 'dependiente' a causa del incremento en un punto porcentual del cambio mes a mes de la variable 'independiente'. *D.E* es la desviacion estándar del coeficiente y el valor-p, su nivel de significancia.

$E(\prod_t)$ es el valor esperado del vector de variables endógenas, es decir, el promedio simple de los efectos estimados de todas las variables independientes si la prueba de signicación conjunta de todos los rezagos es signicativa (solo se muestran los rezagos signicativos). El F-Test es la prueba de signicacion conjunta que demuestra la pertinencia de los rezagos de las variables como posibles causas de la variable dependiente. Las variables *C1 … C11* son las variables comodín (dummies) para cada mes con respecto al mes base (enero) - pueden ser consideradas como el efecto fijo en la variable dependiente (inflación oficial o raíz) a causa de un fenómeno propio de uno de los meses con respecto al mes de enero (C1 - febrero, C2 - marzo … C11 - diciembre). R^2Adj es el coeficiente de determinacion ajustado a grados de libertad de la regresión y que demuestra su poder explicativo (entre 0 y 100 %), DW es la estadística Durbin-Watson para autocorrelación (el valor óptimo es de 2). Todas las estimaciones se hicieron utilizando errores estándar robustos a heteroscedaticidad.

B. Pruebas de calidad y robustez

1. Pruebas ADF

A fin de validar la estacionaridad de los datos en primeras diferencias, se estimo la siguiente regresion:

$$(1 - L)y_t = b_0 + b_1\, t + (a - 1)\, y_{t-1} + \ldots + \qquad (4)$$

Donde y_t recoge el vector de variables endógenas y exógenas del modelo, y $(a - 1)$ es el coeficiente de reversión a la media de los datos; t es una tendencia de tiempo, b_0 , b_1 son una constante y un coeficiente de estimación respectivamente. Bajo la hipótesis nula, la variable y_t tiene una raíz unitaria - el término $(a - 1)$ no es significativo. Los resultados de esta estimación (en primeras diferencias a fin de estimar si existe integración en las variables utilizadas en el modelo) se muestran en el Cuadro 4.

Cuadro 4

RESULTADOS DE LA PRUEBA ADF SOBRE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN

Variable	$(a - 1)$	Valor-p
$\Delta\prod^o$	-0,6797	0,0000 ***
$\Delta\prod^r$	-0,8286	0,0000 ***
$\Delta\dot{e}$	-0,9369	0,0000 ***
$\Delta\dot{D}$	-0,7296	0,0022 ***
$\Delta\dot{P}_{cereales}$	-0,4045	0,0203 **
$\Delta\dot{P}_{aceites}$	-0,4961	0,0006 ***
$\Delta\dot{P}_{carnes}$	-0,5083	0,0053 ***
$\Delta\dot{g}$	-1.0063	0,0000 ***

*** Signicación menos de 1%; ** signicación menos de 5%; y * signicación menos de 10%.
Fuente: Cálculos del autor.

2. Prueba de cointegracion (en niveles)

A fin de validar si es posible estimar un VAR que no elimine demasiada estructura de los datos, se procede a identicar si la inflación raíz y observada estan cointegradas en niveles. Al realizar una prueba Engle-Granger (con doce rezagos), atestiguamos la existencia de raíces unitarias para ambos tipos de inflación, pero no podemos validar la existencia de estacionaridad en los residuos. En ese sentido, la especicación del VAR en primeras diferencias es apropiada.

3. Pruebas ARCH

Tras la estimación, exploramos si los residuos tienen algún tipo de estructura que íncide en la volatilidad de la inflación tras algún choque exógeno. Con eso en mente, estimamos el siguiente modelo sobre los residuos de $\prod^o$ y $\prod^r$:

$$E_t(\hat{\varepsilon}^2_{t+1}) = \alpha_0 + \alpha_1\hat{\varepsilon}^2_t t + \alpha_2\hat{\varepsilon}^2_{t-1} + \ldots + \alpha_{12}\hat{\varepsilon}^2_{t-11} \qquad (5)$$

Para ambas ecuaciones los efectos de volatilidad de la inflación (a traves de un proceso ARCH de orden 12) son insignificativos, y por tanto podemos concluir que la volatilidad de la inflación en Panamá durante este período es constante.

4. Prueba de normalidad de residuos

Finalmente, una prueba Doornik-Hansen (donde la hipótesis nula es la normalidad de los residuos

producto de la estimación) arroja que no podemos rechazar la hipótesis (con un valor-p de 0.7153). En ese sentido, los errores de la estimación tiene una distribución normal y se ajustan a las condiciones clásicas de estimación econométrica.

5. Pruebas de robustez

A fin de probar la sensibilidad de los resultados, se realizaron varias estimaciones con especificaciones similares pero manteniendo el número de rezagos, tal como arrojaron la prueba Akaike, y el estudio de Goldfajn *et al*. Las estimaciones se realizaron utilizando rezagos de un período en las variables exógenas, y eliminando las variables comodín.

Para las regresiones sobre $\prod_t^o$ el F-Test para todos los rezagos de todas las variables endógenas pierde significancia, si bien todavía se mantiene significativo para los rezagos particulares. No obstante, los efectos que aparecen descritos en el Cuadro 2 se mantienen a grandes rasgos. Para las estimaciones de inflación raíz en$\prod_t^r$ los niveles de significancia se mantienen, tal como aparecen en el Cuadro 3.

Asimismo, respecto a ese mismo cuadro, las estimaciones de convergencia neta en los rezagos endógenos mantienen su signo (negativo). En esta prueba, las variables exógenas también (y sus rezagos respectivos) mantienen los signos respecto a la variable dependiente, si bien la magnitud de los coeficientes disminuye.

3. Análisis e implicaciones

El Cuadro 2 presenta el modelo de inflación observada. Salvo por efectos en una de las variables comodín, la inflación observada sólo responde a efectos propios y a las presiones de la inflación raíz, hecho que explica 60% del fenómeno de acuerdo al coeficiente de determinación. El F-Test verifica que la especicación recoja de manera signicativa los efectos de las variables endógenas y del sistema en general. Así, el aumento promedio de un punto porcentual en el cambio mes a mes de la inflación observada en el transcurso de veinticuatro meses provoca aumentos contemporáneos de 0,11%, mientras que el incremento en el cambio de un punto porcentual en la inflación raíz mes a mes ocasiona una reversion de 0,62% en esa inflación - si usamos rezagos signicativos los efectos aumentan a 0,60 y -1,32% respectivamente. Lo anterior indica que aumentos pasados en la inflación observada se traducen en mayores incrementos en el nivel de precios a futuro, pero que choques en la inflación raíz revierten con el tiempo.

No obstante, los resultados importantes recaen sobre el modelo de inflación raíz en el Cuadro 3. Apegado a nuestro modelo teórico, esta estimación sugiere que más de la mitad de los movimientos en la inflación raíz verifican reversión al equilibrio. En este modelo también se atestiguan los resultados en el Cuadro 2: con un F-test positivo, vemos que aumentos promedio del cambio de mes a mes de un punto porcentual en la inflación observada en el

transcurso de veinticuatro meses, en promedio, se traduce en incrementos en la inflación raíz de 0,09 %, si bien aumentos de la inflación raíz convergen y permanecen estables.

Por el lado de las variables exógenas, en promedio, el aumento de un punto porcentual en el cambio mes a mes en el índice de cereales, carnes y aceites a nivel internacional ocasiona un aumento total de de 0,22% puntos porcentuales en el cambio mes a mes de la inflación raíz. Asimismo, el aumento mensual de un punto porcentual en la prima de riesgo (y por consiguiente, en los movimientos del déficit fiscal) ocasiona un aumento de 0,83% en el cambio mes a mes de la inflación raíz. Finalmente, vemos que existen dos efectos estacionales, a principios (marzo, abril) y a mediados de año (junio, julio), justamente durante el periodo de alta cosecha de granos, raíces y hortalizas en Panamá (a principios de año) y frutas (a mediados de año), lo que a su vez puede sugerir fallas por el lado de la oferta (a través de deficiencias en materia de distribución y abastecimiento) o picos de demanda estacionales. Así, el aumento de un punto porcentual en el cambio mes a mes en el índice de precios en marzo y abril (con respecto a enero) ocasiona aumentos de 0,62 y 0,88% respectivamente, y lo propio para junio y julio, cuando el aumento es de 0,70 y 1%. Por eso, ante estos resultados, podemos sugerir que:

- En efecto, la estructura subyacente de la inflación en Panamá es estable. Las cambios en los niveles de precios con el tiempo no son persistentes y revierten a niveles históricos, y la volatilidad en el cambio es constante. Asimismo, las magnitudes que arroja el modelo son plausibles y se ajustan a pronósticos similares suscritos en trabajos anteriores sobre la temática.

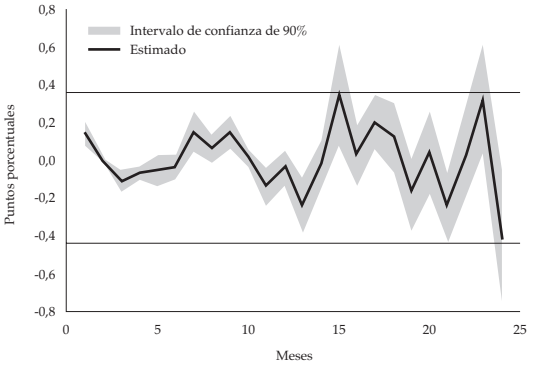
- No obstante, la inflación en Panamá es sensible a situaciones locales e internacionales. Tal como reconoce la literatura, movimientos exógenos desde el mercado internacional o local, o incluso, desde el déficit fiscal, pueden ocasionar incrementos en los niveles de inflación raíz.

A partir de estos dos puntos, ¿qué podemos establecer respecto a la interacción entre ambos tipos de inflación y otras variables exógenas? Para responder a aquel interrogante, realizamos dos tipos de análisis con un horizonte de veinticuatro meses: el primero es el típico análisis de respuesta de impulsos (mediante una descomposición de Cholesky para identificar el sistema de ecuaciones), que verifica como la perturbación (de tamaño de una desviación estándar) en una de las variables endógenas afecta a la otra (si no existen efectos contemporáneos de la variable simulada). Así, los tres paneles que se presentan a renglón seguido reflejan:

- Los efectos endógenos de un choque en el cambio de la inflación observada sobre sí misma (Gráfico 4).

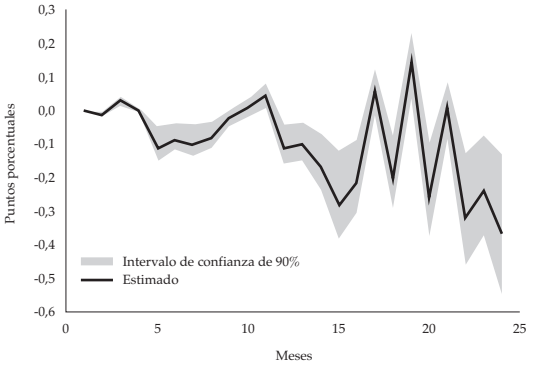
- Los efectos de un choque en el cambio de la infación raíz respecto a un cambio en la inflación observada (Gráfico 5).

Gráfico 4
RESPUESTA DE IMPULSOS PARA UN CHOQUE ENDÓGENO EN LA INFLACIÓN OFICIAL OBSERVADA EN EL TRANSCURSO DE 24 MESES



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 5
RESPUESTA DE IMPULSOS PARA UN CHOQUE ENDÓGENO DE LA INFLACIÓN RAÍZ SOBRE LA OBSERVADA EN EL TRANSCURSO DE 24 MESES



Fuente: Cálculos del autor.

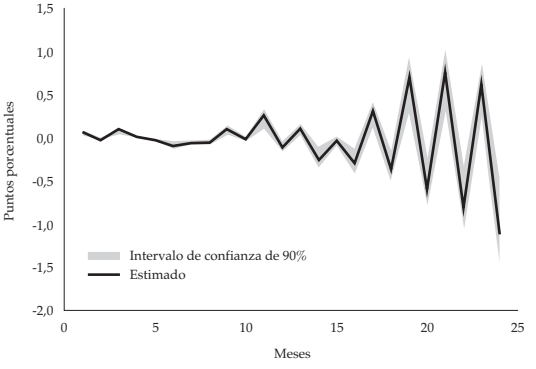
- Los efectos de un choque en el cambio de la inflación raíz sobre sí misma (Gráfico 6).

Respecto al Gráfico 5, los efectos endógenos de un choque en el cambio en la inflación observada sobre sí misma oscilan entre 0,4 y -0,4% incrementos porcentuales de mes a mes - efectos que se tornan mas volátiles para el 2013.

El Gráfico 5 demuestra que los efectos de un choque en la inflación raíz ocasiona un efecto menor que aquel atestiguado en el Gráfico 4.

Finalmente, el tercer panel (Gráfico 6) sugiere que si existe un choque en la inflación raíz (a su vez, producto de algún choque en las variables exógenas), es posible que el país genere inestabilidad inflacionaria.

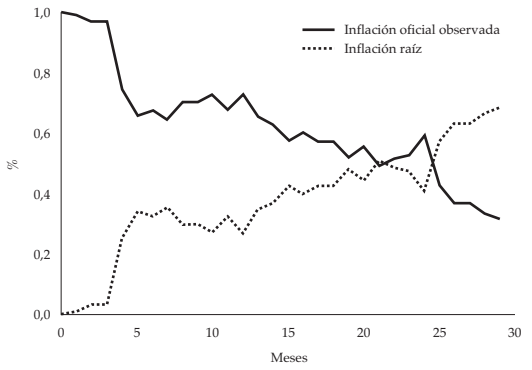
Gráfico 6
RESPUESTA DE IMPULSOS PARA UN CHOQUE ENDOGENO DE LA INFLACIÓN RAÍZ EN EL TRANSCURSO DE 24 MESES



Fuente: Cálculos del autor.

Como último punto, también se presenta la descomposición de la varianza del error del pronóstico en el Gráfico 7. Este indicador detalla la proporción del movimiento de las variables endógenas atribuibles a efectos propios y por causa de la otra variable endógena.

Gráfico 7
DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL ERROR DEL PRONOSTICO
(%)



La línea en negro muestra cuanto de la varianza es atribuida a cambios en un punto porcentual en el IPC, y la línea punteada respecto a cambios en un punto porcentual en la medida de inflación raíz.
Fuente: Cálculos del autor.

Si bien el movimiento en la inflación oficial observada en IPC recae en un inicio exclusivamente a choques propios (línea negra, lado izquierdo del panel), a medida que pasa el tiempo, los choques en los cambios en el IPC dependen cada vez más en los choques de la inflación raíz, hasta sobrepasar a los choques propios en importancia (alrededor del mes 20 y 23). Por eso, si algún choque futuro ocasiona movimientos en la inflación raíz, su influencia puede asumir una dinamica expansiva en el cambio del nivel general de precios a medida que pase el tiempo.

A la luz de estos dos últimos paneles, no podemos desestimar los riesgos de un recalentamiento económico, especialmente si existe algún evento imprevisto producto de algún choque exógeno de precios en el mercado local o internacional, o desde el déficit fiscal. Sin embargo, el modelo cuenta con algunas limitaciones: al no poseer datos mensuales sobre salarios, no pudimos incluir instrumentos para validar el impacto de cifras inéditas de desempleo en el aumento de precios, si bien aquellos efectos son capturados de manera indirecta por los rezagos en los cambios en la inflación observada. Asimismo, no contamos con datos mensuales sobre emisión crediticia y monetaria para el rango de tiempo y frecuencia bajo escrutinio, variables que tambien podran ser de utilidad en las estimaciones a futuro.

V. Conclusiones

Este documento propuso un modelo sobre el desarrollo de la inflación panameña basado en datos disponibles entre el 2003 y el 2012. Con ese propósito, se desagrego la medida oficial y agregada (el IPC, o ndice de precios al consumidor), se cotejo con una medida construida de inflación raíz que excluye elementos volátiles, y se introdujeron elementos exógenos en su determinacion. Los modelos econométricos utilizados validan que los

Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 127-147

elementos subyacentes a la inflación en Panamá son estables - en efecto, los cambios en los niveles de precio no son persistentes, y gradualmente se estabilizan por sí solos, en la medida que la economía regrese a tasas balanceadas de crecimiento. No obstante, la inflacion en Panamá es muy elástica a situaciones locales e internacionales producto de su posición como una pequeña economía abierta dolarizada. Por ello, movimientos exógenos desde el mercado internacional de insumos o alimentos, o desde el deterioro de la posicion fiscal pueden propiciar incrementos en los niveles de inflación raíz, movimientos que pueden causar dinámicas inestables en la inflación local.

El modelo propuesto sugiere efectos propios y endógenos de la inflación observada sobre sí misma que oscilan entre 0,4 y -0,4% (incrementos porcentuales) de mes a mes, efectos que se tornarán más volátiles en el marco de un horizonte de veinticuatro meses. No obstante, si existe un choque externo o local en la inflación raíz (producto de alguna posible eventualidad en los mercados internacionales o a traves de un súbito deterioro de la posiciín fiscal del país), permanece la posibilidad de atestiguar inestabilidad a mediano plazo, especialmente si existe algun evento imprevisto a nivel local o internacional que pueda trastocar el contexto actual.

Bibliografía

Acosta, E. (2004). La economía panameña (1903-2003). *En Historia general de Panamá vol. iii, tomo ii.* Comisión Nacional del Centenario.

Barletta, N. (2004). El sistema monetario y la banca en Panamá. *En Historia general de Panamá*. Comisión Nacional del Centenario.

Blanchard, O., y Kiyotaki, N. (1987). Monopolistic competition and the efects of aggregate demand. *American Economic Review, 77*, 647-666.

Cecchetti, S., y Moessner, R. (2008). Commodity prices and inflation dynamics. *BIS Quarterly Review, December*.

Edwards, S., y Losada, F. (1994). Fixed exchange rates, inflation and macroeconomic discipline. *National Bureau of Economic Research, Working Paper 4661*.

Goldfajn, I., Olivares, G., Frankel, J., y Milesi-Ferretti, G. M. (2001). Full dollarization: The case of Panama. *Economia, 1*, 101-155.

INDESA. (2007). *Impacto del proyecto de ampliación del canal de Panamá sobre la inflación interna y los mercados de algunos insumos*. (Inf. Tec.). Documento de Trabajo, Autoridad del Canal de Panamá.

Kiley, M. (2008). Estimating the common trend rate of inflation for consumer prices and consumer prices excluding food and energy. *Finance and Economics Discussion Series no 2008-38.*

Mehra, Y., y Herrington, C. (2008). On the sources of movements in inflation expectations: A few insights from a var model. *Economic Quarterly, 94 , 121-146*.

Moreno-Villalaz, J. (1999). Lessons from the monetary experience of Panama: A dollar economy with financial integration. *Cato Journal, 18*, 421-439.

Phelps, E. (1968). Phillips curve, expectations of inflation, and optimal inflation over time. *Economica, 34*, 254-281.

Salvatore, D. (2001). Which countries in the americas should dollarize? *Journal of Policy Modelling, 23*, 347-355.

Resúmenes de investigaciones recientes de Fedesarrollo

IMPORTANCIA ECONÓMICA DEL SECTOR AUTOMOTOR EN COLOMBIA

Mauricio Reina | Director
Sandra Oviedo | Investigadora
Jonathan Moreno | Asistente de Investigación

Resumen

El estudio analiza el impacto del sector automotor sobre la economía colombiana desde distintas aproximaciones. En la primera, se analiza la evolución de la producción, el comercio exterior, la apertura exportadora y la penetración de importaciones. Se evidencia el aumento de las importaciones como resultante del estancamiento de la producción nacional frente al aumento del consumo interno. En la segunda sección se analiza el comercio, la industria y los bienes complementarios del sector. Se encuentra que el aporte en valor agregado del comercio es superior a la industria, así como en personal ocupado, sin embargo, el salario y costo laboral promedio tienen el orden inverso. Los bienes complementarios evidencian comportamientos crecientes, similares a los del sector automotor. Se muestra que el crecimiento del sector es sostenible conforme Colombia converja a tasas de motorización similares a las de América Latina. En la última sección se calcula el impacto sobre valor agregado de los sectores mediante la matriz insumo-producto de 2011. Los resultados indican que la industria tiene un impacto sobre el valor agregado con encadenamientos de 11,1 billones de pesos, el comercio de 12,1 billones de pesos y los bienes complementarios (talleres, seguros, peajes y combustibles) aportan 29,1 billones, para un total de 52,3 billones de pesos.

Disponible en: http://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/977

COYUNTURA ECONÓMICA: INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL
Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 149-155

EVALUACIÓN INSTITUCIONAL Y DE PROCESOS CON ÉNFASIS EN EL CICLO DE PROYECTOS DEL SISTEMA GENERAL DE REGALÍAS

Jairo Núñez | Director
Felipe Castro, Nidia Rincón | Investigadores
Andrés Osorio, Carlos Castañeda, Carlos Mario Gutiérrez, Carol Pinzón, Claudia Hurtado, Claudia Ospina, Julieth Parra, Orizel Llanos | Asistentes de Investigación

Resumen

En 2011 a través de la creación del Sistema General de Regalías –SGR- se modificó la manera como se distribuyen los recursos de regalías en Colombia, permitiendo que participaran de manera equitativa todas las entidades territoriales del país. Después de varios años de entrada en vigencia de este nuevo sistema es necesario evaluar su diseño, gestión e implementación y su capacidad para el cumplimiento de los objetivos propuestos. Este documento evalúa la institucionalidad y los procesos del nuevo sistema, con un particular énfasis sobre el ciclo de proyectos. La evaluación se desarrolló a través de la recolección y análisis de información primaria y secundaria, de carácter cualitativo y cuantitativo, incluyendo un extenso trabajo de campo en ocho departamentos del país. La evaluación concluye que el esquema general planteado sigue un modelo institucional que supera el funcionamiento del sistema anterior, sin embargo advierte que el modelo es vulnerable al mal funcionamiento de sus eslabones los cuales en muchas ocasiones trascienden al SGR.

Disponible en: http://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/1706

IDENTIFICACIÓN DE OPORTUNIDADES DE DESARROLLO INDUSTRIAL A PARTIR DE MATERIAS PRIMAS GENERADAS EN LA REFINERÍA DE BARRANCABERMEJA

Astrid Martínez | Directora
Felipe Castro, Jorge Restrepo | Investigadores
María Fernanda Arocha, Santiago Cajiao, Juan David González, Daniela Pérez | Asistentes de Investigación

Resumen

Este estudio identifica oportunidades de desarrollo industrial en la región del Magdalena Medio a partir de materias primas y sub productos generados por la Refinería de Barrancabermeja. El análisis se desarrolla en dos dimensiones. Una primera dimensión analiza las condiciones existentes en el área de influencia de la Refinería para el desarrollo de industria en términos sociales, económicos, institucionales y de seguridad. La segunda parte del análisis se centra en estudiar las condiciones de mercado de los productos generados por la Refinería a partir de los cuales se podrían desarrollar actividades industriales en la región. Como resultado del estudio se identifican los productos con potencial de aprovechamiento y se formulan una serie de recomendaciones de política con el fin de facilitar el desarrollo industrial en la región del Magdalena Medio.

Disponible en: http://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/1698

COYUNTURA ECONÓMICA: INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL
Volumen XLIV | No. 2 | Diciembre de 2014 | pp. 149-155

ELABORACIÓN DE PROYECCIONES DE ACTIVIDAD ECONÓMICA REGIONAL 2014-2018

Martha Delgado | Directora
José Vicente Romero | Asesor
Paola Milena Gutiérrez, Camila Orbegozo | Asistentes de Investigación

Resumen

El estudio elabora proyecciones de crecimiento del PIB total y por grandes ramas de actividad económica para seis regiones de Colombia: Andina, Caribe, Centro, Orinoquía, Pacífica y Amazonía, para los años 2014-2018. Se consideran tres escenarios de crecimiento: alto, medio o base y bajo. Los resultados de las proyecciones para el escenario base muestran un crecimiento superior al promedio nacional para las regiones Caribe y Orinoquia. La región centro mantiene un ritmo de crecimiento similar al promedio del país, en tanto que las regiones Andina y Pacífica crecen ligeramente por debajo de dicho promedio.

Disponible en: http://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/1694

EVALUACIÓN DE LA CONTRIBUCIÓN ECONÓMICA DEL SECTOR DE HIDROCARBUROS COLOMBIANO FRENTE A DIVERSOS ESCENARIOS DE PRODUCCIÓN

Leonardo Villar | Director
Felipe Castro, David Forero, Juan Mauricio Ramírez, Mauricio Reina | Investigadores
Laura Becerra, Juan Guillermo Bedoya, Sebastián Macías, Iván Zubieta, Adrián Zuur | Asistentes de Investigación

Resumen

En Colombia, el sector de hidrocarburos ha mostrado un crecimiento importante en los últimos años convirtiéndose en una actividad determinante para la economía nacional. Este documento cuantifica la contribución económica del sector en los últimos diez años y realiza un análisis prospectivo de su impacto a partir de diferentes escenarios de producción de petróleo y gas. Los efectos macroeconómicos del sector de hidrocarburos se estiman utilizando el Modelo de Equilibrio General Computable de Fedesarrollo. Además se realiza un análisis de los impactos del sector en términos de encadenamientos productivos y la distribución de regalías. Por último, el documento plantea una serie de recomendaciones de política orientadas a fortalecer el sector y mitigar los efectos ante una eventual caida en la producción.

Disponible en: http://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/1688

Índice por autores
2010-2014

Coyuntura Económica: Investigación económica y social Índice por autores 2010-2014

A

Acosta, Karina; Meisel, Adolfo
"Diferencias étnicas en Colombia: una mirada antropométrica"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 1, Junio 2012.
p. 139-160

Angulo, Roberto; Gaviria, Alejandro; Morales, Liliana
"La década ganada: evolución de la clase media, la pobreza y la vulnerabilidad en Colombia 2002-2011"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 1, Junio 2014.
p. 173-209

Ávila M., Oscar Iván
"Efectos de la política pública sobre la brecha salarial y la producción de largo plazo"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 1, Junio 2013.
p. 67-94

B

Bardey, David
"Competencia en el sector de la salud: énfasis en el caso colombiano"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 17-52

Becerra F., Alejandro
"Restricciones financieras para la innovación en la industria manufacturera colombiana"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 1, Junio 2011.
p. 185-224

Bell L. Gustavo
"Colombia en el Gran Caribe"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No.1, Junio 2010.
p. 69-88

B

Bello D., Omar
"La elasticidad PIB del gasto social en países seleccionados de América Latina"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 2, Diciembre 2011.
p. 159-184

Bonilla, Leonardo M.
"Doble jornada escolar y calidad de la educación en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 1, Junio 2011.
p. 63-103

Borda G., Sandra
"Política exterior estadounidense y relaciones con Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 89-115

Botero M., Rodrigo
"Modernidad, tecnocracia y democracia liberal"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 206-210

Botero M., Rodrigo; Gaviria U., Alejandro; Hommes, Rudolf; Montenegro T., Armando; Steiner S., Roberto
"Reseña, presentación y comentarios del libro El Bejuco de Tarzán y Otras Digresiones Tecnocráticas de Rodrigo Botero"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 201-221

C

Cajiao, Santiago; Melo, Luis Fernando; Parra, Daniel
"Pronósticos para una economía menos volátil: el caso colombiano"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 2, Diciembre 2014.
p. 35-60

Calderón, Laura
"Conflictos asociados al uso del suelo: una aproximación al área de conservación óptima en el Páramo de Santurbán"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 2, Diciembre 2014.
p. 61-104

Cano, Luz Patricia
"La corrupción y la ineficiencia en el gasto público local y su impacto en la pobreza en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 1, Junio 2014.
p. 121-172

C

Castillo C., Maribel; González D. Oscar A.; Escandón, Diana M.
"Cali, ¿cómo vamos en pobreza? Efectos de zona, comuna y hogar en la percepción de la pobreza"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 1, Junio 2012.
p. 117-138

Cerecedo, Daniel; Rivera, Estefanía; Gómez, Wulfrano
"Relevancia de la información financiera en el precio de las acciones del mercado mexicano"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 1, Junio 2014.
p. 289-306

Chica, Ricardo; Osorio, Daniel; Guevara, Oscar; López, Diana
"Growth Determinants in Latin America and East Asia: has globalization changed the engines of growth?"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 1, Junio 2012.
p. 161-204

Chicaíza, Lilinana; García, Mario; Romano, Giancarlo
"Análisis Costo Utilidad: Evolución, fundamentos e implicaciones"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 97-111

D

Di Giovambattista, Ana Paula; Panigo, Demian
"Widening social security coverage. Evaluating income distribution effects of Argentina's PROG.R.ES.AR"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 2, Diciembre 2014.
p. 105-126

Duarte, Jorge; Guerrero, Ramiro
"Propuesta de mecanismos de pagos ex post para reducir la selección de riesgos en el Sistema de Salud colombiano"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 1, Junio 2014.
p. 211-238

F

Feal Z., Soledad
"Impacto del Mercosur sobre el crecimiento económico de Argentina"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 1, Junio 2011.
p. 257-299

Fisher, Eloy
"La inflación en Panamá (2006-2012): Un estudio descriptivo y econométrico"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 2, Diciembre 2014.
p. 127-149.

G

Galvis A., Luis Armando
"Informalidad laboral en las áreas urbanas de Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 1, Junio 2012.
p. 15-51

Galvis, Luis Armando.
"¿El triunfo de Bogotá?: desempeño reciente de la ciudad capital"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 1, Junio 2013.
p. 199-236.

García, Mario; Chicaíza, Liliana; Quitian, Hoover; Linares, Adriana; Ramírez, Oscar
"Costo-efectividad consolidación de LMA pediátrica de riesgo intermedio en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 153-165

Gaviria Uribe, Alejandro
"Comentarios sobre El Bejuco de Tarzán y Otras Digresiones Tecnocráticas"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 211-212.

Gómez R., Hernando José
"Economía, comercio e inversión"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 31-67.

Guerrero, Tomás
"Violencia guerrillera y crecimiento económico: Revisión de la literatura e índices de violencia a nivel departamental (1988-2005)"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 2, Diciembre 2012.
p. 189-229

H

Herrera, Luis Omar
"Determinantes de la tasa de graduación y de la graduación a tiempo en la educación superior de Colombia 1998-2010"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 1, Junio 2013.
p. 143-177.

Hommes, Rudolf.
"Don Quijote en el Trópico Húmedo"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 213-214.

J

Jola S., Andrés Fernando
"Determinantes de la calidad de la educación media en Colombia: un análisis de los resultados PISA 2006 y del plan sectorial Revolución Educativa"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 1, Junio 2011.
p. 25-61

L

Llinás, Marco
"What Goods Should Colombia Produce and Do We Have the Adequate Institutions to Produce them? Shedding some light on the defining of an industrial policy for Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 2, Diciembre 2012.
p. 59-120

López, Laura
"Efectos de la política de seguridad sobre el crecimiento económico en Colombia 1990-2006"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 2, Diciembre 2011.
p. 25-85

Loría, Eduardo; Salasti, Emmanuel; Libreros, Catalina
"Crisis de Paro en España: Una Aplicación de la Ley de Okun, 1995.1-2012.2"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 2, Diciembre 2012.
p. 135-152

Llano, Jorge
"Familias en Acción: la historia a la luz de sus impactos"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 1, Junio 2014.
p. 77-120

M

Malagón, Jonathan; Ocampo, José Antonio
"El tamaño del estado y su impacto redistributivo en América Latina"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 1, Junio 2014.
p. 15-76

Márquez, Julián
"El seguro de depósito y su incidencia en la disciplina de mercado en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 2, Diciembre 2011.
p. 87-117

Marroquín A., Juan; Ríos B., Humberto
"Política fiscal, crecimiento y desigualdad: un enfoque de equilibrio general"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 2, Diciembre 2011.
p. 185-211

M

Mejía, Aurelio; Mejía, María Elena
"Análisis bayesiano en evaluación económica en salud"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 113-121

Mejía, Aurelio; Atehortúa, Sara; Flórez, Iván Darío; Sierra, Javier Mauricio; Mejía, María Elena; Ramírez, Carolina
"Análisis de costo efectividad del zinc para la prevención de la enfermedad diarreica aguda en niños menores de 5 años en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 123-136

Molina L., Adriana
"¿Sobreexplotación o conservación?: evidencia experimental sobre un problema de dependencia económica en comunidades rurales"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 1, Junio 2011.
p. 139-183

Molinos I., Camila
"La Ley de protección a la maternidad como incentivo de participación laboral femenina: el caso colombiano"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 1, Junio 2012.
p. 93-116

Montenegro T., Armando
"Presentación del libro El Bejuco de Tarzán y Otras Digresiones Tecnocráticas"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 215-218

Montoya, Cindy C.
"El racionamiento de crédito a las microempresas en Colombia. Un estudio de los tipos de racionamiento"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 1, Junio 2011.
p. 225-255

N

Núñez T., Carlos Alejandro
"Movilidad social, desigualdad de oportunidades y actividades delictivas: un enfoque teórico"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 2, Diciembre 2010.
p. 95-117

O

Ome, Alejandro
"Salarios de los Docentes Públicos en Colombia 1995-2010"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 2, Diciembre 2012.
p. 121-134

P

Parra-Peña S., Rafael I.; Ordóñez A., Liliana A.; Acosta M., Camilo A.
"Pobreza, brechas y ruralidad en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 1, Junio 2013.
p. 15-36

Perdomo N., Francisco Javier
"¿Qué determina la eficiencia de las Entidades de Microfinanzas en Colombia? Estudio de las ONGs asociadas a Bancoldex"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 2, Diciembre 2011.
p. 119-157

Perry R., Guillermo; Sabogal M., Adriana
"La verdadera riqueza de las naciones. Comentario al Informe sobre Desarrollo Humano 2010"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 2, Diciembre 2010.
p. 121-129

Pinzón C., Mariana
"Sobrerrepresentación legislativa y transferencias territoriales en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 2, Diciembre 2010.
p. 73-94

Parada, Ludy Alexandra; Taborda, Alejandra; Chicaíza, Liliana
"Evaluación Económica de Tecnología Sanitaria y Toma de Decisiones en Salud"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 81-95

Prada, Sergio I.; Aguirre, Andrés F.
"Competencia Complejidad Innecesaria: tratamiento de tuberculosis y descentralización territorial en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 53-79

R

Ramírez, Juan Mauricio; Bedoya, Juan Guillermo
"Regalías directas por hidrocarburos y esfuerzo fiscal municipal en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 2, Diciembre 2014.
p. 15-34.

Ramírez V., Socorro
"Colombia: fronteras terrestres, vecindad e integración"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 117-148

R

Restrepo C., Manuel A.
"Efectos de la cuota económica a la importación de automóviles desde México"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 2, Diciembre 2010.
p. 49-72

Reyes R., Camilo
"Dimensiones relevantes para Colombia de las instituciones multilaterales políticas y su reforma"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 149-178

Rojas, María Ximena; Parada, Ludy Alexandra; Bohorquez, Adriana; Rodríguez, María Nelcy; Gómez, Carlos
"Tratamiento farmacológico de primera línea para la depresión en la población adulta (>18 años): Evaluación Económica para Colombia "
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 185-212

Rojas, María Ximena; Rodríguez, Viviana Alejandra; Tamayo, Diana Carolina; Dennis, Rodolfo; Lozano, Juan Manuel; Rojas, Catherine; Harker, Jorge García; Bastidas, Jaime Alberto; Pérez, Luis Alfonso
"Costos Médicos Directos del Síndrome de Dificultad Respiratoria del Recién Nacido en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 167-183

Rueda, Juan David; Rosselli, Diego; Ruiz, Juan Gabriel
"Cost-Effectiveness of Respiratory Syncytial Virus Infection (RSV) Prophylaxis with Palivizumab in Preterm Infants in Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 2, Diciembre 2013.
p. 137-151

S

Sabogal M., Adriana
"Brecha salarial entre hombres y mujeres y ciclo económico en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 1, Junio 2012.
p. 53-91

Sánchez J. Andrés
"Después de la inundación"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 2, Diciembre 2011.
p. 213-246

Sanguinetti, Pablo; Villar, Leonardo
"Patrones de desarrollo en América Latina: ¿Convergencia o caída en la trampa del ingreso medio?"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 2, Diciembre 2012.
p. 155-188

S

Santarcangelo, Juan
"Crecimiento económico y desigualdad del ingreso en Argentina"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 1, Junio 2013.
p. 179-198

Sarabia, Marianela; Ernst, Christoph
"The employment dimension of construction: A closed input-output analysis"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 44, No. 1, Junio 2014.
p. 239-288

Silva R., Santiago
"Evaluación de impacto de los programas de renovación de cafetales 2007-2011; efectos sobre la capacidad productiva de los caficultores colombianos"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 42, No. 2, Diciembre 2012.
p. 15-58

T

Tokatlian, Juan Gabriel
"La cuestión de las drogas y la política exterior de Colombia: hacia un cambio paradigmático"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 1, Junio 2010.
p. 179-199

U

Uribe, Juan Pablo
"¿Puede una expansión educativa reducir la desigualdad? Un ejercicio de microsimulaciones para Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 1, Junio 2013.
p. 95-142

V

Vaca F., Julio César
"Sistema Pensional colombiano: ¿fuente de igualdad o desigualdad?"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 43, No. 1, Junio 2013.
p. 37-66

Vélez A., Luis Guillermo
"La Reforma a la Ley 30: Ganadores y Perdedores"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 2, Diciembre 2011.
p. 247-254

Villamarín G., Adriana
"Calcular para prevenir: una estimación de los costos de la violencia homicida en Colombia"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 41, No. 1, Junio 2011.
p. 105-137

V

Vinasco I., Juan David
"Impacto de la competencia por inversión extranjera directa en la inflación"
Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social. Vol. 40, No. 2, Diciembre 2010.
p. 27-47

INSTRUCCIONES PARA LA PUBLICACIÓN DE ARTÍCULOS EN COYUNTURA ECONÓMICA: INVESTIGACIÓN ECONÓMICA Y SOCIAL

La revista *Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social* de Fedesarrollo es una publicación semestral que tiene como propósito publicar artículos de alta calidad técnica cuyos temas centrales comprendan el análisis teórico y empírico en las áreas económicas, incluyendo análisis económico de temas sociales. Adicionalmente, la Revista incluye ocasionalmente reseñas analíticas de libros y otro tipo de producciones intelectuales.

Los artículos que se sometan a consideración del Comité Editorial no deben haber sido publicados anteriormente ni estar simultáneamente propuestos en otras revistas académicas.

Normas editoriales:

1. Los trabajos deben ser enviados en Word para Windows o en Latex/Lyx grabados en formato .rtf y .pdf y deben tener un máximo de 50 páginas incluyendo gráficos, tablas y anexos. Deben estar escritos en el tipo de letra *Times New Roman*, tamaño 12, a espacio y medio, en tamaño carta y con márgenes de tres centímetros. Adicionalmente, el documento debe estar debidamente paginado y los títulos y subtítulos numerados consecutivamente.
2. Sólo se aceptan trabajos escritos en español o en inglés.
3. El cuerpo del documento debe incluir un resumen en español e inglés, de máximo 150 palabras. Además, se debe incluir al menos tres palabras claves, igualmente en inglés y español, y tres clasificaciones JEL (http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php).
4. En un archivo aparte se debe enviar la hoja de vida del (los) autor(es).
5. Se debe enviar un archivo de Excel con las tablas, gráficas y figuras utilizadas en el artículo.
6. La información sobre todos los datos utilizados en el análisis del trabajo debe estar documentada de forma clara y precisa.
7. Las referencias en el cuerpo del documento deben aparecer entre un paréntesis que incluya el apellido del autor y el año de, por ejemplo (Gómez, 2010). Si se citan más de tres autores se debe poner (Gómez *et ál.*, 2010).
8. Las referencias bibliográficas al final del documento deben aparecer en orden alfabético y comprender únicamente la literatura específica sobre el tema del artículo. Estas deben estar escritas en el formato especificado por la American Psychological Association (APA) tal como el siguiente ejemplo:

Mogg, K., Bradley, B. P., de Bono, J., & Painter, M. (1997). Time course of attentional bias for threat information in non-clinical anxiety. Behavioral Research Therapy, 35, 297-303.

Para más información, consulte (http://www.apastyle.org/learn/tutorials/basics-tutorial.aspx) para las características y especificaciones acerca de este método.

Así mismo, es importante que el (los) autor(es) tenga(n) en cuenta las siguientes pautas:

1. Los artículos se deben enviar como documento adjunto a coyuntura@fedesarrollo.org.co.
2. El (los) autor(es) recibirá(n) acuso de recibo del documento tan pronto éste sea enviado. Sin embargo, es importante aclarar que la recepción de un artículo no obliga su publicación.
3. Los artículos serán revisados en primera instancia por el equipo editorial y científico y, de ser considerados para publicación, serán enviados de manera anónima a árbitros especializados, quienes emitirán un juicio calificado en un plazo de tres semanas calendario.
4. El Editor de *Coyuntura Económica* tomará en cuenta los comentarios realizados por el árbitro anónimo en su decisión de publicación, la cual se compromete a comunicar al (los) autor(es) oportunamente. En caso que el artículo sea aceptado, los comentarios serán enviados al (los) autor(es) quien(es) tendrá(n) tres semanas calendario para revisar los comentarios y enviar nuevamente el artículo para revisión del Editor.
5. El Editor de *Coyuntura Económica* se compromete a mantener informado(s) al (los) autor(es) durante las diferentes etapas del proceso editorial.

Editor Coyuntura Económica | **Daniel Gómez** | dgomez@fedesarrollo.org.co | Tel. + 5 71 3259777 Ext. 338
Asistente Coyuntura Económica | **Camilo Correa** | ccorrea@fedesarrollo.org.co | Tel. + 5 71 3259777 Ext. 357

Una
Prospectiva Económica
de manos expertas

Suscripción año 2015



Incluye:

- Cuatro ediciones al año
- Servicio de Acompañamiento Macroeconómico
- Envío mensual de la Encuesta de Opinión Financiera
- Envío mensual de los Boletines de Encuesta de Opinión al Consumidor y Encuesta de Opinión Empresarial
- Envío virtual de la publicación mensual Tendencia Económica
- Envío de Informes Trimestrales
- Pauta publicitaria
- Invitación a Debates de Coyuntura Económica y Social Fedesarrollo

Informes Oficina Comercial

Teléfono (571) 325 97 77 Ext.: 340 | 365 | 332

E-mail: comercial@fedesarrollo.org.co | www.fedesarrollo.org.co

Calle 78 No. 9-91 | Bogotá, Colombia

FEDESARROLLO

Centro de Investigación Económica y Social